
A HETEROGENEIDADE DO CANAL DO CRÉDITO DA POLÍTICA
MONETÁRIA NA ÁREA DO EURO

Ana Carolina Ferreira de Sousa Araújo

Dissertação
Mestrado em Economia

Orientado por
Ana Paula Ribeiro
Vitor Carvalho

2023

Agradecimentos

Em primeiro lugar, gostaria de agradecer aos meus orientadores, Professora Ana Paula Ribeiro e Professor Vitor Carvalho, por aceitarem embarcar nesta jornada comigo. Agradeço-lhes pela ajuda que me deram, pela disponibilidade, pelos conhecimentos partilhados e pelos conselhos dados, fundamentais para a realização desta dissertação.

Agradeço à minha família, principalmente aos meus pais e irmãos, por me acompanharem ao longo desta etapa, tal como fizeram em todas as outras e tal como sei que continuarão a fazer, esteja eu onde estiver. Obrigada por me incentivarem a seguir os meus sonhos, sem nunca esquecer a importância do esforço, dedicação e resiliência. Obrigada por acalmarem os meus medos e ansiedades, lembrando-me, igualmente, que mesmo nos dias que não correm tão bem e em que sinto que falhei, não deixo de ser o seu orgulho. Obrigada por tudo.

Por fim, agradeço aos meus amigos, não só aos que partilharam esta etapa comigo, como também àqueles que, mesmo não a acompanhando de perto, sempre me incentivaram a dar tudo de mim para a terminar. Mesmo quando duvidei de que seria capaz, eles não o fizeram e agradeço-lhes por isso.

Resumo

O canal do crédito diz respeito a um dos canais mais importantes do mecanismo de transmissão da política monetária na Área do Euro. Não obstante, a sua eficácia pode ser influenciada por determinantes macroeconómicos e por determinantes microeconómicos – estando os últimos relacionados com características dos bancos (através do *bank lending channel*) ou com características dos agentes não monetários (através do *balance sheet channel*). Neste contexto, o objetivo da dissertação consiste em averiguar se a transmissão da política monetária da Área do Euro através do canal do crédito se caracteriza, ou não, por heterogeneidade e quais os determinantes que a justificam. Por conseguinte, são construídas funções impulso resposta do crédito concedido pelos bancos a choques de política monetária, com recurso a um painel de dezoito países da Área do Euro, entre o primeiro trimestre de 2007 e o quarto trimestre de 2022. Recorrendo a esta abordagem, conclui-se que existe heterogeneidade na transmissão da política monetária na Área do Euro através do canal do crédito. O crédito concedido é mais reativo a variações da *shadow rate* em países cuja dimensão dos bancos é superior à média e/ou cujas empresas não financeiras apresentam menor rentabilidade e maior nível de endividamento, conduzindo a uma maior eficácia deste canal em países como a Grécia e Portugal. Assim, os resultados obtidos contribuem para a literatura, demonstrando a capacidade de estes determinantes criarem heterogeneidade na transmissão da política monetária e evidenciando a relevância do *balance sheet channel*, subcanal que é pouco abordado nos estudos relativos ao canal do crédito. Adicionalmente, têm implicações relevantes para a condução da política monetária na Área do Euro, podendo a implementação de medidas de uniformização do sistema bancário e do tecido empresarial dos seus países contribuir para a diminuição da heterogeneidade na transmissão da política monetária única.

Códigos JEL: E51; E52; G21

Palavras-chave: Mecanismo de transmissão da política monetária; canal do crédito; *bank lending channel*; *balance sheet channel*; heterogeneidade

Abstract

The credit channel is one of the most important channels of the transmission mechanism of monetary policy in the Euro Area. Nevertheless, its effectiveness can be influenced by macroeconomic determinants and also by microeconomic determinants – the latter related to characteristics of banks (through the bank lending channel) or to characteristics of the non-monetary borrowers (through the balance sheet channel). Therefore, the main goal of this dissertation is to study whether the transmission of monetary policy in the Euro Area through the credit channel is characterized by heterogeneity and which determinants lead to said heterogeneity. Thus, we construct impulse response functions of the credit granted by banks to the monetary policy shocks, using a panel of eighteen Euro Area countries, between the first quarter of 2007 and the fourth quarter of 2022. Using this approach, we conclude that there is heterogeneity in the transmission of the Euro Area monetary policy through the credit channel. Credit granted is more reactive to changes in the shadow rate in countries with above average bank size and/or non-financial firms with lower profitability and higher debt levels, leading to greater effectiveness of this channel in countries such as Greece and Portugal. These results contribute to the literature by illustrating the ability of these determinants to create heterogeneity in the transmission of monetary policy and by emphasizing the relevance of the balance sheet channel, a subchannel that is little addressed in studies related to the credit channel. In addition, the results have relevant implications for the conduction of monetary policy in the Euro Area, highlighting the possibility of implementing measures to uniformize the banking system and the business fabric of its countries in order to reduce the heterogeneity in the transmission of the single monetary policy.

JEL codes: E51; E52; G21

Keywords: Transmission mechanism of monetary policy; credit channel; bank lending channel; balance sheet channel; heterogeneity

Índice

1. Introdução.....	1
2. O canal do crédito da política monetária	3
2.1 Enquadramento Teórico	3
2.2 O canal do crédito e os determinantes da sua eficácia	6
2.2.1 Determinantes macroeconómicos	7
2.2.2 Determinantes microeconómicos do <i>bank lending channel</i>	10
2.2.3 Determinantes microeconómicos do <i>balance sheet channel</i>	13
2.3 O canal do crédito sob <i>Zero Lower Bound</i>	16
2.4 O canal do crédito e a política monetária não convencional	18
3. Metodologia	21
3.1 Método de estimação	21
3.2 Identificação dos choques exógenos de política monetária.....	22
3.3 Especificações alternativas do modelo	23
3.4 Dados	30
4. Resultados.....	33
4.1 Evolução das variáveis de interesse	33
4.2 Choques exógenos de política monetária.....	36
4.3 Impacto da política monetária sobre o crédito concedido	38
4.4 Influência dos determinantes do canal do crédito	40
4.4.1 Determinantes com influência genérica no crédito	40
4.4.2 Determinantes com influência condicionada no crédito.....	43
4.5 Heterogeneidade do canal do crédito na Área do Euro	48
4.5.1 Influência conjunta dos determinantes do canal do crédito	49
4.5.2 Transmissão heterogénea da política monetária intra-UEM	52

5. Conclusão.....	57
Referências.....	60
Anexos.....	68
Anexo A. Teste de Hausman	68
Anexo B. Testes de heterocedasticidade e autocorrelação.....	68
Anexo C. Fontes dos dados utilizados.....	70
Anexo D. Estatísticas descritivas e correlação entre variáveis	71
Anexo E. Teste aos instrumentos da regressão (3.1)	73
Anexo F. Influência dos determinantes do canal do crédito	73
Anexo G. Teste de robustez: <i>Shadow rate</i> de Krippner	76

Lista de Tabelas

Tabela 1 – Estimação de uma regra de Taylor para a Área do Euro	36
Tabela 2 – Resposta do crédito concedido a um choque de 1 ponto percentual na <i>shadow rate</i> : "Tempos normais" vs. ZLB.....	39
Tabela 3 – Contributos parciais dos determinantes do canal do crédito sobre a magnitude da resposta do crédito concedido a um choque monetário.....	48
Tabela 4 – Resposta do crédito concedido a um choque de 1 ponto percentual na <i>shadow rate</i> : Influência conjunta dos determinantes do canal do crédito.....	51
Tabela 5 – Resposta do crédito concedido a um choque de 1 ponto percentual na <i>shadow rate</i> por país.....	53
Tabela A1 – Teste de Hausman	68
Tabela B1 – Teste de presença de heterocedasticidade	69
Tabela B2 – Teste de presença de autocorrelação	69
Tabela C1 – Fontes dos dados utilizados.....	70
Tabela D1 – Estatísticas Descritivas.....	71
Tabela D2 – Correlação entre as variáveis.....	72
Tabela E1 – Regressões de primeira fase da estimação da equação (3.1)	73
Tabela G1 – Resposta do crédito concedido a um choque de 1 ponto percentual na <i>shadow rate</i> (Krippner): Influência conjunta dos determinantes do canal do crédito.....	77
Tabela G2 – Resposta do crédito concedido a um choque de 1 ponto percentual na <i>shadow rate</i> (Krippner) por país.....	78

Lista de Figuras

Figura 1 – Funcionamento do canal do crédito na sequência de uma política monetária contracionista	6
Figura 2 – Evolução da média das variáveis de interesse, 2007Q1-2022Q4.....	34
Figura 3 – Evolução da <i>shadow rate</i> e dos choques exógenos de política monetária, 2007Q1-2022Q4.....	37
Figura 4 – Resposta do crédito concedido a um choque de 1 ponto percentual na <i>shadow rate</i>	38
Figura 5 – Resposta do crédito a um choque de 1 ponto percentual na <i>shadow rate</i> : Influência da taxa de juro da dívida soberana	41
Figura 6 – Resposta do crédito a um choque de 1 ponto percentual na <i>shadow rate</i> : Influência do Índice de <i>Stress</i> Financeiro	42
Figura 7 – Resposta do crédito a um choque de 1 ponto percentual na <i>shadow rate</i> : Influência da rentabilidade das empresas não financeiras	43
Figura 8 – Resposta do crédito a um choque de 1 ponto percentual na <i>shadow rate</i> : Influência do capital dos bancos	44
Figura 9 – Resposta do crédito a um choque de 1 ponto percentual na <i>shadow rate</i> : Influência da dimensão dos bancos	46
Figura 10 – Resposta do crédito a um choque de 1 ponto percentual na <i>shadow rate</i> : Influência do <i>debt-to-equity</i> das empresas não financeiras	47
Figura 11 – Evolução das variáveis de interesse por país, 2007Q1-2022Q4.....	54
Figura F1 – Resposta do crédito a um choque de 1 ponto percentual na <i>shadow rate</i> : Influência da taxa de juro da dívida soberana	74
Figura F2 – Resposta do crédito a um choque de 1 ponto percentual na <i>shadow rate</i> : Influência do Índice de <i>Stress</i> Financeiro	75
Figura F3 – Resposta do crédito a um choque de 1 ponto percentual na <i>shadow rate</i> : Influência da rentabilidade das empresas não financeiras	76
Figura G1 – Evolução das variáveis de interesse no Chipre, 2008Q1-2022Q4.....	79

Lista de Siglas e Acrónimos

BCE – Banco Central Europeu

CFG – Crise Financeira Global

DSTI – *Debt-service-to-income*

EUA – Estados Unidos da América

IHPC – Índice Harmonizado de Preços no Consumidor

LTRO's – *Long Term Refinancing Operations*

LTV – *Loan-to-value*

PIB – Produto Interno Bruto

QE – *Quantitative Easing*

TLTRO's – *Targeted Longer-Term Refinancing Operations*

UEM – União Económica e Monetária

VAR – *Vector Autoregression*

ZLB – *Zero Lower Bound*

1. Introdução

O principal objetivo do Banco Central Europeu (BCE) é assegurar a manutenção da estabilidade de preços. Este é mantido como primário, ainda que a recente revisão da sua estratégia de política monetária assuma, explicitamente, outros objetivos, como a estabilização do produto, a promoção do emprego, a estabilidade do sistema financeiro e até questões ambientais (BCE, 2021). Recentemente, a importância deste objetivo tem sido visível na resposta à subida significativa da taxa de inflação na Área do Euro, através de sucessivos aumentos das taxas de juro diretores (BCE, 2023).

Assim sendo, importa compreender de que forma, e através de que canais, opera o mecanismo de transmissão da política monetária, isto é, como é que a taxa de juro afeta a evolução dos preços. Um destes canais é o do crédito, através do qual alterações das taxas de juro diretores impactam a oferta de crédito por parte dos bancos e, consequentemente, a atividade económica (Bernanke & Gertler, 1995). A eficácia da política monetária é amplificada através deste canal, sendo este apontado como um dos mais importantes na Área do Euro (BCE, 2011). Não obstante, o seu funcionamento poderá não ser homogéneo ao longo do tempo nem entre todos os países da União Económica e Monetária (UEM).

No que se refere à literatura sobre o canal do crédito, são vários os contributos que procuram averiguar quais os determinantes que influenciam o seu funcionamento. A título de exemplo, Ciccarelli et al. (2015) e Harrison et al. (2022) concluíram que a eficácia do canal do crédito é influenciada por determinantes macroeconómicos e microeconómicos, podendo os últimos estar relacionados com características dos bancos ou com características dos agentes não monetários. Consequentemente, se existirem diferenças entre países ao nível destes determinantes, ou diferentes enquadramentos para a política monetária ao longo do tempo, há potencial para a existência de heterogeneidade na transmissão da política monetária através deste canal, implicação que já não é tão frequentemente explorada na literatura.

Assim, a presente dissertação visa responder à seguinte questão: existe heterogeneidade no funcionamento do canal do crédito na transmissão da política monetária na Área do Euro?

Começar-se-á por analisar os principais contributos da literatura relativa à transmissão da política monetária através do canal do crédito. Posteriormente, será conduzida uma análise econométrica para uma amostra de dezoito países da Área do Euro, entre o primeiro trimestre de 2007 e o quarto trimestre de 2022, recorrendo a projeções locais para a obtenção

de funções impulso resposta do crédito concedido a choques de política monetária. Estas serão estimadas tendo por base contextos macroeconómicos distintos e diferentes características dos bancos e dos agentes não monetários, de modo a possibilitar a identificação dos determinantes que contribuem para a heterogeneidade na transmissão da política monetária através deste canal. Por fim, a mesma metodologia será utilizada para averiguar se existem diferenças de impacto da política monetária sobre o crédito concedido entre os países da Área do Euro, evidenciando quais os determinantes que as justificam.

A presente dissertação contribui para a literatura de três formas distintas. Em primeiro lugar, insere-se no âmbito da escassa literatura que recorre a projeções locais para o estudo do canal do crédito da política monetária, permitindo corroborar os resultados obtidos com recurso a outras metodologias. Em segundo lugar, compreende a análise conjunta de vários determinantes do canal do crédito, incluindo indicadores macroeconómicos, indicadores microeconómicos que influenciam o *bank lending channel* e indicadores microeconómicos que influenciam o *balance sheet channel*, distinguindo-se de estudos que focam a sua análise apenas num destes dois subcanais do canal do crédito. Por fim, permite identificar qual o contributo de cada determinante para a criação de heterogeneidade na transmissão da política monetária da Área do Euro.

Conclui-se que existe heterogeneidade na transmissão da política monetária da Área do Euro através do canal do crédito. A magnitude da resposta do crédito concedido a choques monetários pode ser explicada por determinantes relacionados com o *bank lending channel* e com o *balance sheet channel*, constatando-se uma maior resposta do crédito em países cujos bancos têm maior dimensão e/ou cujas empresas têm menor rentabilidade e maior nível de endividamento. Além disso, verifica-se que há a possibilidade de a influência dos determinantes em estudo ser assimétrica para choques contracionistas e expansionistas e de ser distinta sob *Zero Lower Bound* (ZLB) face a “tempos normais”. Dada a evidência de heterogeneidade na transmissão da política monetária da Área do Euro, os resultados obtidos têm implicações relevantes para a condução de política, enfatizando a necessidade de desenhar diferentes formas de a canalizar para os diferentes países da UEM.

A dissertação está estruturada da seguinte forma. Na secção 2, são apresentados contributos da literatura sobre o canal do crédito da política monetária. Na secção 3, é feita a exposição da metodologia adotada e dos dados a utilizar, sendo os resultados obtidos analisados na secção 4. Por fim, na secção 5, são evidenciadas as principais conclusões do estudo.

2. O canal do crédito da política monetária

Para responder à questão de investigação, é essencial começar por compreender de que forma a política monetária é, em teoria, transmitida através do canal do crédito (subsecção 2.1). De seguida, tendo como objetivo identificar possíveis fontes de heterogeneidade no seu funcionamento, são apresentados os principais contributos da literatura sobre os determinantes macroeconómicos e microeconómicos da eficácia deste canal (subsecção 2.2). Adicionalmente, dada a possibilidade de o comportamento do canal do crédito ser distinto quando as taxas de juro atingem valores muito baixos e/ou quando são adotadas medidas não convencionais de política monetária, são evidenciados estudos empíricos sobre a eficácia deste canal durante o período de ZLB (subsecção 2.3) e na transmissão da política monetária não convencional (subsecção 2.4).

2.1 Enquadramento Teórico

De acordo com o BCE (2011), variações das taxas de juro diretoras têm impacto sobre os custos de financiamento dos bancos no mercado interbancário, sendo estes custos refletidos, posteriormente, nas taxas de juro que praticam ao setor não monetário. Assim, a autoridade monetária é capaz de influenciar, indiretamente, as taxas de juro de mercado, afetando as decisões de investimento e de consumo dos agentes e, conseqüentemente, o produto e a taxa de inflação, entre outras variáveis macroeconómicas.

Os mecanismos de transmissão da política monetária mais comumente apresentados na literatura fundamentam o impacto de alterações da taxa de juro sobre o produto e inflação tendo por base a procura de crédito por parte dos diferentes agentes económicos, com recurso a teorias baseadas no custo do capital e respetiva influência sobre o investimento e o consumo – canal da taxa de juro e canal do preço dos ativos (*e.g.*, Taylor, 1995; Tobin, 1969). Contudo, esta explicação parece incompleta, não sendo capaz de justificar, na sua totalidade, a magnitude da resposta da economia à política monetária (Bernanke & Gertler, 1995).

Efetivamente, de acordo com Bernanke e Blinder (1992), também a oferta de crédito pelos bancos assume um importante papel no mecanismo de transmissão da política monetária. Tendo por base essa ideia, Bernanke e Gertler (1995) sugeriram a existência de um canal complementar – o canal do crédito – através do qual alterações na taxa de juro diretora da

política monetária impactam a oferta de crédito pelos bancos e, consequentemente, a atividade económica.

A transmissão da política monetária através deste canal ocorre por via de variações no prémio de financiamento externo, que corresponde à diferença entre o custo deste tipo de financiamento (através de crédito bancário, por exemplo) e o custo de oportunidade de fundos obtidos internamente (gerados, nomeadamente, por resultados não distribuídos) (Bernanke & Gertler, 1995). A magnitude deste prémio resulta da existência de assimetrias de informação nos mercados financeiros e tem impacto nas decisões de investimento e de consumo dos agentes económicos. De acordo com a teoria do crédito, alterações nas taxas de juro diretoras da política monetária impactam o prémio de financiamento externo por duas vias, determinando a existência de dois subcanais do canal do crédito – o *bank lending channel* e o *balance sheet channel* (Bernanke & Gertler, 1995; Mishkin, 1996).

No que diz respeito ao *bank lending channel*, as medidas de política monetária têm impacto sobre o prémio de financiamento externo através da influência que exercem sobre a oferta de crédito, particularmente sobre a oferta de empréstimos por bancos comerciais. A título de exemplo, em períodos de política monetária contracionista, em que as taxas de juro praticadas pelos bancos centrais nas operações de mercado aberto são mais elevadas, dá-se um aumento do custo de financiamento dos bancos, fazendo diminuir a oferta de crédito. Do ponto de vista de agentes que são particularmente dependentes de financiamento bancário e que não conseguem substituir este tipo de financiamento sem incorrer em custos adicionais, o prémio de financiamento externo irá aumentar, originando uma diminuição do investimento e do consumo (Bernanke & Gertler, 1995; Mishkin, 1996).

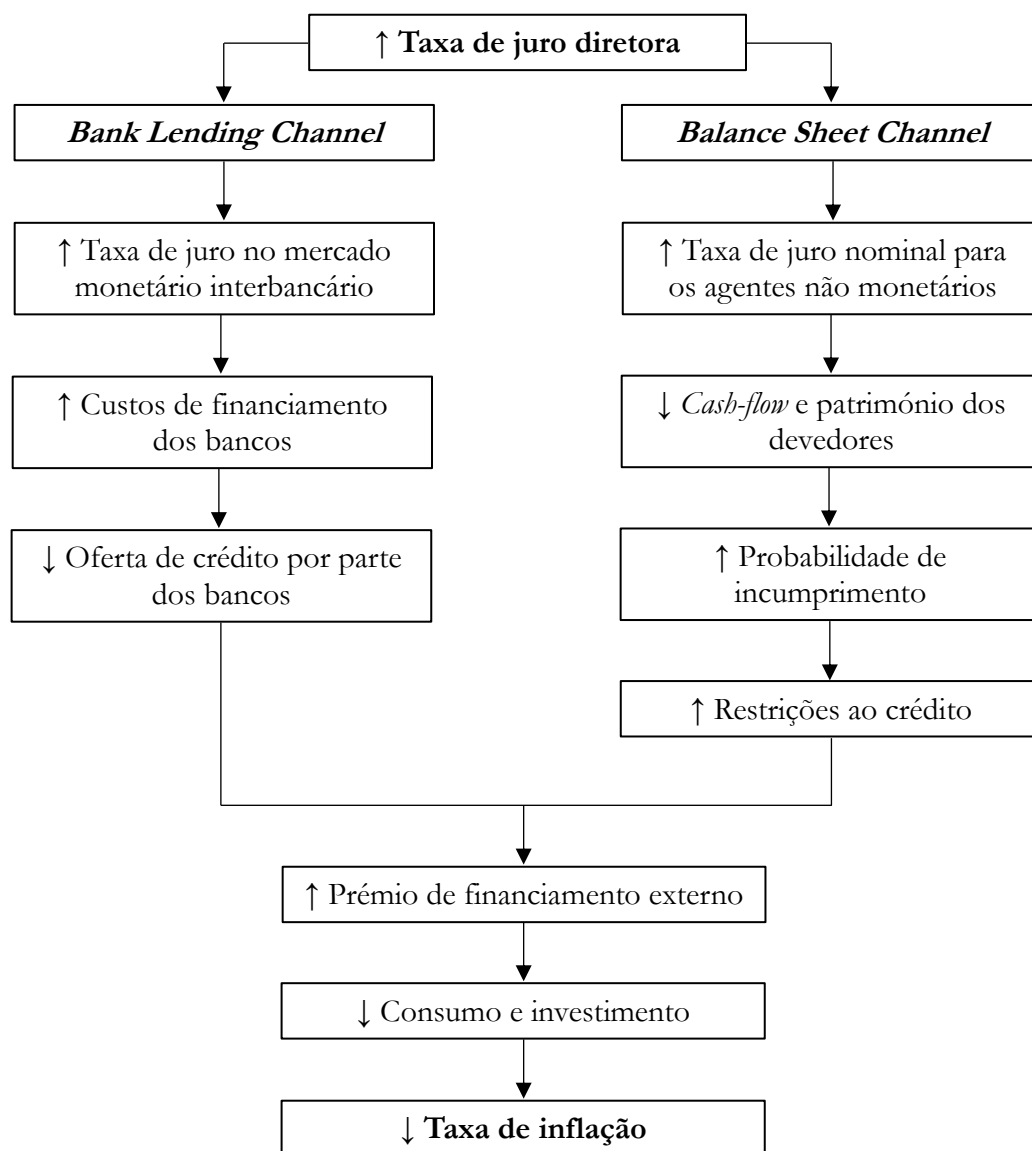
Relativamente ao *balance sheet channel*, este está relacionado com a forma como medidas de política monetária influenciam a posição financeira dos devedores, impactando, por essa via, o prémio de financiamento externo. No que se refere ao acesso ao crédito, os agentes económicos cujo valor do património é elevado apresentam menor probabilidade de incumprimento e capacidade para oferecer colaterais de maior valor, o que se traduz numa redução do conflito de interesses entre credores e devedores e em menor risco moral e seleção adversa. Assim, quanto maior o património do devedor, menor deverá ser o seu prémio de financiamento externo. No que diz respeito à influência das medidas de política monetária, em períodos de política contracionista, por exemplo, dá-se um aumento dos juros suportados pelos agentes não monetários, devido ao aumento das taxas de juro nominais,

reduzindo o seu *cash-flow*. Adicionalmente, verifica-se uma diminuição no preço dos ativos, o que faz diminuir o valor do património destes agentes. Estes dois efeitos originam o enfraquecimento da sua posição financeira, refletindo-se no aumento do prémio de financiamento externo e na consequente diminuição do investimento e do consumo (Bernanke & Gertler, 1995; Mishkin, 1996).

No contexto do *balance sheet channel*, surge, ainda, o conceito de acelerador financeiro, apresentado por Bernanke e Gertler (1989). Tendo por base as premissas de que o custo do financiamento externo e a posição financeira dos devedores estão inversamente correlacionados e de que o património dos agentes tende a ser pró-cíclico (isto é, mais elevado em períodos de expansão e vice-versa), os autores argumentam que há um efeito acelerador que amplifica o ciclo económico. Perante uma política monetária expansionista, que tende a aumentar o valor do património dos agentes não monetários, dar-se-á uma diminuição dos custos de agência e do prémio de financiamento externo e, consequentemente, um aumento da procura que amplifica o choque inicial. Aquando de uma política contracionista, como explicado anteriormente, ocorre o contrário, agravando a diminuição do produto resultante do choque monetário (Bernanke & Gertler, 1989).

Em suma, tal como é possível verificar na figura 1, o canal do crédito permite, através do prémio de financiamento externo, amplificar o efeito da política monetária sobre os custos de financiamento, impactando, por essa via, as decisões de investimento e de consumo dos agentes não monetários e, consequentemente, a atividade económica e a taxa de inflação (Bernanke & Gertler, 1989, 1995).

Figura 1 – Funcionamento do canal do crédito na sequência de uma política monetária contracionista



Fonte: Elaboração própria

2.2 O canal do crédito e os determinantes da sua eficácia

No que diz respeito à importância do canal do crédito, este é, segundo o BCE (2011), bastante relevante para a transmissão da política monetária na Área do Euro. Esta afirmação é suportada pela evidência empírica, destacando-se o estudo realizado por Ciccarelli et al. (2015), para dez países da UEM, entre 2002 e 2013, que permitiu concluir que o canal do crédito amplifica o efeito da política monetária sobre o produto e a taxa de inflação. No que

se refere aos Estados Unidos da América (EUA), o mesmo estudo sugere que o canal do crédito poderá ter constituído, entre 1992 e 2013, o canal mais importante do mecanismo de transmissão (Ciccarelli et al., 2015).

Não obstante, é de notar que alguns autores questionam o verdadeiro papel desempenhado pelo canal do crédito na transmissão da política monetária. A título de exemplo, Ashcraft (2006) considera que este canal poderá não ser tão significativo perante uma política monetária contracionista se, por um lado, os bancos sem restrições financeiras conseguirem compensar a redução da oferta de crédito por parte dos bancos com restrições e se, por outro, as empresas forem capazes de substituir o crédito bancário por formas alternativas de financiamento.

Efetivamente, a eficácia do canal do crédito pode variar ao longo do tempo e de país para país, podendo ser amplificada ou atenuada por determinantes macroeconómicos e microeconómicos. Estes últimos podem influenciar o funcionamento deste canal através do *bank lending channel*, estando associados a características dos bancos, ou via *balance sheet channel*, relacionando-se com características dos agentes não monetários (Ciccarelli et al., 2015; Gambacorta, 2005; Harrison et al., 2022).

2.2.1 Determinantes macroeconómicos

Relativamente aos determinantes macroeconómicos da eficácia do canal do crédito, destacam-se o risco soberano do país em que os bancos se encontram e o nível de *stress* financeiro a que este está sujeito. Adicionalmente, a política macroprudencial é um outro determinante a ter em consideração, podendo a eficácia do canal do crédito variar consoante esta seja acomodatória ou restritiva.

No que diz respeito ao risco soberano, é de notar que os bancos tendem a deter dívida pública doméstica, pelo que um aumento do risco soberano do respetivo país origina a deterioração dos seus balanços e o aumento do seu risco (Cantero-Saiz et al., 2014). Consequentemente, bancos em países com taxa de juro da dívida soberana mais elevada enfrentam custos de financiamento mais elevados, nomeadamente no mercado interbancário, e têm acesso a uma menor disponibilidade do mesmo, o que, por sua vez, influencia o volume de crédito que estão dispostos a conceder. Assim, de acordo com Cantero-Saiz et al. (2014), a eficácia do

canal do crédito poderá variar de país para país, devido a diferenças no risco soberano, traduzindo-se em heterogeneidade na transmissão da política monetária.

Efetivamente, o estudo realizado por Cantero-Saiz et al. (2014) para bancos da Área do Euro, entre 1999 e 2012, permitiu concluir que, perante uma política monetária contracionista, a redução do crédito concedido é maior para os bancos que se encontram em países com risco soberano mais elevado. Já no que diz respeito à resposta dos bancos a uma política monetária expansionista, parece não haver uma relação estatisticamente significativa entre a magnitude do aumento do crédito concedido e o risco soberano do país. De acordo com os autores, este resultado pode ser explicado pelo facto de, após a Crise Financeira Global (CFG), o acesso a financiamento se ter tornado limitado e mais caro para os bancos da maioria dos países da Área do Euro e não só para os que se encontravam em países com elevado risco soberano (Cantero-Saiz et al., 2014). Em sentido contrário, Grandi (2019) concluiu que, para a Área do Euro, entre 2007 e 2016, a magnitude da resposta do crédito concedido a uma política monetária expansionista dependeu, também, do risco soberano: bancos em países com um risco mais elevado tenderam a responder de forma menos significativa a uma diminuição da taxa de juro, sendo este resultado justificado, como sugerido pela teoria, pelo facto de enfrentarem custos de financiamento mais elevados. Não obstante, Cantero-Saiz et al. (2022) concluíram que, na Área do Euro, entre 2012 e 2015, a reação do crédito concedido a um choque monetário não variou de forma significativa para bancos em países com diferentes níveis de risco soberano.

Adicionalmente, a forma como a concessão de crédito por parte dos bancos reage a medidas de política monetária pode variar consoante o país enfrenta, ou não, dificuldades financeiras (Dahlhaus, 2017). Segundo Jannsen et al. (2019), o facto de as crises financeiras se caracterizarem por volatilidade, incerteza e dificuldades nos mercados financeiros pode traduzir-se numa menor disponibilidade dos bancos para conceder empréstimos, em particular devido a um aumento do risco de crédito. Nesse sentido, pode acontecer que, independentemente das medidas levadas a cabo pela autoridade monetária, a oferta de crédito permaneça baixa. Por outro lado, se as medidas de política monetária forem capazes de mitigar alguns dos efeitos adversos resultantes de uma crise financeira, isto é, se contribuírem, por exemplo, para aumentar a confiança dos agentes, o canal do crédito poderá até ser mais eficaz em períodos de dificuldades financeiras (Jannsen et al., 2019).

No que se refere à evidência empírica, o estudo realizado por Jannsen et al. (2019) para vinte economias avançadas, entre 1984 e 2016, permitiu concluir que o efeito da política monetária sobre o crédito concedido pelos bancos tende a ser significativamente maior durante crises financeiras, nomeadamente devido à diminuição da incerteza que a implementação desta política possibilita. A mesma conclusão foi obtida por Dahlhaus (2017) para os EUA, entre 1970 e 2008, sendo justificada pelo facto de o decréscimo do prémio de financiamento externo, perante uma política monetária expansionista, ser mais significativo durante períodos de elevadas dificuldades financeiras, quando a posição financeira dos bancos e dos agentes não monetários é, à partida, menos sólida e mais sensível a medidas de política monetária. Esta justificação foi também apresentada por Ciccarelli et al. (2013), que demonstraram, com base numa amostra de doze países da Área do Euro, entre 2002 e 2013, que o canal do crédito se revelou mais eficaz durante a CFG. Não obstante, o estudo realizado por Oddo e Bosnjak (2021) para os EUA, entre 1995 e 2019, apontou para a menor eficácia do canal do crédito durante a CFG, levando os autores a concluir que este canal tende a ser menos eficaz durante períodos de instabilidade financeira.

Por fim, também a política macroprudencial, que tem como objetivo contribuir para a resiliência do sistema financeiro, pode influenciar a eficácia do canal do crédito e dos seus subcanais. Esta política consiste na imposição de medidas que limitam o surgimento de riscos no setor financeiro, podendo ser baseadas em capital, em liquidez ou no mutuário (destacando-se, no último caso, o rácio *loan-to-value* – LTV – e o rácio *debt-service-to-income* – DSTI) (Altavilla et al., 2020). Assim, pelo facto de a política macroprudencial se transmitir à economia através do sistema financeiro, tal como a política monetária, é argumentado por autores como Laeven et al. (2022) e Zhang e Tressel (2017) que estas duas políticas têm complementaridades, influenciando a eficácia uma da outra. Se, por um lado, ao contribuir para a estabilidade financeira, a política macroprudencial pode favorecer o mecanismo de transmissão da política monetária, por outro, pode também afetar a capacidade dos bancos concederem crédito (Altavilla et al., 2020).

Do ponto de vista empírico, um estudo realizado por Altavilla et al. (2020) para uma amostra constituída por doze países da Área do Euro, pela Roménia e pela República Checa, entre 2012 e 2017, permitiu comprovar esta influência, demonstrando que, perante uma política monetária expansionista, a eficácia do *bank lending channel* é maior quando esta é acompanhada por uma política macroprudencial acomodatória. Nestas circunstâncias, o aumento do crédito

concedido a empresas seria 11% menor caso a política monetária não fosse acompanhada pela política macroprudencial. Também Zhang e Tressel (2017) apresentaram resultados semelhantes, com base numa amostra de treze países da Área do Euro, entre 2003 e 2010, demonstrando que, tudo o resto constante, a implementação de uma dada política monetária expansionista tem maior impacto sobre o crédito concedido para maiores níveis do rácio LTV. Adicionalmente, Bruno et al. (2017) concluíram, tendo por base um estudo realizado para doze economias da Ásia-Pacífico, entre 2004 e 2013, que a eficácia de uma política monetária contracionista será maior quando acompanhada por uma política macroprudencial restritiva. Assim sendo, importa ter em consideração que diferenças entre países no nível dos rácios LTV ou DSTI, por exemplo, podem contribuir para a criação de heterogeneidade na transmissão da política monetária através do canal do crédito.

2.2.2 Determinantes microeconómicos do *bank lending channel*

No que diz respeito aos determinantes microeconómicos do *bank lending channel*, destacam-se o nível de capital dos bancos, o seu nível de liquidez e a sua dimensão.

Em primeiro lugar, o nível de capital dos bancos assume, segundo Gomez-Gonzalez et al. (2020, p. 780), “um papel significativo na transmissão da política monetária” e influencia a forma como a concessão de crédito por parte dos bancos reage a esta política. Do ponto de vista teórico, bancos com menor nível de capital estão mais sujeitos a assimetrias de informação e a problemas de risco moral, o que, dificultando o acesso a financiamento no mercado, os torna mais dependentes das medidas de política monetária. Por sua vez, os bancos mais capitalizados terão maior facilidade em substituir o financiamento via banco central por outras formas de financiamento (Cantero-Saiz et al., 2018). Estes bancos podem, por um lado, diminuir a sua reserva de capital para limitar a redução do crédito concedido perante uma política contracionista e, por outro, conceder crédito com base em elevados volumes de depósitos por parte de investidores institucionais, que tendem a percecioná-los como menos arriscados face a bancos menos capitalizados (Gomez-Gonzalez et al., 2020).

Além disso, importa ter em consideração a imposição de requisitos mínimos de capital, no contexto da supervisão bancária (de que é exemplo o requisito de capital imposto pelos Acordos de Basileia), já que a limitação da diminuição do crédito concedido pelos bancos com base na redução da sua reserva de capital apenas é possível desde que, ainda assim, assegurem o cumprimento do requisito regulatório mínimo (Xiong & Wang, 2022).

Relativamente à evidência empírica, esta influência do nível de capital dos bancos parece ser comprovada pelo estudo realizado por Kishan e Opiela (2000) para os EUA, entre 1980 e 1995. Com base neste estudo, é possível concluir que a concessão de crédito por bancos menos capitalizados é mais sensível à política monetária, precisamente devido à maior dificuldade em aceder a formas alternativas de financiamento. Adicionalmente, vários estudos demonstram que a forma como o nível de capital dos bancos impacta a sua resposta a medidas de política monetária depende do tipo de política. Neste contexto, Cantero-Saiz et al. (2018) concluem, com recurso a uma amostra de bancos da Área do Euro, entre 1999 e 2012, que, perante uma política monetária expansionista, tendem a ser os bancos com maior nível de capital a apresentar uma variação de maior magnitude do crédito concedido, não havendo influência deste indicador quando a política monetária é contracionista. Segundo os autores, este resultado deve-se ao facto de a incerteza e a aversão ao risco levarem a que os bancos mais capitalizados procurem assegurar, por precaução, um nível mais elevado de capital, reduzindo, em média, o crédito concedido na mesma magnitude que os bancos com menor nível de capital (Cantero-Saiz et al., 2018). Gambacorta (2005) conclui, no entanto, através de uma amostra de bancos italianos, entre 1986 e 1998, que o nível de capital dos bancos é também significativo perante contrações monetárias: os menos capitalizados registam uma redução do crédito concedido de maior magnitude, devido a uma menor capacidade de obter financiamento no mercado interbancário, tal como previsto pela teoria. No que diz respeito ao requisito de capital imposto pelo Acordo de Basileia III, Xiong e Wang (2022) concluem, baseados numa amostra de bancos americanos, entre 2000 e 2021, que esta imposição pode levar a que os bancos não aumentem a concessão de crédito na sequência de uma política monetária expansionista, diminuindo, assim, a eficácia do *bank lending channel*.

Em segundo lugar, de acordo com Gambacorta (2005), bancos que apresentam um nível de liquidez mais baixo estão mais dependentes das decisões de política monetária dos bancos centrais do que aqueles que possuem ativos mais líquidos. Este argumento poderá ser explicado pelo facto de, por exemplo, perante uma política monetária contracionista, os últimos terem a possibilidade de conceder crédito com base na rápida transformação de valores mobiliários em liquidez, possibilitando uma menor reação do crédito concedido (Kashyap & Stein, 2000). Consequentemente, a eficácia da transmissão da política monetária

através do *bank lending channel* será maior para bancos com níveis de liquidez mais baixos (Cantero-Saiz et al., 2018; Gambacorta, 2005).

Adicionalmente, e à semelhança do que ocorre para o capital, Xiong e Wang (2022) alertam para o facto de a imposição, no contexto da supervisão bancária, de requisitos prudenciais relativos à liquidez poder ter influência sobre a eficácia do *bank lending channel*. Neste contexto, a necessidade de criar reservas de liquidez pode levar a que a concessão de crédito, na sequência de uma política monetária expansionista, não aumente tanto quanto o previsto (Xiong & Wang, 2022).

Do ponto de vista empírico, o estudo realizado por Gambacorta (2005), com recurso a uma amostra de bancos italianos, entre 1986 e 1998, permitiu concluir que, para bancos com a mesma dimensão, uma alteração na taxa de juro diretora da política monetária origina uma variação de maior magnitude no volume de crédito concedido por bancos com um menor nível de liquidez, conforme previsto teoricamente. No mesmo sentido, e apresentando a mesma justificação para os resultados obtidos, Matousek e Solomon (2018) estimaram, através de um estudo para a Nigéria, entre 2002 e 2008, que bancos com restrições de liquidez reagem de forma mais significativa a medidas de política monetária.

Para além disso, o estudo realizado por Xiong e Wang (2022), com recurso a uma amostra de bancos americanos, entre 2000 e 2021, demonstra que, perante a imposição do rácio de cobertura de liquidez pelo Acordo de Basileia III, a eficácia do *bank lending channel* será tanto menor quanto maior for o requisito mínimo obrigatório, uma vez que um rácio mais elevado limita de forma mais significativa o volume de crédito que pode ser concedido pelos bancos.

Por último, no que se refere à dimensão dos bancos, segundo Kashyap e Stein (1995), os bancos de menor dimensão têm, tendencialmente, menor capacidade de aceder a formas de financiamento externo alternativas aos depósitos, pelo que serão mais sensíveis a medidas de política monetária. Naqvi e Pungaliya (2023) argumentam, contudo, que, embora isto se possa verificar no que diz respeito a uma política monetária contracionista, o mesmo não acontece perante uma política monetária expansionista. Neste caso, ainda que a redução da taxa de juro diretora se traduza numa redução do custo de financiamento externo para bancos de qualquer dimensão, esta tende a ser mais pronunciada para os de maior dimensão, que apresentam menor risco, devido, entre outros, à maior probabilidade de serem resgatados externamente em caso de dificuldades. Assim sendo, estes autores preveem que a forma como a resposta dos bancos a medidas de política monetária varia com a sua dimensão é

assimétrica: perante uma política monetária contracionista, há uma variação de maior magnitude do crédito concedido por bancos de menor dimensão, verificando-se o contrário perante uma política expansionista (Naqvi & Pungaliya, 2023).

No que diz respeito à evidência empírica, Gambacorta (2005) conclui, recorrendo a uma amostra de bancos italianos, entre 1986 e 1998, que a dimensão dos bancos não tem um impacto estatisticamente significativo sobre a resposta destes a medidas de política monetária. O autor argumenta que os bancos de menor dimensão tendem a ser, em média, mais líquidos, o que lhes permite suavizar a contração do crédito concedido perante uma política contracionista, sendo incentivados a fazê-lo pelo facto de apresentarem uma maior proximidade com o cliente. Assim sendo, não estão tão dependentes de medidas de política monetária, ao contrário do que seria de esperar à luz da teoria (Gambacorta, 2005). Pelo contrário, de acordo com Matousek e Sarantis (2009), com base num estudo realizado para uma amostra de países da União Europeia, entre 1994 e 2003, a dimensão dos bancos surge como uma das características que apresenta maior influência sobre a resposta diferenciada dos bancos a alterações na taxa de juro diretora. Adicionalmente, o estudo realizado por Naqvi e Pungaliya (2023), com recurso a bancos americanos, entre 1992 e 2018, permitiu concluir que, perante uma política monetária contracionista, o crédito concedido por pequenos bancos diminui mais do que o concedido por grandes bancos, enquanto que o crédito concedido por estes últimos tende a ser mais sensível na sequência de uma política expansionista, devido a uma maior redução do seu custo de financiamento externo.

2.2.3 Determinantes microeconómicos do *balance sheet channel*

Relativamente aos determinantes microeconómicos do *balance sheet channel*, importa referir que são poucos os contributos da literatura que procuram determinar quais os aspetos, relacionados com os devedores, que influenciam a resposta do crédito concedido a medidas de política monetária. De facto, no âmbito deste subcanal, grande parte dos estudos foca-se em estudar a relação que se estabelece entre medidas de política monetária e o investimento das empresas e de que forma essa relação varia com as características das mesmas (*e.g.*, Melander et al., 2017). Não obstante, destacam-se, como possíveis determinantes deste subcanal, a solidez financeira dos devedores, a rentabilidade das empresas e a sua dimensão.

A forma como o crédito concedido pelos bancos reage a medidas de política monetária depende, em parte, da solidez financeira dos seus devedores, nomeadamente das empresas

(Ashcraft & Campello, 2007; Aysun & Hepp, 2013). Segundo Ashcraft e Campello (2007), o impacto da política monetária sobre o produto e a taxa de inflação, via *balance sheet channel*, deverá ser maior quando os balanços dos devedores são menos sólidos, já que a sua menor credibilidade deverá originar uma variação de maior magnitude do crédito concedido.

De facto, o estudo realizado por Ashcraft e Campello (2007), com recurso a uma amostra de bancos americanos, entre 1976 e 1998, comprovou que a solidez financeira dos balanços dos devedores tem uma influência significativa sobre a variação do crédito concedido perante medidas de política monetária. De acordo com estes, quatro trimestres após uma contração monetária, os bancos que concedem crédito a devedores com menor solidez financeira, contraem o crédito concedido em mais 50% do que os restantes bancos. No mesmo sentido, Aysun e Hepp (2013) concluem, com recurso a empréstimos americanos, entre 1995 e 2009, que a solidez dos balanços dos devedores impacta a forma como a concessão de crédito reage a medidas de política monetária através da influência que tem sobre o *spread* entre a taxa de juro praticada e a taxa de juro sem risco. Os resultados obtidos são, contudo, distintos consoante o tipo de política monetária: a diferença entre o *spread* praticado a devedores com menor solidez financeira e o praticado a devedores com maior solidez é maior perante uma política monetária contracionista. Este resultado pode ser justificado pelo facto de, em períodos de contração monetária, a incerteza ser maior e a posição financeira dos devedores com maior risco de crédito ser ainda menos sólida (Aysun & Hepp, 2013).

Adicionalmente, Harrison et al. (2022) sugerem que existe uma relação positiva entre o lucro/rentabilidade das empresas e a probabilidade do seu pedido de empréstimo ser aprovado, já que uma rentabilidade superior sinaliza uma maior probabilidade de futuro pagamento do empréstimo e, por conseguinte, menor risco de crédito. Assim, é possível, por exemplo, que o crédito concedido aumente mais perante uma política monetária expansionista quando as empresas que procuram crédito apresentam maior rentabilidade. Pelo contrário, Cai (2021) e Paligorova e Santos (2017) argumentam que, em períodos de diminuição das taxas de juro diretoras, o apetite dos bancos por risco tende a aumentar e o seu custo de oportunidade tende a diminuir, induzindo-os a conceder mais crédito a empresas com maior risco de incumprimento. Assim sendo, se os bancos encararem a menor rentabilidade das empresas como um indicador da sua probabilidade de incumprimento, é possível que a eficácia do canal do crédito varie com a rentabilidade média do tecido empresarial de cada país.

Do ponto de vista empírico, Harrison et al. (2022) concluem, recorrendo a um estudo para empresas irlandesas, entre 2009 e 2014, que há, efetivamente, uma maior probabilidade de rejeição de pedidos de crédito por parte de empresas com baixos níveis de lucro. A mesma conclusão resulta do estudo realizado por Jiménez et al. (2012) para Espanha, entre 1982 e 2008. Por sua vez, Paligorova e Santos (2017) demonstram, com base em empréstimos concedidos nos EUA, entre 1990 e 2008, que, em períodos de política monetária expansionista, os bancos tendem a exigir uma menor compensação pelo mesmo nível de risco, concluindo, por isso, que este tipo de política induz a realização de investimentos mais arriscados.

Por fim, no que diz respeito à dimensão das empresas, esta tem capacidade para influenciar, por exemplo, a resposta do crédito concedido pelos bancos a uma política monetária contracionista. De acordo com Bernanke et al. (1996) e com Kandrak (2012), perante uma política deste tipo, ocorre, ao nível dos bancos, um efeito de *flight to quality*, isto é, para além da redução do volume de crédito concedido, há um ajustamento na composição do portefólio bancário, de tal forma que a proporção de crédito concedido a empresas mais pequenas diminui, aumentando, simultaneamente, a proporção de crédito concedido a grandes empresas. Este fenómeno pode ser explicado pelo facto de empresas pequenas terem custos de agência mais elevados e vendas menos diversificadas, sendo, por isso, encaradas pelos bancos como mais arriscadas, ao contrário das grandes empresas, percecionadas como mais seguras e transparentes (Bernanke et al., 1996; Black & Rosen, 2007; Kandrak, 2012).

Relativamente à evidência empírica, o estudo realizado por Ciccarelli et al. (2015), para os EUA, entre 1992 e 2013, permitiu concluir que, efetivamente, os choques de política monetária afetam de forma mais significativa o crédito concedido a pequenas empresas. Estas têm mais dificuldade em aceder a crédito bancário, principalmente após a ocorrência de uma crise, pelo facto de constituírem um maior risco para os credores, tal como demonstrado por Harrison et al. (2022), com recurso a uma amostra de empresas irlandesas, entre 2009 e 2014. Adicionalmente, tendo em conta o estudo realizado por Cai (2021) para a China, entre 2003 e 2013, é de esperar que estes efeitos sejam simétricos, tendo os autores concluído que o crédito concedido pelos bancos a empresas de pequena dimensão tende a responder de forma mais significativa também perante uma política monetária expansionista, já que a redução do custo de oportunidade dos bancos leva a que estes aloquem mais capital a empresas mais arriscadas.

2.3 O canal do crédito sob *Zero Lower Bound*

A CFG (2007-2009) foi caracterizada pelo aumento da aversão ao risco por parte dos bancos e por disrupções no sistema financeiro. Teve consequências nefastas para o setor bancário dos países afetados pela mesma, gerando problemas de solvência e de liquidez não só para os próprios bancos, mas também para os seus devedores. Neste contexto, verificou-se uma redução do crédito concedido aos agentes não monetários, tendo a queda do produto e o aumento do desemprego resultantes da crise sido amplificados pela diminuição da atividade de intermediação financeira, quer na Área do Euro, quer nos EUA (Borio & Gambacorta, 2017; Olmo & Sanso-Navarro, 2015).

Adicionalmente, no seguimento da CFG, vários países da Área do Euro, tais como a Grécia, a Irlanda e Portugal, registaram aumentos significativos da dívida pública, nomeadamente devido à quebra das receitas fiscais, ao aumento da despesa pública para controlar a crise económica e à necessidade de apoiar o setor bancário. Consequentemente, a desconfiança dos investidores em relação à capacidade destes governos reembolsarem a sua dívida originou um aumento das taxas de juro das obrigações soberanas, refletindo um maior risco de crédito e dificultando o seu financiamento no mercado, culminando com a necessidade de recorrer a financiamento via programas de ajuda externa (Lane, 2012). De acordo com García-Posada e Marchetti (2016), a crise da dívida soberana contribuiu para quebrar o mecanismo de transmissão da política monetária, ao limitar o acesso de bancos dos países afetados pela mesma a financiamento no mercado.

Por conseguinte, dadas as consequências da CFG, e, no caso da Área do Euro, da crise da dívida soberana, os bancos centrais procuraram estimular a economia através da redução da taxa de juro diretora, com o objetivo de combater a contração da atividade económica e a baixa taxa de inflação (Borio & Gambacorta, 2017; Olmo & Sanso-Navarro, 2015). Assim, várias autoridades monetárias diminuíram as taxas de juro diretoras para zero, atingindo o seu ZLB.

Ainda que esta medida tivesse como objetivo incentivar a concessão de crédito, autores como Apergis e Christou (2015), Borio e Gambacorta (2017) e Olmo e Sanso-Navarro (2015) argumentam que esta não foi suficiente para influenciar o crédito concedido pelos bancos, tendo a eficácia do canal do crédito diminuído sob ZLB. De acordo com estes, a oferta de crédito torna-se menos responsiva a choques de política monetária quando a taxa de juro diretora atinge valores muito baixos, nomeadamente devido a duas razões distintas.

Em primeiro lugar, quando isto ocorre, parece ser criada a expectativa, junto dos bancos comerciais, de que a autoridade monetária irá, no curto-prazo, reverter a diminuição da taxa de juro devido a pressões inflacionárias. Assim sendo, optam, com base nesta expectativa, por não aumentar o crédito concedido, levando a que a política monetária expansionista não tenha capacidade para incentivar a concessão de crédito (Apergis & Christou, 2015).

Em segundo lugar, há que ter em consideração os dois efeitos, de sentido contrário, que ocorrem sobre o património dos bancos após uma diminuição da taxa de juro diretora. Por um lado, os ativos de longo-prazo com pagamentos a taxa de juro fixa que o banco possui, de que são exemplo as obrigações, valorizam, traduzindo-se em ganhos de capital. Por outro, se as taxas de juro forem suficientemente baixas e a política monetária originar uma diminuição da taxa de juro ativa sem se refletir numa redução da sua taxa de juro passiva, a rentabilidade das atividades de intermediação diminui, originando a redução do capital dos bancos. Este último efeito está associado ao facto de a taxa de juro dos depósitos não dever ser inferior a zero, já que se isso acontecesse o retorno dos mesmos seria inferior ao retorno de manter o património em moeda, podendo levar os agentes não monetários a retirar os seus depósitos dos bancos (Borio & Gambacorta, 2017; Brunnermeier & Koby, 2018; Heider et al., 2019). Tendo isto em conta, se os bancos encararem o capital como escasso, poderão procurar afetá-lo a atividades mais lucrativas, como por exemplo, investimentos, moderando a atividade de concessão de crédito.

No que diz respeito à evidência empírica, o estudo realizado por Borio e Gambacorta (2017) para bancos internacionais de grande dimensão de doze economias avançadas, entre 1995 e 2014, permitiu concluir que, efetivamente, a eficácia do canal do crédito da política monetária diminuiu dado o ambiente de baixas taxas de juro, não sendo o impacto de alterações da taxa de juro diretora sobre a concessão de crédito estatisticamente significativo. Entre 2010 e 2014, este resultado foi explicado, em parte, pela reduzida rentabilidade dos bancos, resultante da diminuição da taxa de juro diretora. Também Apergis e Christou (2015) demonstraram, com recurso a uma amostra de países da Área do Euro, entre 2000 e 2012, que a política monetária perde a sua capacidade de estimular a concessão de crédito quando a taxa de juro se encontra próxima do seu ZLB.

Pelo contrário, Belke e Dreger (2019) demonstraram, com base numa amostra de bancos da Área do Euro, no período de 2000 a 2015, que mesmo quando as taxas de juro se encontram próximas do ZLB, a sua diminuição estimula, de forma significativa, o crédito concedido

pelos bancos. No mesmo sentido, Farka (2022) concluiu, com base num estudo realizado para os EUA, entre 1999 e 2015, que o canal do crédito se revelou ainda mais eficaz sob ZLB. De acordo com o autor, este resultado pode ser atribuído às medidas não convencionais de política monetária que foram adotadas por vários bancos centrais durante o período de ZLB (Farka, 2022), tal como será explorado na subsecção seguinte.

2.4 O canal do crédito e a política monetária não convencional

Dada a incapacidade de a política monetária convencional controlar o risco de deflação, e tendo a taxa de juro nominal atingido o seu ZLB, o BCE adotou, na sequência da CFG e da crise da dívida soberana, medidas não convencionais de política monetária. Estas tinham como principal objetivo estimular a inflação, contribuindo, igualmente, para assegurar a estabilidade financeira e restaurar o mecanismo de transmissão da política monetária e a confiança no sistema bancário (Kenourgios & Ntaikou, 2021; Olmo & Sanso-Navarro, 2015). Como exemplos destas medidas destacam-se políticas de provisão de liquidez e de apoio à concessão de crédito (*e.g.*, as operações de refinanciamento de prazo alargado – LTRO’s¹ – e as operações de refinanciamento de prazo alargado direcionadas – TLTRO’s²), os programas de compra de ativos (normalmente conhecidos por *Quantitative Easing* – QE), a *forward guidance* e a adoção de taxas de juro negativas (Branco & Soares, 2021).

É de notar que, ainda que o conceito de canal do crédito apresentado por Bernanke e Gertler (1995) se refira ao impacto que alterações das taxas de juro diretoras têm sobre a oferta de crédito por parte dos bancos, também a política monetária não convencional pode ser transmitida através deste canal. De acordo com Albertazzi et al. (2021), é de esperar que o canal do crédito seja particularmente eficaz na transmissão das medidas não convencionais, uma vez que a maior parte procurava estimular a oferta de crédito por parte dos bancos. Este estímulo ocorreu por via da concessão de liquidez e da diminuição dos custos de financiamento que permitiram a disponibilização de fundos para a concessão de crédito e possibilitaram o aumento da rentabilidade e do capital dos bancos (Albertazzi et al., 2021).

Efetivamente, tendo por base um estudo realizado para a Área do Euro, entre 2007 e 2015, Albertazzi et al. (2021) comprovaram que o *bank lending channel* foi bastante relevante para o

¹ Do inglês *Long Term Refinancing Operations*.

² Do inglês *Targeted Longer-Term Refinancing Operations*.

mecanismo de transmissão da política monetária não convencional no período considerado. Wu (2018) obteve a mesma conclusão, embora para os EUA, entre 2008 e 2012, e para o canal do crédito como um todo, incluindo ambos os seus subcanais. Estes estudos empíricos, bem como o realizado por Olmo e Sanso-Navarro (2015) para a Área do Euro, entre 2004 e 2014, e para os EUA, entre 1998 e 2013, permitiram concluir que, através do aumento da eficácia do canal do crédito, principalmente em países com maior aversão ao risco, as medidas não convencionais de política monetária contribuíram para restaurar o mecanismo de transmissão da mesma, que havia sido comprometido aquando da CFG e da crise da dívida soberana. Não obstante, Albertazzi et al. (2021) consideram que o estímulo à oferta de crédito na Área do Euro, entre 2007 e 2015, não foi tão significativo quanto poderia ser, pelo facto de algumas destas medidas impactarem o capital futuro dos bancos, através do achatamento da curva de rendimentos.

Em sentido contrário aos contributos apresentados anteriormente, Kenourgios e Ntaikou (2021) concluíram, com base num estudo para a Área do Euro, entre 2000 e 2016, que a eficácia do *bank lending channel* na transmissão de medidas não convencionais de política monetária não foi significativa, não tendo estas medidas influenciado o crédito concedido pelos bancos da Área do Euro. Os autores atribuem este resultado ao facto de estas não conseguirem afetar, de forma considerável, a rentabilidade dos bancos. Também Reichlin (2014) chamou a atenção para a incapacidade de a política monetária não convencional incentivar a concessão de crédito por parte dos bancos da Área do Euro, entre 2008 e 2012, evidenciando que, no período considerado, as medidas adotadas tiveram como único foco a liquidez, não resolvendo os graves problemas de solvência que afetavam o sistema bancário. Efetivamente, a reduzida eficácia do canal do crédito pode, também, ser atribuída ao facto de, dado o elevado risco de liquidez e de crédito enfrentados pelos bancos, estes terem utilizado os fundos fornecidos pelo BCE para se autofinanciar em detrimento da concessão de crédito aos agentes não monetários (García-Posada & Marchetti, 2016).

Adicionalmente, importa notar que a transmissão de medidas não convencionais de política monetária através do canal do crédito se pode caracterizar por heterogeneidade.

Relativamente aos determinantes macroeconómicos, é de referir o contributo de Evgenidis e Salachas (2019), que, com recurso a uma amostra de países da Área do Euro, entre 2003 e 2017, permitiu concluir que, em períodos de dificuldades financeiras, o canal do crédito é particularmente relevante para a transmissão da política monetária não convencional. De

facto, as medidas adotadas contribuem para aumentar o portefólio dos agentes não monetários, fortalecendo a sua posição financeira, e aumentam a capacidade de os bancos concederem crédito, capacidade essa que está particularmente limitada em períodos de crise (Evgenidis & Salachas, 2019).

No que se refere ao *bank lending channel*, de acordo com Albertazzi et al. (2021), a transmissão da política monetária através deste subcanal, na Área do Euro, entre 2007 e 2015, terá sido mais eficaz para bancos com maior nível de capital, já que os menos capitalizados enfrentavam restrições financeiras que limitaram a sua capacidade para aumentar a oferta de crédito em resposta à política monetária não convencional expansionista. Estas restrições terão limitado a transmissão das medidas não convencionais especialmente em países identificados pelos autores como periféricos, de que são exemplo Portugal, Espanha, Irlanda e Itália. Adicionalmente, o impacto das medidas não convencionais sobre o crédito concedido foi mais significativo para bancos com maior exposição a obrigações soberanas, já que foram introduzidas medidas que contribuíram para o aumento do valor dos títulos de dívida pública de longo-prazo, aumentando, dessa forma, o capital dos bancos e a sua capacidade para expandir a oferta de crédito (Albertazzi et al., 2021).

Por fim, no que diz respeito ao *balance sheet channel*, Wu (2018) demonstrou que, nos EUA, entre 2008 e 2012, as medidas não convencionais de política monetária tiveram um impacto mais significativo sobre as empresas com maiores restrições financeiras e de menor dimensão, pelo facto de estas estarem mais dependentes de financiamento externo. No mesmo sentido, Farka (2022) demonstrou que, para os EUA, entre 1999 e 2015, o impacto das medidas não convencionais sobre este grupo de empresas permitiu que a eficácia do canal do crédito na transmissão destas medidas fosse, inclusive, superior à sua eficácia na transmissão da política monetária convencional.

3. Metodologia

Tendo por base os principais contributos da literatura relativa à transmissão da política monetária através do canal do crédito, a forma mais adequada para responder à questão de investigação deverá ser a realização de uma análise empírica. Por conseguinte, é realizado um estudo econométrico com dados em painel, que será descrito ao longo da presente secção.

Em primeiro lugar, é evidenciado o método de estimação a utilizar (subsecção 3.1). De seguida, são apresentadas a estratégia de identificação dos choques exógenos de política monetária (subsecção 3.2) e as várias especificações do modelo econométrico a estimar (subsecção 3.3). Por fim, são descritas, de forma pormenorizada, as variáveis incluídas no estudo, bem como as fontes dos dados utilizados (subsecção 3.4).

3.1 Método de estimação

A análise dos determinantes que influenciam o canal do crédito e de como contribuem para a heterogeneidade na transmissão da política monetária pode ser feita através da estimação de funções impulso resposta. Estas medem o impacto dinâmico que um determinado choque exógeno tem sobre variáveis de interesse, podendo ser estimadas com recurso ao método *Vector Autoregression* (VAR) ou a partir de projecções locais (Jordà, 2005; Koop et al., 1996).

Ainda que o VAR seja frequentemente utilizado na literatura relativa ao canal do crédito e seus determinantes (*e.g.*, Ciccarelli et al., 2015), não sendo as projecções locais habitualmente adotadas neste tipo de estudos, este último método tem vantagens face ao VAR. A estimação de funções impulso resposta a partir de projecções locais consiste em “estimar projecções locais em cada período de interesse, em vez de extrapolar para horizontes cada vez mais distantes de um determinado modelo, como é feito com o *vector autoregression* (VAR)” (Jordà, 2005, p. 161). Por conseguinte, o uso de projecções locais permite uma maior robustez a erros de especificação e maior flexibilidade, impondo pressupostos mais fracos sobre a dinâmica das variáveis (Barnichon & Brownlees, 2019; Jordà, 2005).

Por outro lado, é de notar que, pelo facto de as funções impulso resposta serem obtidas através de coeficientes resultantes da estimação de regressões preditivas para diferentes horizontes temporais, a utilização de projecções locais pode conduzir a funções mais erráticas

e com intervalos de confiança alargados, podendo dificultar a interpretação dos resultados³ (Barnichon & Brownlees, 2019; Boeckx et al., 2020; Tanaka, 2020).

Ainda assim, Boeckx et al. (2020) apresentam como uma das maiores vantagens do método das projeções locais a facilidade de fazer depender as funções impulso resposta de características dos bancos e das empresas que variam ao longo do tempo. Por conseguinte, tendo em conta que o estudo em causa incide sobre determinantes do canal do crédito que variam ao longo do período da amostra, este método parece ser o mais adequado para a análise empírica que se pretende realizar.

Não obstante, optando por este método de estimação, os choques de política monetária, que correspondem à variável exógena, têm de ser previamente identificados (Tanaka, 2020), sendo a estratégia de identificação apresentada na subsecção seguinte.

3.2 Identificação dos choques exógenos de política monetária

Na identificação dos choques exógenos de política monetária para o estudo do seu impacto sobre o crédito concedido, é necessário ter em consideração dois aspetos relevantes: a escolha do indicador de política monetária a utilizar e a possibilidade de existência de endogeneidade entre esta política e o crédito concedido.

No que diz respeito ao indicador a utilizar, a taxa de juro das operações principais de refinanciamento deixou de ser, devido à adoção, por parte do BCE, de medidas não convencionais de política monetária, o instrumento primordial desta política, refletindo apenas parcialmente a posição da autoridade monetária. Assim sendo, dada a necessidade de obter um indicador que reflita, também, as medidas não convencionais de política monetária, Krippner (2014) e Wu e Xia (2016) calcularam uma *shadow rate* para a Área do Euro. Para a realização do estudo em causa, é adotada, por defeito, a *shadow rate* obtida por Wu e Xia, uma vez que incorpora a possibilidade de o *effective lower bound* das taxas de juro ser inferior a zero e de variar ao longo do tempo (Albertazzi et al., 2021; Wu & Xia, 2017).

Adicionalmente, de acordo com a regra de Taylor (1993), a política monetária reage a flutuações da atividade económica, estando a taxa de juro diretora (e a *shadow rate*) dependente de variações do Produto Interno Bruto (PIB) e de variações do nível de preços.

³ A diminuição do número de observações à medida que a regressão é estimada para horizontes temporais cada vez mais distantes do período do choque pode contribuir para a perda de precisão.

Normativamente, na sua função reação, o banco central deverá aumentar a taxa de juro quando o PIB regista valores superiores ao PIB potencial e/ou quando a taxa de inflação é superior ao seu objetivo (Taylor, 1993). Assim, dado que o crédito concedido pelos bancos é também afetado pela conjuntura económica, há a possibilidade de a relação entre este e a política monetária ser enviesada, devido à existência de endogeneidade (Boeckx et al., 2020; De Santis et al., 2013; Grandi, 2019). Consequentemente, para avaliar o impacto de alterações de política monetária sobre o crédito concedido, é necessário identificar os choques de política exógenos, separando-os de reações endógenas a flutuações da atividade económica (Boeckx et al., 2020; De Santis et al., 2013; Grandi, 2019).

Nesse sentido, e à semelhança da estratégia utilizada, entre outros, por Grandi (2019), os choques de política monetária a utilizar nas funções impulso resposta são aproximados pelos resíduos de Taylor. Por sua vez, estes são obtidos através da diferença entre o valor efetivo da variação da *shadow rate* e o seu valor previsto, resultante da estimação de um modelo semelhante à regra de Taylor:

$$\Delta shadowrate_AE_t = a + \beta_1 txpib_AE_t + \beta_2 txinfl_AE_t + \varepsilon_t \quad (3.1)$$

em que a variável $\Delta shadowrate_AE$ corresponde, por defeito, à variação da *shadow rate* da Área do Euro calculada por Wu e Xia (2016), a variável $txpib_AE$ diz respeito à taxa de crescimento do PIB da Área do Euro e a variável $txinfl_AE$ representa a taxa de inflação da Área do Euro.

Tendo em conta a possibilidade de existência de endogeneidade, a equação (3.1) é estimada com recurso ao método de variáveis instrumentais, correspondendo os instrumentos da taxa de crescimento do PIB e da taxa de inflação da Área do Euro aos seus *lags*.

3.3 Especificações alternativas do modelo

O estudo dos efeitos dinâmicos dos choques de política monetária sobre o crédito concedido pelas instituições financeiras monetárias é realizado, nos países em análise, tendo por base a obtenção de funções impulso resposta cumulativas com recurso ao método de projeções locais. Estas são construídas seguindo a estratégia apresentada por Jordà (2005) e um *do-file*

do Stata disponibilizado pelo autor⁴, através da estimação, em cada um dos oito trimestres seguintes ao choque de política monetária⁵, da seguinte regressão base:

$$\ln(credito_{i,t+k}) - \ln(credito_{i,t}) = \alpha_k + \beta_k choquePM_t + \sigma_k(L)Z_{i,t} + \delta_i + \eta_t + \varepsilon_{i,t+k} \quad (3.2)$$

Em que i corresponde ao país e t ao trimestre.

A variável dependente, $\ln(credito_{i,t+k}) - \ln(credito_{i,t})$, representa a resposta do crédito concedido a um choque de política monetária, correspondendo à diferença entre o logaritmo do crédito concedido no trimestre em análise ($t+k$) e o logaritmo do crédito concedido no trimestre em que ocorreu o choque (t). Por sua vez, os choques exógenos de política monetária, que correspondem a variações na *shadow rate*, estimados pelos resíduos da equação (3.1), dizem respeito à principal variável explicativa, $choquePM_t$, sendo β_k o coeficiente de interesse, utilizado para obter as funções impulso resposta. Este coeficiente mede o efeito estimado de um choque de política monetária que ocorreu no trimestre t sobre o crédito concedido no trimestre $t+k$, permitindo analisar de que forma esse impacto varia ao longo do tempo.

Adicionalmente, é incluído um vetor de variáveis de controlo e respetivos $lags^6 - (L)Z_{i,t}$. Estas correspondem à variação, período a período, do logaritmo do crédito concedido e a um conjunto de variáveis que podem impactar a concessão de crédito em cada país, incluindo a variação do Indicador Compósito de *Stress* Sistémico⁷ para a Área do Euro (uma aproximação das dificuldades financeiras sentidas na UEM), a variação do logaritmo do Índice Harmonizado de Preços no Consumidor (IHPC) por país, a variação do logaritmo do PIB por país e, ainda, a variação de uma variável que representa a procura de crédito por parte das empresas. Esta última e a variação do logaritmo do PIB de cada país são incluídas na regressão não só pelo facto de poderem influenciar o crédito concedido, mas também de forma a controlar a regressão para a parte do impacto dos choques monetários sobre o crédito que resulta de alterações na sua procura, permitindo, assim, analisar somente o impacto que se deve ao canal do crédito, que diz respeito ao lado da oferta do mesmo (Ciccarelli et al., 2013, 2015). A inclusão da variação do logaritmo do IHPC e da variação do

⁴ Disponível no [website](#) de Jordà (acedido a 25 de março de 2023).

⁵ À semelhança de Boeckx et al. (2020) e do método utilizado por Jordà no *do-file* disponibilizado, o impacto sobre a variável dependente no período do choque é assumido como zero.

⁶ À semelhança de Boeckx et al. (2020), são introduzidos três *lags* para cada uma das variáveis, incluindo *choquePM*. Não obstante, de acordo com Jordà (2005), as funções impulso resposta obtidas através de projeções locais são robustas a possíveis erros de especificação na escolha do número de *lags* a incluir na regressão.

⁷ Do inglês *Composite Indicator of Systemic Stress*.

Indicador Compósito de *Stress* Sistémico têm como objetivo captar flutuações macroeconómicas e financeiras que podem influenciar o comportamento dos bancos na concessão de crédito (Boeckx et al., 2020)⁸.

Para obter as funções impulso resposta a partir de projeções locais, a regressão (3.2), bem como todas as regressões que são apresentadas ao longo da presente subsecção, são estimadas para cada um dos oito trimestres após o choque de política monetária, com recurso ao modelo de efeitos fixos, denotando δ_i e η_t , respetivamente, efeitos fixos ao nível do país e efeitos fixos temporais. A opção pelo modelo de efeitos fixos é justificada, em parte, pelo facto de, de acordo com Verbeek (2017), dever ser o modelo utilizado para estimar dados em painel se os indivíduos que constituem a amostra forem “únicos”, não tendo sido selecionados aleatoriamente da população a que pertencem. Assim, dado que o presente estudo tem por base uma amostra de países da Área do Euro, o modelo de efeitos fixos parece ser o mais adequado. Não obstante, foi realizado o teste de Hausman (1978) para a regressão base (3.2), verificando-se que o estimador de efeitos aleatórios é inconsistente, sendo o modelo de efeitos fixos mais apropriado⁹.

Dada a existência de heteroscedasticidade e de autocorrelação na regressão base¹⁰, em que todas as restantes se baseiam, os desvios-padrão de todas as regressões apresentadas ao longo desta subsecção são calculados tendo por base *clusters* ao nível do país. É de notar que, neste caso, a estimação do modelo de efeitos fixos com desvios-padrão robustos não influencia as estimativas dos coeficientes, tendo apenas influência sobre o cálculo dos desvios-padrão, possibilitando a realização de inferência estatística (Verbeek, 2017).

Após a estimação da regressão base, tendo em conta que, de acordo com a literatura (*e.g.*, Borio & Gambacorta, 2017), a eficácia do canal do crédito pode ser distinta durante o período de ZLB face a “tempos normais”, introduzindo heterogeneidade na transmissão da política monetária ao longo do tempo, é estimada uma regressão de modo a estudar essa possibilidade:

⁸ De notar que pelo facto de a regressão apresentada e das restantes regressões da presente subsecção incluírem *lags* das variáveis explicativas, as funções impulso resposta obtidas são assintoticamente válidas tanto para dados estacionários como não estacionários (Montiel Olea & Plagborg-Møller, 2021).

⁹ O resultado do teste de Hausman é apresentado no Anexo A.

¹⁰ Os resultados dos testes de heteroscedasticidade e de autocorrelação são apresentados no Anexo B.

$$\ln(\text{credito}_{i,t+k}) - \ln(\text{credito}_{i,t}) = \alpha_k + \beta_k \text{choquePM}_t + \theta_k i_ZLB_t * \text{choquePM}_t + \gamma_k i_ZLB_t + \sigma_k(L)Z_{i,t} + \delta_i + \eta_t + \varepsilon_{i,t+k} \quad (3.3)$$

A especificação econométrica apresentada parte da regressão geral (3.2), sendo aumentada por: uma variável *dummy*, i_ZLB_t , que assume o valor 1 se, no período t , a Área do Euro se encontra sob ZLB e 0, caso contrário; e pela interação entre essa *dummy* e a variável de choque, choquePM_t . Enquanto o coeficiente associado à variável *dummy* capta o seu efeito sobre o crédito concedido e que não está relacionado com choques de política monetária, o coeficiente associado à variável de interação capta o efeito do ZLB na eficácia da transmissão da taxa de juro ao crédito. Para esta especificação, considera-se que a Área do Euro está sob ZLB quando a taxa de juro anunciada pelo BCE para as operações principais de refinanciamento é igual a zero¹¹.

Posteriormente, tendo como objetivo averiguar quais os determinantes que influenciam (e de que forma) a resposta do crédito concedido a choques de política monetária, são selecionados para análise, com base na literatura, seis determinantes: dois determinantes macroeconómicos – o risco soberano ($txjurd\text{divsob}$), medido pela taxa de juro da dívida soberana a 10 anos, e as dificuldades financeiras enfrentadas pelos países, medidas pelo Índice de *Stress Financeiro*¹² ($f\text{instress}$) –; dois determinantes microeconómicos do *bank lending channel* – o capital (cap_ban) e a dimensão dos bancos (dim_ban) –; e dois determinantes microeconómicos do *balance sheet channel* – a rentabilidade das empresas não financeiras ($rent_emp$) e o seu endividamento ($debt_eq_emp$), aproximado pelo *debt-to-equity*.

A primeira regressão estimada para cada determinante é semelhante à utilizada por Ramey e Zubairy (2018) e Choi e Yoon (2022), consistindo em introduzir, face à regressão base, interações entre todas as variáveis da mesma e uma variável *dummy*, $i_determinante_{i,t}$, que assume o valor 1 se o indicador em causa é, para o país i , no período do choque de política monetária, t , superior à média registada, trimestre a trimestre, nos países da Área do Euro¹³,

¹¹ A variável i_ZLB_t foi contruída tendo em conta este critério e a informação relativa aos valores das taxas de juro diretoras do BCE, disponíveis no seu [website](#) (acedido a 24 de junho de 2023).

¹² Do inglês *Index of Financial Stress*.

¹³ Tal como será explicado na subsecção seguinte, a amostra utilizada não inclui a Estónia, devido à indisponibilidade de dados para um dos determinantes em estudo, pelo que a referida média tem em consideração todos os países que faziam parte da Área do Euro à data de cada um dos trimestres considerados, com exceção da Estónia.

bem como interações entre todas as variáveis e uma variável *dummy* que assume o valor 1 se o indicador em causa é, para o país i , no período t , inferior à média da amostra:

$$\ln(\text{credito}_{i,t+k}) - \ln(\text{credito}_{i,t}) = i_determinante_{i,t} * (\beta_{H,k} \text{choquePM}_t + \sigma_{H,k}(L)Z_{i,t}) + (1 - i_determinante_{i,t}) * (\beta_{L,k} \text{choquePM}_t + \sigma_{L,k}(L)Z_{i,t}) + \gamma_k \text{determinante}_{i,t-1} + \delta_i + \eta_t + \varepsilon_{i,t+k} \quad (3.4)$$

Em que $i_determinante_{i,t}$ representa, em alternativa, a variável *dummy* associada a cada um dos determinantes selecionados – $i_txjurdivsob_{i,t}$, $i_finstress_{i,t}$, $i_cap_ban_{i,t}$, $i_dim_ban_{i,t}$, $i_rent_emp_{i,t}$ e $i_debt_eq_emp_{i,t}$ –, e $determinante_{i,t-1}$ denota a inclusão (fora da interação) do valor do respetivo determinante como variável de controlo¹⁴.

A inclusão de interações da variável *dummy* com todas as variáveis do modelo permite que todos os coeficientes variem consoante o determinante é superior ou inferior à média. Não obstante, neste contexto, os coeficientes de interesse dizem respeito aos associados às interações $i_determinante_{i,t} * \text{choquePM}_t$ e $(1 - i_determinante_{i,t}) * \text{choquePM}_t$, isto é, $\beta_{H,k}$ e $\beta_{L,k}$, que representam o impacto do choque de política monetária sobre o crédito concedido quando o determinante é, respetivamente, superior ou inferior à média da UEM. Com base nestes, são obtidas, para cada um dos seis determinantes em análise, funções impulso resposta do crédito concedido a variações da *shadow rate*, possibilitando a comparação entre a resposta do crédito concedido em países/períodos nos quais o determinante é superior à média com a resposta do crédito concedido em países/períodos nos quais o determinante é inferior à média.

Como nota, ainda que a análise relativa à influência dos determinantes do canal do crédito pudesse ser realizada com dados microeconómicos, à semelhança de alguns contributos da literatura que recorrem a observações para os bancos dos países em estudo (*e.g.*, Boeckx et al., 2020; Cantero-Saiz et al., 2018), estes tendem a focar-se apenas no *bank lending channel*. Assim, tendo em conta que se pretende estudar, simultaneamente, o *bank lending channel* e o *balance sheet channel*, introduzindo, para isso, determinantes relacionados com os bancos e determinantes relacionados com as empresas não financeiras de cada país, optou-se por escolher o país como unidade de análise, para que cada observação do painel possa incluir, simultaneamente, dados relativos a bancos e a empresas não financeiras.

¹⁴ A inclusão desta variável tem como objetivo controlar a regressão para o efeito que cada um dos determinantes tem sobre o crédito concedido, por si só, não relacionado com choques de política monetária nem com as restantes variáveis de controlo. Esta é incluída no período anterior ao choque para evitar problemas de endogeneidade (Boeckx et al., 2020).

Dada a possibilidade de o impacto dos determinantes do canal do crédito sobre a resposta a um choque de política monetária ser assimétrico consoante o tipo de política (expansionista ou contracionista) (e.g., Cantero-Saiz et al., 2014), é estimada, para cada um destes, uma especificação econométrica que tem em conta este efeito. Esta inclui uma tripla interação entre a variável de choque, a *dummy* associada ao determinante e uma *dummy* que indica se o choque monetário ocorrido no período t é expansionista ou contracionista:

$$\begin{aligned} \ln(\text{credito}_{i,t+k}) - \ln(\text{credito}_{i,t}) = & i_determinante_{i,t} * \sigma_{H,k}(L)Z_{i,t} + i_determinante_{i,t} * \beta_{1H,k}choquePM_t * \\ & i_expan_t + i_determinante_{i,t} * \beta_{2H,k}choquePM_t * (1-i_expan_t) + (1-i_determinante_{i,t}) * \sigma_{H,k}(L)Z_{i,t} \\ & + (1-i_determinante_{i,t}) * \beta_{1L,k}choquePM_t * i_expan_t + (1-i_determinante_{i,t}) * \beta_{2L,k}choquePM_t * \\ & (1-i_expan_t) + \gamma_k determinante_{i,t-1} + \rho_k i_expan_t + \delta_i + \eta_t + \varepsilon_{i,t+k} \quad (3.5) \end{aligned}$$

Em que i_expan_t diz respeito a uma variável *dummy* que assume o valor 1 se o choque exógeno de política monetária ocorrido no período t é expansionista (isto é, se corresponde a uma diminuição exógena da *shadow rate*).

A estimação da regressão acima apresentada, tendo por base a metodologia das projeções locais, possibilita a construção e comparação, para cada um dos seis determinantes em análise, de quatro funções impulso resposta do crédito concedido a variações da *shadow rate*: a função em que o determinante é superior à média quando a política monetária é expansionista, a função para este grupo de países/períodos quando a política é contracionista e duas funções em que o determinante é inferior à média, uma para cada natureza de choque monetário.

Ainda no que diz respeito à influência dos determinantes em estudo sobre a eficácia do canal do crédito, tendo como objetivo averiguar de que forma esta varia consoante a Área do Euro se encontra, ou não, sob ZLB, é estimada, para cada determinante, uma regressão semelhante à (3.5), mas em que a tripla interação incluída na especificação econométrica relaciona a variável de choque, a *dummy* associada a cada determinante e a *dummy* i_ZLB_t :

$$\begin{aligned} \ln(\text{credito}_{i,t+k}) - \ln(\text{credito}_{i,t}) = & i_determinante_{i,t} * \sigma_{H,k}(L)Z_{i,t} + i_determinante_{i,t} * \beta_{1H,k}choquePM_t * \\ & i_ZLB_t + i_determinante_{i,t} * \beta_{2H,k}choquePM_t * (1-i_ZLB_t) + (1-i_determinante_{i,t}) * \sigma_{H,k}(L)Z_{i,t} \\ & + (1-i_determinante_{i,t}) * \beta_{1L,k}choquePM_t * i_ZLB_t + (1-i_determinante_{i,t}) * \beta_{2L,k}choquePM_t * \\ & (1-i_ZLB_t) + \gamma_k determinante_{i,t-1} + \rho_k i_ZLB_t + \delta_i + \eta_t + \varepsilon_{i,t+k} \quad (3.6) \end{aligned}$$

Por fim, tendo como objetivo retirar conclusões sobre a existência de heterogeneidade na transmissão da política monetária na Área do Euro, são estimadas duas especificações econométricas adicionais. A primeira delas procura averiguar a influência conjunta dos determinantes em estudo sobre o comportamento do canal do crédito:

$$\begin{aligned}
\ln(\text{credito}_{i,t+k}) - \ln(\text{credito}_{i,t}) = & \beta_k \text{choquePM}_t + \sigma_k(L)Z_{i,t} + i_txjurdivsob_{i,t} * (\theta_{1,k} \text{choquePM}_t + \\
& \sigma_{1,k}(L)Z_{i,t}) + i_finstress_{i,t} * (\theta_{2,k} \text{choquePM}_t + \sigma_{2,k}(L)Z_{i,t}) + i_cap_ban_{i,t} * (\theta_{3,k} \text{choquePM}_t + \\
& \sigma_{3,k}(L)Z_{i,t}) + i_dim_ban_{i,t} * (\theta_{4,k} \text{choquePM}_t + \sigma_{4,k}(L)Z_{i,t}) + i_rent_emp_{i,t} * (\theta_{5,k} \text{choquePM}_t + \\
& \sigma_{5,k}(L)Z_{i,t}) + i_debt_eq_emp_{i,t} * (\theta_{6,k} \text{choquePM}_t + \sigma_{6,k}(L)Z_{i,t}) + \gamma_{1,k} txjurdivsob_{i,t-1} + \\
& \gamma_{2,k} finstress_{i,t-1} + \gamma_{3,k} cap_ban_{i,t-1} + \gamma_{4,k} dim_ban_{i,t-1} + \gamma_{5,k} rent_emp_{i,t-1} + \gamma_{6,k} debt_eq_emp_{i,t-1} + \delta_i + \\
& \eta_t + \varepsilon_{i,t+k} \quad (3.7)
\end{aligned}$$

Neste caso, $\theta_{1,k}$ a $\theta_{6,k}$ correspondem aos coeficientes de interesse, que permitem analisar de que forma os vários determinantes influenciam a resposta do crédito concedido a choques de política monetária e como é que esse efeito varia ao longo do tempo.

Por sua vez, a última regressão a estimar possibilita a análise da eficácia do canal do crédito para cada um dos países da amostra:

$$\ln(\text{credito}_{i,t+k}) - \ln(\text{credito}_{i,t}) = \theta_{C,k} i_pais_i * \text{choquePM}_t + \sigma_k(L)Z_{i,t} + \delta_i + \eta_t + \varepsilon_{i,t+k} \quad (3.8)$$

Esta é semelhante à regressão (3.2), mas inclui, em vez da variável de choque de política monetária, a sua interação com uma *dummy* para cada um dos países incluídos na amostra. Assim, são incluídas, simultaneamente, interações $i_pais_i * \text{choquePM}_t$ para todos os países em estudo, correspondendo o coeficiente $\theta_{C,k}$ ao impacto que um choque monetário tem sobre o crédito concedido no país C , no trimestre k após o choque¹⁵.

Os resultados obtidos com a estimação desta regressão são racionalizados tendo por base as conclusões resultantes da estimação da regressão (3.7) e a informação sobre se os valores dos determinantes são, para cada país, superiores ou inferiores à média da amostra.

¹⁵ Os efeitos fixos ao nível do país são mantidos na regressão para captar efeitos associados aos países que não variam com o tempo (ao contrário do que acontece com os determinantes, que podem variar ao longo do período da amostra).

3.4 Dados

A amostra utilizada no presente estudo é constituída pelos países da Área do Euro que faziam parte da mesma à data de cada trimestre, com exceção da Estónia, que foi retirada da amostra devido à indisponibilidade de dados para um dos determinantes em estudo¹⁶. Assim sendo, a análise é realizada para um total de dezoito países da UEM.

No que diz respeito ao horizonte temporal, foram incluídas observações trimestrais entre o primeiro trimestre de 2007 e o quarto trimestre de 2022. Apesar de se iniciar a amostra apenas em 2007 devido à indisponibilidade de dados para os determinantes do *bank lending channel* em anos anteriores a este, este período permite, ainda assim, a análise pertinente da eficácia do canal do crédito em ZLB face a “tempos normais”.

A base de dados final diz respeito a um painel constituído por 1076 observações trimestrais, ao nível do país, com dados recolhidos de diferentes fontes¹⁷. Tendo em conta que apenas são incluídas observações para um dado país a partir do trimestre em que este aderiu à Área do Euro, o painel não é balanceado.

No que se refere à variável dependente, isto é, ao logaritmo do crédito concedido pelas instituições financeiras monetárias da Área do Euro, foram recolhidos, no BCE¹⁸, dados relativos ao volume do crédito concedido pelos bancos de cada país a residentes na Área do Euro. Importa referir que os dados em causa apenas estão disponíveis com frequência mensal, tendo sido necessário proceder à sua transformação em dados trimestrais, através do cálculo de uma média ponderada pelo número de dias de cada trimestre.

Para a identificação dos choques de política monetária, como explicado anteriormente, foram recolhidos dados referentes a duas *shadow rates* para a Área do Euro, calculadas, de forma distinta, por Krippner (2014)¹⁹ e por Wu e Xia (2016)²⁰, sendo os valores destas taxas disponibilizados *online* pelos autores. Para a Área do Euro, os dados relativos à taxa de crescimento do PIB (a preços de mercado e a preços constantes de 2015) e à taxa de inflação

¹⁶ A Estónia não foi incluída na amostra devido à indisponibilidade de dados para a taxa de juro da dívida soberana a 10 anos durante grande parte do período em análise, uma vez que emitiu dívida pública com esta maturidade pela primeira vez em 2020 (<https://www.reuters.com/article/estonia-bond-idUSL8N2D841Q>).

¹⁷ Para além da exposição, ao longo da presente subsecção, dos dados utilizados e respetivas fontes, é apresentada uma tabela resumo dos mesmos no Anexo C.

¹⁸ Base de dados [Balance Sheet Items](#), disponível no ECB Data Portal (accedida a 24 de junho de 2023).

¹⁹ Disponíveis no [website](#) de Krippner (accedido a 23 de março de 2023).

²⁰ Disponíveis no [website](#) de Wu (accedido a 23 de março de 2023).

(calculada a partir do IHPC com 2015 como ano base) têm como fontes o Eurostat²¹ e o BCE²², respetivamente.

Relativamente aos determinantes macroeconómicos do canal do crédito, foram recolhidos dados do BCE²³ para a taxa de juro da dívida soberana com maturidade a 10 anos, por ser considerada um bom indicador do risco soberano dos países (Cantero-Saiz et al., 2014; Grandi, 2019). Adicionalmente, a base de dados do presente estudo inclui valores para o Índice de *Stress* Financeiro do BCE²⁴, que, dizendo respeito a um índice compósito que tem em consideração dificuldades em vários segmentos dos mercados financeiros, é utilizado como aproximação das dificuldades financeiras experienciadas nos países da amostra.

Para medir o capital e a dimensão dos bancos, que correspondem aos determinantes microeconómicos do *bank lending channel* incluídos na análise, foram recolhidos dados agregados ao nível do país, relativos, respetivamente, ao capital dos bancos em percentagem dos ativos e ao valor dos seus ativos em euros, à semelhança, respetivamente, dos estudos de Cantero-Saiz et al. (2018) e Naqvi e Pungaliya (2023), tendo ambos os indicadores como fonte o BCE²⁵.

No que diz respeito aos determinantes microeconómicos do *balance sheet channel*, foram incluídos indicadores para a rentabilidade das empresas não financeiras e para a sua solidez financeira. No primeiro caso, foram recolhidos no Eurostat²⁶ valores para a rentabilidade agregada das empresas não financeiras, após impostos, expressa em percentagem do seu capital. Por sua vez, no segundo caso, tendo por base o estudo realizado por Aysun e Hepp (2013), é utilizado o rácio *debt-to-equity* das empresas não financeiras, tendo os valores de cada país sido obtidos através de cálculos próprios, partindo de dados recolhidos no Eurostat²⁷ e tendo em consideração a definição que esta organização apresenta de *debt-to-equity*²⁸. Ambos os indicadores estão disponíveis apenas com frequência anual, tendo sido atribuídos a todos

²¹ Base de dados [GDP and main components \(output, expenditure and income\)](#), disponível no Eurostat (acedida a 24 de junho de 2023).

²² Base de dados [Indices of Consumer Prices](#), disponível no ECB Data Portal (acedida a 24 de junho de 2023).

²³ Base de dados [Interest Rate Statistics](#), disponível no ECB Data Portal (acedida a 24 de junho de 2023).

²⁴ Base de dados [Country-Level Index of Financial Stress](#), disponível no ECB Data Portal (acedida a 24 de junho de 2023).

²⁵ Base de dados [Consolidated Banking Data](#), disponível no ECB Data Portal (acedida a 24 de junho de 2023).

²⁶ Base de dados [Key indicators – annual data](#), disponível no Eurostat (acedida a 24 de junho de 2023).

²⁷ Base de dados [Financial balance sheets – annual data](#), disponível no Eurostat (acedida a 24 de junho de 2023).

²⁸ O *debt-to-equity* é definido pelo Eurostat como “o rácio da soma de moeda e depósitos, títulos de dívida, empréstimos e derivados financeiros e opções de compra dos empregados face ao capital próprio e às ações de fundos de investimento” (https://ec.europa.eu/eurostat/cache/metadata/en/tipsfs_esms.htm).

os trimestres de cada ano o valor do respetivo ano. Ainda que esta opção possa representar uma limitação do estudo, não é de esperar que os resultados sejam enviesados pela mesma, uma vez que, de acordo com os estudos realizados por Ashcraft (2006) e Gambacorta (2005), os resultados obtidos com dados anuais são semelhantes aos obtidos com dados trimestrais.

Por fim, no que se refere às variáveis de controlo, os dados relativos ao PIB de cada país foram recolhidos no Eurostat²⁹, a preços de mercado e a preços constantes de 2015, enquanto os relativos ao IHPC, tendo por base o valor de 2015, foram recolhidos no BCE³⁰. Adicionalmente, foram obtidos, também no BCE³¹, dados para o Indicador Compósito de *Stress* Sistémico bem como dados relativos à variação na procura de crédito por parte das empresas³².

Finalmente, todas as variáveis, à exceção das que foram recolhidas com frequência anual e posteriormente transformadas em trimestrais, foram ajustadas de modo a retirar o efeito da sazonalidade³³.

²⁹ Base de dados [GDP and main components \(output, expenditure and income\)](#), disponível no Eurostat (acedida a 24 de junho de 2023).

³⁰ Base de dados [Indices of Consumer Prices](#), disponível no ECB Data Portal (acedida a 24 de junho de 2023).

³¹ Base de dados [Composite Indicator of Systemic Stress](#), disponível no ECB Data Portal (acedida a 24 de junho de 2023).

³² Base de dados [Bank Lending Survey Statistics](#), disponível no ECB Data Portal (acedida a 24 de junho de 2023).

³³ Ajustamento feito com recurso ao comando *tssmooth* do Stata 17.

4. Resultados

A presente secção inicia-se com a análise da evolução das principais variáveis da amostra (subsecção 4.1) e dos resultados da estimação dos choques exógenos de política monetária com recurso aos resíduos de Taylor (subsecção 4.2). Posteriormente, é evidenciado o impacto de um choque de política monetária sobre o crédito concedido nos países da Área do Euro, averiguando, ainda, se este é distinto quando a UEM se encontra sob ZLB (subsecção 4.3). Na subsecção 4.4, é avaliada a influência dos determinantes em estudo sobre a eficácia do canal do crédito, explorando, adicionalmente, se esta é assimétrica consoante a natureza do choque monetário e consoante a economia se encontra sob ZLB ou em “tempos normais”. Por fim, é analisada a influência conjunta dos determinantes e é estimada a eficácia do canal do crédito nos diferentes países da amostra (subsecção 4.5), racionalizando os resultados obtidos com as conclusões evidenciadas nas subsecções precedentes.

4.1 Evolução das variáveis de interesse

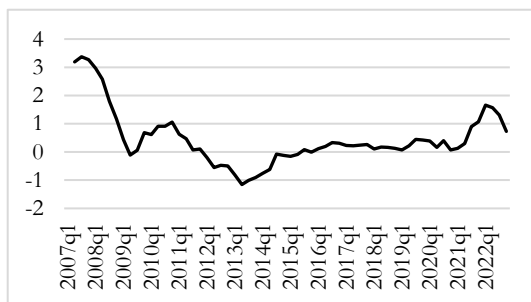
A figura 2 representa a evolução da média da taxa de crescimento do crédito concedido nos países da amostra, bem como de cada um dos determinantes do canal do crédito em estudo, entre o primeiro trimestre de 2007 e o quarto trimestre de 2022³⁴.

De forma geral, a taxa de crescimento média do crédito concedido pelos países da amostra (painel a)) registou, no período em análise, valores positivos, atingindo um máximo de cerca de 3,37%, no terceiro trimestre de 2007. Posteriormente, em consequência da CFG e da crise da dívida soberana, cresceu a um ritmo cada vez menor, tendo, inclusive, registado taxas de crescimento negativas entre 2012 e 2014. No restante período, apresentou uma tendência de aceleração, possibilitada pela implementação, por parte do BCE, de medidas não convencionais de apoio à concessão de crédito (Kenourgios & Ntaikou, 2021; Olmo & Sanso-Navarro, 2015).

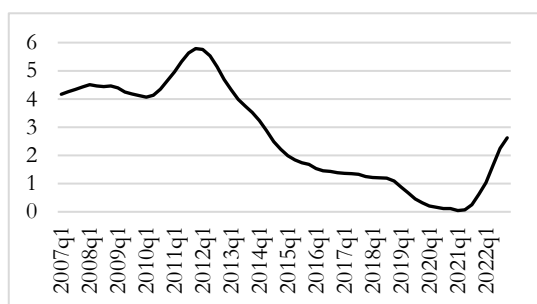
³⁴ As estatísticas descritivas da amostra e a correlação entre as variáveis são apresentadas no Anexo D.

Figura 2 – Evolução da média das variáveis de interesse, 2007Q1-2022Q4

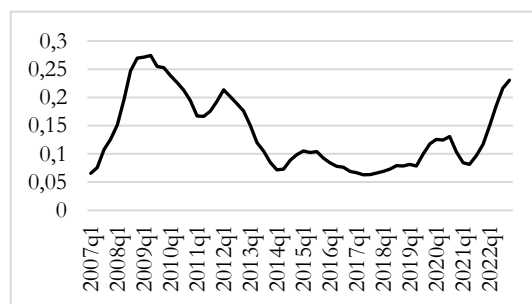
a) Taxa de crescimento do crédito concedido (%)



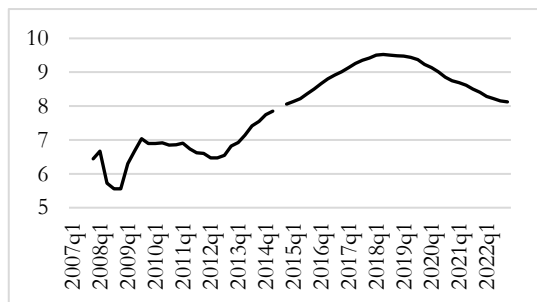
b) Taxa de juro da dívida soberana (%)



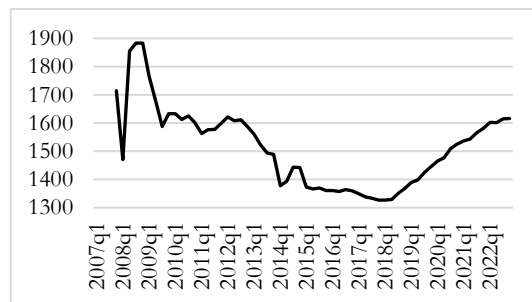
c) Índice de *Stress* Financeiro



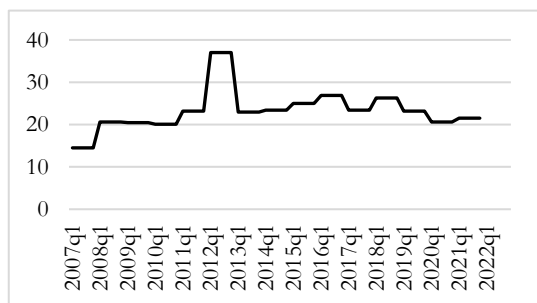
d) Capital dos bancos (% dos ativos)



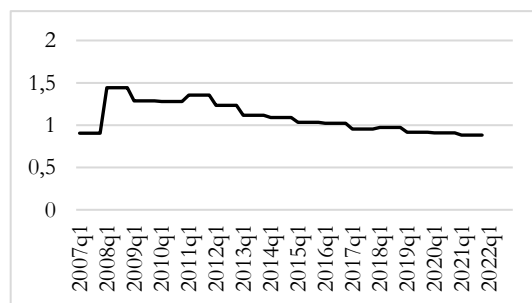
e) Dimensão dos bancos (milhões €)



f) Rentabilidade das empresas não financeiras (% do capital)



g) *Debt-to-equity* das empresas não financeiras



Fonte: Elaboração própria

No que se refere à média da taxa de juro da dívida soberana dos países da amostra (painel b)), observou-se um rápido aumento da mesma a partir do segundo trimestre de 2011, devido ao início da crise da dívida soberana, tendo atingido um máximo de cerca de 5,79% no quarto trimestre do mesmo ano. Posteriormente, deu-se uma descida significativa da mesma, devido à adoção de medidas não convencionais de política monetária que tinham como objetivo combater o aumento do risco soberano dos países da UEM (Branco & Soares, 2021).

Relativamente ao Índice de *Stress* Financeiro médio (painel c)), este registou picos de cerca de 0,27 e 0,21 durante a CFG e a crise da dívida soberana, respetivamente, tendo apresentado, posteriormente, uma tendência de descida.

No que diz respeito ao capital dos bancos dos países da amostra (painel d))³⁵, verifica-se que, em média, este aumentou, entre o quarto trimestre de 2007 e o quarto trimestre de 2022. Adicionalmente, é de evidenciar a sua diminuição durante o período da CFG, bem como a subida registada a partir de 2013, período em que se observou, também, o aumento da taxa de crescimento do crédito concedido.

Pelo contrário, verificou-se uma diminuição significativa dos ativos médios dos bancos ao longo de grande parte do período em estudo (painel e)). Não obstante, tem-se observado, a partir do terceiro trimestre de 2018, uma tendência de recuperação deste indicador, atingindo-se valores próximos dos registados no início do período em análise.

Já no que concerne à rentabilidade média das empresas não financeiras dos países em estudo (painel f)), constata-se que esta aumentou cerca de 5 pontos percentuais entre o primeiro trimestre de 2007 e o quarto trimestre de 2022, destacando-se o elevado valor registado em 2012³⁶.

Por fim, no que se refere ao *debt-to-equity* das empresas (painel g)), denota-se, após uma subida acentuada no período em que ocorreu a CFG, uma tendência de diminuição do endividamento médio, tendo-se este situado, desde 2017, em valores inferiores a 1.

³⁵ A evolução da média do capital dos bancos apresenta uma quebra no terceiro trimestre de 2014, devido à falta de dados para esta variável no período em causa, para todos os países da amostra.

³⁶ Este resultado é, em parte, motivado pelo elevado valor apresentado pelas empresas não financeiras do Luxemburgo no ano de 2012. Não obstante, optou-se por manter as observações relativas a este país, uma vez que a diminuição da amostra poderia diminuir a precisão da estimação e já que os resultados obtidos ao longo do presente estudo se mantêm, de forma geral, semelhantes com ou sem as mesmas.

4.2 Choques exógenos de política monetária

Os resultados da estimação da equação (3.1), entre o primeiro trimestre de 2007 e o quarto trimestre de 2022, são apresentados na tabela 1³⁷. Como seria de esperar, verifica-se que tanto a taxa de crescimento do PIB como a taxa de inflação têm um efeito estatisticamente significativo sobre a variação da *shadow rate* da Área do Euro. Importa referir, contudo, que ainda que o coeficiente associado à taxa de inflação seja positivo (em linha com os resultados apresentados por Taylor (1993)), estima-se que o impacto da taxa de crescimento do PIB sobre a taxa de juro seja negativo, contrário ao previsto pelo autor.

Não obstante, tal como é possível concluir através da segunda coluna da tabela, este resultado poderá, em parte, ser explicado pela situação atípica resultante da pandemia da COVID-19. Efetivamente, incluindo na equação (3.1) interações entre a taxa de crescimento do PIB e a taxa de inflação e uma variável *dummy* que assume o valor 1 no ano de 2020, o coeficiente associado à taxa de crescimento do PIB passa a ser positivo e o associado à taxa de inflação mantém-se positivo, em linha com os resultados previstos por Taylor (1993).

Tabela 1 – Estimação de uma regra de Taylor para a Área do Euro

	(1)	(2)
	$\Delta shadowrate_AE_t$	$\Delta shadowrate_AE_t$
txpib_AE	-0,024*** (0,005)	0,102*** (0,006)
txinfl_AE	0,028*** (0,011)	0,0810*** (0,006)
y2020*txpib_AE		-0,112*** (0,006)
y2020*txinfl_AE		0,194 (0,228)
_cons	-0,139*** (0,025)	-0,384*** (0,017)
Observações	1022	1022

Fonte: Elaboração própria

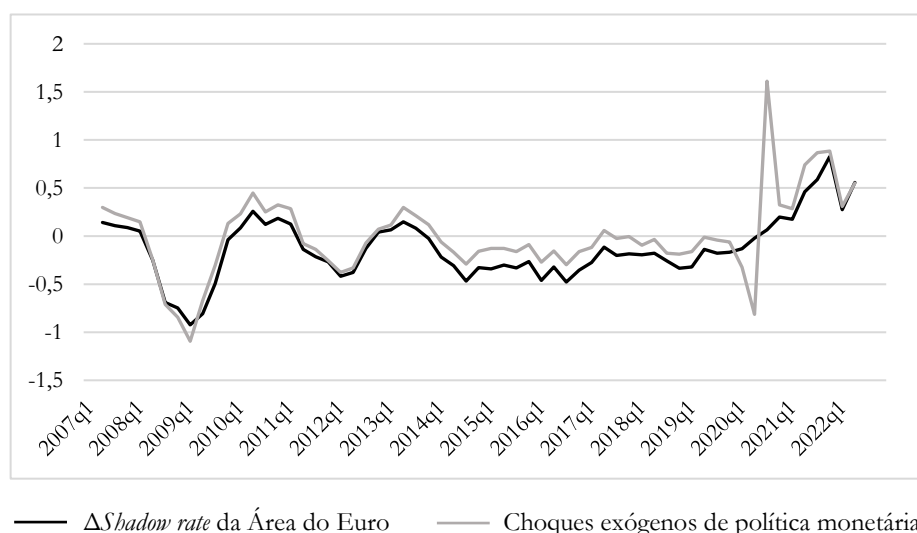
Nota: Os desvios-padrão são apresentados entre parêntesis. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,10$.

³⁷ De referir que os instrumentos utilizados cumprem a *rule-of-thumb* de Stock e Watson (2006), o que significa que são instrumentos válidos. O resultado do teste aos instrumentos é apresentado no Anexo E.

A figura 3 retrata a variação trimestral da *shadow rate* da Área do Euro, bem como os choques exógenos de política monetária que lhe estão subjacentes, obtidos através da equação (3.1) na sua primeira especificação. É de notar que, para além de se observar uma evolução bastante semelhante da *shadow rate* e dos choques exógenos de política monetária, ao longo do período em análise, uma parte substancial da variação desta taxa de juro diz respeito a choques exógenos de política monetária, com exceção do segundo e terceiro trimestres de 2020 (marcados pela pandemia da COVID-19).

Relativamente aos choques monetários, estes representaram, em média, entre o primeiro trimestre de 2007 e o quarto trimestre de 2022, uma variação da *shadow rate* muito próxima de 0. O choque expansionista de maior magnitude correspondeu a uma diminuição da *shadow rate* de cerca de 1,09 pontos percentuais e ocorreu no primeiro trimestre de 2009, podendo estar associado à expansão de colaterais que o BCE anunciou em outubro de 2008, na sequência do início da crise financeira (Branco & Soares, 2021). Por sua vez, o choque contracionista de maior magnitude ocorreu no terceiro trimestre de 2020, dizendo respeito a um aumento exógeno da *shadow rate* de 1,61 pontos percentuais.

Figura 3 – Evolução da *shadow rate* e dos choques exógenos de política monetária, 2007Q1-2022Q4



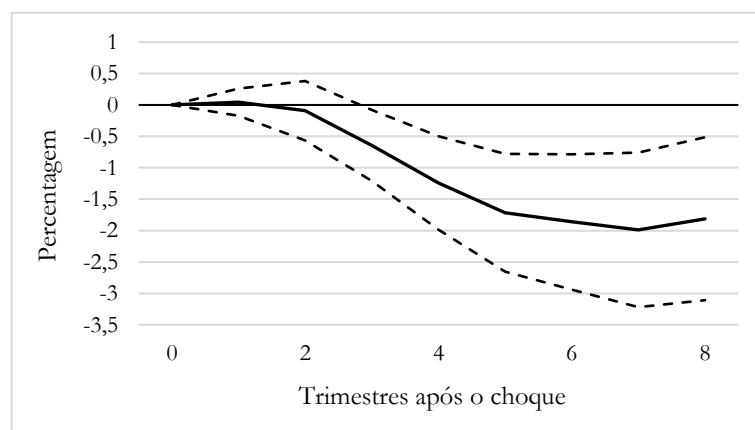
Fonte: Elaboração própria

4.3 Impacto da política monetária sobre o crédito concedido

A figura 4 resulta da estimação da regressão (3.2), ilustrando o impacto, ao longo do tempo, de um choque exógeno de política monetária sobre o crédito concedido³⁸.

Verifica-se que o efeito da política monetária sobre o crédito concedido é estatisticamente significativo a partir do terceiro trimestre após o choque exógeno e até ao oitavo trimestre após o mesmo. Efetivamente, estima-se que uma diminuição (aumento) de um ponto percentual da *shadow rate* induza, no terceiro trimestre após o choque, um aumento (diminuição) de cerca de 0,65%³⁹ do crédito concedido, face ao período em que este ocorreu. Nos trimestres seguintes, o impacto cumulativo aumenta, mas a ritmos decrescentes (já que o impacto período a período é cada vez menor), atingindo o máximo no sétimo trimestre após o choque, período em que o aumento (diminuição) do crédito é de cerca de 1,99%.

Figura 4 – Resposta do crédito concedido a um choque de 1 ponto percentual na *shadow rate*



Fonte: Elaboração própria

Nota: A linha a cheio representa a estimativa da resposta cumulativa do crédito, em percentagem, obtida através da estimação da equação (3.2), e as linhas a tracejado representam os intervalos de confiança a 90%.

Relativamente à possibilidade, evidenciada anteriormente, de a eficácia do canal do crédito variar quando a economia se encontra em ZLB, foram obtidos os resultados apresentados na tabela 2⁴⁰.

³⁸ Os choques exógenos são aproximados pelos resíduos de Taylor obtidos através da equação (3.1) na sua primeira especificação, isto é, sem incluir interações com a variável *dummy* que diz respeito ao ano de 2020.

³⁹ A interpretação dos coeficientes é feita considerando uma taxa de variação instantânea, tendo a variável dependente sido multiplicada por 100 de modo a possibilitar a interpretação direta das estimativas obtidas.

⁴⁰ Por simplificação são apresentados apenas os coeficientes de interesse para a análise da influência do ZLB sobre a resposta do crédito concedido a choques de política monetária.

Analisando as estimativas associadas à variável *choquePM*, verifica-se que o impacto médio de um choque monetário sobre o crédito concedido, quer em “tempos normais”, quer quando a Área do Euro se encontra sob ZLB, é negativo para todos os trimestres após o choque (exceto k=1), sendo, no entanto, estatisticamente significativo apenas entre o sexto e o oitavo trimestres após o mesmo. Por sua vez, a variável de interação entre o choque de política monetária e *i_ZLB* não é estatisticamente significativa em nenhum dos trimestres após o choque. Assim, conclui-se que o impacto adicional de um choque monetário que ocorre sob ZLB, face ao impacto médio, é zero, o que significa que a magnitude do efeito deste choque é semelhante à magnitude do efeito de um choque que ocorre em “tempos normais”.

É de notar que, tendo em conta que o período de ZLB se caracterizou por taxas de juro diretas invulgarmente baixas, seria expectável que o crédito concedido fosse mais reativo a choques de política monetária durante este período. Ainda assim, o resultado obtido poderá ser justificado por duas razões. Por um lado, quando as taxas de juro diretas são muito baixas, a concessão de crédito é caracterizada por menor rentabilidade e, por outro, poderá ter-se gerado a expectativa, por parte dos agentes económicos, de que a diminuição significativa da taxa de juro seria revertida no curto-prazo, levando os bancos a limitar a resposta do crédito concedido aos choques monetários expansionistas que ocorreram durante este período (Apergis & Christou, 2015; Borio & Gambacorta, 2017).

Tabela 2 – Resposta do crédito concedido a um choque de 1 ponto percentual na *shadow rate*: "Tempos normais" vs. ZLB

	$\ln(\text{credito}_{i,t+k}) - \ln(\text{credito}_{i,t})$							
Trimestres após o choque	k=1	k=2	k=3	k=4	k=5	k=6	k=7	k=8
choquePM	0,170 (0,221)	-0,581 (0,413)	-0,886 (0,556)	-0,822 (0,701)	-1,576 (0,907)	-2,692** (1,000)	-3,611*** (1,124)	-3,552*** (1,089)
<i>i_ZLB</i> *choquePM	-0,110 (0,446)	0,667 (0,810)	-0,124 (1,110)	-1,117 (1,324)	-0,782 (1,660)	0,197 (1,665)	2,107 (1,785)	2,170 (1,716)
<i>i_ZLB</i>	-0,0594 (0,218)	-0,290 (0,356)	-0,890 (0,632)	-1,034 (0,922)	-1,125 (1,163)	-2,453 (1,755)	-1,604 (1,901)	-1,659 (1,884)
Observações	968	968	950	932	914	896	878	860

Fonte: Elaboração própria

Nota: Os desvios-padrão são apresentados entre parêntesis. *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,10.

4.4 Influência dos determinantes do canal do crédito

Tendo por base os resultados da estimação da regressão (3.4), é possível agrupar os determinantes do canal do crédito em dois grupos.

O primeiro grupo diz respeito aos determinantes que têm uma influência significativa sobre a resposta do crédito concedido a um choque de política monetária, independentemente de o choque ser contracionista ou expansionista e de este ocorrer em “tempos normais” ou sob ZLB. Neste grupo inserem-se os determinantes macroeconómicos (o risco soberano e as dificuldades financeiras enfrentadas pelos países) e a rentabilidade das empresas não financeiras, para os quais, a título de exemplo, são reportados no texto apenas os resultados da regressão não condicionada pela natureza da política monetária, isto é, da regressão (3.4)⁴¹.

Por sua vez, o segundo grupo inclui os restantes determinantes, para os quais a referida regressão não permite retirar conclusões sobre o impacto genérico sobre o canal do crédito, importando averiguar, por um lado, se este é assimétrico consoante o choque monetário é contracionista ou expansionista e, por outro, se varia quando a economia se encontra em ZLB face a “tempos normais”. Neste caso, são reportados, a título de exemplo, somente os resultados das regressões relevantes, (3.5) e (3.6), que controlam pela natureza da política monetária.

4.4.1 Determinantes com influência genérica no crédito

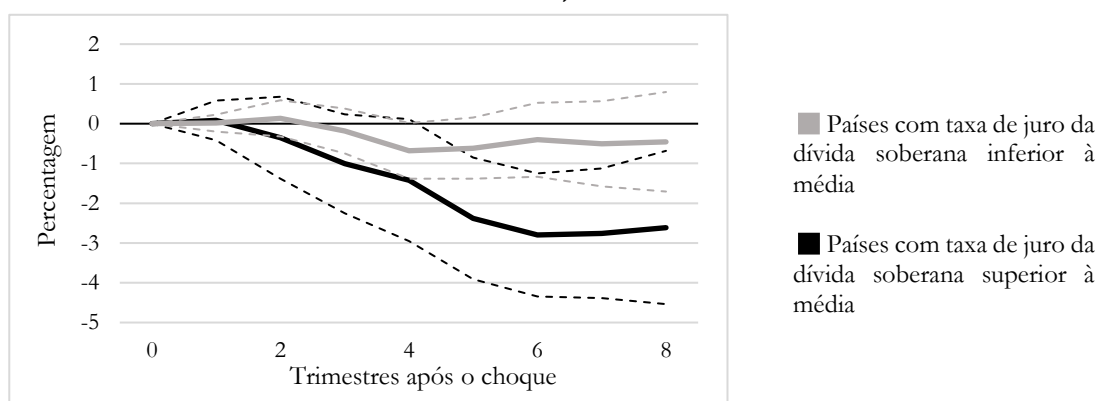
Comparando o impacto diferenciado de um choque de política monetária sobre o crédito concedido por países com taxa de juro da dívida soberana inferior e superior à média (figura 5), verifica-se que apenas os últimos apresentam uma resposta estatisticamente significativa. A título de exemplo, estima-se que o crédito concedido nestes países registe um aumento (diminuição) de cerca de 2,80% em resultado de uma diminuição (aumento) de um ponto percentual da *shadow rate* que ocorra seis trimestres antes.

Assim sendo, o risco soberano apresenta-se como um determinante que influencia de forma significativa a resposta do crédito concedido a um choque monetário, podendo a resposta de maior magnitude nos países em que este é superior à média ser explicada pelo facto de os bancos destes países tenderem a enfrentar custos de financiamento mais elevados no

⁴¹ Os resultados das regressões (3.5) e (3.6) para estes determinantes são apresentados no Anexo F.

mercado monetário interbancário, estando, por isso, mais dependentes da política monetária (Cantero-Saiz et al., 2014).

**Figura 5 – Resposta do crédito a um choque de 1 ponto percentual na *shadow rate*:
Influência da taxa de juro da dívida soberana**



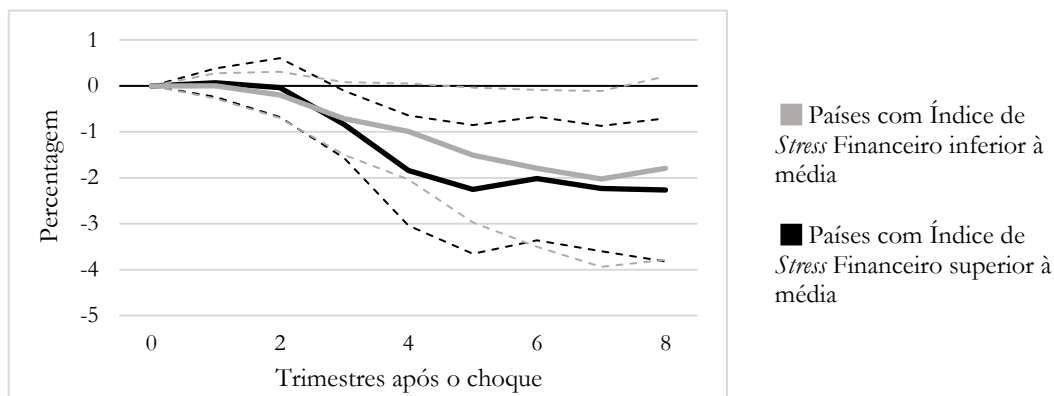
Fonte: Elaboração própria

Nota: As linhas a cheio representam as estimativas da resposta cumulativa do crédito, em percentagem, obtidas através da estimação da equação (3.4) para a taxa de juro da dívida soberana, e as linhas a tracejado representam os intervalos de confiança a 90%.

Relativamente às dificuldades financeiras enfrentadas pelos países, constata-se que, nos primeiros trimestres após o choque, apenas o crédito concedido por países com Índice de *Stress* Financeiro acima da média responde de forma significativa a choques de política monetária (figura 6). Nos países com Índice de *Stress* Financeiro inferior à média, a reação é significativa apenas 5 a 7 trimestres após o choque e não estatisticamente diferente da obtida nos restantes países.

O resultado obtido para os primeiros trimestres após o choque não parece surpreendente, na medida em que, tendo em conta que períodos de instabilidade financeira se tendem a caracterizar por dificuldades de financiamento, é de esperar que a diminuição do crédito concedido seja de maior magnitude para países com maior nível de *stress* financeiro. Adicionalmente, o decréscimo do prémio de financiamento externo possibilitado por um choque expansionista tende a ser maior quando este é, à partida, mais elevado, o que poderá justificar uma resposta mais significativa por parte de países que enfrentam dificuldades financeiras (Dahlhaus, 2017; Jannsen et al., 2019).

**Figura 6 – Resposta do crédito a um choque de 1 ponto percentual na *shadow rate*:
Influência do Índice de *Stress Financeiro***



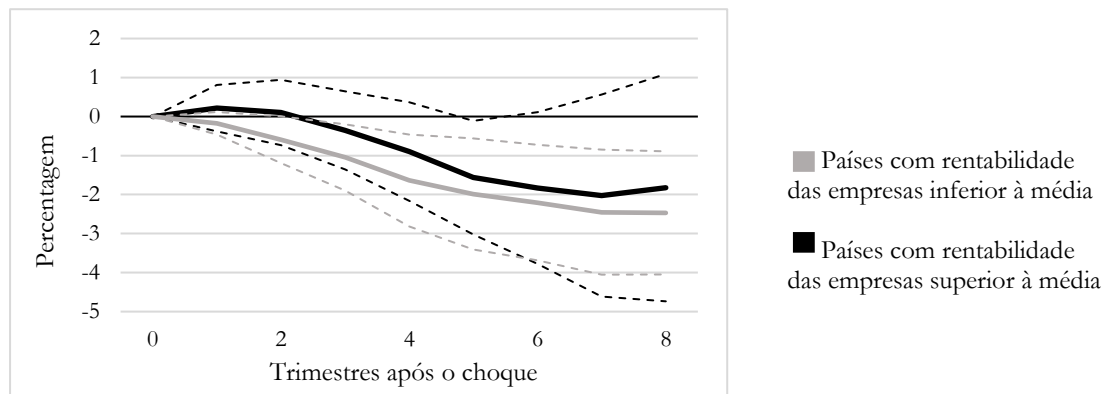
Fonte: Elaboração própria

Nota: As linhas a cheio representam as estimativas da resposta cumulativa do crédito, em percentagem, obtidas através da estimação da equação (3.4) para o Índice de *Stress Financeiro*, e as linhas a tracejado representam os intervalos de confiança a 90%.

No que se refere à rentabilidade das empresas não financeiras (figura 7), é possível concluir que o efeito da taxa de juro sobre o crédito apenas é estatisticamente significativo em países em que este indicador é inferior à média. A título de exemplo, verifica-se que, no oitavo trimestre após uma diminuição (aumento) de um ponto percentual da *shadow rate*, o crédito concedido em países com empresas de menor rentabilidade é cerca de 2,47% superior (inferior), face ao período em que ocorreu o choque.

O facto de o crédito concedido ser mais reativo a choques de política monetária quando a rentabilidade das empresas não financeiras é menor, isto é, quando estas são tendencialmente mais arriscadas, pode ser explicado pelo facto de, perante uma diminuição das taxas de juro, o apetite por risco dos bancos tender a aumentar, induzindo-os a conceder mais crédito a agentes que viam, anteriormente, os seus pedidos rejeitados devido ao elevado risco de crédito que lhes estava associado (Paligorova & Santos, 2017).

**Figura 7 – Resposta do crédito a um choque de 1 ponto percentual na *shadow rate*:
Influência da rentabilidade das empresas não financeiras**



Fonte: Elaboração própria

Nota: As linhas a cheio representam as estimativas da resposta cumulativa do crédito, em percentagem, obtidas através da estimação da equação (3.4) para a rentabilidade das empresas não financeiras, e as linhas a tracejado representam os intervalos de confiança a 90%.

Assim sendo, conclui-se que a maior reatividade do crédito a choques de política monetária ocorre quando a taxa de juro da dívida soberana é maior e em países cuja rentabilidade média das empresas é menor, contribuindo estes determinantes para a dinâmica média observada na figura 4. Aparentemente, a resposta do crédito a choques na taxa de juro apenas depende do Índice de *Stress* Financeiro nos primeiros trimestres após o choque.

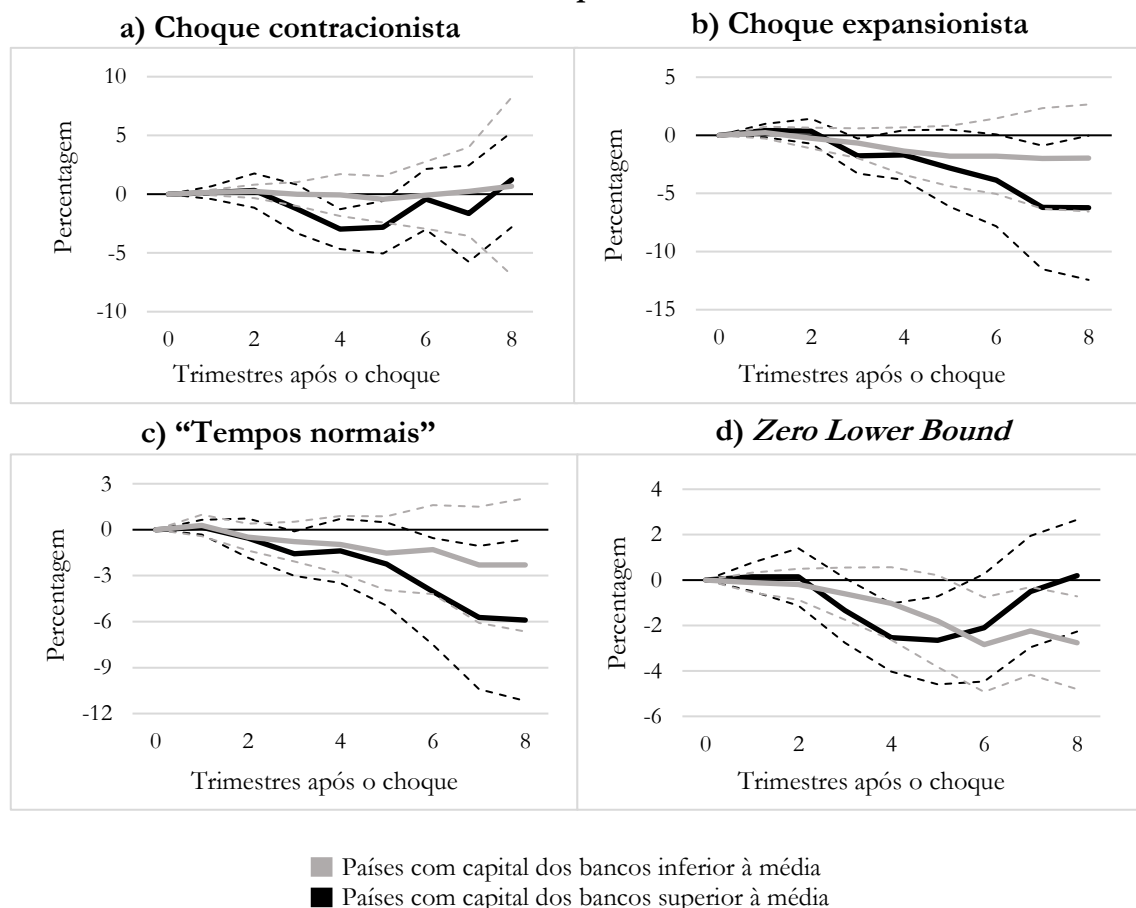
4.4.2 Determinantes com influência condicionada no crédito

No que se refere ao capital dos bancos, observa-se que, independentemente da natureza do choque monetário, nenhum dos grupos de países em estudo apresenta, em geral, coeficientes estatisticamente significativos para a variável de interação que relaciona o choque monetário com o nível de capital e a natureza do choque⁴² (painéis a) e b) da figura 8). Esta conclusão, de não influência do capital em geral, poderá estar associada ao comportamento dos bancos mais capitalizados, já que, ainda que estes tenham capacidade para, perante uma política contracionista, diminuir o crédito em menor magnitude do que os bancos menos capitalizados, poderão não o fazer devido à aversão ao risco, induzindo a que a magnitude da sua resposta seja semelhante à registada por esses bancos (Cantero-Saiz et al., 2018).

⁴² É de notar que as variáveis *log_pib* e *i_cap_ban* apresentam uma correlação moderada, de cerca de -0,60 (tal como se pode verificar na tabela D2 do Anexo D), o que poderá reduzir a precisão das estimativas obtidas.

Ainda no contexto da influência do capital dos bancos sobre o canal do crédito, observa-se que, em períodos fora de ZLB, apenas a resposta do crédito concedido em países cujos bancos têm um elevado nível de capital é estatisticamente significativa (painel c) da figura 8). Por conseguinte, conclui-se que, em “tempos normais”, o baixo nível de capital tende a limitar a resposta do crédito concedido a um choque monetário. No que se refere ao período de ZLB, tende a ser incentivada a concessão de crédito entre 4 a 5 trimestres após o choque para os países com capital médio dos bancos acima da média e acima de seis trimestres após o choque para os restantes (painel d) da figura 8). Por conseguinte, enquanto que em “tempos normais” se verifica uma maior eficácia do canal do crédito em países com capital médio dos bancos mais elevado, a política monetária não convencional aumentou a capacidade de crédito dos bancos de todos os países.

**Figura 8 – Resposta do crédito a um choque de 1 ponto percentual na *shadow rate*:
Influência do capital dos bancos**



Fonte: Elaboração própria

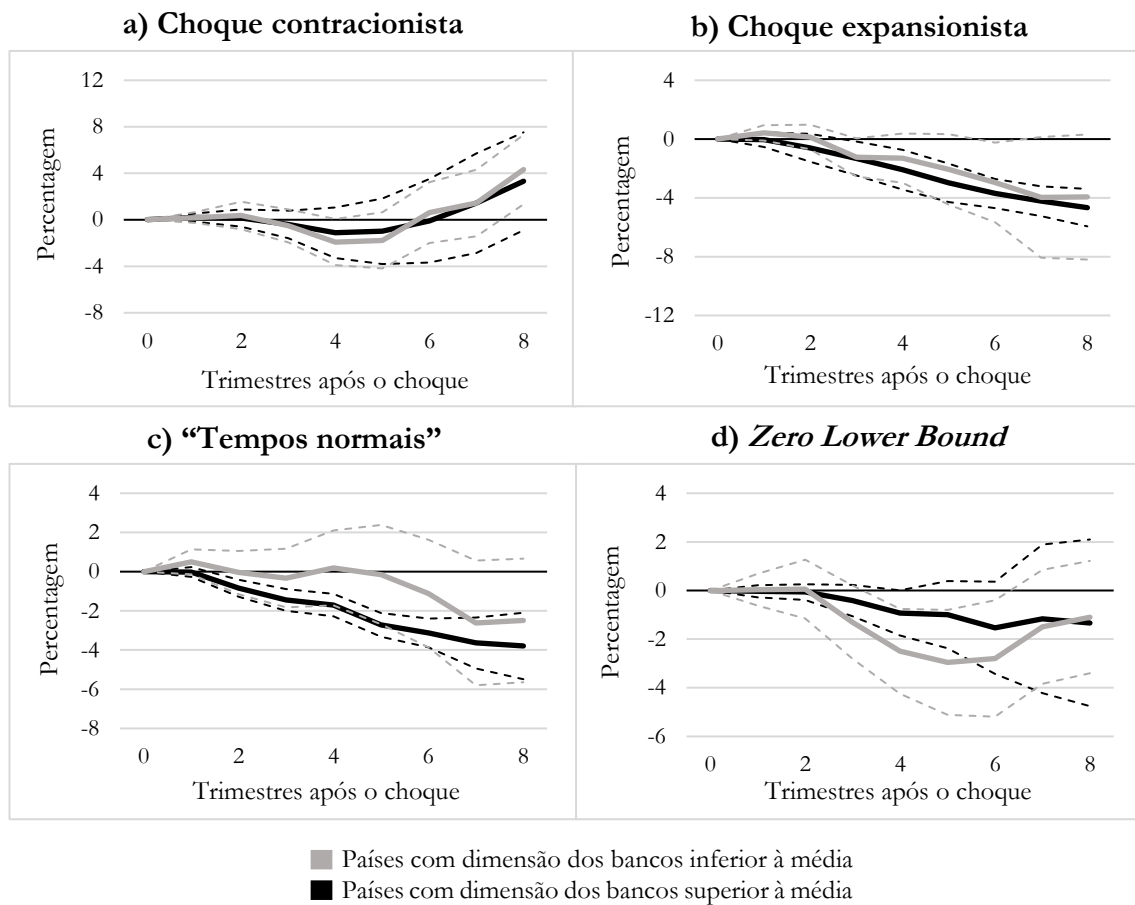
Nota: As linhas a cheio representam as estimativas da resposta cumulativa do crédito, em percentagem, obtidas através da estimação das equações (3.5) e (3.6) para o capital dos bancos, e as linhas a tracejado representam os intervalos de confiança a 90%.

Relativamente à influência da dimensão dos bancos perante uma política monetária contracionista, a interação tripla que relaciona a dimensão dos mesmos com a variação exógena da *shadow rate* e com o tipo de política não é estatisticamente significativa para nenhum dos grupos de países⁴³ (painel a) da figura 9). De acordo com Gambacorta (2005), ainda que os bancos de menor dimensão possam, eventualmente, estar mais dependentes da política monetária, pela maior dificuldade de aceder a formas de financiamento alternativas, tendem a ser mais líquidos, o que lhes permite limitar a redução do crédito concedido perante um choque contracionista. Relativamente à política expansionista, conclui-se que a diminuição da *shadow rate* apenas tem um efeito estatisticamente significativo sobre o crédito concedido por países cuja dimensão dos bancos é superior à média (painel b) da figura 9). Este resultado está de acordo com o obtido por Naqvi e Pungaliya (2023), sendo justificado pelo menor risco que tende a estar associado a bancos de maior dimensão e que permite uma maior expansão do crédito perante um choque expansionista.

Adicionalmente, verifica-se que, enquanto em “tempos normais” tendem a ser os países com bancos de dimensão superior à média a impulsionar a resposta do crédito concedido a um choque de política monetária, sob ZLB, apenas os países com bancos de menor dimensão contribuem de forma significativa para a eficácia do canal do crédito (painéis c) e d) da figura 9). Esta assimetria de resultados poderá ser explicada pela maior liquidez que tende a estar associada a bancos de menor dimensão (Gambacorta, 2005) e que poderá ter contribuído para o aumento do crédito concedido perante a expansão monetária que caracterizou o período de ZLB na Área do Euro.

⁴³ É de notar que as variáveis *log_pib* e *i_dim_ban* apresentam uma correlação relativamente elevada, de cerca de 0,76 (tal como se pode verificar na tabela D2 do Anexo D), o que poderá reduzir a precisão das estimativas obtidas.

**Figura 9 – Resposta do crédito a um choque de 1 ponto percentual na *shadow rate*:
Influência da dimensão dos bancos**



Fonte: Elaboração própria

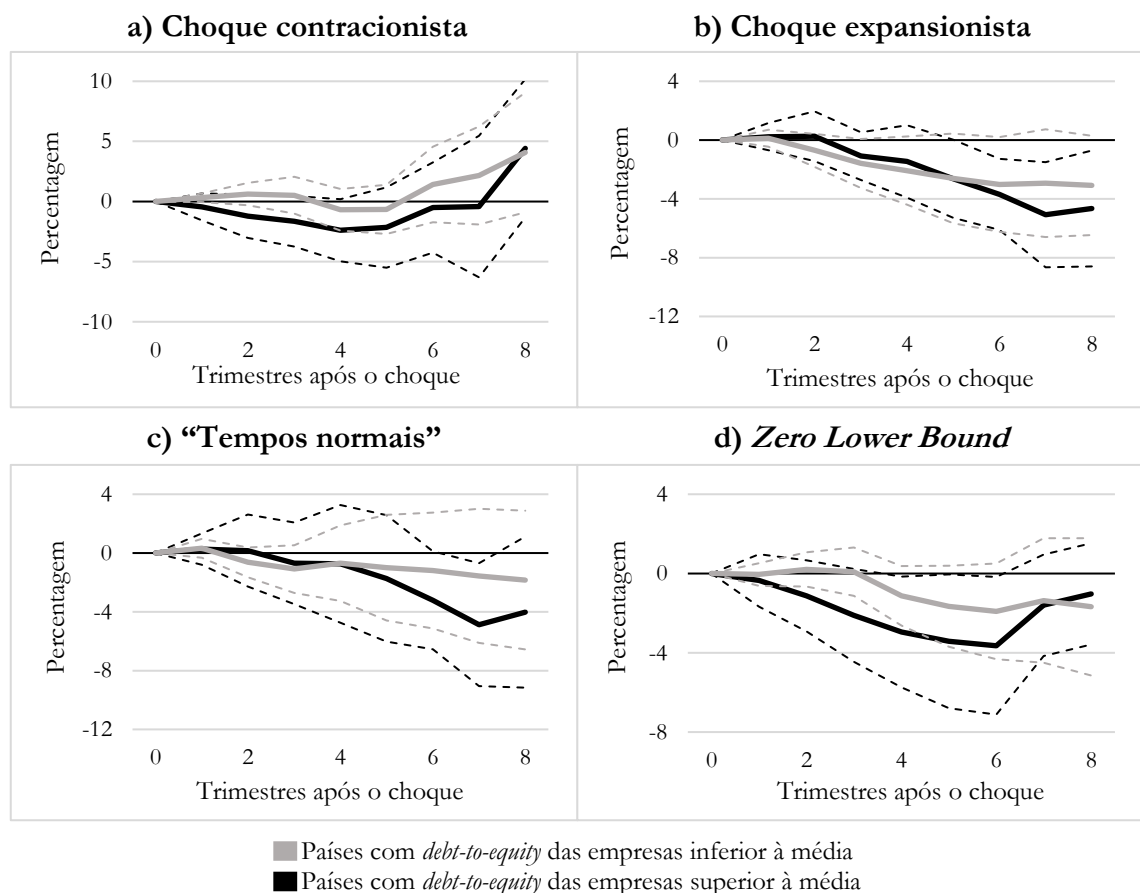
Nota: As linhas a cheio representam as estimativas da resposta cumulativa do crédito, em percentagem, obtidas através da estimação das equações (3.5) e (3.6) para a dimensão dos bancos, e as linhas a tracejado representam os intervalos de confiança a 90%.

No que concerne ao endividamento das empresas, verifica-se que, perante uma política monetária contracionista, nenhum dos dois grupos de países considerados apresenta estimativas estatisticamente significativas para a tripla interação (painel a) da figura 10). No entanto, acima de cinco trimestres após um choque expansionista, há um efeito significativo sobre o crédito em países cujo *debt-to-equity* médio é mais elevado (painel b) da figura 10).

Em geral, as funções impulso resposta relativas a “tempos normais” e ao período de ZLB não mostram diferenças significativas dependendo do *debt-to-equity* (painéis c) e d) da figura 10), embora rácios mais elevados tendam a aumentar a eficácia do canal do crédito sob ZLB, entre o quarto e o sexto trimestres após o choque.

Estes resultados não estão de acordo com o esperado, já que, à luz da literatura do canal do crédito, seria expectável que, nomeadamente perante um choque contracionista, a magnitude da resposta do crédito concedido fosse maior para países em que o endividamento das empresas não financeiras é superior à média, dado a sua menor solidez financeira e maior probabilidade de incumprimento (Ashcraft & Campello, 2007). Neste contexto, importa notar que o indicador utilizado no presente estudo para medir o endividamento das empresas não financeiras é um indicador agregado, por país, o que, de acordo com Aysun e Hepp (2013), pode causar o enviesamento dos resultados obtidos.

Figura 10 – Resposta do crédito a um choque de 1 ponto percentual na *shadow rate*: Influência do *debt-to-equity* das empresas não financeiras



Fonte: Elaboração própria

Nota: As linhas a cheio representam as estimativas da resposta cumulativa do crédito, em percentagem, obtidas através da estimação das equações (3.5) e (3.6) para o *debt-to-equity* das empresas não financeiras, e as linhas a tracejado representam os intervalos de confiança a 90%.

Os resultados acima permitem concluir, tal como sumariado na tabela 3, que o canal do crédito é tendencialmente mais reativo quando a política é expansionista em países em que a dimensão média dos bancos é superior à média (*bank lending channel*) e também em que o *debt-to-equity* das empresas não financeiras é superior à média (*balance sheet channel*); quando a política é contracionista, a resposta do crédito não depende destes indicadores. Em “tempos normais”, o crédito exhibe uma maior resposta sob rácios de capital superiores e, especialmente, em países em que dominam bancos de maior dimensão (*bank lending channel*). O canal do crédito tende a ser mais eficaz sob ZLB se o *debt-to-equity* das empresas não financeiras for superior à média (*balance sheet channel*) e, inversamente aos “tempos normais”, se os bancos tiverem uma menor dimensão média (*bank lending channel*).

Tabela 3 – Contributos parciais dos determinantes do canal do crédito sobre a magnitude da resposta do crédito concedido a um choque monetário

	Choque contracionista	Choque expansionista	"Tempos normais"	<i>Zero Lower Bound</i>
Capital dos bancos	0	0	+	+/-
Dimensão dos bancos	0	+	+	-
<i>Debt-to-equity</i> das empresas não financeiras	0	+	0	+

Fonte: Elaboração própria

Nota: O sinal + diz respeito a um efeito de amplificação sobre a magnitude da resposta do crédito concedido a uma variação de um ponto percentual da *shadow rate*; o sinal - representa um efeito de atenuação da resposta do crédito concedido; o 0 refere-se a um efeito neutro (isto é, não estatisticamente significativo). No que concerne ao capital dos bancos em ZLB, a natureza do efeito (de amplificação ou de atenuação) varia ao longo dos trimestres após o choque.

4.5 Heterogeneidade do canal do crédito na Área do Euro

As conclusões apresentadas anteriormente apontam para a possível existência de heterogeneidade na transmissão da política monetária da Área do Euro através do canal do crédito, quer entre países, quer ao longo do tempo, sendo justificadas por diferenças ao nível dos determinantes em estudo. Não obstante, é de notar que foram obtidas com base numa análise individual, determinante a determinante, não tendo sido considerada a sua influência conjunta sobre o canal do crédito. Além disso, esses determinantes caracterizam,

diferentemente, cada país da UEM, contribuindo para a eficácia diferenciada do canal do crédito na Área do Euro. Assim, importa analisar os resultados da estimação das regressões (3.7) e (3.8), apresentados, respetivamente, nas subsecções 4.5.1 e 4.5.2⁴⁴.

4.5.1 Influência conjunta dos determinantes do canal do crédito

A tabela 4 reporta os resultados da estimação da equação (3.7).

No que diz respeito aos determinantes do canal do crédito, é de notar que, quando se considera a sua influência conjunta, face à análise individual, a maior dimensão dos bancos, o maior endividamento das empresas não financeiras e a sua maior rentabilidade mantêm-se estatisticamente significativos, contribuindo, nos primeiros dois casos, para amplificar a reatividade do canal do crédito e, no último, para a moderar. Por sua vez, o risco soberano dos países (à exceção de $k=1$), as dificuldades financeiras por eles enfrentadas e o capital dos bancos deixam de ter um impacto significativo sobre a resposta do crédito à política monetária. Além disso, verifica-se que, de forma geral, os determinantes que são estatisticamente significativos apenas têm influência sobre o crédito concedido em períodos mais distantes após o choque monetário⁴⁵.

Começando por analisar a dimensão dos bancos, a magnitude da resposta do crédito será maior para países em que este determinante é superior à média (caso em que a respetiva *dummy* assume o valor 1). Mantendo-se tudo o resto constante, num país cujos bancos apresentam dimensão superior à média, o crédito concedido terá aumentado, no oitavo trimestre após a diminuição de um ponto percentual da *shadow rate*, a um ritmo de cerca de 3,22 pontos percentuais superior ao ritmo médio. Estes resultados estão de acordo quer com o que se verifica na análise isolada deste determinante, quer com a literatura, segundo a qual o menor risco que tende a estar associado a bancos de maior dimensão possibilita uma maior expansão do crédito perante uma diminuição da taxa de juro (Naqvi & Pungaliya, 2023).

No que se refere ao endividamento das empresas, este determinante contribui, de acordo com os resultados obtidos, para aumentar a magnitude da resposta do crédito concedido a choques de política monetária. A título de exemplo, mantendo-se tudo o resto constante, o

⁴⁴ Por simplificação são apresentados apenas os coeficientes de interesse para a análise da influência dos determinantes do canal do crédito sobre a resposta do crédito concedido a choques de política monetária.

⁴⁵ As conclusões obtidas são robustas à utilização da *shadow rate* de Krippner para a estimação dos choques exógenos de política monetária, sendo os resultados da estimação (3.7) apresentados no Anexo G.

crédito concedido por um país cujas empresas apresentam um maior nível de endividamento registrará, perante uma diminuição de um ponto percentual da *shadow rate*, um aumento do crédito concedido a um ritmo que é superior ao registado nos restantes países em cerca de 2,76 pontos percentuais (no sexto trimestre após o choque).

Relativamente à rentabilidade das empresas não financeiras, a estimativa positiva e estatisticamente significativa do coeficiente associado à variável de interação, entre o sexto e o oitavo trimestres após o choque, traduz-se numa menor eficácia do canal do crédito quando a dimensão das empresas é superior à média nestes trimestres. De facto, verifica-se, a título de exemplo, que o impacto da diminuição de um ponto percentual da *shadow rate* sobre o crescimento do crédito concedido num país em que as empresas não financeiras têm rentabilidade superior à média será, mantendo-se tudo o resto constante, menor do que o efeito médio em cerca de 2,40 pontos percentuais, no sexto trimestre após o choque. Este resultado está de acordo com os obtidos na análise individual deste determinante, segundo a qual a resposta do crédito concedido a choques de política monetária é estatisticamente significativa apenas para países cuja rentabilidade das empresas é inferior à média. Além disso, está em linha com o obtido para o endividamento das empresas, sendo possível concluir que quando a solidez financeira e a qualidade creditícia dos devedores são menores, o crédito concedido tende a ser mais reativo a choques de política monetária.

No que concerne ao risco soberano dos países e às dificuldades financeiras, a conclusão de que estes determinantes não têm uma influência significativa sobre a eficácia do canal do crédito pode parecer surpreendente. Não obstante, ainda que estes indicadores tenham registado valores bastante elevados sensivelmente até 2013, impulsionados pela CFG e pela crise da dívida soberana, apresentaram valores relativamente baixos no resto do período em análise (como evidenciado anteriormente, nos painéis b) e c) da figura 2), o que poderá ter contribuído para a perda da sua influência sobre o canal do crédito. Esta ideia é evidenciada por Cantero-Saiz et al. (2022, p. 308), que argumentam que “a Europa é a única região desenvolvida em que o risco soberano tem sido importante e apenas durante a crise”, tendo demonstrado que, na UEM, entre 2012 e 2015, o risco soberano dos países não motivou diferenças significativas na reação do crédito concedido a um choque de política monetária.

Tabela 4 – Resposta do crédito concedido a um choque de 1 ponto percentual na *shadow rate*: Influência conjunta dos determinantes do canal do crédito

	$\ln(\text{credito}_{i,t+k}) - \ln(\text{credito}_{i,t})$							
Trimestres após o choque	k=1	k=2	k=3	k=4	k=5	k=6	k=7	k=8
choquePM	-0,540 (0,508)	-0,660 (0,818)	-0,558 (1,082)	-0,245 (1,492)	0,377 (1,570)	0,995 (1,364)	1,201 (1,472)	0,635 (1,500)
i_txjurdivsob *choquePM	0,889** (0,413)	1,202 (0,808)	1,722 (1,010)	1,248 (1,324)	0,789 (1,453)	1,094 (1,492)	0,833 (1,727)	0,368 (1,896)
i_finstress *choquePM	0,325 (0,292)	0,376 (0,510)	-0,287 (0,766)	-1,513 (1,047)	-1,734 (1,192)	-1,440 (1,126)	-1,542 (1,038)	-1,402 (1,170)
i_cap_ban *choquePM	0,307 (0,364)	0,415 (0,580)	-0,0179 (0,804)	-0,473 (1,161)	-0,551 (1,501)	-0,699 (1,498)	-0,926 (1,462)	-0,411 (1,716)
i_dim_ban *choquePM	-,107 (0,263)	-0,367 (0,467)	-0,635 (0,686)	-0,803 (1,125)	-1,287 (1,300)	-2,448* (1,256)	-3,111** (1,412)	-3,221* (1,688)
i_rent_emp *choquePM	0,490 (0,406)	0,745 (0,679)	1,202 (0,853)	1,761 (1,160)	1,863 (1,075)	2,404** (1,117)	2,445* (1,295)	3,240* (1,791)
i_debt_eq_emp *choquePM	-0,510 (0,400)	-1,036 (0,624)	-1,673* (0,923)	-1,218 (1,092)	-1,641 (1,181)	-2,761** (1,256)	-2,899** (1,324)	-2,936 (1,849)
Observações	968	968	950	932	914	896	878	860

Fonte: Elaboração própria

Nota: Os desvios-padrão são apresentados entre parêntesis. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,10$. Dado o elevado número de estimativas, as que são estatisticamente significativas encontram-se, adicionalmente, a negrito.

Por fim, a não influência do capital sobre a resposta do crédito concedido a choques de política monetária está de acordo com os resultados obtidos por Matousek e Sarantis (2009). De acordo com os autores, quando outras características dos bancos como, por exemplo, a sua dimensão, são tidas em consideração, o papel desempenhado pelo capital na criação de heterogeneidade na transmissão da política monetária deixa de ser significativo. Também Ehrmann et al. (2001) argumentam que, se a maior parte dos bancos apresentar um nível de

capital suficientemente elevado para que não haja dúvidas sobre a sua solidez, as assimetrias de informação serão menores e o capital deixará de influenciar de forma significativa a resposta do crédito concedido a choques monetários. Tendo em conta a evolução positiva do capital dos bancos da Área do Euro, a partir de 2013 (evidenciada no painel d) da figura 2), este argumento poderá contribuir para justificar os resultados obtidos no presente estudo.

4.5.2 Transmissão heterogénea da política monetária intra-UEM

Importa, agora, perceber de que forma estas conclusões justificam diferenças de eficácia do canal do crédito entre os países da Área do Euro. Nesse sentido, parte dos resultados da estimação da regressão (3.8) são apresentados na tabela 5, em que são incluídos, de entre os países da amostra que apresentam resultados estatisticamente significativos e com o sinal esperado, os países com maior e menor eficácia na transmissão através do canal do crédito.

Como seria de esperar, a resposta do crédito concedido a uma variação de um ponto percentual na *shadow rate* varia de país para país⁴⁶, concluindo-se que existe heterogeneidade na transmissão da política monetária da Área do Euro através do canal do crédito⁴⁷.

Analisando os resultados obtidos, verifica-se que a Grécia apresenta a maior eficácia do canal do crédito da política monetária, isto é, regista a maior magnitude da resposta do crédito concedido a um choque exógeno na *shadow rate*, seguindo-se a Itália, os Países Baixos e Portugal. A título de exemplo, uma diminuição (aumento) de um ponto percentual da *shadow rate* da Área do Euro induz um aumento (diminuição) do crédito concedido na Grécia em cerca de 5,26%, no quinto trimestre após o choque, sendo superior à magnitude média da resposta do crédito concedido, reportada na figura 4.

Por sua vez, entre os países com menor eficácia do canal do crédito constam a Finlândia, a Eslovénia, a Espanha e a Alemanha. No caso da Alemanha, por exemplo, estima-se que uma diminuição (aumento) da *shadow rate* induza um aumento (diminuição) do crédito concedido em apenas cerca de 1,53%, no quinto trimestre após o choque, magnitude inferior à resposta média (figura 4).

⁴⁶ É possível rejeitar, para a maior parte dos trimestres após o choque, a hipótese de que os coeficientes são iguais (para um nível de significância de 5%).

⁴⁷ As conclusões obtidas são, de forma geral, robustas à utilização da *shadow rate* de Krippner para a estimação dos choques exógenos de política monetária, sendo os resultados da estimação (3.8) apresentados no Anexo G.

Tabela 5 – Resposta do crédito concedido a um choque de 1 ponto percentual na *shadow rate* por país

Trimestres após o choque	$\ln(\text{credito}_{i,t+k}) - \ln(\text{credito}_{i,t})$							
	k=1	k=2	k=3	k=4	k=5	k=6	k=7	k=8
i_Finlândia *choquePM	0,105 (0,095)	0,008 (0,189)	-0,267 (0,284)	-0,758* (0,409)	-1,090* (0,548)	-1,407** (0,655)	-1,227 (0,894)	-2,135** (0,898)
i_Alemanha *choquePM	-0,019 (0,101)	-0,217 (0,226)	-0,647* (0,339)	-1,133** (0,473)	-1,534** (0,620)	-1,851** (0,713)	-1,708* (0,872)	-1,992** (0,896)
i_Grécia *choquePM	0,334*** (0,108)	0,184 (0,235)	-1,259*** (0,354)	-2,084*** (0,546)	-5,264*** (0,752)	-9,312*** (0,993)	-13,37*** (1,247)	-12,17*** (0,918)
i_Itália *choquePM	-0,083 (0,103)	-0,493** (0,219)	-1,251*** (0,332)	-2,000*** (0,505)	-2,963*** (0,658)	-3,767*** (0,778)	-3,968*** (1,040)	-4,724*** (0,893)
i_Países Baixos *choquePM	-0,106 (0,100)	-0,444* (0,238)	-1,078*** (0,366)	-1,775*** (0,538)	-1,869** (0,725)	-1,770** (0,821)	-1,417 (1,015)	-2,087* (1,000)
i_Portugal *choquePM	0,051 (0,099)	-0,199 (0,213)	-0,959*** (0,328)	-1,719*** (0,459)	-2,458*** (0,608)	-3,069*** (0,745)	-2,863** (1,100)	-3,164*** (1,032)
i_Eslovénia *choquePM	-0,078 (0,102)	-0,255 (0,210)	-0,591* (0,308)	-0,964* (0,475)	-1,202* (0,620)	-1,372* (0,714)	-1,769* (0,960)	-0,998 (0,913)
i_Espanha *choquePM	0,021 (0,103)	-0,303 (0,229)	-0,803** (0,358)	-1,222** (0,494)	-1,327* (0,692)	-1,301 (0,875)	-0,764 (1,182)	-1,397 (1,151)
Observações	968	968	950	932	914	896	878	860

Fonte: Elaboração própria

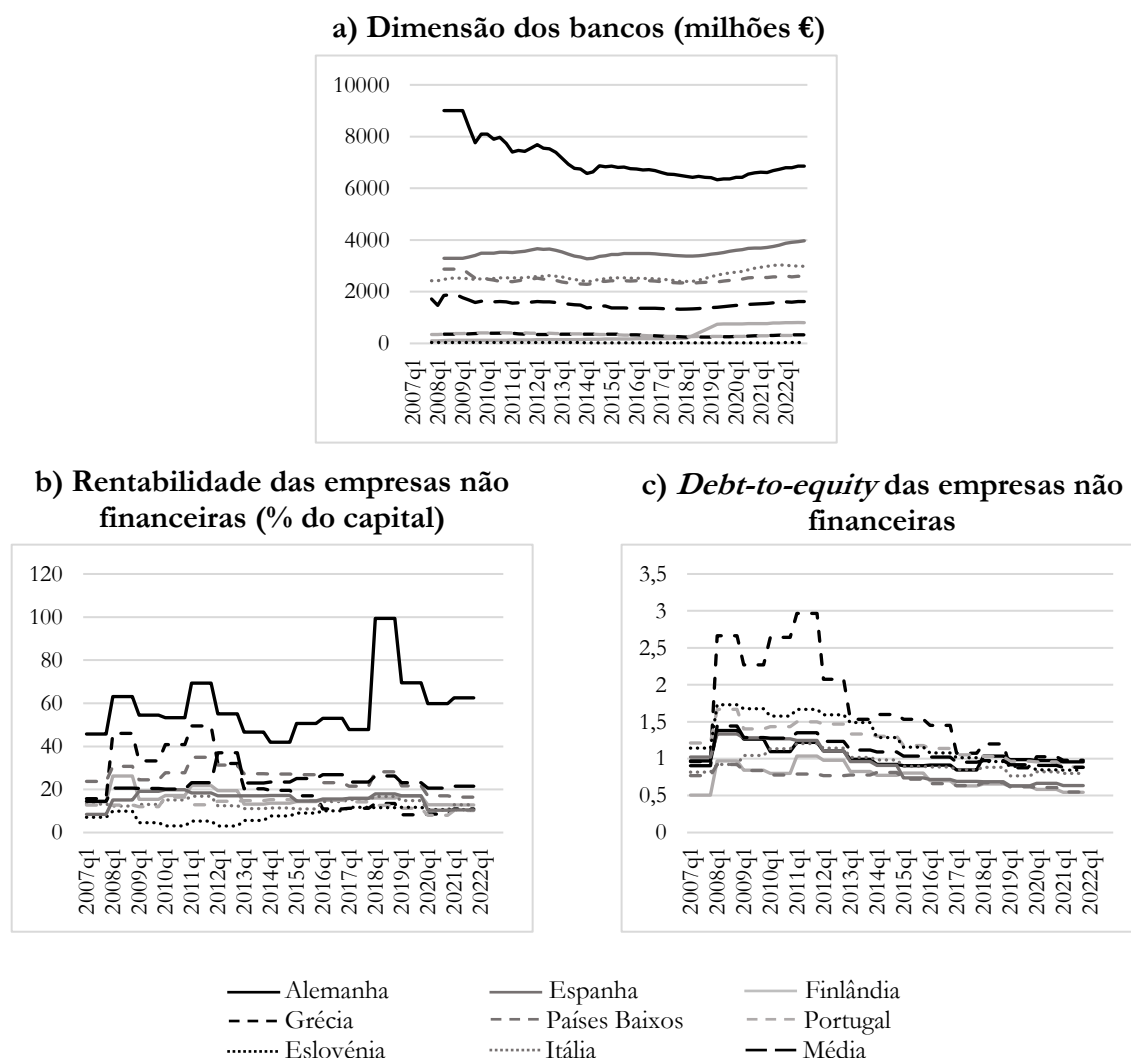
Nota: Os desvios-padrão são apresentados entre parêntesis. *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,10. Dado o elevado número de estimativas, as que são estatisticamente significativas encontram-se, adicionalmente, a negrito.

Tendo em consideração as conclusões obtidas na subsecção anterior, parece ser possível explicar estes resultados com base nas características de cada país, nomeadamente com base

na dimensão dos bancos, na rentabilidade das empresas não financeiras e no seu nível de endividamento, determinantes que revelaram uma influência estatisticamente significativa sobre a eficácia do canal do crédito na análise conjunta dos vários determinantes em estudo.

Assim, os painéis a) a c) da figura 11 representam, respetivamente, a dimensão dos bancos, a rentabilidade e o *debt-to-equity* das empresas não financeiras para cada um dos oito países referidos, ao longo do período da amostra, bem como a média da amostra para cada um dos determinantes.

Figura 11 – Evolução das variáveis de interesse por país, 2007Q1-2022Q4



Fonte: Elaboração própria

No que se refere à Grécia e a Portugal, dois dos países com maior eficácia do canal do crédito, é de notar que, ao longo do período em análise, ambos apresentaram valores para a dimensão dos bancos inferiores à média, o que, à luz das conclusões obtidas, poderia conduzir a uma baixa eficácia deste canal. No entanto, são países que têm, tendencialmente, empresas não financeiras de baixa rentabilidade e com endividamento acima da média, isto é, devedores com baixa qualidade creditícia, impulsionando uma diminuição substancial do crédito concedido perante uma política monetária contracionista e um aumento considerável perante um choque monetário expansionista. Assim, a conclusão de que o crédito concedido nestes países é mais reativo à política monetária é, em grande parte, explicada por fatores que influenciam o *balance sheet channel*.

Por sua vez, no caso da Itália e dos Países Baixos, a maior eficácia do canal do crédito tem uma natureza ligeiramente distinta. Ainda que se assemelhem aos anteriores pelo facto de as suas empresas tenderem a apresentar rentabilidade inferior à média da UEM, também o *bank lending channel* contribui para a maior magnitude da resposta do crédito concedido nestes países a choques de política monetária. De facto, ambos apresentam, em média, bancos de maior dimensão com, tendencialmente, menor risco e menores custos de financiamento, possibilitando uma maior expansão do crédito perante uma diminuição da *shadow rate*.

Curiosamente, ainda que a Espanha se assemelhe bastante à Itália, na medida em que apresenta rentabilidade das empresas não financeiras abaixo da média e dimensão dos bancos relativamente elevada, afigura-se como um dos países em que o canal do crédito é menos reativo. Este resultado deve-se, essencialmente, a características relacionadas com os devedores, tendo as suas empresas não financeiras registado, no período em estudo, maior solidez financeira (menor endividamento), contribuindo para diminuir a resposta do crédito concedido a choques monetários.

No que diz respeito à Alemanha, a dimensão bastante elevada dos seus bancos aponta para uma maior eficácia do canal do crédito. Não obstante, as empresas não financeiras alemãs apresentam rentabilidade superior à média e baixo endividamento, o que se consubstancia numa maior solidez financeira e maior qualidade creditícia. Estas características dos seus devedores limitam, por exemplo, a queda do crédito concedido perante um choque contracionista e justificam que este país se insira no grupo com menor eficácia do canal do crédito.

Relativamente à Finlândia, a menor magnitude da resposta do crédito concedido a um choque monetário é, maioritariamente, justificada pela menor dimensão dos seus bancos, ditando a menor eficácia do *bank lending channel*, e baixo nível de endividamento das empresas não financeiras, influenciando o *balance sheet channel*. Estes dois fatores contrariam o efeito da rentabilidade das empresas não financeiras, que, sendo inferior à média, contribui para aumentar a eficácia do canal do crédito.

Por fim, sendo a Eslovénia um país com devedores tendencialmente menos sólidos, à semelhança da Grécia e de Portugal, a sua inclusão no grupo de países com menor eficácia do canal do crédito afigura-se surpreendente. Esta deve-se, essencialmente, ao contributo do *bank lending channel*, já que os bancos eslovenos apresentam, em média, baixa dimensão, limitando a resposta do crédito concedido perante uma política monetária expansionista.

Em suma, ainda que grande parte da heterogeneidade verificada nos países referidos se pareça dever a determinantes do *balance sheet channel*, também o *bank lending channel* contribui para que a política monetária transmitida através do canal do crédito tenha impactos distintos sobre os vários países da Área do Euro. Desta conclusão, emanam duas implicações importantes: por um lado, perante choques comuns, uma maior homogeneização da eficácia do canal do crédito passará, por exemplo, pela implementação de medidas que incentivem sistemas bancários e tecidos empresariais mais homogéneos; por outro lado, se a ocorrência de choques for, predominantemente, de natureza mais assimétrica, a eficácia diferenciada da política monetária sobre os países da Área do Euro pode beneficiar de diferenças ao nível dos referidos determinantes.

5. Conclusão

O canal do crédito corresponde a um dos canais mais importantes do mecanismo de transmissão da política monetária na Área do Euro. Através dos seus subcanais – o *bank lending channel* e o *balance sheet channel* –, alterações das taxas de juro diretoras impactam o crédito concedido pelos bancos e, por essa via, a atividade económica e a taxa de inflação. Não obstante, os diferentes determinantes macroeconómicos e microeconómicos podem conduzir a uma eficácia diferenciada do canal do crédito e, consequentemente, da política monetária, nos países da Área do Euro e ao longo do tempo. Esta análise não é, contudo, frequentemente explorada na literatura.

Por conseguinte, o objetivo da presente dissertação consiste em contribuir para a literatura analisando se existe heterogeneidade na transmissão da política monetária da Área do Euro através do canal do crédito e quais os determinantes que a justificam. Nesse sentido, foram construídas funções impulso resposta do crédito concedido a choques de política monetária, com recurso a projeções locais, tendo por base um painel de dezoito países da Área do Euro, entre o primeiro trimestre de 2007 e o quarto trimestre de 2022. Estas funções foram estimadas tendo em consideração determinantes macroeconómicos – o risco soberano e as dificuldades financeiras enfrentadas pelos países –, determinantes microeconómicos do *bank lending channel* – o capital e a dimensão dos bancos – e determinantes microeconómicos do *balance sheet channel* – a rentabilidade e o endividamento das empresas não financeiras. Numa fase posterior do estudo, as funções impulso resposta foram construídas de forma a refletir o impacto dos choques monetários sobre o crédito concedido em cada um dos países da amostra.

Com recurso à referida abordagem, os resultados permitem concluir que a transmissão da política monetária na Área do Euro através do canal do crédito é, efetivamente, caracterizada por heterogeneidade.

Em primeiro lugar, conclui-se que o crédito concedido nos países da Área do Euro responde de forma significativa a choques de política monetária, estimando-se que, em média, uma diminuição (aumento) de um ponto percentual da *shadow rate* origine um aumento (diminuição) do crédito em 1,99%, no sétimo trimestre após o choque. Adicionalmente, não parecem existir diferenças significativas na magnitude da resposta em períodos de ZLB face a “tempos normais”.

Em segundo lugar, analisando a influência individual de cada determinante sobre o canal do crédito, todos se revelaram estatisticamente significativos. Constatou-se, no entanto, que a influência dos determinantes pode variar consoante o choque monetário é contracionista ou expansionista e quando a economia se encontra sob ZLB face a “tempos normais”, tal como se verificou, a título de exemplo, para a dimensão dos bancos.

Não obstante, quando se consideram todos os determinantes em conjunto, apenas a dimensão dos bancos, a rentabilidade das empresas não financeiras e o seu endividamento apresentam uma influência significativa sobre o canal do crédito. Com base nos resultados obtidos, concluiu-se que o crédito concedido é mais reativo em países cujos bancos têm dimensão superior à média e/ou cujas empresas não financeiras têm menor rentabilidade e maior nível de endividamento face à média. Estas conclusões justificam, tendencialmente, os resultados obtidos relativamente à eficácia do canal do crédito nos países da amostra, tendo-se verificado que o crédito concedido é mais reativo a medidas de política monetária em países como a Grécia e Portugal, cujos devedores apresentam, em média, maior risco de crédito (*balance sheet channel*), e menos reativo em países como a Alemanha e a Finlândia, caracterizados, em média, e respetivamente, por empresas não financeiras mais sólidas (*balance sheet channel*) e bancos de menor dimensão (*bank lending channel*).

As conclusões obtidas no presente estudo têm implicações importantes, quer para a literatura, quer para a condução da política monetária na Área do Euro.

Em primeiro lugar, permitem demonstrar que os determinantes do canal do crédito frequentemente estudados na literatura são responsáveis por gerar heterogeneidade na transmissão da política monetária na Área do Euro, evidenciando, ainda, a importância de considerar vários tipos de determinantes em simultâneo. Além disso, a presente dissertação aponta para a relevância do *balance sheet channel*, subcanal que, embora não sendo frequentemente abordado na literatura, explica grande parte dos resultados obtidos relativamente à eficácia do canal do crédito nos países da Área do Euro. Adicionalmente, é de salientar a não influência dos fatores macroeconómicos, como as dificuldades financeiras enfrentadas pelos países e o seu risco soberano, que, embora tenham sido relevantes durante a CFG e a crise da dívida soberana, não se revelam estatisticamente significativos numa análise conjunta dos determinantes do canal de crédito.

Por sua vez, a conclusão de que o canal do crédito se caracteriza por heterogeneidade demonstra que a política monetária única não é transmitida da mesma forma para todos os

países da Área do Euro. Assim, este resultado aponta para uma possível necessidade de delinear diferentes estratégias compensatórias de transmissão desta política nos vários países da UEM ou de levar a cabo medidas que incentivem (ou diminuam) a uniformização da estrutura do sistema bancário e do tecido empresarial, perante choques comuns (ou assimétricos).

É de notar que, ainda que a abordagem metodológica utilizada tenha possibilitado a confirmação de vários resultados obtidos com recurso a outras metodologias, não está isenta de limitações. Por um lado, surgem limitações relacionadas com os dados recolhidos, já que, de modo a incluir observações que refletem, simultaneamente, características dos bancos e das empresas de cada país, foram utilizados indicadores agregados ao nível do país, em detrimento de dados microeconómicos, o que poderá diminuir a precisão dos resultados obtidos. Além disso, há a possibilidade de estes serem enviesados pelo facto de os dados relativos aos determinantes do *balance sheet channel* estarem apenas disponíveis com frequência anual, tendo sido atribuído o valor de cada ano a todos os seus trimestres, de modo a obter observações trimestrais. Por outro lado, ainda que tenham sido incluídas variáveis de controlo relativas à procura de crédito, a separação do canal do crédito, que diz respeito à oferta pelos bancos, dos canais relativos à procura revela-se difícil, já que os choques de política monetária afetam, simultaneamente, a oferta e a procura de crédito. Assim, os resultados obtidos poderão não estar a isolar de forma adequada o canal do crédito.

No que se refere a investigação futura, tendo em conta a conclusão de que a heterogeneidade do canal do crédito é explicada não só por determinantes do *bank lending channel*, mas também do *balance sheet channel*, seria relevante a realização de uma análise *shutdown* que possibilitasse a quantificação da importância relativa de cada um destes subcanais na transmissão da política monetária. Adicionalmente, a condução de testes de robustez com recurso a diferentes indicadores para medir cada um dos determinantes em estudo (*e.g.* o capital dos bancos poderia ser medido através do seu excesso face ao requisito mínimo regulatório) permitiria verificar os resultados obtidos. Por fim, a realização de uma análise semelhante à do presente estudo mas com recurso a microdados (adotando como unidade de observação, por exemplo, empréstimos concedidos por bancos da Área do Euro a empresas não financeiras) permitiria ultrapassar uma das limitações evidenciadas, decorrente da utilização de dados agregados ao nível do país.

Referências

- Albertazzi, U., Nobili, A., & Signoretti, F. M. (2021). The Bank Lending Channel of Conventional and Unconventional Monetary Policy. *Journal of Money, Credit and Banking*, 53(2-3), 261-299. <https://doi.org/10.1111/jmcb.12766>
- Altavilla, C., Laeven, L., & Peydró, J.-L. (2020). Monetary and macroprudential policy complementarities: evidence from European credit registers. *ECB Working Paper Series*, 2504. <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecb.wp2504~2ea8ce96ed.en.pdf>
- Apergis, N., & Christou, C. (2015). The behaviour of the bank lending channel when interest rates approach the zero lower bound: Evidence from quantile regressions. *Economic Modelling*, 49, 296-307. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2015.05.005>
- Ashcraft, A. B. (2006). New Evidence on the Lending Channel. *Journal of Money, Credit and Banking*, 38(3), 751-775. <http://www.jstor.org/stable/3839090>
- Ashcraft, A. B., & Campello, M. (2007). Firm balance sheets and monetary policy transmission. *Journal of Monetary Economics*, 54(6), 1515-1528. <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2007.03.003>
- Aysun, U., & Hepp, R. (2013). Identifying the balance sheet and the lending channels of monetary transmission: A loan-level analysis. *Journal of Banking and Finance*, 37(8), 2812-2822. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2013.04.006>
- Barnichon, R., & Brownlees, C. (2019). Impulse Response Estimation by Smooth Local Projections. *The Review of Economics and Statistics*, 101(3), 522-530. https://doi.org/10.1162/rest_a_00778
- Baum, C. F. (2001). Residual diagnostics for cross-section time series regression models. *The Stata Journal*, 1(1), 101-104. <https://doi.org/10.1177/1536867X0100100108>
- BCE. (2011). *The monetary policy of the ECB*. Banco Central Europeu. <https://doi.org/10.2866/99580>
- BCE. (2021). *Declaração sobre a estratégia de política monetária do BCE*. https://www.ecb.europa.eu/home/search/review/html/ecb.strategyreview_monp ol_strategy_statement.pt.html

- BCE. (2023, 27 de julho). *Decisões de política monetária*.
<https://www.ecb.europa.eu/press/pr/date/2023/html/ecb.mp230727~da80cfcf24.pt.html>
- Belke, A., & Dreger, C. (2019). Did interest rates at the zero lower bound affect lending of commercial banks? Evidence for the euro area. *ROME Discussion Paper Series*, 2019-07. <https://www.econstor.eu/handle/10419/206883>
- Bernanke, B., Gertler, M., & Gilchrist, S. (1996). The Financial Accelerator and the Flight to Quality. *The Review of Economics and Statistics*, 78(1), 1-15.
<https://doi.org/10.2307/2109844>
- Bernanke, B. S., & Blinder, A. S. (1992). The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission. *The American Economic Review*, 82(4), 901-921.
<http://www.jstor.org/stable/2117350>
- Bernanke, B. S., & Gertler, M. (1989). Agency Costs, Net Worth, and Business Fluctuations. *The American Economic Review*, 79(1), 14-31. <http://www.jstor.org/stable/1804770>
- Bernanke, B. S., & Gertler, M. (1995). Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission. *Journal of Economic Perspectives*, 9(4), 27-48.
<https://doi.org/10.1257/jep.9.4.27>
- Black, L. K., & Rosen, R. J. (2007). How the Credit Channel Works: Differentiating the Bank Lending Channel and the Balance Sheet Channel. *Federal Reserve Bank of Chicago Working Paper Series*, WP-07-13.
http://www.chicagofed.org/digital_assets/publications/working_papers/2007/wp_2007_13.pdf
- Boeckx, J., de Sola Perea, M., & Peersman, G. (2020). The transmission mechanism of credit support policies in the euro area. *European Economic Review*, 124, Article 103403.
<https://doi.org/10.1016/j.euroecorev.2020.103403>
- Borio, C., & Gambacorta, L. (2017). Monetary policy and bank lending in a low interest rate environment: Diminishing effectiveness? *Journal of Macroeconomics*, 54(Part B), 217-231. <https://doi.org/10.1016/j.jmacro.2017.02.005>

- Branco, R., & Soares, C. (2021). A state-contingent use of instruments to ensure the policy stance and smooth transmission. In I. Abreu & J. V. Azevedo (Eds.), *Perspectives on the ECB's monetary policy strategy review* (pp. 28-31). Banco de Portugal.
- Brunnermeier, M. K., & Koby, Y. (2018). The Reversal Interest Rate. *NBER Working Paper Series*, 25406. <https://doi.org/10.3386/w25406>
- Bruno, V., Shim, I., & Shin, H. S. (2017). Comparative assessment of macroprudential policies. *Journal of Financial Stability*, 28, 183-202. <https://doi.org/10.1016/j.jfs.2016.04.001>
- Cai, Y. (2021). Expansionary monetary policy and credit allocation: Evidence from China. *China Economic Review*, 66, Article 101595. <https://doi.org/10.1016/j.chieco.2021.101595>
- Cantero-Saiz, M., Sanfilippo-Azofra, S., & Torre-Olmo, B. (2022). Sovereign Risk and the Bank Lending Channel: Differences across Countries and the Effects of the Financial Crisis. *Journal of Money, Credit and Banking*, 54(1), 285-312. <https://doi.org/10.1111/jmcb.12794>
- Cantero-Saiz, M., Sanfilippo-Azofra, S., Torre-Olmo, B., & López-Gutiérrez, C. (2014). Sovereign risk and the bank lending channel in Europe. *Journal of International Money and Finance*, 47, 1-20. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2014.04.008>
- Cantero-Saiz, M., Sanfilippo-Azofra, S., Torre-Olmo, B., & López-Gutiérrez, C. (2018). A new approach to the analysis of monetary policy transmission through bank capital. *Finance Research Letters*, 24, 95-104. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2017.07.021>
- Choi, S., & Yoon, C. (2022). Uncertainty, Financial Markets, and Monetary Policy over the Last Century. *B.E. Journal of Macroeconomics*, 22(2), 397-434. <https://doi.org/10.1515/bejm-2020-0013>
- Ciccarelli, M., Maddaloni, A., & Peydró, J.-L. (2013). Heterogeneous transmission mechanism: monetary policy and financial fragility in the eurozone. *Economic Policy*, 28(75), 459-512. <http://www.jstor.org/stable/24029551>
- Ciccarelli, M., Maddaloni, A., & Peydró, J.-L. (2015). Trusting the bankers: A new look at the credit channel of monetary policy. *Review of Economic Dynamics*, 18(4), 979-1002. <https://doi.org/10.1016/j.red.2014.11.002>

- Dahlhaus, T. (2017). Conventional Monetary Policy Transmission During Financial Crises: An Empirical Analysis. *Journal of Applied Econometrics*, 32(2), 401-421. <https://doi.org/10.1002/jae.2524>
- De Santis, R. A., Surico, P., Devereux, M. B., & Giannone, D. (2013). Bank lending and monetary transmission in the euro area. *Economic Policy*, 28(75), 423-457. <http://www.jstor.org/stable/24029548>
- Ehrmann, M., Gambacorta, L., Martínez Pagés, J., Sevestre, P., & Worms, A. (2001). Financial Systems and the Role of Banks in Monetary Policy Transmission in the Euro Area. *ECB Working Paper Series*, 105. <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp105.pdf>
- Evgenidis, A., & Salachas, E. (2019). Unconventional monetary policy and the credit channel in the euro area. *Economics Letters*, 185, Article 108695. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2019.108695>
- Farka, M. (2022). The credit channel of monetary policy before and after the zero lower bound: Evidence from the US equity market. *Journal of Financial Research*, 45(3), 633-693. <https://doi.org/10.1111/jfir.12294>
- Gambacorta, L. (2005). Inside the bank lending channel. *European Economic Review*, 49(7), 1737-1759. <https://doi.org/10.1016/j.eurocorev.2004.05.004>
- García-Posada, M., & Marchetti, M. (2016). The bank lending channel of unconventional monetary policy: The impact of the VLTROs on credit supply in Spain. *Economic Modelling*, 58, 427-441. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2016.05.002>
- Gomez-Gonzalez, J. E., Kutan, A., Ojeda-Joya, J. N., & Ortiz, C. (2020). Does the financial structure of banks influence the bank lending channel of monetary policy? Evidence from Colombia. *International Journal of Emerging Markets*, 16(4), 765-785. <https://doi.org/10.1108/IJOEM-08-2019-0664>
- Grandi, P. (2019). Sovereign stress and heterogeneous monetary transmission to bank lending in the euro area. *European Economic Review*, 119, 251-273. <https://doi.org/10.1016/j.eurocorev.2019.07.011>

- Harrison, R., Li, Y., Vigne, S. A., & Wu, Y. (2022). Why do small businesses have difficulty in accessing bank financing? *International Review of Financial Analysis*, 84, Article 102352. <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2022.102352>
- Hausman, J. A. (1978). Specification Tests in Econometrics. *Econometrica*, 46(6), 1251-1271. <https://doi.org/10.2307/1913827>
- Heider, F., Saidi, F., & Schepens, G. (2019). Life below Zero: Bank Lending under Negative Policy Rates. *The Review of Financial Studies*, 32(10), 3728-3761. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhz016>
- Jannsen, N., Potjagailo, G., & Wolters, M. H. (2019). Monetary policy during financial crises: Is the transmission mechanism impaired? *International Journal of Central Banking*, 15(4), 81-126. <https://www.ijcb.org/journal/ijcb19q4a3.pdf>
- Jiménez, G., Ongena, S., Peydró, J.-L., & Saurina, J. (2012). Credit Supply and Monetary Policy: Identifying the Bank Balance-Sheet Channel with Loan Applications. *American Economic Review*, 102(5), 2301-2326. <https://doi.org/10.1257/aer.102.5.2301>
- Jordà, Ò. (2005). Estimation and Inference of Impulse Responses by Local Projections. *American Economic Review*, 95(1), 161-182. <https://doi.org/10.1257/0002828053828518>
- Kandrac, J. (2012). Monetary policy and bank lending to small firms. *Journal of Macroeconomics*, 34(3), 741-748. <https://doi.org/10.1016/j.jmacro.2012.06.002>
- Kashyap, A. K., & Stein, J. C. (1995). The impact of monetary policy on bank balance sheets. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 42, 151-195. [https://doi.org/10.1016/0167-2231\(95\)00032-U](https://doi.org/10.1016/0167-2231(95)00032-U)
- Kashyap, A. K., & Stein, J. C. (2000). What Do a Million Observations on Banks Say about the Transmission of Monetary Policy? *American Economic Review*, 90(3), 407-428. <https://doi.org/10.1257/aer.90.3.407>
- Kenourgios, D., & Ntaikou, D. (2021). ECB's unconventional monetary policy and bank lending supply and performance in the euro area. *Journal of Economics and Finance*, 45(2), 211-224. <https://doi.org/10.1007/s12197-019-09503-6>

- Kishan, R. P., & Opiela, T. P. (2000). Bank size, bank capital, and the bank lending channel. *Journal of Money, Credit and Banking*, 32(1), 121-141. <https://doi.org/10.2307/2601095>
- Koop, G., Pesaran, M. H., & Potter, S. M. (1996). Impulse response analysis in nonlinear multivariate models. *Journal of Econometrics*, 74(1), 119-147. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(95\)01753-4](https://doi.org/10.1016/0304-4076(95)01753-4)
- Krippner, L. (2014). Measuring the stance of monetary policy in conventional and unconventional environments. *CAMA Working Paper*, 6/2014. https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2381654
- Laeven, L., Maddaloni, A., & Mendicino, C. (2022). Monetary policy, macroprudential policy and financial stability. *ECB Working Paper Series*, 2647. <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecb.wp2647~0a0b3030e1.en.pdf>
- Lane, P. R. (2012). The European Sovereign Debt Crisis. *Journal of Economic Perspectives*, 26(3), 49-68. <https://doi.org/10.1257/jep.26.3.49>
- Matousek, R., & Sarantis, N. (2009). The bank lending channel and monetary transmission in Central and Eastern European countries. *Journal of Comparative Economics*, 37(2), 321-334. <https://doi.org/10.1016/j.jce.2008.09.008>
- Matousek, R., & Solomon, H. (2018). Bank lending channel and monetary policy in Nigeria. *Research in International Business and Finance*, 45, 467-474. <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2017.07.180>
- Melander, O., Sandström, M., & von Schedvin, E. (2017). The effect of cash flow on investment: an empirical test of the balance sheet theory. *Empirical Economics*, 53(2), 695-716. <https://doi.org/10.1007/s00181-016-1136-y>
- Mishkin, F. (1996). The Channels of Monetary Transmission: Lessons for Monetary Policy. *NBER Working Paper Series*, 5464. <https://doi.org/10.3386/w5464>
- Montiel Olea, J. L., & Plagborg-Møller, M. (2021). Local Projection Inference Is Simpler and More Robust Than You Think. *Econometrica*, 89(4), 1789-1823. <https://doi.org/10.3982/ecta18756>
- Naqvi, H., & Pungaliya, R. (2023). Bank size and the transmission of monetary policy: Revisiting the lending channel. *Journal of Banking and Finance*, 146, Article 106688. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2022.106688>

- Oddo, L., & Bosnjak, M. (2021). A comparative analysis of the monetary policy transmission channels in the U.S: a wavelet-based approach. *Applied Economics*, 53(38), 4448-4463. <https://doi.org/10.1080/00036846.2021.1904113>
- Olmo, J., & Sanso-Navarro, M. (2015). Changes in the transmission of monetary policy during crisis episodes: Evidence from the euro area and the U.S. *Economic Modelling*, 48, 155-166. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2014.10.033>
- Paligorova, T., & Santos, J. A. C. (2017). Monetary policy and bank risk-taking: Evidence from the corporate loan market. *Journal of Financial Intermediation*, 30, 35-49. <https://doi.org/10.1016/j.jfi.2016.11.003>
- Ramey, V. A., & Zubairy, S. (2018). Government Spending Multipliers in Good Times and in Bad: Evidence from US Historical Data. *Journal of Political Economy*, 126(2), 850-901. <https://doi.org/10.1086/696277>
- Reichlin, L. (2014). Monetary Policy and Banks in the Euro Area: The Tale of Two Crises. *Journal of Macroeconomics*, 39(Part B), 387-400. <https://doi.org/10.1016/j.jmacro.2013.09.012>
- Stock, J. H., & Watson, M. W. (2006). *Introduction to Econometrics* (2^a ed.). Addison Wesley.
- Tanaka, M. (2020). Bayesian Inference of Local Projections with Roughness Penalty Priors. *Computational Economics*, 55(2), 629-651. <https://doi.org/10.1007/s10614-019-09905-y>
- Taylor, J. B. (1993). Discretion versus policy rules in practice. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 39, 195-214. [https://doi.org/10.1016/0167-2231\(93\)90009-L](https://doi.org/10.1016/0167-2231(93)90009-L)
- Taylor, J. B. (1995). The Monetary Transmission Mechanism: An Empirical Framework. *Journal of Economic Perspectives*, 9(4), 11-26. <https://doi.org/10.1257/jep.9.4.11>
- Tobin, J. (1969). A General Equilibrium Approach To Monetary Theory. *Journal of Money, Credit and Banking*, 1(1), 15-29. <https://doi.org/10.2307/1991374>
- Verbeek, M. (2017). *A Guide to Modern Econometrics* (5^a ed.). Wiley.
- Wu, J. C., & Xia, F. D. (2016). Measuring the Macroeconomic Impact of Monetary Policy at the Zero Lower Bound. *Journal of Money, Credit and Banking*, 48(2-3), 253-291. <https://doi.org/10.1111/jmcb.12300>

- Wu, J. C., & Xia, F. D. (2017). Time-Varying Lower Bound of Interest Rates in Europe. *Chicago Booth Research Paper*, 17-06. <https://doi.org/10.2139/ssrn.2946239>
- Wu, W. (2018). The Credit Channel at the Zero Lower Bound through the Lens of Equity Prices. *Journal of Money, Credit and Banking*, 50(2-3), 435-448. <https://doi.org/10.1111/jmcb.12466>
- Wursten, J. (2018). Testing for serial correlation in fixed-effects panel models. *The Stata Journal*, 18(1), 78-100. <https://doi.org/10.1177/1536867X1801800106>
- Xiong, W., & Wang, Y. (2022). A reformulation of the bank lending channel under multiple prudential regulations. *Economic Modelling*, 114, 1-16. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2022.105916>
- Zhang, Y., & Tressel, T. (2017). Effectiveness and channels of macroprudential policies: lessons from the Euro area. *Journal of Financial Regulation and Compliance*, 25(3), 271-306. <https://doi.org/10.1108/JFRC-10-2016-0094>

Anexos

Anexo A. Teste de Hausman

Partindo da estimação da regressão (3.2) com recurso ao modelo de efeitos fixos e ao modelo de efeitos aleatórios, foi realizado o teste de Hausman (1978) para os oito trimestres após o choque. Verifica-se, com base na tabela A1, que a hipótese de que o estimador de efeitos aleatórios é consistente é rejeitada para qualquer nível de significância, para todos os trimestres após o choque (à exceção do primeiro). Assim, a utilização do modelo de efeitos fixos é mais apropriada para o presente estudo.

Tabela A1 – Teste de Hausman

	chi2	Prob > chi2
k=1	20,47	0,9873
k=2	70,94	0,0009
k=3	86,24	0,0000
k=4	101,51	0,0000
k=5	138,19	0,0000
k=6	193,43	0,0000
k=7	493,43	0,0000
k=8	97,51	0,0000

Fonte: Elaboração própria com base nos *outputs* do Stata 17

Anexo B. Testes de heterocedasticidade e autocorrelação

Tendo em conta que as regressões estimadas ao longo do presente estudo recorrem ao modelo de efeitos fixos, não é possível, com recurso ao Stata 17, realizar os testes mais comuns para a presença de heteroscedasticidade e autocorrelação (tais como o teste de White e o teste de Breusch-Godfrey).

Assim sendo, a existência de heteroscedasticidade foi testada, após a estimação da regressão (3.2), para os oito trimestres após o choque, com recurso ao comando *xtest3* do Stata 17. Este permite a obtenção de uma estatística de Wald modificada, com distribuição qui-quadrado, de modo a possibilitar a realização deste teste para modelos de efeitos fixos (Baum, 2001). Tendo em conta os *p-values* associados ao teste em causa (apresentados na tabela B1),

é possível rejeitar a hipótese de existência de homocedasticidade, tornando inválida a realização de inferência estatística com base nos desvios-padrão convencionais.

Tabela B1 – Teste de presença de heterocedasticidade

	chi2	Prob > chi2
k=1	4979,50	0,0000
k=2	4835,19	0,0000
k=3	4860,32	0,0000
k=4	4763,53	0,0000
k=5	4595,87	0,0000
k=6	4387,18	0,0000
k=7	4658,26	0,0000
k=8	5311,36	0,0000

Fonte: Elaboração própria com base nos *outputs* do Stata 17

Por sua vez, a presença de autocorrelação foi testada com recurso ao comando *xtqptest* do Stata 17 (Wursten, 2018). Tendo em conta a inclusão, na regressão, de três *lags* de cada uma das variáveis explicativas, foi testada a existência de autocorrelação até à ordem 3 (isto é, foi testada a presença de autocorrelação de ordem 1, de ordem 2 e de ordem 3). Tendo por base a tabela B2, verifica-se que é possível rejeitar a hipótese de não existência de autocorrelação até à ordem 3, para um nível de significância de 1%, em todos os oito trimestres após o choque (à exceção do primeiro), invalidando a realização de inferência estatística com base nos desvios-padrão convencionais.

Tabela B2 – Teste de presença de autocorrelação

	Estatística Q(3)	Prob > Q(3)
k=1	3,31	0,347
k=2	15,85	0,001
k=3	15,43	0,001
k=4	15,97	0,001
k=5	12,43	0,006
k=6	13,95	0,003
k=7	16,24	0,001
k=8	15,64	0,001

Fonte: Elaboração própria com base nos *outputs* do Stata 17

Anexo C. Fontes dos dados utilizados

Tabela C1 – Fontes dos dados utilizados

Variável	Indicador	Fonte	Base de dados
Crédito concedido	Volume de crédito concedido pelas instituições financeiras monetárias	BCE	Balance Sheet Items (BSI.M.pp.N.A.A20.A.1.U2.000 0.Z01.E)
<i>Shadow rate</i>	<i>Shadow rate</i> Wu & Xia	Website de Wu	n.a.
	<i>Shadow rate</i> Krippner	Website de Krippner	n.a.
PIB	PIB a preços de mercado e a preços constantes de 2015	Eurostat	GDP and main components (output, expenditure and income) (NAMQ_10_GDP)
Taxa de crescimento do PIB da Área do Euro	Taxa de crescimento do PIB a preços de mercado e a preços constantes de 2015	Eurostat	GDP and main components (output, expenditure and income) (NAMQ_10_GDP)
IHPC	IHPC com 2015 como ano base	BCE	Indices of Consumer Prices (ICP.M.pp.N.000000.4.INX)
Taxa de inflação da Área do Euro	Taxa de inflação calculada a partir do IHPC com 2015 como ano base	BCE	Indices of Consumer Prices (ICP.M.U2.N.000000.3.ANR)
Risco soberano	Taxa de juro da dívida soberana a 10 anos	BCE	Interest Rates Statistics (IRS.M.pp.L.L40.CI.0000.EUR.N.Z)
Dificuldades financeiras por país	Índice de <i>Stress</i> Financeiro	BCE	Country-Level Index of Financial Stress (CLIFS.M.pp._Z.4F.EC.CLIFS _CI.IDX)
Capital dos bancos	Capital dos bancos em percentagem dos ativos	BCE	Consolidated Banking Data (CBD2.Q.pp.W0.11._Z._Z.A.A .I3300._Z._Z._Z._Z._Z._Z.PC)
Dimensão dos bancos	Ativos dos bancos em euros	BCE	Consolidated Banking Data (CBD2.Q.pp.W0.11._Z._Z.A.A .A0000._X.ALL.CA._Z.LE._T. EUR)
Rentabilidade das empresas não financeiras	Rentabilidade das empresas não financeiras, após impostos, em percentagem do capital	Eurostat	Key indicators – annual data (NASA_10_KI)

(continua)

Tabela C1 – Fontes dos dados utilizados (continuação)

Variável	Indicador	Fonte	Base de dados
Endividamento das empresas não financeiras	<i>Debt-to-equity</i> das empresas não financeiras	Eurostat	<i>Financial balance sheets – annual data</i> (NASA_10_F_BS)
Dificuldades financeiras da Área do Euro	Indicador Compósito de <i>Stress</i> Sistémico	BCE	<i>Composite Indicator of Systemic Stress</i> (CISS.M.U2.Z0Z.4F.EC.SOV_GDPW.IDX)
Procura de crédito por parte das empresas da Área do Euro	Diferença entre bancos que registaram um aumento da procura de crédito por parte das empresas e bancos que registaram uma diminuição	BCE	<i>Bank Lending Survey Statistics</i> (BLS.Q.U2.ALL.O.E.Z.B3.ZZ.D.WFNET)

Fonte: Elaboração própria

Nota: As letras “pp” nas bases de dados do BCE referem-se a duas letras identificadoras do país. n.a. – não aplicável.

Anexo D. Estatísticas descritivas e correlação entre variáveis

As tabelas D1 e D2 contêm, respetivamente, as estatísticas descritivas da amostra utilizada e a correlação entre as variáveis incluídas nas várias especificações econométricas estimadas ao longo do presente estudo.

Tabela D1 – Estatísticas Descritivas

Variável	Observações	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo
txcredito	1058	0,42	1,77	-8,21	8,75
txjurdivsob	1076	2,58	2,58	-0,50	21,87
fnstress	1076	0,13	0,09	0,03	0,62
cap_ban	1003	8,00	0,59	2,75	17,51
dim_ban	1022	1510	2290	1,93	9000
rent_emp	1004	23,43	22,78	-60,01	235,55
debt_eq_emp	1004	1,09	0,44	0,51	2,97
PIB	1076	157099,5	21464,1	1817,1	816145,6
IHPC	1076	100,55	7,63	83,98	142,95
ciss_AE	1076	0,20	0,13	0,05	0,46
pro_bls_AE	1076	1,75	14,09	-29,70	18,33

Fonte: Elaboração própria

Nota: Os valores do PIB e dos ativos dos bancos encontram-se em milhões de euros.

Tabela D2 – Correlação entre as variáveis

	ln(credito)	choquePM	log_pib	log_ihpc
ln(credito)	1,0000			
choquePM	-0,0100	1,0000		
log_pib	0,9623	0,0076	1,0000	
log_ihpc	-0,1024	0,3328	-0,0626	1,0000
ciss_AE	0,0901	-0,2556	0,0389	0,4756
pro_bls_AE	-0,0726	0,2338	-0,0216	-0,0386
i_txjurdivsob	-0,1068	-0,0238	-0,1770	0,1259
i_finstress	-0,0529	-0,0294	-0,0645	-0,0004
i_cap_ban	-0,06164	-0,0146	-0,5950	-0,0466
i_dim_ban	0,7719	-0,0132	0,7579	-0,0540
i_rent_emp	-0,0619	0,0016	-0,0549	-0,0200
i_debt_eq_emp	-0,3863	-0,0142	-0,4453	-0,0274
	ciss_AE	pro_bls_AE	i_txjurdivsob	i_finstress
ln(credito)				
choquePM				
log_pib				
log_ihpc				
ciss_AE	1,0000			
pro_bls_AE	-0,6856	1,0000		
i_txjurdivsob	0,0862	-0,1128	1,0000	
i_finstress	0,0030	-0,0098	0,0036	1,0000
i_cap_ban	0,1010	-0,0579	0,0350	0,1015
i_dim_ban	0,0567	-0,0480	-0,0667	-0,1025
i_rent_emp	-0,0169	-0,0196	-0,3024	-0,0396
i_debt_eq_emp	-0,0502	-0,0026	0,3630	0,0643
	i_cap_ban	i_dim_ban	i_rent_emp	i_debt_eq_emp
ln(credito)				
choquePM				
log_pib				
log_ihpc				
ciss_AE				
pro_bls_AE				
i_txjurdivsob				
i_finstress				
i_cap_ban	1,0000			
i_dim_ban	-0,4521	1,0000		
i_rent_emp	0,1378	-0,0645	0,1217	
i_debt_eq_emp	0,2185	-0,3997	-0,0132	1,0000

Fonte: Elaboração própria

Anexo E. Teste aos instrumentos da regressão (3.1)

A tabela E1 apresenta as regressões de primeira fase da estimação da equação (3.1) com recurso ao método de variáveis instrumentais. Com base nestas é possível averiguar se os instrumentos utilizados, o *lag* da taxa de crescimento do PIB da Área do Euro e da sua taxa de inflação, são, ou não, instrumentos fracos.

Verifica-se que as estatísticas F das regressões de primeira fase apresentam valores superiores a 10, pelo que cumprem a *rule-of-thumb* de Stock e Watson (2006), sendo os instrumentos escolhidos considerados válidos.

Tabela E1 – Regressões de primeira fase da estimação da equação (3.1)

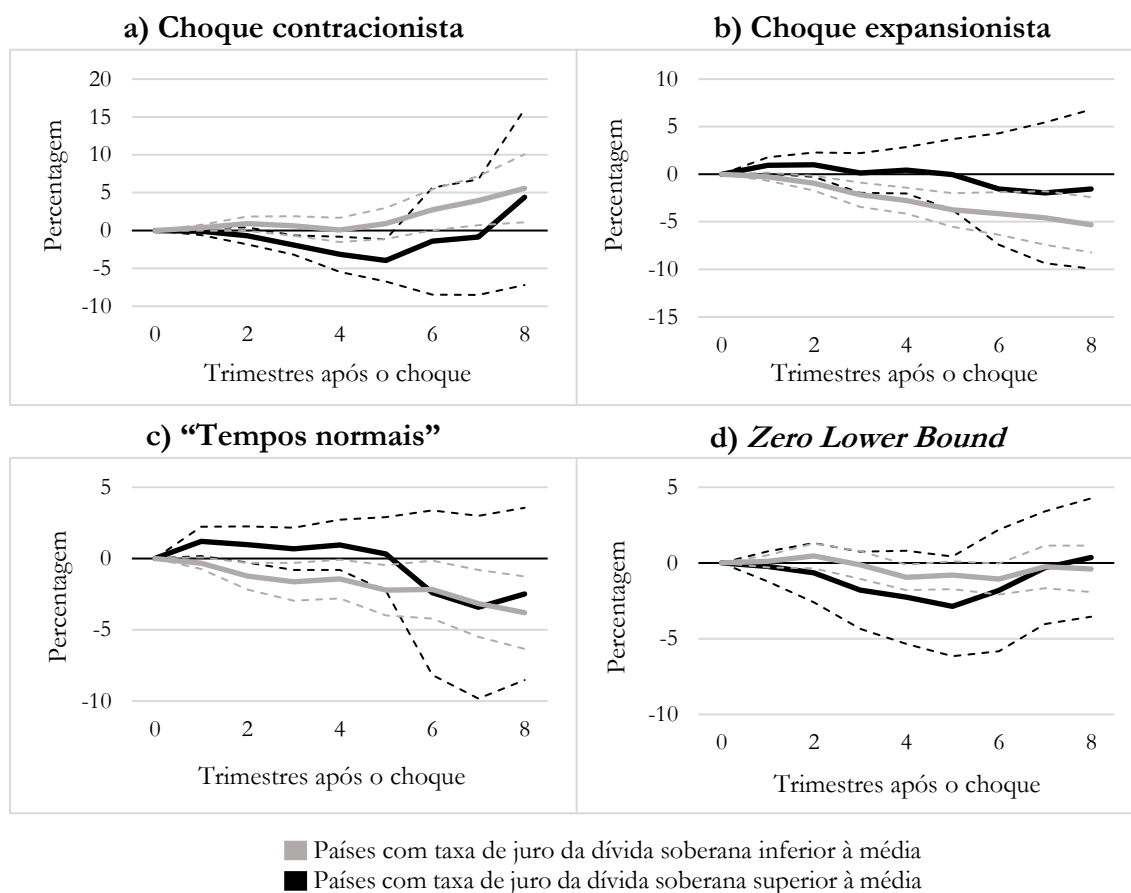
	(1) txpib_AE _t	(2) txinfl_AE _t
txpib_AE _{t-1}	-0,297*** (0,030)	0,011*** (0,002)
txinfl_AE _{t-1}	-1,054*** (0,230)	1,100*** (0,016)
_cons	3,325*** (0,456)	-0,056*** (0,031)
Observações	1022	1022
Estatística F	58,83	2519,16

Fonte: Elaboração própria

Anexo F. Influência dos determinantes do canal do crédito

No que se refere aos indicadores do risco soberano, das dificuldades financeiras enfrentadas pelos países e da rentabilidade das empresas não financeiras, é possível retirar conclusões sobre a sua influência sobre a eficácia do canal do crédito com base nos resultados da estimação da regressão (3.4). Não obstante, as funções impulso resposta obtidas com base nas regressões (3.5) e (3.6) são apresentadas de seguida.

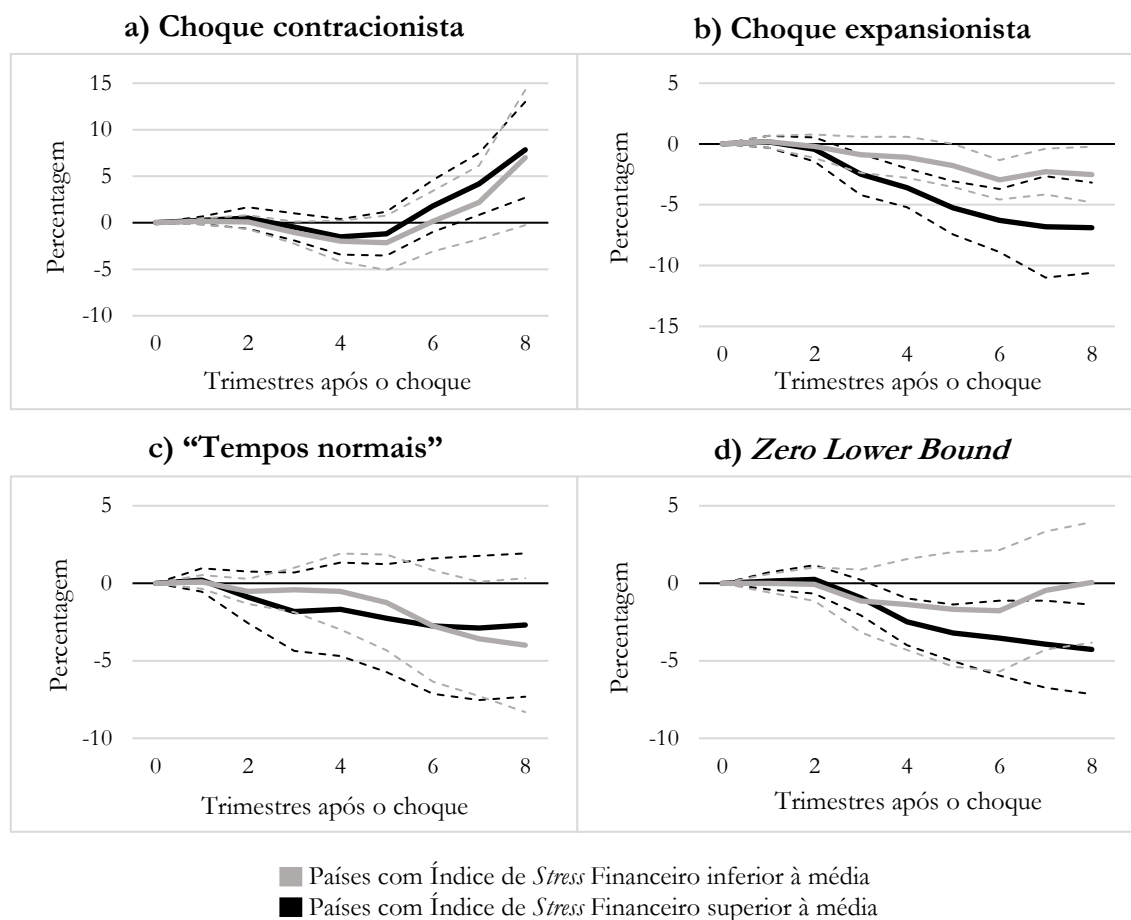
**Figura F1 – Resposta do crédito a um choque de 1 ponto percentual na *shadow rate*:
Influência da taxa de juro da dívida soberana**



Fonte: Elaboração própria

Nota: As linhas a cheio representam as estimativas da resposta cumulativa do crédito, em percentagem, obtidas através da estimação das equações (3.5) e (3.6) para a taxa de juro da dívida soberana, e as linhas a tracejado representam os intervalos de confiança a 90%.

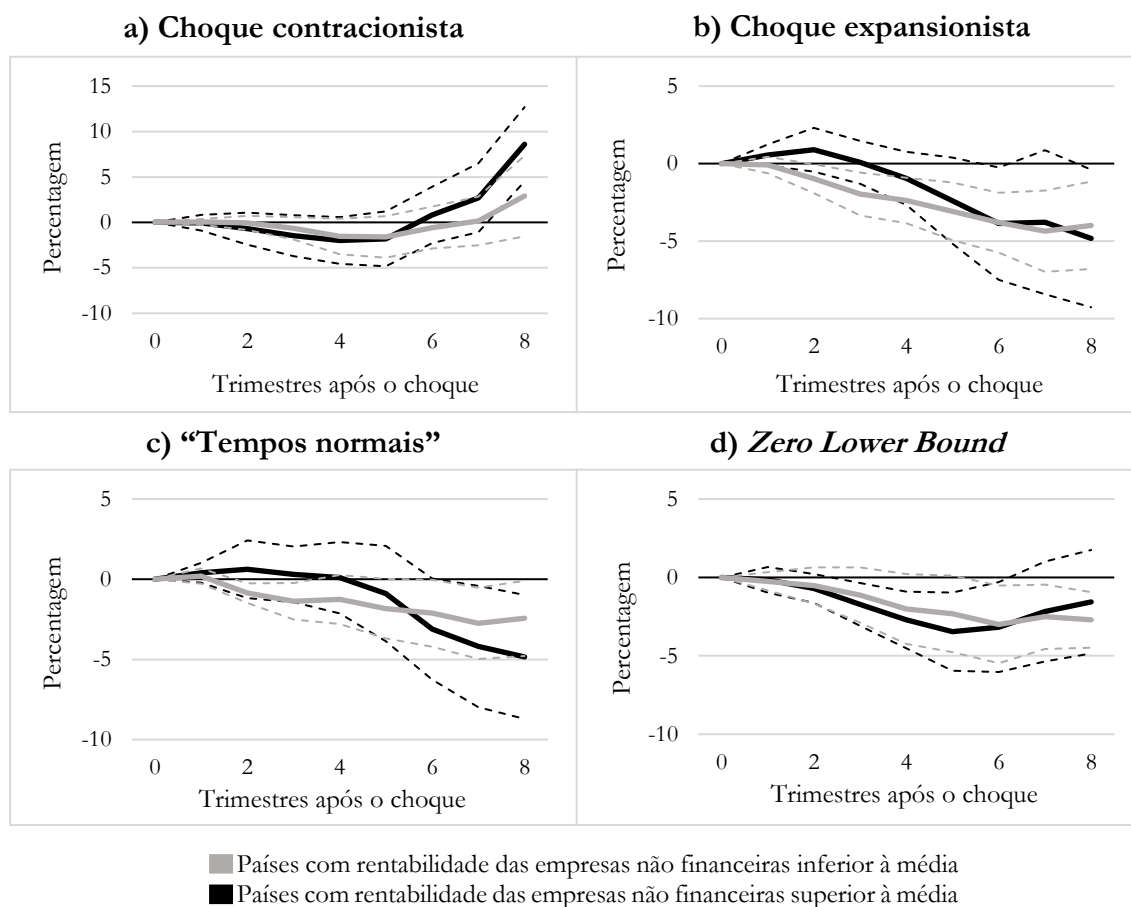
Figura F2 – Resposta do crédito a um choque de 1 ponto percentual na *shadow rate*: Influência do Índice de *Stress Financeiro*



Fonte: Elaboração própria

Nota: As linhas a cheio representam as estimativas da resposta cumulativa do crédito, em percentagem, obtidas através da estimação das equações (3.5) e (3.6) para o Índice de *Stress Financeiro*, e as linhas a tracejado representam os intervalos de confiança a 90%.

Figura F3 – Resposta do crédito a um choque de 1 ponto percentual na *shadow rate*: Influência da rentabilidade das empresas não financeiras



Fonte: Elaboração própria

Nota: As linhas a cheio representam as estimativas da resposta cumulativa do crédito, em percentagem, obtidas através da estimação das equações (3.5) e (3.6) para a rentabilidade das empresas não financeiras, e as linhas a tracejado representam os intervalos de confiança a 90%.

Anexo G. Teste de robustez: *Shadow rate* de Krippner

Tendo como objetivo a realização de testes de robustez, as regressões (3.7) e (3.8), com base nas quais são retiradas conclusões sobre, respetivamente, a influência conjunta dos determinantes do canal do crédito e a eficácia diferenciada deste canal para os países da Área do Euro, foram também estimadas utilizando os choques exógenos de política monetária obtidos com a *shadow rate* calculada por Krippner.

No que diz respeito à influência conjunta dos determinantes em estudo, verifica-se, na tabela G1, que, à semelhança dos resultados obtidos com a *shadow rate* de Wu e Xia, apenas a dimensão dos bancos, a rentabilidade das empresas não financeiras e o nível de

endividamento das empresas não financeiras têm uma influência significativa sobre a resposta do crédito a choques de política monetária e apenas em trimestres mais distantes do choque. Além disso, os sinais das estimativas associadas às variáveis de interação são idênticos, sendo possível concluir que, mantendo-se tudo o resto contante, a eficácia do canal do crédito será maior para países em que a dimensão dos bancos é superior à média, para países em que a rentabilidade das empresas não financeiras é inferior à média e/ou para países em que o *debt-to-equity* das empresas não financeiras é superior à média.

Tabela G1 – Resposta do crédito concedido a um choque de 1 ponto percentual na *shadow rate* (Krippner): Influência conjunta dos determinantes do canal do crédito

	$\ln(\text{credito}_{i,t+k}) - \ln(\text{credito}_{i,t})$							
Trimestres após o choque	k=1	k=2	k=3	k=4	k=5	k=6	k=7	k=8
choquePM	-1,184* (0,671)	-1,528 (1,024)	-1,625 (1,407)	-1,419 (2,035)	-0,565 (2,733)	0,201 (2,597)	0,991 (2,912)	1,109 (3,336)
i_txjurdivsob *choquePM	1,090* (0,565)	1,274 (0,786)	1,412 (1,158)	0,585 (1,624)	-0,020 (1,694)	-0,118 (1,772)	-0,594 (1,510)	0,199 (2,158)
i_finstress *choquePM	0,379 (0,394)	0,472 (0,484)	0,466 (0,676)	-0,0255 (0,935)	-0,004 (1,186)	0,658 (1,312)	1,153 (1,442)	1,505 (2,363)
i_cap_ban *choquePM	0,349 (0,612)	0,117 (0,969)	-0,524 (1,300)	-0,948 (1,829)	-1,247 (2,544)	-1,866 (2,630)	-2,819 (2,863)	-3,161 (3,313)
i_dim_ban *choquePM	0,244 (0,575)	-0,0654 (0,956)	-0,502 (1,260)	-0,736 (1,822)	-1,828 (2,417)	-3,405 (2,457)	-4,532 (2,935)	-6,200* (3,361)
i_rent_emp *choquePM	0,675 (0,489)	0,865 (0,757)	1,356 (1,221)	1,992 (1,700)	2,666 (1,702)	3,886* (1,939)	4,538** (2,036)	8,210*** (2,564)
i_debt_eq_emp *choquePM	-0,421 (0,436)	-0,731 (0,625)	-1,359 (0,992)	-1,334 (1,347)	-2,547 (1,707)	-4,161** (1,677)	-5,049** (1,810)	-7,897** (2,805)
Observações	986	968	950	932	914	896	878	860

Fonte: Elaboração própria

Nota: Os desvios-padrão são apresentados entre parêntesis. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,10$. Dado o elevado número de estimativas, as que são estatisticamente significativas encontram-se, adicionalmente, a negrito.

Tabela G2 – Resposta do crédito concedido a um choque de 1 ponto percentual na *shadow rate* (Krippner) por país

Trimestres após o choque	$\ln(\text{credito}_{i,t+k}) - \ln(\text{credito}_{i,t})$							
	k=1	k=2	k=3	k=4	k=5	k=6	k=7	k=8
i_Chipre *choque PM	-0,897*** (0,185)	-2,062*** (0,279)	-3,245*** (0,525)	-5,257*** (0,954)	-7,548*** (1,049)	-10,30*** (1,216)	-12,83*** (1,573)	-14,30*** (1,858)
i_Finlândia *choque PM	-0,199 (0,130)	-0,739*** (0,223)	-1,208*** (0,336)	-1,875*** (0,512)	-2,249*** (0,663)	-2,573*** (0,813)	-1,928* (0,955)	-2,007* (1,081)
i_Alemanha *choque PM	-0,199 (0,147)	-0,714*** (0,238)	-1,255*** (0,352)	-1,720*** (0,574)	-1,827** (0,739)	-1,945** (0,897)	-1,339 (1,096)	-1,071 (1,252)
i_Grécia *choque PM	0,654*** (0,161)	0,611** (0,236)	-1,031*** (0,335)	-3,224*** (0,663)	-6,054*** (0,810)	-11,14*** (1,130)	-15,82*** (1,456)	-16,33*** (1,567)
i_Itália *choque PM	-0,273* (0,146)	-1,051*** (0,219)	-1,963*** (0,319)	-2,955*** (0,590)	-3,940*** (0,754)	-4,885*** (0,953)	-5,163*** (1,210)	-5,749*** (1,379)
i_Países Baixos *choque PM	-0,693*** (0,144)	-1,691*** (0,230)	-2,888*** (0,341)	-3,974*** (0,599)	-4,518*** (0,763)	-4,701*** (0,960)	-4,755*** (1,195)	-5,036*** (1,409)
i_Eslovénia *choque PM	-0,673*** (0,126)	-1,374*** (0,206)	-1,729*** (0,300)	-1,806*** (0,588)	-1,542* (0,801)	-0,755 (0,998)	1,057 (1,280)	3,277** (1,483)
i_Espanha *choque PM	-0,0527 (0,133)	-0,685** (0,248)	-1,363*** (0,401)	-1,903*** (0,638)	-1,870** (0,819)	-1,815* (0,964)	-0,920 (1,137)	-0,557 (1,260)
Observações	986	968	950	932	914	896	878	860

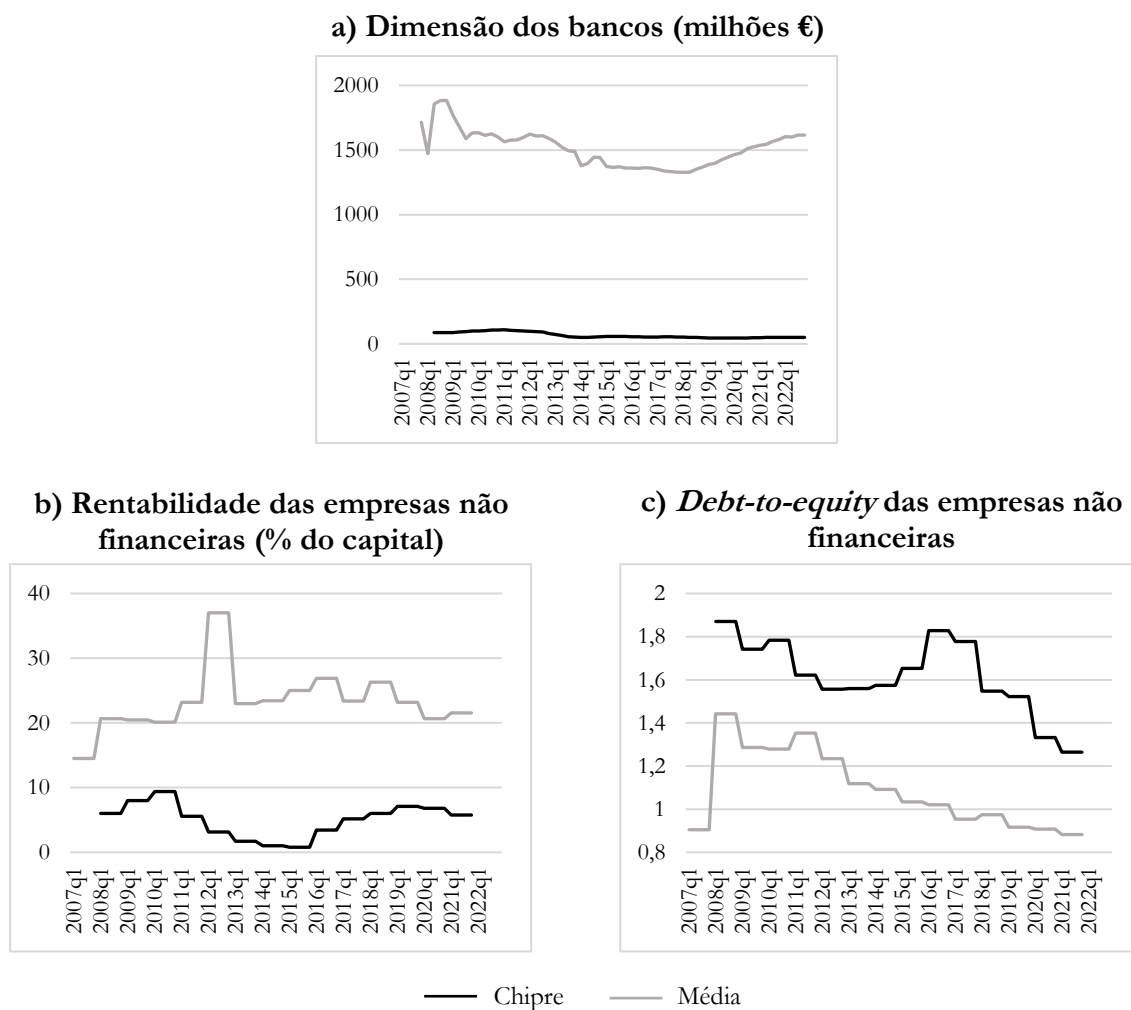
Fonte: Elaboração própria

Nota: Os desvios-padrão são apresentados entre parêntesis. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,10$. Dado o elevado número de estimativas, as que são estatisticamente significativas encontram-se, adicionalmente, a negrito.

Relativamente à eficácia do canal do crédito nos países da Área do Euro, é possível constatar, com base na tabela G2, que, à semelhança dos resultados obtidos com a *shadow rate* de Wu e

Xia, a Alemanha, a Finlândia, a Eslovénia e a Espanha correspondem aos países em que o crédito concedido é menos reativo a choques monetários. Por sua vez, no que se refere aos países com maior eficácia do canal do crédito, constata-se uma diferença face aos resultados principais: ainda que a Grécia, a Itália e os Países Baixos se mantenham como os países com maior eficácia do canal do crédito, o Chipre passa a fazer parte deste grupo, deixando Portugal de estar incluído.

Figura G1 – Evolução das variáveis de interesse no Chipre, 2008Q1-2022Q4



Fonte: Elaboração própria

Com base no painel a) da figura G1, constata-se que os bancos do Chipre têm dimensão inferior à média, o que poderia contribuir para uma menor eficácia do canal do crédito neste país. Não obstante, as suas empresas não financeiras caracterizam-se por rentabilidade

inferior à média e endividamento superior à média (painéis b) e c) da figura G1), o que, de acordo com as conclusões apresentadas, explica a maior reação do crédito concedido neste país a variações da *shadow rate*. Assim, a sua inclusão no grupo dos países com maior eficácia do canal do crédito deve-se, tal como acontece com a Grécia, a fatores que influenciam o *balance sheet channel*.