U.PORTO

FEP FACULDADE DE ECONOMIA
UNIVERSIDADE DO PORTO

O impacto de uma recessão na desigualdade de distribuição do rendimento: uma aplicação à União Europeia e às crises de saúde pública

Mariana dos Santos Valadares

Dissertação
Mestrado em Economia

Orientado por
Ana Paula Ribeiro
Vítor Carvalho

Setembro 2021

Agradecimentos

Em primeiro lugar, queria começar por agradecer ao meu pai e à minha mãe por todo o apoio que me deram, por nunca duvidarem de mim, por me apoiarem e por me fazerem sempre acreditar que, com a dose certa de esforço e perseverança, consigo alcançar tudo aquilo que quero.

Queria agradecer também à Professora Ana Paula Ribeiro e ao Professor Vítor Carvalho por me ajudarem a terminar esta dissertação e por estarem sempre disponíveis para esclarecer todas as minhas dúvidas ao longo deste último ano.

Não me podia esquecer do meu Padrinho Miguel e da Patrícia, que têm sempre paciência para mim e para os meus problemas, acho que nunca lhe disse, mas admiro-o desde sempre e foi com o apoio dele que cheguei até aqui.

Ao Pedro, à Joana, à Sandra e à Raquel queria agradecer por estarem sempre aqui para mim, apesar da minha má disposição e da minha falta de tempo para vocês.

E por fim, mas não menos importante, obrigada à minha avó Aurora. Apesar de já não estar connosco, sei que, de onde quer que ela esteja, me apoiou e sei que se estivesse aqui ia estar tão ou mais feliz que eu.

Resumo

As recessões são um fenómeno recorrente e com consequências negativas e difíceis de prever. Por isso, nesta dissertação pretendemos estudar os canais através dos quais uma recessão se transmite à desigualdade de distribuição do rendimento.

Motivado pela atual crise pandémica, pretendemos ainda verificar se, durante períodos de recessão associados a condições de saúde pública adversas, os mecanismos através dos quais essa recessão impacta na desigualdade de distribuição de rendimento se mantêm, se se intensificam ou atenuam, ou ainda se existem mecanismos adicionais específicos que afetam essa desigualdade.

Após uma elucidativa revisão de literatura, realizamos uma análise descritiva comparando a evolução de alguns indicadores que podem captar mecanismos de transmissão específicos com a evolução da desigualdade de distribuição de rendimento para um grupo de países da União Europeia entre 2000 e 2019. De modo a avaliar o papel do Governo na desigualdade comparamos o Coeficiente de Gini antes e depois das transferências sociais. Analisámos ainda a correlação que existe entre alguns mecanismos relacionados com crises de saúde pública e o Coeficiente de Gini.

Por fim, através de uma estimação econométrica com dados painel para um grupo de países da União Europeia para o período entre 2000 e 2019. Concluímos que a desigualdade é uma variável fortemente estrutural e, também, que o efeito positivo do desemprego sobre a desigualdade não difere entre os períodos "normais" e os períodos de recessão, ao contrário do que vimos na revisão de literatura. Relativamente à pandemia da Covid-19, espera-se que, genericamente, contribua para uma diminuição da desigualdade de rendimento.

Palavras-chave: pandemias/epidemias, desigualdade de rendimento, Coeficiente de Gini, Grande Recessão, União Europeia

Código JEL: C33, D31, E24, E32, E64, I14

Abstract

Recessions are a recurrent phenomenon with negative and unpredictable consequences. Therefore, in this dissertation we intend to study the channels through which a recession is transmitted to income distribution inequality.

Motivated by the current pandemic crisis, we also intend to verify whether, during periods of recession associated with adverse public health conditions, the mechanisms through which this recession impacts income distribution inequality are maintained, intensified, or attenuated, or whether there are specific accessories that affect this inequality.

After an enlightening literature review, we carried out a descriptive analysis comparing the evolution of some indicators that can capture specific transmission mechanisms with the evolution of income distribution inequality for a group of European Union countries between 2000 and 2019. To evaluate the Government's role in inequality we compare the Gini Coefficient before and after transfers. We also analysed a correlation that exists between some mechanisms related to public health crises and the Gini Coefficient.

Finally, through an econometric estimate with panel data for a group of European Union countries for the period between 2000 and 2019. We conclude that inequality is a strongly structural variable and, also, that the positive effect of unemployment on inequality is not differs between "normal" periods and periods of recession, contrary to what we saw in the literature review. Regarding the Covid-19 pandemic, it is generally expected to contribute to a reduction in income inequality.

Keywords: pandemics/epidemics, income inequality, gini coefficient, Great Recession, European Union

JEL Classification: C33, D31, E24, E32, E64, I14

Índice

Agradecimentos i

Resumo ii

Abstract iii

Índice iv

Índice de Tabelas v

Índice de Figuras vi

Abreviaturas vii

1. Introdução 1

2.1. Impacto de uma recessão na desigualdade de distribuição de Rendimento 4

2.2. Impacto de uma recessão provocada por condições de saúde pública adversas na desigualdade de distribuição de rendimento 10

3. Desigualdade de distribuição de rendimento e recessões na União Europeia: análise descritiva 17

3.1. Metodologia 17

3.2. Análise dos Resultados 21

4. Desigualdade de distribuição de rendimento e recessões na União Europeia: abordagem econométrica 37

4.1. Especificação do modelo 37

4.2. Estimação e análise de resultados 45

5. Conclusão 53

Referências 56

Fontes dos Dados 61

Anexos 62

Índice de Tabelas

Tabela 1: Principais mecanismos que afetam a desigualdade durante recessões 9

Tabela 2: Mecanismos que podem afetar a desigualdade durante períodos de pandemia – Resumo 14

Tabela 3: Matriz das Correlações e Significância Estatística 35

Tabela 4: Resumo – variáveis explicativas e sinal esperado 40

Tabela 5: Variáveis Explicativas – Estatísticas Descritivas 41

Tabela 6: Equação 4.3a – *pooled* OLS 44

Tabela 7: Resultados da estimação – variável dependente: Coeficiente de Gini 46

Tabela 8: Impacto da Covid-19 sobre a desigualdade, estimativa para Portugal 52

Índice de Figuras

Figura 1: Coeficiente de Gini – União Europeia, 2019 18

Figura 2: Rácio S80/20 – União Europeia, 2019 19

Figura 3: Coeficiente de Gini, Períodos de Recessão e Taxa de Desemprego – Suécia (2000-2019) 21

Figura 4: Rácio S80/20, Períodos de Recessão e Taxa de Desemprego – Suécia (2003-2019) 23

Figura 5: Coeficiente de Gini do rendimento disponível equivalente antes e depois das Transferências Sociais (excluindo pensões) – Suécia (2003-2009) 24

Figura 6: Coeficiente de Gini, Períodos de Recessão e Taxa de Desemprego – Alemanha (2000-2019) 25

Figura 7: Rácio S80/20, Períodos de Recessão e Taxa de Desemprego – Alemanha (2003-2019) 26

Figura 8: Coeficiente de Gini do rendimento disponível equivalente antes e depois das Transferências Sociais (excluindo pensões) – Alemanha (2003-2009) 27

Figura 9: Coeficiente de Gini, Períodos de Recessão e Taxa de Desemprego – Irlanda (2000-2019) 28

Figura 10: Rácio S80/20, Períodos de Recessão e Taxa de Desemprego – Irlanda (2003-2019) 29

Figura 11: Coeficiente de Gini do rendimento disponível equivalente antes e depois das Transferências Sociais (excluindo pensões) – Irlanda (2003-2009) 30

Figura 12: Coeficiente de Gini, Períodos de Recessão e Taxa de Desemprego – Portugal (2000-2019) 31

Figura 13: Rácio S80/20, Períodos de Recessão e Taxa de Desemprego – Portugal (2003-2019) 32

Figura 14: Coeficiente de Gini do rendimento disponível equivalente antes e depois das Transferências Sociais (excluindo pensões) – Portugal (2003-2009) 33

Abreviaturas

CEPR	Centre for Economic Policy Research
EUA	Estados Unidos da América
EU	União Europeia
FE	Efeitos Fixos
FMI	Fundo Monetário Internacional
OLS	Método dos Mínimos Quadrados
PIB	Produto Interno Bruto
RE	Efeitos Aleatórios

1. Introdução

O século XXI fica para já marcado por duas grandes recessões com consequências devastadoras que se fizeram sentir em quase todas as economias mundiais: a Grande Recessão, que surgiu na sequência da Crise Financeira de 2008-2009, e que foi a primeira contração económica global desde a Segunda Guerra Mundial (Jenkins, Brandolini, Micklewright, & Nolan, 2012); e, aproximadamente uma década depois, surge uma nova recessão consequência da pandemia da Covid-19 e que é considerada a recessão mais severa das últimas décadas[1].

Apesar de não existir um conceito de recessão que seja universalmente aceite, é consensual que uma recessão se refere a um período de declínio da atividade económica (Claessens & Kose, 2009). Aplicada à Área do Euro como um todo, o *Centre for Economic Policy Research* (CEPR) define recessão como "um declínio significativo no nível de atividade económica, que se propaga pela economia da Área Euro, geralmente visível em dois ou mais trimestres consecutivos de crescimento negativo do PIB, do emprego e de outras medidas de atividade económica agregada"[2].

De acordo com alguns autores, quando estudamos as consequências de uma recessão e o impacto que pode ter na economia e na sociedade, focamo-nos essencialmente em indicadores macroeconómicos, como a taxa de desemprego; contudo uma recessão apresenta inevitavelmente outros problemas, nomeadamente o aumento da desigualdade de distribuição do rendimento (Heathcote, Perri, & Violante, 2010).

A desigualdade de distribuição do rendimento tem vindo a tornar-se num tema central na análise económica; atualmente, é crucial existir mais conhecimento relativamente à diversidade dos agentes e relativamente à redistribuição do rendimento, do consumo e da riqueza para se perceber melhor a transmissão dos choques económicos, as causas das flutuações da economia e o impacto que as políticas públicas podem ter no bem-estar económico (Alves, Cardoso, & Monteiro, 2020).

[1] https://www.worldbank.org/en/topic/poverty/brief/projected-poverty-impacts-of-COVID-19

[2] https://eabcn.org/dc/methodology

O aumento da desigualdade de distribuição do rendimento que se tem vindo a registar nas últimas décadas é um problema para os indivíduos, sobretudo para os que estão na base da distribuição e que têm menores rendimentos, mas é também um problema dos países e dos Governos porque, de acordo com Dabla-Norris, Kocchhar, Suphaphiphat, e Tsounta (2015), é do interesse destes manter a desigualdade em níveis relativamente baixos, uma vez que países em desenvolvimento que apresentam altos níveis de desigualdade geralmente desenvolvem-se mais lentamente. Segundo os mesmos autores, os países que têm uma elevada acumulação de riqueza no topo da distribuição do rendimento geralmente têm uma baixa taxa de crescimento económico. No mesmo sentido, Ostry, Berg, e Tsangarides (2014) afirmam que o aumento da desigualdade de distribuição do rendimento tem um impacto significativo, e na maioria dos casos, negativo no nível de crescimento de uma economia.

Tendo em consideração as conclusões obtidas por estes autores e, também, o facto de as recessões poderem ter consequências diferentes consoante a sua natureza, o nosso propósito para esta dissertação é estudar os canais de transmissão através dos quais uma recessão se transmite à desigualdade de distribuição do rendimento. Ou seja, pretendemos analisar como a dinâmica estilizada de um conjunto de variáveis macroeconómicas durante os períodos de recessão afeta a desigualdade de distribuição do rendimento. Dentro destes canais de transmissão podemos destacar os que podem ser captados pela dinâmica de indicadores, *e.g.*, como a taxa de desemprego, a inflação, a evolução dos salários, a intervenção governamental (através de impostos – sobre o consumo e sobre o rendimento – e transferências), as restrições ao crédito, entre outros.

Motivado pelo atual contexto de pandemia, pretendemos ainda responder à questão: em períodos de recessão associados a situações de saúde pública adversas, os mecanismos que afetam a desigualdade de distribuição do rendimento mantêm-se, intensificam-se, atenuam-se ou existem ainda outros mecanismos adicionais que afetam essa desigualdade?

Como tal, é importante analisar as evidências associadas a situações históricas de pandemias/epidemias anteriores, para perceber que impacto este tipo de recessões pode ter na desigualdade de distribuição do rendimento.

A nossa investigação é relevante porque, ao permitir perceber a lógica de interação que existe entre as recessões e a desigualdade de distribuição de rendimento, poderemos identificar recomendações que permitam ações de política específicas para atenuar esses efeitos. Isto torna-se particularmente pertinente no contexto atual, onde é importante avaliar os impactos

económicos e sociais de períodos de recessão provocados por crises de saúde pública, particularmente os efeitos sobre a desigualdade de distribuição de rendimento, algo que, tanto quanto sabemos, não está explorado de forma sistematizada.

Para responder às nossas questões de investigação, faremos no capítulo 2 uma revisão da literatura relevante sobre esta temática, detalhando os mecanismos de transmissão que, durante uma recessão, afetam a desigualdade de distribuição do rendimento, e de que forma estes, ou outros, atuam em situações de recessão sob pressão de crises de saúde pública.

Segue-se o capítulo 3 que se encontra divido em três partes. Primeiro, pretendemos fazer uma avaliação empírica desta relação nos países da UE, para o período de 2000 a 2019. Tal envolverá uma análise descritiva, comparando a evolução de alguns indicadores que podem captar mecanismos de transmissão específicos, com a evolução da desigualdade de distribuição do rendimento (medida através do Coeficiente de Gini e do rácio S80/20) registada nos períodos identificados como recessões, para se inferir, numa primeira abordagem, acerca de potenciais regularidades entre a evolução desses indicadores e a desigualdade de distribuição do rendimento. De seguida, para analisarmos o papel dos sistemas de impostos e benefícios na redução/aumento da desigualdade de distribuição do rendimento, comparamos, para os países da amostra, a evolução do Coeficiente de Gini do rendimento disponível equivalente antes e depois das transferências sociais (pensões não incluídas). Para terminar este capítulo, pretendemos, através de uma matriz de correlações, analisar a correlação entre o Coeficiente de Gini e alguns dos mecanismos que podem afetar a desigualdade de distribuição do rendimento durante períodos de recessão associados a crises de saúde pública.

No capítulo 4, de forma a avaliar a importância dos diferentes mecanismos de transmissão sobre a desigualdade de distribuição do rendimento, pretendemos estimar um modelo econométrico com dados em painel que controla, simultaneamente, para um conjunto de variáveis tradicionalmente usadas como explicativas da desigualdade e para indicadores que possam captar pressões sobre o sistema de saúde, procurando validar os mecanismos de transmissão identificados na revisão de literatura. Focamo-nos no período entre 2000 e 2019, para onze países da União Europeia.

No capítulo 5 concluímos com uma breve apresentação dos nossos principais resultados e também de algumas limitações do nosso estudo.

2. Revisão de literatura

2.1. Impacto de uma recessão na desigualdade de distribuição de Rendimento

Para responder às questões de investigação é necessário, em primeiro lugar, definir alguns conceitos-chave da nossa dissertação.

Segundo Dabla-Norris *et al.* (2015) e Neves and Silva (2014) existem vários tipos de desigualdade: desigualdade de género, de riqueza ou salarial. Nesta dissertação, decidimos focar-nos na desigualdade de distribuição do rendimento[3] uma vez que capta melhor o conceito geral de desigualdade e reflete outras dimensões da desigualdade que são consideradas mais específicas (Neves & Silva, 2014).

A desigualdade pode ser medida através do Coeficiente de Gini (de mercado ou líquido) ou acompanhando a evolução das quotas de rendimento da população, sendo que dentro desta última medida se destaca o rácio S80/20 (Dabla-Norris et al., 2015). O Coeficiente de Gini assume valores entre 0 e 1, o valor 0 indica que existe igualdade perfeita (distribuição equitativa do rendimento) e o valor 1 indica que existe desigualdade perfeita entre os indivíduos, ou seja, um único indivíduo detém todo o rendimento (Camacho & Palmieri, 2019). Por sua vez, o rácio S80/20 compara, dentro de um país, o rendimento dos 20% mais ricos com o rendimento dos 20% mais pobres (Chastin et al., 2020).

Nos últimos 30 anos assistiu-se a um aumento significativo da desigualdade de distribuição de rendimento em todas as economias mundiais com os maiores aumentos a registarem-se nos Estados Unidos da América (EUA), no Reino Unido e em Israel. Mesmo em países como a Finlândia e a Suécia, há muito considerados como modelos de igualdade, registou-se um aumento considerável da desigualdade (Milanovic, 2016). Esse aumento não se revela tão significativo em períodos de expansão económica, quando as taxas de desemprego são baixas e o acesso facilitado ao crédito possibilita a contração de empréstimos que permitem aos indivíduos manter o nível de vida (Hellebrandt, 2014). Contudo, o impacto distributivo de uma recessão não é diretamente previsível e está dependente de uma série de fatores (por exemplo: natureza do choque, condições macroeconómicas, desenvolvimento do papel do Estado, *etc.*) e, por essa razão, é importante analisar os mecanismos que operam durante as

[3] Tendo em mente que o foco desta dissertação é o estudo dos impactos sobre a desigualdade de distribuição de rendimento, a partir daqui vamos referir-nos a esta apenas como desigualdade

recessões e que podem afetar a desigualdade, tema que, por exemplo, segundo Piketty e Saez (2013) está ainda pouco abordado na literatura.

Um dos mecanismos que pode afetar a desigualdade durante recessões é o desemprego. Alguns autores – *e.g.*, Cribb, Hood, e Joyce (2017), Brzezinski (2018), e Hellebrandt (2014) – defendem que quando uma recessão agrava significativamente a taxa de desemprego, a desigualdade tende a aumentar. Isto acontece porque, o aumento do desemprego afeta mais fortemente os trabalhadores menos produtivos e tem impacto mais fortes na moderação salarial também para os menos qualificados, que auferem menores rendimentos. "A única mensagem inequívoca parece ser que a incidência do emprego é bastante regressiva. Estimamos que cada aumento de um ponto percentual na taxa de desemprego retira cerca de 0,26%-0,30% do rendimento nacional proveniente dos 40% mais baixos da distribuição do rendimento e dá-o aos 20% mais ricos" (Blinder & Esaki, 1978, p. 607).

Cribb *et al.* (2017), realizaram um estudo para o Reino Unido onde analisaram a evolução da desigualdade em três recessões (início dos anos 80, início dos anos 90 e Grande Recessão de 2008-2009) e chegaram a duas conclusões distintas. Por um lado, as recessões dos inícios dos anos 80 e 90 ficaram marcadas por um aumento significativo da desigualdade devido a um aumento drástico do número de desempregados. Por outro lado, durante e imediatamente após a Grande Recessão registou-se uma diminuição significativa da desigualdade devido às quedas menos dramáticas no desemprego e devido à diminuição dos rendimentos reais no topo da distribuição – o 20º percentil da distribuição (base da distribuição) não registou alterações significativas, enquanto que os rendimentos caíram cerca de 3% no 80º percentil (topo da distribuição).

No entanto, a conclusão que Cribb *et al.* (2017) obteve para o Reino Unido é diferente da obtida por Perri e Steinberg (2012) para os EUA. Estes autores estudaram o impacto da Grande Recessão de 2007-2008 sobre a redistribuição de rendimentos nos EUA e concluíram que houve um aumento da desigualdade que foi resultado de um aumento histórico do desemprego e de uma queda dos rendimentos na base da distribuição.

A conclusão de Perri e Steinberg (2012) está na mesma linha da obtida por Heathcote *et al.* (2010). Estes autores concluíram que se verificou um aumento da desigualdade de rendimentos durante a Grande Recessão nos EUA porque o aumento da taxa de desemprego levou a uma diminuição dos rendimentos na base da distribuição relativamente à média

Segundo De Beer (2012) as consequências da crise económica na distribuição do rendimento variaram consideravelmente dentro da UE. Para compreender o porquê o autor analisou a situação de cinco países (Dinamarca, Alemanha, Eslováquia, Espanha e Reino Unido) com evoluções distintas do rendimento e do desemprego. Na Dinamarca, Espanha e Eslováquia a desigualdade aumentou, ao passo que no Reino Unido e na Alemanha diminuiu. Na Alemanha, a diminuição da desigualdade deve-se a uma redução dos diferenciais de rendimento entre a população empregada. No Reino Unido, a incidência dos salários baixos e a relação entre o nono e o primeiro decil diminuíram de 2008 para 2009, o que pode explicar a diminuição da desigualdade. De uma maneira geral, a desigualdade diminuiu em quase metade dos estados-membros da UE, o que parece sugerir que as pessoas na base e no topo da distribuição foram mais afetadas do que as do meio (De Beer, 2012).

Hellebrandt (2014) usando dados relativos a oito economias (Alemanha, Grécia, Irlanda, Itália, Eslováquia, Espanha e Reino Unido) para o período entre 2007 e 2010, começou por analisar o impacto de uma recessão sobre a desigualdade considerando apenas indivíduos empregados e concluiu que não se registou um impacto muito significativo na distribuição de rendimentos na maioria dos países da amostra, com exceção da Grécia, país que registou uma diminuição considerável da desigualdade devido aos cortes salariais no setor público. Este cenário altera-se quando também se inclui na análise os indivíduos desempregados. Neste caso, e sobretudo nos países onde se registou uma queda considerável na taxa de emprego, o aumento na desigualdade é significativo. O autor menciona ainda como a maior redistribuição dentro das famílias (ou seja, os membros de uma família partilham os rendimentos dos que continuam empregados) ajudou a mitigar ligeiramente o efeito da Grande Recessão na desigualdade.

Bargain, Callan, Doorley, e Keane (2017) analisaram o impacto da Grande Recessão na desigualdade em quatro países da Europa: França, Alemanha, Irlanda e Reino Unido. A Irlanda, país mais afetado pela Grande Recessão, registou mudanças pouco significativas na desigualdade, apesar de ter observado alterações importantes no emprego e rendimentos; tal reflete o resultado de um conjunto forte de medidas de apoio social implementadas pelo Governo entre 2008 e 2010. O Reino Unido, corroborando as conclusões de Cribb *et al.* (2017), registou uma queda na desigualdade durante o mesmo período, justificada pela diminuição de impostos e aumento dos benefícios. Pelo contrário, a Alemanha e a França

registaram um aumento da desigualdade; a Alemanha, resultante da aplicação de políticas contracionistas, e a França devido ao aumento do desemprego e cortes salariais.

Outro mecanismo que Cribb *et al.* (2017), Jenkins *et al.* (2012) e Hellebrandt (2014) consideram que pode ter impacto na desigualdade é a intervenção governamental seja através de impostos que, dependendo da sua natureza, podem aumentar ou diminuir a desigualdade, seja através de transferências sociais para as famílias que, ao substituírem, por exemplo, o salário em caso de desemprego, ajudam a diminuir a desigualdade ou a mitigar o seu aumento.

Para Jenkins *et al.* (2012) o desenvolvimento do papel do Governo e a extensão dos Estado-providência desde a Segunda Guerra Mundial e em parte como resposta a ela, atenuaram os efeitos da Grande Recessão que se previam devastadores.

Savage, Callan, Nolan, e Colgan (2015) confirmaram as conclusões obtidas por Bargain *et al.* (2017) para a Irlanda. O sistema progressivo de transferências e impostos da Irlanda trabalhou mais do que durante o período de expansão para compensar o aumento da desigualdade, que foi o resultado do maior desemprego e de rendimentos mais baixos.

Segundo Cribb *et al.* (2017) o papel do sistema tributário e de benefícios foi essencial para a redução da desigualdade durante e no período imediatamente após a Grande Recessão no Reino Unido. Os créditos fiscais e outros benefícios do trabalho apoiaram os rendimentos das famílias trabalhadoras de baixo rendimento à medida que os seus salários reais caíam.

Hellebrandt (2014) concluiu que as políticas governamentais tiveram um impacto mitigador sobre as disparidades de rendimento, com a desigualdade a manter-se praticamente inalterada entre 2007 e 2010. Segundo o autor, o aumento das taxas de impostos diretos, por serem progressivos (indivíduos com rendimentos mais elevados pagam também impostos mais elevados), tendem a tornar a distribuição do rendimento disponível mais igual, enquanto os cortes nos impostos tendem a aumentar a desigualdade.

Por sua vez, De Beer (2012) considera que o aumento de impostos tende a reduzir os níveis médios de rendimento. O aumento dos impostos indiretos tende a aumentar a desigualdade de rendimento, uma vez que as poupanças (que constituem uma proporção significativa dos rendimentos mais altos) estão isentas desse aumento. O impacto do aumento dos impostos diretos sobre a desigualdade de rendimento está dependente da progressividade da taxa de imposto.

Heathcote *et al.* (2010) concluíram que as transferências privadas e do governo, destinadas sobretudo aos indivíduos que têm rendimentos mais baixos, são fontes de rendimento que tendem a funcionar com estabilizadores automáticos, aumentando quando os rendimentos diminuem, mitigando a crescente desigualdade. O estudo realizado para a Suécia comprova o papel preponderante destas transferências. Em 1992 este país enfrentou uma severa recessão que provocou um aumento considerável na desigualdade de ganhos; contudo, a desigualdade no rendimento familiar total antes de impostos e no rendimento disponível (incluindo impostos) não registou alterações significativas devido a essas transferências.

Krueger, Perri, Pistaferri, e Violante (2010) chegaram a uma conclusão semelhante num estudo onde analisaram a associação entre a desigualdade entre as famílias em idade ativa e o ciclo económico de vários países. Os autores concluíram que em todas as recessões se regista um aumento da desigualdade nos ganhos na base; contudo, o padrão geral é que, em todos os países e em todas as recessões, a desigualdade no rendimento disponível durante a recessão aumenta menos do que a desigualdade nos ganhos, o que reflete o papel significativo desempenhado pelos estabilizadores automáticos.

Brzezinski (2018) afirma que os efeitos macroeconómicos da Grande Recessão nos países da Europa Central e Oriental foram muito negativos. O aumento da desigualdade de rendimento nestes países pode ser explicado "pela mudança de política que tornou o sistema de impostos e benefícios menos redistributivo" (Brzezinski, 2018, p. 233).

O crédito concedido ao setor privado é outro mecanismo que pode influenciar a desigualdade. É previsível que o aumento das restrições ao crédito durante os períodos de recessão (devido ao aumento da probabilidade de incumprimento e devido à perda de valor dos ativos) aumente a desigualdade.

Agnello e Sousa (2012) consideram que um aumento na profundidade financeira (acesso mais facilitado ao crédito fornecido pelo setor bancário) pode contribuir para uma distribuição de rendimentos menos desigual. Na mesma linha, Dabla-Norris *et al.* (2015) considera que o acesso a mercados de crédito pode melhorar a alocação de recursos e assim diminuir a desigualdade de rendimento.

Um outro mecanismo que pode afetar a desigualdade é a inflação (Bulíř, 2001; Monnin, 2014). Contudo, não existe um consenso na literatura sobre o seu impacto. A inflação não afeta todos da mesma forma por isso, pode contribuir para o aumento ou para a diminuição

da desigualdade de rendimento dependendo de como afeta o rendimento dos salários, o rendimento do capital e a redistribuição do Governo (Das, Bisai, & Ghosh, 2021).

Para Bulíř (2001), o impacto positivo da estabilidade de preços na distribuição de rendimento não é linear. Segundo o autor, a redução da inflação a partir de níveis extremamente altos (níveis hiperinflacionários) diminui de forma significativa a desigualdade; contudo a redução da inflação para níveis extremamente baixos pode levar ao efeito contrário, aumentando o Coeficiente de Gini.

No seu estudo, Monnin (2014) descobriu uma relação fortemente negativa entre a inflação e a desigualdade de rendimento para 10 países da OCDE entre 1970 e 2010. No entanto, quando a não linearidade é permitida, o autor encontrou uma relação positiva entre o quadrado da inflação e a desigualdade de rendimento, indicando que a relação entre inflação e desigualdade não é linear. Para níveis baixos de inflação, mais inflação leva a uma diminuição da desigualdade de rendimento; por outro lado, para níveis elevados de inflação, mais inflação leva a um aumento da desigualdade de rendimento.

Na Tabela 1 apresentamos um breve resumo dos principais mecanismos da relação entre recessões e desigualdade de rendimento.

Tabela 1: Principais mecanismos que afetam a desigualdade durante recessões

Mecanismo	**Impacto**	**Referências**
Desemprego	Negativo	Cribb *et al.* (2017), Brzezinski (2018), De Beer (2012), Hellebrandt (2014), Perri e Steinberg (2012), Heathcote *et al.* (2010), Bargain *et al.* (2017)
Intervenção Governamental (transferências, diminuição de impostos)	Positivo	Cribb et al. (2017), Bargain *et al.* (2017), Hellebrandt (2014), Jenkins et al. (2012), Savage *et al.* (2015), De Beer (2012), Heathcote *et al.* (2010), Krueger (2010)
Crédito Bancário	Positivo	Agnello e Sousa (2012), Dabla-Norris *et al.* (2015)
Inflação	Não linear	Bulíř (2001) e Monnin (2014)

Nota: impacto negativo – aumenta a desigualdade; impacto positivo – diminui a desigualdade

2.2. Impacto de uma recessão provocada por condições de saúde pública adversas na desigualdade de distribuição de rendimento

A pandemia da Covid-19 não é o primeiro evento pandémico do século XXI; em 2009 a pandemia causada pelo vírus H1N1 alastrou-se pelo mundo e foi responsável por aproximadamente 200 mil mortes (Sayed & Peng, 2021). No entanto, a pandemia da Covid-19, que até início de setembro de 2021 registou quase 220 milhões de casos e mais de 4,5 milhões de mortes, tem tido impactos negativos e sem precedentes na história sobre a economia mundial (Galletta & Giommoni, 2020b) sendo, por isso, considerada a recessão mais severa do mundo em décadas – nos EUA só em março de 2020 o número de desempregados aumentou mais do que em toda a Grande Recessão de 2008-2009 (Furceri, Loungani, Ostry, & Pizzuto, 2020a). A acrescer a isto, desde o início da pandemia tem-se vindo a registar quedas do mercado bolsista, aumento da volatilidade financeira, diminuição das taxas de juro nominais e contração da atividade económica real (Barro, Ursua, & Weng, 2020).

O impacto que uma recessão provocada por condições de saúde pública adversas tem na desigualdade não é inequívoco, parecendo não existir um consenso na literatura sobre o assunto. Alguns autores – *e.g.*, O'Donoghue, Sologon, Kyzyma, e McHale (2020) – que utilizam nos seus estudos conjuntos de dados simulados acreditam que, apesar do aumento do desemprego entre os trabalhadores com salários baixos, a desigualdade diminui após os surtos pandémicos devido às transferências governo. Por outro lado, outros autores – *e.g.*, Furceri *et al.* (2020a) e Galletta e Giommoni (2020b) – analisando evidências associadas a pandemias passadas argumentam que a desigualdade de rendimento tende a aumentar durante as pandemias. Segundo Sayed e Peng (2021), o impacto de uma pandemia sobre a desigualdade está dependente das caraterísticas que distinguem um vírus de outro.

Para tentarmos perceber melhor o potencial efeito que a pandemia da Covid-19 poderá ter na desigualdade de rendimento, vamos analisar a evidência recente, bem como a associada a fenómenos pandémicos passados.

Das *et al.* (2021) utilizaram dados para o período entre 1995 e 2017 para 70 países e analisaram o impacto de cinco pandemias (SARS, 2003; H1N1, 2009; MERS, 2012; Ébola, 2014 e Zika, 2016) na desigualdade de rendimento medida pelo Coeficiente de Gini. De acordo com os autores, as pandemias podem ter um impacto direto sobre o aumento da desigualdade devido à heterogeneidade nas oportunidades económicas. Para além disso, a propagação de doenças

limita as oportunidades de emprego para os trabalhadores menos qualificados e aumenta para aqueles que detêm capital. As pandemias podem ainda ter um impacto indireto na redução da desigualdade através da intervenção do Governo nos setores da saúde e da educação.

Sayed e Peng (2021), também se focaram no período compreendido entre 1995 e 2017 para estudarem os efeitos de quatro pandemias (Gripe Espanhola, 1918; Gripe Asiática, 1957; Gripe de Hong Kong, 1968; Pandemia H1NI, 2009) com mais de 100 mil mortes sobre a desigualdade de rendimento, em quatro países que tinham dados que cobriam todo o período em análise. Os autores concluíram que, no período em análise, eventos pandémicos com mais de 100 mil mortes contribuíram para a redução da desigualdade de rendimento nos anos que se seguiram à pandemia. Os autores argumentam que, com base nas caraterísticas da pandemia da Covid-19, não se pode esperar uma diminuição da produtividade nem escassez de mão-de-obra (devido às altas taxas de mortalidade concentradas no grupo etário dos idosos). Contudo, podemos esperar uma redução do consumo, um aumento da poupança e elevadas taxas de desemprego e um aumento dos rácios da dívida pública em relação ao PIB.

Galletta e Giommoni (2020a) estudaram o impacto da pandemia da gripe espanhola de 1918 sobre a desigualdade de rendimento nos municípios italianos, e concluíram que no curto/médio prazo se registou um aumento da desigualdade nos municípios mais afetados pela pandemia. Este aumento da desigualdade pode ser explicado pelo aumento da taxa de desemprego e pela diminuição dos rendimentos detidos pelos 20% mais pobres (em oposição, os salários dos indivíduos no topo da distribuição permaneceram inalterados). No que diz respeito à pandemia da Covid-19, o autor considera que esta vai ter efeitos negativos, mas o potencial efeito distributivo ainda não é totalmente claro. Contudo, e de uma maneira geral, espera-se que, apesar de os impactos negativos se fazerem sentir um pouco por toda a população, os mais pobres serão os mais duramente afetados. Isso acontece porque a probabilidade de um indivíduo pobre contrair a infeção é potencialmente superior à dos ricos (possivelmente porque têm trabalhos onde estão mais propensos a serem infetados) e porque podem não ter acumulado riqueza suficiente para alisar os impactos negativos associados à gravidade da crise e para recomeçar a atividade depois da crise terminar.

Furceri, Loungani, Ostry, e Pizzuto (2020b, 2021) analisando o impacto das grandes epidemias das últimas duas décadas na desigualdade de rendimento e nas perspetivas de emprego, chegaram a conclusões idênticas às de Galletta e Giommoni (2020a) para a pandemia da Covid-19. Apesar de todas as classes económicas estarem a ser afetadas pela

pandemia, os mais pobres estão a ser afetados de forma desproporcional devido a uma série de fatores. Em primeiro lugar, têm maior probabilidade de serem infetados porque têm trabalhos onde estão mais expostos ao vírus e muitas vezes o trabalho remoto não é uma opção, em segundo lugar, têm maior probabilidade de morrer se forem infetados, porque não têm acesso a cuidados de saúde de qualidade.

Aspachs *et al.* (2020), com base na amostra da população espanhola, concluíram que a pandemia da Covid-19 levou a um aumento da desigualdade principalmente devido à perda de empregos e aos cortes salariais para os trabalhadores de baixo rendimento. Contudo, e apesar do atraso inicial, as transferências públicas (ajudas para os que se encontram na base da distribuição do rendimento ou para substituição, por exemplo, dos salários para os que ficaram desempregados) foram muito eficazes em mitigar parte deste aumento.

Han, Meyer, e Sullivan (2020) focaram-se na pandemia da Covid-19 nos EUA e chegaram a conclusões semelhantes às obtidas por Aspachs *et al.* (2020) para a população espanhola. Neste país, o início da pandemia ficou marcado por um declínio sem precedentes da atividade económica, com o emprego e os rendimentos a sofrerem uma queda substancial. Ao mesmo tempo, o Governo respondeu com reduções fiscais, empréstimos a pequenas empresas e expansão do subsídio de desemprego, o que resultou numa diminuição da pobreza e num aumento do rendimento nos percentis mais baixos.

No mesmo sentido, Angelov e Waldenström (2021) analisam os efeitos da pandemia da Covid-19 na Suécia. Os resultados obtidos mostram um aumento da desigualdade de rendimento durante a pandemia devido ao elevado número de despedimentos e devido à diminuição das horas trabalhadas entre os trabalhadores a tempo parcial e com baixos rendimentos. Uma vez mais, as políticas de apoio introduzidas pelo Governo contribuíram para amortecer significativamente esse aumento, mas não o inverteram.

Por sua vez, Deaton (2021) foca-se na desigualdade internacional de rendimento e chega a duas conclusões: entre 2019 e 2020, *i)* a perda de rendimento nacional *per capita* estava fortemente relacionada com a taxa de mortalidade Covid e, até ao momento, *ii)* os países pobres têm observado uma taxa de mortalidade Covid inferior à dos países mais ricos. Para Ferreira (2021), o facto de a mortalidade Covid ser superior nos países ricos, apesar dos sistemas de saúde mais desenvolvidos, reflete a estrutura etária mais velha da população destes países e o facto de a mortalidade por Covid-19 ser altamente seletiva à idade. Estes dois fatores conjugados significam que, em média, os rendimentos *per capita* caíram mais nos

países que em 2019 tinham rendimentos *per capita* mais elevados, o que resultou numa redução da desigualdade de rendimento internacional, que pode ser temporária dada a incerteza que ainda existe em torno da evolução da pandemia. No entanto, quando avaliamos a desigualdade internacional ponderando os países pela sua população, verifica-se um aumento da desigualdade em 2020. Segundo Deaton (2021), isto aconteceu porque a China registou poucas mortes e teve um crescimento positivo, ou seja, a China à medida que cresce mais rapidamente do que os restantes, torna o mundo mais desigual.

Bonacini, Gallo, e Scicchitano (2021) exploram os potenciais impactos que o aumento na viabilidade de trabalhar a partir de casa durante a Covid-19 pode ter na distribuição do rendimento do trabalho na população italiana que se encontra empregada. Os resultados mostram que o aumento na viabilidade de trabalhar a partir de casa está associado a um aumento no rendimento médio do trabalho (provavelmente devido ao aumento da produtividade média). No entanto, como esse benefício tende a favorecer mais os empregados do sexo masculino, mais velhos, com ensino superior e melhor remunerados, tal poderá resultar num agravamento da desigualdade. Para colmatar este aumento das desigualdades, é importante implementar políticas destinadas a reduzir a desigualdade a curto prazo, *e.g.*, via subsídio de desemprego.

Os resultados observados até agora, quer para a pandemia da Covid-19 quer para a pandemia da Gripe Espanhola de 1918, contrastam com os observados para a Peste Negra no século XIV. A evidência associada a esta pandemia no século XIV sugere que tenha existido uma diminuição da desigualdade no longo-prazo (Galletta & Giommoni, 2020b).

Alfani e Murphy (2017) e Alfani (2020b) estudaram o impacto que a Peste Negra do século XIV (1347-1352) teve na desigualdade de rendimento e riqueza. Segundo os autores dois fatores podem explicar a diminuição da desigualdade. Em primeiro lugar, a elevada mortalidade levou a uma escassez de mão-de-obra que conduziu a um aumento significativo dos salários reais; isto permitiu aos trabalhadores mais pobres negociarem melhores condições de trabalho, o que permitiu reduzir a diferença de rendimentos. Em segundo lugar, a fragmentação de grandes patrimónios permitiu que muitas pessoas herdassem mais do aquilo que desejariam ou precisavam, o que levou a uma oferta substancial de propriedades no mercado, reduzindo os preços destes ativos.

As conclusões de Alfani e Murphy (2017) e Alfani (2020b) corroboram as anteriormente obtidas por Cipolla (1964). O autor afirmou que a escassez de mão-de-obra que se fez sentir

durante a Peste Negra (devido à elevada taxa de mortalidade nas faixas etárias trabalhadoras), resultou num aumento dos salários reais que permitiu reduzir as lacunas de rendimento entre o topo e a base da distribuição.

Por sua vez, a cólera foi a nova doença do século XIX e foi responsável por seis pandemias ao longo de pouco mais de um século. Apesar da disponibilidade limitada de dados, esta parece ter contribuído para a redução da desigualdade através de outro mecanismo: o extermínio dos pobres. A cólera, cujo a propagação era favorecida por condições de vida pouco saudáveis, afetou de forma mais severa os grupos mais pobres, levando à diminuição dos indivíduos na base da distribuição (Alfani, 2020a).

No que diz respeito à pandemia da Covid-19, esta está a ter um impacto enorme na atividade económica em todo o mundo e apesar de os efeitos na desigualdade de rendimento ainda serem pouco claros é expectável que o forte impacto no desemprego, particularmente nas atividades associadas ao turismo e restauração, e que, tendencialmente, agravando a situação dos indivíduos na cauda inferior da distribuição, tende a aumentar a desigualdade.

Apresentamos na Tabela 2 um resumo, de acordo com a literatura revista, de alguns dos mecanismos que são suscetíveis de afetar a desigualdade de rendimento durante os períodos de pandemia, o seu impacto na desigualdade em pandemias passadas e o impacto esperado decorrente da pandemia da Covid-19.

Tabela 2: Mecanismos que podem afetar a desigualdade durante períodos de pandemia – Resumo

Mecanismos	**Em pandemias passadas**	**Pandemia da Covid-19**
Desemprego	**Negativo**	**Negativo**
	Os indivíduos menos qualificados foram os mais afetados pelo aumento do desemprego e pela diminuição dos salários, o que levou ao aumento da desigualdade. Galletta e Giommoni (2020a)	O aumento do desemprego está a afetar sobretudo os trabalhadores que têm baixos rendimentos e que trabalham em setores muito afetados pela pandemia, como a restauração ou o turismo. Angelov e Waldenström (2021)

Trabalho à distância		**Negativo**
		O aumento do número de trabalhadores a trabalhar à distância leva a um aumento da desigualdade, porque, ao aumentar o rendimento médio dos trabalhadores mais qualificados e melhor remunerados, aumenta ainda mais as disparidades de rendimento. Bonacini *et al.* (2021)
Oferta de mão-de-obra e Salários	**Positivo**	**Negativo**
	A diminuição significativa da oferta de trabalho (devido às elevadas taxas de mortalidade na faixa etária trabalhadora), causou pressão para o aumento dos salários, o que levou a uma diminuição da desigualdade. Alfani e Murphy (2017) e Cipolla (1964)	A mortalidade está concentrada principalmente na faixa etária dos que já não se encontram em idade de trabalhar logo não se espera uma diminuição da oferta de mão-de-obra; não vai existir uma pressão para o aumento dos salários. Sayed e Peng (2021)
Preço dos Ativos	**Positivo**	
	A fragmentação de muitos patrimónios durante a Peste Negra fez com que muitos herdassem mais do que aquilo que desejavam ou precisavam, levando a uma oferta considerável de ativos no mercado a preços relativamente baixos. Alfani e Murphy (2017) e Alfani (2020b)	

Transferências Públicas		**Positivo**
		As transferências do Governo para as famílias apesar de não inverterem o aumento da desigualdade de rendimento, contribuem de forma significativa para o atenuar. Han *et al.* (2020), Aspachs et al. (2020)
Mortalidade	**Positivo**	**Negativo**
	O extermínio dos pobres diminuiu os indivíduos na base da distribuição o que diminuiu a desigualdade. Alfani (2020a)	Como as mortes estão concentradas principalmente no grupo etário dos idosos (65 ou mais anos), não se espera um impacto direto sobre a oferta de mão-de-obra. Sayed e Peng (2021)

Nota: impacto positivo – diminui a desigualdade; impacto negativo – aumenta a desigualdade

3. Desigualdade de distribuição de rendimento e recessões na União Europeia: análise descritiva

3.1. Metodologia

No capítulo anterior, revimos, através da literatura sobre a temática, a ligação que existe entre os períodos de recessão, sobretudo entre a Grande Recessão de 2008-2009, e a desigualdade de distribuição do rendimento em algumas das principais economias mundiais. Agora, o objetivo passa por comparar a evolução de alguns indicadores capazes de captar mecanismos de transmissão específicos nos países da UE, com a evolução da desigualdade de distribuição do rendimento em períodos de recessão económica. Uma vez que as recessões provocadas por condições de saúde pública adversas são um fenómeno pouco frequente e com dados muito limitados, nesta parte focamo-nos essencialmente em recessões mais gerais.

Como vimos na secção 2.1, é possível medir a desigualdade de distribuição de rendimento através de indicadores como o Coeficiente de Gini ou o rácio S80/20. O Coeficiente de Gini pode assumir valores entre 0 e 1 (ou 100) e os dados anuais para este indicador estão disponíveis na base de dados do Eurostat, para o período de 1995 a 2019. O rácio S80/20 compara, dentro de um país, o rendimento dos 20% mais ricos com o rendimento dos 20% mais pobres. Os dados anuais para o rácio S80/20 estão também disponíveis na base de dados do Eurostat, mas para um período de tempo mais reduzido, de 2003 a 2019.

Para identificarmos os períodos de recessão utilizámos uma abordagem de desvio que extrai o hiato do produto (diferença entre o PIB efetivo e o PIB potencial) através de um modelo de *de-trending* aplicado ao produto bruto (Portela, 2018). Os dados relativos ao hiato do produto foram extraídos do *International Monetary Fund, World Economic Outlook Database, October 2020*[4] para todos os estados-membros da União Europeia, para o período de 1995 a 2020. Assumimos que estamos perante um período de recessão quando o valor do hiato do produto é negativo. Os períodos de recessão em cada país da nossa amostra estão resumidos na Tabela A1 do Anexo.

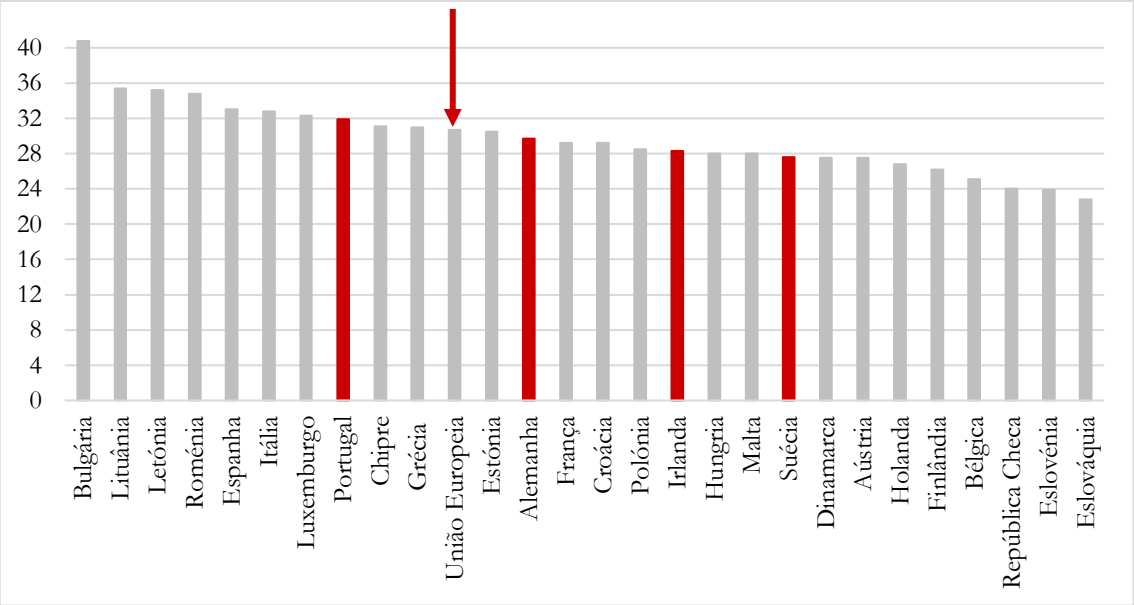
Depois de definidos os principais conceitos e de definida a abordagem utilizada para identificar os períodos recessivos, temos de analisar a ligação existente entre recessões e desigualdade. Como vimos na secção anterior, não podemos assumir que o impacto de uma

[4] https://www.imf.org/en/Publications/WEO/weo-database/2020/October

recessão na desigualdade de rendimento é sempre o mesmo – mesmo em países onde se registam algumas semelhanças nas alterações macroeconómicas, existem variações no impacto distributivo, que refletem diferenças nas instituições socioeconómicas, nos programas sociais e nas respostas políticas (Jenkins *et al.*, 2012). Por isso, é importante analisar a realidade de diferentes países para diferentes períodos recessivos.

Tendo isto mente, começamos por analisar o Coeficiente de Gini para os países 27 países da UE em 2019 (Figura 1) para compreender como está distribuída a desigualdade entre os países da UE e para selecionarmos, com o apoio da revisão de literatura, os países que vão fazer parte da nossa amostra.

Figura 1: Coeficiente de Gini – União Europeia, 2019

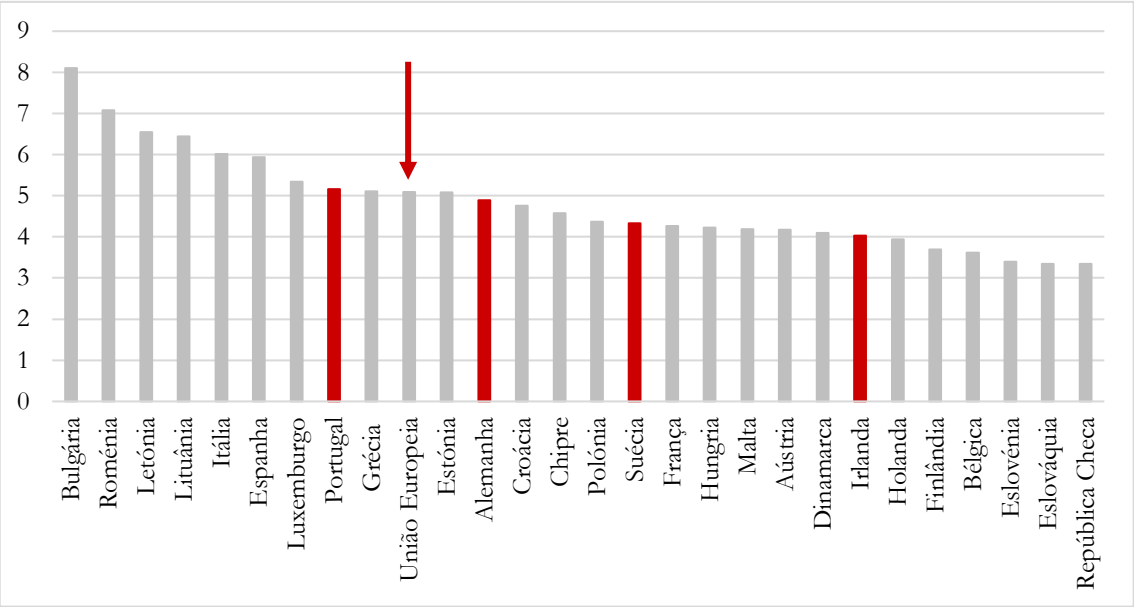


Fontes: Os valores referentes ao Coeficiente de Gini foram retirados da base de dados do Eurostat

Através da Figura 1 vemos que é notória a dispersão da desigualdade entre os estados-membros da UE. Em 2019, a Bulgária (40,8), a Lituânia (35,4) e a Letónia (35.2) foram os três estados-membros da UE onde se registaram as maiores disparidades de rendimento. Num segundo grupo, ainda ligeiramente acima da média da UE de 30,7, temos a Grécia (31,0), o Chipre (31,1), Portugal (31,9), o Luxemburgo (32,3), a Itália (32,8), a Espanha (33,0) e, por fim, a Roménia (34,8). No outro extremo da distribuição, temos uma distribuição mais uniforme do rendimento, com um Coeficiente de Gini inferior a 25 na República Checa, Eslovénia e Eslováquia.

Para completar o nosso estudo, podemos ainda analisar o rácio S80/20 para o ano 2019 que nos dá uma perspetiva de como está distribuído o rendimento dentro dos vários estados-membros da UE (Figura 2). Quanto mais elevado for o valor do rácio maiores a disparidades na distribuição do rendimento entre o grupo superior (20% mais ricos) e o grupo inferior (20% mais pobres).

Figura 2: Rácio S80/20 – União Europeia, 2019



Fontes: Os dados relativos ao rácio S80/20 foram retirados da base de dados do Eurostat

Analisando a Figura 2 vemos que para a UE o valor do rácio S80/20 é 5,09 isto significa que, em média, o rendimento obtido pelos 20% da população com os rendimentos mais elevados foi cinco vezes superior ao rendimento auferido pelos 20% da população com os rendimentos mais baixos. A Bulgária continua a ser o país onde existem as maiores disparidades na distribuição do rendimento; neste país os 20% da população com os rendimentos mais elevados auferem um rendimento oito vezes superior ao rendimento auferido pelos 20% da população com os rendimentos mais baixos. Por outro lado, a República Checa encontra-se no outro extremo da distribuição com um rácio S80/20 de 3,3.

Tendo em consideração os dados analisados até agora, e para efeitos de ilustração, utilizaremos na nossa análise quatro países selecionados com caraterísticas distintas: a Suécia, um país nórdico, com índices de desigualdade abaixo da média da UE e cujas políticas redistributivas parecem ter um impacto significativo nessa igualdade; a Alemanha, com um Coeficiente de Gini muito próximo da média da UE; a Irlanda, um caso intermédio e cujas

transferências do Governo foram muito eficazes na redução da desigualdade durante a Grande Recessão; e Portugal, um país mediterrâneo, considerado um dos países mais desiguais da Europa, que exibe um Coeficiente de Gini superior à média da UE.

Agora propomo-nos a analisar a evolução da desigualdade, através do Coeficiente de Gini do rendimento disponível equivalente depois das transferências sociais e do rácio S80/20, em conjunto com a evolução da taxa de desemprego nos países selecionado para o período de 2000 a 2019. Com isto queremos perceber se os períodos recessivos (que identificamos como sendo anos com hiato do produto negativo) se relacionam com a desigualdade na distribuição do rendimento, ou seja, se uma recessão provoca um aumento da desigualdade ou, se pelo contrário, não surte qualquer efeito na desigualdade. Os dados relativos às medidas de desigualdade foram retirados da base de dados do Eurostat, enquanto que os dados da taxa de desemprego e do hiato do produto foram retirados do *World Economic Outlook Database,* do FMI.

Temos ainda como objetivo compreender o papel do Governo na mitigação do impacto das recessões na desigualdade de rendimento através da comparação de duas medidas desigualdade: o Coeficiente de Gini do rendimento disponível equivalente antes das transferências sociais (as pensões, *e.g.* de velhice, não estão incluídas nas transferências sociais) e o Coeficiente de Gini do rendimento disponível equivalente depois das transferências sociais. Os dados relativos a estas duas medidas de desigualdade foram retirados da base de dados do Eurostat.

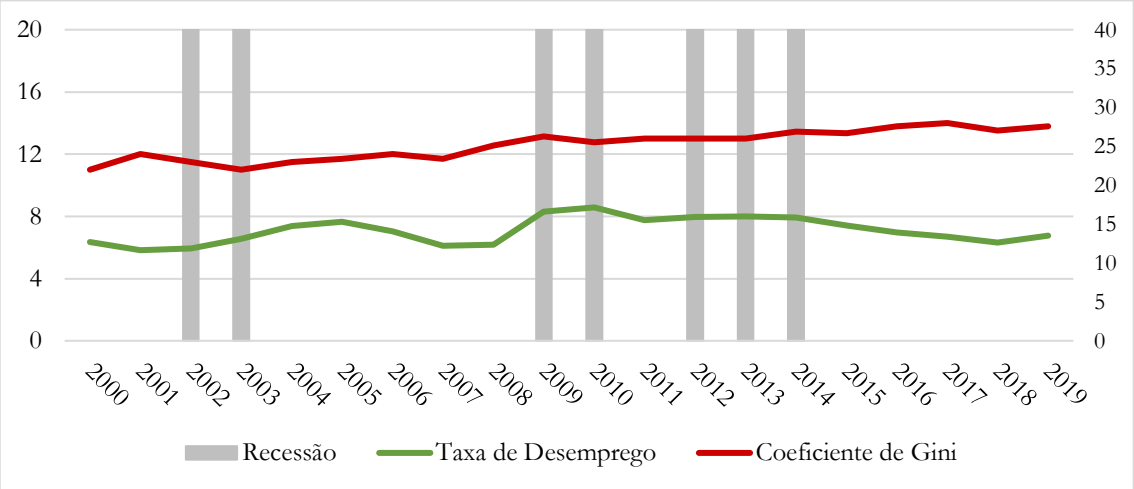
Para terminarmos esta secção vamos apresentar, através de uma Matriz de Correlações, a correlação entre alguns mecanismos que identificámos na revisão de literatura e que podem afetar a desigualdade de rendimento durante períodos de recessão associados a condições de saúde pública adversas. Quando o sinal é negativo, significa que um aumento dessa variável leva a uma diminuição da desigualdade; por outro lado, se o sinal for positivo, indica que um aumento dessa variável vai levar a um aumento da desigualdade.

É importante referir que temos, para quase todos os países da amostra, alguns dados em falta para as medidas de desigualdade e, por isso, utilizámos, a função *tendência* do Excel para estimar esses mesmos valores.

3.2. Análise dos Resultados

Começamos a nossa análise por observar os dados relativos à Suécia. Comparações internacionais da desigualdade sugerem que este país tem uma das distribuições de rendimento mais equilibradas do mundo (Milanovic, 2016) e, apesar de se ter registado um aumento da desigualdade nos últimos anos, existem evidências que mostram que as medidas adotadas pelo sistema político pretendem combater esse aumento (Heathcote *et al.*, 2010). No seu estudo, Björklund e Jäntti (2013) analisaram a evolução da distribuição de rendimento entre 1985 e 2009, período em que a Suécia enfrentou dois graves períodos de recessão. Os autores concluíram que, apesar do aumento registado no rendimento real, os rendimentos na base da distribuição cresceram mais lentamente do que os rendimentos no topo da distribuição, o que resultou num aumento da desigualdade de rendimento.

Figura 3: Coeficiente de Gini, Períodos de Recessão e Taxa de Desemprego – Suécia (2000-2019)



Fontes: Os valores do Coeficiente de Gini foram retirados da base de dados do *Eurostat* (escala do lado direito). Os dados relativos à taxa de desemprego foram retirados do FMI, *World Economic Outlook Database, October 2020* (escala do lado esquerdo). Os períodos de recessão foram definidos com base nos dados do hiato do produto retirados do FMI, *World Economic Outlook Database, October 2020*.

Fica claro através da análise da Figura 3 que, nas duas últimas décadas se tem vindo a registar um aumento considerável do Coeficiente de Gini depois das transferências sociais na Suécia. Em 2019, esta medida de desigualdade era de 27,6 o que significa um aumento de 25% relativamente ao primeiro ano da nossa amostra.

Durante o período em análise, a Suécia enfrentou três períodos de recessão (2002-2003, 2009-2010 e 2012-2014) e, através da Figura 3, vemos que esses períodos não estão

necessariamente associados a aumentos na desigualdade, como podíamos prever. Nos dois primeiros períodos recessivos registou-se uma diminuição do Coeficiente de Gini (apesar do aumento da taxa de desemprego), enquanto que entre 2012 e 2014 o Coeficiente de Gini aumentou de forma ligeira (neste período, a taxa de desemprego manteve-se estável).

Na realidade, e contrariamente ao esperado, foi durante os períodos de expansão económica que se registaram os maiores aumentos do Coeficiente de Gini, nomeadamente entre 2003-2006 e 2007-2009. No mesmo sentido, verificámos que é em 2017, ano de expansão da economia, que se atinge o valor mais elevado deste indicador (28).

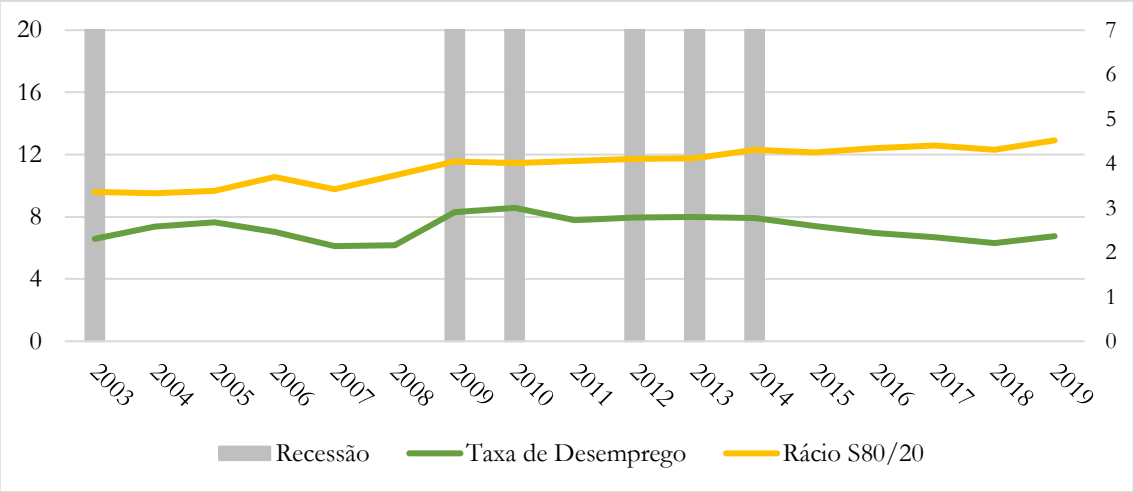
Relativamente à taxa de desemprego, vimos na literatura que é esperado um aumento da desigualdade de rendimento na sequência de um aumento da taxa de desemprego. Contudo, esta conclusão não se confirma para o país em análise. Ainda que existam períodos em que um aumento do Coeficiente de Gini está associado a um aumento da taxa de desemprego, isso nem sempre se verifica. Entre 2014 e 2017 registou-se um aumento considerável do Coeficiente de Gini, apesar da diminuição significativa da taxa de desemprego. No sentido oposto, em 2010 a taxa de desemprego registou o seu valor mais elevado (8,58%) e o Coeficiente de Gini diminuiu para 25,5.

Se substituirmos na nossa análise o Coeficiente de Gini pelo rácio S80/20 chegámos a conclusões muito semelhantes (Figura 4).

Apesar de registar um aumento gradual ao longo do período em análise, esta medida de desigualdade permaneceu relativamente estável durante os períodos de recessão económica (regista apenas um ligeiro aumento entre 2013 e 2014) e reage de forma pouco significativa a variações na taxa de desemprego. Podemos conjeturar que o aumento na desigualdade de rendimentos não está significativamente relacionado com o agravamento na distribuição dos rendimentos do trabalho, e está mais associado à distribuição de outros rendimentos.

Em 2000, o rendimento auferido pelos 20% mais ricos era 3,4 vezes superior ao rendimento auferido pelos 20% mais pobres. Em 2019, último ano da nossa amostra, esse valor aumentou para 4,5 – o que significava um aumento de 32,5%.

Figura 4: Rácio S80/20, Períodos de Recessão e Taxa de Desemprego – Suécia (2003-2019)[5]



Fontes: Os valores do rácio S80/20 foram retirados da base de dados do *Eurostat* (escala do lado direito). Os dados relativos à taxa de desemprego foram retirados do FMI, *World Economic Outlook Database, October 2020* (escala do lado esquerdo). Os períodos de recessão foram definidos com base nos dados do hiato do produto retirados do FMI, *World Economic Outlook Database, October 2020*.

Tal como acontecia com o Coeficiente de Gini, o maior aumento foi registado durante um período de expansão económica, entre 2007 e 2009, e foi acompanhado por uma redução da taxa de desemprego.

Para completarmos a nossa análise para a Suécia, representámos no gráfico seguinte (Figura 5) os períodos de recessão, e a evolução do Coeficiente de Gini do rendimento disponível equivalente antes e depois das transferências sociais. Esta comparação permite-nos compreender o papel dos sistemas de segurança social no combate à desigualdade.

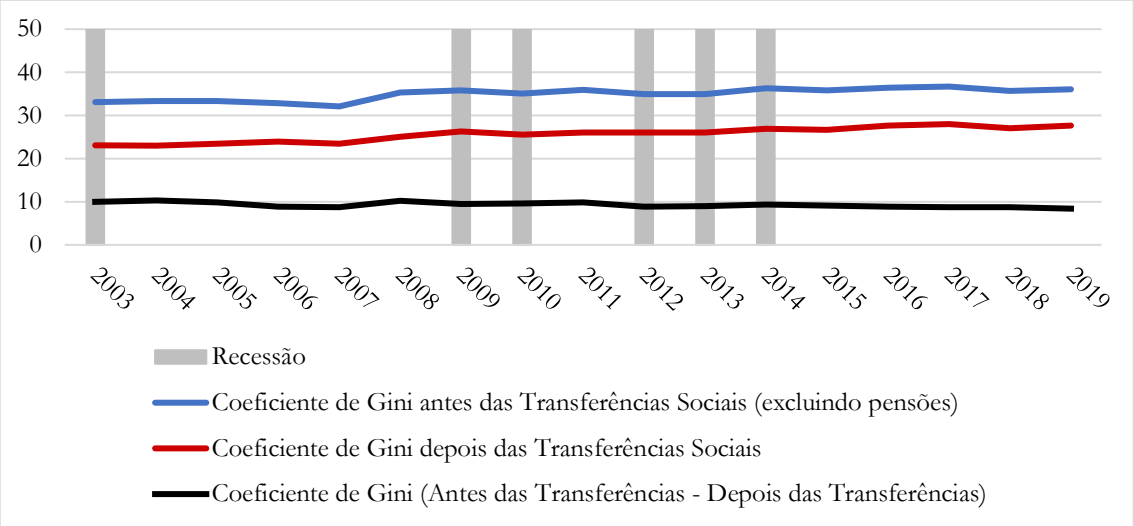
A partir da análise da Figura 5 vemos que as transferências sociais (excluindo pensões) se revelam fundamentais para a redução da desigualdade de rendimento. Apesar do diferencial entre os dois indicadores permanecer relativamente estável durante o período em análise, em 2019 o papel do Governo na redução do Coeficiente de Gini era ligeiramente menor do que o verificado no primeiro ano da amostra.

Em 2003, ano que identificámos como sendo de recessão, as transferências sociais (excluindo pensões) contribuíram para uma redução de 10 pontos no Coeficiente de Gini. No último

[5] Análise apenas para o período de 2003 a 2019 devido à disponibilidade limitada de dados para esta medida de desigualdade

período recessivo identificado (2012-2013) as transferências sociais contribuíram, em média, para uma redução de 9,1 pontos.

Figura 5: Coeficiente de Gini do rendimento disponível equivalente antes e depois das Transferências Sociais (excluindo pensões) – Suécia (2003-2009)[6]



Fontes: Os dados relativos ao Coeficiente de Gini antes e depois das transferências sociais foram extraídos da base de dados do Eurostat. Os períodos de recessão foram definidos com base nos dados do hiato do produto retirados do FMI, *World Economic Outlook Database, October 2020*.

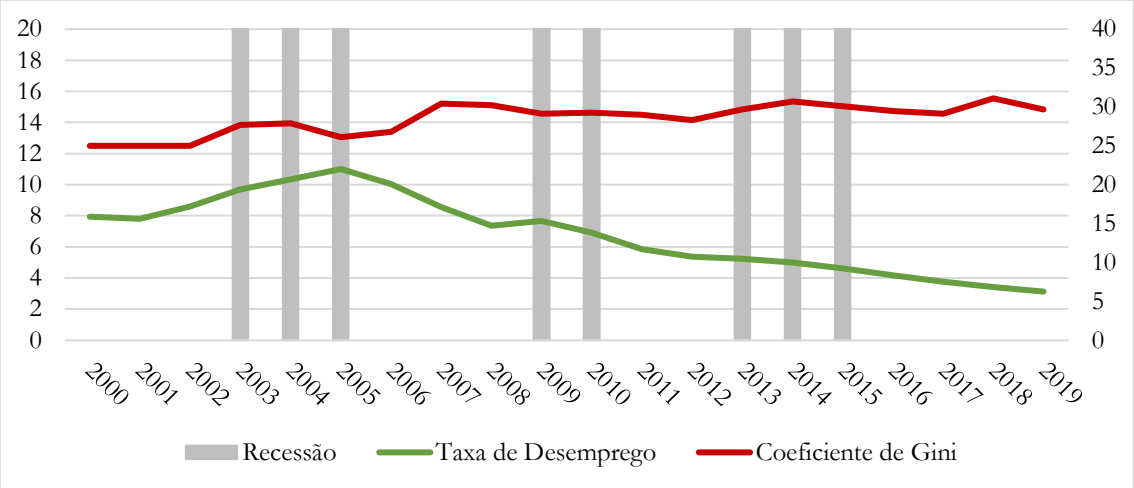
Em resumo, concluímos que na Suécia o Coeficiente de Gini e o rácio S80/20 se mantêm estáveis e em níveis relativamente baixos durante os períodos de recessão identificados. Os aumentos da taxa de desemprego não estão necessariamente ligados a aumentos da desigualdade de rendimento. No que diz respeito às transferências sociais, apesar de contribuírem para diminuir a desigualdade, essa contribuição tem vindo a ser ligeiramente menor com o decorrer dos anos.

Analisamos agora os dados relativos à Alemanha, país com um Coeficiente de Gini abaixo, mas muito próximo, da média da UE. Apesar do declínio significativo no PIB, a taxa de emprego entre a população em idade ativa aumentou na Alemanha entre 2007 e 2010 (Hellebrandt, 2014) – este aumento do emprego é visível na linha verde da Figura 6: para uma população ativa relativamente estável, a taxa de desemprego tem vindo a cair. Segundo o mesmo autor, embora o modelo alemão voltado para as exportações tenha contribuído

[6] Análise apenas para o período de 2003 a 2019 devido à disponibilidade limitada de dados para o Coeficiente de Gini do rendimento disponível equivalente antes das transferências sociais (pensões excluídas das transferências sociais)

para este aumento, é importante destacar o papel das políticas governamentais. As políticas adotadas forneciam subsídios salariais aos trabalhadores que sofreram reduções nas horas de trabalho o que lhes permitiu manter o poder de compra.

Figura 6: Coeficiente de Gini, Períodos de Recessão e Taxa de Desemprego – Alemanha (2000-2019)



Fontes: Os valores do Coeficiente de Gini foram retirados da base de dados do *Eurostat* (escala do lado direito). Os dados relativos à taxa de desemprego foram retirados do FMI, *World Economic Outlook Database, October 2020* (escala do lado esquerdo). Os períodos de recessão foram definidos com base nos dados do hiato do produto retirados do FMI, *World Economic Outlook Database, October 2020*.

Ao longo do período em análise a Alemanha enfrentou três períodos de recessão (2003-2005, 2009-2010 e 2013-2015) e em todos eles o Coeficiente de Gini depois das transferências sociais e a taxa de desemprego evoluíram de formas distintas (Figura 6).

No primeiro período de recessão, entre 2003 e 2005, o Coeficiente de Gini aumentou ligeiramente entre 2002 e 2003 (acompanhado o aumento do desemprego) e depois diminuiu de forma ligeira; enquanto isso, a taxa de desemprego registou um aumento até atingir o seu valor mais elevado – 11,01%. Uma vez mais não se confirma que taxas de desemprego mais elevadas estão associadas a maiores níveis de desigualdade de rendimento, uma vez que a tendência de crescimento do Coeficiente de Gini continuou até 2007, com quebras simultâneas na taxa de desemprego.

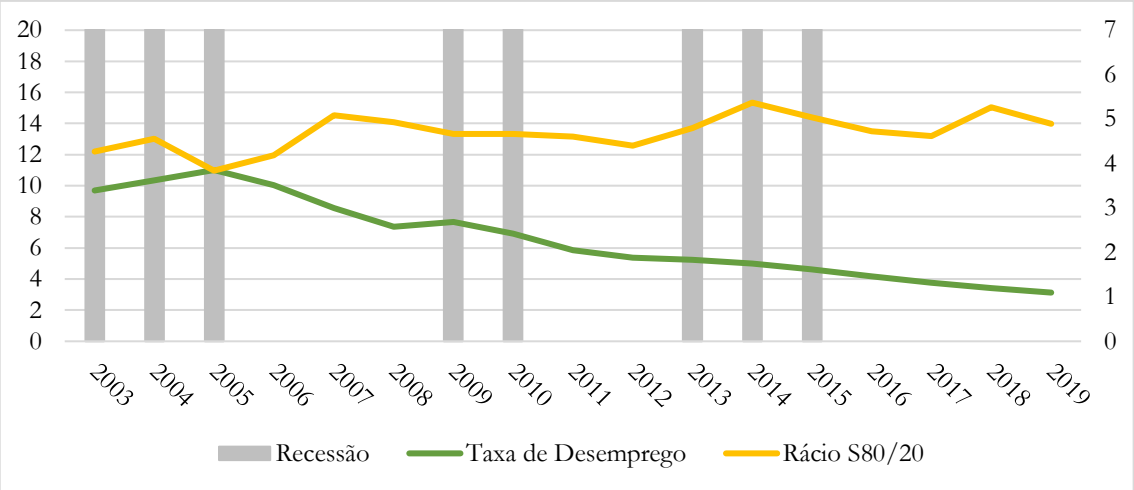
Nos anos que se seguem a esta recessão o que mais se destaca é a evolução da taxa de desemprego, que diminui de forma bastante significativa, mesmo durante os períodos de recessão (por ser uma variável contra-cíclica esperava-se que registasse um aumento durante este período). Contudo, alguns autores criticam esta diminuição significativa do desemprego,

alegando que a estrutura do emprego suscita preocupações, nomeadamente o aumento da desigualdade (Weber, 2015). De facto, apesar da diminuição da taxa de desemprego, a desigualdade de rendimento regista alguns aumentos significativos, nomeadamente entre 2006-2007, 2012-2014 e 2017-2018.

Vamos agora analisar a evolução do rácio S80/20, para o período 2003 a 2019 (Figura 7).

Através da Figura 7 vemos que as duas medidas de desigualdade utilizadas na análise reagem de forma muito semelhante aos períodos de recessão e às variações na taxa de desemprego.

Figura 7: Rácio S80/20, Períodos de Recessão e Taxa de Desemprego – Alemanha (2003-2019)



Fontes: Os valores do rácio S80/20 foram retirados da base de dados do *Eurostat* (escala do lado direito). Os dados relativos à taxa de desemprego foram retirados do FMI, *World Economic Outlook Database, October 2020* (escala do lado esquerdo). Os períodos de recessão foram definidos com base nos dados do hiato do produto retirados do FMI, *World Economic Outlook Database, October 2020*.

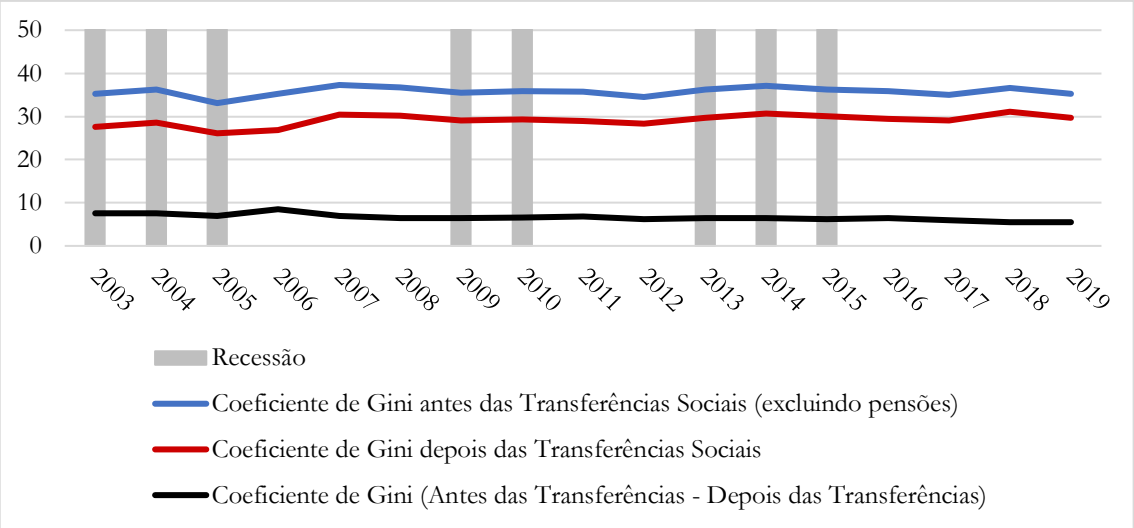
É notório que, apesar da diminuição da taxa de desemprego, o rendimento dos 20% mais ricos continuava a aumentar relativamente ao rendimento dos 20% mais pobres. Em 2019, o rendimento auferido pelos 20% mais ricos era quase cinco vezes superior ao rendimento auferido pelos 20% mais pobres. Segundo Weber (2015), desde a década de 90 só os trabalhadores altamente qualificados registaram aumentos nos salários, os trabalhadores com baixas qualificações, por outro lado, enfrentaram severas perdas salariais. As tendências de globalização, as mudanças tecnológicas e aumento de empregados em trabalhos atípicos (*e.g.,* trabalhos temporários, *part-time*) contribuíram para esta tendência.

Para concluir, analisamos a evolução do Coeficiente de Gini antes e depois das transferências sociais na Alemanha (Figura 8).

É notório que, durante o período em análise, o Governo tem vindo a perder importância na mitigação da desigualdade de rendimento na Alemanha (Figura 8).

No primeiro período recessivo identificado, o Coeficiente de Gini depois das transferências sociais era, em média, 7,4 pontos inferior ao Coeficiente de Gini antes das transferências Sociais. Por sua vez, no último período recessivo identificado essa diferença era, em média, de apenas 6,4.

Figura 8: Coeficiente de Gini do rendimento disponível equivalente antes e depois das Transferências Sociais (excluindo pensões) – Alemanha (2003-2009)



Fontes: Os dados relativos ao Coeficiente de Gini antes e depois das transferências sociais foram extraídos da base de dados do Eurostat. Os períodos de recessão foram definidos com base nos dados do hiato do produto retirados do FMI, *World Economic Outlook Database, October 2020.*

Foi em 2006, ano de expansão económica, que se registou o maior diferencial entre os dois indicadores, logo foi nesse ano que a intervenção do Governo mais contribuiu para a diminuição da desigualdade.

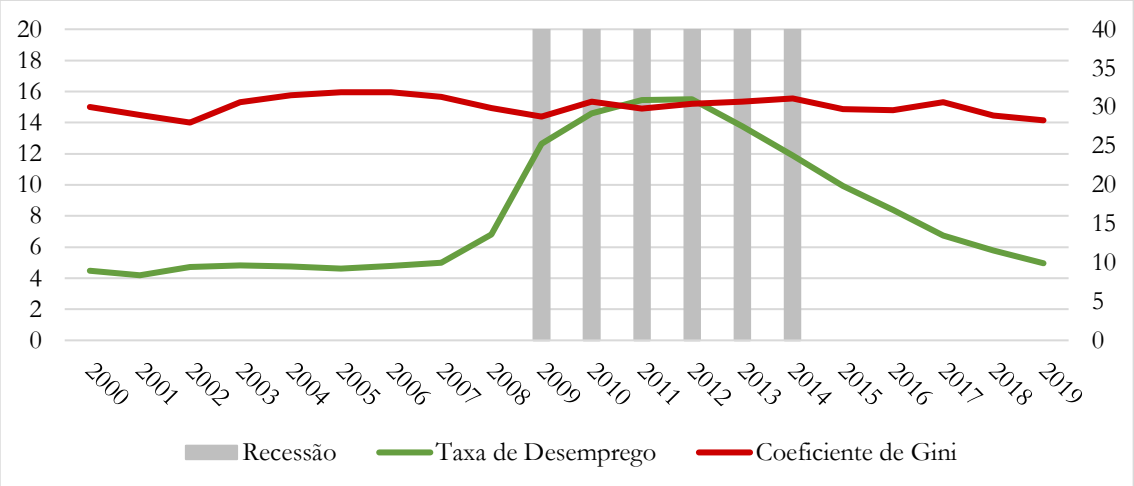
Resumindo, verificámos que no período em análise o Coeficiente de Gini e o rácio S80/20 reagem da mesma forma aos períodos de recessão, mas essa reação varia de acordo com os períodos. Como acontecia na Suécia, taxas de desemprego mais elevadas não estão necessariamente associadas a maiores níveis de desigualdade: há, ao longo do período de análise, um agravamento do rácio S80/20 e, em simultâneo, uma redução da taxa de desemprego. O papel do Governo na mitigação da desigualdade tem vindo a diminuir.

Considerámos agora o caso da Irlanda, um país que registou nas últimas décadas um período de crescimento económico sustentado, mas que também sofreu um grande declínio económico durante a Grande Recessão de 2008-2009, bem como na crise da dívida pública subsequente, registando elevadas taxas de desemprego e quedas significativas no PIB (O'Donoghue, Loughrey, & Sologon, 2018). Os mesmos autores focaram-se no período entre 2007 e 2012 e descobriram que a desigualdade do rendimento disponível diminuiu durante esses anos, porque o aumento no efeito redistributivo do sistema de benefícios fiscais compensou o aumento registado na desigualdade do rendimento de mercado. Esta conclusão tinha sido também confirmada por Bargain *et al.* (2017) – apesar das quedas significativas no rendimento e no emprego, a Irlanda registou mudanças pouco significativas na desigualdade de rendimento devido às medidas de apoio social implementadas pelo Governo.

No gráfico seguinte (Figura 9) temos a evolução da taxa de desemprego e do Coeficiente de Gini para o período entre 2000 e 2019 na Irlanda. Nos últimos vinte anos este país enfrentou um único, mas longo, período recessivo, entre 2009 e 2014.

Através da análise da Figura 9 confirmámos as conclusões obtidas por Bargain *et al.* (2017) no seu estudo. Apesar do aumento substancial registado na taxa de desemprego durante os anos de recessão identificados, o Coeficiente de Gini registou aumentos pouco significativos e (durante este período de recessão variou entre 28,8 e 31,1).

Figura 9: Coeficiente de Gini, Períodos de Recessão e Taxa de Desemprego – Irlanda (2000-2019)



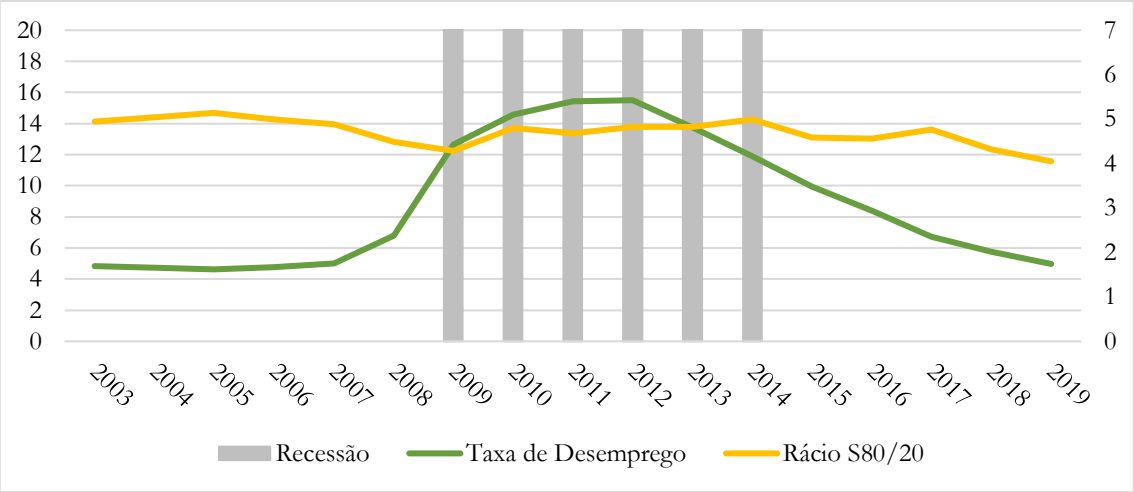
Fontes: Os valores do Coeficiente de Gini foram retirados da base de dados do *Eurostat* (escala do lado direito). Os dados relativos à taxa de desemprego foram retirados do FMI, *World Economic Outlook Database, October 2020*

(escala do lado esquerdo). Os períodos de recessão foram definidos com base nos dados do hiato do produto retirados do FMI, *World Economic Outlook Database, October 2020*.

Como vimos na análise dos países anteriores, os maiores aumentos desta medida de desigualdade registaram-se, na realidade, durante um período de expansão económica (entre 2002 e 2007) quando os valores da taxa de desemprego eram relativamente baixos (próximos dos 5%). Ao contrário do que aconteceu com os outros países estudados, o Coeficiente de Gini no último ano da nossa amostra era inferior ao registado no início do século.

O rácio S80/20, à semelhança do que aconteceu com o Coeficiente de Gini, aumentou ligeiramente durante o período de recessão, mas atingiu o seu valor mais elevado durante um ano de expansão económica, 2005 (Figura 10). Em 2005, na Irlanda, os 20% mais ricos ganhavam cinco vezes mais do que os 20% mais pobres.

Figura 10: Rácio S80/20, Períodos de Recessão e Taxa de Desemprego – Irlanda (2003-2019)



Fontes: Os valores do rácio S80/20 foram retirados da base de dados do *Eurostat* (escala do lado direito). Os dados relativos à taxa de desemprego foram retirados do FMI, *World Economic Outlook Database, October 2020* (escala do lado esquerdo). Os períodos de recessão foram definidos com base nos dados do hiato do produto retirados do FMI, *World Economic Outlook Database, October 2020*.

Através da Figura 9 e da Figura 10, vemos que na Irlanda, os períodos de recessão estão associados a aumentos, ainda que pouco pronunciados, das duas medidas de desigualdade.

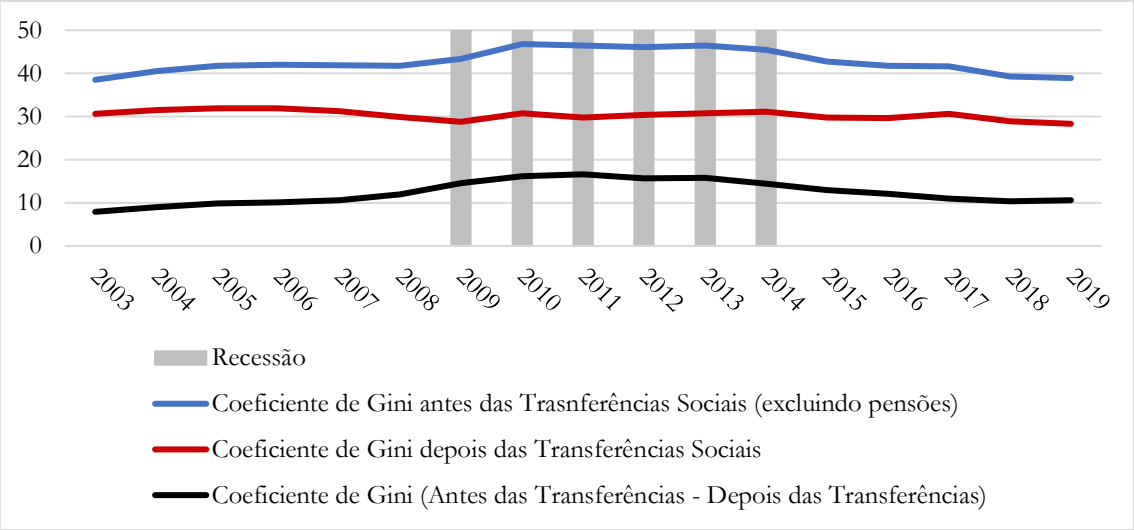
Para terminar o estudo deste país vamos comparar a evolução do Coeficiente de Gini antes e depois das transferências sociais (Figura 11).

Ao contrário do que aconteceu com os países analisados até ao momento, na Irlanda o papel do Governo na mitigação da desigualdade de rendimento tem vindo a aumentar.

O que mais se destaca na Figura 11 é o aumento da intervenção governamental durante os anos de recessão económica. Durante esse período as transferências sociais diminuem, em média, o Coeficiente de Gini em 15,5 pontos. Em 2010, ano em que o Coeficiente de Gini antes das transferências sociais atinge o seu valor máximo, regista-se uma diminuição de 16,1 pontos.

Estes dados corroboram as conclusões de alguns autores que destacaram o papel fundamental que o Governo teve na mitigação do impacto do aumento da taxa de desemprego na desigualdade de rendimento durante os períodos de recessão.

Figura 11: Coeficiente de Gini do rendimento disponível equivalente antes e depois das Transferências Sociais (excluindo pensões) – Irlanda (2003-2009)



Fontes: Os dados relativos ao Coeficiente de Gini antes e depois das transferências sociais foram extraídos da base de dados do Eurostat. Os períodos de recessão foram definidos com base nos dados do hiato do produto retirados do FMI, *World Economic Outlook Database, October 2020*.

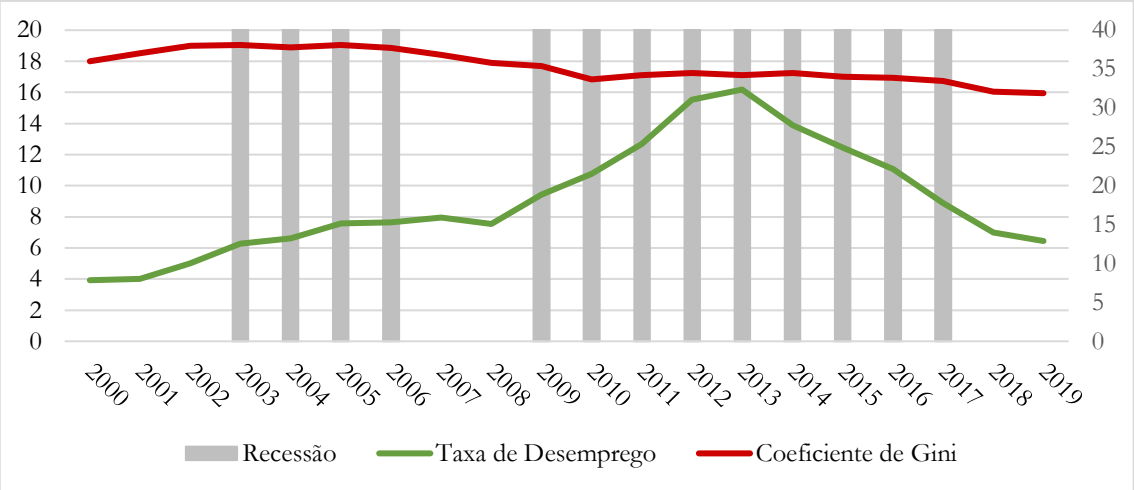
Em resumo, vimos que na Irlanda as duas medidas de desigualdade aumentaram de forma muito ligeira durante o período de recessão. Esta conclusão poderia revelar-se surpreendente devido ao aumento acentuada da taxa de desemprego durante esse período, mas ao analisar a evolução do Coeficiente de Gini antes e depois das transferências socias percebemos que o Governo desempenhou um papel fundamental na mitigação desse impacto.

Avançamos agora para a análise do caso português. Portugal tem das distribuições de rendimento mais desiguais do mundo, e a crise económica que teve início em 2008 veio

interromper o declínio gradual que se estava a fazer sentir na desigualdade de rendimento. O aumento do desemprego é o fator que mais tem contribuído para a diminuição do rendimento familiar. Contudo, a progressividade do sistema tributário ajuda a alivar o aumento da desigualdade (Arnold & Farinha Rodrigues, 2015).

No gráfico seguinte (Figura 12) analisámos a evolução do Coeficiente de Gini depois das transferências sociais e da taxa de desemprego em Portugal para o período de 2000 a 2019. Durante este período Portugal enfrentou dois longos períodos recessivos: o primeiro entre 2003-2006 e o segundo entre 2009-2017 (Figura 12).

Figura 12: Coeficiente de Gini, Períodos de Recessão e Taxa de Desemprego – Portugal (2000-2019)



Fontes: Os valores do Coeficiente de Gini foram retirados da base de dados do *Eurostat* (escala do lado direito). Os dados relativos à taxa de desemprego foram retirados do FMI, *World Economic Outlook Database, October 2020* (escala do lado esquerdo). Os períodos de recessão foram definidos com base nos dados do hiato do produto retirados do FMI, *World Economic Outlook Database, October 2020*.

No primeiro período de recessão o Coeficiente de Gini aumentou ligeiramente, variando entre os 37,7 e os 38,1; no segundo período recessivo, registou uma diminuição ligeira de 2009 para 2010 e de 2015 a 2017 e nos restantes anos registou variações pouco significativas.

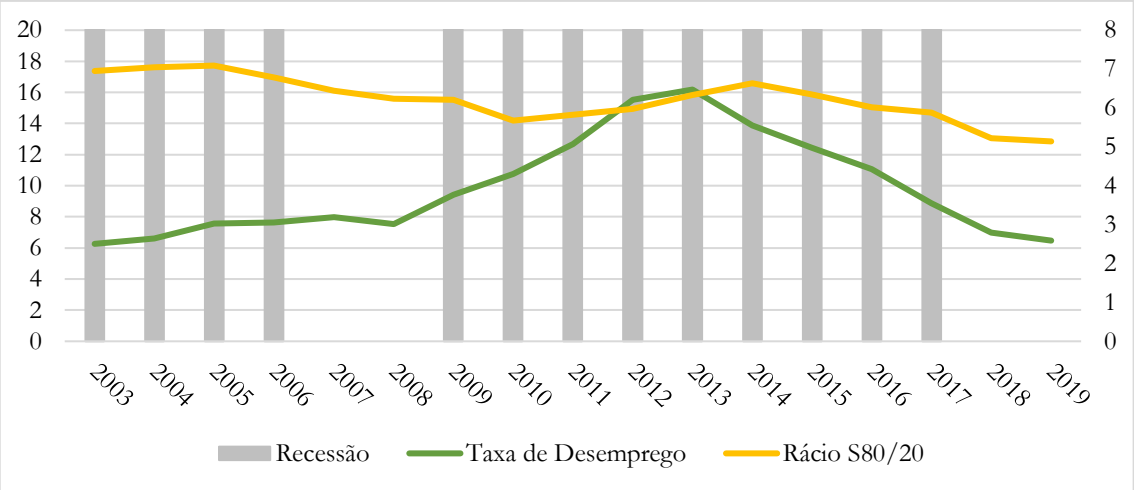
Mais uma vez, os aumentos da taxa de desemprego não estão necessariamente associados a aumentos na desigualdade de rendimento. Na realidade, nos períodos em que se registam os maiores aumentos na taxa de desemprego (2003-2006 e 2009-2013) o Coeficiente de Gini regista apenas ligeiras variações (e uma diminuição mais acentuada entre 2009 e 2010).

Na figura seguinte (Figura 13) representámos a evolução do rácio S80/20 e da taxa de desemprego para o período de 2003 a 2019.

É notório através da análise da Figura 13 que o rácio S80/20 apresenta mais instabilidade do que o Coeficiente de Gini durantes os anos de recessão.

No primeiro período de recessão identificado, o rácio S80/20 mantém-se estável entre 2003 e 2005 e diminui entre 2005 e 2006. No segundo período recessivo, o rácio S80/20 diminui entre 2009 e 2010, aumenta entre 2010 e 2014 e volta a diminuir entre 2014 e 2017.

Figura 13: Rácio S80/20, Períodos de Recessão e Taxa de Desemprego – Portugal (2003-2019)



Fontes: Os valores do rácio S80/20 foram retirados da base de dados do *Eurostat* (escala do lado direito). Os dados relativos à taxa de desemprego foram retirados do FMI, *World Economic Outlook Database, October 2020* (escala do lado esquerdo). Os períodos de recessão foram definidos com base nos dados do hiato do produto retirados do FMI, *World Economic Outlook Database, October 2020*.

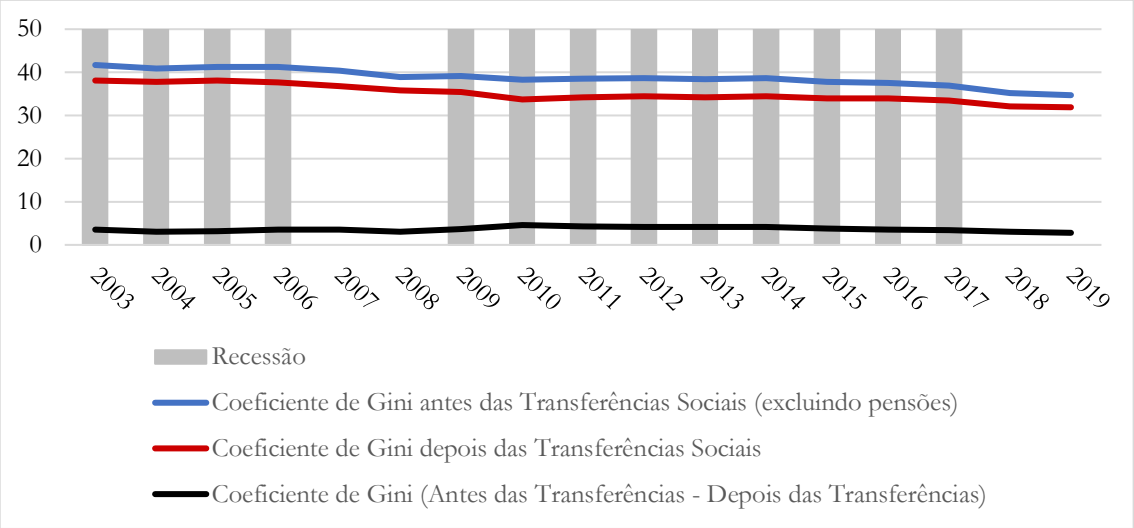
O maior aumento do rácio S80/20 coincide com o aumento da taxa de desemprego até ao seu valor mais elevado: na sequência do aumento da taxa de desemprego, os 20% mais ricos viram o seu rendimento a aumentar relativamente aos 20% mais pobres.

Os valores do Coeficiente de Gini e do rácio S80/20 eram 2019 menores do que no primeiro ano da nossa amostra (2000 e 2003, respetivamente).

Para percebermos o papel do Governo, na diminuição/aumento da desigualdade, representámos no gráfico seguinte (Figura 14) a evolução do Coeficiente de Gini antes e depois das transferências sociais (excluindo pensões).

Vemos a partir da Figura 14 que o papel do Governo na mitigação da desigualdade, através das transferências sociais, é pouco significativo, tendo a diferença entre os dois indicadores vindo a aumentar ligeiramente. No primeiro período de recessão, o Coeficiente de Gini depois das transferências sociais era, em média, 3,4 pontos inferior ao Coeficiente de Gini antes das transferências sociais. No segundo período recessivo era, em média, 4 pontos inferior.

Figura 14: Coeficiente de Gini do rendimento disponível equivalente antes e depois das Transferências Sociais (excluindo pensões) – Portugal (2003-2009)



Fontes: Os dados relativos ao Coeficiente de Gini antes e depois das transferências sociais foram extraídos da base de dados do Eurostat. Os períodos de recessão foram definidos com base nos dados do hiato do produto retirados do FMI, *World Economic Outlook Database, October 2020*.

Em resumo, em Portugal o rácio S80/20 reage mais durante os períodos de recessão do que o Coeficiente de Gini. A taxa de desemprego aumentou substancialmente durante os dois períodos de recessão, mas não teve um grande impacto nos indicadores de desigualdade. Os valores do Coeficiente de Gini depois das transferências sociais são poucos inferiores aos do Coeficiente de Gini antes das transferências sociais.

Para terminar este capítulo, vamos analisar as correlações entre o Coeficiente de Gini e alguns dos indicadores que são suscetíveis de afetar a desigualdade de rendimento durante os períodos de recessão associados a condições de saúde pública adversas. Essa relação vai ser analisada através da matriz das correlações e da respetiva significância estatística[7] (Tabela 2)

[7] Obtemos a matriz das correlações e a respetiva significância estatística através do programa Eviews.

que pretende apenas ilustrar relações, não necessariamente explicativas, entre este conjunto de variáveis. É importante referir que esta análise já não se aplica aos países referidos no início deste capítulo, aplica-se sim a uma amostra mais late que utilizamos no Capítulo 4.

Os indicadores que selecionamos, com o apoio da revisão de literatura, são: a taxa bruta de mortalidade por mil habitantes (Mortalidade), a taxa de mortalidade associada a certo tipo de doenças infeciosas por cem mil habitantes (Doenças Infeciosas), o número de camas nos hospitais por mil habitantes, em nível e em taxa de crescimento (Camas e Camas_tc), as despesas com saúde em percentagem do PIB, em nível e em taxa de crescimento (Despesas e Despesas_tc) e a percentagem de empregados a trabalhar a partir de casa (Trabalhar em casa). Estes indicadores são tomados como *proxy* de períodos de pandemia/epidemia, numa amostra de países, desenvolvidos, onde as situações epidémicas foram apenas muito esporádicas.

Tabela 3: Matriz das Correlações e Significância Estatística

	Camas	Camas_tc	Despesas	Despesas_tc	Gini	Doenças Infeciosas	Mortalidade	Trabalhar em Casa
Camas	1.0000 ------							
Camas_tc	0.163618 0.0341	1.000 ------						
Despesas	0.132091 0.0879	-0.211890 0.0058	1.000 ------					
Despesas_tc	0.094134 0.2249	-0.236713 0.0020	0.178107 0.0209	1.0000 ------				
Gini	-0.244165 0.0014	0.177726 0.0212	-0.522464 0.0000	-0.131205 0.0900	1.0000 ------			
Doenças Infeciosas	-0.145194 0.0604	0.145584 0.0597	0.075889 0.3282	-0.030916 0.6908	0.171910 0.0259	1.000 ------		
Mortalidade	0.056655 0.4657	0.191003 0.0131	-0.094629 0.2224	-0.027187 0.7265	0.023607 0.7613	0.44278 0.0000	1.000 ------	
Trabalhar em casa	0.327479 0.0000	-0.17629	0.358443 0.0000	0.063106 0.4164	-0.52639 0.0000	-0.30063 0.0001	-0.2991 0.0001	1.000 ------

Nota: a vermelho estão os dados que pretendemos analisar

Através da análise da Tabela 2 vemos que a corelação entre o Coeficiente de Gini e a taxa bruta de mortalidade por mil habitantes é positiva, mas não é significativa a nenhum dos níveis de significância. Por outro lado, as restantes correlações são estatisticamente significativas quer a 1% (Camas, Despesas e Trabalhar em casa), quer a 5% (Camas_tc, Doenças infeciosas), quer a 10% (Despesas_tc).

A relação entre o Coeficiente de Gini e a taxa de mortalidade associada a certo tipo de doenças infeciosas por cem mil habitantes é positiva, o que significa que um aumento desta taxa de mortalidade está correlacionado com aumentos da desigualdade de rendimento. Esta relação contraria, por exemplo, as conclusões de Alfani (2020b) e Cipolla (1964) para a Peste Negra do século XIV, mas vai de encontro às conclusões de Sayed e Peng (2021) que consideram que a pandemia da Covid-19 não vai ter impacto na redução da desigualdade através da mortalidade porque esta afeta sobretudo as pessoas mais velhas, que já não estão em idade de trabalhar e, por isso, não existe margem para negociação de melhores condições de trabalho e melhores salários como aconteceu na Peste Negra.

Por sua vez, podemos ver que existe uma correlação negativa entre o Coeficiente de Gini e a percentagem de empregados a trabalhar a partir de casa, o que indica que um aumento desta percentagem está correlacionado com uma diminuição do Coeficiente de Gini. Esta relação contraria as conclusões obtidas por Bonacini *et al.* (2021). Segundo estes autores o aumento da viabilidade de trabalhar a partir de casa está associado a um aumento da desigualdade, porque o aumento do rendimento médio que se faz sentir é destinado sobretudo a trabalhadores do sexo masculino, mais velhos, com ensino superior e melhor remunerados.

Vemos ainda que também existe uma relação negativa entre o Coeficiente de Gini e as despesas com saúde em percentagem do PIB, entre o Coeficiente de Gini e o número de camas nos hospitais por mil habitantes e entre o Coeficiente de Gini e a taxa de crescimento das despesas com saúde em percentagem do PIB. Estas três relações têm o sinal esperado porque, de acordo com Khullar e Chokshi (2018), a saúde precária pode limitar a capacidade para trabalhar, pode reduzir as oportunidades económicas e reduzir a capacidade educacional o que necessariamente vai levar a mais desigualdade (Khullar & Chokshi, 2018).

Por fim, vemos que existe uma correlação positiva entre o Coeficiente de Gini e a taxa de crescimento do número de camas nos hospitais, o que significa que um crescimento positivo do número de camas nos hospitais conduz a um aumento da desigualdade de rendimento.

4. Desigualdade de distribuição de rendimento e recessões na União Europeia: abordagem econométrica

4.1. Especificação do modelo

Neste último capítulo, e com o propósito de avaliar a importância dos diferentes mecanismos de transmissão sobre a desigualdade de distribuição do rendimento, pretendemos estimar um modelo econométrico que controle, simultaneamente, para um conjunto de variáveis tradicionalmente usadas como explicativas da desigualdade e para indicadores que possam captar pressões sobre o sistema de saúde, procurando validar os mecanismos de transmissão identificados na revisão de literatura.

Devido à disponibilidade limitada de dados, propomos estimar uma regressão com dados painel para onze países pertencentes à UE, para o período entre 2000 e 2019. Os países que apresentavam um conjunto mais completo de dados e que, por esse motivo, fazem parte da nossa amostra são: Alemanha, Áustria, Bélgica, Dinamarca, Espanha, Finlândia, França, Grécia, Irlanda, Portugal e Suécia.

Apesar de na análise descritiva se terem utilizado duas medidas de desigualdade (o Coeficiente de Gini e o Rácio S80/20), na abordagem econométrica optamos por utilizar como variável explicada (ou dependente) do nosso modelo apenas o Coeficiente de Gini. Como vimos anteriormente, o Coeficiente de Gini é uma medida de desigualdade, que mede a dispersão média do rendimento da população.

Em seguida, apresentamos as variáveis que vamos utilizar como explicativas (ou independentes) da evolução da desigualdade e quais são, de acordo com a literatura, os sinais esperados para os coeficientes que lhes estão associados.

Anos de Recessão[8]: vamos representar os períodos de recessão económica para cada um dos países da nossa amostra através de uma variável *dummy* (ou binária) que assume o valor 1 se estivermos perante um ano de recessão económica e assume o valor 0 caso contrário. Se o coeficiente associado ao poder explicativo desta variável for positivo, ou seja, se os mecanismos mantiverem o sinal original quando cruzados com esta variável, é esperado um reforço dos mecanismos sobre a desigualdade de rendimento, medida pelo Coeficiente de Gini.

[8] Os anos de recessão para cada país da amostra estão apresentados na Tabela A2 do Anexo

PIB real *per capita*: de acordo com Kuznets (1955), durante o processo de desenvolvimento económico, a desigualdade começa inicialmente por aumentar e depois, numa fase mais avançada, diminui. Com base nesse pressuposto, Furceri e Ostry (2019) sugerem que podemos utilizar o PIB *per capita* e o seu quadrado. A utilização da variável $PIBpc^2$ permite captar a relação não linear que existe entre a desigualdade de rendimento e o PIB *per capita*. Levando esta hipótese em consideração, espera-se que o sinal do coeficiente associado à variável PIBpc seja positivo e o sinal do coeficiente associado à variável $PIBpc^2$ seja negativo.

Inflação – taxa de variação: não há um consenso na literatura relativamente ao impacto da inflação sobre a desigualdade de rendimento. Segundo Bulíř (2001) existe uma relação não linear entre as duas variáveis – a redução da inflação a partir de níveis extremamente altos diminui de forma significativa a desigualdade; contudo a redução da inflação para níveis extremamente baixos pode levar ao efeito contrário, aumentando o Coeficiente de Gini. Por sua vez, Monnin (2014) descobriu uma relação fortemente negativa entre as duas variáveis. Dada a incerteza que existe na literatura, não podemos afirmar qual o sinal do coeficiente, por isso, vamos esperar pelo resultado das estimações para dissipar todas as dúvidas.

Educação – Anos médios de escolaridade: para estimarmos o impacto que a educação pode ter na desigualdade de rendimento vamos utilizar a variável anos médios de escolaridade. Segundo Abdullah, Doucouliagos, e Manning (2015) o aumento da escolaridade reduz o fosso entre a classes de rendimento mais alto e de rendimento mais baixo. Logo, o aumento da escolaridade pode ser considerado uma medida eficaz para reduzir a desigualdade. Espera-se que o coeficiente associado a esta variável explicativa tenha um sinal negativo.

Intervenção do Governo – Impostos sobre o rendimento: na revisão de literatura e na análise descritiva ficou claro o papel fundamental que a intervenção do Governo tem na redução da desigualdade. No nosso modelo vamos utilizar um indicador que nos permite medir a intervenção governamental: impostos sobre o rendimento em percentagem do PIB. A política tributária é muitas vezes vista como um recurso possível para o problema do aumento da desigualdade de rendimento. Taxas de imposto mais elevadas e o consequente aumento da progressividade dos impostos levam a que os ricos, que têm mais rendimentos, paguem mais impostos (Duncan & Sabirianova Peter, 2016). Por isso, espera-se que o coeficiente associado à variável explicativa Impostos sobre o rendimento seja negativo.

Crédito às Famílias: vamos também utilizar como variável explicativa o crédito concedido pelos bancos ao setor privado em percentagem do PIB. Durante uma recessão, um aumento do crédito às famílias pode contribuir para diminuir as disparidades de rendimento entre o topo e a base da distribuição – espera-se, por isso, que o coeficiente associado a esta variável explicativa tenha um sinal negativo.

Taxa de Desemprego: como vimos na revisão de literatura, um aumento da taxa de desemprego, ao afetar sobretudo os trabalhadores menos qualificados e de menor rendimento, aumenta as disparidades de rendimento entre o topo e a base da distribuição de rendimentos, o que resulta num aumento da desigualdade. Espera-se então que o coeficiente associado a esta variável explicativa seja positivo.

Outras variáveis do mercado de Trabalho – Taxa de emprego a tempo parcial e percentagem de empregados a trabalhar a partir de casa: as caraterísticas do mercado de trabalho também podem influenciar a desigualdade de rendimento e, por isso, vamos utilizar duas variáveis: a taxa de emprego a tempo parcial e a percentagem de empregados a trabalhar a partir de casa.

Os empregos não tradicionais (como o trabalho a tempo parcial) têm vindo a tornar-se mais comuns e há sinais claros de que o seu crescimento está associado a um aumento da desigualdade de rendimento (Keeley, 2015). Segundo o mesmo autor, isto acontece porque o trabalho a tempo parcial está associado a salários mais baixos (porque trabalham menos horas) e a condições de trabalho precárias e instáveis. Por isso, espera-se que o coeficiente associado a esta variável explicativa seja positivo.

Relativamente á percentagem de empregados a trabalhar a partir de casa, espera-se que também apresente um sinal positivo porque, segundo Bonacini *et al.* (2021), esta situação tende a favorecer apenas uma parte pequena dos empregados, os mais qualificados, contribuindo para aumentar ainda mais as disparidades de rendimento via pressões nos seus salários. Este indicador também poderá estar associado às condições de saúde, uma vez que, no caso da recente pandemia, houve um aumento do "teletrabalho" para evitar focos de contágio.

Para testar os efeitos das condições de saúde, e em adição ao trabalho em casa, selecionamos os indicadores seguintes.

Mortalidade – Taxa Bruta de Mortalidade: segundo Alfani e Murphy (2017), eventos pandémicos com elevadas taxas de mortalidade estão associados a diminuições consideráveis da desigualdade de rendimento. Alfani (2020b) estudou o impacto da Peste Negra do século XIV na desigualdade de rendimento e chegou a conclusões semelhantes – a elevada mortalidade registada durante esta pandemia levou a uma diminuição da mão-de-obra o que permitiu que os trabalhadores negociassem melhores salários, levando à diminuição da desigualdade. Contudo, por se tratarem de situações muito específicas, não podemos generalizar a todos os casos e, por isso, não podemos afirmar que o sinal do coeficiente associado a estas variáveis explicativas é, de facto, negativo.

Número de camas nos hospitais por mil habitantes e despesas com saúde em % do PIB: a saúde também tem impactos na variação do rendimento (Khullar & Chokshi, 2018). Para medirmos o impacto que a saúde pode ter na desigualdade de rendimento vamos utilizar dois indicadores: o número de camas nos hospitais por mil habitantes e as despesas com saúde em percentagem do PIB. A saúde precária pode limitar a capacidade para trabalhar, pode reduzir as oportunidades económicas e reduzir a capacidade educacional o que necessariamente vai levar a mais desigualdade (Khullar & Chokshi, 2018). Espera-se, então, que os coeficientes associados a estas duas variáveis explicativas sejam negativos, ou seja, aumentos nas despesas com saúde e mais camas nos hospitais conduzem a uma diminuição da desigualdade.

Apresentamos na Tabela 4 um breve resumo com as variáveis explicativas que vamos utilizar no nosso modelo e com os sinais esperados para os coeficientes que lhes estão associados.

Tabela 4: Resumo – variáveis explicativas e sinal esperado

Variável Explicativa	**Sinal Esperado**	**Variável Explicativa**	**Sinal Esperado**
PIBpc	Positivo (+)	**PIBpc^2**	Negativo (-)
Inflação	Negativo (-)?	**Desemprego**	Positivo (+)
Escolaridade	Negativo (-)	***Part-time***	Positivo (+)
Imposto	Negativo (-)	**Mortalidade**	Negativo (-)?
Crédito	Negativo (-)	**Camas nos hospitais**	Negativo (-)
Despesas Saúde	Negativo (-)	**Trabalhar em casa**	Negativo (-)

Nota: sinal positivo – aumenta a desigualdade; sinal negativo – diminui a desigualdade

Na Tabela 5 apresentamos as variáveis explicativas que vamos utilizar no modelo, as fontes dos nossos dados e, também, algumas estatísticas descritivas que considerámos importantes: número de observações para cada variável, a média, o desvio-padrão (medida de dispersão dos dados relativamente à média), o valor máximo e o valor mínimo de cada variável.

No Anexo (Tabela A6) apresentamos, através da Matriz das Correlações, a relação, positiva ou negativa, entre cada uma das variáveis do nosso modelo e os respetivos *p-values*.

Tabela 5: Variáveis Explicativas – Estatísticas Descritivas

Variável (fonte)	Observações	Média	Máximo	Mínimo	Desvio-Padrão
Recessão (FMI)	220	0,495	1	0	0,50112
PIBpc (Eurostat)	220	31912,36	60170	16050	9128,036
Desemprego (FMI)	220	8,939164	27,475	3,133	4,757807
Inflação (FMI)	220	1,765005	5.302	-1,684	1,238635
Escolaridade (UNDP)	220	11,14	14,2	6,8	1,656464
Part-time (OCDE)	220	15,12136	25,68	4,7	4,624958
Trabalhar em casa (Eurostat)	218	6.272936	14,1	0,5	3,290028
Imposto (Eurostat)	220	14,30773	134	7,1	9,814396
Crédito (Banco Mundial)	211	104,3459	201,26	36,97	35,1953
Mortalidade (Pordata)	220	9,477409	11,7	6,1	1,107312
Doenças Infeciosas (OCDE)	199	12,55779	24,9	3,3	5,249255
Despesas (Banco Mundial)	209	6,955499	9,27377	4,006879	1,174692
Camas (Banco Mundial)	209	5,110861	9,12	2,14	1,974647

Depois de definidas as variáveis explicativas e a variável dependente, fica claro que a estimação com dados em painel é a mais indicada para o nosso estudo, uma vez que os modelos com dados em painel fazem uma análise quantitativa das relações económicas, juntando dados temporais e dados seccionais (Gujarati, 2003). Com dados em painel é

possível explorar simultaneamente variações nas variáveis ao longo do tempo e entre diferentes países.

Uma das vantagens da estimação com dados em painel é que ao combinar dados temporais com dados seccionais, os dados em painel fornecem dados mais informativos, mais variabilidade, menos colinearidade entre as variáveis, mais graus de liberdade e mais eficiência (Gujarati, 2003). Contudo, pode haver enviesamento resultado da heterogeneidade entre os indivíduos e resultado da seletividade dos indivíduos que fazem parte da amostra.

Outro aspeto importante a ter em consideração quando utilizamos um modelo com dados em painel é se estamos perante um painel balanceado ou não balanceado. Se, para cada indivíduo (país) *i* dispomos do mesmo número de dados temporais o painel chama-se balanceado; pelo contrário, se o número de dados temporais não é igual para todos os indivíduos (países) o painel chama-se não balanceado (Gujarati, 2003). Como vimos na Tabela 2, as variáveis explicativas não apresentam todas o mesmo número de observações e, por isso, estamos perante um painel não balanceado.

Resumindo, o nosso modelo vai seguir a seguinte especificação:

$$Y_{i,t} = \alpha + \beta X_{i,t} + \mu_{it} \quad i = 1, 2, \ldots, 11 \text{ e } t = 1, 2, \ldots, 19 \qquad \textbf{(4.0)}$$

com,

- $\mathbf{Y_{i,t}}$ **–** refere-se à variável dependente (ou explicada) do nosso modelo, o Coeficiente de Gini, para o país i no ano t
- α **–** termo constante
- β **–** vetor do coeficiente das variáveis explicativas
- $\mathbf{X_{i,t}}$ **–** vetor das variáveis explicativas para o país i no ano t (as variáveis explicativas encontram-se resumidas na Tabela 5)
- μ_{it} **–** termo de erro para o país i no ano t
- i = 1, 2, …, 11 países (Alemanha, Áustria, Bélgica, Dinamarca, Espanha, Grécia, Irlanda, Finlândia, França, Portugal, Suécia)
- t = 1, 2, …, 20 anos (2000 < t < 2019)
- **Número total de observações:** 11 x 20 = 220 observações

Barlevy e Tsiddon (2006) concluíram no seu estudo que um período de recessão não tem uma influência direta na desigualdade, só serve para ampliar as tendências de longo prazo.

Tendo isso em consideração vamos incluir em todas as nossas estimações a variável dependente desfasada, uma vez que os valores passados do Coeficiente de Gini têm uma grande probabilidade de afetar os valores atuais. A título ilustrativo, apresentamos a nossa equação de base, a equação 4.1 (as restantes equações que estimamos estão apresentadas de forma detalhada nos anexos e na secção 4.2):

$$Gini_t = \beta_1 + \beta_2 Gini_{t-1} + \beta_3 PIBPC_t + \beta_4 PIBPC_t^2 + \beta_5 Crédito_t + \beta_6 Desemprego_t + \beta_7 Imposto_t + \beta_8 Inflação_t + \beta_9 Part_time_t + \beta_{10} Escolaridade_t + \mu_t \quad \textbf{(4.1)}$$

Esta equação tenta captar os mecanismos principais que afetam a desigualdade de rendimento, controlando se os períodos de recessão os intensificam ou atenuam. Como os indicadores de desigualdade se movem lentamente, tendo componentes estruturais importantes, inclui-se também, como variável explicativa, a medida de desigualdade desfasada de um período. As equações mais completas incluem também o efeito das variáveis de saúde sobre alguns mecanismos.

Ao estimarmos com dados em painel poderíamos utilizar três estimações distintas: *pooled* OLS, com efeitos fixos (FE) ou com efeitos aleatórios (RE).

Para percebermos qual das estimações é a mais indicada começamos por realizar o Teste de Hausman para escolher entre efeitos fixos e efeitos aleatórios, concluindo pelos efeitos fixos (os resultados do Teste de Hausman estão apresentados no anexo, e apenas ilustrados para a equação abaixo, uma das especificações mais completas do modelo – Tabela A3)[9]:

$$Gini_t = \beta_1 + \beta_2 Gini_{t-1} + \beta_3 PIBPC_t + \beta_4 PIBPC_t^2 + \beta_5 Crédito_t + \beta_6 Crédito_t \times Recessão_t + \beta_7 Desemprego_t + \beta_8 (Desemprego_t \times Recessão_t) + \beta_9 Imposto_t + \beta_{10} Inflação_t + \beta_{11} Part_time_t + \beta_{12} Escolaridade_t + \beta_{13} (Desemprego_t \times Mortalidade_t) + \beta_{14} (Desemprego_t \times Camas_tcresc_t) + \beta_{15} (Desemprego_t \times Trabalhar_casa_t) + \mu_t \quad \textbf{(4.3a)}$$

De seguida, realizamos o teste *Redundant fixed effects* e concluímos que devemos utilizar efeitos fixos apenas no período ou efeitos fixos médios (*pooled*) porque os efeitos fixos *cross section* são, provavelmente, captados pela variável Gini desfasada (os resultados do teste estão apresentados no anexo, ilustrados para a mesma equação – Tabela A4).

[9] Os resultados são similares para as restantes equações

Comparando os resultados da estimação *pooled OLS* (Tabela 6) e os resultados da estimação com efeitos de período fixos (Tabela A5 no anexo) optámos por utilizar a estimação *pooled* OLS. A diferença entre a estimação *pooled* OLS e FE *period* não é marginal e, apesar de a segunda dar um ajustamento global maior em algumas das especificações (como a aqui ilustrada), na primeira a significância estatística das variáveis significativas é melhor. Assim, optamos por *pooled* OLS e mantemos a mesma metodologia para todas as estimações.

Tabela 6: Equação 4.3a – *pooled* OLS

Dependent Variable: GINI
Method: Panel Least Squares
Date: 09/08/21 Time: 07:56
Sample (adjusted): 2001 2019
Periods included: 18
Cross-sections included: 11
Total panel (unbalanced) observations: 170
White diagonal standard errors & covariance (d.f. corrected)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	7.853831	2.368302	3.316229	0.0011
GINI(-1)	0.782729	0.046961	16.66765	0.0000
PIBPC	-0.000243	8.47E-05	-2.868886	0.0047
PIBPC^2	2.46E-09	1.04E-09	2.381327	0.0185
CREDITO	0.006737	0.002710	2.485739	0.0140
CREDITO*RECESSAO	0.000469	0.002723	0.172335	0.8634
DESEMPREGO	0.268074	0.091948	2.915500	0.0041
DESEMPREGO*RECESSAO	-0.013551	0.040990	-0.330591	0.7414
IMPOSTO	-0.004551	0.003355	-1.356531	0.1769
INFLACAO	0.118651	0.048685	2.437120	0.0159
PART_TIME	0.027091	0.025196	1.075221	0.2839
ESCOLARIDADE	0.170644	0.106448	1.603080	0.1109
DESEMPREGO*MORTALIDADE	-0.023198	0.008670	-2.675549	0.0083
DESEMPREGO*CAMAS_TCRE...	0.003393	0.000933	3.637345	0.0004

R-squared	0.947600	Mean dependent var	29.21353
Adjusted R-squared	0.943233	S.D. dependent var	3.480766
S.E. of regression	0.829320	Akaike info criterion	2.542343
Sum squared resid	107.2925	Schwarz criterion	2.800585
Log likelihood	-202.0992	Hannan-Quinn criter.	2.647135
F-statistic	217.0068	Durbin-Watson stat	2.042417
Prob(F-statistic)	0.000000		

Importa ainda referir que todas as estimações são realizadas através do programa *Eviews,* utilizando o método dos mínimos quadrados (OLS) e com *white diagonal correction* nos erros.

4.2. Estimação e análise de resultados

Na Tabela 7 apresentamos os resultados de estimações selecionadas, em que utilizámos como variável dependente o Coeficiente de Gini.

É importante ressalvar que, em particular, as variáveis de saúde selecionadas nas equações foram as que melhor funcionaram dentro das que tínhamos elencado na Tabela 3, secção 4.1.

Decidimos estimar três grupos de equações com caraterísticas diferentes:

- no primeiro grupo, Equação 4.1 e Equação 4.1a, incluímos apenas os principais mecanismos que afetam a desigualdade de rendimento;
- no segundo grupo, Equação 4.2 e Equação 4.2a, incluímos as variáveis *proxy* de pandemia para avaliar os efeitos globais destas variáveis sobre a desigualdade;
- por fim, na Equação 4.3 e Equação 4.3a, incluímos as variáveis *proxy* de pandemia cruzadas com o desemprego para testar se este mecanismo afeta diferenciadamente a desigualdade em situações de saúde mais ou menos agravadas.

Na Equação 4.1a, na Equação 4.2a e na Equação 4.3a as variáveis desemprego e crédito estão cruzadas com a variável recessão para avaliar se os períodos de recessão afetam estes mecanismos de forma diferenciada sobre a desigualdade, comparativamente com os "tempos normais".

Tabela 7: Resultados da estimação – variável dependente: Coeficiente de Gini[10]

	Equação 4.1	Equação 4.1a	Equação 4.2	Equação 4.2ª	Equação 4.3	Equação 4.3a
$Gini_{t-1}$	0.845015***	0.838594***	0.760655***	0.760509***	0.782310***	0.782372***
$PIBPC_t$	-0.000107*	-0.000117*	-0.000238***	-0.000240***	-0.000241***	-0.000241***
$PIBPC_t^2$	1.10E-09	1.17E-09	2.21E-09**	2.24E-09**	2.45E-09**	2.45E-09**
$Crédito_t$	0.004762**	0.004760**	0.007534***	0.006977**	0.006576***	0.006436**
$Desemprego_t$	0.028531*	0.056483	0.017320	0.030128	0.267681***	0.271855***
$Imposto_t$	-0.007536	-0.007248	-0.003037	-0.003193	-0.004355	-0.004382
$Inflação_t$	0.120550**	0.107858**	0.111583**	0.117433**	0.118290***	0.116547**
$Part_time_t$	0.034935	0.041287	0.030377	0.031478	0.024022	0.025779
$Escolaridade_t$	0.034426	0.041439	0.187417	0.190154	0.174124*	0.174081
$Crédito_t$ x $Recessão_t$		0.000893		0.001548		0.000558
$Desemprego_t$ x $Recessão_t$		-0.028552		-0.016518		-0.010225
$Mortalidade_t$			-0.297951**	-0.295655***		

[10] Os resultados das estimações selecionadas estão apresentados de forma pormenorizada no Anexo (Tabela A7 a Tabela A11)

Camas_tcresc$_t$			0.036932***	0.038118***		
Trabalhar_casa$_t$			-0.021624	-0.021525		
Desemprego$_t$ x Mortalidade$_t$					-0.024173***	-0.023685***
Desemprego$_t$ x Camas_tcresc$_t$					0.003387***	0.003393***
Desemprego$_t$ x Trabalhar_casa$_t$					-0.000870	-0.000742
Total de Períodos	18	18	18	18	18	18
Total de Países	11	11	11	11	11	11
Total de Observações	182	182	169	169	169	169
R-quadrado	0.941234	0.941595	0.948172	0.948293	0.947921	0.947947
R-quadrado ajustado	0.938159	0.937816	0.944185	0.943592	0.943915	0.943215

***p* < 0.1[11] ***p* < 0.05[12] ****p* < 0.001[13]

[11] Significância estatística a 1% (confiança a 99%)

[12] Significância estatística a 5% (confiança a 95%)

[13] Significância estatística a 10% (confiança a 90%)

Começamos por apresentar os resultados mais gerais que são comuns a todas as estimações.

Através dos resultados apresentados na Tabela 7 podemos confirmar que o sinal do coeficiente associado à variável $Gini_{t-1}$ (variável dependente desfasada) vai de encontro às conclusões obtidas por Barlevy e Tsiddon (2006) no seu estudo. O sinal positivo do coeficiente associado a esta variável significa que um aumento do Coeficiente de Gini no período t é o resultado de um aumento do Coeficiente de Gini no período anterior (período t-1), ou seja, a evolução do Coeficiente de Gini é lenta e com um elevado grau de indexação (cerca de 80%).

Outra conclusão que podemos tirar das estimações realizadas é que, através dos coeficientes associados às variáveis $PIBPC_t$ e $PIBPC_t^2$ não é possível confirmar a Hipótese de Kuznets. Segundo esta hipótese o coeficiente associado à variável $PIBPC_t$ devia ter um sinal positivo, enquanto que o coeficiente associado à $PIBPC_t^2$ devia ter um sinal negativo, uma vez que, durante os processos de desenvolvimento económico começa por se registar um aumento da desigualdade de rendimento e só mais tarde, numa fase mais avançada, é que a desigualdade diminui. No entanto, e apesar de contrariarem a Hipótese de Kuznets, estes resultados vão de encontro às conclusões de alguns autores que se mostraram críticos da abordagem tradicional de Kuznets para países desenvolvidos, como é o caso dos incluídos nesta amostra. Nos seus estudos, *e.g.*, Bishop, Formby, Thistle (1991), Ram (1991) e List e Gallet (1999) concluíram que para níveis elevados de rendimento, a relação entre desigualdade de rendimento e rendimento *per capita* volta a ser positiva e, por isso, a especificação quadrática da Curva de Kuznets falha em fornecer a flexibilidade necessária para uma amostra que inclua países desenvolvidos e em desenvolvimento. Assim, é de esperar os resultados que se obtiveram: em países desenvolvidos a evolução do rendimento acompanha diretamente a diminuição da desigualdade, podendo, tendencialmente, observar-se o contrário em países de elevado rendimento *per capita*.

Por sua vez, as variáveis $crédito_t$ e $inflação_t$ são estatisticamente significativas e apresentam um sinal positivo o que significa que tanto um aumento do crédito bancário concedido às famílias como um aumento da inflação conduzem a um aumento da desigualdade de rendimento. Estes resultados contrariam as conclusões de Agnello e Sousa (2012) para o crédito e vão de encontro às conclusões de Bulir (2001) para a inflação.

De acordo com Agnello e Sousa (2012) o sinal do coeficiente devia ser negativo, uma vez que um aumento do crédito concedido às famílias pode contribuir para uma maior igualdade

de rendimentos. Avançando uma explicação tentativa para este resultado, o acesso ao crédito terá, a priori, maiores impactos sobre a redução da desigualdade no consumo e não no rendimento, sendo os mais pobres os mais afetados pelos custos de financiamento associados aos empréstimos em que incorrem, agravando a desigualdade de rendimentos. Uma outra explicação pode estar associada a que o incentivo para acesso a crédito esteja associado a taxas de juro mais baixas e, consequentemente, a preços dos ativos financeiros mais elevados, aumentando os rendimentos dos mais ricos, tipicamente os que detêm uma maior percentagem destes ativos.

Por sua vez, Bulir (2001) encontrou uma relação ambígua entre a inflação e a desigualdade de rendimento.

Um aumento no número de anos médios de escolaridade contribui para um aumento da desigualdade, uma vez que a variável $escolaridade_t$ tem um coeficiente associado com sinal positivo e é estatisticamente significativa a 10%, mas apenas na estimação 4.3.

As variáveis $part_time_t$ e $impostos_t$, contrariamente ao que podíamos esperar tendo em conta o apresentado na revisão de literatura, não são estatisticamente significativas em nenhuma das estimações realizadas e, por isso, não influenciam a evolução da desigualdade de rendimento medida pelo Coeficiente de Gini.

A variável $desemprego_t$ apresenta significância estatística ao nível de 10% na Equação 4.1 e ao nível de 1% na Equação 4.3 e 4.3a e o coeficiente que lhe está associado tem um sinal positivo, o que significa que um aumento do número de desempregados conduz a um aumento da desigualdade de rendimento medida pelo Coeficiente de Gini. Esta conclusão corrobora os resultados, por exemplo, de Cribb *et al.* (2017) que concluiu que o aumento do desemprego registado na recessão do início dos anos 80 e 90 levou a um aumento da desigualdade de rendimento.

É importante salientar que o facto do coeficiente associado à variável cruzada $desemprego_t \times recessão_t$ não ser estatisticamente significativo indica que o efeito do desemprego sobre a desigualdade de rendimento não difere entre os períodos "normais" e os períodos de recessão. A mesma conclusão parece ser válida para o coeficiente associado a $crédito_t \times recessão_t$ que também não apresenta significância estatística.

Através da análise do *R quadrado*, apresentado no fim da Tabela 7 podemos perceber se os modelos escolhidos explicam de forma satisfatória o comportamento da variável dependente,

ou seja, da desigualdade de rendimento. O *R quadrado* pode assumir valores entre 0 (ajustamento fraco) e 1 (ajustamento perfeito) e mede a percentagem da explicação da variação total da variável dependente feita pelas variáveis explicativas. Nas estimações selecionadas o ajustamento é quase perfeito – cerca de 94% da variação total do Coeficiente de Gini é explicada pelas variáveis independentes do modelo.

Nas restantes estimações realizadas (detalhadas no anexo) incluímos algumas variáveis que identificamos na revisão de literatura, bem como na análise descritiva, associadas às condições de saúde pública e que podem funcionar como *proxies* dos efeitos de pandemias sobre a desigualdade de rendimento: a taxa bruta de mortalidade, o número de camas nos hospitais por 1000 habitantes (em taxa de crescimento, para captar a existência de eventuais surtos) e a percentagem de empregados a trabalhar a partir de casa. Como já referimos em cima, nas Equações 4.3 e 4.3a cruzamos estas variáveis com a variável desemprego.

Nos resultados da estimação da Equação 4.2 e da Equação 4.2a vemos que a variável $trabalhar_casa_t$ não apresenta significância estatística, mas pareceu-nos pertinente mantê-la no nosso modelo porque é uma variável associada e *proxy* da pandemia atual da Covid-19.

As duas outras variáveis, $mortalidade_t$ e $camas_tcresc_t$, apresentam um nível de confiança de 99% ou de 95% na explicação da evolução da desigualdade de rendimento medida pelo Coeficiente de Gini. O coeficiente associado à variável $mortalidade_t$ tem um sinal negativo, ou seja, um aumento da taxa bruta de mortalidade leva a uma diminuição da desigualdade de rendimento. Este resultado vai de encontro às conclusões de Sayed e Peng (2021) que mostraram que, no século passado, eventos pandémicos com mais de 100 mil mortos levaram a uma redução da desigualdade de rendimento. Também Alfani (2020b) e Alfani e Murphy (2017) chegaram à conclusão que a Peste Negra levou a uma redução da desigualdade de rendimento porque a elevada mortalidade, concentrada sobretudo na faixa etária trabalhadora, permitiu uma renegociação dos salários em alta para o escalão mais precário da população.

Relativamente à variável $camas_tcresc_t$, vemos que o seu coeficiente apresenta um sinal positivo, o que significa que uma aceleração no crescimento do número de camas nos hospitais leva a um aumento do Coeficiente de Gini. Este resultado contradiz as conclusões do estudo de Khullar e Chokshi (2018). De acordo com os autores, a saúde precária, para além de limitar a capacidade para trabalhar, pode ainda reduzir as oportunidades económicas e reduzir a capacidade educacional o que vai levar a um aumento do Coeficiente de Gini.

Como mencionamos em cima, na Equação 4.3 e na Equação 4.3a incluímos as variáveis *proxy* de pandemia cruzadas com a variável desemprego. Com esta estimação pretendemos testar se o desemprego (mecanismo cíclico que escolhemos) responde de forma diferente em situações de saúde mais ou menos agravadas. Escolhemos este mecanismo cíclico porque, como as variáveis de saúde afetam sobretudo a oferta de mão-de-obra, é relevante a sua transmissão à desigualdade via variáveis do mercado de trabalho, designadamente via desemprego.

O sinal negativo do coeficiente associado a $Desemprego_t \times Mortalidade_t$ indica que a mortalidade atenua o efeito do desemprego na desigualdade porque *i)* pode atingir de forma mais dura os menos qualificados e, por isso, o desemprego fica menos enviesado para os menos qualificados, diminuindo assim os efeitos sobre a desigualdade; *ii)* menor enviesamento do desemprego para os menos qualificados leva a uma menor pressão para a diminuição dos seus salários quando o desemprego aumenta, diminuindo a pressão do desemprego sobre o agravamento da desigualdade.

Relativamente à variável $Desemprego_t \times Camas_tcresc_t$ vemos que esta tem um coeficiente associado com sinal positivo que pode ter vários significados. Pode indicar que uma aceleração no ritmo de crescimento do número de camas contraria o efeito da mortalidade e pode também ser indicativo de que existe um aumento da preocupação com o setor da saúde, aumentando assim o espaço para os doentes. O sinal positivo do coeficiente associado pode ainda indicar uma agudização dos problemas de saúde e, caso o acesso à saúde dependa mais fortemente da oferta privada, tal pode fazer com que, em períodos pandémicos, uns tenham acesso a melhores cuidados de saúde que outros – os trabalhadores que se encontram menos protegidos têm menos acesso relativo à saúde e, estando mais sujeitos a doenças, são os que podem perder o emprego mais facilmente.

Por fim, a percentagem de trabalhadores a trabalhar a partir de casa, ao contrário das outras variáveis, não afeta o mecanismo do desemprego sobre a desigualdade, uma vez que o coeficiente associado à variável $Desemprego_t \times Trabalhar_casa_t$ não é estatisticamente significativo.

Terminámos este capítulo com uma breve aplicação onde apresentamos a previsão dos impactos da Covid-19 sobre a desigualdade de rendimento em Portugal, usando os modelos 4.2 e 4.3a estimados em cima.

Tabela 8: Impacto da Covid-19 sobre a desigualdade, estimativa para Portugal

	Δ2020-2019	Coeficiente Eq. 4.2a	Coeficiente Eq. 4.3a	Efeito 4.2a	Efeito 4.3a
Desemprego	0.4pp		0.271855		0.108742
Mortalidade	1.1pp	-0.29566		-0.32522	
Camas_tc	-1.18pp	0.038118		-0.04498	
Desemprego x Mortalidade	0.44pp		-0.02369		-0.01042
Desemprego x Camas_tc	-0.472pp		0.003393		-0.0016
			Soma	-0.3702	0.096719

Notas: os coeficientes são retirados da Tabela 7, secção 4.1; o efeito é calculado multiplicando Δ2020-2019 pelo Coeficiente; as fontes dos dados são as mesmas que referimos na Tabela 5, secção 4.1.

Consideramos na nossa análise os mecanismos que identificámos nas estimações selecionadas (Equação 4.2a e Equação 4.3a) que se revelaram significativos na explicação da evolução do Coeficiente de Gini. Uma situação pandémica afeta, simultaneamente, a taxa de desemprego e as variáveis de saúde. Assume-se que a variação observada em 2020 nestas variáveis resultou, essencialmente, do impacto da Covid-19.

Dos mecanismos que se revelaram significativos apenas o desemprego contribui para um aumento da desigualdade. Os restantes mecanismos contribuem para a sua diminuição.

Concluímos que, tudo o resto constante, e com base nas estimativas obtidas no modelo 4.2a, a Covid-19 em Portugal tenderá a contribuir, globalmente, para uma diminuição da desigualdade de rendimento, diminuindo o Gini em 0.4, mas o efeito associado ao mecanismo desemprego, contribuirá para um agravamento em 0.1 do Gini.

5. Conclusão

Foram vários os motivos que nos levaram a estudar o impacto que uma recessão pode ter na desigualdade de distribuição do rendimento. Nas economias avançadas o fosso entre os ricos e os pobres registou o seu nível mais elevado em décadas (Dabla-Norris *et al.*, 2015). A somar a isto, as recessões têm vindo a tornar-se num fenómeno recorrente e com consequências para as economias mundiais difíceis ou mesmo impossíveis de prever, uma vez que essas consequências estão dependentes de uma série de fatores – *e.g.*, natureza do choque, condições macroeconómicas, papel desempenhado pelo Estado. Finalmente, a aplicação às crises de saúde pública é motivada pelo contexto atual de pandemia, responsável pela recessão económica mundial mais severa observada nas últimas décadas.

Através da revisão de literatura identificaram-se os principais mecanismos que afetam a desigualdade de rendimento – desemprego (*e.g.*, Cribb *et al.*, 2017; Hellebrandt, 2014; Perri & Steinberg, 2012), intervenção governamental através de impostos e subsídios (*e.g.*, Cribb *et al.*, 2017; Savage *et al.*, 2015; Jenkins *et al.*, 2012), crédito bancário (*e.g.*, Agnello & Sousa, 2012) e inflação (*e.g.*,Bulíř, 2001; Monnin, 2014).

Para as recessões associadas a condições de saúde públicas adversas as conclusões divergem. Por um lado, a Peste Negra do século XIV ficou associada a uma diminuição da desigualdade devido à elevada mortalidade nas faixas etárias trabalhadores que permitiu aos trabalhadores negociarem melhores condições de trabalho e salários mais elevados (Alfani, 2020a). Por outro lado, a Gripe Espanhola de 1918 levou a um aumento da desigualdade de rendimento porque a taxa de desemprego aumentou e os rendimentos dos 20% mais pobres diminuíram (Galletta & Giommoni, 2020a). Ainda que não seja possível prever todos os efeitos da Covid-19 sobre a desigualdade de rendimento, espera-se um agravamento devido à perda de emprego e aos cortes salariais para os trabalhadores de baixo rendimento (Aspachs *et al.*, 2020).

Na análise descritiva, que recorreu ao Coeficiente de Gini e ao rácio S80/20, conclui-se pela dispersão da desigualdade entre os diferentes Estados-Membros da UE. Alguns países do Leste da Europa exibem níveis elevados de desigualdade, nomeadamente a Bulgária, a Roménia e a Lituânia. Com valores próximos da média da EU encontram-se, por exemplo, a Alemanha, a Irlanda e a Grécia. Com os valores mais baixos de desigualdade, destacam-se a Eslovénia, a Eslováquia e a República Checa, países que pertencem ao Norte da Europa.

Para uma análise mais pormenorizada selecionámos quatro países com níveis distintos de desigualdade: a Suécia, a Irlanda, a Alemanha e Portugal. Com exceção da Irlanda, todos os países registavam, em 2019, e em comparação com o primeiro ano da nossa amostra (2000) valores mais elevados do Coeficiente de Gini e do rácio S80/20. Concluímos também que: os períodos de recessão não estão necessariamente associados a aumentos da desigualdade de rendimento. Apesar de existirem anos de recessão associados a aumentos da desigualdade, também existem anos de recessão associados a diminuições da desigualdade (Suécia 2002-2003, Alemanha 2004-2005, Irlanda 2010-2011 e Portugal 2009-2010); relativamente à taxa de desemprego, variável cíclica que selecionamos, vimos que aumentos da desigualdade não estão sempre associados a aumentos desta taxa. Por exemplo, na Alemanha registou-se um aumento da desigualdade em 2013-2014, período em que a taxa de desemprego registava um declínio significativo; o papel do Estado na mitigação da desigualdade (medido pela diferença entre o Coeficiente de Gini antes e depois de impostos e das transferências sociais) varia entre os países. Na Irlanda esse contributo é maior, sobretudo durante os anos de recessão. Na Suécia, na Alemanha e em Portugal, a intervenção do Governo tem vindo a diminuir e, em 2019, a diferença entre os coeficientes é menor do que em 2000.

Para terminar a análise descritiva estudámos a correlação que existe entre alguns dos mecanismos que podem afetar a desigualdade em períodos de recessão associados a condições de saúde pública adversas e a desigualdade de rendimento.

Observa-se uma correlação negativa entre o número de camas nos hospitais por mil habitantes (em nível), as despesas com saúde em percentagem do PIB (em nível e em taxa de crescimento) e a percentagem de trabalhadores a trabalhar a partir de casa e o Coeficiente de Gini. Por outro lado, existe uma relação positiva entre a taxa de mortalidade associada a certo tipo de doenças infeciosas e número de camas nos hospitais por mil habitantes (em taxa de crescimento) e o Coeficiente de Gini. A relação entre a taxa bruta de mortalidade e o Coeficiente de Gini não é estatisticamente significativa.

Por fim, na abordagem econométrica estimámos um modelo com dados em painel para onzes países membros da UE (Alemanha, Áustria, Bélgica, Dinamarca, Espanha, Grécia, Finlândia, França, Irlanda, Portugal e Suécia) para o período entre 2000 e 2019, onde a variável dependente é o Coeficiente de Gini.

A estimativa de um coeficiente positivo associado à variável explicativa $gini_{t-1}$ comprova que a desigualdade é uma variável fortemente estrutural, exibindo uma elevada inércia temporal.

Não é possível validar a hipótese de Kuznets: aumentos do PIB *per capita* diminuem a desigualdade, comprometendo esta apenas para níveis de rendimento muito elevado, evidência mais adequada ao perfil de desenvolvimento dos países da UE.

O desemprego tem um impacto negativo na desigualdade, aumentando o Coeficiente de Gini, o que confirma as conclusões obtidas por alguns autores – por exemplo, Perri e Steinberg (2012). Porém, o facto de o indicador $desemprego_t \times recessão_t$ não ser estatisticamente significativo indica que o efeito positivo do desemprego sobre a desigualdade não difere entre os períodos "normais" e os períodos de recessão.

As variáveis $imposto_t$, $part_time_t$, e $trabalhar_casa_t$ e os indicadores $crédito_t \times recessão_t$, e $desemprego_t \times trabalhar_casa_t$ não são estatisticamente significativas em qualquer das estimações realizadas.

Por sua vez, as variáveis $crédito_t$ e $inflação_t$ são sempre estatisticamente significativas e têm um efeito de agravamento da desigualdade.

No que diz respeito aos mecanismos associados a condições de saúde pública adversas vemos que as variáveis $trabalhar_casa_t$ e $desemprego_t \times trabalhar_casa_t$ não apresentam significância estatística. Por outro lado, as variáveis $camas_tcresc_t$, $desemprego_t \times camas_tcresc_t$, $mortalidade_t$ e $desemprego_t \times mortalidade_t$ são estatisticamente significativas; as duas primeiras contribuem para um aumento do Coeficiente de Gini, enquanto que as restantes diminuem a desigualdade.

Usando as estimativas obtidas para as Equações 4.2a e 4.3a, prevê-se que a pandemia da Covid-19 em Portugal diminua, genericamente, a desigualdade, embora o mecanismo desemprego contribua para o seu agravamento. Estes resultados mostram a necessidade de atenuar os efeitos das crises pandêmicas sobre o desemprego.

Por fim, é importante ressalvar que o nosso estudo apresenta algumas limitações. Em primeiro lugar, para garantir a consistência dos estimadores seria mais indicado realizar a estimação por GMM/*dynamic panel,* uma vez que os estimadores OLS são enviesados e inconsistentes (Arellano & Bond, 1991). Em segundo lugar, existe pouca literatura teórica e empírica sobre os efeitos da pandemia sobre a desigualdade o que não permite a validação dos mecanismos de forma inequívoca. Por fim, há incapacidade de avaliar os efeitos da pandemia devido à escassa informação sobre efeitos de pandemias anteriores que atingiram os países desenvolvidos, sendo necessário recorrer ao uso de *proxies* imperfeitas.

Referências

Abdullah, A., Doucouliagos, H., & Manning, E. (2015). Does Education Reduce Income Inequality? A meta-regression analysis. *Journal of Economic Surveys, 29*(2), 301-316. doi:https://doi.org/10.1111/joes.12056

Agnello, L., & Sousa, R. M. (2012). How do banking crises impact on income inequality? *Applied Economics Letters, 19*(15), 1425-1429.

Alfani, G. (2020a). Epidemics, inequality and poverty in preindustrial and early industrial times. *Stone Center on Socio-Economic inequality Working Paper Series, 23*.

Alfani, G. (2020b). Pandemics and inequality: A historical overview. *VoxEU.org - CEPR's policy portal*. Retrieved from https://voxeu.org/article/pandemics-and-inequality-historical-overview

Alfani, G., & Murphy, T. E. (2017). Plague and lethal epidemics in the pre-industrial world. *the Journal of economic History, 77*(1), 314-343.

Alves, N., Cardoso, F., & Monteiro, N. (2020). Uma caracterização da desigualdade do rendimento e do consumo em Portugal. *Revista de Estudos Económicos, Banco de Portugal, 6*(1), 3-22.

Angelov, N., & Waldenström, D. (2021). Income inequality during the Covid-19 pandemic. *VoxEU.org - CEPR's policy portal*. Retrieved from https://voxeu.org/article/income-inequality-during-covid-19-pandemicSS

Arellano, M., & Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *The review of economic studies, 58*(2), 277-297.

Arnold, J. M., & Farinha Rodrigues, C. (2015). Reducing inequality and poverty in Portugal. *OECD Economics Department Working Papers, No. 1258*.

Aspachs, O., Durante, R., García-Montalvo, J., Graziano, A., Mestres, J., & Reynald-Querol, M. (2020). Measuring income inequality and the impact of the welfare state during COVID-19: Evidence from bank data. *VoxEU.org - CEPR's policy portal*. Retrieved from https://voxeu.org/article/income-inequality-and-welfare-state-during-covid-19

Bargain, O., Callan, T., Doorley, K., & Keane, C. (2017). Changes in income distributions and the role of tax-benefit policy during the Great Recession: an international perspective. *Fiscal Studies, 38*(4), 559-585.

Barlevy, G., & Tsiddon, D. (2006). Earnings inequality and the business cycle. *European Economic Review, 50*(1), 55-89.

Barro, R., Ursua, J., & Weng, J. (2020). Coronavirus meets the Great Influenza Pandemic. *VoxEU.org - CEPR's policy portal.* Retrieved from https://voxeu.org/article/coronavirus-meets-great-influenza-pandemic

Bishop, J. A., Formby, J. P., & Thistle, P. D. (1991). Changes in the US Earnings Distributions in the 1980s. *Applied Economics Letters, 23*(3), 425-433.

Björklund, A., Jäntti, M. 2013). Country case study: Sweden. In S. Jenkins, A. Brandolini, J. Micklewright, & B. Nolan (Eds.), *The great recession the distribution of household income* (pp. 153-175). Oxford University Press.

Blinder, A. S., & Esaki, H. Y. (1978). Macroeconomic activity and income distribution in the postwar United States. *The Review of Economics Statistics*, 604-609.

Bonacini, L., Gallo, G., & Scicchitano, S. (2021). Working from home and income inequality: risks of a 'new normal' with COVID-19. *Journal of Population Economics, 34*(1), 303-360. doi:10.1007/s00148-020-00800-7

Brzezinski, M. (2018). Income inequality and the Great Recession in Central and Eastern Europe. *Economic Systems, 42*(2), 219-247.

Bulíř, A. (2001). Income inequality: does inflation matter? *IMF Staff papers, 48*(1), 139-159.

Camacho, M., & Palmieri, G. (2019). Do economic recessions cause inequality to rise? *Journal of Applied Economics, 22*(1), 304-320.

Chastin, S., Van Cauwenberg, J., Maenhout, L., Cardon, G., Lambert, E., & Van Dyck, D. (2020). Inequality in physical activity, global trends by income inequality and gender in adults. International Journal of Behavioral Nutrition and Physical Activity, 17(1), 1-8.

Cipolla, C. M. (1964). Economic depression of the renaissance? *The Economic History Review, 16*(3), 519-524.

Claessens, S., & Kose, M. A. (2009). What Is a Recession? . *IMF Finance & Development, 46*(1), 52-53.

Cribb, J., Hood, A., & Joyce, R. (2017). Recessions, income inequality and the role of the tax and benefit system. *IFS Report, No. R137*. doi:10.1920/re.ifs.2017.0137

Dabla-Norris, M., Kochhar, M., Suphaphiphat, M., Ricka, M., & Tsounta, M. (2015). Causes and consequences of income inequality: A global perspective. *International Monetary Fund, 2015*(13). doi:https://doi.org/10.5089/9781513555188.006

Das, P., Bisai, S., & Ghosh, S. (2021). Impact of pandemics on income inequality: lessons from the past. *International Review of Applied Economics*, 1-19.

De Beer, P. (2012). Earnings and income inequality in the EU during the crisis. *International Labour Review, 151*(4), 313-331.

Deaton, A. (2021). Covid-19 and global income inequality. *NBER Working Paper 28392*, National Bureau of Economic Research.doi:10.3386/w28392

Duncan, D., & Sabirianova Peter, K. (2016). Unequal inequalities: Do progressive taxes reduce income inequality? *International Tax and Public Finance, 23*(4), 762-783. doi:10.1007/s10797-016-9412-5

Ferreira, F. (2021). Inequality in the time of Covid-19. *IMF - International Monetary Fund*. Retrieved from https://www.imf.org/external/pubs/ft/fandd/2021/06/inequality-and-covid-19-ferreira.htm

Furceri, D., Loungani, P., Ostry, J., & Pizzuto, P. (2020a). COVID-19 will raise inequality if past pandemics are a guide. *VoxEU.org - CEPR's policy portal*. Retrieved from https://voxeu.org/article/covid-19-will-raise-inequality-if-past-pandemics-are-guide

Furceri, D., Loungani, P., Ostry, J., & Pizzuto, P. (2020b). Will Covid-19 affect inequality? Evidence from past pandemics. *Covid Economics, 12*(1), 138-157.

Furceri, D., Loungani, P., Ostry, J., & Pizzuto, P. (2021). Fiscal austerity intensifies the increase in inequality after pandemics. *VoxEU.org - CEPR's policy portal*. Retrieved from https://voxeu.org/article/fiscal-austerity-intensifies-increase-inequality-after-pandemics

Furceri, D., & Ostry, J. D. (2019). Robust determinants of income inequality. *Oxford Review of Economic Policy, 35*(3), 490-517.

Galletta, S., & Giommoni, T. (2020a). The effect of the 1918 influenza pandemic on income inequality: Evidence from Italy. *Covid Economics: vetted and real-time papers., 33*, 73-109.

Galletta, S., & Giommoni, T. (2020b). Pandemics and inequality. *VoxEU.org - CEPR's policy portal*. Retrieved from https://voxeu.org/article/pandemics-and-inequality

Gujarati, D. N. (2003). *Basic Econometrics* (4th ed.): McGraw-Hill.

Han, J., Meyer, B., Sullivan, J. (2020). Income and Poverty in the COVID-19 Pandemic, *NBER Working Paper 27729*, National Bureau of Economic Research.doi:10.3386/w27729

Heathcote, J., Perri, F., & Violante, G. L. (2010). Inequality in times of crisis: Lessons from the past and a first look at the current recession. *VoxEU.org - CEPR's policy portal*. Retrieved from https://voxeu.org/article/economic-inequality-during-recessions

Hellebrandt, T. (2014). Income inequality developments in the Great Recession. *SOEPpapers on Multidisciplinary Panel Data Research, 644*.

Jenkins, S., Brandolini, A., Micklewright, J., & Nolan, B. (2012). Scope, review of approaches, and evidence from the past. In J. Silva e F. Santos (ed.) *The Great Recession and the Distribution of Household Income* (pp. 1-32): Oxford University Press.

Keeley, B. (2015). Why is income inequality rising? In *The Gap between Rich and Poor* (pp. 42-61): OECD Publishing.

Khullar, D., & Chokshi, D. A. (2018). Health, income, & poverty: Where we are & what could help. *Health Affairs, 10*.doi: 10.1377/hpb20180817.901935

Krueger, D., Perri, F., Pistaferri, L., & Violante, G. L. (2010). Cross-sectional facts for macroeconomists. *Review of Economic dynamics, 13*(1), 1-14.

Kuznets, S. (1955). Economic growth and income inequality. *The American Economic Review,* vol. 45, No. 1, pp. 1-28.

List, J. A., & Gallet, C. A. (1999). The Kuznets Curve: What Happens After the Inverted-U? *Review of development economics, 3*(2), 200-206.

Milanovic, B. (2016). Income inequality is cyclical. *Nature, 537*(7621), 479-482. doi:10.1038/537479a

Monnin, P. (2014). Inflation and income inequality in developed economies. *CEP Working Paper Series 2014/1*.

Neves, P. C., & Silva, S. M. T. (2014). Inequality and Growth: Uncovering the Main Conclusions from the Empirics. *The Journal of Development Studies, 50*(1), 1-21.

O'Donoghue, C., Sologon, D. M., Kyzyma, I., & McHale, J. (2020). Modelling the distributional impact of the COVID-19 crisis. *Fiscal Studies, 41*(2), 321-336.

O'Donoghue, C., Loughrey, J., & Sologon, D. M. (2018). Decomposing the drivers of changes in inequality during the great recession in Ireland using the fields approach. *The Economic Social Review, 49*(2, Summer), 173-200.

Ostry, M., Berg, M., & Tsangarides, M. (2014). *Redistribution, inequality, and growth*: International Monetary Fund.

Perri, F., & Steinberg, J. (2012). Inequality and redistribution during the Great Recession. *Federal Reserve Bank of Minneapolis Economic Policy Paper., 1*.

Piketty, T., & Saez, E. (2013). Top incomes and the great recession: Recent evolutions and policy implications. *IMF Economic Review, 61*(3), 456-478.

Portela, D. (2018). *How costly are recessions in terms of inequality?* (Mestrado), Faculdade de Economia da Universidade do Porto,

Ram, R. (1991). Kuznets's inverted-U hypothesis: evidence from a highly developed country. *Southern Economic Journal*, *57*(4) 1112-1123.

Savage, M., Callan, T., Nolan, B., & Colgan, B. (2015). *The great recession, austerity and inequality: evidence from Ireland. ESRI Working Paper No. 499*.

Sayed, A., & Peng, B. (2021). Pandemics and income inequality: a historical review. *SN Business & Economics, 1*(4), 1-17. doi:10.1007/s43546-021-00059-4

Weber, E. (2015). The Labour Market in Germany: Reforms, Recession and Robustness. *De Economist, 163*(4), 461-472. doi:10.1007/s10645-015-9262-z

Fontes dos Dados

https://ec.europa.eu/eurostat/en/web/main/data/database

https://data.worldbank.org/

https://www.imf.org/en/Data

http://hdr.undp.org/en/data

https://www.pordata.pt/Europa

Anexos

Tabela A1: Períodos de recessão (análise descritiva)

Suécia **(7 anos de recessão)**	• 2002-2003 • 2009-2010 • 2012-2014
Alemanha **(8 anos de recessão)**	• 2003-2005 • 2009-2010 • 2013-2015
Irlanda **(6 anos de recessão)**	• 2009-2014
Portugal **(13 anos de recessão)**	• 2003-2006 • 2009-2017

Tabela A2: Períodos de recessão (abordagem econométrica)

Variável *dummy*: 1 = ano de recessão; 0 = caso contrário

	Alemanha	Áustria	Bélgica	Dinamarca	Espanha	Finlândia	França	Grécia	Irlanda	Portugal	Suécia
2000	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
2001	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
2002	0	0	**1**	**1**	0	0	0	0	0	0	**1**
2003	**1**	**1**	**1**	**1**	0	**1**	**1**	0	0	**1**	**1**
2004	**1**	**1**	**1**	**1**	0	0	0	0	0	**1**	0
2005	**1**	**1**	**1**	0	0	0	0	0	0	**1**	0
2006	0	0	0	0	0	0	0	0	0	**1**	0
2007	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
2008	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
2009	**1**	**1**	**1**	**1**	**1**	**1**	**1**	**1**	**1**	**1**	**1**
2010	**1**	**1**	**1**	**1**	**1**	**1**	**1**	**1**	**1**	**1**	**1**
2011	0	0	**1**	**1**	**1**	0	**1**	**1**	**1**	**1**	0
2012	0	0	**1**	**1**	**1**	**1**	**1**	**1**	**1**	**1**	**1**
2013	**1**	**1**	**1**	**1**	**1**	**1**	**1**	**1**	**1**	**1**	**1**
2014	**1**	**1**	**1**	**1**	**1**	**1**	**1**	**1**	**1**	**1**	**1**
2015	**1**	**1**	**1**	**1**	**1**	**1**	**1**	**1**	0	**1**	0
2016	0	**1**	**1**	0	**1**	**1**	**1**	**1**	0	**1**	0
2017	0	0	**1**	0	**1**	**1**	**1**	**1**	0	**1**	0
2018	0	0	**1**	0	0	**1**	**1**	**1**	0	0	0
2019	0	0	0	0	0	**1**	0	**1**	0	0	0
Anos de recessão	8	9	14	10	9	11	11	11	6	13	7

Tabela A3: Teste de Hausman

Correlated Random Effects - Hausman Test
Equation: EQ_41
Test period random effects

Test Summary	Chi-Sq. Statistic	Chi-Sq. d.f.	Prob.
Period random	25.925303	14	0.0265

** WARNING: estimated period random effects variance is zero.

Tabela A4: Teste *Redundant Fixed Effects*

Redundant Fixed Effects Tests
Equation: EQ_43_KUZNETS_APR_TESTES
Test cross-section and period fixed effects

Effects Test	Statistic	d.f.	Prob.
Cross-section F	1.412409	(10,127)	0.1820
Cross-section Chi-square	17.821466	10	0.0581
Period F	1.621835	(17,127)	0.0678
Period Chi-square	33.203049	17	0.0106
Cross-Section/Period F	1.553867	(27,127)	0.0550
Cross-Section/Period Chi-square	48.239661	27	0.0072

Tabela A5: Equação 4.1 – FE *period*

Dependent Variable: GINI
Method: Panel Least Squares
Date: 09/08/21 Time: 16:31
Sample (adjusted): 2001 2019
Periods included: 18
Cross-sections included: 11
Total panel (unbalanced) observations: 169
White diagonal standard errors & covariance (d.f. corrected)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	7.723085	2.536271	3.045055	0.0028
GINI(-1)	0.781654	0.052676	14.83878	0.0000
PIBPC	-0.000208	8.62E-05	-2.417645	0.0169
PIBPC^2	2.21E-09	1.01E-09	2.179156	0.0310
CREDITO	0.004437	0.002914	1.522787	0.1301
CREDITO*RECESSAO	0.002848	0.003106	0.916778	0.3609
DESEMPREGO	0.269365	0.100439	2.681887	0.0082
DESEMPREGO*RECESSAO	-0.035126	0.041469	-0.847031	0.3985
IMPOSTO	-0.003724	0.003361	-1.108027	0.2698
INFLACAO	0.193006	0.093587	2.062311	0.0411
PART_TIME	0.029646	0.025337	1.170046	0.2440
ESCOLARIDADE	0.098249	0.102410	0.959375	0.3391
DESEMPREGO*MORTALIDADE	-0.019967	0.009412	-2.121426	0.0357
DESEMPREGO*CAMAS_TCRESC	0.003210	0.001001	3.207861	0.0017
DESEMPREGO*TRABALHAR_CASA	-0.001671	0.002944	-0.567604	0.5712

Effects Specification

Period fixed (dummy variables)

R-squared	0.956521	Mean dependent var	29.19586
Adjusted R-squared	0.946683	S.D. dependent var	3.483453
S.E. of regression	0.804344	Akaike info criterion	2.571201
Sum squared resid	88.63481	Schwarz criterion	3.163845
Log likelihood	-185.2665	Hannan-Quinn criter.	2.811707
F-statistic	97.22513	Durbin-Watson stat	1.997571
Prob(F-statistic)	0.000000		

Tabela A6: Matriz das Correlações

	Camas	Crédito	Desemp.	Despesas	Escol.	Gini	Imposto	Inflação	Infeciosas	Mort.	Part_time	PIB pc	Recessão	Trabalhar
Camas	1.0000 --------													
Crédito	-0.636947 0.0000	1.0000 --------												
Desemp	-0.338867 0.0000	0.141590 0.0819	1.0000 --------											
Despesas	0.054907 0.5017	0.197908 0.0145	-0.420706 0.0000	1.0000 --------										
Escol.	0.191865 0.0179	-0.048845 0.5501	-0.463077 0.0000	0.612734 0.0000	1.0000 --------									
Gini	-0.202993 0.0121	0.175255 0.0308	0.596132 0.0000	-0.527969 0.0000	-0.717871 0.0000	1.0000 --------								
Imposto	-0.007496 0.9270	0.139203 0.0872	-0.288158 0.0003	0.289851 0.0003	0.361993 0.0000	-0.394102 0.0000	1.0000 --------							
Inflação	0.171257 0.0349	-0.109537 0.1792	-0.303845 0.0001	-0.248062 0.0021	-0.213211 0.0084	0.021755 0.7902	-0.09632 0.2378	1.0000 --------						
Infeciosas	-0.138302 0.0893	0.111726 0.1706	0.086987 0.2866	0.091299 0.2633	-0.286258 0.0003	0.131076 0.1075	-0.02408 0.7684	-0.12412 0.1276	1.0000 --------					
Mort.	-0.010281 0.9000	-0.007190 0.9299	0.084259 0.3020	-0.119165 0.1437	-0.098259 0.2285	0.006662 0.9351	0.066952 0.4125	0.021047 0.7969	0.431795 0.0000	1.0000 --------				
Part_time	0.190081 0.0190	0.041311 0.6133	-0.311718 0.0001	0.555284 0.0000	0.617126 0.0000	-0.381205 0.0000	0.279507 0.0005	-0.23541 0.0035	-0.082792 0.3106	-0.419455 0.0000	1.0000 --------			
PIB pc	0.016534 0.8398	0.120483 0.1393	-0.617994 0.0000	0.660451 0.0000	0.832811 0.0000	-0.786029 0.0000	0.422547 0.0000	-0.08519 0.2967	-0.216670 0.0073	-0.337899 0.0000	0.671480 0.0000	1.0000 --------		
Recessão	-0.124794 0.1256	0.097853 0.2304	0.433742 0.0000	0.200885 0.0131	0.020213 0.8048	0.143643 0.0775	0.016488 0.8402	-0.45192 0.0000	0.137152 0.0920	0.107881 0.1859	0.151288 0.0628	-0.17809 0.0281	1.0000 --------	
Trabalhar	0.421614 0.0000	-0.160036 0.0489	-0.405685 0.0000	0.411283 0.0000	0.428771 0.0000	-0.525098 0.0000	0.251363 0.0018	0.006605 0.9356	-0.265713 0.0009	-0.260079 0.0012	0.415147 0.0000	0.479176 0.0000	0.090747 0.2662	1.0000 --------

Tabela A7: Equação 4.1 – Resultado da Estimação

Dependent Variable: GINI
Method: Panel Least Squares
Date: 09/13/21 Time: 09:42
Sample (adjusted): 2001 2019
Periods included: 18
Cross-sections included: 11
Total panel (unbalanced) observations: 182
White diagonal standard errors & covariance (d.f. corrected)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	4.953668	2.030153	2.440047	0.0157
GINI(-1)	0.845015	0.039696	21.28697	0.0000
PIBPC	-0.000107	6.09E-05	-1.761523	0.0799
PIBPC^2	1.10E-09	7.34E-10	1.496752	0.1363
CREDITO	0.004762	0.001986	2.397942	0.0176
DESEMPREGO	0.028531	0.015056	1.895005	0.0598
IMPOSTO	-0.007536	0.004988	-1.510804	0.1327
INFLACAO	0.120550	0.055177	2.184777	0.0303
PART_TIME	0.034935	0.023627	1.478628	0.1411
ESCOLARIDADE	0.034426	0.092640	0.371608	0.7106

R-squared	0.941234	Mean dependent var	29.20385
Adjusted R-squared	0.938159	S.D. dependent var	3.410033
S.E. of regression	0.848001	Akaike info criterion	2.561509
Sum squared resid	123.6863	Schwarz criterion	2.737553
Log likelihood	-223.0973	Hannan-Quinn criter.	2.632875
F-statistic	306.0961	Durbin-Watson stat	2.113186
Prob(F-statistic)	0.000000		

Equação 4.1a

$Gini_t = \beta_1 + \beta_2 Gini_{t-1} + \beta_3 PIBPC_t + \beta_4 PIBPC_t^2 + \beta_5 Crédito_t + \beta_6 (Crédito_t \text{ x } Recessão_t) + \beta_7 Desemprego_t + \beta_8 (Desemprego_t \text{ x } Recessão_t) + \beta_9 Imposto_t + \beta_{10} Inflação_t + \beta_{11} Part_time_t + \beta_{12} Escolaridade_t + \mu_t$

Tabela A8: Equação 4.1a – Resultados da Estimação

Dependent Variable: GINI
Method: Panel Least Squares
Date: 09/13/21 Time: 09:41
Sample (adjusted): 2001 2019
Periods included: 18
Cross-sections included: 11
Total panel (unbalanced) observations: 182
White diagonal standard errors & covariance (d.f. corrected)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	5.064751	2.074072	2.441936	0.0156
GINI(-1)	0.838594	0.042289	19.82986	0.0000
PIBPC	-0.000117	6.35E-05	-1.839747	0.0675
PIBPC^2	1.17E-09	7.52E-10	1.558766	0.1209
CREDITO	0.004760	0.002184	2.178798	0.0307
CREDITO*RECESSAO	0.000893	0.002383	0.374608	0.7084
DESEMPREGO	0.056483	0.039713	1.422288	0.1568
DESEMPREGO*RECESSAO	-0.028552	0.037627	-0.758806	0.4490
IMPOSTO	-0.007248	0.004924	-1.472144	0.1428
INFLACAO	0.107858	0.052181	2.066988	0.0403
PART_TIME	0.041287	0.025488	1.619893	0.1071
ESCOLARIDADE	0.041439	0.092662	0.447207	0.6553

R-squared	0.941595	Mean dependent var	29.20385
Adjusted R-squared	0.937816	S.D. dependent var	3.410033
S.E. of regression	0.850349	Akaike info criterion	2.577319
Sum squared resid	122.9258	Schwarz criterion	2.788573
Log likelihood	-222.5361	Hannan-Quinn criter.	2.662958
F-statistic	249.1572	Durbin-Watson stat	2.123462
Prob(F-statistic)	0.000000		

Equação 4.2

$Gini_t = \beta_1 + \beta_2 Gini_{t-1} + \beta_3 PIBPC_t + \beta_4 PIBPC_t^2 + \beta_5 Crédito_t + \beta_6 Desemprego_t + \beta_7 Imposto_t + \beta_8 Inflação_t + \beta_9 Part_time_t + \beta_{10} Escolaridade_t + \beta_{11} Mortalidade_t + \beta_{12} Camas_tcresc_t + \beta_{13} Trabalhar_casa_t + \mu_t$

Tabela A9: Equação 4.2 – Resultados da Estimação

Dependent Variable: GINI
Method: Panel Least Squares
Date: 09/13/21 Time: 09:46
Sample (adjusted): 2001 2019
Periods included: 18
Cross-sections included: 11
Total panel (unbalanced) observations: 169
White diagonal standard errors & covariance (d.f. corrected)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	11.47344	3.072576	3.734143	0.0003
GINI(-1)	0.760655	0.050269	15.13172	0.0000
PIBPC	-0.000238	8.27E-05	-2.880722	0.0045
PIBPC^2	2.21E-09	9.77E-10	2.264088	0.0249
CREDITO	0.007534	0.002611	2.885999	0.0045
DESEMPREGO	0.017320	0.017235	1.004917	0.3165
IMPOSTO	-0.003037	0.002232	-1.360706	0.1756
INFLACAO	0.111583	0.052631	2.120102	0.0356
PART_TIME	0.030377	0.023465	1.294558	0.1974
ESCOLARIDADE	0.187417	0.116830	1.604188	0.1107
MORTALIDADE	-0.297951	0.116873	-2.549353	0.0118
CAMAS_TCRESC	0.036932	0.012692	2.909863	0.0041
TRABALHAR_CASA	-0.021624	0.024340	-0.888441	0.3757

R-squared	0.948172	Mean dependent var	29.19586
Adjusted R-squared	0.944185	S.D. dependent var	3.483453
S.E. of regression	0.822970	Akaike info criterion	2.522008
Sum squared resid	105.6555	Schwarz criterion	2.762770
Log likelihood	-200.1097	Hannan-Quinn criter.	2.619714
F-statistic	237.8306	Durbin-Watson stat	2.024093
Prob(F-statistic)	0.000000		

Equação 4.2a

$$Gini_t = \beta_1 + \beta_2 Gini_{t-1} + \beta_3 PIBPC_t + \beta_4 PIBPC_t^2 + \beta_5 Crédito_t + \beta_6 (Crédito_t \text{ x } Recessão_t) + \beta_7 Desemprego_t + \beta_8 (Desemprego_t \text{ x } Recessão_t) + \beta_9 Imposto_t + \beta_{10} Inflação_t + \beta_{11} Part_time_t + \beta_{12} Escolaridade_t + \beta_{13} Mortalidade_t + \beta_{14} Camas_tcresc_t + \beta_{15} Trabalhar_casa_t + \mu_t$$

Tabela A10: Equação 4.2a – Resultados da Estimação

Dependent Variable: GINI
Method: Panel Least Squares
Date: 09/13/21 Time: 09:43
Sample (adjusted): 2001 2019
Periods included: 18
Cross-sections included: 11
Total panel (unbalanced) observations: 169
White diagonal standard errors & covariance (d.f. corrected)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	11.37010	2.976585	3.819849	0.0002
GINI(-1)	0.760509	0.050138	15.16835	0.0000
PIBPC	-0.000240	8.49E-05	-2.824722	0.0054
PIBPC^2	2.24E-09	9.94E-10	2.255352	0.0255
CREDITO	0.006977	0.002874	2.427573	0.0164
CREDITO*RECESSAO	0.001548	0.002651	0.583907	0.5601
DESEMPREGO	0.030128	0.043020	0.700318	0.4848
DESEMPREGO*RECESSAO	-0.016518	0.040187	-0.411023	0.6816
IMPOSTO	-0.003193	0.002230	-1.432093	0.1541
INFLACAO	0.117433	0.049545	2.370220	0.0190
PART_TIME	0.031478	0.024902	1.264091	0.2081
ESCOLARIDADE	0.190154	0.117782	1.614460	0.1085
MORTALIDADE	-0.295655	0.113987	-2.593756	0.0104
CAMAS_TCRESC	0.038118	0.013026	2.926242	0.0040
TRABALHAR_CASA	-0.021525	0.024834	-0.866745	0.3874

R-squared	0.948293	Mean dependent var	29.19586
Adjusted R-squared	0.943592	S.D. dependent var	3.483453
S.E. of regression	0.827333	Akaike info criterion	2.543350
Sum squared resid	105.4100	Schwarz criterion	2.821152
Log likelihood	-199.9131	Hannan-Quinn criter.	2.656087
F-statistic	201.7356	Durbin-Watson stat	2.022218
Prob(F-statistic)	0.000000		

Equação 4.3

$$Gini_t = \beta_1 + \beta_2 Gini_{t-1} + \beta_3 PIBPC_t + \beta_4 PIBPC_t^2 + \beta_5 Crédito_t + \beta_6 Desemprego_t + \beta_7 Imposto_t + \beta_8 Inflação_t + \beta_9 Part_time_t + \beta_{10} Escolaridade_t + \beta_{11}(Desemprego_t \times Mortalidade_t) + \beta_{12}(Desemprego_t \times Camas_tcresc_t) + \beta_{13}(Desemprego_t \times Trabalhar_casa_t) + \mu_t$$

Tabela A11: Equação 4.3 – Resultados da Estimação

Dependent Variable: GINI
Method: Panel Least Squares
Date: 09/13/21 Time: 09:53
Sample (adjusted): 2001 2019
Periods included: 18
Cross-sections included: 11
Total panel (unbalanced) observations: 169
White diagonal standard errors & covariance (d.f. corrected)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	7.910074	2.402840	3.291969	0.0012
GINI(-1)	0.782310	0.046538	16.81021	0.0000
PIBPC	-0.000241	8.33E-05	-2.891188	0.0044
PIBPC^2	2.45E-09	1.03E-09	2.376021	0.0187
CREDITO	0.006576	0.002381	2.761998	0.0064
DESEMPREGO	0.267681	0.085648	3.125373	0.0021
IMPOSTO	-0.004355	0.003189	-1.365571	0.1740
INFLACAO	0.118290	0.052531	2.251825	0.0257
PART_TIME	0.024022	0.023570	1.019201	0.3097
ESCOLARIDADE	0.174124	0.105021	1.657991	0.0993
DESEMPREGO*MORTALIDADE	-0.024173	0.008576	-2.818551	0.0054
DESEMPREGO*CAMAS_TCRESC	0.003387	0.000924	3.667138	0.0003
DESEMPREGO*TRABALHAR_CASA	-0.000870	0.002615	-0.332619	0.7399

R-squared	0.947921	Mean dependent var	29.19586
Adjusted R-squared	0.943915	S.D. dependent var	3.483453
S.E. of regression	0.824964	Akaike info criterion	2.526849
Sum squared resid	106.1681	Schwarz criterion	2.767610
Log likelihood	-200.5187	Hannan-Quinn criter.	2.624554
F-statistic	236.6194	Durbin-Watson stat	2.040371
Prob(F-statistic)	0.000000		