
Os efeitos das Consolidações Orçamentais na Desigualdade de Distribuição
de Rendimentos – uma aplicação aos países da Zona Euro

Rui Pedro Barreiro Graça

Dissertação
Mestrado em Economia

Orientado por
Vitor Manuel Carvalho
Ana Paula Ribeiro

2022

Nota Biográfica

Rui Pedro Barreiro Graça nasceu no dia 19 de outubro de 1999, natural da freguesia da Cidade da Maia, do município da Maia, Portugal.

Em 2017, concluiu o ensino obrigatório na Escola Secundária da Maia. No mesmo ano, ingressou na Licenciatura em Economia na Faculdade de Economia do Porto (FEP).

Entre setembro de 2019 e fevereiro de 2020, estudou na Universidade de Economia de Cracóvia (Polónia), ao abrigo do programa de intercâmbio Erasmus+.

Em junho de 2020, passados 3 anos, termina a mesma Licenciatura. Ainda no ano em que licenciou, ingressou no Mestrado em Economia, na mesma faculdade, que ainda frequenta.

Agradecimentos

A realização deste trabalho, cuja sua entrega simboliza o término deste percurso, representou um desafio, assim como uma importante oportunidade de crescimento e desenvolvimento. Esta jornada foi longa e desafiante, e tal como em todos os desafios, existiram os seus momentos altos e baixos. Porém, em todos os momentos, foi-me possível contar com contributo e incentivo de todos os que me acompanharam nesta fase do meu processo formativo. Desta forma, gostaria de agradecer a todos aqueles que contribuíram para a conclusão desta etapa.

Em primeiro lugar, gostaria de agradecer aos meus companheiros desta jornada, os meus orientadores. Ao Professor Vitor Carvalho e à Professora Ana Paula Ribeiro, os meus mais sinceros agradecimentos por todo o esforço, disponibilidade, paciência, simpatia e, por todos os conhecimentos que me transmitiram. Mas, também, pelo grau de rigor, exigência, assim como pela motivação que tornaram este trabalho possível.

Agradeço aos meus pais, ao meu irmão e à minha avó Fátima por todo o apoio que me deram, nomeadamente, nos momentos mais difíceis, por acreditarem mais nas minhas capacidades do que eu próprio e, por expressarem todo o orgulho que sentem em mim. Aos meus restantes familiares: avós, tios, padrinhos e primos, agradeço por todo o apoio que transmitiram e por acreditarem que consigo atingir os meus objetivos.

À Lili, a quem dedico este parágrafo, dedico um obrigado especial. Por ter lá estado todos os dias, sem qualquer exceção, por ter caminhado comigo este percurso e ter ouvido todos os meus desabaços sobre este trabalho. Por me ouvir, e compreender. Agradeço por todo o apoio incondicional, carinho e confiança nas minhas capacidades, sobretudo quando colocava tudo em causa.

Aos meus amigos agradeço pelo apoio e interesse, tal como por aceitarem as minhas ausências.

A todos vós, o meu mais sincero obrigado,
Rui Pedro Graça

Resumo

A presente dissertação enquadra-se na literatura relativa ao estudo dos impactos dos episódios de consolidações orçamentais na desigualdade de distribuição de rendimentos. Esta estirpe de literatura obteve maior dimensão na sequência da Grande Recessão de 2008-2009 e da Crise das Dívidas Soberanas, após a implementação de programas de consolidação orçamental, por vários estados europeus, e subsequentes impactos na desigualdade de rendimentos.

Com este trabalho, pretende-se, mais concretamente, analisar o impacto das consolidações orçamentais na desigualdade de rendimentos, assim como o impacto do tipo de programa de ajustamento implementado: podendo este ser efetuado, nomeadamente, através de medidas do lado da receita (aumento acentuado das receitas públicas, por via do aumento de impostos), ou do lado da despesa (cortes significativos na despesa pública). Para este efeito, esta dissertação pretende: (i) efetuar uma revisão da literatura, teórica e empírica, sobre o impacto dos programas de ajustamento orçamental na desigualdade de rendimentos, dando especial ênfase às determinantes da desigualdade de rendimento, aos efeitos redistributivos da política orçamental e à diversidade de resultados empíricos; e (ii) levar a cabo uma aplicação empírica para os 19 estados-membros que, atualmente, compõem a Zona Euro, no horizonte temporal entre 1995-2015, com o intuito de analisar o impacto das consolidações orçamentais na desigualdade de distribuição de rendimentos.

Através do estudo empírico realizado, foi possível concluir que as consolidações orçamentais têm, de facto, um impacto nefasto sobre a desigualdade de rendimento. Este impacto é, nomeadamente, significativo quando se trata de um ajustamento por via da diminuição da despesa pública, para os países com menor desigualdade; sendo ambíguo quando se trata de uma consolidação por meio do aumento de receitas. Assim, percebe-se que os impactos na desigualdade de rendimentos devem ser tidos em consideração pelos decisores de política orçamental aquando da elaboração dos programas de ajustamento orçamental.

Códigos JEL: D31; D63; E62; E64

Palavras-chave: Política orçamental; Consolidação Orçamental; Coeficiente de Gini; Desigualdade na distribuição de rendimentos; Dados em painel.

Abstract

The present dissertation fits into the literature related to the study of the impacts of episodes of fiscal consolidations on income inequality. This strain of literature gained greater traction following the Great Recession of 2008-2009 and the Sovereign Debt Crisis, after the implementation of fiscal consolidation programs by several European states and subsequent impacts on income inequality.

With this work, it is intended, more specifically, to analyze the impact of fiscal consolidations on income inequality, as well as the impact of the type of adjustment program implemented: it can be carried out, namely, through measures on the revenue side (increase in public revenue, through tax increases), or on the expenditure side (significant cuts in public expenditure). For this purpose, this dissertation intends to: *(i)* make a review of the literature, theoretical and empirical, on the impact of fiscal adjustment programs on income inequality, with special emphasis on the determinants of income inequality, on the redistributive effects of fiscal policy and the diversity of empirical results; and *(ii)* conduct an empirical application for the 19 member states that currently make up the Eurozone, in the time horizon between 1995-2015, in order to analyze the impact of fiscal consolidation on income inequality.

Through the empirical study carried out, it was possible to conclude that fiscal consolidations have, in fact, a harmful impact on income inequality. This impact is particularly significant when it comes to an adjustment through the reduction of public expenditure, for countries with less income inequality; being ambiguous when it comes to tax-based consolidations. Thus, the impacts on income inequality should be considered by fiscal policy makers when designing fiscal adjustment programs.

JEL codes: D31; D63; E62; E64

Keywords: Macroeconomic policies; Fiscal consolidation; Gini coefficient; Income inequality; Panel data.

Índice Geral

Nota Biográfica.....	i
Agradecimentos	ii
Resumo.....	iii
Abstract.....	iv
Índice de Quadros	vii
Índice de Figuras.....	viii
Índice de Anexos	ix
Lista de Siglas e Abreviaturas.....	x
1. Introdução	1
2. Revisão de literatura	4
2.1. Definição dos principais conceitos.....	4
2.1.1. Consolidação Orçamental.....	4
2.1.2. Desigualdade de rendimentos	6
2.2. Determinantes da desigualdade de rendimento	7
2.3. Efeitos redistributivos da política orçamental	10
2.3.1. Efeitos redistributivos do lado da despesa orçamental	11
2.3.2. Efeitos redistributivos do lado da receita orçamental.....	14
2.3.3. Impactos das consolidações orçamentais sobre a desigualdade de distribuição de rendimentos	17
3. Abordagem empírica.....	26
3.1. Definição da amostra.....	26
3.2. Critérios para a identificação de episódios de consolidação orçamental	28
3.3. Metodologia de estimação	32
4. Análise dos resultados empíricos	35
4.1. Análise descritiva dos períodos de consolidação e da evolução da desigualdade de rendimentos	35
4.2. Impacto das consolidações orçamentais na desigualdade de distribuição de	

rendimento.....	38
4.3. Impacto dos tipos de consolidação orçamental na desigualdade de distribuição de rendimento.....	41
4.4. Extensões dos modelos empíricos apresentados anteriormente	43
5. Conclusões	48
6. Bibliografia	51
7. Anexos	57

Índice de Quadros

Quadro 1 – Síntese de alguns resultados empíricos do impacto das consolidações orçamentais na desigualdade de rendimentos.....	23
Quadro 2 – Episódios de consolidação orçamental identificados entre 1995-2020 (com base no critério de Alesina e Ardagna, 1998 e em Heimberger, 2020)	29
Quadro 3 – Tipologia dos episódios de consolidação orçamental na Eslováquia (critério Alesina et al., 2012).....	31
Quadro 4 – O impacto das consolidações orçamentais na desigualdade de rendimentos ...	38
Quadro 5 – Impacto dos tipos de consolidação orçamental na desigualdade de rendimentos	42
Quadro 6 – Impacto dos tipos de consolidação orçamental na desigualdade de rendimentos (para altos e baixos níveis de desigualdade)	45
Quadro 7 – Impacto dos tipos de consolidação orçamental na desigualdade de rendimentos (mediante 3 períodos temporais).....	46
Quadro 8 – Fontes de dados para a classificação dos episódios de consolidação orçamental em TB e EB (critério Alesina et al., 2012).....	60

Índice de Figuras

Figura 1 – Impacto das consolidações orçamentais nos coeficientes de Gini para os rendimentos disponíveis num subconjunto de países da ZE.....	35
Figura 2 – Impacto dos tipos de consolidação orçamental nos coeficientes de Gini para os rendimentos disponíveis num subconjunto de países da ZE.....	37

Índice de Anexos

Anexo A – Matriz de correlação entre variáveis	57
Anexo B – Estatísticas relativas de cada variável da amostra.....	59
Anexo C – Fontes de dados para a classificação das consolidações orçamentais	60
Anexo D – Episódios de consolidação orçamental para os países da Zona Euro	62
Anexo E – Testes Redundant Fixed Effects.....	66

Lista de Siglas e Abreviaturas

AUT – Áustria

BEL – Bélgica

CAPB – *Cyclically Adjusted Primary Balance*

CYP – Chipre

DEU – Alemanha

EB – *Expenditure-Based*

ESP – Espanha

EST – Estónia

FIN – Finlândia

FRA – França

GRC – Grécia

IMF – *International Monetary Fund*

IRL – Irlanda

ITA – Itália

LTU – Lituânia

LUX – Luxemburgo

LVA – Letónia

MLT – Malta

NLD – Países Baixos

OCDE – Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Económico

OECD – *Organisation for Economic Co-operation and Development*

OLS – *Ordinary Least Squares*

PIB – Produto Interno Bruto

PRT – Portugal

PVAR – *Panel Vector Autoregression*

SUR – *Seemingly Unrelated Regressions*

SVK – Eslováquia

SVN – Eslovénia

SWIID – *Standardized World Income Inequality Database*

SWTCH – *Simulating Welfare and Income Tax Changes*

TB – *Tax-Based*

UEM – União Económica e Monetária

VAR – *Vector Autoregression*

ZE – Zona Euro

1. Introdução

A desigualdade de rendimentos nos países da OCDE tem registado um aumento acentuado desde meados da década de 1980 (OECD, 2015), tornando-se assim, uma preocupação crescente e generalizada, principalmente na sequência da Grande Recessão (2008-09). De acordo com Berg e Ostry (2011), o crescimento económico robusto e sustentável está associado a uma distribuição mais equitativa dos rendimentos. Desta forma, a problemática da desigualdade de distribuição dos rendimentos tem vindo a ganhar um peso acrescido, devido às consequências que podem emergir, como por exemplo, uma diminuição do ritmo do crescimento económico. De facto, o IMF considera como uma das grandes prioridades dos decisores políticos a promoção do crescimento de longo prazo, tornando-o mais inclusivo (IMF, 2016).

Simultaneamente, a Grande Recessão exigiu a implementação de políticas orçamentais contracíclicas como instrumento de estabilização. Esta utilização generalizada de políticas orçamentais expansionistas levou a que múltiplos países europeus se defrontassem com consideráveis défices orçamentais sucessivos e dívidas públicas altas em trajetória crescente. Assim, estes graves desequilíbrios das contas públicas e o risco de insustentabilidade da dívida pública, levaram vários estados europeus a reagir através da adoção de fortes programas de ajustamento orçamental, as consolidações orçamentais.

Esta realidade lançou o debate sobre os efeitos das políticas orçamentais, e particularmente das consolidações orçamentais, na desigualdade de distribuição de rendimentos. Esta questão regista algum consenso na literatura: as consolidações orçamentais tendem a aumentar a desigualdade de rendimentos. Os efeitos tendem a ser significativamente nefastos quando os ajustamentos orçamentais são baseados no corte significativo de despesa pública e tendem a registar efeitos “equalizadores”, ainda que muitas das vezes não significativos, quando são implementados via aumento acentuado das receitas públicas (*e.g.*, Ball et al., 2013; Heimberger, 2020; Woo et al., 2013).

Este debate sobre os efeitos das consolidações orçamentais na desigualdade de rendimentos tem, adicionalmente, importância atual: na sequência da crise pandémica, e da consequente nova subida generalizada das dívidas soberanas na maior parte dos países, antevê-se que alguns tenham de implementar, nos próximos anos, processos de consolidação orçamental. O impacto nas desigualdades de rendimentos que eventuais

ajustamentos possam causar poderá comprometer recuperações económicas em cenários pós-crise. É desta temática relativa aos impactos dos programas de ajustamento orçamental e da sua atualidade que surge a motivação para esta dissertação.

Este trabalho tem como objetivo analisar os impactos das consolidações orçamentais, assim como dos tipos de programas de ajustamento implementados, na desigualdade de distribuição de rendimentos. Em outros termos, pretende-se perceber se as consolidações têm efeitos nefastos sobre a desigualdade de rendimentos, tal como os impactos provenientes de ajustamentos do lado da receita (baseados em aumentos significativos das receitas públicas) e do lado da despesa (por via de cortes acentuados na despesa pública).

De forma a poder responder a estas questões, efetuou-se, inicialmente, uma revisão de literatura com o propósito de estudar as principais determinantes da desigualdade de rendimentos, os efeitos redistributivos da política orçamental, bem como os impactos dos programas de ajustamento orçamental na desigualdade de rendimentos. Para além disso, evidenciaram-se os resultados empíricos discutidos na literatura. Consecutivamente, foi realizado um estudo empírico, aplicado às 19 economias que constituem a Zona Euro, entre 1995-2015, com o objetivo de averiguar os impactos das consolidações sobre a desigualdade de rendimentos.

Esta trabalho pretende contribuir para a literatura já existente através de quatro vertentes: *(i)* avaliar se o impacto das consolidações orçamentais na desigualdade de rendimentos foi distinto em períodos de consolidação alternativos; *(ii)* avaliar se o impacto dos programas de austeridade sobre a desigualdade da distribuição de rendimentos é sensível ao nível inicial de desigualdade dos países em que são realizados; *(iii)* expandir a amostra, considerando, por um lado, todos os países da Zona Euro; e, por outro lado, *(iv)* analisando um horizonte temporal mais recente (1995-2015). A opção por 2015 como o último ano do período de análise, recai sobre o facto de que as consolidações orçamentais após este ano serem poucas, assim como pouco significativas.

A presente dissertação estará dividida em cinco grandes capítulos distintos. Após a introdução, no segundo capítulo apresenta-se uma revisão de literatura teórica e empírica sobre o impacto das consolidações orçamentais na desigualdade de rendimentos, com particular ênfase sobre as principais determinantes da desigualdade, assim como os efeitos redistributivos da política orçamental. Ainda neste capítulo, são apresentados estudos

empíricos que procuram avaliar os impactos dos programas de ajustamento na desigualdade de rendimentos. No capítulo três, referente à abordagem empírica, serão apresentados todos os pressupostos inerentes (*e.g.*, amostra, critérios de identificação de episódios de consolidação orçamental) e, os modelos estudados e aplicados. Relativamente ao capítulo quatro, este é referente à análise dos resultados empíricos obtidos pelos modelos escritos no capítulo. Este trabalho termina no capítulo cinco, com a exposição das principais conclusões e recomendações aos decisores de política orçamental.

2. Revisão de literatura

2.1. Definição dos principais conceitos

A comparação das conclusões obtidas pelos múltiplos estudos referidos neste trabalho é dificultada, não só devido às diferentes metodologias adotadas pelos vários autores, mas também pela utilização de distintas medidas e conceitos de consolidação orçamental e de desigualdade de distribuição de rendimentos. Desta forma, torna-se essencial definir os conceitos nucleares desta dissertação, assim como as medidas utilizadas para os avaliar.

2.1.1. Consolidação Orçamental

Uma consolidação orçamental pode ser definida, genericamente, como uma política orçamental contracionista discricionária, que tem como objetivo reduzir o peso da dívida pública em percentagem do produto, através de um ajustamento significativo e persistente das contas públicas que, na maioria dos casos, implica gerar excedentes orçamentais primários. Este ajustamento pode ser efetuado através de medidas do lado da receita (aumento acentuado das receitas públicas, por via do aumento de impostos), do lado da despesa (cortes significativos na despesa pública), ou uma combinação de ambas (Agnello e Sousa, 2014).

Na literatura existem diferentes critérios específicos para a identificação de episódios de consolidações orçamentais. Por exemplo, seguindo a “abordagem convencional”, para Alesina e Ardagna (1998), um ano é considerado como pertencente a um período de consolidação orçamental se o saldo orçamental primário ajustado do ciclo registar uma melhoria de pelo menos 2% do PIB, ou se pertence a um período de dois anos consecutivos nos quais o saldo orçamental estrutural primário regista uma melhoria de 1,5% do PIB por ano, em cada um dos anos em questão. Segundo os autores, a escolha de um critério tão rigoroso ignora ajustamentos mais pequenos, mas prolongados. Esta decisão deve-se ao interesse em estudar os episódios de ajustamento considerados fortes e com dimensão considerável, visto que estes indicam, claramente, uma alteração na posição orçamental. Por sua vez, Giavazzi e Pagano (1996) apresentam um outro conjunto de critérios para a definição de episódios de consolidação orçamental. De acordo com os autores, um ano pode ser considerado como um episódio se o saldo orçamental primário ciclicamente ajustado (CAPB) assinalar uma melhoria cumulativa de 5%, 4% ou 3% do PIB

em 4, 3 ou 2 anos, respetivamente; ou se o CAPB registar uma melhoria de 3% do produto em apenas 1 ano. Por outro lado, segundo Afonso (2010), um episódio de consolidação orçamental ocorre se a melhoria do saldo primário orçamental ajustado do ciclo for superior a 1,5 vezes ao desvio-padrão num ano, ou se a média da melhoria do CAPB dos dois últimos anos for superior ao desvio-padrão da amostra.

Os critérios apresentados anteriormente recorrem ao CAPB, visto que, as receitas e despesas governamentais movimentam-se de acordo com as fases do ciclo económico surgindo, assim, um problema de endogeneidade. Os investigadores estão interessados em identificar medidas orçamentais discricionárias que expressem a vontade dos decisores políticos de reduzir a dívida soberana; deste modo, é necessário expurgar os efeitos dos estabilizadores automáticos (Heimberger, 2020). Estes últimos podem ser definidos como algumas rubricas do saldo orçamental que reagem de forma automática, ou seja, sem qualquer intervenção por parte das autoridades decisoras, à conjuntura, com o objetivo de reduzir a amplitude dos ciclos económicos (dois exemplos típicos são os impostos sobre o rendimento e o subsídio de desemprego).

Apesar dos indicadores representarem uma importante marca de referência para a avaliação das políticas orçamentais, a “abordagem convencional” está sujeita a um número significativo de limitações (Larch e Turrini, 2010). Primeiramente, existem incertezas relativas aos procedimentos adotados para efetuar os ajustamentos cíclicos, existindo alguma arbitrariedade nas técnicas usadas para purgar o impacto dos ciclos económicos do saldo orçamental, nomeadamente ao nível das diferentes metodologias de estimação do produto potencial. Para além disso, há a possibilidade de existirem erros na medição do saldo primário estrutural, que podem estar correlacionados com a avaliação da conjuntura económica (Darby e Melitz, 2008). Em segundo lugar, a “abordagem convencional” implica considerar como constantes as elasticidades das múltiplas rúbricas orçamentais relativamente ao produto. Porém, a evidência empírica aponta que estas podem variar ao longo do tempo, podendo ainda apresentar uma elevada volatilidade (Jaeger e Schuknecht, 2007). Existe ainda a possibilidade desta abordagem omitir episódios de consolidação orçamental que foram seguidos por choques adversos, o que originou a necessidade de implementação de medidas discricionárias compensatórias (Agnello e Sousa, 2014).

Como forma de obviar medições incorretas das políticas discricionárias aplicadas, existe uma outra abordagem para identificar e medir consolidações orçamentais - a “abordagem

narrativa”. Esta baseia-se em recolha de informação pela análise de discursos presidenciais, documentos oficiais e relatórios dos conselhos de ministros ou órgãos equivalentes para identificar um processo de austeridade, estimando diretamente o impacto orçamental das medidas implementadas pelos decisores políticos (Romer e Romer, 2010).

A “abordagem narrativa” elimina qualquer endogeneidade da resposta da política orçamental à economia, visto que retrata as decisões e intenções políticas descritas em documentos oficiais dos organismos de tomada de decisões de política orçamental, servindo assim para identificar de forma mais eficiente as medidas discricionárias (Agnello e Sousa, 2014). Esta abordagem captura as componentes de decisão dos decisores políticos primariamente relacionadas com objetivo de redução do peso do *stock* de dívida pública no produto, excluindo assim outros fatores institucionais, políticos ou económicos que possam motivar um programa de consolidação orçamental. Para além disso, esta abordagem permite uma decomposição mais fina dos episódios de ajustamento orçamental em ajustamentos mais voltados para a despesa (“*spending-based*”) ou mais voltados para a receita (“*tax-based*”), o que permite uma maior qualificação dos impactos dos choques orçamentais (Cardoso e Carvalho, 2021).

No entanto, este tipo de abordagem também tem as suas desvantagens. Jordà e Taylor (2016) apontam que esta estratégia pode não eliminar completamente o problema da endogeneidade associada ao ciclo económico, estando assim dependente dos critérios usados para construir a base de dados. Carvalho e Cardoso (2021) vão mais além, expressando preocupação sobre a utilização de diferentes fontes de modo a obter estimativas relativas ao impacto orçamental das ações políticas, visto que podem juntar dados obtidos através de metodologias incompatíveis. Por fim, Furceri et al. (2018) destacam que as bases de dados que utilizam a abordagem narrativa encontram-se, geralmente, restringidas aos países da OCDE, o que dificulta estimativas para economias em desenvolvimento.

2.1.2. Desigualdade de rendimentos

Relativamente à desigualdade de distribuição de rendimentos, esta capta a forma díspar como os rendimentos são distribuídos por uma determinada população. A desigualdade é tanto maior, quanto menos equitativa for a distribuição de rendimentos. Este conceito, apesar de intuitivo, depende da forma como é medido (Galor e Zeira, 1993), tornando-se indispensável definir as principais medidas estatísticas utilizadas na literatura.

O coeficiente de Gini é uma medida de distribuição baseada na curva de Lorenz que, por sua vez, permite avaliar que percentagem do rendimento total detém uma dada percentagem da população. Portanto, quanto mais afastada a curva de Lorenz se encontrar em relação à reta linear (representativa de uma distribuição completamente uniforme), maior será a desigualdade da distribuição de rendimentos. Deste modo, o coeficiente de Gini é definido como o rácio da área compreendida entre a linha de distribuição igualitária de rendimento e a curva de Lorenz, e a área abaixo da reta linear. O coeficiente de Gini varia entre zero (cenário de distribuição equitativa do rendimento) e um (situação de completa desigualdade). Este é o indicador mais comumente utilizado na literatura, sendo expresso, por norma, em percentagem (Groves-Kirkby et al., 2009).

Um outro indicador de uso generalizado para medir a desigualdade de rendimentos é o índice de Atkinson. Atkinson (1970) aponta críticas referentes às medidas mais convencionais para medir as desigualdades de rendimentos (*e.g.*, o coeficiente de Gini). O autor argumenta que uma classificação completa da distribuição do rendimento não pode ser alcançada sem a especificação da função de bem-estar social. Por conseguinte, este índice baseia-se numa função de bem-estar social e tem como vantagem o facto de usar um parâmetro de aversão à desigualdade que atribui, na análise da desigualdade, diferente ponderação às distintas parcelas da distribuição do rendimento (Atkinson, 1970).

Por fim, torna-se importante mencionar dois outros indicadores também usualmente utilizados para a medida da desigualdade na distribuição de rendimentos, sendo estes o índice de Theil e o rácio S80/S20. O índice de Theil é obtido através do logaritmo do rácio entre médias aritméticas e geométricas relativas ao PIB *per capita* médio de cada agregado familiar. Assim, se o rácio entre as médias for igual a um, então estamos perante uma situação de perfeita igualdade de rendimentos, ou seja, o índice de Theil será zero. Desta forma, quanto maior o rácio das médias, maior o índice de Theil e, consequentemente, maior é a desigualdade de rendimentos (Conceição e Ferreira, 2000). Já o rácio S80/S20 é definido como o rácio entre a proporção do rendimento obtido pelos 20% da população com maiores rendimentos e a parte do rendimento auferido pelos 20% da população com menores rendimentos, quinto e primeiro quinteis, respetivamente.

2.2. Determinantes da desigualdade de rendimento

Desde a década de 1980, tem-se registado um aumento da desigualdade na distribuição de rendimentos. Este aumento da desigualdade, por sua vez, originou uma crescente

preocupação que se refletiu num grande número de estudos realizados por investigadores, organismos nacionais e internacionais. Após a crise de 2007-2008, a desigualdade levou vários países a prestar maior atenção a este fenómeno social e a dar-lhe prioridade nas suas agendas políticas (Heshmati e Kim, 2014).

De acordo com Heshmati e Kim (2014), as principais determinantes da desigualdade na distribuição de rendimentos prendem-se com quatro fatores: alterações tecnológicas, retornos associados à educação, a globalização e os mercados financeiros e instituições do mercado de trabalho.

Na literatura, um dos fatores que contribui para o aumento da desigualdade está associado com a crescente procura por trabalhadores altamente qualificados, registada recentemente. Em contrapartida, existe uma tendência contrária relativa aos trabalhadores não-qualificados ou com baixas qualificações. Segundo o *Asian Bank of Development* (2014), o progresso tecnológico beneficia de forma desproporcional os grupos populacionais compostos pelos indivíduos mais ricos ou com melhores qualificações.

Nesta linha de pensamento, Gordon e Becker (2008) argumentam que as alterações tecnológicas contribuem em grande parte para o enviesamento dos rendimentos do trabalho no topo da distribuição. Segundo os autores, os trabalhadores altamente qualificados são dificilmente dispensados, enquanto trabalhadores com baixas qualificações são relativamente mais fáceis de substituir (Gordon e Becker, 2008).

Antonczyk et al. (2010) compararam as tendências da desigualdade salarial na Alemanha e nos Estados Unidos durante o período de 1979-2009, comprovando que ambos os países apresentaram um considerável aumento na desigualdade salarial, estando as alterações tecnológicas diretamente associadas a este fenómeno. Por sua vez, Atkinson (2007) concluiu que o aumento da procura por trabalho qualificado e a maior exposição dos trabalhadores com baixas qualificações ao processo de globalização, pode ser uma das causas para o aumento da desigualdade de rendimentos que se tem registado nos países da OCDE desde a década de 1980.

A relação entre os retornos associados à educação e à desigualdade foi analisada por múltiplos estudos. No entanto, os estudos sobre os efeitos da educação na desigualdade de rendimentos demonstram resultados não consensuais. Num estudo de Checchi (2000), é revelada a existência de uma forte relação negativa entre a média do número de anos de

escolaridade e a desigualdade na distribuição de rendimento. A relação demonstra-se sob a forma de “U” com o ponto de inflexão inferior registado aos 6,5 anos de escolaridade. Contrariamente, Hendel et al. (2005) mostram que a implementação de políticas que facilitam o acesso à educação (tornando-a mais acessível) contribuem para um aumento da desigualdade de rendimentos. O estudo confirma que a redução das restrições financeiras para o ensino superior e a redução das taxas de juros podem aumentar as disparidades salariais e a desigualdade.

Relativamente à globalização, Gordon e Becker (2008) afirmam que o crescimento económico derivado de uma expansão do comércio internacional está positivamente correlacionado com a desigualdade de rendimentos, uma vez que os trabalhadores domésticos terão de competir com trabalhadores estrangeiros, sendo estes pagos com salários baixos. Wade (2004) também testou empiricamente os efeitos da globalização no comércio sobre a distribuição do rendimento e na pobreza, concluindo pelo agravamento destes últimos.

Numa mesma linha de pensamento, Bergh e Nilsson (2010) avaliaram se um aumento da liberalização económica e da abertura comercial tem repercussões na desigualdade da distribuição de rendimentos doméstica. Os autores concluem que a implementação de reformas políticas que favorecem um maior grau de abertura comercial resultaram, em média, num aumento da desigualdade registado em décadas recentes. Os autores preveem que a relação entre a liberalização económica e a desigualdade de rendimentos varia conforme o nível de desenvolvimento dos países, sendo que os efeitos negativos desta relação apenas se revelam em contextos de países de médio e alto rendimento.

Noutra perspetiva, contrária à apresentada pelos autores acima citados, Agnello e Sousa (2014) demonstram (através de um estudo realizado a um painel de 18 países industrializados entre 1978 e 2009) que um aumento do grau de abertura comercial promove uma distribuição mais equitativa do rendimento.

Quanto aos mercados financeiros, Stiglitz (2012) argumenta que a distribuição desigual de rendimento diminuiu a capacidade de consumo das famílias norte-americanas, assim como, as falhas dos mercados financeiros foram a principal causa para o estalar da Grande Recessão. Já Milanovic (2012) defende que as raízes da crise de 2007-2008 deveram-se a

alterações estruturais de longo-prazo na distribuição de rendimento, nas quais o sistema financeiro teve um papel determinante.

Este ponto de vista argumentativo é contraposto por outros autores, nomeadamente Mookerjee e Kalipioni (2010) que mediram de forma empírica o impacto da disponibilidade de serviços financeiros na desigualdade de rendimentos, concluindo que um maior acesso reduz as restrições orçamentais das famílias, tendo assim um impacto favorável na desigualdade. Beck et al. (2005) acrescenta que o desenvolvimento financeiro permitiu melhorar os níveis de rendimento do quintil mais pobre e, desta forma, diminuir a desigualdade de rendimento. Na mesma linha de pensamento, Agnello e Sousa (2014) verificaram o impacto de reformas no sistema financeiro e o seu impacto na desigualdade de rendimentos e confirmaram que a remoção de políticas direcionadas para o crédito direto e requerimentos de reservas excessivamente altas originaram melhorias no mercado de valores mobiliários que, por sua vez, levou a reduções nos níveis de desigualdade.

O trabalho desenvolvido por Hendel et al. (2005) focou-se principalmente nos efeitos das instituições do mercado laboral na desigualdade da distribuição de rendimentos. O enquadramento institucional do mercado de trabalho afeta os salários relativos, as quotas de rendimentos de trabalho e de capital no produto e a taxa de desemprego de forma simultânea que, por sua vez, afetam a distribuição pessoal de rendimentos (Hendel et al., 2005). Os autores afirmam que, por exemplo, um aumento do salário mínimo origina uma diminuição da desigualdade; porém, também conduz a aumento do desemprego, levando assim a um aumento da desigualdade. Desta forma, Hendel et al. (2005), alerta para o facto de a relação entre o salário mínimo e a desigualdade na distribuição de rendimentos depender de qual dos efeitos é dominante.

Por sua vez, Checchi e Peñalosa (2008), através de um estudo realizado com recurso a dados em painel de vários países da OCDE, no período de 1960-2000, revelam que um alto grau de coordenação na negociação salarial, num contexto de fortes associações sindicais, origina um aumento da desigualdade de rendimentos. Peñalosa (2010) defende que fortes instituições no mercado de trabalho (legislação em matéria de proteção do emprego, por exemplo) diminuem a taxa de desemprego, proporcionam um maior ritmo de crescimento, assim como levam a uma redução na desigualdade de rendimentos.

2.3. Efeitos redistributivos da política orçamental

Para além das quatro determinantes da desigualdade na distribuição de rendimentos apresentadas por Heshmati e Kim (2014), é necessário analisar o papel determinante desempenhado pelo Estado. Um dos principais fatores que contribuiu para este aumento da desigualdade prende-se com o papel que o Estado exerce nas economias (OECD, 2015). Assim sendo, a questão que aqui se coloca é: de que forma consegue o Estado, nomeadamente através da política orçamental, influenciar a distribuição de rendimentos, sendo essa uma das suas principais funções?

Efetivamente, a política orçamental é o principal instrumento à disposição do Estado para proceder à repartição secundária de rendimentos e, de acordo com o IMF, os diferenciais existentes entre países, no que respeita à desigualdade de distribuição de rendimentos, são justificados, entre outros fatores, por diferenças na condução de políticas orçamentais. Desta forma, torna-se essencial analisar os impactos redistributivos da política orçamental na desigualdade de distribuição de rendimentos (IMF, 2014).

2.3.1. Efeitos redistributivos do lado da despesa orçamental

Na literatura, a análise dos efeitos redistributivos da política orçamental é um tópico que tem sido extensivamente investigado nas últimas décadas. A análise da incidência das políticas orçamentais tem como objetivo medir o impacto destas medidas na distribuição de rendimento e, consequentemente, na desigualdade da distribuição do mesmo.

A análise da incidência dos gastos públicos é crucial devido ao facto de que nem todas as despesas públicas beneficiam da mesma forma famílias de rendimentos diferentes. Mesmo quando os gastos públicos são destinados a beneficiar as famílias de baixo rendimento, tal pode não acontecer, devido a dificuldades de direcionamento (Claus et al., 2012).

De modo a proceder à análise da incidência dos benefícios, Claus et al. (2012) identificam três técnicas diferentes, que podem ser utilizadas de forma complementar, para realizar uma estimativa do impacto das políticas orçamentais do lado da despesa. Em primeiro lugar, a abordagem da incidência dos benefícios (também apelidada de abordagem clássica) contabiliza os gastos monetários que um agregado familiar teria de poupar se fosse necessário pagar o custo total dos bens e serviços subsidiados. A essência desta abordagem prende-se com a utilização de informação relativa ao custo dos bens e serviços providenciados publicamente, juntamente com informação alusiva ao seu uso por diferentes grupos populacionais de rendimento de forma a chegar a uma estimativa da

distribuição dos benefícios. Este tipo de informações, normalmente obtida através de inquéritos, é fundamental de forma a determinar o quão eficiente é o direcionamento dos gastos públicos. Em segundo, a abordagem comportamental consiste em utilizar as preferências individuais de forma a derivar a disponibilidade marginal para pagar como medida dos benefícios individuais provenientes da despesa pública. Esta metodologia consiste no emprego de métodos econométricos para explorar variações no uso de bens e serviços públicos, preços, rendimentos e outras características dos agregados familiares de modo a estimar a função da procura de bens e serviços públicos. Estas funções geram elasticidades-preço, geralmente variáveis conforme o grupo populacional de rendimento. Por último, os modelos econométricos são regressões aplicadas para determinar o impacto da despesa pública na distribuição do rendimento (Claus et al., 2012).

As principais conclusões da literatura referentes aos efeitos redistributivos da despesa pública apontam para o facto de a despesa pública ter um importante impacto na distribuição de rendimentos, sendo este claramente mais acentuado do que o impacto originário via receita (Claus et al., 2012; Cubero e Hollar, 2010; Martínez-Vázquez et al., 2012; Muinelo-Gallo e Roca-Sagalés, 2013; Woo et al., 2013). Wolff e Zacharias (2007), com o objetivo de avaliar os efeitos da despesa e da receita no bem-estar económico dos agregados familiares norte-americanos entre 1989 e 2000, demonstram que as transferências sociais têm um carácter extremamente progressivo ao nível da redistribuição de rendimento, diminuindo de forma monotónica à medida que subimos no decil de rendimento disponível. O consumo público, apesar de bastante progressivo, não tem um efeito tão importante como as transferências sociais, visto que, o montante absoluto de consumo público não diminui à medida que o rendimento aumenta. A redistribuição de rendimento por via de gastos sociais é, em média, cerca de duas vezes superior àquela resultante da ação dos impostos (IMF, 2014).

Neste contexto, Paulus et al. (2009), com base em 19 países europeus analisados no período entre 2001-2005, demonstra que os sistemas fiscais e sociais desempenham um papel importante na mitigação das desigualdades, ainda que com impactos distintos dependendo do país. Neste artigo, os resultados mostram que os benefícios sociais que estão, explícita ou implicitamente, condicionados ao facto rendimento do beneficiário cair abaixo de um determinado nível têm, em média, um maior impacto no combate à desigualdade de rendimentos. Os autores salientam o facto de que a despesa pública tem

um impacto superior à receita na redução das desigualdades de rendimento. Na amostra analisada, o conjunto de ambos os tipos de benefícios sociais (aqueles que estão, ou não, condicionados ao rendimento do beneficiário cair abaixo de um determinado patamar) permitem uma diminuição das taxas de pobreza, em média, de 16 pontos percentuais.

Num estudo realizado por Martínez-Vázquez et al. (2012), usando dados de painel para um grande número de países desenvolvidos e em desenvolvimento, entre 1970 e 2009, aponta para que as despesas públicas com bem-estar social, educação, saúde e habitação, têm um efeito positivo e estatisticamente significativo na redução desigualdade de rendimento. De acordo com a demonstração empírica realizada com base num grupo de 150 países, no leque temporal compreendido entre 1970-2009, realizada por Claus et al. (2012), estima-se que o aumento de um ponto percentual despesa pública (mais concretamente em proteção social, educação, saúde e habitação) originam em todos os países (à exceção dos países asiáticos) uma diminuição da desigualdade de rendimentos. A despesa pública em habitação e proteção social são as que mais contribuem para a diminuição da desigualdade: um aumento de um ponto percentual nestes dois campos corresponde a um impacto marginal na desigualdade de rendimentos de -0,614 e -0,276 pontos percentuais, respetivamente (Claus et al., 2012).

Contudo, apesar das despesas com a educação serem essenciais à diminuição da desigualdade de distribuição de rendimentos, Claus et al. (2012) alertam para o facto deste impacto na desigualdade depender do nível de escolaridade que é o mais beneficiado por essas despesas. Quando os gastos públicos incidem mais sobre o ensino primário e secundário, a probabilidade de se atingir uma população mais igualitária é maior do que no caso em que os gastos são direccionados para o ensino superior. Claus et al. (2012) também afirmam que a incidência da despesa com a saúde tende a ser diferenciada mediante os tipos de programas. A despesa pública associada a cuidados primários de saúde tende a atenuar a desigualdade de rendimentos, enquanto as despesas públicas relativas a cuidados de saúde mais sofisticados tendem a tornar a distribuição de rendimento mais desigual (Sahn e Younger, 2000).

De acordo com Muinelo-Gallo e Roca-Sagalés (2013), que usam como amostra um grupo de 21 países da OCDE, entre 1972 e 2006, confirma-se um efeito negativo significativo da despesa distributiva na desigualdade de rendimento, independentemente, se estas despesas são financiadas por via de um aumento de impostos ou pela redução de despesas não-

distributivas. Por outro lado, o efeito dos gastos públicos associados com despesas não-distributivas na desigualdade de rendimentos é positivo e estatisticamente significativo.

Numa linha semelhante, Doumbia e Kinda (2019) realizaram um estudo, com base em 83 países de todos os grupos de rendimento, no período compreendido entre 1970-2010, no qual demonstram que a realocação de despesa pública (mantendo o seu montante total fixo) para áreas como as infraestruturas e a proteção social está associada com uma diminuição da desigualdade de rendimentos, particularmente quando essa despesa é financiada por via de cortes nos gastos com a defesa nacional. Esta alocação está associada a uma diminuição da desigualdade apenas em países com fortes instituições políticas e baixo risco de conflito. A questão associada à realocação de despesa é particularmente relevante, e atual, visto que há um conjunto de economias que, devido a acumulação de elevadas dívidas soberanas, têm pouco espaço orçamental para a implementação de medidas de combate à desigualdade. Os autores mostram que o investimento em áreas como a educação superior e melhores cuidados de saúde, através de cortes na despesa alocada à defesa, estão associados a uma redução das desigualdades de rendimento no longo-prazo (Doumbia e Kinda, 2019).

2.3.2. Efeitos redistributivos do lado da receita orçamental

Os vários tipos de receita pública influenciam de diferente forma e magnitude a distribuição de rendimentos. Se, por um lado, existem certos impostos que aumentam a desigualdade na distribuição de rendimentos, por outro, existem outros impostos que a diminuem. Por conseguinte, o Estado, no momento em que define o seu orçamento e, consequentemente, as taxas de imposto, está desde logo a influenciar a distribuição de rendimentos (Brzozowski e Siwinska-Gorzela, 2010).

Para podermos avaliar o impacto das políticas orçamentais ao nível da receita na distribuição de rendimentos, torna-se importante efetuar a distinção entre impostos diretos e indiretos. Os impostos diretos (*e.g.*, impostos sobre o rendimento pessoal e coletivo) são aqueles que têm de ser pagos diretamente às autoridades fiscais, são cobrados sem qualquer tipo de intermediação, não podendo, assim, ser transferidos para qualquer outra pessoa ou grupo. Em contrapartida, os impostos indiretos (*e.g.*, impostos sobre bens e serviços) têm a capacidade de ser transferidos para outra entidade por parte da que o deve.

Seguindo Claus et al. (2012), existem três principais metodologias para determinar o impacto dos impostos na distribuição de rendimento. Em primeiro lugar, os modelos convencionais de microssimulação da incidência fiscal que aloca carga fiscal a diferentes grupos populacionais de rendimento, ordenados por decis ou quintis de menos para mais favorecidos, com base numa série de pressupostos sobre quem, de facto, recai a carga fiscal. Deste modo, para obter uma estimativa para a incidência de todo o sistema fiscal, a incidência de cada imposto é calculada de forma separada para cada grupo de rendimento. Em segundo lugar, destacam-se os modelos de equilíbrio geral de incidência fiscal, que analisam a incidência dos impostos no contexto de um modelo de equilíbrio geral da economia, sem utilizar pressupostos relativos à transferência dos mesmos. Uma das principais vantagens da utilização desta abordagem é que a incidência final da carga fiscal depende de vários parâmetros na economia, incluindo as relações capital-trabalho em diferentes setores. Por último, existem as estimativas relativas ao impacto distribucional dos impostos baseadas em regressões (Claus et al., 2012).

De acordo com Claus et al. (2012), como os impostos sobre o rendimento pessoal são assumidos como não podendo ser transferidos para outros contribuintes ou entidades, sob a presença de taxas de imposto progressivas, este tipo de imposto terá um papel de atenuação da desigualdade na distribuição de rendimentos. As contribuições para a segurança social por parte da entidade patronal são vistas como podendo ser totalmente transferidos das entidades empregadoras para os trabalhadores; assim, estão associados a uma incidência regressiva. Relativamente aos impostos sobre o rendimento das sociedades, o pressuposto relativo a este imposto é de que parte da sua carga tributária é paga pelos detentores de capital e outra parte pode ser transferida para os consumidores. Mais recentemente, com o processo de globalização e uma maior mobilidade de capitais, há maior evidência de que parte significativa desse imposto é transferida para os trabalhadores. Este cenário está associado a economias pequenas e bastante abertas ao exterior.

Os impostos relativos aos bens e serviços são genericamente transferidos para os consumidores, o que lhes atribui um carácter regressivo. Porém, é importante salientar que a regressividade é muitas das vezes reduzida devido à implementação de múltiplas taxas de imposto (menores para bens de primeira necessidade e superiores para itens de luxo), ou quando os bens considerados mais básicos se encontram isentos de imposto. As tarifas alfandegárias demonstram, normalmente, uma incidência regressiva, ainda que dependente

de informações sobre os grupos de rendimento que consomem uma maior quota de bens de origem externa. A incidência dos impostos sobre a exportação, ainda presentes em alguns países em desenvolvimento, depende do poder de mercado dos exportadores no mercado internacional. A incidência deste tipo de imposto é considerada regressiva quando os produtores/exportadores se tratam de pequenos agricultores de culturas tradicionais de exportação. Por último, a incidência relativa dos impostos sobre a propriedade é alvo de alguma controvérsia na literatura. Alguns estudos assumem que não é possível executar uma transferência do montante tributado, o que dá ao imposto um carácter progressivo. No entanto, outros estudos assumem que este imposto é regressivo devido à possibilidade de transferência da carga fiscal para os inquilinos (Claus et al., 2012).

Também Muinelo-Gallo e Roca-Sagalés (2013) argumentam que os impostos diretos têm um efeito significativo de redução da desigualdade de rendimento. Este efeito pode ser explicado pela progressividade dos sistemas fiscais dos países analisados: sob sistemas fiscais progressivos, aumentos na receita tributária direta – seja por via de aumentos na base tributária, da taxa de imposto média ou da progressividade da estrutura tributária – produziriam um efeito distributivo maior e, portanto, menor desigualdade. Por sua vez, os impostos indiretos não têm efeitos significativos sobre a desigualdade (Muinelo-Gallo e Roca-Sagalés, 2013). Numa linha semelhante, Wolff e Zacharias (2007) argumentam que o efeito redistribuidor dos impostos é, substancialmente, reduzido quando são tidos em conta os efeitos dos impostos indiretos (como o imposto sobre o valor acrescentado), visto que estes últimos são mais penalizadores para os escalões da população com rendimentos mais baixos.

Cubero e Hollar (2010), num estudo realizado a países da América Latina, entre 1995 e 2008, defendem que os impostos sobre o rendimento pessoal têm um efeito mais redistributivo do que os impostos sobre o consumo e sobre o comércio internacional, uma vez que os primeiros tendem a ser progressivos, enquanto os segundos demonstram-se regressivos. Os impostos sobre os bens e serviços, principalmente sobre os bens e serviços básicos, têm, de acordo com Woo et al. (2013), um efeito bastante negativo na distribuição do rendimento, pois têm uma forte incidência no rendimento dos indivíduos mais pobres. Com um efeito não tão adverso, também os impostos sobre as importações aumentam essa desigualdade, uma vez que são impostos que tendem a ser regressivos.

Martínez-Vázquez et al. (2012) argumentam que, quanto maior a progressividade dos impostos (seja sobre o rendimento singular, seja sobre o rendimento coletivo), menor será a desigualdade. Os autores apontam também para o papel indireto dos impostos na distribuição do rendimento: os impostos ajudam a financiar os gastos sociais do Estado e, por isso, contribuem de forma indireta para a diminuição da desigualdade (Martínez-Vázquez et al., 2012).

Paulus et al. (2009) num estudo realizado a 19 países da União Europeia, entre 2001 e 2005, argumentam que uma carga tributária maior não significa, automaticamente, uma maior redistribuição da riqueza e, consequentemente, uma maior redução da desigualdade na distribuição de rendimentos. Este facto prende-se com a existência de contribuições fiscais significativas por parte do decil inferior de rendimento disponível (Paulus et al., 2009).

2.3.3. Impactos das consolidações orçamentais sobre a desigualdade de distribuição de rendimentos

Após a análise de alguns dos efeitos redistributivos da política orçamental na distribuição de rendimentos, interessa agora perceber quais os impactos esperados no cenário particular de consolidação orçamental. Do que se expõe abaixo, a maioria dos autores defende que existe um aumento da desigualdade durante um período de ajustamento orçamental. Contudo, este impacto também depende do tipo de consolidação orçamental implementado, assim como da dimensão da mesma.

Os choques fiscais destas medidas na desigualdade de rendimento podem ocorrer por uma multiplicidade de canais, quer sejam estes diretos ou indiretos (Cardoso e Carvalho, 2021). Começando pelos canais indiretos, as disparidades salariais podem aumentar, por exemplo, à medida que os salários na base respondem de forma mais intensa a recessões económicas causadas pela implementação de um programa de consolidação orçamental. As recessões económicas tendem a enfraquecer o poder negocial dos trabalhadores e, consequentemente, a quota dos salários na distribuição funcional do rendimento. Assim, a implementação de consolidações orçamentais tende a desfavorecer as famílias na cauda inferior da distribuição de rendimento (Cardoso e Carvalho, 2021).

Relativamente aos impactos diretos, os resultados podem depender sobre o tipo de medidas de ajustamento numa consolidação orçamental. O recurso a cortes nas transferências sociais tende a desfavorecer, de forma desproporcionada, os indivíduos na base da distribuição de rendimento. Por sua vez, a implementação de aumentos nas taxas

de imposto sobre rendimentos de capital, riqueza ou heranças podem reduzir diretamente a desigualdade de rendimento (Cardoso e Carvalho, 2021).

Existe algum consenso na literatura de que o ajustamento orçamental pela via da receita tem um impacto muito inferior no agravamento da desigualdade quando comparado com a alternativa de contenção dos gastos públicos. Sendo as transferências sociais a forma mais eficaz de diminuir a desigualdade na distribuição de rendimentos, então quando a consolidação orçamental é feita pelo lado da despesa (e, em particular, através de cortes nas transferências sociais), o impacto negativo sobre a distribuição de rendimentos é superior relativamente ao que resulta de uma consolidação pelo lado da receita (Ball et al., 2013; Callan et al., 2011; Cardoso e Carvalho, 2021; Heimberger, 2020; IMF, 2014; Woo et al., 2013).

Agnello e Sousa (2014), através do estudo de 18 países industrializados entre 1978 e 2009, afirmam que a desigualdade aumenta em períodos de consolidação orçamental. Os resultados obtidos pelos autores apontam para o facto de consolidações orçamentais caracterizadas por aumentos de impostos terem um efeito “equalizador” (registando um coeficiente negativo de 0,004), enquanto as consolidações caracterizadas por cortes na despesa pública (com um coeficiente de 0,035) tem efeitos prejudiciais sobre a desigualdade de rendimentos.

Numa mesma linha de pensamento, Woo et al. (2013) defendem que a redução na despesa pública aumenta consideravelmente a desigualdade de rendimentos, referindo ainda que um aumento da receita pode mesmo diminuir a desigualdade. Os autores evocam a progressividade usada nos sistemas de tributação que faz com que a diferença de rendimentos entre famílias venha diminuída. De uma forma mais otimista, os autores verificam que, quando a consolidação orçamental é baseada no corte de despesas, o impacto na desigualdade de rendimentos pode ser atenuado se o Estado não reduzir os salários da função pública e se mantiver (ou aumentar) o nível de benefícios orçamentais (Woo et al., 2013).

As evidências encontradas por Savage et al. (2015) reforçam o referido anteriormente. Usando, como exemplo, o programa de consolidação orçamental efetuado na Irlanda, entre 2008 e 2013, os autores expõem que, enquanto o ajustamento se baseou num aumento acentuado da carga fiscal, mantendo o nível das transferências sociais, ocorreu efetivamente

uma diminuição desigualdade de rendimentos. Porém, durante a consolidação orçamental, a orientação da mesma foi invertida, tendo as autoridades optado por diminuir drasticamente os gastos sociais e a carga fiscal (sendo a diminuição de despesa superior à diminuição de receitas), o que resultou num aumento da desigualdade.

Adicionalmente, Ball et al. (2013) e Woo et al. (2013) demonstram, empiricamente, através da análise de um conjunto de 17 países da OCDE entre 1978 e 2009, que as consolidações orçamentais baseadas em cortes na despesa pública aumentam, de forma estatisticamente significativa, a desigualdade de rendimento, quer seja no curto como no médio prazo. Este aumento decorre, essencialmente, por via do canal do desemprego, de curto e, via histerese, no desemprego de longo prazo, com efeitos negativos significativos de longo prazo na quota do rendimento nacional proveniente do trabalho. De acordo com o IMF (2014), o aumento do desemprego de longo prazo é especialmente gravoso no caso de trabalhadores não qualificados ou com baixas qualificações (devido a uma preferência por parte dos empregadores por trabalhadores qualificados).

Relativamente a países em desenvolvimento, Cardoso e Carvalho (2021) efetuam um estudo relativo ao impacto das consolidações orçamentais nas desigualdades de rendimento nos países da América do Sul, no período relativo a 1982-2017. Este artigo tem como objetivo o estudo do impacto de programas de austeridade na desigualdade de rendimentos numa região caracterizada pelo fraco poder distributivo associado aos seus sistemas fiscais e programas de despesa pública (Goñi et al., 2011). Para além disso, o estudo distingue o impacto de programas mais focados na despesa ou na receita.

Em linha com os resultados obtidos por parte de outros autores, Cardoso e Carvalho (2021) indicam que existe um forte impacto, estatisticamente significativo, das consolidações orçamentais: cortes de 1% do PIB na despesa pública provocam, em média, um aumento do coeficiente de Gini do rendimento disponível entre 0,18%-0,26% no período de um ano após a implementação do programa, e de 1,74%-3,22% no quinto ano após o início de consolidação. Por sua vez, os autores revelam que para uma consolidação de 1% do PIB por via do aumento das receitas públicas, o impacto sobre o coeficiente de Gini do rendimento disponível é entre -0,03% e 0,45% no primeiro ano, e de 1,3% no quinto ano; porém, para este tipo de ajustamento, os impactos estimados não têm significância estatística (Cardoso e Carvalho, 2021).

No entanto, existe um paradoxo na literatura relativamente ao impacto de uma consolidação orçamental por via dos impostos. Segundo Ciminelli et al. (2019), os efeitos dos impostos, sendo estes diretos ou indiretos, sobre a desigualdade de rendimentos dependem, sobretudo, do canal de oferta de trabalho. Os autores indicam que um aumento dos impostos diretos sobre o rendimento pode causar um efeito de rendimento ou um efeito de substituição dominante. O efeito rendimento é predominante quando os agentes económicos aumentam sua oferta de trabalho de modo a manter os seus níveis de consumo, enquanto o efeito de substituição é dominante quando estes substituem horas alocadas a trabalho pelo lazer na sequência da diminuição do salário líquido. Enquanto o efeito de rendimento causa uma redução na desigualdade, o efeito de substituição leva a um aumento da desigualdade de rendimento. Assim, dependendo de qual efeito é predominante, o mesmo tipo de imposto pode ter efeitos diferentes (Ciminelli et al., 2019). Por outro lado, os autores argumentam ainda que os impostos indiretos podem ter um maior impacto na diminuição da desigualdade em comparação com os impostos diretos. Esta possibilidade deve-se a este canal de oferta de trabalho: um aumento dos impostos indiretos (*e.g.*, um aumento dos impostos sobre bens e serviços) pode provocar uma diminuição do rendimento disponível dos agregados familiares, podendo induzir um impacto positivo na oferta de trabalho devido à criação de incentivos para a procura de trabalho por parte da população, mesmo da que se encontra voluntariamente desempregada. Por sua vez, maiores taxas de participação na força de trabalho levam a um aumento da probabilidade de encontrar um posto de trabalho (aumento da taxa de encontro) o que, ultimamente, conduz a uma redução da desigualdade na distribuição de rendimentos (Ciminelli et al., 2019).

Uma das principais conclusões da literatura destaca que o impacto das consolidações orçamentais sobre a desigualdade de rendimentos está dependente, não só do tipo de medidas de ajustamento aplicadas (via despesa, ou via receita), mas também da dimensão (em percentagem do PIB) da mesma (IMF, 2014).

Neste ponto, Agnello e Sousa (2014) argumentam que, quanto maior for a consolidação orçamental, mais severo tenderá a ser o impacto na desigualdade de distribuição de rendimentos. Segundo Heimberger (2020), através do estudo de 17 países da OCDE entre 1978 e 2013, as consolidações orçamentais de dimensão superior a 4,2% do PIB (tamanho médio dos ajustamentos de consolidação orçamental analisados pelo autor, via receita ou

despesa) originam um aumento médio do índice de Gini em 1,3 pontos percentuais. Analogamente, uma consolidação inferior à média regista um impacto médio de apenas 0,4 pontos percentuais sobre o coeficiente de Gini.

Porém, Agnello e Sousa (2014) chamam a atenção para o facto de que consolidações de dimensão inferior a um ponto percentual do PIB, serem mais prejudiciais para as famílias na base da distribuição de rendimento. Isso sugere que, para pequenos esforços de consolidação, o fardo do programa de ajustamento é dividido de forma desigual, afetando de forma mais negativa as famílias na parte inferior da distribuição de rendimentos. Somente quando o tamanho da consolidação é razoavelmente grande é que as famílias no topo da distribuição de rendimentos são solicitadas a participar mais afincadamente no esforço de consolidação e, como resultado, o impacto sobre a desigualdade será menor. Esse resultado é particularmente forte quando as consolidações têm por base o aumento de receitas (Agnello e Sousa, 2014).

Relativamente às deliberações e implementação da própria consolidação orçamental, torna-se imperativo considerar os impactos que este conjunto de medidas corretivas poderão ter sobre a equidade e a distribuição de rendimentos, uma vez que podem influenciar a sustentabilidade do próprio programa de austeridade. Bova et al. (2018) argumentam que se forem introduzidos instrumentos de natureza fiscal progressiva, assim como benefícios de transferências sociais bem direcionadas, durante uma consolidação orçamental por via de corte da despesa pública, estes podem aliviar os impactos redistributivos do programa de ajustamento.

O momento no qual decorre o ajustamento também é crucial, pois de acordo com Agnello e Sousa (2014), Bova et al. (2018), Heimberger (2020) e Woo et al. (2013) a posição do ciclo económico é relevante para a determinação do impacto das consolidações orçamentais sobre a desigualdade de rendimento. Em particular, Agnello e Sousa (2014) investigam os efeitos que podem surgir no decorrer de uma crise financeira e argumentam que os ajustamentos que são implementados durante períodos de crise financeira têm um efeito estatisticamente insignificante sobre a desigualdade de rendimento. Porém, quando estes são efetuados em “tempos normais” (durante um período no qual não ocorre uma crise, ou num período pós-crise), ocorre a um aumento significativo da desigualdade (sendo este muito significativo num período pós-crise). Na mesma linha de pensamento, Heimberger (2020) também demonstra que o impacto distributivo é mais nocivo num período pós-crise

em comparação com um período no qual não se verifica uma crise financeira, assim como, o impacto é mais prejudicial em períodos de baixo crescimento económico quando comparados com períodos de crescimento considerável. Em sentido oposto, Woo et al. (2013) demonstram empiricamente, com recurso à análise de 17 países da OCDE entre 1978 e 2009 que, quando as consolidações orçamentais são conduzidas durante períodos de recessão, ocorre um agravamento da desigualdade de rendimento.

Adicionalmente, a leitura empírica refere também que os efeitos sobre a desigualdade não só são afetados pelos níveis de endividamento público, como também pelo endividamento no que toca ao setor privado. Klein e Winkler (2019) ilustram estes efeitos com o excesso de dívida privada resultou na crise financeira de 2007-2008, concluindo que a desigualdade é aumentada por episódios de austeridade no caso de a dívida privada ser alta, independentemente da posição da economia no ciclo económico.

Quadro 1 – Síntese de alguns resultados empíricos do impacto das consolidações orçamentais na desigualdade de rendimentos

Estudo	Amostra considerada	Metodologia	Tópicos de pesquisa	Principais conclusões
Ball et al. (2013)	17 países da OCDE (1978-2009)	Modelos VAR (<i>Vector Autoregression</i>) – funções impulso resposta, a partir de projeções locais	Os efeitos redistributivos das consolidações orçamentais	As consolidações orçamentais levam a aumentos significativos da desigualdade de rendimentos no curto e médio prazo, efeitos significativamente negativos de longo prazo na quota de rendimentos de trabalho no produto, assim como um aumento persistente do desemprego de longo prazo. As consolidações “ <i>expenditure-based</i> ” tem efeitos mais negativos sobre a desigualdade de rendimentos do que as consolidações “ <i>tax-based</i> ”.
Woo et al. (2013)	17 países da OCDE (1978-2009)	Modelos de efeitos fixos e Modelos SUR (<i>Seemingly Unrelated Regressions</i>)	As consequências das consolidações orçamentais na desigualdade de rendimentos e o papel da política orçamental	Os efeitos cumulativos negativos sobre a desigualdade de rendimentos das consolidações orçamentais atingem o seu pico entre 5 e 6 anos após a implementação do programa de ajustamento e gradualmente desaparecem a partir do ano 10. As consolidações “ <i>expenditure-based</i> ” tem efeitos negativos significativos, enquanto consolidações “ <i>tax-based</i> ” registam efeitos ambíguos. Por norma, quanto maior a dimensão do ajustamento, maior o seu impacto nefasto sobre a desigualdade de rendimentos.
Agnello e Sousa (2014)	18 países da OCDE (1978-2009)	Modelos SUR (<i>Seemingly Unrelated Regressions</i>)	O impacto das consolidações orçamentais na desigualdade de rendimentos	Os programas de ajustamento demonstram efeitos negativos sobre a desigualdade de rendimentos, salientando que a sua dimensão e composição têm um papel determinante no seu impacto. As consolidações “ <i>expenditure-based</i> ” registam efeitos nefastos significativos, enquanto as consolidações “ <i>tax-based</i> ” constataam um efeito “equalizador”.

Savage et al. (2015)	Irlanda (2008-2013)	Modelos SWITCH (<i>Simulating Welfare and Income Tax CHanges</i>)	Austeridade e desigualdade: estudo do caso da Irlanda	As políticas de austeridade têm um impacto negativo sobre a desigualdade de rendimentos. Os autores sublinham que, aumentos substanciais de impostos e, cortes progressivamente estruturados nos salários do setor público, impactam essencialmente os escalões superiores da distribuição de rendimentos. Enquanto cortes em programas sociais afetam, desproporcionalmente, as famílias na parte inferior da distribuição.
Bova et al. (2018)	17 países da OCDE (1978-2009)	Modelos VAR (<i>Vector Autoregression</i>) – funções impulso resposta, a partir de projeções locais	A dimensão e composição dos ajustamentos orçamentais: impactos na desigualdade de rendimentos	Os programas de ajustamento orçamentais aumentam a desigualdade de rendimentos, em particular, devido aos efeitos sobre o desemprego. As consolidações “ <i>expenditure-based</i> ” deterioram significativamente a desigualdade de rendimentos quando comparadas com as “ <i>tax-based</i> ”. Os autores argumentam que a introdução de um sistema fiscal mais progressivo e a aplicação de benefícios sociais aquando da execução de uma consolidação “ <i>expenditure-based</i> ” pode aliviar consideravelmente os efeitos negativos sobre a desigualdade de rendimentos.
Ciminelli et al. (2019)	16 países da OCDE (1978-2012)	Modelos PVAR (<i>Panel Vector Autoregression</i>)	Os efeitos das consolidações orçamentais “ <i>tax-based</i> ” na desigualdade de rendimentos	As consolidações orçamentais “ <i>tax-based</i> ” tendem a reduzir a desigualdade de rendimentos. Contudo, os efeitos sobre a desigualdade de rendimentos através do canal da oferta de trabalho podem ser distintos: aumento dos impostos diretos podem gerar efeitos rendimento ou efeitos de substituição. Os impostos indiretos, em comparação com os diretos, tendem a reduzir mais a desigualdade devido ao seu impacto no canal anteriormente referido.

Klein e Winkler (2019)	17 países da OCDE (1980-2011)	Modelos VAR (<i>Vector Autoregression</i>) – funções impulso resposta, a partir de projeções locais	Austeridade, desigualdade e sobre-endividamento privado	Os programas de ajustamento orçamental originam um aumento da desigualdade quando há um excesso de endividamento privado. Este aumento da desigualdade é independente da fase do ciclo económico. A austeridade aparentemente não tem efeitos significativos quando há um baixo nível de endividamento privado.
Heimberger (2020)	17 países da OCDE (1978-2013)	Modelos VAR (<i>Vector Autoregression</i>) – funções impulso resposta, a partir de projeções locais	Os efeitos dinâmicos dos episódios de consolidação orçamental na desigualdade de rendimentos	As implementações de programas de ajustamento orçamental resultam num aumento da desigualdade de rendimentos, sendo que este aumento depende da composição do ajustamento. As consolidações orçamentais por recurso a cortes na despesa pública têm um impacto mais nefasto do que as baseadas no aumento de receita. Adicionalmente, o impacto distributivo é mais nocivo num período pós-crise em comparação com "tempos normais".
Cardoso e Carvalho (2021)	9 países da América do Sul (1982-2017)	Modelos VAR (<i>Vector Autoregression</i>) – funções impulso resposta, a partir de projeções locais	Os efeitos das consolidações orçamentais na desigualdade de rendimentos	As consolidações orçamentais originam aumentos significativos, de curto e médio prazo, no coeficiente de Gini do rendimento disponível. As consolidações “ <i>expenditure-based</i> ” registam um efeito nefasto estatisticamente significativo, enquanto os ajustamentos “ <i>tax-based</i> ” não demonstram qualquer efeito significativo na desigualdade de rendimentos.

Fonte: Elaboração própria.

3. Abordagem empírica

Este capítulo tem como objetivo definir a abordagem empírica que permitirá avaliar o impacto de uma consolidação orçamental na desigualdade na distribuição de rendimentos. Com este propósito, esta análise baseia-se num conjunto de dados em painel anuais relativos às 19 economias que compõem atualmente a Zona Euro, cobrindo um horizonte temporal de duas décadas (1995-2015). Em particular, esta análise empírica pretenderá responder às seguintes questões: (i) qual o impacto de um episódio de consolidação orçamental na desigualdade de rendimento na Zona Euro?, e (ii) é esse impacto na desigualdade de rendimentos dependente do tipo de programa de austeridade que é implementado (se por via do aumento de receitas ou por via da diminuição de despesa)? Adicionalmente, esta análise permitirá cumprir mais dois objetivos: (iii) avaliar se o impacto das consolidações orçamentais na desigualdade de rendimentos foi diferente em períodos de consolidação alternativos, e (iv) avaliar se o impacto dos programas de austeridade sobre a desigualdade da distribuição de rendimentos é sensível ao nível inicial de desigualdade dos países em que são realizados. Desse modo, é imperativo definir: a amostra seccional e temporal (3.1), os critérios utilizados para a definição dos episódios de consolidações orçamentais (3.2), e a metodologia de estimação (3.3). A análise e discussão dos resultados serão apresentados no capítulo 4.

3.1. Definição da amostra

A amostra utilizada nesta aplicação empírica é constituída pelo conjunto dos 19 países¹ que atualmente formam a Zona Euro (ZE). Esta amostra inclui um conjunto de países com fatores caraterísticos bastante diferenciáveis relativamente, por exemplo, aos níveis de PIB *per capita*, à taxa de inflação, aos níveis de escolaridade da população, que podem ser determinantes para os diversos níveis de desigualdade observados na distribuição de rendimentos. Para além disto, a amostra inclui um conjunto de 9 países² que, tanto quanto sabemos, nunca foram previamente abordados na literatura de episódios de consolidação.

Relativamente ao horizonte temporal, este compreende observações anuais entre 1995 e 2015, cobrindo um número elevado de episódios de consolidação orçamental –

¹ Alemanha, Áustria, Bélgica, Chipre, Eslováquia, Eslovénia, Espanha, Estónia, Finlândia, França, Grécia, Irlanda, Itália, Letónia, Lituânia, Luxemburgo, Malta, Países Baixos e Portugal.

² Chipre, Eslováquia, Eslovénia, Estónia, Grécia, Letónia, Lituânia, Luxemburgo e Malta.

contabilizando-se um total de 108 períodos anuais onde ocorreram consolidações orçamentais para o conjunto dos 19 países da Zona Euro, com a dimensão média da redução do saldo orçamental primário ajustado do ciclo de, aproximadamente, 1,66% do PIB. A escolha do ano inicial foi determinada pela considerável escassez de dados para a grande maioria dos países da amostra até 1995. Por sua vez, a opção por 2015 como o ano final do período, recai sobre o facto de que as consolidações orçamentais após esse mesmo ano serem poucas (apenas se registaram 9 períodos anuais entre 2016 e 2020), assim como pouco significativas. Assim, foi tomada a decisão de limitar o período temporal da amostra nas duas décadas compreendidas entre 1995 e 2015.

A amostra é composta, deste modo, por um máximo de 337 observações anuais. Os dados, recolhidos por via da AMECO³, base de dados da Comissão Europeia, dizem respeito ao PIB per capita a preços constantes, ao nível de dívida pública em percentagem do PIB, à taxa de desemprego e ao CAPB (saldo primário ciclicamente ajustado). Foram também recolhidos dados, junto do Eurostat⁴, relativos à percentagem da população com educação terciária e o índice de desigualdade S80/S20, enquanto o grau de abertura comercial e a taxa de inflação a preços do consumidor foram obtidos junto do Banco Mundial⁵.

Os dados relativos ao coeficiente de Gini, para o rendimento de mercado e o rendimento disponível, foram recolhidos por meio da versão 9.2 (dezembro de 2021) da *Standardized World Income Inequality Database*, SWIID⁶. O coeficiente de Gini para o rendimento disponível médio da amostra é de 29,5%, com um mínimo de 21,9% (Eslováquia) e um máximo de 36,2% (Lituânia). A opção pela base de dados SWIID para obter os valores dos coeficientes de Gini prende-se com três vantagens apontadas por Heimberger (2020): (i) os dados proporcionados pela SWIID garantem que a desigualdade de rendimentos entre países foi medida de forma harmonizada; (ii) os dados da SWIID incluem um grande conjunto de países, o que permite consideráveis séries temporais sobre os coeficientes de Gini para as 19 economias que serão alvo de análise neste trabalho; (iii) a comparabilidade entre os vários estados-membros é reforçada por um procedimento transparente de como os dados foram coletados. Os quadros-resumo com a matriz de correlação entre as

³ https://dashboard.tech.ec.europa.eu/qs_digit_dashboard_mt/public/sense/app/667e9fba-eea7-4d17-abf0-ef20f6994336/sheet/2f9f3ab7-09e9-4665-92d1-de9ead91fac7/state/analysis (acedido em abril de 2022).

⁴ <https://ec.europa.eu/eurostat/data/database> (acedido em abril de 2022).

⁵ <https://data.worldbank.org/> (acedido em abril de 2022).

⁶ <https://dataverse.harvard.edu/dataset.xhtml?persistentId=doi:10.7910/DVN/LM4OWF> (acedido em abril de 2022).

variáveis e as estatísticas relativas de cada variável da amostra encontram-se nos Anexos A e B, respetivamente.

3.2. Critérios para a identificação de episódios de consolidação orçamental

Com o objetivo de realizar esta abordagem empírica torna-se imperativo identificar, primeiro, os anos que se podem classificar como pertencentes a episódios de consolidação orçamental, assim como catalogar os tipos de ajustamentos de consolidação que foram aplicados nos vários países da amostra. Desta forma, esta dissertação toma como base o trabalho realizado por Heimberger (2020), ao qual se expandiu o leque temporal analisado e foram adicionados países europeus que, tanto quanto sabemos, ainda não foram analisados pela literatura que estuda consolidações.

O artigo de Heimberger (2020) inclui dados relativos às consolidações orçamentais de 17 países da OCDE, para o período entre 1978 e 2013. De forma a identificar os anos onde os diferentes governos implementaram cortes da despesa pública e/ou aumentos de impostos de modo a reduzir o défice orçamental, o autor recolheu os dados anuais da base de dados criada por DeVries et al. (2011) para o período de 1978-2009. Através da aplicação da mesma “abordagem narrativa” que DeVries et al. (2011), Alesina et al. (2015) expandiram a base de dados para o período de 2010-2013, conseguindo assim, o leque temporal de 35 anos posteriormente analisados por Heimberger (2020).

A literatura é bastante extensa no uso de diversos critérios para definir episódios de consolidação orçamental; porém, o foco prende-se com definições baseadas em oscilações do CAPB. As variações no CAPB permitem captar as opções de políticas orçamentais discricionárias (visto que excluem os ajustamentos cíclicos dos estabilizadores automáticos e os juros da dívida pública). Seguindo o *standard* na literatura, e dada a dificuldade exigida ao levantamento de informação para a “abordagem narrativa”, foi tomada a opção pela utilização de um critério da “abordagem normativa/convencional” para expandir o horizonte temporal dos países presentes no trabalho de Heimberger (2020), tal como, para analisar os restantes 9 países que não foram analisados pelo autor.

O critério utilizado neste trabalho, para a identificação de anos nos quais se registou a ocorrência de episódios de consolidação orçamental, foi o definido por Alesina e Ardagna (1998). De acordo com a definição dos autores, um período de consolidação orçamental é um ano no qual o CAPB regista uma melhoria de pelo menos 2% do PIB, ou um período

de dois anos consecutivos nos quais o CAPB regista uma melhoria média de pelo menos 1,5% do PIB.

Desta forma, para além dos 69 anos nos quais se realizaram consolidações orçamentais, entre 1995-2013, presentes no trabalho de Heimberger (2020), por meio do critério CAPB anteriormente exposto, foram identificados 48 anos nos quais se realizaram consolidações orçamentais: 5 anos⁷ para os 10 países da UEM presentes em Heimberger (2020), no período entre 2014-2020, e 43 anos para as restantes 9 economias, no período compreendido entre 1995-2020 (ver Quadro 2). Todavia, a abordagem empírica terá 2015 como ano final e, como tal, os 9 anos⁸ de consolidação orçamental identificados após 2015, não serão considerados para a abordagem empírica desta dissertação.

Quadro 2 – Episódios de consolidação orçamental identificados entre 1995-2020
(com base no critério de Alesina e Ardagna, 1998 e em Heimberger, 2020)

Países da Zona Euro	Episódios de consolidação orçamental
Alemanha	1995, 1997, 1999-2000, 2003-2004, 2006-2007, 2011-2013
Áustria	1996-1997, 2001-2002, 2011-2013
Bélgica	1996-1997, 2010-2013
Chipre	2007, 2012-2013, 2015-2016, 2019
Eslováquia	1997-1998, 2001-2004, 2011-2013
Eslovénia	2012, 2014-2015
Espanha	1995-1997, 2009-2014
Estónia	2009-2010
Finlândia	1995-1997
França	1995-1997, 2011-2013
Grécia	2005, 2010-2012, 2014-2017
Irlanda	2009-2013, 2016-2017, 2019
Itália	1995-1998, 2004-2007, 2010-2013
Letónia	2011-2012
Lituânia	1998-2000, 2010, 2012-2013
Luxemburgo	2006
Malta	1999-2000, 2004-2005, 2009, 2016
Países Baixos	2004-2005
Portugal	2000, 2002, 2005-2007, 2010-2013, 2016

Fonte: Elaboração própria.

Concluída a identificação dos anos onde se registaram episódios de consolidação orçamental, é também necessário proceder à sua catalogação de acordo com o tipo de programa de consolidação implementado. Assim sendo, classificamos os anos em que se

⁷ Espanha (2014), Irlanda (2016-2017 e 2019) e Portugal (2016).

⁸ Chipre (2016 e 2019), Grécia (2016-2017), Irlanda (2016-2017 e 2019), Malta (2016) e Portugal (2016).

registaram episódios de consolidação *tax-based* (TB) e *expenditure-based* (EB), com base na importância relativa dos aumentos de receita e das diminuições de despesa para cada plano. De forma a efetuar o exercício anteriormente enunciado, será aplicada uma abordagem semelhante à implementada em Alesina et al. (2012) e, posteriormente, utilizada também em Alesina et al. (2015).

Segundo Alesina et al. (2012), a avaliação dos impactos dos ajustamentos orçamentais deve ser feita através da simulação de planos de consolidação em vez da análise individual dos choques orçamentais em cada ano. Por norma, estes planos de ajustamento são reajustados ao longo da sua implementação, gerando interações entre decisões políticas antecipadas e não antecipadas pelos agentes económicos. Desta forma, os planos de ajustamento consistem em anúncios de uma série de políticas orçamentais, algumas das quais implementadas no mesmo ano que foram anunciadas (políticas não antecipadas), enquanto outras são anunciadas num dado ano, mas colocadas em prática nos anos seguintes (políticas antecipadas) (Alesina et al., 2012).

No trabalho levado a cabo por Alesina et al. (2012), os autores subdividiram os episódios de consolidação orçamental registados nos 17 países da OCDE, presentes em DeVries et al. (2011), entre 1978-2009, em *tax-based* e *expenditure-based*. Posteriormente, em Alesina et al. (2015) efetuaram a mesma divisão para um subconjunto de países presentes na amostra anterior para o leque temporal de 2009-2013. Nestes artigos, os autores estenderam a base de dados de DeVries et al. (2011), agrupando as variações ao nível das receitas e da despesa em planos de ajustamento multianuais que consistem em choques orçamentais exógenos antecipados e não antecipados.

A metodologia aplicada para a divisão dos episódios *tax-based* e *expenditure-based* prende-se com o seguinte critério: os planos de ajustamento são identificados como uma sequência de políticas orçamentais anunciadas no ano t e que serão implementadas entre os períodos t e $t+k$, sendo k o horizonte máximo de antecipação de políticas anunciadas (por exemplo, os planos considerados nos Programas de Estabilidade). Consequentemente, os choques imprevistos (não antecipados) ocorridos no ano t para o país i , podem ser definidos como alterações inesperadas no saldo orçamental primário: $e_{i,t}^{\mu} = \tau_{i,t}^{\mu} + g_{i,t}^{\mu}$. Assim, $\tau_{i,t}^{\mu}$ representa o aumento imprevisto de receitas anunciado no ano t e implementadas no mesmo ano. Por sua vez, $g_{i,t}^{\mu}$ simboliza a redução inesperada de despesa pública, também anunciada no ano t e imposta no ano em questão. Relativamente às medidas antecipadas, $\tau_{i,t,j}^{\alpha}$ e $g_{i,t,j}^{\alpha}$ traduzem as

alterações ao nível de aumentos de receita e diminuição de despesa anunciadas pelas autoridades de política orçamental do país i no ano t e que serão implementadas no ano $t+j$. Seguindo a metodologia dos autores, o valor de j máximo, ou seja k , será assumido como 3 (Alesina et al., 2012, 2015).

Os dados de planos de ajustamento utilizados para a subdivisão dos episódios de consolidação orçamental entre *tax-based* e *expenditure-based* foram obtidos através da análise das rubricas referentes à carga fiscal e à despesa corrente, presentes nos Planos de Estabilidade e Convergência (disponíveis no *website* da Comissão Europeia⁹), assim como, nos *Country Reports*, IMF¹⁰. As fontes utilizadas para a classificação entre episódios TB e EB para todos os países da amostra, assim como os quadros-resumo com a respetiva classificação encontram-se nos Anexos C e D, respetivamente.

Quadro 3 – Tipologia dos episódios de consolidação orçamental na Eslováquia
(critério Alesina et al., 2012)

Anos	τ_t^μ	$\tau_{t,0}^\alpha$	$\tau_{t,1}^\alpha$	$\tau_{t,2}^\alpha$	$\tau_{t,3}^\alpha$	g_t^μ	$g_{t,0}^\alpha$	$g_{t,1}^\alpha$	$g_{t,2}^\alpha$	$g_{t,3}^\alpha$	TB	EB
1997	0	-2,8	-1,3	0	0	-1,2	2	0,8	0	0	0	1
1998	0	-1,3	-1,8	0	0	0,7	0,8	1,1	0	0	0	1
2001	-0,8	-1,8	-1,9	0	0	0,3	2,2	0,8	1,3	0,6	0	1
2002	0,2	-1,9	-0,2	0	0	1	0,8	0,7	1	0	0	1
2003	-0,7	-0,2	-1,3	1,6	-0,8	1	0,7	1,2	-1,2	0,5	0	1
2004	0,3	-1,3	1,8	-0,2	0	0,2	1,2	-0,4	0	0,8	0	1
2011	-0,8	1,1	-1,5	-0,5	-0,7	0,8	2,3	2,3	-0,9	1,4	0	1
2012	2,3	-1,5	-0,6	-1	-0,5	-2,8	2,3	0,8	1,2	0,3	1	0
2013	1,6	-0,6	-0,3	-1,2	1,1	-0,4	0,8	1,8	1,4	-0,3	1	0

Fonte: Cálculo próprios com base em informação disponível nos IMF *Country Reports* (de 1998-2003, 2005-2006 e 2010) e nos Planos de Estabilidade e Convergência (2011-2013).

De seguida, demonstrar-se-á como se procedeu à classificação dos episódios de ajustamento orçamental com recurso ao exemplo da Eslováquia. No Quadro 3, encontram-se os episódios de consolidação orçamental da Eslováquia detetados pelo critério de Alesina e Ardagna (1998), descrito acima, bem como a respetiva classificação dos episódios em *tax-based* ou *expenditure-based*, aplicando a metodologia de Alesina et al. (2012). Tomando o ano de 2012 como exemplo (valores a sombreado), a dimensão do ajustamento orçamental, registado nesse ano, ascendeu a um total de 0,3% do PIB. O valor do episódio

⁹ https://ec.europa.eu/info/business-economy-euro/economic-and-fiscal-policy-coordination/eu-economic-governance-monitoring-prevention-correction/european-semester/european-semester-timeline/national-reform-programmes-and-stability-or-convergence-programmes_en (acedido em julho de 2022).

¹⁰ <https://www.imf.org/en/publications/search?when=After&series=IMF+Staff+Country+Reports> (acedido em julho de 2022).

orçamental, ocorrido em 2012, deve-se à soma das medidas não antecipadas ($\tau_t^u + g_t^u$) e as medidas antecipadas¹¹ ($\tau_{t,0}^x + g_{t,0}^x$) ao nível do aumento das receitas e diminuição das despesas, respetivamente. Em 2012, como o peso relativo do aumento das receitas é superior ao da diminuição da despesa, este episódio de consolidação orçamental pode ser classificado como *tax-based* (TB).

Para além disto, é fundamental realçar uma situação exemplificada no Quadro 3, mais concretamente, no ano de 2001. O valor total da consolidação orçamental, registada nesse ano, apresenta-se como sendo de -0,1% do PIB. O ano de 2001, na Eslováquia, foi identificado pelo critério de Alesina e Ardagna (1998) como sendo um episódio de consolidação orçamental. No entanto, o valor da diminuição das despesas públicas (2,5% do PIB) não foi suficiente para contrabalançar a diminuição de receitas (-2,6% do PIB). Apesar do valor total negativo do ajustamento registado em 2001, este ano continua a ser considerado um episódio de consolidação orçamental e, necessariamente, classificado como EB, classificação consistente com a seguida em Alesina et al. (2015). Por exemplo, em Alesina et al. (2015), a Alemanha, no ano de 2013, regista um ajustamento do CAPB com o valor de -0,11% do PIB. Os autores classificaram o ajustamento mediante a componente que contribuiu positivamente para o saldo total da consolidação registada nesse ano (Alesina et al., 2015). Assim, nesta dissertação foi seguido o mesmo critério para as situações pontuais nas quais o valor anual do ajustamento orçamental observado é negativo.

3.3. Metodologia de estimação

Com base nas especificações apresentadas, tem-se como objetivo estimar o impacto das consolidações orçamentais na desigualdade presente na distribuição de rendimentos, por via de modelos econométricos com recurso a estimação em painel para os 19 países da Zona Euro, com dados anuais entre 1995-2015. Existindo pequenas falhas de informação para alguns anos, em alguns dos países da amostra, conclui-se, então, que se trata de um painel não balanceado.

O modelo utilizado nesta dissertação é fortemente baseado no trabalho levado a cabo por Woo et al. (2013), definindo numa regressão econométrica de dados em painel com a seguinte especificação geral:

¹¹ Relativamente às políticas antecipadas (anunciadas num determinado ano e, implementadas apenas posteriormente), é importante referir que estas podem sofrer alterações ao longo dos anos, devido a alterações no plano de ajustamento. Estas situações encontram-se exemplificadas no Quadro 3: por exemplo, o valor de $\tau_{2012,2}^u$ é, consideravelmente, distinto do valor apresentado para $\tau_{2013,1}^u$.

$$G_{it} = X_{it-1}'\beta + \gamma Z_{it-1} + \lambda Z_{it-2} + v_i + \eta_t + \varepsilon_{it}$$

A variável dependente (G_{it}) denota o log de uma medida da distribuição de rendimento (onde serão consideradas três variáveis alternativas: coeficiente de Gini para o rendimento disponível (*gini_disp*), coeficiente de Gini para o rendimento de mercado (*gini_mkt*) e o índice S80/S20 (*s80_s20*)) para o país i e o ano t ; X_{it-1} é o vetor de variáveis económicas de controlo, desfasadas um período para minimizar eventuais problemas de endogeneidade; Z_{it} agrega indicadores que caracterizam as consolidações orçamentais (desfasados até 2 anos); v_i representa os efeitos fixos específicos do país (para controlar os fatores específicos do mesmo, incluindo o componente invariável no tempo do ambiente institucional); η_t simboliza os efeitos fixos no tempo (de modo a controlar os fatores globais); e ε_{it} é o termo de erro.

O vetor X_{it} é composto pelas seguintes variáveis económicas de controlo, incluídas também em Woo et al. (2013): rendimento *per capita* (medido através do logaritmo do PIB *per capita*, $\log(gdp_pc)$); abertura comercial (medida pela soma dos fluxos de importações e exportações em percentagem do PIB, *Trade_gdp*), de forma a controlar o impacto da globalização na desigualdade de rendimentos; o nível de educação (medido pela percentagem da população com habilitações ao nível do ensino superior, *Education*); taxa de inflação (em percentagem anual medida a preços do consumidor, *Inflation*) – segundo Easterly e Fisher (2001), a inflação tende a deteriorar, principalmente, os rendimentos da população mais pobre, aumentando assim a desigualdade de rendimentos; o nível de dívida pública (medido em percentagem do PIB, *Debt_gdp*) e a taxa de desemprego, (*Unemp*) – de acordo com Martínez et al. (2001), uma grande proporção dos trabalhadores desempregados encontram-se no último quintil da distribuição de rendimento; assim, o aumento do desemprego tenderá a agravar a desigualdade na distribuição dos rendimentos.

É nos vetores Z_{it} que se registam as diferenças mais substanciais relativamente a Woo et al. (2013). Em vez de um período de desfasamento como em Woo et al. (2013), consideramos para Z_{it} dois vetores de variáveis associados a um e dois *lags* temporais de desfasamento. As variáveis que constituem estes vetores são o saldo primário ciclicamente ajustado (CAPB), assim como o CAPB cruzado com um conjunto de variáveis *dummy*, cujo propósito é poder distinguir entre (i) anos nos quais se registaram (ou não) consolidações orçamentais, *dcons*; (ii) o tipo de consolidação implementada (por via do aumento de receitas, *dcons_tb*, ou por recurso à diminuição das despesas, *dcons_eb*); (iii) consolidações em países com diferentes

Gini para o rendimento disponível – (se Gini médio maior ou igual 29,5, *dhigh_gini*, considera-se um país com o coeficiente de Gini elevado; se for inferior a 29,5, *dlow_gini*, será considerado um estado-membro com desigualdade baixa); e ainda (iv) consolidações realizadas em três períodos distintos: segunda metade da década de 1990 (1995-1999), *d90*, década de 2000 (2000-2009), *d00*, e primeira metade da década de 2010 (2010-2015), *d10*.

A utilização de dados em painel permite a estimação por via a modelos *pooled* OLS, ou modelos de efeitos aleatórios ou efeitos fixos. Conhecidos os modelos disponíveis, resta determinar, para esta aplicação empírica, qual o mais adequado, sendo assim imperativo efetuar um conjunto de testes.

Primeiramente, foi efetuado o Teste *Redundant Fixed Effects*, de modo a compreender se existem efeitos ao nível da *cross-section* e do período. Se a hipótese nula for rejeitada, então prova-se que existem efeitos e, que o modelo *pooled* não é o mais adequado para a estimação, optando assim pelo modelo de efeitos fixos. No Anexo E encontram-se os resultados dos Testes *Redundant Fixed Effects* efetuados às regressões empregues nesta dissertação. De acordo com os resultados, a hipótese nula deve ser rejeitada, afirmando que existem efeitos, quer ao nível da *cross-section*, quer ao nível do período. Posteriormente, devia recorrer-se ao teste de Hausman de forma a determinar se o modelo de efeitos aleatórios é preferível ao de efeitos fixos. Porém, tendo em conta que o painel de dados é não balanceado, o Eviews veda a opção de estimar em simultâneo a existência de efeitos aleatórios ao nível da *cross-section*, assim como do período. Desta forma, foi tomada a opção de estimar com recurso ao modelo de efeitos fixos, seguindo assim o modelo base deste trabalho desenvolvido por Woo et al. (2013). Um argumento adicional para a adoção do modelo de efeitos fixos prende-se com o facto de que as *cross-section* não são uma amostra aleatória de uma população mais alargada, mas sim o conjunto específico dos países da Zona Euro e que limitam a população à amostra (Gujarati, 2004). Adicionalmente, para obter estimadores robustos a heteroscedasticidade, a matriz de variâncias e covariâncias foi corrigida pelo método *White Diagonal*, disponível no Eviews 12.

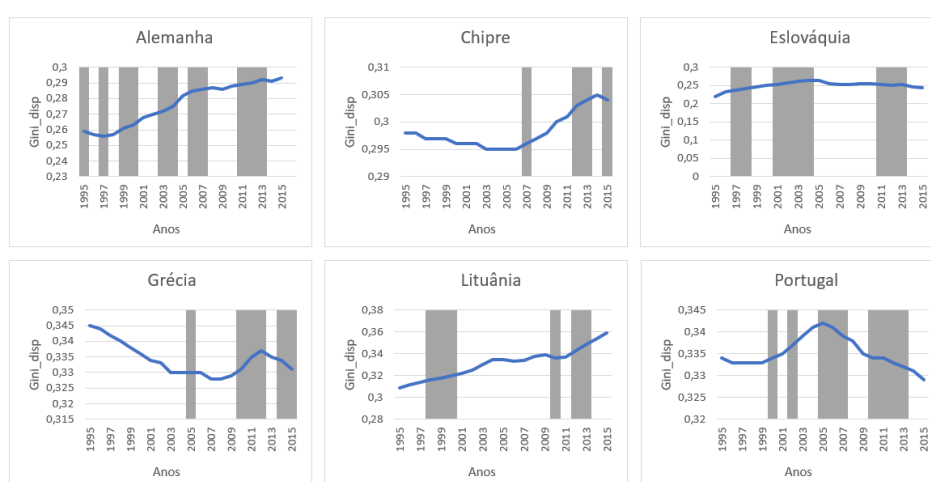
4. Análise dos resultados empíricos

O objetivo deste capítulo é analisar os resultados empíricos, relativos ao impacto das consolidações orçamentais na desigualdade de rendimentos dos países que, atualmente, compõem a Zona do Euro. Assim sendo, neste capítulo realizar-se-á uma análise descritiva dos períodos de consolidação e da evolução da desigualdade de rendimentos (4.1). Nos pontos seguintes serão analisados os resultados empíricos relativos ao impacto das consolidações orçamentais na desigualdade na distribuição de rendimento (4.2), ao impacto dos tipos de consolidação orçamental na desigualdade de distribuição de rendimento (4.3) e a algumas extensões dos modelos empíricos apresentados anteriormente (4.4).

4.1. Análise descritiva dos períodos de consolidação e da evolução da desigualdade de rendimentos

Nesta secção, analisar-se-ão as possíveis correlações existentes entre os episódios de consolidação orçamental e as flutuações ao nível da desigualdade na distribuição de rendimentos. Para tal, na Figura 1 encontra-se representado um subconjunto, selecionado aleatoriamente, de 6 países¹² da Zona Euro, assim como a sua evolução do coeficiente de Gini para o rendimento disponível e os respetivos episódios de consolidação orçamental, durante o período temporal no qual decorre a análise (1995-2015).

Figura 1 – Impacto das consolidações orçamentais nos coeficientes de Gini para os rendimentos disponíveis num subconjunto de países da ZE



¹² Alemanha, Chipre, Eslováquia, Grécia, Lituânia e Portugal.

Fonte: Elaboração própria com base no critério de Alesina et al. (2012) e em Heimberger (2020), assim como em informação recolhida através da *World Income Inequality Database*¹³

Com recurso à Figura 1, é possível verificar que, aparentemente, existe uma correlação positiva entre os episódios de ajustamento orçamental e a desigualdade de rendimentos. A linha representativa da evolução do coeficiente de Gini para o rendimento disponível tende a registar um crescimento nos períodos caracterizados por consolidações orçamentais (barras sombreadas). Este desenvolvimento é particularmente flagrante nos ajustamentos ocorridos no Chipre entre 2012-2013, assim como na Grécia entre 2010-2012, nos quais se verifica um aumento bastante abrupto da desigualdade de rendimentos (representadas na figura pelo coeficiente de Gini). Porém, existem vários períodos de ajustamento orçamental representados na figura que demonstram uma relação inversa entre o coeficiente de Gini e as consolidações orçamentais implementadas: entre 2014-2015 na Grécia, entre 2005-2007 e, novamente, entre 2010-2013 em Portugal, verifica-se que, durante os episódios de consolidação orçamental, ocorreu uma diminuição da desigualdade de rendimentos. Deste modo, torna-se imperativo analisar empiricamente o impacto que os programas de ajustamento orçamental poderão ter na desigualdade de rendimentos.

Para além de analisar o impacto das consolidações orçamentais, é importante avaliar o impacto do tipo de consolidação que foi aplicada. Desta forma, na Figura 2 é representada a distinção entre as consolidações *tax-based* (azul-claro) e *expenditure-based* (verde-claro) para o mesmo subconjunto de estados-membros da UEM e o mesmo período de análise.

¹³ <https://dataverse.harvard.edu/dataset.xhtml?persistentId=doi:10.7910/DVN/LM4OWF> (acedido em abril de 2022).

Figura 2 – Impacto dos tipos de consolidação orçamental nos coeficientes de Gini para os rendimentos disponíveis num subconjunto de países da ZE



Fonte: Elaboração própria com base no critério de Alesina et al. (2012) e em Heimberger (2020), assim como em informação recolhida através da *World Income Inequality Database*¹⁴

De acordo com a literatura empírica, existe um alargado consenso que refere que os programas de ajustamento orçamentais baseados na diminuição de despesa pública tendem a registar impactos significativos e nefastos sobre a desigualdade de rendimentos, enquanto as consolidações orçamentais baseadas no aumento de receitas têm um impacto benigno sobre a desigualdade, ainda que, por vezes, não significativo. Na Figura 2, verificam-se situações que ilustram isso, por exemplo, a implementação de um ajustamento *expenditure-based* na Lituânia, entre 2012-2013, resultou num inequívoco aumento do coeficiente de Gini. Por outro lado, a implementação de uma consolidação *tax-based* na Portugal, entre 2005-2006, levou à diminuição das desigualdades. No entanto, há uma multiplicidade de exemplos, ilustrados na figura anterior, que contradizem o que foi descrito anteriormente: a implementação de uma consolidação *expenditure-based* em Portugal, entre 2011-2012, levou a uma diminuição da desigualdade e o programa de ajustamento *tax-based* aplicado na Grécia, entre 2011-2012, resultou num grande aumento do coeficiente de Gini.

Assim, torna-se imperativo analisar de forma empírica os impactos das consolidações orçamentais, assim como os impactos provenientes do tipo de ajustamento implementado. Nas secções seguintes, analisar-se-ão os resultados obtidos através da abordagem empírica descrita na secção 3.3.

¹⁴ <https://dataverse.harvard.edu/dataset.xhtml?persistentId=doi:10.7910/DVN/LM4OWF> (acedido em abril de 2022).

4.2. Impacto das consolidações orçamentais na desigualdade de distribuição de rendimento

Nesta secção, o objetivo prende-se com a avaliação dos resultados para a primeira série de modelos que apenas analisam o impacto global das consolidações orçamentais na desigualdade na distribuição de rendimentos. Os resultados obtidos para as especificações da dinâmica analisada encontram-se disponíveis no Quadro 4.

No Quadro 4, são demonstrados os resultados obtidos através de um conjunto de três regressões econométricas, com o objetivo de avaliar o impacto das consolidações orçamentais na desigualdade de rendimentos. Os três modelos apresentados são diferenciáveis, visto que utilizam, como variável dependente, o logaritmo de medidas de desigualdade de rendimentos alternativas: o coeficiente de Gini do rendimento disponível, o coeficiente de Gini dos rendimentos de mercado e o índice S80/S20, respetivamente. Os modelos apresentados incluem como variáveis explicativas as descritas na secção 3.3 e que, de acordo com a literatura, podem ser determinantes para a desigualdade de rendimentos.

Quadro 4 – O impacto das consolidações orçamentais na desigualdade de rendimentos

Variáveis	Medidas de desigualdade nos rendimentos		
	log(gini_disp)	log(gini_mkt)	log(s80_s20)
C	-1,130703*** (-12,59767)	-0,691103*** (-13,49205)	1,999375*** (6,114844)
log(gdp_pc(-1))	-0,039716 (-1,347454)	-0,034976** (-2,039767)	-0,140416 (-1,417274)
Education(-1)	-0,000556 (-0,636857)	0,000235 (0,346940)	-0,005785** (-2,344930)
Trade_gdp(-1)	0,000280* (1,913103)	0,000170* (1,896565)	0,000806** (2,245403)
Inflation(-1)	0,003519*** (3,832459)	0,003581*** (4,451703)	0,007859** (2,080101)
Unemp(-1)	0,001395 (1,543967)	0,002608*** (3,726320)	0,001459 (0,578191)
Debt_gdp(-1)	-0,000214 (-1,065535)	4,93E-05 (0,285530)	-0,000119 (-0,224601)
CAPB(-1)*dcons(-1)	-0,000271 (-0,292612)	-0,001497** (-2,275091)	0,000107 (0,064262)
CAPB(-2)*dcons(-2)	0,001432* (1,740872)	-0,000350 (-0,475233)	9,38E-05 (0,049810)

Fonte: Cálculos próprios. *Notas:* Entre parêntesis apresentam-se as estimativas t e *, ** e *** representam um nível de significância de 10%, 5% e 1%, respetivamente.

Seguindo os resultados apresentados pelas regressões, encontra-se evidência de que o nível de abertura comercial, assim como a taxa de inflação, contribuem para a deterioração da desigualdade na distribuição dos rendimentos. Relativamente à abertura comercial, o coeficiente desta variável com significância estatística baixa, varia entre, aproximadamente, 0,0002 e 0,0008. De acordo com Gordon e Becker (2008), a expansão do comércio internacional tende a estar positivamente correlacionada com a desigualdade de rendimentos, visto que os trabalhadores domésticos são obrigados a competir com estrangeiros pagos em salários inferiores. Quanto à taxa de inflação, esta apresenta um coeficiente estatisticamente muito significativo que varia, aproximadamente, entre 0,004 e 0,008. Este resultado segue o que nos é transmitido pela literatura, onde, de acordo com Easterly e Fisher (2001), a inflação tende a incidir, principalmente, sobre as camadas mais pobres da população, menos protegidas contra a deterioração do seu rendimento real, estando assim positivamente correlacionada com a desigualdade de rendimentos.

Por sua vez, as variáveis referentes ao rendimento *per capita*, à educação e à taxa de desemprego apenas registaram significância estatística num dos três modelos estimados (regressões em que os impactos são medidos por via do coeficiente de Gini para os rendimentos de mercado e índice S80/S20).

O rendimento *per capita* apresenta um coeficiente de, aproximadamente, -0,03. Isto demonstra que um maior nível de produto por habitante contribui para uma menor desigualdade de rendimento. Esta evidência estatística suporta que este conjunto de países europeus, desenvolvidos, já se encontram para além do ponto de inflexão da curva de Kuznets, ou seja, a partir de um determinado limiar de rendimento, aumentos do PIB *per capita* conduzem a uma mitigação da desigualdade de rendimentos (Barro, 2008). Esta correlação apresenta significância estatística, apenas, no modelo em que é utilizado o coeficiente de Gini, relativo aos rendimentos de mercado. A explicação para esta evidência aparenta estar assente no facto de nesta análise ser excluída a intervenção governamental (por via de impostos e subsídios) que, através da redistribuição secundária do rendimento, mitiga a significância estatística da variável.

A variável referente à educação que mede a percentagem da população com ensino superior (educação terciária), conta com um nível de 5% de significância no modelo que estima o impacto no índice S80/S20. Esta evidência empírica vai ao encontro da literatura: segundo um estudo realizado por Checchi (2000), demonstra-se a existência de uma relação

inversa entre o nível de escolaridade da população e desigualdade na distribuição de rendimento. Porém, é de destacar que, apenas na regressão na qual a variável dependente é medida por via do índice S80/S20, é que a educação superior se demonstra como estatisticamente significativo. Estes resultados apontam para a possibilidade da educação superior reduzir a desigualdade entre os extremos da distribuição de rendimento, não demonstrando ser significativa para a redução da desigualdade média quando aferida pelo coeficiente Gini para a Zona Euro.

Quanto à taxa de desemprego, esta variável demonstra elevada significância, assim como, um coeficiente de, aproximadamente, 0,003. Este resultado sugere uma relação positiva entre a taxa de desemprego e a desigualdade de rendimentos. Esta relação, significativamente positiva, apenas se encontra presente no modelo em que é utilizado o coeficiente de Gini, relativo aos rendimentos de mercado. Esta evidência, tal como foi o caso com a variável relativa ao rendimento *per capita*, parece dever-se ao facto da distribuição secundária de rendimentos não ser considerada. A intervenção governamental, certamente, auxilia, em grande medida, a população via benefícios concedidos para compensar a perda de rendimentos devido ao desemprego.

A partir deste ponto, analisar-se-ão os resultados relativos ao impacto das consolidações orçamentais na desigualdade na distribuição de rendimentos. Na regressão econométrica referente ao coeficiente de Gini do rendimento disponível, pode verificar-se que os esforços de consolidação orçamental agravam a desigualdade de rendimentos num horizonte de dois anos. Assim, estima-se que a um aumento de 1 ponto percentual no CAPB esteja associado um aumento de, aproximadamente, 0,0014 pontos percentuais no coeficiente de Gini para o rendimento disponível, *ceteris paribus*. Esta evidência estatística segue um grande consenso na literatura que expõe que as consolidações orçamentais tendem a deteriorar a desigualdade presente na distribuição de rendimentos (Ball et al., 2013; Callan et al., 2011; Cardoso e Carvalho, 2021; Heimberger, 2020; IMF, 2014; Woo et al., 2013).

No entanto, no modelo que utiliza o coeficiente de Gini para os rendimentos de mercado, é demonstrada a existência de uma correlação negativa, estatisticamente significativa, entre a ocorrência de um episódio de consolidação orçamental e a desigualdade de rendimentos. Neste modelo em questão, consolidações orçamentais decorridas no período anterior ao analisado registam um coeficiente de, aproximadamente, -0,001. Uma possível explicação

para este resultado prende-se com a medida empregue neste modelo. O coeficiente de Gini para os rendimentos de mercado incide apenas sobre os rendimentos brutos, ou seja, não inclui a distribuição secundária do rendimento (intervenção governamental). Como não são incluídos quaisquer subsídios (nomeadamente o subsídio de desemprego), os rendimentos entre os que mantêm os postos de trabalho (e não recebem subsídios de desemprego) tendem a aproximar-se. Se se considerarem mais pessoas a receber valores referentes a apoios sociais, isso agrava a distribuição medida pelo coeficiente de Gini para os rendimentos disponíveis. Desta forma, aparenta que o agravamento de impostos junto dos mais ricos não compensa a desigualdade criada junto dos mais pobres (recetores de apoios sociais), após a redistribuição de rendimentos.

Relativamente ao modelo que se baseia no índice S80/S20, não há evidencia de impacto das consolidações orçamentais sobre a desigualdade, visto que, os resultados encontrados são não significativos (ou seja, os coeficientes associados a CAPB não são estatisticamente diferentes de zero). O impacto aparenta afetar a desigualdade entre os detentores de rendimentos intermédios, como é indiciado pelos resultados positivos sobre o coeficiente de Gini para os rendimentos disponíveis.

4.3. Impacto dos tipos de consolidação orçamental na desigualdade de distribuição de rendimento

Nesta secção, de forma a obter uma imagem mais completa do tema em estudo, analisar-se-á o impacto dos tipos de consolidação orçamental na desigualdade de rendimentos. Os episódios de consolidação foram classificados entre *tax-based* e *expenditure-based* (de acordo com os critérios definidos no ponto 3.2). Os resultados obtidos através das especificações estimadas encontram-se no Quadro 5.

Quadro 5 – Impacto dos tipos de consolidação orçamental na desigualdade de rendimentos

Variáveis	Medidas de desigualdade nos rendimentos		
	log(gini_disp)	log(gini_mkt)	log(s80_s20)
C	-1,124815*** (-12,47250)	-0,703675*** (-13,65555)	1,976372*** (6,041185)
log(gdp_pc(-1))	-0,042024 (-1,414538)	-0,031484* (-1,839373)	-0,135491 (-1,371565)
Education(-1)	-0,000522 (-0,592271)	0,000224 (0,342440)	-0,005737** (-2,384227)
Trade_gdp(-1)	0,000276* (1,870238)	0,000188** (2,107132)	0,000853** (2,402086)
Inflation(-1)	0,003604*** (3,864380)	0,003651*** (4,589003)	0,008464** (2,213505)
Unemp(-1)	0,001346 (1,471340)	0,002676*** (3,874955)	0,001627 (0,640116)
Debt_gdp(-1)	-0,000191 (-0,952538)	3,28E-05 (0,190114)	-0,000148 (-0,274081)
(CAPB(-1)*dcons(-1))	-0,000505 (-0,549876)	-0,000852 (-1,275060)	0,001724 (0,889233)
*dcons_tb(-1)			
(CAPB(-1)*dcons(-1))	-0,000423 (-0,234607)	-0,003484** (-2,226637)	-0,005899 (-1,502033)
*dcons_eb(-1)			
(CAPB(-2)*dcons(-2))	0,001065 (1,036261)	0,000660 (0,730217)	0,002686 (1,185396)
*dcons_tb(-2)			
(CAPB(-2)*dcons(-2))	0,002802* (1,756629)	-0,001190 (-0,869079)	-0,001514 (-0,353201)
*dcons_eb(-2)			

Fonte: Cálculos próprios. Notas: Entre parêntesis apresentam-se as estimativas t e *, ** e *** representam um nível de significância de 10%, 5% e 1%, respetivamente.

Os modelos aplicados neste exercício empírico são bastante semelhantes aos empregues na secção 4.2, diferindo apenas na utilização das variáveis *dummy dcons_tb* e *dcons_eb* para classificar os episódios de consolidação orçamental como *tax-based* e *expenditure-based*, respetivamente.

Adicionalmente, os resultados obtidos através destes modelos aparentam ser globalmente consistentes com os expostos na secção anterior, mantendo-se globalmente o sinal e impactos das variáveis explicativas de controlo que têm um impacto significativo na desigualdade de rendimentos.

De acordo com a literatura, existe um consenso de que as consolidações orçamentais aplicadas com recurso ao aumento de receitas demonstram um impacto bastante inferior no agravamento da desigualdade de rendimentos quando comparados com planos de ajustamento baseados em cortes de despesa pública (Ball et al., 2013; Heimberger, 2020;

Woo et al., 2013). Assim sendo, os resultados expostos no Quadro 5 aparentam confirmar o consenso existente na literatura. Os episódios de consolidação orçamental, por via do aumento de receitas, não demonstram qualquer significância estatística em nenhum dos modelos aplicados. Porém, o impacto de programas de ajustamento, por recurso a cortes de despesa pública, executados dois períodos antes do analisado, registam uma correlação positiva com a desigualdade de rendimentos após impostos e transferências, dois anos após a implementação. Portanto, verifica-se que um aumento de 1 ponto percentual no CAPB origina um aumento de, aproximadamente, 0,003 pontos percentuais no coeficiente de Gini para o rendimento disponível, *ceteris paribus*. O impacto nefasto de consolidações orçamentais *expenditure-based* e as consequências não significativas das consolidações *tax-based* para a desigualdade de rendimentos, podem ser justificados através da literatura. Segundo múltiplos autores (*e.g.* Claus et al., 2012 e Cubero e Hollar, 2010), os efeitos redistributivos da despesa pública têm um efeito claramente mais acentuado do que os efeitos redistributivos originários por via da receita.

Deste modo, é possível retirar um primeiro corolário a partir dos resultados apresentados: apesar de vários autores defenderem a opção por consolidações orçamentais *expenditure-based*, nomeadamente devido ao facto de originarem efeitos com carácter menos contracionista sobre o produto e, potencialmente, resultarem em efeitos não-Keynesianos, é possível verificar que este tipo de ajustamento orçamental tem maiores impactos sobre a desigualdade de rendimentos. Assim, destaca-se a existência de um *trade-off* claro entre custos sobre o produto e impactos sobre a desigualdade de rendimentos, aquando da aplicação de um ajustamento por via do corte de despesa pública.

Da mesma forma, o argumento apresentado em 4.2, acima, aplica-se ao caso do efeito de desagravamento da desigualdade avaliada pelo Gini de mercado, decorrente de ajustamentos orçamentais *expenditure-based*.

4.4. Extensões dos modelos empíricos apresentados anteriormente

Neste último ponto da análise de resultados empíricos, é recolhida evidência empírica relativa a duas extensões ao modelo aplicado no ponto 4.3 e aos impactos sobre o Gini de rendimento disponível.

A primeira extensão prende-se com a divisão dos países da amostra em dois subconjuntos, mediante o seu coeficiente de Gini para rendimento disponível médio. As economias com

um coeficiente de Gini médio maior ou igual a 29,5%, serão classificadas como tendo um coeficiente de Gini alto (*dhigh_gini*). Os países com um coeficiente de Gini médio inferior a 29,5%, são registados como possuindo um coeficiente de Gini baixo (*dlow_gini*). Este exercício permite aferir se os esforços de consolidação acentuam ou atenuam a desigualdade entre países na Zona Euro.

Na segunda extensão, o horizonte temporal da amostra é subdividido em três períodos distintos: a segunda metade da década de 1990 (*d90*), a década de 2000 (*d00*) e a primeira metade da década de 2010 (*d10*). Este exercício permitirá avaliar se as diferentes vagas de consolidação operadas na Europa tiveram impactos diferenciados sobre a desigualdade de rendimentos.

Os resultados obtidos para as duas extensões aplicadas encontram-se nos Quadros 6 e 7, respetivamente. Os resultados aparentam ser, globalmente, consistentes com os reportados nas secções anteriores.

Na primeira extensão, é possível concluir que o impacto de uma consolidação orçamental *expenditure-based* provoca uma deterioração da desigualdade de rendimentos num horizonte de dois períodos. Porém, este resultado só é estatisticamente significativo apenas para o conjunto de países com um coeficiente de Gini de rendimento disponível baixo (inferior a 29,5%). Tal como anteriormente, os ajustamentos orçamentais *tax-based* não demonstram qualquer impacto estatisticamente significativo para nenhum dos conjuntos de economias analisados. Desta forma, verifica-se que os efeitos das consolidações sobre a desigualdade estão associados a países com coeficientes de Gini menores. Portanto, as consolidações orçamentais têm efeitos nefastos se realizadas pelo lado da despesa nos estados-membros da UEM com menor desigualdade e não afetando os que exibem elevada desigualdade. Assim, as consolidações tornam os países menos díspares em termos de desigualdade de rendimentos, mas nivelando por uma desigualdade média superior.

Assim, pode retirar-se um segundo corolário: o *trade-off* entre custos sobre o produto e impactos nefastos sobre a desigualdade de rendimentos, proveniente da implementação de uma consolidação orçamental *expenditure-based*, é praticamente inexistente nos países europeus mais desiguais, sugerindo que estes podem levar a cabo consolidações deste tipo sem grandes custos em termos de desigualdade.

Quadro 6 – Impacto dos tipos de consolidação orçamental na desigualdade de rendimentos (para altos e baixos níveis de desigualdade)

Variáveis	log(gini_disp)
C	-1,126326*** (-12,54320)
log(gdp_pc(-1))	-0,041346 (-1,393082)
Education(-1)	-0,000538 (-0,618525)
Trade_gdp(-1)	0,000281* (1,851120)
Inflation(-1)	0,003570*** (3,805511)
Unemp(-1)	0,001375 (1,474968)
Debt_gdp(-1)	-0,000205 (-0,968682)
(CAPB(-1)*dcons(-1))*dhigh_gini(-1)*dcons_tb(-1)	-0,000278 (-0,296215)
(CAPB(-1)*dcons(-1))*dhigh_gini(-1)*dcons_eb(-1)	0,000846 (0,450582)
(CAPB(-1)*dcons(-1))*dlow_gini(-1)*dcons_tb(-1)	-0,003965 (-1,020144)
(CAPB(-1)*dcons(-1))*dlow_gini(-1)*dcons_eb(-1)	-0,004263 (-1,302547)
(CAPB(-2)*dcons(-2))*dhigh_gini(-2)*dcons_tb(-2)	0,000316 (0,301808)
(CAPB(-2)*dcons(-2))*dhigh_gini(-2)*dcons_eb(-2)	0,002301 (1,205599)
(CAPB(-2)*dcons(-2))*dlow_gini(-2)*dcons_tb(-2)	0,005100 (1,219852)
(CAPB(-2)*dcons(-2))*dlow_gini(-2)*dcons_eb(-2)	0,003625* (1,653309)

Fonte: Cálculos próprios. Notas: Entre parêntesis apresentam-se as estimativas t e *, ** e *** representam um nível de significância de 10%, 5% e 1%, respetivamente.

Quadro 7 – Impacto dos tipos de consolidação orçamental na desigualdade de rendimentos (mediante 3 períodos temporais)

Variáveis	log(gini_disp)
C	-1,088333*** (-11,15844)
log(gdp_pc(-1))	-0,052531* (-1,702313)
Education(-1)	-0,000373 (-0,421247)
Trade_gdp(-1)	0,000273* (1,902381)
Inflation(-1)	0,003513*** (3,750032)
Unemp(-1)	0,001156 (1,360653)
Debt_gdp(-1)	-0,000265 (-1,257430)
(CAPB(-1)*dcons(-1))*d90(-1)*dcons_tb(-1)	0,000673 (0,174736)
(CAPB(-1)*dcons(-1))*d90(-1)*dcons_eb(-1)	-0,003577 (-1,248551)
(CAPB(-1)*dcons(-1))*d00(-1)*dcons_tb(-1)	-0,006638*** (-3,477138)
(CAPB(-1)*dcons(-1))*d00(-1)*dcons_eb(-1)	0,000433 (0,191389)
(CAPB(-1)*dcons(-1))*d10(-1)*dcons_tb(-1)	0,000391 (0,354921)
(CAPB(-1)*dcons(-1))*d10(-1)*dcons_eb(-1)	0,000616 (0,186563)
(CAPB(-2)*dcons(-2))*d90(-2)*dcons_tb(-2)	0,007175** (2,147650)
(CAPB(-2)*dcons(-2))*d90(-2)*dcons_eb(-2)	0,006819*** (3,411089)
(CAPB(-2)*dcons(-2))*d00(-2)*dcons_tb(-2)	-0,006094** (-2,572756)
(CAPB(-2)*dcons(-2))*d00(-2)*dcons_eb(-2)	0,001054 (0,321615)
(CAPB(-2)*dcons(-2))*d10(-2)*dcons_tb(-2)	0,000869 (0,695791)
(CAPB(-2)*dcons(-2))*d10(-2)*dcons_eb(-2)	-0,000105 (-0,038233)

Fonte: Cálculos próprios. Notas: Entre parêntesis apresentam-se as estimativas t e *, ** e *** representam um nível de significância de 10%, 5% e 1%, respetivamente.

Quanto à segunda extensão do modelo, é possível verificar novamente evidências sobre a correlação positiva entre consolidações do tipo *expenditure-based* e agravamentos na desigualdade de rendimentos. Porém, a ilação mais interessante que se pode retirar desta

extensão prende-se com os efeitos associados às consolidações do tipo *tax-based*. Os programas de ajustamento, por via do aumento de receitas, aparentam ter impactos bastante ambíguos nos 19 países que constituem a Zona Euro: na segunda metade da década de 1990 (1995-1999) demonstram contribuir para o aumento da desigualdade de rendimentos; durante a década de 2000 (2000-2009) apresentam resultados que nos levam a crer que originaram uma diminuição da desigualdade; por fim, na primeira metade da década de 2010 (2010-2015) este tipo de episódios não revela qualquer significância estatística. Assim sendo, conclui-se que o efeito médio negligenciável das consolidações *tax-based*, resultou de efeitos de redução e de aumento da desigualdade, respetivamente, na 1ª década de 2000 e na 2ª metade da década de 90. Os efeitos de agravamento de desigualdade associados a EB resultam, basicamente, dos esforços de consolidação nos anos 90.

De acordo com o consenso existente na literatura empírica, as consolidações orçamentais *tax-based*, tendem a registar um impacto bastante inferior no agravamento das desigualdades quando comparado com os ajustamentos *expenditure-based*. Alguns autores chegam mesmo a argumentar que os programas de ajustamento orçamentais pela via do aumento da receita podem levar a uma redução das desigualdades de rendimento (*e.g.*, Agnello e Sousa, 2014; Cardoso e Carvalho, 2021). Contudo, Agnello e Sousa (2014) alertam para a possibilidade de pequenos esforços de consolidação serem mais prejudiciais para as famílias na base da distribuição de rendimento, tendo uma significância estatística particularmente elevada em ajustamentos orçamentais *tax-based*. Em programas de ajustamento de dimensão inferior a 1% do PIB, o fardo dos esforços de consolidação é carregado, sobretudo, pelas famílias mais pobres. Apenas quando o ajustamento tem uma dimensão razoavelmente grande, é que as famílias no topo da distribuição de rendimentos são solicitadas a contribuir afincadamente para o esforço de consolidação e, assim, o impacto sobre a desigualdade será menor (Agnello e Sousa, 2014). A explicação para os resultados aparentemente ambíguos sobre o impacto das consolidações orçamentais do tipo *tax-based*, obtidos na segunda extensão do modelo, poderá residir no argumento apresentado por Agnello e Sousa (2014). A dimensão dos ajustamentos, via aumento da receita, poderá ter um papel determinante sobre o seu impacto na desigualdade de rendimentos.

5. Conclusões

A estirpe da literatura que estuda os efeitos das consolidações orçamentais na desigualdade de distribuição de rendimentos ganhou bastante relevância, principalmente após a Grande Recessão de 2008-2009. Como resposta à recessão mundial, vários países introduziram políticas orçamentais contracíclicas que originaram elevados défices orçamentais sucessivos e lançaram a dívida pública para uma trajetória insustentável. A solução encontrada para fazer fase a estes graves desequilíbrios macroeconómicos, particularmente na Europa, foi o recurso a programas de ajustamento orçamental, as consolidações orçamentais.

A questão central abordada por esta dissertação prende-se com a análise dos impactos das consolidações orçamentais, tal como do tipo de ajustamento que é implementado (*tax-based* ou *expenditure-based*), na desigualdade de distribuição de rendimentos. De modo a responder a esta questão foram estudados tais efeitos, com recurso a um conjunto de modelos econométricos para os 19 países da Zona Euro, com dados anuais entre 1995-2015. Salienta-se que este trabalho pretende contribuir para a literatura através da análise de um período temporal mais recente e, ainda a inclusão de 9 países¹⁵ europeus que, tanto quanto sabemos, nunca foram abordados neste ramo da literatura.

Na primeira série de modelos analisou-se qual o impacto que as consolidações orçamentais, independentemente do tipo de ajustamento implementado, têm sobre a desigualdade de rendimentos. De acordo com os resultados obtidos, verifica-se que os esforços de consolidação orçamental agravam o coeficiente de Gini para o rendimento disponível, num horizonte de dois anos. Desta forma, estima-se que o aumento de 1 ponto percentual do saldo orçamental primário ajustado do ciclo conduza a um aumento de 0,0014 pontos percentuais no coeficiente de Gini para o rendimento disponível. Esta evidência empírica está em linha com o consenso na literatura (*e.g.*, Ball et al., 2013; Heimberger, 2020; Woo et al., 2013). Porém, no modelo no qual se utiliza o coeficiente de Gini para os rendimentos de mercado, é demonstrada a existência de uma correlação negativa entre os episódios de consolidação e a desigualdade de rendimento. Este resultado pode dever-se à medida empregue neste modelo, visto que o coeficiente de Gini para os rendimentos de mercado não inclui a distribuição secundária do rendimento. Dado que não são incluídos quaisquer subsídios, os rendimentos, entre os que mantêm os postos de trabalho, tendem a

¹⁵ Chipre, Eslováquia, Eslovénia, Estónia, Grécia, Letónia, Lituânia, Luxemburgo e Malta.

aproximar-se. Ao considerar mais pessoas a receber apoios sociais, isso agrava a distribuição medida pelo coeficiente de Gini para o rendimento disponível. Assim, aparenta que o agravamento de impostos junto dos mais ricos, não compensa a desigualdade criada junto dos recetores de apoios sociais, após redistribuição de rendimentos. Por sua vez, o modelo que se baseia no índice S80/S20 não apresenta evidência sobre o impacto das consolidações orçamentais sobre a desigualdade. O impacto aparenta afetar a desigualdade entre os detentores de rendimentos intermédios, como é indiciado pelos resultados positivos sobre o coeficiente de Gini para os rendimentos disponíveis.

No segundo conjunto de modelos aplicados, estudou-se o impacto dos diferentes tipos de programas de ajustamento da desigualdade de rendimentos. As consolidações orçamentais foram categorizadas em dois tipos: *tax-based*, caso o ajustamento seja baseado no aumento significativo de receitas públicas, via aumento de impostos, ou *expenditure-based*, se os esforços de consolidação forem por via de cortes acentuados na despesa pública. Os resultados obtidos demonstram que as consolidações orçamentais *tax-based* não apresentam significância estatística. Por outro lado, o impacto de programas de ajustamento *expenditure-based* registam uma correlação positiva com a desigualdade de rendimentos após impostos e transferências, dois anos após a implementação.

Assim, é possível retirar um primeiro corolário deste trabalho: apesar da opção por consolidações orçamentais *expenditure-based* tender a originar efeitos menos contracionistas sobre o produto e, potencialmente, resultar em efeitos não-Keynesianos, este tipo de ajustamento orçamental tem maiores impactos sobre a desigualdade de rendimentos. Deste modo, na aplicação de um ajustamento *expenditure-based*, existe um *trade-off* claro entre custos sobre o produto e impactos sobre a desigualdade de rendimentos.

Posteriormente, foram realizadas duas extensões aos modelos previamente analisados: na primeira extensão os países da amostra foram divididos em dois subconjuntos, mediante o seu coeficiente de Gini para rendimento disponível médio e, na segunda extensão, o período da amostra foi dividido em três subperíodos distintos: a segunda metade da década de 1990, a década de 2000 e a primeira metade da década de 2010.

Na primeira extensão, conclui-se que, o impacto nefasto de uma consolidação orçamental *expenditure-based* sobre a desigualdade de rendimentos é estatisticamente significativo apenas para o conjunto de países com um coeficiente de Gini de rendimento disponível baixo

(inferior a 29,5%), não demonstrando efeitos significativos para os países mais díspares em termos de desigualdade de rendimentos. Destaca-se, desta forma, um segundo corolário: o *trade-off* entre custos sobre o produto e impactos nefastos sobre a desigualdade de rendimentos, proveniente da aplicação de um ajustamento orçamental *expenditure-based*, não é significativo para os países europeus mais desiguais.

Quanto à segunda extensão do modelo, verifica-se que os efeitos dos ajustamentos *tax-based* demonstram impactos bastante ambíguos nos países da Zona Euro: na segunda metade da década de 90 contribuíram para o aumento da desigualdade de rendimentos; durante a década de 2000 originaram uma diminuição da desigualdade; por fim, na primeira metade da década de 2010 não revelaram qualquer significância estatística. Conclui-se então que o efeito médio negligenciável das consolidações *tax-based* resultou de efeitos de redução e de aumento da desigualdade, respetivamente, na 1ª década de 2000 e na 2ª metade da década de 90.

Para além das conclusões presentes neste último capítulo, importa referir as limitações encontradas ao longo desta dissertação, que podem ser objeto de melhoria e extensão. Desta forma, esta dissertação enfrenta algumas limitações, particularmente no que diz respeito ao número de observações da amostra (tendo em conta que os dados são bastante limitados para alguns países, nomeadamente para os países que aderiram mais recentemente à UEM), o que limita a obtenção de melhores resultados em termos de significância das variáveis.

Outra limitação poderá estar relacionada com abordagem utilizada para definir os episódios orçamentais, a “abordagem convencional”, que, como foi mencionado ao longo do trabalho, está sujeita a críticas. Uma possível extensão prende-se com a utilização da “abordagem narrativa” para definir os episódios de consolidação orçamental, ou até mesmo a utilização de ambas as metodologias, comparando os resultados obtidos e avaliando a robustez dos resultados.

Finalmente, destaca-se a restrição relacionada com o facto de terem sido utilizadas diferentes bases de dados com o intuito de cobrir o maior número de anos possíveis (*e.g.* coordenação entre os dados obtidos através dos *IMF Country Reports* e Planos de Estabilidade e Convergência disponíveis no *website* da Comissão Europeia).

6. Bibliografia

- Afonso, A. (2010). Expansionary fiscal consolidations in Europe: New evidence. *Applied Economics Letters*, 17(2), 283–306. <https://doi.org/10.1080/13504850701719892>
- Agnello, L., & Sousa, R. M. (2014). How does fiscal consolidation impact on income inequality? *Review of Income and Wealth*, 60(4), 702–726. <https://doi.org/10.1111/roiw.12004>
- Alesina, A., & Ardagna, S. (1998). Tales of fiscal adjustment. *Economic Policy*, 27, 487–545. <https://doi.org/10.1111/1468-0327.00039>
- Alesina, A., Barbiero, O., Favero, C., Giavazzi, F., & Paradisi, M. (2015). Austerity in 2009–13. *Economic Policy*, 30(83), 385–437. <https://doi.org/10.1093/epolic/civ006>
- Alesina, A., Favero, C., & Giavazzi, F. (2012). The output effects of fiscal stabilization plans. *NBER Working Papers* (Issue 18336). http://conference.nber.org/confer/2014/ISOM14/Alesina_Favero_Giavazzi.pdf
- Antonczyk, D., DeLeire, T., & Fitzenberger, B. (2010). Polarization and rising wage inequality: Comparing the U.S. and Germany. *IZA Discussion Paper Series*, 4842, 1–48.
- Asian Development Bank. (2014). *Asian Development Outlook 2014: Fiscal Policy for Inclusive Growth*.
- Atkinson, A. B. (1970). On the measurement of inequality. *Journal of Economic Theory*, 2(3), 244–263. [https://doi.org/10.1016/0022-0531\(70\)90039-6](https://doi.org/10.1016/0022-0531(70)90039-6)
- Atkinson, A. B. (2007). The Changing Distribution of Earnings in OECD Countries. *International Labour Review*, 146(1–2), 41–60. <https://doi.org/10.1093/acprof:oso/9780199532438.001.0001>
- Ball, L. M., Furceri, D., Leigh, D., & Loungani, P. (2013). The Distributional Effects of Fiscal Consolidation. *IMF Working Papers*, 13(151), 1–23. <https://doi.org/10.5089/9781475551945.001>
- Barro, R. (2008). Inequality and Growth Revised. *Asian Development Bank Working Paper* (Issue 11).

- Beck, T., Demirguc-Kunt, A., & Levine, R. (2005). Finance, Inequality, and Poverty: Cross-Country Evidence. *NBER Working Paper Series* (Issue 10979).
<https://doi.org/10.1596/1813-9450-3338>
- Berg, A. G., & Ostry, J. D. (2011). Inequality and Unsustainable Growth: Two Sides of the Same Coin? *IMF Economic Review*, 65(4), 792–815. <https://doi.org/10.1057/s41308-017-0030-8>
- Bergh, A., & Nilsson, T. (2010). Do liberalization and globalization increase income inequality? *European Journal of Political Economy*, 26(4), 488–505.
<https://doi.org/10.1016/j.ejpoleco.2010.03.002>
- Bova, E., Kinda, T., & Woo, J. (2018). Austerity and inequality: The size and composition of fiscal adjustment matter. *CEPR*. <https://voxeu.org/article/size-and-compositionfiscal-%0Aadjustment-matter-inequality>
- Brzozowski, M., & Siwinska-Gorzela, J. (2010). The impact of fiscal rules on fiscal policy volatility. *Journal of Applied Economics*, 8(2), 205–231.
<https://doi.org/10.1080/00036848608537441>
- Callan, T., Leventi, C., Levy, H., Matsaganis, M., Paulus, A., & Sutherland, H. (2011). The Distributional Effects of Austerity Measures: A Comparison of Six EU Countries. *Euromod Working Paper* (EM6/11).
- Cardoso, D., & Carvalho, L. (2021). *Effects of fiscal consolidation on income inequality: Narrative evidence from South America* (No. 69; FMM Working Paper).
<https://www.econstor.eu/handle/10419/246834>
- Checchi, D. (2000). Does Educational Achievement Help to Explain Income Inequality? *NU World Institute For Development Economic Research (UNU/WIDER)* (Issue 208).
- Checchi, D., & Peñalosa, C. G. (2008). Labour Market Institutions and Income Inequality. *Economic Policy*, 23(56), 601–649.
- Ciminelli, G., Ernst, E., Merola, R., & Giuliadori, M. (2019). The composition effects of tax-based consolidation on income inequality. *European Journal of Political Economy*, 57, 107–124. <https://doi.org/10.1016/j.ejpoleco.2018.08.009>
- Claus, I., Martinez-Vazquez, J., & Vulovic, V. (2012). Government Fiscal Policies and

- Redistribution in Asian Countries. *ADB Economics Working Paper Series*, 310, 1–47.
www.adb.org/
- Conceição, P., & Ferreira, P. (2000). The Young Person's Guide to the Theil Index: Suggesting Intuitive Interpretations and Exploring Analytical Applications. *UTIP Working Paper* (No. 14). <https://doi.org/https://dx.doi.org/10.2139/ssrn.228703>
- Cubero, R., & Hollar, I. (2010). Equity and Fiscal Policy: The Income Distribution Effects of Taxation and Social Spending in Central America. *IMF Working Papers*, 112, 1–42.
- Darby, J., & Melitz, J. (2008). Social Spending and Automatic Stabilizers in the OECD. *Oxford Journals*, 23(56), 715–756. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0327.2008.00210.x>
- DeVries, P., Guajardo, J., & Pescatori, A. (2011). A New Action-based Dataset of Fiscal Consolidation. *IMF Working Papers* (Vol. 11, Issue 128).
<https://doi.org/10.5089/9781455264407.001>
- Doumbia, D., & Kinda, T. (2019). Reallocating Public Spending to Reduce Income Inequality. *IMF Working Papers*, 188, 1–50.
<https://doi.org/10.5089/9781513511863.001>
- Easterly, W., & Fisher, S. (2001). Inflation and the Poor. *Journal of Money, Credit and Banking*, 33(2), 160–178.
- Furceri, D., Ge, J., Loungani, P., & Melina, G. (2018). The distributional effects of government spending shocks in developing economies. *IMF Working Paper* (No. 14).
<https://doi.org/10.1111/rode.12888>
- Galor, O., & Zeira, J. (1993). Income distribution and macroeconomics. *Review of Economic Studies*, 60(1), 35–42. <https://doi.org/10.2307/2297811>
- Giavazzi, F., & Pagano, M. (1996). Non-Keynesian Effects of Fiscal Policy Changes: International Evidence and the Swedish Experience. *Swedish Economic Policy Review*, 44(7), 67–103. <https://doi.org/10.3386/w5332>
- Goñi, E., López, J. H., & Servén, L. (2011). Fiscal Redistribution and Income Inequality in Latin America. *World Development*, 39(9), 1558–1569.
- Gordon, R. J., & Becker, I. D. (2008). Controversies About the Rise of American Inequality: A Survey. *NBER Working Paper* (Issue 13982).

- <http://www.nber.org/papers/w13982>
- Groves-Kirkby, C. J., Denman, A. R., & Phillips, P. S. (2009). Lorenz Curve and Gini Coefficient: Novel tools for analysing seasonal variation of environmental radon gas. *Journal of Environmental Management*, 90(8), 2480–2487.
<https://doi.org/10.1016/j.jenvman.2009.01.003>
- Gujarati, D. N. (2004). *Basic Econometrics* (4th ed.). Tata McGraw Hill.
- Heimberger, P. (2020). The dynamic effects of fiscal consolidation episodes on income inequality: evidence for 17 OECD countries over 1978–2013. *Empirica*, 47(1), 53–81.
<https://doi.org/10.1007/s10663-018-9404-z>
- Hendel, I., Shapiro, J., & Willen, P. (2005). Educational opportunity and income inequality. *Journal of Public Economics*, 89(5–6), 841–870.
<https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2004.11.004>
- Heshmati, A., & Kim, J. (2014). A Survey of the Role of Fiscal Policy in Addressing Income Inequality, Poverty Reduction and Inclusive Growth. *IZA Discussion Paper Series*, 8119, 1–28. <https://doi.org/10.2139/ssrn.2429598>
- IMF. (2014). Fiscal Policy and Income Inequality. *Policy Papers*, 1–67.
<https://doi.org/10.5089/9781498343671.007>
- IMF. (2016). *Global Prospects and Policy Challenges: G-20 Finance Ministers and Central Bank Governors' Meetings*.
- Jaeger, A., & Schuknecht, L. (2007). Boom-bust phases in asset prices and fiscal policy behavior. *Emerging Markets Finance and Trade*, 43(6), 45–66.
<https://doi.org/10.2753/REE1540-496X430603>
- Jordà, Ò., & Taylor, A. M. (2016). The Time for Austerity: Estimating the Average Treatment Effect of Fiscal Policy. *The Economic Journal*, 126(590), 219–255.
<https://doi.org/10.1111/econj.12332>
- Klein, M., & Winkler, R. (2019). Austerity, Inequality, and Private Debt Overhang. *European Journal of Political Economy*, 57(1), 89–106.
<https://doi.org/10.1016/j.ejpoleco.2018.08.003>
- Larch, M., & Turrini, A. (2010). The Cyclically Adjusted Budget Balance in EU Fiscal

- Polycymaking. *Intereconomics: Review of European Economic Policy*, 45(1), 48–60.
<https://doi.org/10.1007/s10272-010-0324-9>
- Martínez-Vázquez, J., Vulovic, V., & Moreno-Dodson, B. (2012). The impact of tax and expenditure policies on income distribution: Evidence from a large panel of countries. *Review of Public Economics*, 200(1), 95–130. <https://doi.org/10.2139/ssrn.2188608>
- Martínez, R., Ayala, L., & Ruiz-Huerta, J. (2001). The impact of unemployment on inequality and poverty in OECD countries. *Economics of Transition and Institutional Change*, 9(2), 417–447. <https://doi.org/10.1111/1468-0351.00082>
- Milanovic, B. (2012). Global Inequality Recalculated the Effect of New 2005 PPP Estimates on Global Inequality. *Journal of Economic Inequality*, 10, 1–18.
<https://doi.org/10.1007/s10888-010-9155-y>
- Mookerjee, R., & Kalipioni, P. (2010). Availability of financial services and income inequality: The evidence from many countries. *Emerging Markets Review*, 11(4), 404–408. <https://doi.org/10.1016/j.ememar.2010.07.001>
- Muinelo-Gallo, L., & Roca-Sagalés, O. (2013). Joint determinants of fiscal policy, income inequality and economic growth. *Economic Modelling*, 30(1), 814–824.
<https://doi.org/10.1016/j.econmod.2012.11.009>
- OECD. (2015). Structural reforms in Europe. Achievements and homework. *Better Policies Series* (Issue April).
- Paulus, A., Çök, M., Figari, F., Hegedüs, P., Kump, N., Lelkes, O., Levy, H., Lietz, C., Lűpsik, S., Mantovani, D., Morawski, L., Sutherland, H., Szivos, P., & Vörk, A. (2009). The effects of taxes and benefits on income distribution in the enlarged EU. *Euromod Working Paper* (Issue EM8/09).
- Peñalosa, C. G. (2010). Income Distribution, Economic Growth and European integration. *Journal of Economic Inequality*, 8, 277–292.
- Romer, C. D., & Romer, D. H. (2010). American Economic Association The Macroeconomic Effects of Tax Changes : Estimates Based on a New Measure of Fiscal Shocks The Macroeconomic Effects of Tax Changes : Estimates Based on a New Measure of Fiscal Shocks. *American Economic Review*, 100(3), 763–801.

- Sahn, D. E., & Younger, S. D. (2000). Expenditure Incidence in Africa: Microeconomic Evidence. *Fiscal Studies*, 21(3), 329–347.
- Savage, M., Callan, T., Nolan, B., & Colgan, B. (2015). The Great Recession, Austerity and Inequality: Evidence from Ireland. *ESRI Working Paper*, 499, 1–24.
- Stiglitz, J. E. (2012). *The Price of Inequality*. W. W. Norton & Company New York.
- Wade, R. H. (2004). Is Globalization Reducing Poverty and Inequality? *International Journal of Health Services*, 34(3), 567–589. <https://doi.org/10.1201/9781315231082-10>
- Wolff, E. N., & Zacharias, A. (2007). The Distributional Consequences of Government Spending and Taxation in the U.S., 1989 and 2000. *Review of Income and Wealth*, 53(4), 692–715. <https://doi.org/10.1111/j.1475-4991.2007.00251.x>
- Woo, J., Bova, E., Kinda, T., & Zhang, Y. S. (2013). Distributional Consequences of Fiscal Consolidation and the Role of Fiscal Policy: What Do the Data Say? *IMF Working Papers*, 13(195), 1–35. <https://doi.org/10.5089/9781484390917.001>

7. Anexos

Anexo A – Matriz de correlação entre variáveis

	UNEMP	TRADE_GDP	INFLATION	GDP_PC	EDUCATION	DEBT_GDP	CAPB
UNEMP	1.000000	-0.342816	-0.078979	-0.412163	-0.015434	0.337022	-0.027870
TRADE_GDP	-0.342816	1.000000	-0.056193	0.502008	0.250265	-0.372698	0.036920
INFLATION	-0.078979	-0.056193	1.000000	-0.214034	-0.355636	-0.332495	-0.161854
GDP_PC	-0.412163	0.502008	-0.214034	1.000000	0.297506	-0.117886	0.230299
EDUCATION	-0.015434	0.250265	-0.355636	0.297506	1.000000	-0.046526	-0.001368
DEBT_GDP	0.337022	-0.372698	-0.332495	-0.117886	-0.046526	1.000000	0.155249
CAPB	-0.027870	0.036920	-0.161854	0.230299	-0.001368	0.155249	1.000000

Fonte: Elaboração própria.

Anexo B – Estatísticas relativas de cada variável da amostra

	CAPB	EDUCATION	GINI_DISP	GDP_PC	GINI_MKT	INFLATION	S80_S20	UNEMP	TRADE_GDP	DEBT_GDP
Mean	0.359137	23.63579	0.295909	30.08249	0.480584	2.079055	4.808376	8.986041	121.5330	66.34746
Median	0.500000	23.90000	0.295000	27.20000	0.485000	1.864333	4.470000	8.000000	108.2432	61.85000
Maximum	9.300000	42.80000	0.362000	101.2000	0.563000	15.40232	7.760000	27.50000	380.1042	186.4000
Minimum	-27.60000	4.900000	0.227000	5.800000	0.383000	-4.478103	3.000000	2.300000	37.10788	3.800000
Std. Dev.	3.138269	8.310006	0.034322	18.56944	0.033830	1.923756	1.101506	4.573675	71.05941	37.49490
Skewness	-1.988585	-0.061736	0.032097	2.011084	-0.621878	1.836317	0.558345	1.465909	1.355306	0.579933
Kurtosis	18.85158	2.263051	1.790430	7.611872	3.484642	11.60295	2.198232	5.511257	4.564957	3.303286
Jarque-Bera	4384.735	9.166060	24.08621	614.7581	29.25130	1436.441	31.02465	244.6407	160.8261	23.59519
Probability	0.000000	0.010224	0.000006	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000008
Sum	141.5000	9312.500	116.5880	11852.50	189.3500	819.1475	1894.500	3540.500	47883.99	26140.90
Sum Sq. Dev.	3870.552	27139.09	0.462965	135515.9	0.449770	1454.430	476.8328	8220.973	1984430.	552506.0
Observations	394	394	394	394	394	394	394	394	394	394

Fonte: Elaboração própria.

Anexo C – Fontes de dados para a classificação das consolidações orçamentais

Quadro 8 – Fontes de dados para a classificação dos episódios de consolidação orçamental em TB e EB (critério Alesina et al., 2012)

País	Fonte de dados
Chipre	https://www.imf.org/en/Publications/CR/Issues/2016/12/31/Cyprus-Staff-Report-for-the-2006-Article-IV-Consultation-20463 https://www.imf.org/en/Publications/CR/Issues/2016/12/31/Cyprus-2009-Article-IV-Consultation-Staff-Report-Public-Information-Notice-on-the-Executive-23192 https://ec.europa.eu/info/sites/default/files/file_import/sp_cyprus_en_0.pdf https://ec.europa.eu/info/sites/default/files/file_import/sp2012_cyprus_en_0.pdf https://www.imf.org/external/pubs/ft/scr/2013/cr13125.pdf https://ec.europa.eu/economy_finance/publications/occasional_paper/2014/pdf/ocp209_en.pdf https://ec.europa.eu/info/sites/default/files/file_import/ip009_en_2.pdf https://ec.europa.eu/info/sites/default/files/economy-finance/ip083_en.pdf https://ec.europa.eu/info/sites/default/files/economy-finance/ip104_en_pps_cy.pdf
Eslováquia	https://www.imf.org/en/Publications/CR/Issues/2016/12/30/Slovak-Republic-Recent-Economic-Developments-2670 https://www.imf.org/en/Publications/CR/Issues/2016/12/30/Slovak-Republic-Selected-Issues-and-Statistical-Appendix-3233 https://www.imf.org/en/Publications/CR/Issues/2016/12/30/Slovak-Republic-Selected-Issues-and-Statistical-Appendix-3696 https://www.elibrary.imf.org/view/journals/002/2001/126/002.2001.issue-126-en.xml https://www.imf.org/en/Publications/CR/Issues/2016/12/30/Slovak-Republic-Staff-Report-for-the-2002-Article-IV-Consultation-16084 https://www.elibrary.imf.org/view/journals/002/2003/234/002.2003.issue-234-en.xml https://www.elibrary.imf.org/view/journals/002/2005/071/002.2005.issue-071-en.xml https://www.elibrary.imf.org/view/journals/002/2006/119/002.2006.issue-119-en.xml https://www.elibrary.imf.org/view/journals/002/2010/290/article-A001-en.xml https://ec.europa.eu/info/sites/default/files/file_import/sp_slovakia_en_0.pdf https://ec.europa.eu/info/sites/default/files/file_import/sp2012_slovakia_en_0.pdf https://ec.europa.eu/info/sites/default/files/file_import/sp2013_slovakia_en_0.pdf
Eslovénia	https://ec.europa.eu/info/sites/default/files/file_import/sp_slovenia_en_0.pdf https://ec.europa.eu/info/sites/default/files/file_import/sp2012_slovenia_en_0.pdf https://ec.europa.eu/info/sites/default/files/file_import/sp2013_slovenia_en_0.pdf https://ec.europa.eu/info/sites/default/files/file_import/sp2014_slovenia_en_0.pdf https://ec.europa.eu/info/sites/default/files/file_import/24_si_scp_en_2.pdf
Espanha	https://ec.europa.eu/info/sites/default/files/file_import/sp2014_spain_en_0.pdf
Estónia	https://www.elibrary.imf.org/view/journals/002/2010/004/article-A001-en.xml https://www.imf.org/external/pubs/ft/scr/2011/cr11333.pdf https://www.elibrary.imf.org/view/journals/002/2013/114/002.2013.issue-114-en.xml

Grécia	https://www.imf.org/en/Publications/CR/Issues/2016/12/31/GREECE-Staff-Report-for-the-2004-Article-IV-Consultation-18046 https://www.imf.org/en/Publications/CR/Issues/2016/12/31/Greece-Staff-Report-for-the-2005-Article-IV-Consultation-18795 https://ec.europa.eu/economy_finance/publications/occasional_paper/2010/pdf/ocp61_en.pdf https://ec.europa.eu/info/sites/default/files/file_import/sp_greece_en_0.pdf https://www.elibrary.imf.org/view/journals/002/2013/153/article-A001-en.xml https://www.imf.org/en/Publications/CR/Issues/2017/02/07/Greece-2017-Article-IV-Consultation-Press-Release-Staff-Report-and-Statement-by-the-44630 https://www.imf.org/en/Publications/CR/Issues/2018/07/31/Greece-2018-Article-IV-Consultation-and-Proposal-for-Post-Program-Monitoring-Press-Release-46138
Irlanda	https://www.imf.org/en/Publications/CR/Issues/2016/12/31/Ireland-2016-Article-IV-Consultation-and-Fifth-Post-Program-Monitoring-Press-Release-and-44140 https://www.imf.org/en/Publications/CR/Issues/2017/06/26/Ireland-2017-Article-IV-Consultation-Press-Release-and-Staff-Report-45006 https://www.imf.org/en/Publications/CR/Issues/2018/06/28/Ireland-2018-Article-IV-Consultation-Press-Release-Staff-Report-and-Statement-by-the-46026 https://www.imf.org/en/Publications/CR/Issues/2019/06/14/Ireland-2019-Article-IV-Consultation-Press-Release-Staff-Report-and-Statement-by-the-46994 https://www.imf.org/en/Publications/CR/Issues/2021/06/15/Ireland-2021-Article-IV-Consultation-Press-Release-and-Staff-Report-460782
Letónia	https://ec.europa.eu/info/sites/default/files/file_import/cp_latvia_lv_0.pdf https://ec.europa.eu/info/sites/default/files/file_import/cp2012_latvia_en_0.pdf
Lituânia	https://www.imf.org/en/Publications/CR/Issues/2016/12/30/Republic-of-Lithuania-Staff-Report-for-the-1999-Article-IV-Consultation-3141 https://www.imf.org/en/Publications/CR/Issues/2016/12/30/Republic-of-Lithuania-Selected-Issues-and-Statistical-Appendix-320 https://www.imf.org/en/Publications/CR/Issues/2016/12/30/Republic-of-Lithuania-Staff-Report-for-the-2000-Article-IV-Consultation-and-First-Review-3895 https://www.imf.org/en/Publications/CR/Issues/2016/12/30/Republic-of-Lithuania-Staff-Report-for-the-2001-Article-IV-Consultation-and-First-Review-15602 https://www.imf.org/en/Publications/CR/Issues/2016/12/31/Republic-of-Lithuania-2010-Article-IV-Consultation-Staff-Report-Staff-Supplement-Public-24026 https://www.imf.org/en/Publications/CR/Issues/2016/12/31/Republic-of-Lithuania-2011-Article-IV-Consultation-25365 https://www.imf.org/en/Publications/CR/Issues/2016/12/31/Republic-of-Lithuania-Staff-Report-for-the-2014-Article-IV-Consultation-41537 https://www.imf.org/en/Publications/CR/Issues/2016/12/31/Republic-of-Lithuania-Staff-Report-for-the-2015-Article-IV-Consultation-42970
Luxemburgo	https://www.imf.org/en/Publications/CR/Issues/2016/12/31/Luxembourg-Staff-Report-for-the-2006-Article-IV-Consultation-19201 https://www.imf.org/en/Publications/CR/Issues/2016/12/31/Luxembourg-2009-Article-IV-Consultation-Staff-Report-Public-Information-Notice-on-the-23004
Portugal	https://www.imf.org/en/Publications/CR/Issues/2016/12/31/Portugal-2016-Article-IV-Consultation-Press-Release-Staff-Report-and-Statement-by-the-44282 https://www.imf.org/en/Publications/CR/Issues/2017/09/15/Portugal-2017-Article-IV-Consultation-Press-Release-Staff-Report-and-Statement-by-the-45254

Fonte: Elaboração própria. Fontes de dados acedidas em junho de 2022.

Anexo D – Episódios de consolidação orçamental para os países da Zona Euro

Country	Years	τ_t^μ	$\tau_{t,0}^\alpha$	$\tau_{t,1}^\alpha$	$\tau_{t,2}^\alpha$	$\tau_{t,3}^\alpha$	g_t^μ	$g_{t,0}^\alpha$	$g_{t,1}^\alpha$	$g_{t,2}^\alpha$	$g_{t,3}^\alpha$	Tax	Spend	Total	TB	EB
DEU	1995	0	0,84	0	0	0	0	0,245	0	0	0	0,84	0,245	1,085	1	0
DEU	1997	0,5	0	0	0	0	1,1	0	-0,1	0	0	0,5	1,1	1,6	0	1
DEU	1999	0	0,3	0	0	0	0	0	0	0	0	0,3	0	0,3	1	0
DEU	2000	-0,05	0	0	0	0	0,75	0	0	0	0	-0,05	0,75	0,7	0	1
DEU	2003	0,74	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,74	0	0,74	1	0
DEU	2004	-0,7	0	0	0	0	1,1	0	0	0	0	-0,7	1,1	0,4	0	1
DEU	2006	0	0	0,5	0	0	0,5	0	0,4	0	0	0	0,5	0,5	0	1
DEU	2007	0	0,5	0	0	0	0	0,4	0	0	0	0,5	0,4	0,9	1	0
DEU	2011	0,3	0	-0,1	0	0	0,27	-0,12	0,29	0	0	0,3	0,15	0,45	1	0
DEU	2012	-0,1	-0,1	-0,2	0	0	0,57	0,29	0,09	0	0	-0,2	0,86	0,66	0	1
DEU	2013	0	-0,2	0	0	0	0	0,09	0	0	0	-0,2	0,09	-0,11	0	1
AUT	1996	0,88	0	0,44	0	0	1,53	0	1,12	0	0	0,88	1,53	2,41	0	1
AUT	1997	0	0,44	0	0	0	0	1,12	0	0	0	0,44	1,12	1,56	0	1
AUT	2001	0,9	0	0	0	0	0,12	0	0,55	0	0	0,9	0,12	1,02	1	0
AUT	2002	0	0	0	0	0	0	0,55	0	0	0	0	0,55	0,55	0	1
AUT	2011	0,4	0	0,2	0,1	0,1	0,3	0	0,2	0,1	0,1	0,4	0,3	0,7	1	0
AUT	2012	0,4	0,2	0,4	0	0	0,2	0,2	0,5	0,6	0,5	0,6	0,4	1	1	0
AUT	2013	0	0,4	0	0	0	0	0,5	0,6	0,5	0,4	0,4	0,5	0,9	0	1
BEL	1996	0,8	0	-0,25	0	0	0,5	0	-0,25	0	0	0,8	0,5	1,3	1	0
BEL	1997	0,41	-0,25	0	0	0	0,5	-0,25	0	0	0	0,16	0,25	0,41	0	1
BEL	2010	0,4	0	0,3	0	0	0,6	0	0,1	0	0	0,4	0,6	1	0	1
BEL	2011	0,2	0,3	0	0	0	0,1	0,1	0	0	0	0,5	0,2	0,7	1	0
BEL	2012	1,3	0	0,2	0,2	0	1,2	0	0,4	0,6	0	1,3	1,2	2,5	1	0
BEL	2013	0,6	0,2	0,2	0	0	0,5	0,4	0,6	0	0	0,8	0,9	1,7	0	1
CYP	2007	3,8	0,2	-1,9	0,1	0,1	0,8	0,1	-1,9	-2,3	-1,7	4	0,9	4,9	1	0
CYP	2012	1,8	-0,3	-0,1	-0,3	0,5	0,2	1,7	1,7	0,9	-0,5	1,5	1,9	3,4	0	1
CYP	2013	2,5	-0,1	2	0,3	0,2	0,1	1,7	0,7	0,2	0,2	2,4	1,8	4,2	1	0
CYP	2015	0,5	-1,2	-0,5	-0,3	0	0	0,8	2,6	0	0	-0,7	0,8	0,1	0	1

CYP	2016	-1,1	-0,5	-0,5	0	0	-0,4	2,6	0,4	0,3	0	-1,6	2,2	0,6	0	1
CYP	2019	1,1	0	0,9	0	0	-1,9	0,5	0	0	0	1,1	-1,4	-0,3	1	0
SVK	1997	0	-2,8	-1,3	0	0	-1,2	2	0,8	0	0	-2,8	0,8	-2	0	1
SVK	1998	0	-1,3	-1,8	0	0	0,7	0,8	1,1	0	0	-1,3	1,5	0,2	0	1
SVK	2001	-0,8	-1,8	-1,9	0	0	0,3	2,2	0,8	1,3	0,6	-2,6	2,5	-0,1	0	1
SVK	2002	0,2	-1,9	-0,2	0	0	1	0,8	0,7	1	0	-1,7	1,8	0,1	0	1
SVK	2003	-0,7	-0,2	-1,3	1,6	-0,8	1	0,7	1,2	-1,2	0,5	-0,9	1,7	0,8	0	1
SVK	2004	0,3	-1,3	1,8	-0,2	0	0,2	1,2	-0,4	0	0,8	-1	1,4	0,4	0	1
SVK	2011	-0,8	1,1	-1,5	-0,5	-0,7	0,8	2,3	2,3	-0,9	1,4	0,3	3,1	3,4	0	1
SVK	2012	2,3	-1,5	-0,6	-1	-0,5	-2,8	2,3	0,8	1,2	0,3	0,8	-0,5	0,3	1	0
SVK	2013	1,6	-0,6	-0,3	-1,2	1,1	-0,4	0,8	1,8	1,4	-0,3	1	0,4	1,4	1	0
SVN	2012	0,5	-0,3	-0,6	-0,3	-0,1	0,5	2,2	1,5	1,4	1,2	0,2	2,7	2,9	0	1
SVN	2014	0,4	1,3	-0,9	-0,9	-0,8	4,6	0,3	2,6	1,8	1,6	1,7	4,9	6,6	0	1
SVN	2015	0,7	-0,9	-1,4	-0,9	-0,5	-0,5	2,6	1,5	1,9	0,9	-0,2	2,1	1,9	0	1
ESP	1995	0	0	0	0	0	0,74	0	0	0	0	0	0,74	0,74	0	1
ESP	1996	0,2	0	0	0	0	1,1	0	0	0	0	0,2	1,1	1,3	0	1
ESP	1997	0,1	0	0	0	0	1,1	0	0	0	0	0,1	1,1	1,2	0	1
ESP	2009	0,3	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,3	0	0,3	1	0
ESP	2010	1,1	0	0	0	0	1,8	0	0,5	0	0	1,1	1,8	2,9	0	1
ESP	2011	0	0	0	0	0	2	0,5	0,9	0,9	0,5	0	2,5	2,5	0	1
ESP	2012	1,8	0	0,9	0	0	1,1	0,9	1,9	0,5	0	1,8	2	3,8	0	1
ESP	2013	2,1	0,9	0,7	0,3	0	1,5	1,9	1,4	1	0	3	3,4	6,4	0	1
ESP	2014	0	0,7	0,3	0,1	0	-0,5	1,4	1	1,3	1,6	0,7	0,9	1,6	0	1
EST	2009	-0,3	7	-2,3	0	0	1,9	-7,6	4,6	0	0	6,7	-5,7	1	1	0
EST	2010	0,9	-2,3	-3,1	0,8	0	-1,8	4,6	2,2	-2,2	2,5	-1,4	2,8	1,4	0	1
FIN	1995	0	-0,63	0	0	0	2,28	0	1,47	0	0	-0,63	2,28	1,65	0	1
FIN	1996	0	0	0	0	0	0	1,47	0	0	0	0	1,47	1,47	0	1
FIN	1997	-0,7	0	0	0	0	0,93	0	0	0	0	-0,7	0,93	0,23	0	1
FRA	1995	0,43	0	0,45	0	0	-0,15	0	0	0	0	0,43	-0,15	0,28	1	0
FRA	1996	0,42	0,45	0,11	0	0	0,47	0	0,09	0	0	0,87	0,47	1,34	1	0

FRA	1997	0,3	0,11	0	-0,1	-0,2	0	0,09	0	0	0	0,41	0,09	0,5	1	0
FRA	2011	1,16	0	0,66	0	-1,1	1,32	0	0,44	0,41	0,05	1,16	1,32	2,48	0	1
FRA	2012	0,39	0,66	0,25	0,45	0	0,63	0,44	0,59	0,3	0	1,05	1,07	2,12	0	1
FRA	2013	1,4	0,25	0,45	0	0	0,6	0,59	0,7	0	0	1,65	1,19	2,84	1	0
GRC	2005	-0,9	0,4	0,3	0	0	1,2	1,5	0,7	0	0	-0,5	2,7	2,2	0	1
GRC	2010	1,7	0	3	0,2	0,2	2,7	0	-2,6	0,9	1,4	1,7	2,7	4,4	0	1
GRC	2011	-0,6	3	1,4	0	0	4	-2,6	0,4	1,5	2	2,4	1,4	3,8	1	0
GRC	2012	1,3	1,3	-0,7	0,2	1,1	1	0,4	2,7	1	0,8	2,6	1,4	4	1	0
GRC	2014	1,2	-0,6	-0,8	-0,8	-0,2	-1,3	1,1	1	1,4	0,6	0,6	-0,2	0,4	1	0
GRC	2015	1,2	-0,8	0,3	0,2	0	-0,8	1	-0,2	0	0	0,4	0,2	0,6	1	0
GRC	2016	1,2	0,3	-1,9	-0,9	-0,8	-0,6	-0,2	2	1,6	0,8	1,5	-0,8	0,6	1	0
GRC	2017	0,7	-1,9	-0,3	-1,6	-0,7	-0,5	2	-0,3	1,4	0,8	-1,2	1,5	0,6	0	1
IRL	2009	2,4	0	0	0	0	2,4	0	0	0	0	2,4	2,4	4,8	0	1
IRL	2010	3,4	0	0	0	0	1,3	0	0	0	0	3,4	1,3	4,7	1	0
IRL	2011	0,9	0	0	0	0	2,5	0	0	0	0	0,9	2,5	3,4	0	1
IRL	2012	0,6	0	0	0	0	1,3	0	0	0	0	0,6	1,3	1,9	0	1
IRL	2013	0,9	0	0	0	0	1,2	0	0	0	0	0,9	1,2	2,1	0	1
IRL	2016	1,1	-0,9	0	-0,1	-0,2	-0,8	2,5	0,6	0,7	0,6	0,2	1,7	1,9	0	1
IRL	2017	-0,4	0	-0,1	-0,1	-0,2	0,4	0,6	0,8	0,6	0,8	-0,4	1	0,6	0	1
IRL	2019	-0,8	0,4	0	0	0	1,3	0,1	0	0	0	-0,4	1,4	1	0	1
ITA	1995	2,41	0	-2,16	0	0	1,79	0	0	0	0	2,41	1,79	4,2	1	0
ITA	1996	1,42	-2,16	-0,41	0	0	1,09	0	0	0	0	-0,74	1,09	0,35	0	1
ITA	1997	1,3	-0,41	-0,6	0	0	0,93	0	0	0	0	0,89	0,93	1,82	0	1
ITA	1998	0,61	-0,6	0	0	0	0,67	0	0	0	0	0,01	0,67	0,68	0	1
ITA	2004	0,27	0,4	0	0	0	0,33	0,3	0	0	0	0,67	0,63	1,3	1	0
ITA	2005	0,4	0	0	0	0	0,6	0	0	0	0	0,4	0,6	1	0	1
ITA	2006	0,5	0	0	0	0	0,89	0	0	0	0	0,5	0,89	1,39	0	1
ITA	2007	1,32	0	0	0	0	-0,29	0	0	0	0	1,32	-0,29	1,03	1	0
ITA	2010	0,4	0	-0,3	0	0	0	0	0	0	0	0,4	0	0,4	1	0
ITA	2011	0,7	-0,3	1,3	0,9	0,2	1	0	0,6	0,7	0,1	0,4	1	1,4	0	1

ITA	2012	1,2	1,3	0,8	0,1	0	0,3	0,6	1,1	0,5	0	2,5	0,9	3,4	1	0
ITA	2013	0,3	0,8	0,1	0	0	0	1,1	0,5	0	0	1,1	1,1	2,2	0	1
LVA	2011	1,2	0,4	-0,3	-1,2	-0,7	0,6	0,1	3,4	3,1	3	1,6	0,7	2,3	1	0
LVA	2012	0,6	-0,3	-1	-0,6	-0,4	-3	3,4	3	1,6	1,8	0,3	0,4	0,7	0	1
LTU	1998	0	1,6	-0,1	0,8	0,3	1,1	-3,4	-0,3	1,8	0,6	1,6	-2,3	-0,7	1	0
LTU	1999	0	-0,1	0,6	-2,3	0	0,5	-0,3	3,3	2,8	0	-0,1	0,2	0,1	0	1
LTU	2000	-2,6	0,6	0,3	-1,7	0	1,7	3,3	0,3	1,6	0	-2	5	3	0	1
LTU	2010	0,2	-1,1	-0,3	0,1	0,1	-0,5	4	2,3	1,4	0,8	-0,9	3,5	2,6	0	1
LTU	2012	-0,1	0,2	0	0	0	-0,9	3	1	0,3	0,1	0,1	2,1	2,2	0	1
LTU	2013	0	0	0,3	-0,1	0	-0,4	1	0,4	0,2	0,3	0	0,6	0,6	0	1
LUX	2006	-1,9	0	-0,1	0,1	-0,1	2,4	0,2	0,1	0,1	0	-1,8	2,5	0,7	0	1
MLT	1999	0,1	1,6	0,1	0,2	-0,3	0,8	-0,1	1,3	0,5	0,2	1,7	0,7	2,4	1	0
MLT	2000	1,5	0,1	1,8	0	0	0	1,3	-0,5	0	0	1,6	1,3	2,9	1	0
MLT	2004	0,7	0	1,7	0	0	-1,9	0	-0,9	0	0	0,7	-1,9	-1,2	1	0
MLT	2005	0	1,7	0	0	0	1,5	-0,9	0	0	0	1,7	0,6	2,3	1	0
MLT	2009	0	0,1	-0,2	0,1	0,1	0,2	0,8	0,4	0,3	0,4	0,1	1	1,1	0	1
MLT	2016	0,6	0	-0,1	0	0	0	1,4	0,2	0,4	0,1	0,6	1,4	2	0	1
NLD	2004	0,4	0	0	0	0	1,3	0	0	0	0	0,4	1,3	1,7	0	1
NLD	2005	0,2	0	0	0	0	0,3	0	0	0	0	0,2	0,3	0,5	0	1
PRT	2000	0	0	0	0	0	0,5	0	0	0	0	0	0,5	0,5	0	1
PRT	2002	1,2	0	0	0	0	0,4	0	0	0	0	1,2	0,4	0,6	1	0
PRT	2005	0,52	0	1,1	0	0	0,08	0	0,55	0	0	0,52	0,08	0,6	1	0
PRT	2006	0	1,1	0,5	0	0	0	0,55	0,9	0	0	1,1	0,55	1,65	1	0
PRT	2007	0	0,5	0	0	0	0	0,9	0	0	0	0,5	0,9	1,4	0	1
PRT	2010	0,6	0	1,4	0	0	0,5	0	1,4	0	0	0,6	0,5	1,1	1	0
PRT	2011	0,5	1,4	1,1	0,4	0	0,6	1,4	2,9	1,4	0	1,9	2	3,9	0	1
PRT	2012	0,4	1,1	2,1	0	0	0,8	2,9	0,8	0	0	1,5	3,7	5,2	0	1
PRT	2013	0,4	2,1	-0,4	0	0	0,1	0,8	0	0	0	2,5	0,9	3,4	1	0
PRT	2016	-0,1	-0,2	-0,4	0	-0,2	0,8	1,7	0,9	0,4	0,1	-0,3	2,5	2,2	0	1

Fonte: Cálculos próprios com base em informação disponível nos *IMF Country Reports* e nos Planos de Estabilidade e Convergência.

Anexo E – Testes Redundant Fixed Effects

Redundant Fixed Effects Tests			
Equation: EQ_GINI_DISP			
Test cross-section and period fixed effects			
Effects Test	Statistic	d.f.	Prob.
Cross-section F	279.904473	(18,292)	0.0000
Cross-section Chi-square	978.784600	18	0.0000
Period F	1.891818	(18,292)	0.0163
Period Chi-square	37.172881	18	0.0050
Cross-Section/Period F	143.220638	(36,292)	0.0000
Cross-Section/Period Chi-square	986.142738	36	0.0000

Redundant Fixed Effects Tests			
Equation: EQ_GINI_MKT			
Test cross-section and period fixed effects			
Effects Test	Statistic	d.f.	Prob.
Cross-section F	115.588015	(18,292)	0.0000
Cross-section Chi-square	706.008679	18	0.0000
Period F	3.862103	(18,292)	0.0000
Period Chi-square	71.968917	18	0.0000
Cross-Section/Period F	59.239935	(36,292)	0.0000
Cross-Section/Period Chi-square	713.322364	36	0.0000

Redundant Fixed Effects Tests			
Equation: EQ_S80S20			
Test cross-section and period fixed effects			
Effects Test	Statistic	d.f.	Prob.
Cross-section F	90.752320	(18,248)	0.0000
Cross-section Chi-square	593.740492	18	0.0000
Period F	2.406478	(18,248)	0.0014
Period Chi-square	47.167696	18	0.0002
Cross-Section/Period F	48.417419	(36,248)	0.0000
Cross-Section/Period Chi-square	610.312306	36	0.0000

Redundant Fixed Effects Tests			
Equation: EQ_GINI_DISP_TBEB			
Test cross-section and period fixed effects			
Effects Test	Statistic	d.f.	Prob.
Cross-section F	276.407034	(18,290)	0.0000
Cross-section Chi-square	976.968910	18	0.0000
Period F	1.932107	(18,290)	0.0136
Period Chi-square	38.168854	18	0.0037
Cross-Section/Period F	141.982891	(36,290)	0.0000
Cross-Section/Period Chi-square	985.566470	36	0.0000

Redundant Fixed Effects Tests Equation: EQ_GINI_MKT_TBEB Test cross-section and period fixed effects			
Effects Test	Statistic	d.f.	Prob.
Cross-section F	116.833012	(18,290)	0.0000
Cross-section Chi-square	711.211456	18	0.0000
Period F	3.483745	(18,290)	0.0000
Period Chi-square	65.970416	18	0.0000
Cross-Section/Period F	59.907437	(36,290)	0.0000
Cross-Section/Period Chi-square	718.686651	36	0.0000

Redundant Fixed Effects Tests Equation: EQ_S80S20_TBEB Test cross-section and period fixed effects			
Effects Test	Statistic	d.f.	Prob.
Cross-section F	90.857104	(18,246)	0.0000
Cross-section Chi-square	596.095238	18	0.0000
Period F	2.427482	(18,246)	0.0013
Period Chi-square	47.904320	18	0.0002
Cross-Section/Period F	48.471333	(36,246)	0.0000
Cross-Section/Period Chi-square	612.676096	36	0.0000

Redundant Fixed Effects Tests Equation: EQ_HIGH_LOW_GINI_TBEB Test cross-section and period fixed effects			
Effects Test	Statistic	d.f.	Prob.
Cross-section F	274.025141	(18,286)	0.0000
Cross-section Chi-square	978.635996	18	0.0000
Period F	1.971394	(18,286)	0.0113
Period Chi-square	39.415303	18	0.0025
Cross-Section/Period F	140.777925	(36,286)	0.0000
Cross-Section/Period Chi-square	987.278032	36	0.0000

Redundant Fixed Effects Tests Equation: EQ_3PERIODS_TBEB Test cross-section and period fixed effects			
Effects Test	Statistic	d.f.	Prob.
Cross-section F	280.962780	(18,282)	0.0000
Cross-section Chi-square	991.099608	18	0.0000
Period F	1.964244	(18,282)	0.0118
Period Chi-square	39.805884	18	0.0022
Cross-Section/Period F	145.369801	(36,282)	0.0000
Cross-Section/Period Chi-square	1002.027909	36	0.0000