

3

REVISTA  
DE ESTUDOS  
ECONÓMICOS

VOLUME IX



BANCO DE  
PORTUGAL  
EUROSISTEMA



# 3

## Revista de Estudos Económicos

Volume IX

Endereçar correspondência para:  
Banco de Portugal, Departamento de Estudos Económicos  
Av. Almirante Reis 71, 1150-012 Lisboa, Portugal  
T +351 213 130 000 | estudos@bportugal.pt



**BANCO DE PORTUGAL**  
EUROSISTEMA

Lisboa, 2023 • [www.bportugal.pt](http://www.bportugal.pt)



# Índice

## Nota do editor

Pedro Duarte Neves

A taxa de juro natural na área do euro - Estimação e importância para a política monetária | **1**

Alexandre Carvalho

Compras de ativos em larga escala pelo banco central e realocação do risco | **27**

Bernardino Adão e Alberto López Martín

O poder preditivo dos determinantes do crescimento das vendas | **51**

Nuno Silva e Pedro Dias Moreira



# Nota do editor<sup>1</sup>

Pedro Duarte Neves

Julho 2023

---

1. Esta edição da *Revista de Estudos Económicos* divulga três estudos. O primeiro apresenta estimativas da taxa de juro natural na área do euro e discute o seu conteúdo informativo na condução da política monetária. O segundo descreve os efeitos de uma política monetária não convencional na economia. Finalmente, o terceiro estudo analisa os determinantes das vendas das empresas.

2. O conceito de taxa de juro natural remonta ao século XIX, sendo tradicionalmente atribuído ao economista sueco Knut Wicksell.<sup>2</sup> <sup>3</sup> De várias definições possíveis para este conceito, o editor escolhe a do economista John H. Williams:<sup>4</sup> *“The natural rate is an abstraction: like faith, it is seen by its works. One can only say that if the bank policy succeeds in stabilizing prices, the bank rate has been brought in line with the natural rate, but if it does not, it must not have been”*.

O conceito de taxa de juro natural corresponde a uma taxa de juro real – e não a uma taxa de juro nominal – geralmente de curto prazo. No mais recente *World Economic Outlook*, de abril de 2023, o Fundo Monetário Internacional (FMI) incluiu um capítulo com o título *“The Natural Rate of Interest: Drivers and Implications for Policy”*. Os economistas do FMI concluem que a taxa de juro natural<sup>5</sup> apresentou uma redução

---

E-mail: pneves@bportugal.pt

1. As análises, opiniões e conclusões aqui expressas são da exclusiva responsabilidade do editor e não refletem necessariamente as opiniões do Banco de Portugal ou do Eurosistema.

2. O trabalho original de Wicksell, datado de 1898, está em língua sueca. A tradução para língua inglesa é muito mais recente, de 1936.

3. Apesar de o conceito de taxa de juro natural ser geralmente atribuído a Wicksell, Claudio Borio referiu o seguinte: *“The concept of the natural rate of interest goes back a long way in the history of economic thought. While it is most closely associated with Wicksell (1898), the seeds of the idea can already be found in John Stuart Mill”*. Ver Borio, Claudio (2021), *“Navigating by r\*: safe or hazardous?”*, Keynote lecture, SUERF, Bocconi, OeNB workshop on *“How to raise r\*?”*, 15 September 2021.

4. John H. Williams *“The Monetary Doctrine of J. M. Keynes”*, *The Quarterly Journal of Economics* 45, no. 4 (August 1931), 547-587. Esta citação foi retirada de uma intervenção recente do Presidente do Federal Reserve Bank of New York, John C. Williams, *“Measuring the Natural Rate of Interest: Past, Present, and Future”*, de 19 de maio de 2023.

5. O estudo do FMI usa vários métodos alternativos para estimar a taxa de juro natural, o que é naturalmente uma implicação da incerteza associada a essa estimação (já que não se trata de uma variável

consistente – e relativamente sincronizada nas principais economias avançadas – nos últimos 50 anos. As estimativas, no período 2015-2019, apontam para valores da taxa de juro natural próximas de 0% para França e Japão, de cerca de 0,5% para Alemanha e Reino Unido, e de cerca de 1% para os Estados Unidos da América. Em relação ao período de 1975-1979, a taxa de juro natural reduziu-se cerca de 3 pontos percentuais (p.p.) nos Estados Unidos, entre 1 e 2 p.p. noutras economias avançadas (França, Alemanha e Reino Unido) tendo-se mantido em valores mais ou menos constantes no Japão, China e Índia.

O Federal Reserve Bank of New York divulga, numa base regular, estimativas da taxa de juro natural para os Estados Unidos da América e para as economias avançadas.<sup>6</sup> No caso dos EUA essas estimativas apresentam um valor atual próximo de 1%, depois de se terem situado em torno de 0,5% no período a seguir à grande crise financeira (Great Financial Crisis); para as economias avançadas, próximo de 0,5% nos últimos dez anos. Estes valores são, assim, muito semelhantes dos obtidos pelo FMI.

Finalmente, os membros do Federal Open Market Committee apresentam as perspetivas individuais sobre a evolução futura das taxas de juro, incluindo aquela que corresponde a uma situação de estabilidade futura da economia. Por exemplo, em 14 de junho deste ano, as medidas de localização central da distribuição das estimativas individuais para o ‘longo-prazo’ situavam-se em torno de 2,5%, o que – para um objetivo de inflação de 2% – corresponde a uma taxa natural de 0,5%, próxima dos valores já referidos.

No *World Economic Outlook*, o FMI identifica os principais fatores – macroeconómicos e financeiros – que determinam a evolução da taxa de juro natural. Para avaliar a importância de cada um deles para a variação observada na taxa de juro natural, os autores recorrem a um modelo macroeconómico<sup>7</sup> – calibrado para as oito maiores economias a nível global – que permite estimar o contributo quantitativo de cada um desses fatores. O estudo conclui que a redução da taxa de juro natural nas economias avançadas resultou, na sua quase totalidade, da redução da produtividade e da evolução demográfica.

---

observável). Neste editorial, são referidos os resultados obtidos através do modelo de Platzer e Peruffo (2022). Ver Platzer, Josef, e Marcel Peruffo (2022), “Secular Drivers of the Natural Rate of Interest in the United States”, IMF Working Paper 2022/030, International Monetary Fund.

6. O Federal Reserve Bank of New York divulga estimativas com base em dois modelos: Laubach, Thomas e John C. Williams, (2003), “Measuring the Natural Rate of Interest”, review of Economics and Statistics 85, no. 4, November, 1063-70 e Holston, Kathryn, Thomas Laubach e John C. Williams, (2017), “Measuring the Natural Rate of Interest: International Trends and Determinants”, *Journal of International Economics* 108, Supplemental 1 (May): S39-S75. A divulgação destas estimativas foi recentemente retomada, depois de ter sido interrompida durante o período pandémico.

7. Ver, novamente, Platzer, Josef, e Marcel Peruffo (2022), “Secular Drivers of the Natural Rate of Interest in the United States”, IMF Working Paper 2022/030, International Monetary Fund.

3. O estudo de abertura da presente *Revista de Estudos Económicos*, de Carvalho, apresenta estimativas para a taxa de juro natural na área do euro. O autor apresenta o conceito de taxa de juro natural como a taxa de juro real que estabiliza o nível de produção e a inflação.

Os principais resultados confirmam, no essencial, os resultados prevalecentes na literatura:

- (a) A taxa de juro natural na área do euro seguiu uma marcada tendência de decréscimo ao longo do período, passando de cerca de 3% no início da década de 70 para valores próximos de 0,5% na atualidade;
- (b) Os valores são muito próximos de outras estimativas existentes para a atual taxa de juro natural na área do euro;
- (c) O hiato da taxa de juro natural – definido como a diferença entre a taxa de juro real efetivamente observada e a taxa de juro natural – tende a diminuir durante os períodos de recessão à medida que a política monetária se torna mais acomodatória, o que foi especialmente evidente no período subsequente à grande crise financeira;
- (d) Finalmente, o hiato da taxa de juro real tem-se aproximado de um valor nulo, na sequência do aumento das taxas de juro de intervenção do Banco Central Europeu iniciado em julho de 2022.

4. Que utilidade poderá ter o conceito de taxa de juro natural para a condução de política económica?

Em termos de implicações para a política económica, o estudo do FMI conclui que: *“All else equal, higher natural rates typically decrease fiscal space – that is, higher primary surpluses (smaller deficits) are required to stabilise debt ratios. But they also free up some monetary policy space. Higher natural rates imply higher nominal rates over the long term, providing central banks with more space to react to negative demand shocks without hitting the effective lower bound”*. Em relação a este segundo aspeto, a revisão da estratégia de política monetária do BCE<sup>8</sup> concluiu no mesmo sentido: *“In particular, the pronounced trend decline in the equilibrium real interest rate, if persistent, implies that the effective lower bound on nominal interest rates will more frequently constrain the conduct of monetary policy. The facilitation of cross-country macroeconomic adjustment within the euro area, downward nominal wage rigidities and measurement bias also warrant an inflation buffer.”*

A relevância do conceito de taxa de juro natural para a condução de política monetária tem implicações práticas. Por exemplo, as estimativas de taxa de juro natural desempenham um papel muito importante nas regras de política monetária, das quais a que tem maior notoriedade é a regra de Taylor. O Federal Reserve Bank of Cleveland divulga regularmente as prescrições de sete regras de política monetária, para as quais

---

8. Ver “The ECB’s monetary policy strategy statement”, ECB (2021), website do BCE.

é necessária uma estimativa da taxa de juro natural.<sup>9</sup> Adicionalmente, e como discutido no estudo de Carvalho, o hiato da taxa de juro natural pode dar uma indicação sobre a orientação de política monetária (acomodatícia, neutra, ou restritiva).

Justifica-se, naturalmente, uma precaução na utilização direta do conceito de taxa de juro natural na condução de política monetária. Em primeiro lugar, diferentes abordagens analíticas conduzem a resultados quantitativamente diferentes, pelo que nem sempre é evidente se a taxa de juro real verificada está, ou não, acima da taxa de juro natural. Adicionalmente, é também importante ter presente – como, por exemplo Claudio Borio do BIS defende em vários trabalhos,<sup>10</sup> um dos quais com o sugestivo título “*Navigating by r\*: safe or hazardous?*” – que a política monetária pode ter um papel não neutro no comportamento de uma economia, mesmo num prazo médio ou longo; ou seja, a taxa de juro natural pode não ser independente da política monetária. Este aspeto é relevante se a política monetária influenciar o ciclo financeiro, em particular por contribuir para uma tomada de risco excessiva.

5. O segundo estudo, de Adão e Martín, tem também foco na política monetária, desta vez nas quantidades e não nos preços. O estudo analisa as consequências de variações na dimensão do balanço do banco central e não de variações nas taxas de intervenção. Os autores, a partir de um modelo teórico – que descreve como a política monetária não convencional afeta o equilíbrio dinâmico da economia – obtêm resultados importantes: a atuação do banco central conduz a uma redução do prémio de risco da economia, assegura uma menor flutuação do investimento e do consumo e, ainda, um maior bem-estar para os consumidores. Ou seja, o estudo fornece uma explicação para os benefícios resultantes das medidas não convencionais de política monetária, como a aquisição pelo banco central de quantidades muito significativas de ativos financeiros.

6. O foco do estudo no prémio de risco da economia é também justificado pelas indicações sobre a fase do ciclo económico que este conceito pode proporcionar. No final da década de 90, os economistas James Stock e Mark Watson – num estudo<sup>11</sup> que constitui a síntese mais completa dos factos estilizados dos ciclos económicos na economia norte-americana – analisaram as propriedades estatísticas de dois indicadores: o prémio de risco como indicado por diferentes maturidades (comparando aplicações em instrumentos de dívida pública de dez anos e de três meses, respetivamente); o prémio de risco como indicado por diferentes emitentes (comparando aplicações a seis

---

9. Apenas uma das sete regras de política monetária não inclui a taxa de juro natural. Trata-se da regra de primeiras diferenças (“first-difference rule”) em que a hipótese de taxa de juro natural constante a faz desaparecer desta regra de política monetária.

10. Ver, novamente, Borio, Claudio (2021), “*Navigating by r\*: safe or hazardous?*”, Keynote lecture, SUERF, Bocconi, OeNB workshop on “How to raise r\*?”, 15 September 2021.

11. “*Business Cycle Fluctuations in US Macroeconomic Time Series*”, James H. Stock e Mark W. Watson, (1999), *Handbook of Macroeconomics*, editores John B. Taylor e Michael Woodford, Volume 1A, capítulo 1, páginas 3-64, North Holland.

meses de títulos de dívida privada e de títulos de dívida pública). Concluíram que o prémio de risco tem, geralmente, um comportamento contra-cíclico e uma capacidade de fornecer indicações avançadas sobre o funcionamento da economia.

O marcado aumento da dívida não-financeira privada ao longo dos últimos 30 anos – que apresenta graficamente a forma de um taco de hóquei (*'hockey stick'*<sup>12</sup>) – coincidiu temporalmente com alterações nas propriedades estatísticas dos ciclos económicos,<sup>13</sup> em várias dimensões, bem como na capacidades de algumas variáveis continuarem a fornecer indicações de avanço. A fase atual do ciclo económico, em especial numa altura em que se passou de um regime de taxas de juro baixas durante um longo período para um aumento quantitativamente muito rápido das taxas de juro, constitui por isso uma oportunidade de confirmar – ou de rever – as indicações que o prémio de risco da economia pode oferecer sobre a evolução futura da economia.

7. O estudo final desta *Revista de Estudos Económicos*, de Silva e Moreira, apresenta uma revisão da literatura sobre os determinantes do crescimento das vendas das empresas não financeiras e avalia a capacidade explicativa desses determinantes na economia portuguesa. A contribuição empírica do estudo baseia-se na utilização de uma combinação de várias bases de dados micro – a Central de Balanços do Banco de Portugal, a Central de Responsabilidades de Crédito, o Sistema Integrado de Estatísticas de Títulos e os Quadros de Pessoal – que permite acompanhar cerca de 190.000 empresas ao longo do período 2006-2021.

Os autores agrupam os determinantes do crescimento das vendas das empresas não financeiras em três categorias: características das empresas individuais, elementos caracterizadores de decisões ao longo do ciclo de vida da empresa e caracterização do ambiente externo à empresa. Os resultados estão, no geral, alinhados com os prevalecentes na literatura. Há, no entanto, uma exceção: o estudo identifica uma relação negativa entre o crescimento das vendas e a produtividade. A interpretação deste resultado requer aprofundamento em futuras análises.

Finalmente, os autores concluem que o poder preditivo do modelo – avaliado no período 2018-2021 – é marginalmente superior ao de um modelo simples que utiliza como previsão a mediana da taxa de crescimento das vendas.

---

12. Ver Jordà, Òscar, Moritz Schularick, and Alan M Taylor, (2017), "Macrofinancial History and the New Business Cycle Facts", *NBER Macroeconomics Annual*, Vol.31, 213-263, The University of Chicago Press.

13. Idem.



## Sumário não técnico

Julho 2023

---

### **A taxa de juro natural na área do euro — Estimação e importância para a política monetária**

*Alexandre Carvalho*

Desde 2022, o Banco Central Europeu tem subido as taxas de juro de política monetária com o objetivo de controlar a inflação. Para isso, é necessário avaliar qual o nível de taxas de juro apropriado para restringir a atividade económica e reduzir a pressão sobre os preços. Ao mesmo tempo, é também relevante identificar o nível em que as taxas de juro se podem situar quando a inflação regressar ao objetivo estabelecido pelo Banco Central Europeu.

O conceito de taxa de juro natural, definido como a taxa de juro real que não estimula nem contrai a atividade económica nem a inflação, tem especial utilidade para responder a estas questões. A diferença entre a taxa de juro observada na economia e a taxa de juro natural — o hiato da taxa de juro real — permite avaliar de que forma a política monetária está a ser mais restritiva ou mais acomodatória. Ao mesmo tempo, a taxa de juro natural pode ser vista como o nível para o qual as taxas de juro devem convergir ao longo do tempo.

Este estudo apresenta estimativas para a taxa de juro natural da área do euro com base em duas alterações ao modelo de Holston *et al.* (2017). Em primeiro lugar, o modelo é adaptado para o período pandémico. Em segundo lugar, o modelo passa a incluir explicitamente o papel das expectativas de inflação.

Apesar da incerteza associada aos resultados, as estimativas apresentadas no Gráfico 1 sugerem que a taxa de juro natural na área do euro apresenta uma tendência de decréscimo, tendo passado de cerca de 3%, no início da década de 70, para valores em torno de 0,5% em 2022. Os movimentos de descida tendem a acontecer na sequência dos períodos de crise económica, especialmente após a crise financeira global de 2007/08. Este resultado é consonante com outras estimativas da taxa de juro natural para a área do euro e outras economias europeias.

Avaliando os resultados para o hiato da taxa de juro real, é possível concluir que a política monetária na área do euro foi acomodatória após os períodos de crise económica, em particular em 2008. Desde 2022, este hiato tem registado uma subida significativa, em linha com a política seguida pelo Banco Central Europeu que está a procurar restringir a atividade económica e, por essa via, reduzir a inflação.

A utilização da taxa de juro natural na condução da política monetária apresenta alguns desafios. Procurar seguir esta taxa em todo o momento pode não ser desejável, uma vez que existe elevada incerteza sobre qualquer estimativa. No entanto, a utilização da taxa de juro natural na comunicação da política monetária pode ter um papel crucial para garantir que as expectativas de taxas de juro são consistentes com um retorno da inflação ao seu objetivo. O exemplo da Reserva Federal mostra que uma comunicação sobre o nível esperado da taxa de juro de política no longo prazo — baseada na taxa de juro natural — pode influenciar as expectativas de taxas de juro de longo prazo de mercado.

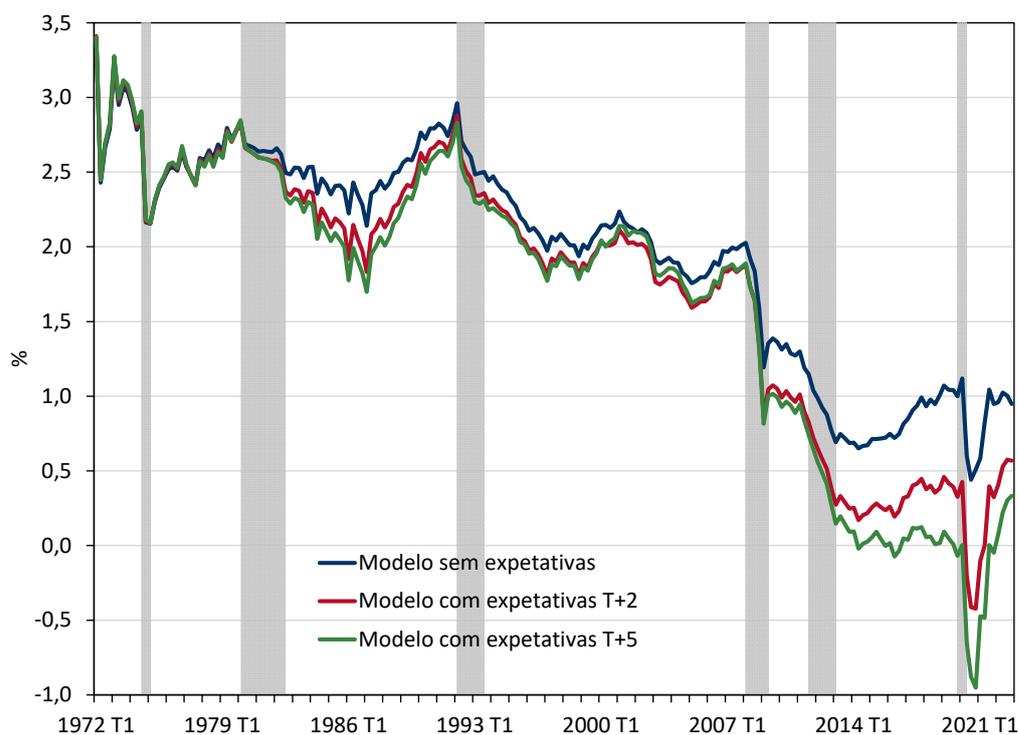


GRÁFICO 1: Estimativas para a taxa de juro natural real na área do euro

Notas: Estimativas obtidas com base em alterações ao modelo de Holston *et al.* (2017). Barras a cinzento marcam os períodos de recessão conforme a datação da Euro Area Business Cycle Network — EABCN. Fontes: BCE, Eurostat, EABCN, Refinitiv e cálculos do autor.

# A taxa de juro natural na área do euro — Estimação e importância para a política monetária

Alexandre Carvalho  
Banco de Portugal

Julho 2023

## Resumo

Este estudo apresenta estimativas da taxa de juro natural da área do euro para os últimos 50 anos. Os resultados são obtidos com base numa versão mais geral do modelo de Holston *et al.* (2017) ajustado para o período de pandemia que incorpora o papel das expectativas de inflação. A taxa de juro natural estimada apresenta uma tendência decrescente de cerca de 3%, no início da década de 70, para valores em torno de 0,5% em 2022. O hiato da taxa de juro real – definido como a diferença entre a taxa de juro observada e a taxa de juro natural – permite avaliar o grau de acomodação da política monetária. As estimativas obtidas indicam uma política monetária acomodatória após o início da crise financeira global, de uma forma progressiva até à recente subida pronunciada das taxas de juro. A comunicação do nível da taxa de juro natural por parte dos bancos centrais pode ser relevante para influenciar as expectativas de taxas de juro de longo prazo. **Palavras-chave:** Taxa de juro natural, modelos semi-estruturais, filtro de Kalman, política monetária. (JEL: C32, E43, E52)

---

## 1. Introdução

A política monetária desde 2022 tem sido, na maioria das economias avançadas, marcada pela subida das taxas de juro de política, para garantir o retorno da inflação para níveis consistentes com os objetivos de estabilidade de preços. A política monetária utiliza as taxas de juro para restringir a procura e a atividade e por consequência reduzir a pressão para a subida dos preços. No entanto, uma calibração correta da política monetária implica uma medição correta do grau de acomodação gerado pelo instrumento de taxas de juro. Ao mesmo tempo, e após o período prolongado de taxas de juro baixas registado na maioria das economias avançadas, é também relevante avaliar o nível em que as taxas de juro se devem situar quando a inflação regressar aos níveis consistentes com os objetivos dos bancos centrais.

---

Agradecimentos: O autor agradece os comentários e sugestões de Nuno Alves, João Amador, Pedro Duarte Neves e dos membros da Área de Política Monetária, assim como aos restantes participantes num seminário interno do Departamento de Estudos Económicos do Banco de Portugal. As análises, opiniões e conclusões expressas no estudo são da responsabilidade do autor e não coincidem necessariamente com as do Banco de Portugal ou do Eurosistema.

E-mail: [aacarvalho@bportugal.pt](mailto:aacarvalho@bportugal.pt)

O conceito de taxa de juro natural — definido como a taxa de juro real que não estimula nem contrai a atividade económica nem a inflação — tem especial utilidade para a condução da política monetária. Ao comparar esta taxa com a taxa de juro real observada na economia é possível avaliar o grau de acomodação da política monetária. Simultaneamente, a taxa de juro natural pode ser vista como o nível para onde as taxas de juro devem convergir no longo prazo.

Uma vez que a taxa de juro natural é uma variável não observável, é necessário recorrer a estimativas para avaliar a sua evolução. De entre as diversas metodologias apresentadas na literatura, o modelo desenvolvido por Laubach e Williams (2003) e estendido em Holston *et al.* (2017) — daqui em diante HLW — está entre os mais utilizados. Este modelo semi-estrutural estima a taxa de juro natural com base na relação entre o hiato da taxa de juro real (medido pela diferença entre a taxa de juro real observada e a taxa de juro natural), o hiato do produto e a inflação. O modelo estima uma curva de Phillips e uma curva IS e recorre ao filtro de Kalman para obter estimativas da taxa de juro natural.

Este estudo discute e apresenta estimativas para a taxa de juro natural da área do euro para os últimos 50 anos com base em duas alterações ao modelo original de Holston *et al.* (2017). Em primeiro lugar, o modelo original de HLW é adaptado para o período pandémico, conforme apresentado pelos autores em Holston *et al.* (2020), passando a incluir uma variável na medição do nível do produto potencial para captar parte das flutuações registadas neste período. A pandemia de Covid-19 e as medidas de confinamento impostas causaram flutuações bastante acentuadas nos principais agregados macroeconómicos da área do euro que podem não ser corretamente captadas pelo modelo.

Em segundo lugar, o modelo original de HLW não inclui expectativas de inflação. Este estudo discute uma modificação à estrutura original do modelo para incluir explicitamente o papel das expectativas de inflação. Esta modificação aproxima-se do trabalho desenvolvido por Lopez-Salido *et al.* (2020) que explora o papel das expectativas de inflação no modelo de HLW para os Estados Unidos.

Este estudo apresenta estimativas para a taxa de juro natural com base em três especificações: A primeira inclui apenas a adaptação para a pandemia, enquanto a segunda e a terceira combinam a adaptação para a pandemia com as expectativas de inflação prospetivas a dois horizontes diferentes. Apesar da incerteza associada aos resultados, as estimativas indicam uma tendência descendente da taxa de juro natural na área do euro desde o início dos anos 70, passando de cerca de 3% para valores em torno de 0,5% em 2022.

O estudo está organizado da seguinte forma. A Secção 2 apresenta um resumo da literatura relacionada com a taxa de juro natural, discutindo o conceito, as diferentes metodologias utilizadas na sua estimação, a sua evolução ao longo do tempo e os principais determinantes dessa evolução. A Secção 3 começa por apresentar a metodologia original de HLW, seguindo-se a discussão das duas modificações exploradas no estudo. A Secção 4 apresenta os resultados das três especificações estimadas. A Secção 5 procura tirar algumas ilações sobre a utilização da taxa de juro natural para a condução de política monetária e a Secção 6 conclui.

## 2. Revisão da literatura

### 2.1. Conceito

A taxa de juro natural é um conceito central na macroeconomia. Originalmente apresentada por Wicksell (1898) que discutiu a existência de *"uma taxa de juro de empréstimos que é neutral no que diz respeito ao preço das matérias-primas e que não os aumenta nem os diminui. Esta é necessariamente a mesma taxa de juro que seria determinada pela oferta e procura se não existisse moeda e todos os empréstimos fossem efetivados na forma de bens de capital real"*<sup>1</sup>.

Woodford (2003) introduziu na macroeconomia moderna o conceito de taxa de juro natural no quadro Neo-Keynesiano caracterizando-a como uma taxa de juro real de curto prazo que garante estabilidade de preços período a período num modelo sem fricções nominais. Laubach e Williams (2003) apresentam a taxa de juro natural como a taxa de juro real de curto prazo consistente com o produto no seu nível potencial e com inflação estável no médio prazo. Esta interpretação para taxa de juro natural pode ser vista como o resultado das regras de política monetária, como por exemplo da regra de Taylor (1993), quando o nível de produto se encontra no seu nível potencial e a inflação está no seu objetivo definido pelo banco central.

Independentemente da definição considerada, o conceito de taxa de juro natural pode ser visto como a taxa de juro real que estabiliza o nível do produto e a inflação. Se a taxa de juro real observada numa economia estiver acima (abaixo) da taxa de juro natural então será de esperar que a procura diminua (aumente) e por consequência a inflação diminua (aumente). Consequentemente, e uma vez que o principal instrumento de política monetária nas economias avançadas é a taxa de juro, a taxa de juro natural pode ser utilizada como uma métrica para o grau de acomodação da política monetária: se a taxa de juro real resultante das ações de política monetária se situar acima (abaixo) da taxa de juro natural então a política monetária pode ser classificada como contracionista (expansionista).

Este estudo procura contribuir para a compreensão e estimação da taxa de juro natural na área do euro segundo a definição de Laubach e Williams (2003). Esta avaliação é particularmente relevante no atual contexto de inflação alta na área do euro em que a política monetária está a usar o seu instrumento de taxa de juro para controlar a inflação, após um período significativo de taxas de juro baixas.

### 2.2. Estimação

A taxa de juro natural é uma variável não observável, pelo que tem que ser estimada. Existem diferentes metodologias, relacionadas com o tipo de modelo e a definição da taxa de juro natural inerente. Esta literatura pode ser dividida em dois grupos. O primeiro utiliza modelos estruturais de equilíbrio geral, como os modelos de gerações sobrepostas (*Overlapping generations models — OLG*) ou os modelos de equilíbrio geral

---

1. Tradução do autor.

estocásticos e dinâmicos (*Dynamic stochastic general equilibrium models — DSGE*) para estimar a taxa de juro natural. Estes dois tipos de modelos empregam a definição de taxa de juro natural apresentada em Woodford (2003). Os modelos *OLG* estimam a taxa de juro natural como a taxa de retorno real do capital que equilibra a poupança e o investimento na economia na ausência de choques ou fricções nominais ou de afetação. Uma vez que este tipo de modelos não permite avaliar a evolução da taxa de juro natural ao longo do ciclo económico, os resultados podem ser interpretados como a tendência de longo prazo da taxa de juro natural. Estes modelos permitem uma avaliação mais direta do papel das tendências demográficas (como a esperança média de vida, natalidade, etc.) na evolução da taxa de juro natural (veja-se Bielecki *et al.* (forthcoming) e Papetti (2021) para resultados para a área do euro). Já nos modelos *DSGE*, a estimação procura recuperar a taxa de juro real que vigoraria numa economia contrafactual com preços e salários flexíveis, sujeita a choques. Esta metodologia permite avaliar a evolução da taxa de juro natural ao longo do ciclo económico (veja-se Del Negro *et al.* (2017) ou Barsky *et al.* (2014) para estimativas para os Estados Unidos e Neri e Gerali (2019) para a área do euro).

O segundo grupo de metodologias para estimar a taxa de juro natural utiliza modelos semi-estruturais, que impõem restrições nos dados com base em relações presentes na teoria macroeconómica e, através de técnicas econométricas, estimam a taxa de juro natural. Neste grupo, a principal referência é o modelo de Laubach e Williams (2003) onde se estima uma curva de Phillips e uma curva IS intertemporal e, utilizando o filtro de Kalman, é obtida uma estimativa para a taxa de juro natural nos Estados Unidos. Este modelo procura extrair a taxa de juro natural através de movimentos de baixa frequência nos dados que sejam consistentes com a estrutura macroeconómica imposta, pelo que os resultados devem ser interpretados como o nível da taxa de juro natural no médio prazo onde as variações do ciclo económico são expurgadas. O modelo de Laubach e Williams (2003) foi alvo de várias adaptações com o objetivo de melhorar a estrutura. Lopez-Salido *et al.* (2020) estimam o modelo para os Estados Unidos utilizando medidas de expectativas de inflação prospetivas em vez da hipótese de expectativas adaptativas. Brand e Mazelis (2019) aplicam o modelo à área do euro adicionando uma regra de Taylor, um bloco para o mercado de trabalho e relaxam a hipótese de uma raiz unitária na curva de Phillips. Krustev (2019) estende o modelo de forma a captar o impacto que o ciclo financeiro tem na determinação da taxa de juro natural. Pedersen (2015) estima a taxa de juro natural para a Dinamarca modificando o modelo para uma pequena economia aberta.

O presente estudo procura contribuir para esta literatura estimando a taxa de juro natural na área do euro alterando o modelo de Laubach e Williams (2003) para captar melhor o choque pandémico em 2020 e considerando medidas de expectativas de inflação prospetivas, em linha com Lopez-Salido *et al.* (2020).

### 2.3. *Evolução e determinantes*

Apesar da existência de várias interpretações para o conceito de taxa de juro natural e de diversas metodologias para a sua estimação, os diversos modelos apontam

consistentemente para uma redução da taxa de juro natural na área do euro (assim como na maioria das economias avançadas<sup>2</sup>) desde os anos 70, em particular após a crise financeira global em 2007/08 e a crise das dívidas soberanas em 2012/13. Desde aí a taxa de juro natural tem permanecido em valores relativamente baixos, situando-se em torno de 0%<sup>3</sup>. O impacto da pandemia na taxa de juro natural é ainda incerto, uma vez que se tratou de um choque de magnitude extrema que dificulta a estimação de qualquer variável não observável, com autores a argumentarem que pode ter contribuído para a sua subida ou descida (ver Jorda *et al.* (2022) e Luzzetti *et al.* (2022)).

A tendência decrescente da taxa de juro natural é consistente com os determinantes desta variável identificados na literatura<sup>4</sup>. A taxa de juro natural é usualmente vista como dependente de fatores reais, e por isso independente de fatores nominais como a política monetária. De entre os principais fatores destaca-se a evolução da produtividade e do nível de produto potencial. Nos modelos neoclássicos de crescimento económico com agentes com aversão ao risco relativo constante (*Constant relative risk aversion* — *CRRA*), a taxa de juro real de equilíbrio no mercado de poupança é dada pela seguinte equação:

$$r^* = \frac{1}{\sigma}g + \theta \quad (1)$$

onde  $r^*$  é a taxa de juro real de equilíbrio,  $\sigma$  representa a elasticidade intertemporal de substituição do consumo,  $g$  é o crescimento do produto potencial e  $\theta$  representa a preferência temporal dos agentes. Como se pode observar na equação (1), a taxa de juro natural está intrinsecamente ligada ao crescimento do produto potencial, e por consequência à produtividade. A intuição deste resultado é obtida através da decisão intertemporal de consumo: se o crescimento do produto potencial aumentar, os consumidores irão poupar menos para realizar o mesmo nível de consumo no futuro, o que implica um aumento da taxa de juro para garantir o equilíbrio entre a poupança e o investimento. Assim, parte da diminuição da taxa de juro natural registada na área do euro pode estar relacionada com o abrandamento do crescimento do produto potencial e da produtividade, especialmente após a crise financeira global de 2007/08.

Outro fator frequentemente apresentado como determinante para a evolução da taxa de juro natural é a evolução demográfica. Esta tem impacto direto na evolução da força de trabalho numa economia, influenciando por essa via o crescimento do produto potencial, e influencia também as decisões de poupança dos agentes. Assim,

---

2. FMI (2023) apresenta uma revisão das estimativas da taxa de juro natural para um conjunto alargado de economias avançadas e emergentes.

3. As metodologias discutidas até aqui partem habitualmente de alguma medida de taxas de juro de mercado sem risco. No entanto, a taxa de juro natural também deveria refletir a taxa de retorno real do capital. Reis (2022) argumenta que as medidas de retorno do capital têm apresentado uma evolução relativamente constante em contraste com as medidas de taxas de mercado, salientando a importância de avaliar outras formas de estimar a taxa de juro natural.

4. Brand *et al.* (2018) realizam uma discussão de vários fatores que influenciam a taxa de juro natural na área do euro. Rachel e Smith (2015) elaboram uma avaliação a nível global de fatores que influenciam a taxa de juro natural, assim como uma quantificação do contributo dos vários fatores para a evolução da taxa de juro natural global.

o envelhecimento populacional registado na maior parte das economias avançadas — caracterizado pela diminuição da natalidade e o aumento da esperança média de vida — é apontado como um fator que levou à diminuição da taxa de juro natural já que determina um menor crescimento do produto potencial e conduz a uma maior propensão à poupança dos agentes para fazer face a uma vida não ativa mais prolongada. Apesar do total de agentes em idade ativa a realizar poupanças diminuir com o envelhecimento da população (o que poderia levar a um aumento da taxa de juro natural), o efeito anterior tende a ser identificado como dominante.

Um último conjunto de fatores que é identificado com tendo impacto na taxa de juro natural está relacionado com fatores de ordem financeira. A crise financeira global de 2007/08 e subsequentemente a crise das dívidas soberanas na área do euro levaram a um aumento significativo da incerteza e da procura por ativos seguros por parte dos agentes económicos. Isto leva simultaneamente a um aumento da poupança e a uma diminuição do investimento, potencialmente levando a uma redução da taxa de juro natural. Ao mesmo tempo, alterações da regulação e supervisão bancária adotadas levaram também ao aumento da procura por ativos seguros por parte das instituições bancárias que também reforça essa tendência.

Todos estes fatores contribuem para explicar a redução da taxa de juro natural e a sua permanência em níveis substancialmente baixos até 2019<sup>5</sup>. A crise pandémica em 2020 gerou um conjunto de choques de natureza extrema que dificultam a avaliação da evolução da taxa de juro natural no período recente. A transição climática, que tem estado no centro das discussões dos decisores de política económica, pode também ter um impacto (ainda incerto) na taxa de juro natural (ver Mongelli *et al.* (2022)). Este estudo procura contribuir com estimativas para a taxa de juro natural na área do euro, especialmente para o período após a crise pandémica.

### 3. Metodologia

#### 3.1. Modelo de Laubach e Williams

Este estudo adota uma versão modificada do modelo desenvolvido em Laubach e Williams (2003) e posteriormente estendido em Holston *et al.* (2017). Assim, ao longo do estudo, a definição que irá ser considerada para a taxa de juro natural é uma taxa de juro real de curto prazo consistente com o nível do produto no seu nível potencial e com inflação estável no médio prazo, à medida que o impacto dos choques se vai dissipando.

A estrutura imposta pelo modelo parte das condições de equilíbrio para o nível de inflação e do hiato do produto presentes nos modelos Neo-Keynesianos, como apresentado em Gali (2008). Estas condições podem ser descritas por uma curva de Phillips:

---

5. Outros fatores são também apontados na literatura para a redução da taxa de juro natural, como o aumento da desigualdade de rendimentos, a queda do preço relativo dos bens de capital e o aumento da poupança em ativos (*savings glut*) de algumas economias emergentes, mas o impacto estimado destes fatores tende a ser menor do que os mencionados anteriormente (Ver Rachel e Smith (2015)).

$$\pi_{H,t} = \beta E_t[\pi_{H,t+1}] + \kappa \bar{y}_t \quad (2)$$

E por uma equação IS:

$$\bar{y}_t = E_t[\bar{y}_{t+1}] - \frac{1}{\sigma} (i_t - E_t[\pi_{H,t+1}] - r_t^n) \quad (3)$$

onde  $\pi_{H,t}$  representa a inflação dos bens e serviços produzidos internamente,  $\bar{y}_t$  representa o hiato entre o nível de produto observado e o que vigoraria numa economia contrafactual sem fricções nominais,  $i_t$  a taxa de juro nominal sem risco e  $r_t^n$  a taxa de juro natural de equilíbrio numa economia contrafactual sem fricções nominais.  $\beta$ ,  $\kappa$  e  $\sigma$  representam o fator de desconto, as preferências de consumidores e o fator tecnológico. Com base nestas condições de equilíbrio, HLW utilizam como equações de medição para a estimação da taxa de juro natural as seguintes equações:

$$\pi_t = b_\pi \pi_{t-1} + (1 - b_\pi) \pi_{t-2,4} + b_y \tilde{y}_{t-1} + \varepsilon_{\pi,t} \quad (4)$$

$$\tilde{y}_t = a_{y,1} \tilde{y}_{t-1} + a_{y,2} \tilde{y}_{t-2} + \frac{a_r}{2} \sum_{j=1}^2 (r_{t-j} - r_{t-j}^*) + \varepsilon_{\tilde{y},t} \quad (5)$$

onde  $\pi_t$  representa a inflação no período,  $\pi_{t-2,4}$  representa a média da inflação nos três períodos anteriores,  $\tilde{y}$  representa o hiato do produto, ou seja, a diferença entre o nível de produto observado  $y_t$  e a medida estimada para o produto potencial  $y_t^*$ .  $r_t$  representa a taxa de juro real de curto prazo *ex-post* e  $r_t^*$  a taxa de juro natural. Comparando as equações (2) e (3) com as equações (4) e (5) pode ver-se a distinção entre as interpretações para a taxa de juro natural nos modelos Neo-Keynesianos e a utilizada por HLW. Na equações (2) e (3) a taxa de juro natural capta todos os choques<sup>6</sup> que afetam a inflação e o nível de produto. Uma vez fechado o hiato da taxa de juro real (na equação (3):  $i_t - E_t[\pi_{H,t+1}] - r_t^n$ ) em cada período, estabiliza-se a inflação e o nível de produto. Nas equações (4) e (5) é possível existirem choques que afetam a inflação e o nível de produto mas que não afetam necessariamente a taxa de juro natural (captados nas equações acima por  $\varepsilon_{\pi,t}$  e  $\varepsilon_{\tilde{y},t}$ ). Assim, a taxa de juro natural será afetada apenas por choques mais persistentes na relação entre o hiato das taxas reais e o hiato do produto.

Com base nestas equações, o modelo de HLW utiliza o filtro de Kalman para estimar a taxa de juro natural e o nível e crescimento do produto potencial. As equações de transição do modelo são:

$$r_t^* = g_t + z_t \quad (6)$$

$$y_t^* = y_{t-1}^* + g_{t-1} + \varepsilon_{y^*,t} \quad (7)$$

6. Usualmente, nos modelos estruturais, a taxa de juro natural é vista como a taxa de juro real que vigoraria numa economia sem fricções nominais de preços e salários, na ausência de choques de *mark-up* sobre os bens e o fator trabalho.

$$g_t = g_{t-1} + \varepsilon_{g,t} \quad (8)$$

$$z_t = z_{t-1} + \varepsilon_{z,t} \quad (9)$$

onde  $g$  é a taxa de crescimento do produto potencial e  $z$  capta outros determinantes que podem influenciar a taxa de juro natural<sup>7</sup>. As equações de transição assumem que o crescimento do produto potencial e a variável  $z$  seguem um passeio aleatório e o produto potencial em nível segue um passeio aleatório com *drift*. Assume-se que as variáveis  $\varepsilon_{y^*,t}$ ,  $\varepsilon_{g,t}$  e  $\varepsilon_{z,t}$  seguem uma distribuição normal com desvios-padrão  $\sigma_{y^*}$ ,  $\sigma_g$  e  $\sigma_z$  e não são correlacionadas. Como variáveis observadas, o modelo usa uma medida de produto (PIB), inflação e uma medida de taxa de juro real. HLW utiliza a inflação excluindo bens alimentares e energéticos (daqui em diante, inflação subjacente) e calcula a taxa de juro real observada como uma taxa *ex-post* dada pela diferença entre uma taxa de juro de curto prazo (três meses) e a inflação observada em média nos últimos quatro trimestres.

### 3.2. Adaptação para a crise pandémica

Os anos de 2020 e 2021 ficaram marcados pela crise pandémica associada à Covid-19. Durante este período foram impostas medidas de distanciamento social que originaram flutuações bastante acentuadas nas variáveis utilizadas no modelo<sup>8</sup>. Um choque desta magnitude não é captado corretamente pela metodologia de HLW, já que a hipótese de que os erros das equações de medição e transição seguem uma distribuição normal e são não correlacionados não é respeitada. Reconhecendo esta limitação, Holston *et al.* (2020) propõem uma correção ao modelo para mitigar este impacto. Esta modificação passa por adicionar o índice de *stringency* desenvolvido pela universidade de Oxford<sup>9</sup> ao modelo com o objetivo de captar os efeitos das medidas impostas para conter a pandemia. Esta variável é adicionada no modelo na medição do nível do produto potencial, que passa a ser expresso da seguinte forma:

$$y_t^{*'} = \begin{cases} y_t^* + \varphi dt, & \text{se } t = 2020T1 \text{ ou } 2020T2 \\ y_t^*, & \text{nos restantes} \end{cases} \quad (10)$$

E a equação (5) passa a ser reescrita como:

7. De notar que a equação (6) é baseada na equação (1) assumindo que o coeficiente de elasticidade de substituição do consumo é igual a 1. Laubach e Williams (2003) estimam este parâmetro e concluem que é muito próximo de 1 para os Estados Unidos. Holston *et al.* (2017) também assumem este valor para o parâmetro na área do euro.

8. O PIB da área do euro registou no segundo trimestre de 2020 uma queda em cadeia de 11,5% e cresceu 12,4% no trimestre seguinte.

9. Este indicador foi desenvolvido para medir a intensidade das medidas impostas para conter a pandemia da Covid-19. Um nível mais alto deste indicador significa que as medidas de contenção foram mais restritivas e por essa via podem ter levado a uma maior disrupção da atividade económica. Para mais informações sobre este indicador, consultar Hale *et al.* (2021)

$$(y_t - y_t^*) = a_{y,1}(y_{t-1} - y_{t-1}^*) + a_{y,2}(y_{t-2} - y_{t-2}^*) + \frac{a_r}{2} \sum_{j=1}^2 (r_{t-j} - r_{t-j}^*) + \varepsilon_{y',t} \quad (11)$$

Onde  $d_t$  é o nível do indicador de *stringency* para o trimestre  $t$  calculado como a agregação das médias trimestrais dos dados diários dos países da área do euro ponderados pelo peso da população de cada país em 2019. Com esta modificação, as fortes variações registadas no PIB ao longo de 2020 que o modelo original iria classificar como variações marcadas no nível do produto potencial são em parte captadas pela variável  $d_t$ . No Gráfico 1 são apresentadas as estimativas para o crescimento do produto potencial geradas pelo modelo com e sem o ajustamento para o período pandémico.

Como esperado, os resultados do modelo sem o ajustamento para o período pandémico apresentam uma queda acentuada do crescimento do PIB potencial enquanto no modelo com ajustamento a queda é menos acentuada. Assim, e uma vez que a taxa de crescimento do produto potencial é um determinante da taxa de juro

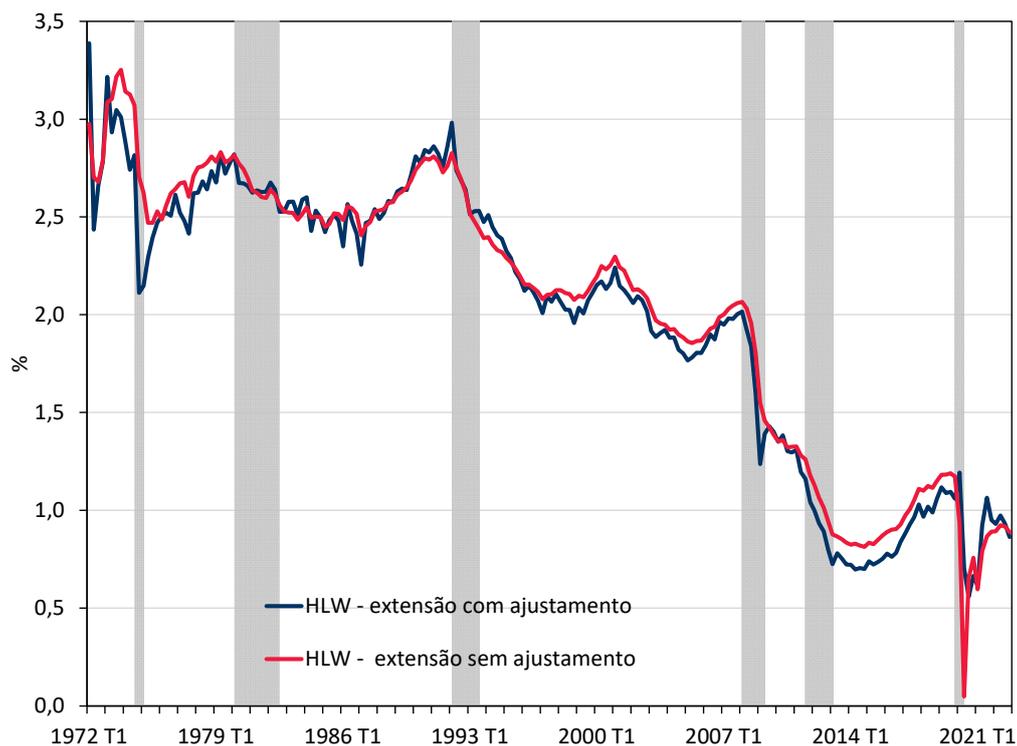


GRÁFICO 1: Estimativas para o crescimento do produto potencial ( $g_t$ ) na área do euro

Notas: Estimativas obtidas através do modelo de HLW. Extensão sem ajustamento corresponde à estimativa da replicação do modelo HLW até 2022 T4. Estimativa com ajustamento corresponde ao modelo discutido na Secção 3.2 onde se inclui o índice de *stringency* na área do euro no primeiro e segundo trimestre de 2020. Barras a cinzento marcam os períodos de recessão conforme a datação da *Euro Area Business Cycle Network* — EABCN.

Fontes: Eurostat, EABCN, Refinitiv e cálculos do autor.

natural no modelo, a adaptação do modelo tenta captar o crescimento do produto potencial sem que este esteja fortemente influenciado pelo período pandémico. É de salientar que os resultados do modelo com ajustamento são altamente dependentes dos períodos escolhidos para a inclusão do índice de *stringency*. Como se pode observar na equação (10), no estudo considera-se que a variável de ajustamento toma o valor do índice de *stringency* no primeiro e segundo trimestre de 2020.<sup>10</sup>

### 3.3. Modelo com expetativas de inflação

Conforme descrito anteriormente, as equações que servem de base à especificação utilizada por HLW partem de duas equações resultantes do modelo Neo-Keynesiano padrão (equações (2) e (3)). No entanto, fazendo uma comparação entre estas equações e as equações de medição adotadas por HLW é possível observar uma diferença no papel das expetativas de inflação. Na equação (2) o nível de inflação para o período  $t$  é dependente da expetativa de inflação formada naquele período para a inflação no período  $t + 1$ . Já na equação (4) é utilizada uma combinação linear entre a inflação observada no período  $t - 1$  e uma média das observações em  $t - 2$ ,  $t - 3$  e  $t - 4$ . Assim, enquanto na equação (2) as expetativas de inflação são prospetivas, na equação (4) as expetativas são adaptativas.

Neste estudo, o modelo é adaptado para ter em conta expetativas de inflação prospetivas. Esta adaptação consiste em considerar uma medida de expetativas de inflação na equação (4)<sup>11</sup>. Assim, a nova curva de Phillips passa a ser escrita como:

$$\pi_t = b_\pi \pi_{t-1} + (1 - b_\pi) E_t[\pi_{t+h}] + b_y \tilde{y}_{t-1} + \varepsilon_{\pi,t} \quad (12)$$

Onde  $h$  representa o horizonte a que as expetativas de inflação correspondem. Desta forma, a evolução das expetativas de inflação passa a ter um papel na estimação da taxa de juro natural.

Para além do papel das expetativas de inflação, esta formulação apresenta uma vantagem adicional. No modelo original de HLW, quando o hiato do produto é nulo, a inflação permanece constante. No entanto, o modelo não especifica o nível em torno do qual a inflação estabiliza. Esta formulação pode não ser consistente com economias onde os bancos centrais têm objetivos de inflação bem definidos. Com a inclusão de expetativas de inflação prospetivas, quando o hiato do produto é zero, a inflação, conforme descrito pela equação (12), converge para o nível esperado de inflação. Assumindo a credibilidade do objetivo de inflação dos bancos centrais, as expetativas de inflação em prazos mais longos devem aproximar-se desses objetivos de inflação.

10. Uma vez que os autores em Holston *et al.* (2020) omitem os períodos em que a variável está presente, a escolha torna-se em certo nível arbitrária. O processo de decisão tomado para este estudo passou por comparar as estimativas do modelo do nível do hiato do produto com as estimativas de outras organizações internacionais, tentando encontrar aquela que replica de melhor forma o nível e a evolução dessas estimativas.

11. Um exercício semelhante é elaborado por Lopez-Salido *et al.* (2020) para a estimação da taxa de juro natural nos Estados Unidos.

Assim, a equação (12) pode ser reescrita como:

$$\pi_t = b_\pi \pi_{t-1} + (1 - b_\pi) \pi^* + b_y \tilde{y}_{t-1} + \varepsilon_{\pi,t} \quad (13)$$

onde  $\pi^*$  é o objetivo de inflação. Esta equação pode ainda ser reescrita em função do hiato entre a inflação observada e  $\pi^*$ :

$$\tilde{\pi}_t = b_\pi \tilde{\pi}_{t-1} + b_y \tilde{y}_{t-1} + \varepsilon_{\pi,t} \quad (14)$$

Onde  $\tilde{\pi}_t$  é igual a  $(\pi_t - \pi^*)$ . Com esta formulação, a medição da taxa de juro natural não está apenas dependente da evolução do nível de inflação, como no modelo original de HLW, mas passa também a estar dependente da evolução dos desvios da inflação face ao objetivo dos bancos centrais.

## 4. Resultados

### 4.1. Dados

Nesta secção são apresentados resultados das estimativas para a taxa de juro natural da área do euro com base em três adaptações do modelo original de HLW. A primeira consiste no modelo com a adaptação para o período pandémico — Modelo sem expetativas — discutido na Secção 3.2. enquanto a segunda e a terceira consistem nas estimações com base no modelo apresentado na Secção 3.3 com duas medidas diferentes de expetativas de inflação — Modelo expetativas T+2 e Modelo expetativas T+5 — também utilizando o ajustamento para o período pandémico. Para a estimacão são utilizados dados trimestrais para o PIB, inflação subjacente e taxa de juro nominal a três meses desde 1970 até 2022 utilizando a base de dados do *Euro Area-Wide Model* do BCE (Fagan *et al.* (2001)) atualizados com dados do Eurostat e Refinitiv. Para o índice de *stringency* da área do euro é utilizada a média trimestral de dados diários calculados como a média ponderada pelo peso da população em 2019 dos índices de *stringency* dos países da área do euro. As expetativas de inflação consideradas são as expetativas para a inflação total do *Survey of Professional Forecasters* (SPF) do BCE nos horizontes fixos a dois e a quatro/cinco anos à frente<sup>12</sup>. No anexo é feita uma descrição detalhada das variáveis utilizadas<sup>13</sup>.

12. A utilização das expetativas para a inflação total e não para a inflação subjacente prende-se com a disponibilidade amostral, já que as expetativas de inflação subjacente no SPF só começaram a ser divulgadas desde 2016. Ao mesmo tempo é de salientar que as expetativas para a inflação total e subjacente nos prazos considerados no estudo seguem um comportamento semelhante. Também seria possível utilizar as expetativas de inflação um ano à frente do SPF, sem grande alteração nos resultados. No entanto esta série apresenta maior volatilidade do que as expetativas a horizontes mais longos, o que se reflete numa maior volatilidade da taxa de juro natural. Para além disso, a interpretação das expetativas de inflação como o objetivo de inflação de um banco central descrita na secção 3.3. é mais óbvia com expetativas a prazos mais longos.

13. A escolha da inflação subjacente em vez da inflação total é também feita por HLW. O objetivo é utilizar uma medida de inflação que responda mais diretamente ao hiato do produto e ao hiato da taxa de juro

## 4.2. Estimativas

| Parâmetro                 | Modelo sem expetativas | Expetativas T+2 | Expetativas T+5 |
|---------------------------|------------------------|-----------------|-----------------|
| $\lambda_g$               | 0,059                  | 0,065           | 0,060           |
| $\lambda_z$               | 0,005                  | 0,012           | 0,015           |
| $\sum a_y$                | 0,94                   | 0,94            | 0,94            |
| $a_r$                     | -0,05*                 | -0,05*          | -0,05*          |
|                           | (0,03)                 | (0,03)          | (0,03)          |
| $b_y$                     | 0,06*                  | 0,06**          | 0,06**          |
|                           | (0,03)                 | (0,03)          | (0,03)          |
| $b_\pi$                   | 0,81***                | 0,80***         | 0,80***         |
|                           | (0,05)                 | (0,05)          | (0,05)          |
| $\varphi$                 | -0,19***               | -0,19***        | -0,19***        |
|                           | (0,00)                 | (0,00)          | (0,00)          |
| $\sigma_{\bar{y}}$        | 0,42                   | 0,43            | 0,43            |
| $\sigma_\pi$              | 0,84                   | 0,84            | 0,84            |
| $\sigma_{y^*}$            | 0,37                   | 0,36            | 0,37            |
| $\sigma_g$                | 0,09                   | 0,09            | 0,09            |
| $\sigma_z$                | 0,05                   | 0,11            | 0,14            |
| $\sigma_{r^*}$            | 0,10                   | 0,14            | 0,16            |
| Simulações de Monte Carlo |                        |                 |                 |
| Erro padrão (média)       |                        |                 |                 |
| $r^*$                     | 1,2                    | 1,8             | 2,3             |
| $g$                       | 0,3                    | 0,3             | 0,3             |
| $y^*$                     | 1,5                    | 1,5             | 1,5             |
| Simulações de Monte Carlo |                        |                 |                 |
| Erro padrão (2022 T4)     |                        |                 |                 |
| $r^*$                     | 1,6                    | 2,6             | 3,3             |
| $g$                       | 0,4                    | 0,5             | 0,4             |
| $y^*$                     | 2,0                    | 2,1             | 2,1             |

QUADRO 1. Estimativas dos parâmetros

Notas: Estimativas com base em dados trimestrais de 1971 T1 a 2022 T4. Números entre parêntesis correspondem aos desvios-padrão estimados. \*\*\*, \*\* e \* apresentados juntos dos coeficientes significativamente diferentes de zero a um grau de confiança de 99%, 95% e 90%, respetivamente. Estimação realizada com método de máxima verossimilhança (MLE). Erros padrões médios e em 2022 T4 calculados com o procedimento de Monte Carlo de acordo com Hamilton (1986) que capta a incerteza dos parâmetros e do filtro de Kalman.

No Quadro 1 são apresentados os parâmetros estimados das três especificações mencionadas na secção anterior. Os parâmetros  $a_y$  e  $b_\pi$  são próximos de um e estatisticamente significativos, o que permite concluir quer o hiato do produto quer da inflação exibem uma persistência elevada. O parâmetro  $\varphi$  associado à variável de controlo para o período pandémico também é significativo e com sinal negativo. Este resultado é esperado uma vez que esta variável reflete parte da forte queda do PIB nos primeiros dois trimestres de 2020.

---

real de forma que a estimação da taxa de juro natural seja mais robusta. A inflação total, ao considerar as componentes dos bens energéticos e alimentares está mais sujeita a choques de natureza externa que podem não ser bem captados pela estrutura do modelo.

Os parâmetros  $a_r$  e  $b_y$  são particularmente relevantes para as estimativas da taxa de juro natural já que medem a sensibilidade do hiato do produto ao hiato da taxa de juro real e da inflação ao hiato do produto, respetivamente. As estimativas apresentam o sinal esperado. Se o hiato das taxas reais for positivo — isto é, se a taxa de juro real observada estiver acima da taxa de juro natural — o hiato do produto torna-se mais negativo e um hiato do produto mais negativo traduz-se em menos inflação. No entanto, estes parâmetros têm uma magnitude muito menor quando comparado com os restantes. Na primeira especificação do modelo estes coeficientes são apenas estatisticamente significativos a um nível de confiança de 90%. Já nas outras especificações o coeficiente  $b_y$  aumenta ligeiramente a sua significância. Holston *et al.* (2017) também reportam uma menor significância dos parâmetros  $a_r$  e  $b_y$  nos modelos para a área do euro, Canadá e Reino Unido.

Esta maior incerteza em torno de  $a_r$  e  $b_y$  justifica a elevada incerteza associada à estimação da taxa de juro natural. Na parte inferior do Quadro 1 são apresentados os erros padrão de simulações de Monte Carlo para o nível das variáveis não observáveis do modelo. Assim como em Holston *et al.* (2017), estes erros padrão são elevados, o que requer cautela na interpretação das estimativa da taxa de juro natural obtidas. A incerteza em torno da taxa de juro natural é mais elevada nas especificações do modelo com expectativas de inflação. Este facto está associado à maior variação nos erros da equação de transição da variável  $z$ , como se pode observar no quadro.

No Gráfico 2 são apresentadas as estimativas da taxa de juro natural da área do euro com base nas três especificações consideradas. Conforme identificado na literatura, a taxa de juro natural na área do euro apresenta uma tendência decrescente desde 1970, passando de níveis de 3% para valores em torno de 0,5% até ao início de 2020. A taxa de juro natural tende a diminuir após os períodos de recessão, registando quedas particularmente significativas após a crise financeira global de 2007/08 e a crise das dívidas soberanas em 2013/14. Estes resultados estão em linha com os determinantes identificados na literatura, onde a queda do crescimento do produto potencial e o envelhecimento da população suportam o movimento tendencial de redução do nível de taxa de juro natural, acentuado pela procura por ativos sem risco e alterações nas regras de supervisão bancária após a crise financeira global de 2007/08.

As estimativas da taxa de juro natural com base nas diferentes especificações começam a divergir de uma forma mais significativa a partir de 2008. Esta divergência pode ser explicada por duas razões. A primeira está diretamente relacionada com os dados para as expectativas de inflação do SPF que apenas começam em 1999 (expectativas a dois anos) e 2001 (expectativas a quatro/cinco anos), pelo que antes destas datas os três modelos estão a ser efetivamente estimados com os mesmos dados. No entanto, tal não explica só por si a diferença a partir de 2008. A segunda razão está diretamente relacionada com a evolução da inflação na área do euro. Após 2008 a inflação total e a inflação subjacente na área do euro diminuíram e permaneceram em

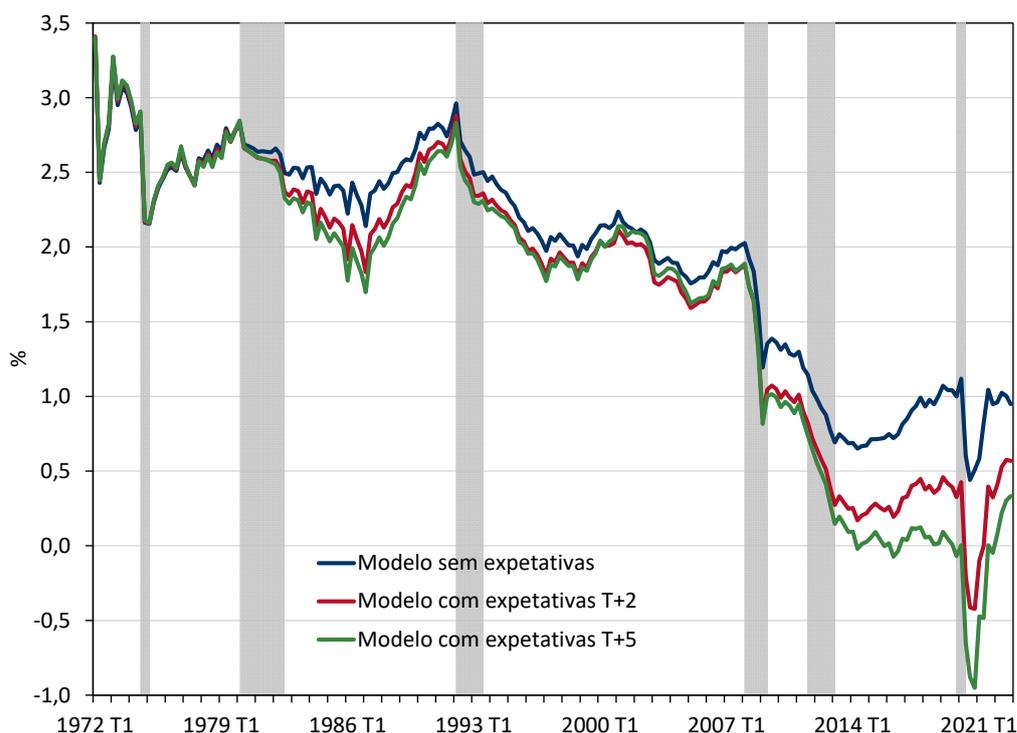


GRÁFICO 2: Estimativas para a taxa de juro natural real ( $r_t^*$ ) na área do euro

Notas: Estimativas obtidas com base no modelo de HLW. Modelo sem expetativas corresponde ao modelo discutido na Secção 3.2 onde se inclui o índice de *stringency* na área do euro no primeiro e segundo trimestre de 2020. Modelos com expetativas T+2 e T+5 correspondem ao modelo discutido na Secção 3.3 com expetativas de inflação dois e quatro/cinco anos à frente do SPF. Barras a cinzento marcam os períodos de recessão conforme a datação da *Euro Area Business Cycle Network — EABCN*.

Fontes: BCE, Eurostat, EABCN, Refinitiv e cálculos do autor.

níveis relativamente baixos até 2019<sup>14</sup>. Esta diminuição levou a uma maior diferença entre a medida de inflação do modelo e o nível das expetativas de inflação consideradas, que impacta as estimativas da taxa de juro natural nas especificações que consideram as expetativas de inflação. De facto, as estimativas com base nestas especificações apresentam um nível menor do que as obtidas apenas com o ajustamento para a pandemia a partir de 2008. Com o hiato da inflação a ter um impacto explícito nestas especificações e com a inflação a situar-se abaixo das medidas de expetativas de inflação, o modelo identifica estes períodos como menos acomodatórios, o que faz com que a taxa de juro natural se aproxime mais do nível da taxa de juro real observada<sup>15</sup>. Uma vez

14. A média da inflação subjacente medida pela variação homóloga do IHPC excluindo bens alimentares e energéticos na área do euro entre 2001 e 2007 situou-se em 1,8% enquanto entre 2008 e 2019 esta média foi de 1,2%.

15. O período após 2008 e até 2019 foi marcado pela redução significativa das taxas de juro de política do Banco Central Europeu para combater a baixa inflação. Assim, a medida de taxa juro real *ex-post* utilizada no modelo é negativa durante este período, em média -0,8%.

que o hiato da inflação é ainda maior no modelo com as expetativas quatro/cinco anos à frente, a estimativa da taxa de juro natural é ainda mais baixa.

As estimativas mostram que durante 2020 a taxa de juro natural diminuiu. Esta evolução é explicada pela redução do crescimento do produto potencial, uma vez que parte da queda do PIB registada na área do euro durante este período continua a ser passada para a taxa de juro natural, apesar do ajustamento para a pandemia. Nos modelos com as expetativas de inflação, a queda é ainda mais significativa, já que para além do efeito do produto potencial, a inflação durante este período também se reduziu significativamente, criando uma outra pressão descendente sobre a taxa de juro natural. Apesar deste impacto, a estimativa da taxa de juro natural rapidamente retornou ao nível registado antes do período pandémico. É importante salientar que este modelo não consegue captar as dinâmicas do produto potencial após um choque como o da pandemia. Assim, uma avaliação mais robusta do impacto da pandemia na taxa de juro natural irá requerer um modelo capaz de captar totalmente os seus efeitos.

As estimativas mais recentes no final de 2022 apontam para um nível de taxa de juro natural na área do euro em torno de 0,5%<sup>16</sup>. Enquanto a estimativa do modelo com o ajustamento para a pandemia aparenta estar estável, as estimativas com base nos modelos com expetativas de inflação têm vindo a apresentar uma tendência de subida. Este efeito é o oposto ao observado após a crise de 2008. Com a subida significativa da inflação observada na área do euro desde o início de 2022, esta encontra-se atualmente acima do nível das expetativas de inflação, o que o modelo identifica como um período de maior acomodação monetária, o que se converte no modelo numa estimativa da taxa de juro natural acima do nível da taxa de juro real observada.

A avaliação da evolução da taxa de juro natural pode ser complementada pela evolução do hiato da taxa de juro real, medido como a diferença entre a taxa de juro real observada e a taxa de juro natural.

No Gráfico 3 são apresentadas as estimativas para este hiato<sup>17</sup>. O hiato estimado foi positivo desde 1980 até 2002 e temporariamente entre 2006 e 2008. Simultaneamente é também visível que durante períodos de recessão, o hiato tende a diminuir. Por outras palavras, as autoridades monetárias tendem a tornar a política monetária mais acomodatória em períodos de recessão. Desde 2008, o hiato na área do euro tem sido negativo, refletindo a política monetária do BCE que manteve as taxas de juro baixas durante este período face ao período de inflação baixa. No entanto é possível observar diferenças entre os modelos, em linha com a discussão anterior. Nos modelos com expetativas de inflação, o hiato da taxa real é menos negativo, tendo em conta o papel do hiato da inflação na estimação do modelo.

---

16. Estes resultados estão em linha com as estimativas recentes, nomeadamente as realizadas pelo FMI (2023), que colocam a taxa de juro natural na Alemanha e na França entre 0% e 0,5%.

17. Os resultados para o hiato da taxa de juro real estão não só dependentes da estimativa da taxa de juro natural utilizada mas também do método de cálculo utilizado para a taxa de juro real observada. No Gráfico 3 é utilizada a medida de taxa de juro real *ex-post* que é utilizada na estimação do modelo, por consistência.

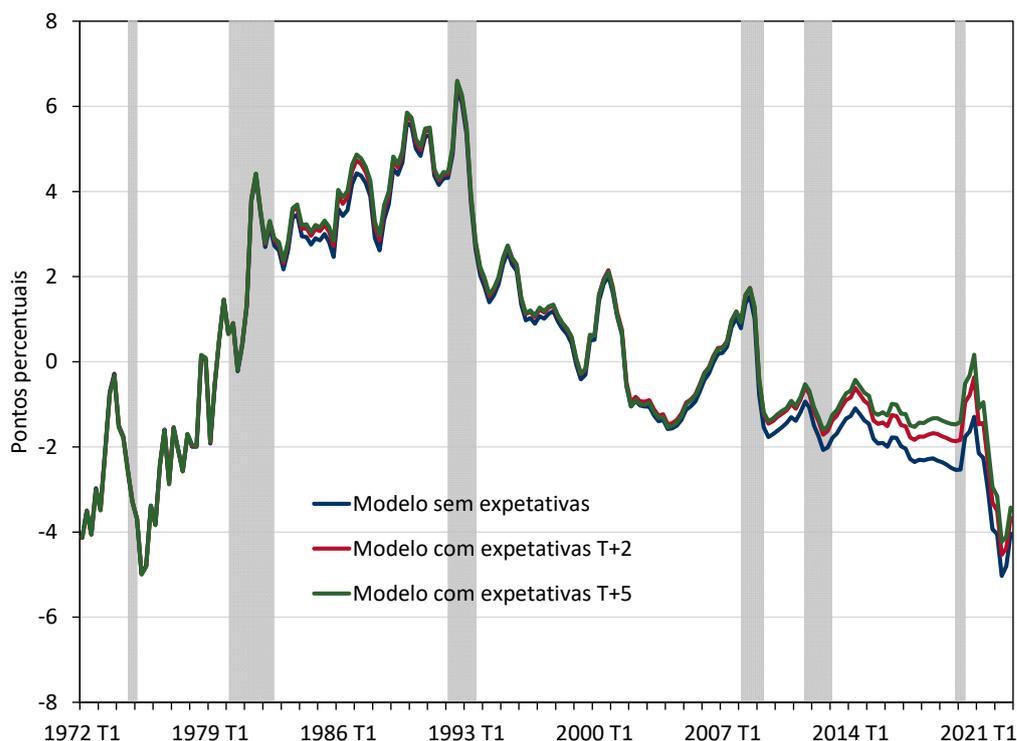


GRÁFICO 3: Estimativas para o hiato de taxa de juro real ( $r_t - r_t^*$ ) na área do euro com taxas *ex-post*

Notas: Estimativas obtidas com base no modelo de HLW. Modelo sem expectativas corresponde ao modelo discutido na Secção 3.2 onde se inclui o índice de *stringency* na área do euro no primeiro e segundo trimestre de 2020. Modelos com expectativas T+2 e T+5 correspondem ao modelo discutido na Secção 3.3 com expectativas de inflação dois e quatro/cinco anos à frente do SPF. A taxa de juro real *ex-post* é calculada como a diferença entre a taxa de juro nominal interbancária a 3 meses na área do euro e inflação média observada nos quatro trimestres anteriores. Barras a cinzento marcam os períodos de recessão conforme a datação da *Euro Area Business Cycle Network — EABCN*.

Fontes: BCE, Eurostat, EABCN, Refinitiv e cálculos do autor.

Em 2020, e tendo em conta a queda observada nas estimativas da taxa de juro natural, o hiato da taxa de juro real tornou-se menos negativo, indicando uma política monetária menos acomodatória. Este resultado inverteu-se quase instantaneamente com este hiato a registar uma redução bastante significativa desde 2021. Esta queda não é apenas o resultado da evolução das taxas de juro nominais, já que o BCE subiu as taxas de juro de política desde julho de 2022, mas deve-se a uma subida substancial da inflação que leva a uma forte diminuição da taxa de juro real observada. Assim, de acordo com esta medida, a política monetária permaneceu acomodatória até 2022.

Esta medida de hiato da taxa de juro real pode também ser calculada utilizando taxas de juro reais *ex-ante* em vez de *ex-post*. No Gráfico 4 é apresentado o hiato da taxa de juro real onde as taxas de juro reais são calculadas como a diferença entre a taxa de juro nominal a três meses e as expectativas de inflação dois anos à frente. Comparando os dois, é visível que o hiato calculado com taxas reais *ex-ante* e *ex-post* apresentam

comportamentos bastante semelhantes. No entanto, em 2022, a medida com taxas *ex-ante* regista uma subida forte, apesar de ainda permanecer em níveis negativos. Esta subida reflete não só a subida menos acentuada das expectativas de inflação a prazos mais longos quando comparada com a inflação observada, mas também a atuação do Banco Central Europeu que tem subido as taxas de juro para remover a acomodação monetária de forma a garantir o retorno da inflação ao seu objetivo no médio prazo.

É de salientar que a medição do grau de acomodação da política monetária através destas medidas do hiato da taxa de juro real apenas mede a acomodação gerada pelo instrumento de taxa de juro. Esta medida não capta o impacto adicional que as medidas

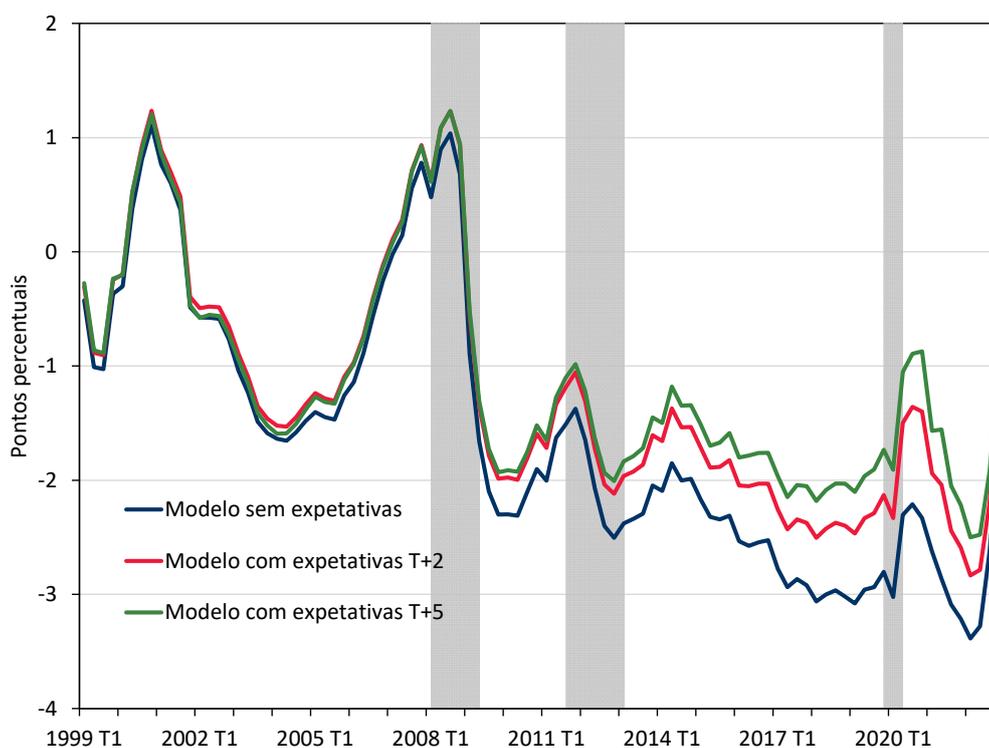


GRÁFICO 4: Estimativas para o hiato de taxa de juro real ( $r_t - r_t^*$ ) na área do euro com taxas *ex-ante*

Notas: Estimativas obtidas com base no modelo de HLW. Modelo sem expectativas corresponde ao modelo discutido na Secção 3.2 onde se inclui o índice de *stringency* na área do euro no primeiro e segundo trimestre de 2020. Modelos com expectativas T+2 e T+5 correspondem ao modelo discutido na Secção 3.3 com expectativas de inflação dois e quatro/cinco anos à frente do SPF. A taxa de juro real *ex-ante* é calculada como a diferença entre a taxa de juro nominal interbancária a 3 meses na área do euro e a expectativa de inflação total dois anos à frente do SPF. Barras a cinzento marcam os períodos de recessão conforme a datação da *Euro Area Business Cycle Network* — EABCN.

Fontes: BCE, Eurostat, EABCN, Refinitiv e cálculos do autor.

de política monetária não convencional têm no grau de acomodação<sup>18</sup>. Esta distinção deve ser tida em especial atenção na área do euro, onde a política monetária não convencional foi amplamente utilizada no período de baixa inflação.

## 5. Considerações para a política monetária

A estimação da taxa de juro natural tem particular relevância para a política monetária. Os bancos centrais utilizam taxas de juro nominais como o seu instrumento principal para atingir os seus mandatos, com o objetivo de estimular ou abrandar a atividade económica e, dessa forma, influenciar o comportamento da inflação. A taxa de juro natural permite inferir a que níveis é que as taxas se devem situar para levar ao grau desejado de acomodação. No entanto, a aplicabilidade prática da taxa de juro natural apresenta alguns desafios. Em primeiro lugar, assim como discutido anteriormente, a taxa de juro natural é uma variável não observável e com estimativas altamente incertas que utilizam observações de variáveis económicas com algum desfasamento temporal. Em segundo lugar, as estimativas da taxa de juro natural apresentam alguma variabilidade, pelo que, se os bancos centrais quisessem basear as suas decisões de política na taxa de juro natural poderiam ter de realizar subidas e descidas relativamente acentuadas de taxas de juro independentemente das condições económicas e financeiras. Assim, a incerteza em torno da estimação da taxa de juro natural dificulta a sua utilização.

No entanto, a taxa de juro natural pode ter um papel relevante na comunicação dos bancos centrais para ancorar as expectativas de taxas de juro no longo prazo. Por definição, as taxas de juro observadas deverão tender para níveis em torno da taxa de juro natural no longo prazo. Isto leva a várias considerações relevantes para a política monetária.

Em primeiro lugar permite uma avaliação da capacidade do instrumento de taxas de juro para estimular a economia. A tendência decrescente observada da taxa de juro natural da área do euro e noutras economias avançadas implica que as taxas de juro de política se situem em níveis mais baixos do que aqueles registados no passado, pelo que a margem disponível para os bancos centrais baixarem as taxas de juro será menor dada a existência de um limiar inferior efetivo (*effective lower bound*). De facto, as implicações de uma taxa de juro natural mais baixa na atuação dos bancos centrais é um tema amplamente discutido<sup>19</sup> e que em parte motivou a revisão de estratégia de política

---

18. Alguns autores apresentam metodologias para medir o grau de acomodação monetária que captam explicitamente o impacto de medidas de política monetária não convencional. Veja-se por exemplo Wu e Xia (2016) e Krippner (2013).

19. Andrade *et al.* (2021) discutem qual o objetivo de inflação ótimo tendo em conta o nível da taxa de juro natural da área do euro. A conclusão suporta que uma taxa de juro natural mais baixa deve levar a um objetivo de inflação mais elevado de forma a evitar que a economia se aproxime do *effective lower bound* das taxas de juro.

monetária da Reserva Federal em 2019 e a revisão de estratégia de política monetária do Banco Central Europeu em 2020/21<sup>20</sup>.

Em segundo lugar, a taxa de juro natural pode ancorar o nível das taxas de juro no longo prazo, que por sua vez é importante para garantir a estabilização das expectativas de inflação num nível consistente com os objetivos de inflação dos bancos centrais. A relação no longo prazo entre o nível de inflação e a taxa de juro é habitualmente descrita pela relação de Fisher:

$$i_t = r_t + E_t[\pi_{t+1}] \quad (15)$$

onde  $i_t$  representa uma taxa de juro nominal sem risco,  $r_t$  a taxa de juro real de equilíbrio (natural) e  $\pi_{t+1}$  a taxa de inflação no período seguinte. Sob a hipótese de que os bancos centrais não conseguem influenciar a taxa de juro natural, existe uma relação direta entre o nível da inflação e a taxa de juro nominal no longo prazo. Assim, e utilizando as estimativas de taxa de juro natural apresentadas na Secção 4 juntamente com o objetivo de médio prazo para a inflação do BCE de 2% obtemos que as taxas de juro nominais no longo prazo consistentes com esta relação devem situar-se em torno de 2,5%. Este resultado tem especial importância no contexto atual em que o BCE está a subir as suas taxas de política para controlar a subida acentuada da inflação. Qualquer trajetória escolhida para a taxa de juro de política deve implicar um retorno a níveis consistentes com o nível da taxa de juro natural e o objetivo de inflação. Se for criada a expectativa que as taxas de juro vão permanecer num nível mais elevado durante um período longo poderá dar-se o caso de as expectativas de inflação se ajustarem em alta para garantir a consistência de longo prazo. Assim, uma comunicação que clarifique o nível das taxas de juro no longo prazo pode suportar a ação dos bancos centrais para atingir os seus objetivos de estabilidade de preços.

Apesar de o BCE não o fazer explicitamente, outros bancos centrais comunicam as suas expectativas para o nível das taxas de juro no longo prazo. Por exemplo, a Reserva Federal desde 2012 divulga em conjunto com o Sumário de Projeções Económicas (*Summary of Economic Projections*) as perspetivas dos membros do *Federal Open Market Committee* (FOMC) para o nível da taxa de política (*federal funds rate*) no longo prazo. Apesar deste nível de taxas não ser diretamente a taxa de juro natural dos Estados Unidos, é usualmente interpretado como a estimativa dos membros do FOMC para taxa de juro natural somado ao objetivo de inflação de 2% da Reserva Federal. Existe evidência (Hillenbrand (2023)) que revisões sobre as perspetivas dos membros do FOMC para a taxa de política de longo prazo têm impacto significativo sobre as taxas de mercado de longo prazo. Este resultado pode indicar que os bancos centrais podem ter benefícios em dar algum tipo de orientação sobre os níveis das taxas de juro a prazos

---

20. No lançamento da revisão de estratégia do BCE é dito "Desde 2003, verificam-se alterações estruturais profundas na economia da área do euro e na economia mundial. A diminuição do crescimento tendencial, em resultado do abrandamento da produtividade e do envelhecimento da população, bem como o legado da crise financeira levaram a uma descida das taxas de juro, restringindo a margem do BCE e de outros bancos centrais para reduzir a restritividade da política monetária através de instrumentos convencionais em resposta a uma evolução cíclica adversa".

mais longos com vista a garantir estabilidade das expetativas de inflação e, dessa forma, facilitar a persecução dos seus objetivos de inflação.

## 6. Conclusão

A estimação da taxa de juro natural é relevante para a condução da política monetária. A taxa de juro natural não só permite avaliar o grau de acomodação da política monetária como também pode ser vista como o nível para onde as taxas de juro de uma economia devem convergir no longo prazo. No entanto, por ser uma variável não observável, qualquer inferência sobre a sua evolução tem de ser feita com base em estimativas.

Este estudo apresenta estimativas para a taxa de juro natural da área do euro com base no modelo desenvolvido por Holston *et al.* (2017), adaptando-o para o período pandémico e acrescentando um papel explícito para as expetativas de inflação. Apesar da incerteza inerente a esta metodologia, as estimativas apontam que a taxa de juro natural na área do euro tem apresentado uma tendência decrescente desde o início da década de 70 até 2019, em linha com as estimativas para outras economias avançadas. Os movimentos de descida tendem a acontecer nos períodos de crise económica, especialmente após a crise financeira global em 2007/08. Os resultados apontam que no final de 2022 a taxa de juro natural da área do euro se situava em torno de 0,5%.

Avaliando os resultados para o hiato da taxa de juro real, é possível concluir que a política monetária na área do euro tendeu a tornar-se mais acomodatória após os períodos de crise económica. Em particular, entre 2008 e 2019 a estimativa deste hiato foi sempre negativa, em linha com a política do Banco Central Europeu. Recentemente, esta medida avaliada com taxas reais *ex-post* situa-se em níveis bastante negativos, sinalizando um elevado grau de acomodação. Esta acomodação não se deve diretamente às decisões de política monetária, mas à subida rápida e significativa da inflação registada na área do euro que leva a uma queda significativa das taxas reais observadas. Avaliando o hiato da taxa de juro real com taxas reais *ex-ante* é visível uma subida muito mais significativa do hiato da taxa real durante 2022, em linha com a política seguida pelo Banco Central Europeu que está a reduzir o grau de acomodação da política monetária para reduzir a inflação e atingir o seu objetivo de estabilidade de preços.

A utilização da taxa de juro natural na condução explícita da política monetária apresenta alguns desafios. Uma política monetária que procure colocar a taxa de juro ao nível da taxa de juro natural pode não ser desejável, uma vez que existe elevada incerteza sobre qualquer estimativa e pode levar a decisões que podem não ser as mais adequadas no contexto económico vigente. No entanto, a utilização da taxa de juro natural na comunicação de política monetária pode ter um papel crucial para garantir a consistência das expetativas de taxas de juro com os objetivos de inflação. Qualquer trajetória de política que não implique o retorno da taxa de juro de política aos níveis consistentes com a taxa de juro natural e com o objetivo de inflação pode levar a perdas de credibilidade dos bancos centrais. O exemplo da Reserva Federal é evidência de que uma comunicação sobre níveis da taxa de juro no longo prazo pode influenciar as expetativas de taxas de juro de mercado de longo prazo.

## Referências

- Andrade, P., J. Gali, e H. Bihan e J. Matheron (2021). "Should the ECB adjust its strategy in the face of a lower  $r^*$ ." *The Journal of Economic Dynamics and Control*, 132(104207).
- Barsky, R., A. Justiniano, e L. Melosi (2014). "The Natural Rate of Interest and Its Usefulness for Monetary Policy." *The American Economic Review*, 104(5), 37–43.
- Bielecki, M., M. Brzoza-Brzezina, e M. Kolasa (forthcoming). "Demographics, Monetary Policy and the Zero Lower Bound." *Journal of Money, Credit and Banking*.
- Brand, C., M. Bielecki, e A. Penalver (2018). "The natural rate of interest: estimates, drivers and challenges to monetary policy." *ECB Occasional Paper Series*, (217).
- Brand, C. e F. Mazelis (2019). "Taylor-rule consistent estimates of the natural rate of interest." *ECB Working Paper Series*, (2257).
- Del Negro, M., D. Giannone, M. P. Giannoni, e A. Tambalotti (2017). "Safety, Liquidity and the Natural Rate of Interest." *Brookings Papers on Economic Activity*, Spring(48), 235–316.
- Fagan, G., J. Henry, e R. Mestre (2001). "An Area-wide Model (AWM) for the Euro Area." *ECB Working Paper Series*, (42).
- FMI (2023). *World Economic Outlook: A Rocky Recovery*, chap. The Natural rate of Interest: Drivers and Implications for Policy, pp. 45–67. IMF Library, Washington DC., April.
- Gali, J. (2008). *Monetary Policy, Inflation, and the Business Cycle: An Introduction to the New Keynesian Framework*. Princeton University Press, Princeton.
- Hale, T., N. Angrist, R. Goldszmidt, B. Kira, A. Petherick, T. Phillips, S. Webster, E. Cameron-Blake, L. Hallas, S. Majumdar, e H. Tatlow (2021). "A global panel database of pandemic policies (Oxford COVID-19 Government Response Tracker)." *Nature Human Behaviour*, 5, 529–538.
- Hamilton, J. (1986). "A Standard Error for the Estimated State Vector of a State-Space Model." *Journal of Econometrics*, 33, 387–397.
- Hillenbrand, S. (2023). "The Fed and the Secular Decline in Interest Rates." *Working Paper*.
- Holston, K., T. Laubach, e J. C. Williams (2017). "Measuring the Natural Rate of Interest: International trends and determinants." *Journal of International Economics*, 108, S59–S75.
- Holston, K., T. Laubach, e J. C. Williams (2020). "Adapting the Laubach and Williams and the Holston, Laubach and Williams Models to the COVID-19 Pandemic." *Methodological Note*.
- Jorda, O., S. R. Singh, e A. M. Taylor (2022). "Longer-run Economic Consequences of Pandemics." *The Review of Economics and Statistics*, 104(1), 166–175.
- Krippner, L. (2013). "Measuring the stance of monetary policy in zero lower bound environments." *Economic Letters*, 118, 135–138.
- Krustev, G. (2019). "Journal of Economic Behavior and Organization." *The natural rate of interest and the financial cycle*, 162, 193–210.
- Laubach, T. e J. C. Williams (2003). "Measuring the Natural Rate of Interest." *The Review of Economics and Statistics*, 85(4), 1063–1070.

- Lopez-Salido, D., G. Sanz-Maldonado, C. Schippits, e M. Wei (2020). "Measuring the Natural Rate of Interest: The Role of Inflation Expectations." *FEDS notes - Board of Governors of the Federal Reserve System*.
- Luzzetti, M., B. Ryan, J. Weidner, e A. Yang (2022). "(R-)Star gazing: Macro drivers suggest real neutral rate may have risen." *SUERF Policy Brief*, (472).
- Mongelli, F., W. Pointner, e M. Van den End (2022). "The effects of climate change on the natural rate of interest: a critical survey." *ECB Working Paper Series*, (2744).
- Neri, S. e A. Gerali (2019). "Natural rates across the Atlantic." *Journal of Macroeconomics*, 62(103019).
- Papetti, A. (2021). "Demographics and the natural real interest Rate: historical and projected paths for the euro area." *Journal of Economic Dynamics and Control*, 132(104209).
- Pedersen, J. (2015). "The Danish Natural Real Rate of Interest and Secular Stagnation." *Danmarks Nationalbank Working Paper*, (94).
- Rachel, L. e T. D. Smith (2015). "Secular drivers of the global real interest rate." *Bank of England Staff working Paper*, (571).
- Reis, R. (2022). "Which r-star, public bonds or private investment? Measurement and Policy implications." *Working Paper*.
- Taylor, J. B. (1993). "Discretion versus Policy Rules in Practice." *Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy*, 39, 195–214.
- Wicksell, K. (1898). *Interest and Prices: A study of the causes regulating the value of money*. Macmillan, London - English translation by R. F. Kahn in 1936.
- Woodford, M. (2003). *Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy*. Princeton University Press, Princeton.
- Wu, J. e F. Xia (2016). "Measuring the Macroeconomic Impact of Monetary Policy at the Zero Lower Bound." *Journal of Money, Credit and Banking*, 48, 253–291.

## Apêndice: Descrição dos dados

Neste anexo é apresentado um quadro resumo dos dados utilizados para a estimação da taxa de juro natural de acordo com as metodologias discutidas no estudo.

| Variável                       | Dados   | Fonte                       |
|--------------------------------|---|-----------------------------|
| PIB                            | PIB na área do euro (1970-2022)   | Area Wide Model e Eurostat  |
| Inflação                       | IHPC total (1970-1987); IHPC exc. energia (1988-1995) e IHPC exc. enegia e alimentares (1996-2022) na área do euro                    | Area Wide Model e Eurostat  |
| Taxa de juro nominal           | Euribor a 3 meses (1970-2022)   | Area Wide Model e Refinitiv |
| Stringency                     | Agregação da média trimestral do OSI dos países da área do euro com base no peso da população   | Oxford Stringency Index     |
| Expetativas de inflação        |   |                             |
| HLW - extensão com ajustamento | -   | -                           |
| Modelo com expetativas T+2     | Inflação observada em média nos quatro trimestres anteriores (1970-1998); Expetativas de inflação total 2 anos à frente (1999-2022)   | Area Wide Model e BCE (SPF) |
| Modelo com expetativas T+5     | Inflação observada em média nos quatro trimestres anteriores (1970-2000); Expetativas de inflação total 4/5 anos à frente (2001-2022) | Area Wide Model e BCE (SPF) |

### QUADRO A.1. Descrição dos dados

Como é apresentado no quadro, a série de inflação considerada utiliza dados de três séries diferentes do IHPC. Isto resulta da inexistência de dados desde 1970 para a inflação subjacente no *Euro Area-Wide Model*. Assim, é construído um índice com base nos agregados disponíveis. Desde 1970 a 1987 a medida considerada é a inflação total, entre 1988 e 1995 é utilizada a medida do IHPC excluindo bens energéticos e desde 1996 a medida do IHPC excluindo alimentares e energéticos. É importante salientar que esta agregação implica que a série de inflação utilizada no modelo tem potencialmente duas quebras de série. Este tratamento é também utilizado por Holston *et al.* (2017) nas estimativas da taxa de juro natural da área do euro.



## Sumário não técnico

Julho 2023

---

### **Compras de ativos em larga escala pelo banco central e realocação do risco**

*Bernardino Adão e Alberto López Martín*

Na sequência da crise económica de 2008, de dimensão sem precedentes no pós-guerra, os bancos centrais recorreram a medidas não convencionais de política monetária. Uma dessas medidas foi comprar quantidades muito elevadas de ativos financeiros para melhorar as condições de financiamento dos agentes económicos.

Este estudo ilustra, com recurso a um modelo simples, que o banco central, ao fazer compras em larga escala de ativos, pode diminuir o risco na economia, estabilizar as variáveis macroeconómicas e aumentar o bem-estar dos consumidores. O modelo considera dois tipos de participantes nos mercados financeiros: consumidores e intermediários financeiros (bancos). Os consumidores não têm experiência necessária para comprar ativos com risco, pelo que, em vez disso, depositam a sua riqueza financeira nos bancos, a qual é remunerada a uma taxa de juro sem risco. Os bancos, por sua vez, compram ativos com risco e com uma taxa de rentabilidade média superior à dos depósitos.

Numa situação de crise, a rentabilidade dos ativos com risco diminui. Por conseguinte, a riqueza relativa dos bancos também diminui, aumentando a riqueza relativa dos consumidores. O aumento da riqueza relativa dos consumidores faz descer a taxa de juro sem risco e aumenta o prémio que os investidores exigem para investir em ativos de risco (o chamado “prémio de risco”).

O modelo assume que o banco central emite o ativo sem risco e usa os fundos assim obtidos para comprar o ativo com risco; adicionalmente, distribui os dividendos líquidos desta operação financeira, via Tesouro, pelos agentes económicos. Como parte dos dividendos é canalizada para os consumidores, que não participam no mercado do ativo com risco, o risco de mercado diminui. Assim, em resultado da atuação do banco central, o prémio de risco na economia diminui. As flutuações do investimento e consumo também são menores e os consumidores têm um nível de bem-estar superior ao que teriam se o banco central não fizesse compras em grande escala de ativos.



# Compras de ativos em larga escala pelo banco central e realocação do risco

**Bernardinho Adão**  
Banco de Portugal

**Alberto López Martín**  
ISEG, U. Lisboa

Julho 2023

## Resumo

As crises têm algumas características comuns: aumento do prémio de risco, queda da taxa de juro real sem risco, e fuga para ativos de qualidade, entre outras. Este estudo analisa os efeitos das compras de ativos em larga escala sobre o preço de mercado do risco e a taxa de juro sem risco. Observamos que quando o banco central se financia através da emissão de dívida sem risco para comprar ativos com risco, há uma redução do risco na economia, uma vez que o risco é transferido para os agentes que não participam no mercado. As compras em grande escala de ativos pelo banco central reduzem a exposição dos balanços dos intermediários a choques de capital, levando a uma redução do prémio de risco e a um aumento da taxa de juro sem risco. (JEL: E21, E60, F40)

---

## 1. Introdução

**E**m recessões, o prémio de risco aumenta e a taxa de juro real sem risco diminui. Abaixo apresentamos gráficos que ilustram estes fatos estilizados. O gráfico 1 mostra a evolução do TED spread, que é definido como a diferença entre a taxa de juro nos empréstimos interbancários e a taxa de juro da dívida a 3 meses ("T-Bills") do governo dos Estados Unidos. O TED spread é um indicador do risco de crédito na economia, uma vez que os T-bills são considerados terem um risco pequeno, enquanto a LIBOR reflete o risco de crédito dos empréstimos aos bancos comerciais. Um aumento no TED spread é um sinal de que os credores acreditam que o risco de incumprimento nos empréstimos interbancários é maior. Isto é, os credores interbancários exigem uma taxa de juro mais alta nos empréstimos ou aceitam remunerações menores em investimentos seguros, como os T-bills.

Outra medida do prémio de risco é a diferença entre a taxa de rentabilidade dum ativo com risco elevado, como um título do Tesouro de longo prazo, e a taxa de rentabilidade dum ativo com risco baixo, como um título do Tesouro de curto prazo. O gráfico 2 mostra a evolução da diferença entre a taxa de rentabilidade da dívida do

---

Nota: As análises, opiniões e conclusões aqui expressas são da exclusiva responsabilidade dos autores e não refletem necessariamente as opiniões do Banco de Portugal ou do Eurosistema.

E-mail: badao@bportugal.pt;

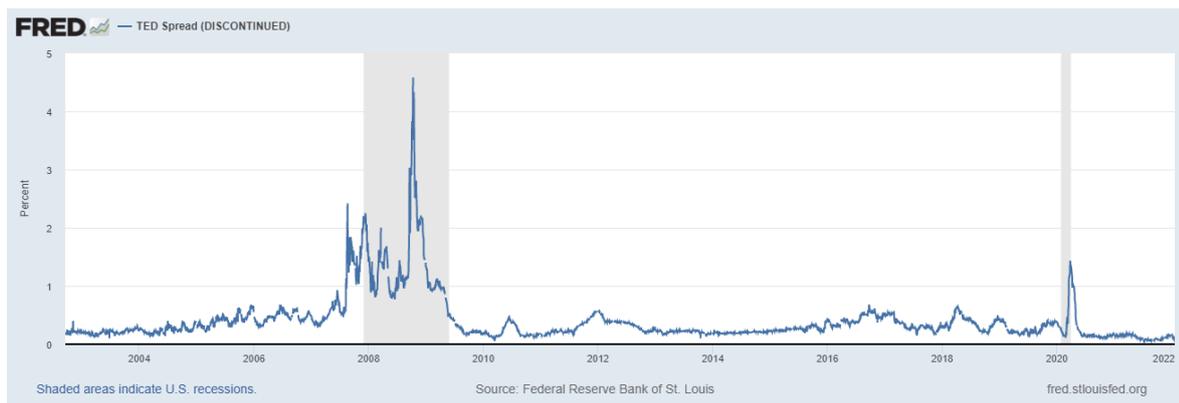


GRÁFICO 1: TED spread: 3M USD LIBOR – 3M Treasury Bill

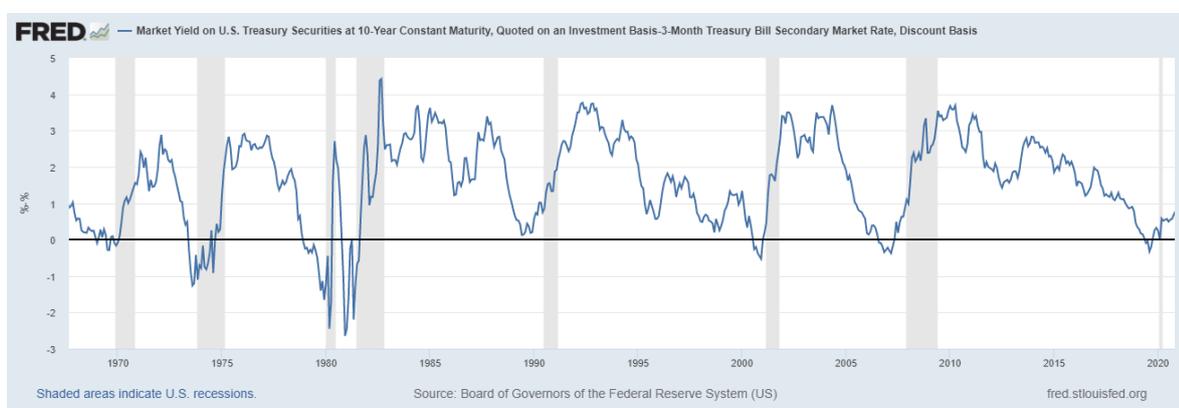


GRÁFICO 2: 10Y Treasury yield – 3M Treasury Bill

Tesouro a 10 anos e da T-Bill a 3 meses. De acordo com o gráfico essa variável aumenta em períodos de recessões.

A taxa de juro real sem risco diminui nas recessões. O gráfico 3 mostra a evolução da taxa de juro real sem risco medida como a diferença entre a taxa da T-bill a 3 meses e um indicador de inflação esperada, como o obtido através do Sticky Price Consumer Price Index. O Sticky Price Consumer Price Index é um índice de preços para um subconjunto de bens e serviços incluídos no IPC que mudam de preço com menos frequência. Acredita-se que a evolução dos preços desses bens e serviços dão uma informação mais precisa das expectativas da inflação futura do que a evolução do IPC que inclui também bens e serviços cujos preços mudam com mais frequência. Ver: Bryan e Meyer (2010).

A crise de 2007-08 exigiu que os bancos centrais de todo o mundo expandissem a sua caixa de ferramentas de política monetária na tentativa de aliviar as condições de crédito e comprimir os prémios de risco. O choque de 2007-08, associado à crise da dívida soberana que se seguiu, conduziu as economias a situações em que os instrumentos convencionais de política monetária não conseguiram suportar uma recuperação económica sustentada. As regras de Taylor recomendariam cortar as taxas de juros nominais bem abaixo de zero, mas isso não foi possível devido ao limite inferior da taxa de juro nominal. Além disso, perto do limite inferior, a relação funcional entre

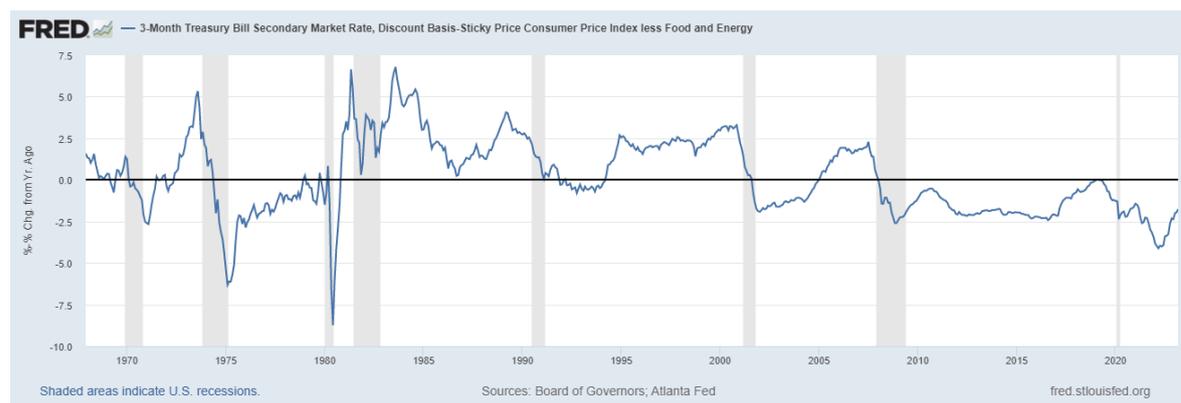


GRÁFICO 3: 3M T-bill – inflação do IPC (sem alimentação e energia)

variações nas taxas de juro oficiais e as restantes taxas de juro do mercado é muito incerta.

A flexibilização quantitativa (quantitative easing) e a compra de grandes quantidades de ativos financeiros tornaram-se ferramentas importantes das autoridades monetárias em virtude do limite inferior nas taxas de política. Ao reduzir a oferta ao setor privado de ativos com risco (por exemplo, devido ao seu longo prazo de vencimento) e aumentar a oferta de ativos de menor risco (por exemplo, reservas bancárias), os bancos centrais esperavam reduzir as taxas de juro nos mercados de longo prazo, e assim canalizar mais empréstimos para consumidores e empresas. As compras de ativos com risco assumiram diversas formas: títulos do Tesouro de longo prazo, títulos privados, e ações de instituições financeiras, entre outras. Além disso, os bancos centrais forneceram recursos a agentes que normalmente não têm acesso ao dinheiro do banco central, como emissores de papel comercial, fundos do mercado monetário e agências governamentais emissoras de títulos com garantias hipotecárias, entre outros. Todos os bancos centrais das economias avançadas implementaram este tipo de medidas em diferentes proporções para mitigar os efeitos da crise financeira global de 2008.

As políticas monetárias não convencionais conduzidas em resposta à crise de 2008 continuaram a ser usadas em vários graus até a recente crise pandémica em 2020. Refletindo os programas de compra líquida de ativos em vigor, isso levou a um aumento substancial do balanço dos bancos centrais. O gráfico 4 apresenta a evolução dos balanços do Eurosistema, da FED e do BoJ (em valores absolutos e em percentagem do PIB) nas últimas décadas.

A contribuição deste estudo é teórica. Consideramos um modelo simples que se baseia no modelo com agentes heterogêneos introduzido por Brunnermeier e Sannikov (2017), que, por sua vez, segue Basak e Cuoco (1998), para desvendar alguns dos efeitos macro das medidas não convencionais de política monetária. Em particular, mostramos como a política monetária não convencional afeta o prêmio de risco e a taxa de juro sem risco.

Consideramos uma economia com dois tipos de agentes racionais: uns designamos por especialistas financeiros, com o know-how necessário para acumular um ativo de risco (capital), e os outros designamos por famílias, que compram a dívida sem risco

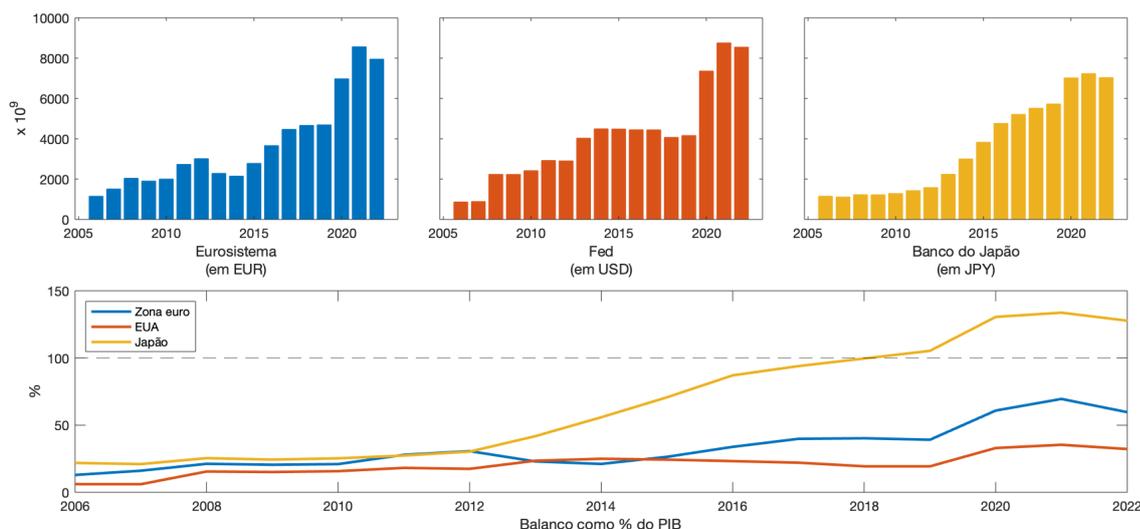


GRÁFICO 4: Balanços do Eurosistema, do FED e do BoJ

emitida pelos especialistas. Os fundos obtidos com a emissão desta dívida sem risco são usados pelos especialistas para comprar os ativos com risco. Além disso, existe um banco central. O banco central redistribui o risco na economia emitindo títulos sem risco para comprar capital, e transferindo dividendos (via Tesouro) para as famílias.

Ao resolver este modelo, obtemos expressões analíticas para a taxa de juro sem risco e para a evolução da riqueza relativa do setor especialista. A partir destas expressões mostramos que um choque negativo no capital dos intermediários reduz a sua capacidade de comprar ativos com risco e, como consequência, o prémio de risco na economia aumenta. Descrevemos também como, quando o banco central compra ativos com risco e emite dívida sem risco, há uma redução do risco total na economia, uma vez que esse risco é transferido para agentes económicos que não participam no mercado. As compras de ativos realizadas pelo banco central alteram o equilíbrio da economia, levando a uma diminuição do preço de mercado do risco e a um aumento da taxa de juro sem risco.

O resto deste estudo está organizado da seguinte forma. A Seção 2 revê a literatura relevante. A seção 3 apresenta o modelo, descreve o equilíbrio na economia e explica como a política monetária não convencional afeta o equilíbrio. A seção 4 apresenta as conclusões.

## 2. Revisão da literatura

Iniciamos esta seção discutindo as razões que podem levar a que o tamanho e a composição do balanço patrimonial do banco central afetem o equilíbrio. Neil Wallace escreveu o artigo pioneiro sobre esta questão com o título "A Modigliani-Miller Theorem for Open-Market Operations". Wallace (1981) estabeleceu, no contexto de um modelo de gerações sobrepostas, que, sob a hipótese de que os mercados são completos, nem o tamanho nem a composição do balanço do banco central afetam o equilíbrio da economia. No seu modelo, o dinheiro serve apenas como reserva de

valor, pois não facilita as transações. Outros autores confirmaram esse resultado em ambientes diferentes ou mais gerais. Peled (1985) estabeleceu que as operações de mercado aberto de moeda e títulos indexados são neutrais no sentido real, apesar de terem características de risco diferentes. Chamley e Polemarchakis (1984) estabeleceu o resultado de Wallace para mercados incompletos. Sargent e Smith (1987) estabeleceu o resultado da neutralidade para uma economia particular onde a moeda tem uma taxa de rentabilidade inferior à dos outros ativos.

O resultado da neutralidade é surpreendente porque as operações de mercado aberto têm sido o principal instrumento da política monetária, e a política monetária é considerada como afetando a economia. De fato, apesar dos objetivos da política monetária terem mudado ao longo do tempo, seja visando o preço das reservas ou os agregados monetários, o principal instrumento continuou a ser sempre o mesmo: as operações de mercado aberto, Bindseil (2014). Assim, o resultado teórico parecia não se aplicar à realidade das operações dos bancos centrais.

Eggertsson e Woodford (2003) explicam a razão porque em geral o resultado da neutralidade Wallace (1981) não se aplica às operações de mercado aberto com reservas. As reservas (e a base monetária em geral) são ativos que têm retornos não pecuniários, pois ajudam a mitigar as fricções nas transações. Ao contrário de outros ativos financeiros, a base monetária fornece serviços de transações, relaxando as restrições que, de outra forma, restringiriam as transações que os detentores do ativo podem realizar.

No entanto, existe uma situação em que a neutralidade de Wallace ainda se mantém mesmo para operações de mercado aberto com reservas. Quando a taxa de juro nominal é zero, deixa de haver escassez de moeda, pois o seu custo de oportunidade é zero. Nesse caso as vantagens não pecuniárias das reservas são nulas, e as operações de mercado aberto com reservas também não deveriam ter efeitos. Assim, dado que desde 2008 até recentemente a taxa nominal de juro tem sido aproximadamente zero, então a estratégia de "flexibilização quantitativa" utilizada durante este período não deveria ter sido eficaz em fornecer estímulo monetário à economia.

O resultado da neutralidade depende da existência de mercados financeiros sem fricções. Nesse caso, o preço de um ativo é igual ao valor presente de seus rendimentos estocásticos futuros, onde o valor presente é calculado usando um fator de desconto estocástico padrão. Por exemplo, numa economia modelo simples, com mercados completos, o fator de desconto estocástico é único e é determinado pela taxa marginal de substituição entre o consumo atual e o consumo nos diferentes estados da natureza futuros. Se as trocas de ativos entre o banco central e o setor privado não alterarem a quantidade real de recursos disponíveis para consumo em cada estado da natureza, a taxa marginal de substituição do consumo nos diferentes estados da natureza também não mudará. Assim, o fator de desconto não mudará e os preços dos ativos não se alterarão porque os seus retornos em cada estado da natureza não mudaram.

Suponhamos, por exemplo, que o banco central decide, através duma operação de mercado aberto, ter uma carteira com mais risco, o que resulta nos investidores privados deterem uma carteira com menos risco. Para tornar as coisas mais concretas, suponhamos que, após a operação de mercado aberto, a carteira do banco central tem uma rentabilidade menor no caso de uma pandemia, enquanto a carteira do setor

privado tem uma rentabilidade semelhante em todos os estados da natureza. Esta mudança na carteira do banco central não faz com que o risco desapareça da economia. A rentabilidade da carteira do banco central será menor no estado com pandemia, e isso implicará que menos dividendos serão distribuídos ao Tesouro, o que por sua vez significa que as transferências deste para o setor privado serão menores naquele estado. Portanto, o rendimento das famílias após as transferências permanecerá inalterado nesse estado e em todos os outros estados da natureza. Isso significa que o fator de desconto estocástico também permanecerá inalterado e, portanto, a operação de mercado aberto não alterará os preços dos ativos.

O resultado da irrelevância do balanço do banco central é mais fácil de provar se houver uma família representativa, mas permanece verdadeiro mesmo que não seja esse o caso. O resultado é verdadeiro mesmo que as famílias sejam heterogêneas, elas podem ter diferentes aversões ao risco, diferentes perfis temporais de rendimentos, diferentes tipos de risco de rendimento que os mercados não cobrem, etc. A suposição crucial, como Chamley e Polemarchakis (1984), Cúrdia e Woodford (2011), d'Avernas *et al.* (2019) e Silva (2020) mostram, é todos os investidores poderem comprar ou vender quantidades arbitrárias dos mesmos ativos aos mesmos preços.

Sob esta hipótese, se o banco central fizer uma operação de mercado aberto que mude o rendimento contingente (ao estado) das famílias, então as famílias devem querer negociar nos mercados financeiros para desfazer os efeitos da operação do banco central. Suponhamos que uma parcela  $x_h$  do rendimento da carteira do banco central é distribuída, pelo Tesouro, à família  $h$ . Se o banco central decidir, por meio de uma operação de mercado aberto, manter uma carteira com mais risco, o que implica os investidores privados deterem uma carteira com menos risco, então a família  $h$  deve querer refazer a sua carteira de ativos de modo a anular exatamente a fração  $x_h$  da operação do banco central, e assim garantir o fluxo de consumo contingente (ao estado) que ela tinha antes da intervenção do banco central.

A noção relevante da riqueza das famílias é a soma da sua carteira e o valor presente das transferências futuras descontadas do banco central para as famílias, via Tesouro. Assim, a exposição relevante ao risco das famílias inclui tanto o risco financeiro da sua carteira como o risco associado à carteira do banco central, e transmitido às famílias através das transferências. Se, através duma operação de mercado aberto, o banco central aumentar a sua exposição aos ativos com maior risco, as famílias têm um incentivo para reduzir sua própria exposição ao risco, de modo a manter constante sua exposição total ao risco. Se a sua exposição total ao risco não mudar, os preços dos ativos e as variáveis macroeconômicas também não mudarão. Este resultado é mais fácil de provar com mercados completos, mas continua a ser verdadeiro em mercados incompletos. O resultado da neutralidade mantém-se desde que as transferências possam ser replicadas (ou desfeitas) refazendo a carteira de ativos financeiros.

Em contraste, a maior parte da literatura empírica parece concluir que a "flexibilização quantitativa" teve efeitos sobre as economias.<sup>1</sup> Existem muitos trabalhos

---

1. Para uma interpretação cética da evidência, pode-se consultar Stroebel e Taylor (2012) e Taylor (2009).

empíricos que estudam os efeitos de compras em grande escala de ativos para diferentes jurisdições. Krishnamurthy e Vissing-Jorgensen (2011) avalia o efeito dos programas de flexibilização quantitativa do Federal Reserve sobre as taxas de juros. Segundo os autores, a influência do Fed foi maior sobre os prêmios de risco dos ativos alvos dos programas. Por exemplo, o QE1 (2008-09) teve um grande efeito na redução das taxas dos empréstimos hipotecários, em parte devido ao fato de que o QE1 envolveu grandes compras de títulos garantidos por hipotecas (MBS) de certas agências. Por sua vez, o QE2 (2010-11), que envolveu apenas compras de títulos do Tesouro, impactou principalmente as taxas das obrigações do Tesouro, e menos os MBS e as taxas das obrigações das empresas privadas.

Foi também desenvolvido trabalho na identificação de diferentes canais através dos quais os LSAPs transmitem os seus efeitos à economia real Kojen *et al.* (2017); Krishnamurthy e Vissing-Jorgensen (2011); Vayanos e Vila (2021). Krishnamurthy *et al.* (2017) estudaram o efeito dos programas do Banco Central Europeu (BCE), ou seja, o Programa de Mercados de Títulos (SMP), a estrutura Outright Monetary Transactions (OMT) e as operações de refinanciamento de longo prazo (LTROs). O seu interesse centrou-se nos canais pelos quais o SMP e o OMT afetaram os rendimentos dos títulos soberanos dos chamados países GIIPS, bem como no rendimento das ações. Vários outros autores também estudaram o efeito dos programas LSAP sobre os empréstimos bancários ao setor privado (Andrade *et al.* (2015); Carpinelli e Crosignani (2017); Fonseca *et al.* (2015); Garcia-Posada e Marchetti (2016)). Estudos empíricos também foram realizados para avaliar o efeito do QE em diferentes tipos de ativos (De Santis e Zaghini (2021); Albertazzi *et al.* (2021); Balcilar *et al.* (2020); Farinha e Vidrago (2021); Lewis e Roth (2019); Guo *et al.* (2020)).

Com fricções financeiras, o resultado da neutralidade de Wallace não se verifica. Uma simples modificação do modelo assumida por muitos autores, como Chamley e Polemarchakis (1984), Cúrdia e Woodford (2011), d’Avernas *et al.* (2019) e Silva (2020), é assumir que os mercados financeiros são segmentados. Esses autores assumem que os investidores são heterogêneos, ou seja, nem todos os investidores têm oportunidades iguais de investir em todos os ativos nas mesmas condições. Pode ser que apenas alguns especialistas tenham o conhecimento necessário para investir em alguns ativos ou, por lei, que alguns agentes não tenham acesso a um determinado mercado: por exemplo, os “shadow-banks” não têm acesso às reservas do banco central. Assim, quando o banco central compra um dado ativo, as transferências do banco central para os investidores, via Tesouro, têm mais risco de rendimento que está correlacionado com os retornos daquele ativo específico. Os investidores podem querer ter menos desse risco, mas como não têm esse ativo na sua carteira e não podem vender a descoberto, isso não é possível.

O nosso modelo, assume que nem todos os participantes no mercado financeiro podem negociar o mesmo conjunto de instrumentos financeiros ao mesmo custo. Assumimos que alguns participantes não têm a experiência necessária para conceder crédito diretamente às empresas, pelo que têm de depositar os seus fundos em intermediários competitivos que, por sua vez, oferecem empréstimos às empresas. Ao realizar operações de mercado aberto, o banco central pode conceder crédito a empresas e emitir dívida sem risco. Como os choques afetam a riqueza relativa dos intermediários,

eles afetam o investimento e a oferta de ativos com risco na economia. O banco central pode modificar o risco na economia comprando o ativo com risco, emitindo o ativo sem risco e canalizando os dividendos associados ao ativo com risco para os agentes que não participam ao mercado.

### 3. O modelo

O nosso modelo baseia-se no modelo de Brunnermeier e Sannikov (2017) que por sua vez é baseado no artigo de Basak e Cuoco (1998). O modelo original estuda a dinâmica de equilíbrio de uma economia com fricções financeiras e o efeito da desintermediação financeira em situações de crise. O modelo é uma economia de horizonte infinito com produção, agentes heterogêneos e fricções financeiras. Modificamos o modelo original introduzindo um banco central que faz política monetária não convencional. Além do banco central, existem dois outros tipos de agentes: especialistas financeiros e famílias. Existe um continuum (com massa um) de cada tipo de agente. A tecnologia de produção usa capital para produzir bens finais e há custos de ajustamento do investimento. Existe um ativo com risco e um ativo sem risco. Os mercados financeiros são segmentados, apenas os especialistas e o banco central podem negociar o ativo com risco. O banco central e os especialistas financiam as suas compras do ativo com risco emitindo obrigações sem risco que são compradas pelas famílias. A política monetária não convencional consiste em comprar capital com o rendimento obtido com a emissão de obrigações, e transferir para as famílias os lucros (ou perdas) associados a esta operação.

As transferências devem ser interpretadas como sendo feitas via Tesouro após o recebimento dos dividendos do banco central. Para simplificar a análise, supõe-se que essas transferências são recebidas integralmente pelas famílias, mas os resultados qualitativos permanecem inalterados se em vez disso assumirmos que as famílias apenas recebem uma fração dessas transferências. Quanto maior for a fração das transferências recebidas pelas famílias, maior será o efeito quantitativo da política monetária não convencional sobre a taxa de juro sem risco e sobre o prémio de risco.

A hipótese de que as famílias não podem participar do mercado de ativos com risco é uma suposição extrema que simplifica a análise. No entanto, para que a política não convencional tenha efeitos na economia basta que as famílias tenham acesso limitado ao mercado de ativos com risco, seja por não possuírem os conhecimentos necessários ou por falta de informação relevante. É importante que a atuação dos agentes que recebem as transferências do banco central seja restrita, para que esses agentes não possam desfazer o efeito da política não convencional do banco central. Por exemplo, se as famílias pudessem negociar sem quaisquer restrições o ativo com risco, elas escolheriam uma carteira eficiente. Nesse caso, sempre que houvesse uma operação de mercado aberto, as famílias desejariam alterar sua carteira, de forma que o rendimento estocástico da nova carteira juntamente com as transferências do banco central fosse igual ao rendimento estocástico da carteira original.

### 3.1. Especialistas financeiros

Os especialistas têm uma função produção de rendimentos constantes à escala

$$Y_t = Ak_t, A > 0. \quad (1)$$

O stock de capital evolui de acordo com a equação:

$$\frac{dk_t}{k_t} = (\Phi(\iota_t) - \delta)dt + \sigma dZ_t, \quad (2)$$

onde  $\iota_t$  é a taxa de investimento, e a função investimento  $\Phi$  satisfaz as hipóteses usuais:  $\Phi(0) = 0$ ,  $\Phi'(0) = 1$ ,  $\Phi' > 0$ , e  $\Phi'' < 0$ . A concavidade de  $\Phi$  reflete custos de ajustamento do capital. A tecnologia de investimento  $\Phi$  transforma  $\iota_t k_t$  unidades de output em  $\Phi(\iota_t)k_t$  unidades de capital.  $\delta$  é a taxa de depreciação do capital. O último termo é um choque na taxa de crescimento, que segue um processo Browniano com volatilidade  $\sigma$ . Este termo pode ser interpretado como o risco de deter o capital. É o único choque na economia.

Para financiar as suas compras do ativo com risco, os especialistas emitem títulos não contingentes que são comprados pelas famílias. Seja  $\theta_t$ ,  $\theta_t < 0$ , a “short position” do especialista na obrigação,  $r_t$  a taxa de juro na obrigação,  $r_t^K$  a taxa de rentabilidade do capital,  $c_t^e$  o consumo do especialista e  $n_t^e$  a riqueza do especialista. A equação da evolução da riqueza do especialista é

$$\frac{dn_t^e}{n_t^e} = \left( -\frac{c_t^e}{n_t^e} + \theta_t r_t \right) dt + (1 - \theta_t) dr_t^K. \quad (3)$$

A dinâmica de  $r_t^K$  é descrita abaixo em (7). O especialista representativo tem utilidade logarítmica e desconta à taxa  $\rho^e \geq 0$  os fluxos de utilidade do consumo futuro  $c_t^e$ :

$$\mathbb{E}_0 \left[ \int_0^\infty e^{-\rho^e \cdot t} \log(c_t^e) dt \right]. \quad (4)$$

O problema do especialista representativo consiste em decidir a taxa de investimento  $\iota_t$ , o fluxo de consumo  $c_t^e$  e a posição em títulos  $\theta_t$ , de modo a maximizar (4) sujeito à evolução da riqueza em (3) e o valor inicial da riqueza,  $n_0^e$ .

O preço do capital, designado por  $q_t$ , segue um processo estocástico descrito por:

$$\frac{dq_t}{q_t} = \mu_t^q dt + \sigma_t^q dZ_t, \quad (5)$$

onde o drift e a volatilidade,  $(\mu_t^q, \sigma_t^q)$ , são determinados em equilíbrio. A taxa instantânea de retorno sobre o capital é dada por

$$dr_t^K = \frac{A - \iota_t}{q_t} dt + \frac{d(q_t k_t)}{q_t k_t}, \quad (6)$$

onde o primeiro termo representa o rendimento de dividendos e o segundo termo os ganhos de capital. Podemos simplificar esta expressão para obter:

$$dr_t^K = \left( \frac{A - \iota_t}{q_t} + \mu_t^q + \Phi(\iota_t) - \delta + \sigma_t^q \sigma \right) dt + (\sigma_t^q + \sigma) dZ_t, \quad (7)$$

onde  $\mu_t^q + \Phi(\iota_t) - \delta + \sigma_t^q \sigma$  indica o ganho de capital esperado e  $\sigma_t^q + \sigma$  a volatilidade do rendimento. O termo de volatilidade é o risco total, composto pelo risco fundamental

$\sigma$  e pelo risco de preço  $\sigma_t^q$ . Por conveniência em cálculos posteriores, indicamos o drift desse processo estocástico por  $\mu_t^{r^K}$  e a volatilidade por  $\sigma_t^{r^K}$ .

Como a medida de especialistas é um, o consumo agregado do setor dos especialistas é  $C_t^e = \int_0^1 c_{i,t}^e di$ .

### 3.2. Banco central

O banco central segue a regra de deter uma parcela do stock de capital da economia (que é financiado pela emissão de dívida sem risco), e distribui os dividendos às famílias. Formalmente, se  $K_t^c$  é o stock de capital do banco central e  $K_t$  o capital agregado da economia então  $K_t^c = \varepsilon K_t$ ,  $0 \leq \varepsilon < 1$ . Para simplificar a análise, assumimos que o banco central tem riqueza líquida zero. O banco central investe em capital,  $K_t^c$ , emitindo títulos sem risco,  $B_t^c$ , de modo que  $q_t K_t^c = B_t^c$ . Esses títulos,  $B_t^c$ , pagam a taxa,  $r_t$ , que é igual à taxa das obrigações emitidas pelo especialista financeiro. Os rendimentos obtidos com esta carteira são canalizados para famílias como uma transferência global,  $T_t$ ,

$$T_t = q_t K_t^c r_t^K - B_t^c r_t = \varepsilon q_t K_t (r_t^K - r_t). \quad (8)$$

### 3.3. Famílias

A fricção financeira do modelo é a restrição de que as famílias não têm acesso ao mercado de títulos com risco. As famílias não possuem a expertise necessária para deter títulos com risco, mas podem deter obrigações.

A família representativa pode comprar dívida sem risco, que paga uma taxa de juro  $r_t$ . Adicionalmente, a família recebe uma transferência,  $T_t$ , do banco central e consome,  $c_t^h$ . A lei de movimento para a riqueza da família é

$$dn_t^h = (n_t^h r_t - c_t^h) dt + dT_t. \quad (9)$$

As preferências das famílias também são representadas por uma função de utilidade logarítmica

$$\mathbb{E}_0 \left[ \int_0^\infty e^{-\rho^h \cdot t} \log(c_t^h) dt \right], \quad (10)$$

com  $\rho^h \geq 0$ .

O problema das famílias consiste em escolher seu fluxo de consumo  $c_t^h$  de modo a maximizar (10) sujeito a (9), e a um valor inicial  $n_0^h$ .

Como também assumimos que a medida das famílias é um, o consumo agregado das famílias é  $C_t^h = \int_0^1 c_{i,t}^h di$ .

### 3.4. Variável de estado

Seja  $K_t$  o capital da economia. Se designarmos por  $K_t^e$  o capital agregado dos especialistas, então

$$K_t^e = \int_0^1 k_{i,t}^e di, \quad (11)$$

onde  $k_{i,t}^e$  indica o stock de capital do  $i$ -ésimo especialista. Como o único risco no modelo é agregado, temos que  $k_{i,t}^e = k_t^e$ . Como o capital é detido pelo setor dos especialistas e

pelo banco central, então

$$K_t = K_t^e + K_t^c.$$

Seja  $N_t$  o patrimônio líquido agregado da economia. Então  $N_t = q_t K_t$ . Sejam  $N_t^e$  e  $N_t^h$  os níveis de riqueza agregados dos especialistas e das famílias, respectivamente,  $N_t = N_t^e + N_t^h$  (lembre-se de que assumimos a riqueza do banco central,  $N_t^c$ , é zero). Como não há risco idiossincrático  $N_t^e = n_t^e$  e  $N_t^h = n_t^h$ . Finalmente, definimos a riqueza (relativa) do setor dos especialistas, que tomamos como a variável de estado agregada da economia,

$$\eta_t \equiv \frac{N_t^e}{N_t} = \frac{N_t^e}{q_t K_t}. \quad (12)$$

Como será útil em cálculos posteriores, indicamos o drift do processo estocástico da variável de estado por  $\mu_t^\eta$  e a volatilidade por  $\sigma_t^\eta$ .

Presume-se que as famílias são mais pacientes do que os especialistas financeiros,  $\rho^e > \rho^h$ , como em Kiyotaki e Moore (1997) para evitar uma distribuição estacionária degenerada do patrimônio líquido relativo dos especialistas. Como veremos mais adiante, se  $\rho^e = \rho^h$  então, no longo prazo,  $\eta_t$  converge para um.

### 3.5. Equilíbrio

Um equilíbrio nesta economia é definido como trajetórias para preço  $\{q_t\}$ , decisões dos especialistas  $\{\iota_t, \theta_t, c_t^e\}$ , decisões das famílias  $\{c_t^h\}$ , decisões do banco central  $\{\varepsilon, T_t\}$ , e patrimônios líquidos  $\{n_t^e, n_t^h\}$  tais que: (i) ambos os agentes maximizam suas funções objetivo, dadas as restrições relevantes, e (ii) todos os mercados estão em equilíbrio.

### 3.6. O problema do especialista financeiro

A relação entre o preço e o custo de reposição do capital, conhecida na literatura como fórmula  $q$  de Tobin, é dada pela condição de primeira ordem em relação ao investimento do problema do especialista

$$\Phi'(\iota_t) = \frac{1}{q_t}. \quad (13)$$

No caso da utilidade logarítmica, o problema do especialista pode ser resolvido analiticamente, e podem-se obter políticas ótimas para o consumo do especialista e para a composição do seu portfólio. A condição de primeira ordem para a escolha do consumo é

$$c_t^e = \rho^e n_t^e. \quad (14)$$

e a condição para a escolha da carteira ótima é

$$(1 - \theta_t) = \frac{\mu_t^{r^K} - r_t}{(\sigma_t^q + \sigma)^2}. \quad (15)$$

A equação (14) diz que o fluxo de consumo é uma parcela constante do patrimônio líquido. A equação (15) diz que a fração do ativo com risco na carteira do especialista é a razão entre o excesso do rendimento esperado e a variância do rendimento. De (15) podemos obter o Sharpe ratio. Este índice é a taxa de rendimento esperado em excesso

da taxa de juro sem risco por unidade de volatilidade ou risco total. Acontece que é igual à volatilidade do património líquido do especialista:

$$\frac{\mu_t^{r^K} - r_t}{\sigma_t^{r^K}} = \frac{\frac{A - \iota_t}{q_t} + \mu_t^q + \Phi(\iota_t) - \delta + \sigma_t^q \sigma - r_t}{\sigma_t^q + \sigma} = \sigma_t^{n^e}. \quad (16)$$

### 3.7. O problema da família

Da condição de primeira ordem do problema da família derivamos a escolha de consumo,

$$c_t^h = \rho^h n_t^h. \quad (17)$$

O fluxo de consumo é uma parcela constante do património líquido.

### 3.8. Caracterização do equilíbrio

Para resolver o modelo, precisamos especificar as funções. Começamos especificando a função de investimento. Assumimos a função de investimento:

$$\Phi(\iota_t) = \frac{1}{\varphi} \log(\varphi \iota_t + 1), \quad (18)$$

onde  $\varphi$  é um parâmetro do custo de ajustamento do capital.<sup>2</sup> Da solução para o problema do especialista (13), obtemos a taxa de investimento ótima como sendo

$$\iota_t = \frac{q_t - 1}{\varphi}. \quad (19)$$

Utilizando a condição de equilíbrio do mercado do capital e as condições de primeira ordem dos agentes, temos que  $C_t = C_t^e + C_t^h = \rho^e N_t^e + \rho^h (q_t K_t - N_t^e)$ . Dividindo ambos os lados desta equação por  $N_t$  obtemos

$$\frac{C_t}{N_t} = \rho^e \eta_t + \rho^h (1 - \eta_t) \equiv f(\eta_t), \quad (20)$$

onde por conveniência definimos  $f(x) \equiv \rho^e x + \rho^h (1 - x)$ .

A oferta total do bem de consumo é  $(A - \iota_t)K_t$ . A condição de equilíbrio do mercado do bem de consumo implica

$$f(\eta_t) = \frac{A - \iota_t}{q_t}. \quad (21)$$

A partir daqui, obtemos o preço do capital,

$$q(\eta_t) = \frac{1 + \varphi A}{1 + \varphi f(\eta_t)}. \quad (22)$$

Depois de substituir esta expressão em (19), obtemos a expressão para investimento:

$$\iota(\eta_t) = \frac{A - f(\eta_t)}{1 + \varphi f(\eta_t)}. \quad (23)$$

2. Com esta forma funcional, se  $\varphi$  tende para 0, então  $\Phi(\iota_t)$  tende para  $\iota_t$ , e não há custos de ajustamento.

A fração da riqueza dos especialistas investida no ativo com risco é obtida a partir da condição de equilíbrio do mercado de capitais:  $N_t^e(1 - \theta_t) = (1 - \varepsilon)q_t K_t$  ou, equivalentemente,

$$(1 - \theta_t) = (1 - \varepsilon) \frac{1}{\eta_t}. \quad (24)$$

A taxa de juro sem risco é determinada a partir da equação que caracteriza a carteira ótima do especialista (15) e a condição de equilíbrio de mercado (24):

$$r_t = -(1 - \varepsilon) \frac{1}{\eta_t} (\sigma_t^q + \sigma)^2 + \mu_t^{r^K}. \quad (25)$$

A derivação dos drifts e das volatilidades das variáveis relevantes: a variável de estado, o preço do capital e a taxa de retorno do capital são diretas, mas muito demoradas. Como tal isso é feito no Apêndice.

### 3.9. Exemplo numérico

Adotamos os valores da literatura para os parâmetros, por exemplo Silva (2020) e Brunnermeier e Sannikov (2017). Definimos o nível de tecnologia  $A = \frac{1}{3}$ , que corresponde a uma relação capital-produto de 3. A taxa de depreciação  $\delta$  é igual a 0.05. Assumiremos que as famílias são mais pacientes do que os especialistas financeiros e, portanto,  $\rho^e = 0.05 > 0.02 = \rho^h$ . Finalmente, o risco fundamental  $\sigma = 10\%$  e o parâmetro de custo de capital  $\varphi = 10$ .

O Gráfico 5 mostra o preço do capital, a taxa de juro sem risco, e o drift e a volatilidade da fração da riqueza dos especialistas  $\eta_t$  para diferentes valores dos parâmetros. Começamos por descrever o caso, representado pela linha azul, em que as famílias são tão pacientes como especialistas,  $\rho^h = \rho^e = 0.05$ , e não há intervenção do banco central ( $\varepsilon = 0$ ). Os resultados neste caso estão de acordo com os resultados em Brunnermeier e Sannikov (2017). Observamos no painel superior esquerdo que o preço do capital,  $q$ , é constante e igual a  $\frac{1+\varphi A}{1+\varphi \rho^e}$ . O balanço dos especialistas concentra todos os riscos da economia, pois neste caso os especialistas são os únicos detentores de capital. No caso de um choque negativo sobre o capital, a riqueza relativa dos especialistas diminui. Nesse caso, os especialistas exigem um prêmio de risco mais alto e a taxa sem risco diminui, conforme observado no painel superior direito do Gráfico 5. Com uma taxa sem risco mais baixa, os especialistas pagam menos às famílias nos empréstimos e, portanto, a riqueza relativa dos especialistas volta rapidamente para valores mais altos, como pode ser visto na linha azul no painel inferior direito. No longo prazo, a riqueza relativa dos especialistas converge para um.

Vejamos agora o caso, representado pela linha vermelha, em que as famílias são mais pacientes do que os especialistas financeiros,  $\rho^e > \rho^h$ , mas ainda sem intervenção do banco central. Nesse caso, o preço do capital deixa de ser constante, depende de  $\eta_t$ . De fato, no painel superior esquerdo do Gráfico 5, observamos  $q'(\eta_t) < 0$ . Com um choque negativo, à medida que a riqueza relativa dos especialistas diminui, o preço do capital aumenta. Diferenças nas taxas de desconto dos agentes levam a um aumento na taxa juro sem risco, conforme observado quando comparamos as linhas azul e vermelha no painel superior direito do Gráfico 5 e no painel esquerdo do Gráfico 6. Como agora temos

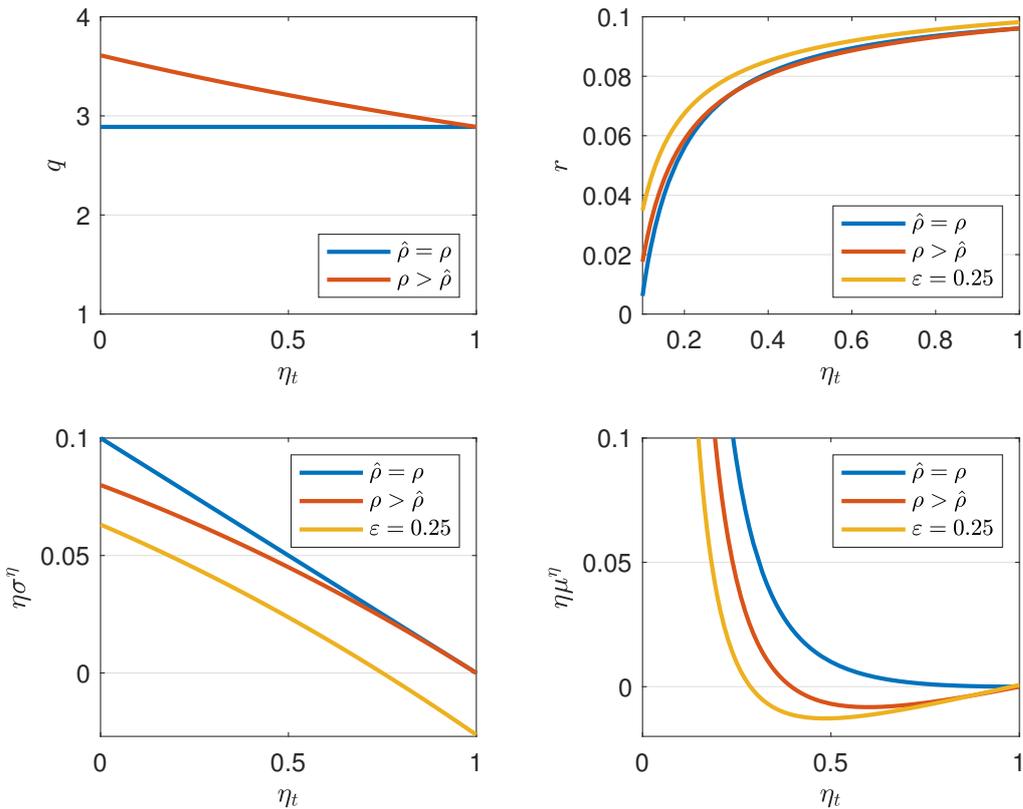


GRÁFICO 5: Preço do capital, taxa sem risco, drift e volatilidade de do  $\eta_t$ .

diferenças nos padrões de consumo dos agentes, se a riqueza relativa dos especialistas aumentar substancialmente, a sua maior taxa de consumo, quando comparada com as famílias, fará com que eles percam riqueza ao longo do tempo, em média (ver painel inferior direito no Gráfico 5). Como resultado, e ao contrário do caso acima, a economia deixa de ser dominada no longo prazo pelo setor dos especialistas. Por fim, no painel inferior esquerdo, observamos como, neste caso, temos uma mitigação do efeito de um choque negativo na taxa de rentabilidade do capital. Como resultado, a volatilidade da variável agregada é menor neste caso.

Por fim, analisamos o modelo completo, no qual o banco central detém parte do capital da economia. Este caso é representado pela linha amarela. Aqui assumimos que a proporção do capital detido pelo banco central é  $1/4$  do capital agregado, ou seja,  $\varepsilon = 0.25$ , o que equivale a  $3/4$  do PIB. Nesse caso, o preço do capital permanece inalterado, ou seja, é igual ao caso anterior. Como podemos observar no painel inferior esquerdo, há uma menor volatilidade na riqueza relativa dos especialistas. Como no caso anterior, à medida que a riqueza dos especialistas diminui, o seu risco patrimonial aumenta. No entanto, como os especialistas deixam de ser os únicos agentes detentores de capital, o aumento do risco é menor do que nos casos anteriores. Como resultado, a taxa de juro sem risco é maior e apresenta um perfil mais convexo. A redução do risco para os especialistas tem impacto direto no prémio de risco.

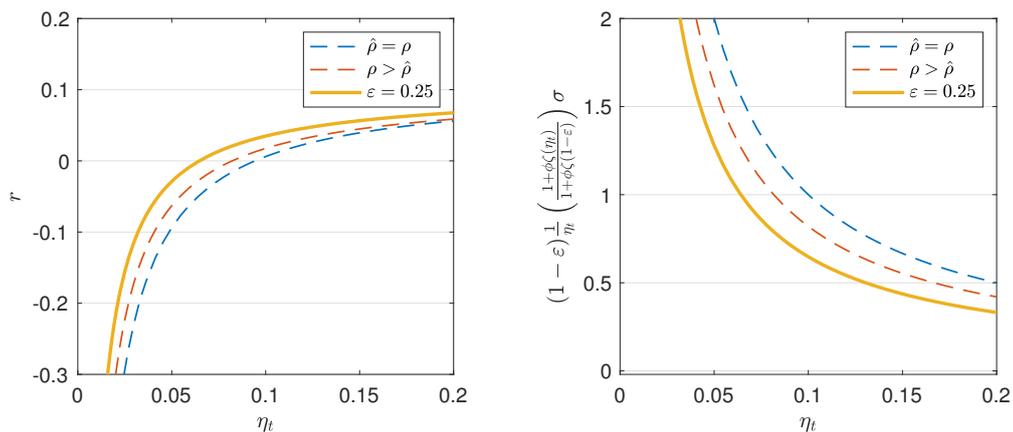


GRÁFICO 6: Taxa de juro sem risco e Sharpe ratio (detalhe,  $0 < \eta_t \leq 0.2$ ).

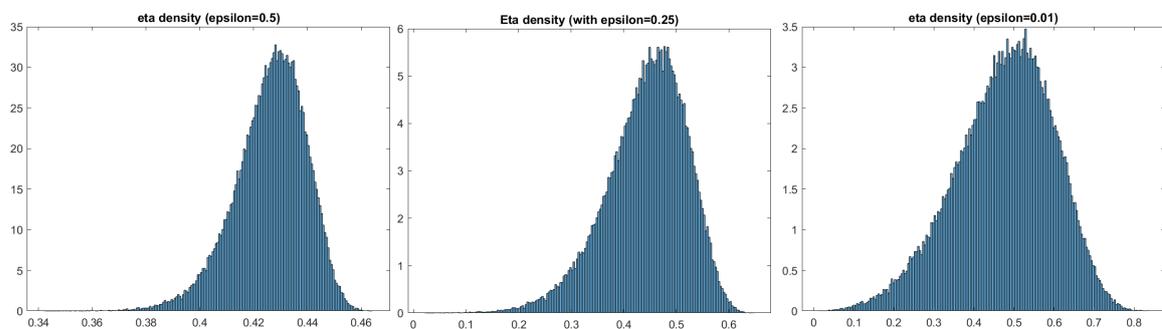


GRÁFICO 7: Densidade de estado estacionário de  $\eta_t$

No Gráfico 6, podemos observar como um choque negativo no capital leva a um aumento do prémio de risco, medido pelo Sharpe ratio (painel à direita). No caso com intervenção do banco central, o preço de mercado do risco aumenta, mas menos do que no caso sem intervenção do banco central, demonstrando assim o efeito positivo da política monetária não convencional. No painel da esquerda, observamos como esse efeito atenuante no prémio de risco se traduz numa taxa de juro sem risco maior do que nos casos sem política monetária não convencional.

### 3.10. Resultados para o estado estacionário

Nesta seção, estudamos como diferentes níveis de política não convencional afetam o equilíbrio de estado estacionário da economia quando as famílias são mais pacientes que os especialistas financeiros. Começamos determinando a distribuição estacionária da riqueza relativa dos especialistas. A distribuição estacionária da riqueza relativa dos especialistas é obtida simulando a versão discretizada da lei de movimento do  $\eta$  até que a convergência seja alcançada. Um conjunto fino de pontos no intervalo  $(0, 1)$  foi considerado para os valores iniciais da variável de estado. Todos esses valores iniciais da riqueza relativa dos especialistas convergiram para a mesma distribuição estacionária dessa variável.

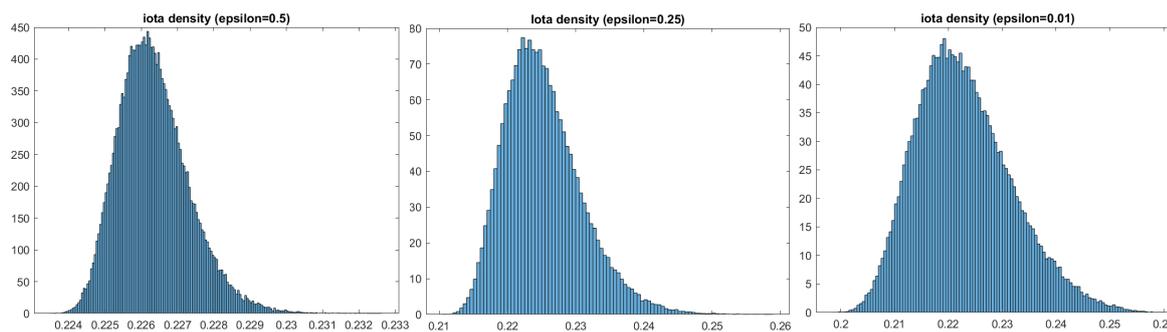


GRÁFICO 8: Densidade de estado estacionário de  $l_t$

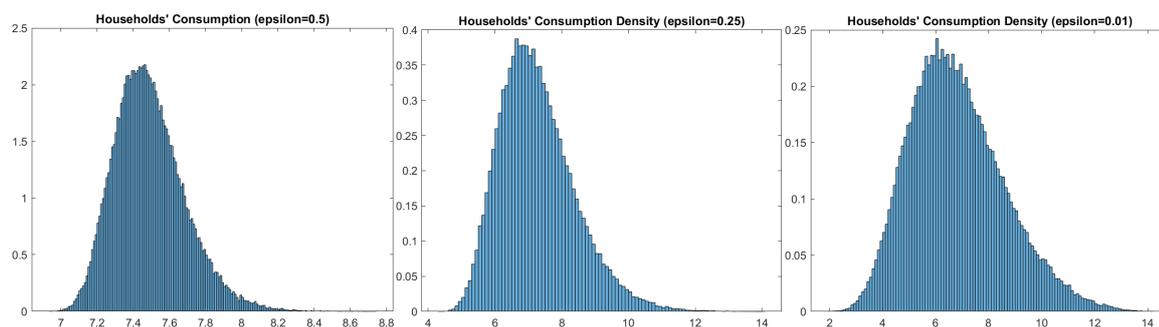


GRÁFICO 9: Densidade de estado estacionário de  $c_t^h$

O gráfico 7 mostra a distribuição estacionária da riqueza relativa dos especialistas para 3 níveis diferentes de política monetária não convencional,  $\epsilon = 0.01, 0.25$  e  $0.5$ . Mostra que o aumento do tamanho das operações de mercado aberto diminui a dispersão da riqueza relativa dos especialistas, o que implica uma menor dispersão da taxa de juro sem risco, preço do capital, prémio de risco, taxa de investimento e Sharpe ratio. Adicionalmente, a média da riqueza relativa dos especialistas diminui com o tamanho das operações de mercado aberto.

O gráfico 8 mostra a distribuição do estado estacionário da taxa de investimento para os mesmos 3 níveis de política monetária não convencional. A dispersão da taxa de investimento diminui com o tamanho da política não convencional e a taxa média de investimento aumenta com o tamanho da política não convencional. No entanto, os impactos são quantitativamente pequenos.

Por fim, investigamos os efeitos da política não convencional sobre os consumos dos dois tipos de consumidores. Os gráficos 9 e 10 mostram como as densidades estacionárias dos consumos mudam com a política monetária não convencional. A dispersão dos consumos diminui substancialmente à medida que aumenta a dimensão da política não convencional.

Usando estas densidades estacionárias, obtemos que a utilidade esperada das famílias aumenta com o tamanho das operações de mercado aberto, enquanto a utilidade esperada dos especialistas diminui com o tamanho das operações de mercado aberto. A razão para a taxa média de investimento aumentar com o tamanho das operações de mercado aberto está associada ao facto das famílias pouparem mais do que

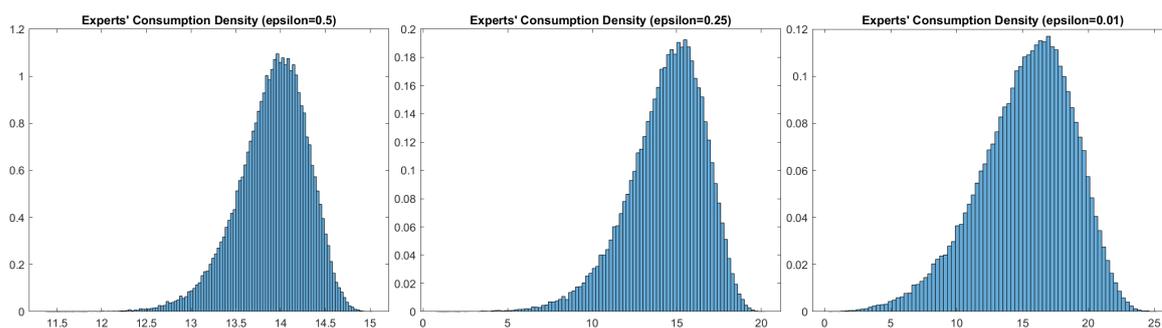


GRÁFICO 10: Densidade de estado estacionário de  $c_t^e$

os especialistas e a riqueza média das famílias aumentar com a dimensão da política não convencional.

#### 4. Conclusão

Após um choque negativo no balanço dos intermediários, a sua capacidade de deter ativos com risco diminui e, como consequência, o preço de mercado do risco (ou prémio de risco) aumenta e a taxa de juro sem risco diminui. Neste artigo mostramos que a política monetária não convencional pode mitigar estes efeitos. Investigamos os efeitos das compras em grande escala de ativos (LSAPs) pelos bancos centrais num modelo muito simples, onde alguns agentes, as famílias, não participam no mercado dos ativos financeiros com risco. Neste contexto, as LSAP redistribuem o risco na economia, reduzindo a exposição dos balanços dos intermediários a choques do capital, conduzindo a uma redução do prémio de risco e a um aumento da taxa de juro sem risco.

As LSAPs também estabilizam a economia: as volatilidades do consumo, investimento e PIB diminuem com o tamanho da política monetária não convencional. Como as LSAPs permitem que as famílias tenham acesso indireto a um mercado que lhes estava vedado e quebram o monopólio dos intermediários nesse mercado, o património médio dos especialistas diminui enquanto o património médio das famílias aumenta. A utilidade esperada das famílias aumenta, a utilidade esperada dos intermediários diminui e a taxa média de investimento na economia aumenta.

## Referências

- Albertazzi, U., B. Becker, e M. Boucinha (2021). "Portfolio rebalancing and the transmission of large-scale asset purchase programs: Evidence from the Euro area." *Journal of Financial Intermediation*, 48(C).
- Andrade, Philippe, Christophe Cahn, Henri Fraisse, e Jean-Stéphane Mésonnier (2015). "Can the Provision of Long-Term Liquidity Help to Avoid a Credit Crunch? Evidence from the Eurosystem's LTROs." Working papers, Banque de France, URL <https://EconPapers.repec.org/RePEc:bfr:banfra:540>.
- Balcilar, M., Z. Ozdemir, H. Ozdemir, e M. Wohar (2020). "Fed's unconventional monetary policy and risk spillover in the US financial markets." *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 78(C), 42–52.
- Basak, S. e D. Cuoco (1998). "An Equilibrium Model with Restricted Stock Market Participation." *The Review of Financial Studies*, 11(2), 309–341.
- Bindseil, U (2014). *Monetary Policy Operations and the Financial System*. Oxford University Press, URL <https://EconPapers.repec.org/RePEc:oxp:obooks:9780198716907>.
- Brunnermeier, M. K. e Y. Sannikov (2017). *Macro, Money and Finance: A Continuous-Time Approach*, vol. 2B, pp. 1497–1546. North-Holland.
- Bryan, Michael F. e Brent H. Meyer (2010). "Are Some Prices in the CPI More Forward Looking Than Others? We Think So." *Economic Commentary (Federal Reserve Bank of Cleveland)*, pp. 1–5.
- Carpinelli, Luisa e Matteo Crosignani (2017). "The Effect of Central Bank Liquidity Injections on Bank Credit Supply." Finance and Economics Discussion Series 2017-038, Board of Governors of the Federal Reserve System (U.S.), URL <https://EconPapers.repec.org/RePEc:fip:fedgfe:2017-38>.
- Chamley, Christophe e Herakles Polemarchakis (1984). "Assets, General Equilibrium and the Neutrality of Money." *Review of Economic Studies*, 51(1), 129–38.
- Clouse, J., D. Henderson, A. Orphanides, D. H. Small, e Tinsley P.A. (2003). "Monetary Policy When the Nominal Short-Term Interest Rate is Zero." *The B.E. Journal of Macroeconomics*, 3(1), 1–65.
- Cúrdia, V. e M. Woodford (2011). "The Central-Bank Balance Sheet as an Instrument of Monetary Policy." *Journal of Monetary Economics*, 58(1), 54–79.
- d'Avernas, Adrien, Matthieu Darracq Pariès, e Quentin Vandeweyer (2019). "Unconventional Monetary Policy and Funding Liquidity Risk."
- De Santis, R. e A. Zaghini (2021). "Unconventional monetary policy and corporate bond issuance." *European Economic Review*, 135(C), S0014292121000805.
- Eggertsson, G. e M. Woodford (2003). "The Zero Bound on Interest Rates and Optimal Monetary Policy." *Brookings Papers on Economic Activity*, 34(1), 139–235.
- Farinha, J. e J. Vidrago (2021). "The impact of the ECB's asset purchase programme on euro area equities." *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 82(C), 270–279.
- Fonseca, L., M. Faria e Castro, e M. Crosignani (2015). "Central Bank Interventions, Demand for Collateral, and Sovereign Borrowing Costs." Working Papers w201509, Banco de Portugal, Economics and Research Department, URL <https://ideas.repec.org/p/ptu/wpaper/w201509.html>.

- Garcia-Posada, Miguel e Marcos Marchetti (2016). "The bank lending channel of unconventional monetary policy: The impact of the VLTROs on credit supply in Spain." *Economic Modelling*, 58(C), 427–441.
- Guo, H., A. Kontonikas, e P. Maio (2020). "Monetary Policy and Corporate Bond Returns." *The Review of Asset Pricing Studies*, 10(3), 441–489.
- Kiyotaki, Nobuhiro e John Moore (1997). "Credit Cycles." *Journal of Political Economy*, 105(2), 211–248.
- Koijen, R., F. Koulischer, B. Nguyen, e M. Yogo (2017). "Euro-Area Quantitative Easing and Portfolio Rebalancing." *American Economic Review*, 107(5), 621–27.
- Krishnamurthy, A., S. Nagel, e A. Vissing-Jorgensen (2017). "ECB Policies Involving Government Bond Purchases: Impact and Channels\*." *Review of Finance*, 22(1), 1–44.
- Krishnamurthy, A. e A. Vissing-Jorgensen (2011). "The Effects of Quantitative Easing on Interest Rates: Channels and Implications for Policy." *Brookings Papers on Economic Activity*, 42(2 (Fall)), 215–287.
- Lewis, V. e M. Roth (2019). "The financial market effects of the ECB's asset purchase programs." *Journal of Financial Stability*, 43(C), 40–52.
- Peled, D. (1985). "Stochastic Inflation and Government Provision of Indexed Bonds." *Journal of Monetary Economics*.
- Sargent, T./ J. e B./ D. Smith (1987). "Irrelevance of Open Market Operations in Some Economies with Government Currency Being Dominated in Rate of Return." *American Economic Review*, 77(1), 78–92.
- Silva, Dejanir (2020). "The Risk Channel of Unconventional Monetary Policy." *Review of Financial Studies*. Revise and resubmit.
- Stroebel, Johannes e John B. Taylor (2012). "Estimated Impact of the Federal Reserve's Mortgage-Backed Securities Purchase Program." Tech. rep.
- Taylor, John B (2009). "The Financial Crisis and the Policy Responses: An Analysis of What Went Wrong." Tech. rep., NBER working paper no. 14631, January 2009.
- Vayanos, D. e J.-L. Vila (2021). "A Preferred-Habitat Model of the Term Structure of Interest Rates." *Econometrica*, 89(1), 77–112.
- Wallace, Neil (1981). "A Modigliani-Miller Theorem for Open-Market Operations." *American Economic Review*, 71, 267–274.

## Apêndice

Começamos com a derivação da dinâmica da variável de estado agregada, a parcela da riqueza dos especialistas,  $\eta_t = \frac{N_t^e}{q_t K_t}$ , com  $0 \leq \eta_t \leq 1$ . Para isso, utilizamos o lema de Itô e a definição de fator de desconto estocástico. O fator de desconto estocástico para esta economia é dado por

$$\frac{d\xi_t}{\xi_t} = -r_t dt - \sigma_t^{n^e} dZ_t, \quad (\text{A.1})$$

Dada a ausência de riscos para além do risco agregado, temos  $N_t^e = n_t^e$ . Então,

$$\begin{aligned} \frac{dN_t^e}{N_t^e} &= \frac{dn_t^e}{n_t^e} = \left( -\frac{c_t^e}{n_t^e} + \theta_t r_t + (1 - \theta_t) \mu_t^{r^K} \right) dt + (1 - \theta_t) (\sigma_t^q + \sigma) dZ_t \\ &= \left( -\frac{c_t^e}{n_t^e} + r_t + (1 - \theta_t) \sigma_t^{n^e} (\sigma_t^q + \sigma) \right) dt + (1 - \theta_t) (\sigma_t^q + \sigma) dZ_t, \end{aligned} \quad (\text{A.2})$$

e usando

$$\begin{aligned} \frac{d(q_t k_t)}{q_t k_t} &= (\mu_t^q + \Phi(\iota_t) - \delta + \sigma_t^q \sigma) dt + (\sigma_t^q + \sigma) dZ_t \\ &= \left[ \left( r_t - \frac{A - \iota_t}{q_t} \right) + \sigma_t^{n^e} (\sigma_t^q + \sigma) \right] dt + (\sigma_t^q + \sigma) dZ_t, \end{aligned} \quad (\text{A.3})$$

obtemos

$$\frac{d\eta_t}{\eta_t} = \left( -\frac{c_t^e}{n_t^e} + \frac{A - \iota_t}{q_t} - \theta_t (\sigma_t^q + \sigma) (\sigma_t^{n^e} - (\sigma_t^q + \sigma)) \right) dt - \theta_t (\sigma_t^q + \sigma) dZ_t. \quad (\text{A.4})$$

Usando o facto de que  $\sigma_t^{n^e} = (1 - \theta_t) (\sigma_t^q + \sigma)$ , obtemos uma expressão alternativa para a evolução de  $\eta_t$ :

$$\frac{d\eta_t}{\eta_t} = \left( \frac{A - \iota_t}{q_t} - \rho^e + \theta_t^2 (\sigma_t^q + \sigma)^2 \right) dt - \theta_t (\sigma_t^q + \sigma) dZ_t. \quad (\text{A.5})$$

Agora procedemos com a determinação da lei de movimento do preço do capital  $q_t = q(\eta_t)$ , que assumimos seguir um processo estocástico com drift  $\mu_t^q$  e volatilidade  $\sigma_t^q$ . Pelo lema de Itô obtemos

$$\frac{dq(\eta_t)}{q(\eta_t)} = \frac{q'(\eta_t) \mu^q \eta_t + \frac{1}{2} q''(\eta_t) (\sigma^q \eta_t)^2}{q(\eta_t)} dt + \frac{q'(\eta_t)}{q(\eta_t)} \eta_t \sigma^q dZ_t. \quad (\text{A.6})$$

A partir da condição de equilíbrio no mercado do capital (24), e (A.5) obtemos:

$$\sigma^q(\eta_t) = \frac{q'(\eta_t)}{q(\eta_t)} \eta_t \sigma^q = \frac{q'(\eta_t)}{q(\eta_t)} (1 - \varepsilon - \eta_t) (\sigma_t^q + \sigma). \quad (\text{A.7})$$

Depois de resolver (A.7) para a volatilidade do preço obtemos

$$\sigma^q(\eta_t) = \frac{(1 - \varepsilon - \eta_t) \frac{q'(\eta_t)}{q(\eta_t)}}{1 - (1 - \varepsilon - \eta_t) \frac{q'(\eta_t)}{q(\eta_t)}} \sigma. \quad (\text{A.8})$$

Depois de substituir em (A.8) a expressão para  $q(\eta_t)$  dada por (22) (e a sua derivada) obtemos

$$\sigma^q(\eta_t) = \frac{\varphi(\rho^h - \rho^e)(1 - \varepsilon - \eta_t)}{1 + \varphi f(1 - \varepsilon)} \sigma, \quad (\text{A.9})$$

onde  $f(1 - \varepsilon) = \rho^e(1 - \varepsilon) + \rho^h\varepsilon$ . Por conveniência, usamos a notação  $f(x) \equiv \rho^e x + \rho^h(1 - x)$ . O drift do processo,  $\mu^q = \mu^q(\eta_t)$ , também pode ser calculado. Pode-se mostrar que

$$\mu^q(\eta_t) = \varphi(\rho^h - \rho^e) \left[ \frac{\eta_t(1 - \eta_t)}{1 + \varphi f(\eta_t)} (\rho^h - \rho^e) + \frac{(1 + \varphi\rho^h)}{\eta_t} \left( \frac{(1 - \varepsilon - \eta_t)\sigma}{1 + \varphi f(1 - \varepsilon)} \right)^2 \right], \quad (\text{A.10})$$

onde  $f(\eta_t) = \rho^e\eta_t + \rho^h(1 - \eta_t)$ . De acordo com (25) para obter  $r_t$  precisamos de determinar  $\mu_t^{r^K}$ , que de acordo com (7) é  $\mu_t^{r^K} = \left( \frac{A - \iota_t}{q_t} + \mu_t^q + \Phi(\iota_t) - \delta + \sigma_t^q \sigma \right)$ .

Depois de substituir em (25) as expressões para  $\mu_t^q$ ,  $\sigma_t^q$  e  $\mu_t^{r^K}$  obtemos uma expressão para a taxa de juro sem risco, que é apenas função dos parâmetros do modelo e da variável de estado,

$$\begin{aligned} r_t = f(\eta_t) + \frac{1}{\varphi} \log \left( \frac{1 + \varphi A}{1 + \varphi f(\eta_t)} \right) - \delta + \frac{\varphi(\rho^h - \rho^e)\sigma^2}{1 + \varphi f(1 - \varepsilon)} ((1 - \varepsilon) - \eta_t) \\ - (1 - \varepsilon) \frac{1}{\eta_t} \left( \frac{1 + \varphi f(\eta_t)}{1 + \varphi f(1 - \varepsilon)} \right)^2 \sigma^2 \\ + \varphi(\rho^h - \rho^e) \left[ \frac{\eta_t(1 - \eta_t)(\rho^h - \rho^e)}{1 + \varphi f(\eta_t)} + \frac{(1 + \varphi\rho^h)}{\eta_t} \left( \frac{(1 - \varepsilon) - \eta_t}{1 + \varphi f(1 - \varepsilon)} \sigma \right)^2 \right]. \quad (\text{A.11}) \end{aligned}$$

Finalmente, depois de substituir em (A.5) a expressão para  $\sigma_t^q$  obtemos a lei de movimento de  $\eta_t$ ,

$$\begin{aligned} \frac{d\eta_t}{\eta_t} = \left( (\rho^h - \rho^e)(1 - \eta_t) + \left( \frac{(1 - \varepsilon) - \eta_t}{\eta_t} \frac{1 + \varphi f(\eta_t)}{1 + \varphi f(1 - \varepsilon)} \right)^2 \sigma^2 \right) dt \\ + \left( \frac{1 + \varphi f(\eta_t)}{1 + \varphi f(1 - \varepsilon)} \right) \frac{(1 - \varepsilon) - \eta_t}{\eta_t} \sigma dZ_t. \quad (\text{A.12}) \end{aligned}$$

O Sharpe ratio do investimento com risco é

$$\begin{aligned} \frac{\frac{A - \iota_t}{q_t} + \mu_t^q + \Phi(\iota_t) - \delta + \sigma_t^q \sigma - r_t}{\sigma_t^q + \sigma} &= (1 - \varepsilon) \frac{1}{\eta_t} (\sigma_t^q + \sigma) \\ &= (1 - \varepsilon) \frac{1}{\eta_t} \left( \frac{1 + \varphi f(\eta_t)}{1 + \varphi f(1 - \varepsilon)} \right) \sigma. \quad (\text{A.13}) \end{aligned}$$



## Sumário não técnico

Julho 2023

---

### O poder preditivo dos determinantes do crescimento das vendas

*Nuno Silva e Pedro Dias Moreira*

Este estudo avalia o contributo para a previsão das vendas das empresas dos determinantes habitualmente referidos na literatura. Para tal, estima-se um modelo para a taxa de crescimento real das vendas no horizonte de um ano e posteriormente avalia-se a capacidade preditiva do modelo. O estudo considera 1,2 milhões de observações e 189 mil empresas ao longo de 14 anos (taxas de crescimento entre 2008-2021) e abrange diversas características das empresas, informações financeiras detalhadas (balanço patrimonial e demonstração de resultados), informações sobre empréstimos e títulos, e características do capital humano. Esta amostra de empresas corresponde a 77% das vendas e a 73% do número de trabalhadores em Portugal (valores médios por ano).

O estudo obtém resultados que, no geral, estão alinhados com os encontrados na literatura. As variáveis relativas à dimensão, idade (empresa, trabalhadores e gestores) e género (feminino, tanto para trabalhadores como para gestores) apresentam uma relação negativa com a taxa de crescimento das vendas. As variáveis relativas ao acesso a financiamento externo, rendibilidade, inclusão num grupo económico, educação dos trabalhadores, fluxos de investimento e financiamento desfasados e evolução do contexto externo à empresa (indústria, local e agregados macroeconómicos) apresentam uma relação positiva. A relação com o rácio de alavancagem é positiva até um certo nível de dívida, tornando-se depois negativa. A taxa de crescimento prevista depende da composição da dívida, sendo maior nas empresas em que a dívida junto de partes relacionadas tem maior peso e menor nas empresas com maior proporção de dívida financeira ou dívida ao Estado. Enquanto na literatura económica prevalece uma relação positiva ou estatisticamente não significativa entre a produtividade e a variação das vendas, o estudo identifica uma relação negativa significativa: quanto menos produtivas forem as empresas relativamente aos seus pares, maior será o crescimento das vendas. Este resultado é robusto à consideração de diferentes métricas de produtividade.

O período entre 2008 e 2017 é utilizado para estimar os parâmetros do modelo, enquanto os anos entre 2018 e 2021 são utilizados para avaliar o seu poder preditivo. Conforme é comum nos estudos de previsão, o poder preditivo do modelo é avaliado em comparação com um *benchmark*. No estudo utiliza-se como *benchmark* a mediana da taxa de crescimento real das vendas das empresas entre 2008 e 2017. A média da diferença, em termos absolutos, entre os valores observados para a taxa de crescimento

das vendas das empresas e as previsões resultantes do modelo para o período entre 2018 e 2021 é 0,223 (unidades naturais). Este valor compara com 0,235 no caso do *benchmark*, o que corresponde a uma melhoria de 4,9%.

O Gráfico 1 apresenta um *binscatter* das taxas de crescimento real das vendas previstas pelo modelo e das observadas para cada empresa para os anos entre 2018 e 2021. Um *binscatter* é um tipo de visualização gráfica — especialmente utilizado em situações com um número muito elevado de observações — em que os dados são agregados em grupos de observações (*bins*) para facilitar a sua leitura. A escolha das observações consideradas em cada grupo é feita com base na ordenação da taxa de crescimento prevista para as vendas — variável correspondente ao eixo das abcissas — de forma que cada *bin* tenha o mesmo número de observações (4% do total de observações, pelo que há 25 *bins*). As bolas azuis representam a média e as bolas vermelhas a mediana dos valores da variável no eixo das ordenadas (valores observados) para os vários *bins* de observações (pelo que há 25 pontos azuis e 25 pontos vermelhos no gráfico). O valor apresentado no eixo das abcissas corresponde à média da taxa de crescimento das vendas prevista para esses *bins*. A linha de 45 graus é adicionada para facilitar a interpretação do gráfico. Pontos acima (abaixo) da linha de 45 graus indicam que o modelo está a subestimar (sobrestimar) a taxa de variação das vendas observada.

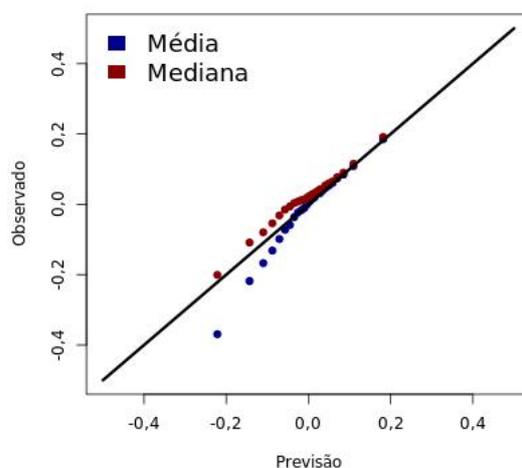


GRÁFICO 1: *Binscatter* dos valores previstos e observados para a taxa de variação real das vendas (2018-2021).

Notas: O *binscatter* apresenta a média (pontos azuis) e a mediana (pontos vermelhos) da variável no eixo das ordenadas para grupos de observações escolhidos com base na variável no eixo das abcissas. O valor apresentado no eixo das abcissas corresponde à média para essas observações. Todos os valores são apresentados em unidades naturais. A escolha das observações consideradas em cada grupo é feita com base no rank da variável no eixo das abcissas e de forma que cada grupo tenha o mesmo número de observações. Cada um dos 25 pontos no gráfico representa, assim, 4% das observações.

Com exceção das situações em que o modelo prevê uma redução acentuada no valor das vendas, a média e a mediana da taxa de crescimento das vendas observadas encontram-se próximas da taxa de crescimento prevista pelo modelo. Para os casos em que se prevê uma taxa de crescimento acentuadamente negativa, a taxa de crescimento observada é, em média, consideravelmente inferior à taxa de crescimento prevista, o que

não acontece quando se considera a mediana. Este resultado traduz o facto de o modelo não ser capaz de prever adequadamente as variações negativas mais extremas, pelo que a distribuição das taxas de crescimento observadas apresenta maior assimetria do que a distribuição das previsões da taxa de crescimento real das vendas.

Uma análise do contributo de cada determinante para a previsão da taxa de crescimento real das vendas mostra que as variáveis que têm maior contributo são as que estão relacionadas com o contexto externo à empresa, em particular os agregados macroeconómicos. Com exceção das variáveis relacionadas com o investimento, a maioria das outras variáveis citadas na literatura tem um poder preditivo negligenciável.



# O poder preditivo dos determinantes do crescimento das vendas

**Nuno Silva**  
Banco de Portugal

**Pedro Dias Moreira**  
Banco de Portugal

Julho 2023

## Resumo

Este artigo apresenta um modelo de regressão em painel para avaliar o poder preditivo dos determinantes do crescimento das vendas das empresas citados na literatura. O modelo é estimado com dados de 189 mil empresas para o período entre 2008 e 2021. Os resultados apontam para uma relação negativa com a dimensão, idade (empresa, trabalhadores e gestores), género dos trabalhadores e gestores (mulheres) e produtividade, e uma relação positiva com o acesso a financiamento externo, rendibilidade, inclusão num grupo económico, o acionista ser simultaneamente funcionário da empresa, formação dos trabalhadores, fluxos de investimento e financiamento desfasados, bem como mudanças no contexto externo (indústria, local e macroeconómico). A relação com a alavancagem é côncava e depende da composição da dívida. O efeito da autocorrelação depende do setor de atividade, sendo tipicamente positivo nas empresas de maior dimensão. A especificação utilizada é superior à de um modelo alternativo em que a taxa de crescimento das vendas é igual para todas as empresas. As variáveis relacionadas com o contexto externo são as que mais contribuem para o desempenho do modelo, em particular a taxa de crescimento da procura interna e das exportações. Com exceção das variáveis relacionadas com o investimento, a maioria das outras variáveis citadas na literatura tem um poder preditivo negligenciável. (JEL: C53, D22, G30, L25)

## 1. Introdução

A previsão das vendas tem uma grande importância para todas as empresas, afetando as suas decisões de investimento, de gestão de inventários e de recursos humanos e o planeamento financeiro. As empresas podem também utilizar estas previsões como um critério de avaliação de performance. As previsões das vendas são igualmente relevantes para os vários agentes económicos fora da empresa. É o caso dos futuros acionistas, que dependem destas para avaliar a empresa, e dos credores que geralmente têm em consideração as previsões das vendas na decisão de conceder crédito e na margem a aplicar ao empréstimo. As previsões das vendas

---

Agradecimentos: Os autores agradecem os comentários e as sugestões de Nuno Alves, João Amador, António Antunes, Luísa Farinha, Diana Bonfim, de um revisor anónimo, e do editor Pedro Duarte Neves. As opiniões expressas neste artigo são da responsabilidade dos autores, não coincidindo necessariamente com as do Banco de Portugal ou do Eurosistema.

E-mail: nrsilva@bportugal.pt; pmoreira@bportugal.pt

também podem ser úteis para os decisores de política. Entre outras coisas, podem ser utilizadas para avaliar se o crédito está a ser atribuído às empresas mais promissoras, na medição do risco de crédito na carteira dos bancos ou para melhorar as previsões macroeconómicas.

Existe uma literatura muito extensa, sobretudo em economia industrial e finanças corporativas, que explora os determinantes do crescimento das empresas. Esta literatura concentra-se principalmente em algumas características das empresas, como a dimensão, a idade, o acesso a financiamento externo, a saúde financeira, a rentabilidade, a produtividade, a forma legal, o acesso a mercados externos e as características do capital humano. Existem também alguns artigos que exploram a dinâmica das empresas, analisando o efeito da autocorrelação, das decisões de investimento e financiamento e das alterações no contexto externo à empresa (indústria, local e agregados macroeconómicos). A maioria dos estudos mede o crescimento das empresas através da taxa de crescimento do número de trabalhadores ou das vendas reais.

Embora a literatura seja capaz de mostrar que vários destes determinantes são importantes para explicar o crescimento das empresas, as medidas de aderência são tipicamente muito baixas, especialmente no caso das empresas mais pequenas. Estes resultados têm levado Geroski (2005), entre outros, a argumentar que a dimensão das empresas reflete principalmente uma sequência de choques puramente estocásticos, semelhante a um passeio aleatório, uma hipótese assumida também por vários modelos estruturais de finanças corporativas (por exemplo, Eisdorfer *et al.* 2019). Embora exista uma vasta literatura sobre o crescimento das empresas, o número de estudos que aborda a previsão das vendas é relativamente pequeno. Adicionalmente os estudos existentes são muitas vezes focados em setores específicos ou aplicados a empresas cotadas em bolsa e frequentemente consideram horizontes temporais inferiores a um ano.

Neste artigo estima-se um modelo de regressão em painel para a taxa de crescimento a um ano das vendas das empresas, utilizando uma amostra de empresas correspondente a 77% (73%) das vendas (trabalhadores) em Portugal (valores médios por ano). O artigo contribui para a literatura de duas maneiras. Em primeiro lugar, confirma a maioria dos resultados na literatura. É o caso da dimensão, idade (empresa, trabalhadores e gestores) e sexo (feminino, tanto para trabalhadores quanto para gestores), que apresentam uma relação negativa com o crescimento das vendas das empresas, e o acesso a financiamento externo, rentabilidade, inclusão num grupo económico, escolaridade dos trabalhadores, fluxos de investimentos e financiamentos desfasados e a dinâmica do contexto externo (indústria, local e macroeconómico), que apresentam uma relação positiva. A relação com a alavancagem é côncava e depende da composição da dívida. O efeito da autocorrelação depende do setor de atividade, sendo tipicamente positivo nas empresas de maior dimensão. Uma notável exceção é a produtividade. Enquanto a maioria dos estudos aponta para uma relação positiva ou insignificante, este estudo identifica uma relação negativa e significativa para todas as medidas de produtividade consideradas. Estes resultados baseiam-se numa vasta base de dados composta por cerca de 1,2 milhões de observações e 189 mil empresas únicas ao longo de 14 anos (taxas de crescimento entre 2008-2021) e abrange as características de várias empresas, informação financeira detalhada (balanço e demonstração de

resultados), dados ao nível dos empréstimos e títulos de dívida e características do capital humano. Os autores não têm conhecimento de nenhum estudo com este nível de informação para um número tão grande de empresas privadas.

Em segundo lugar, enquanto a maioria dos estudos anteriores explora apenas o contributo de fatores específicos para o crescimento das empresas ou maximiza o desempenho do modelo em termos de previsão, este artigo considera as duas questões em conjunto. O modelo é estimado usando as taxas de crescimento entre 2008 e 2017 e o seu desempenho é avaliado no período entre 2018 e 2021. No período de teste, a média das diferenças absolutas entre as taxas de crescimento das vendas observadas e previstas é igual a 0,223, 0,011 abaixo de um modelo alternativo em que se assume que a taxa de crescimento das vendas é igual para todas as empresas. Estes resultados correspondem a um desvio absoluto médio relativo de 0,951. As variáveis que mais contribuem para melhorar as previsões das vendas são as relacionadas com o contexto externo à empresa, em particular os agregados macroeconómicos. Com exceção das variáveis relacionadas com o investimento, a maioria dos restantes determinantes ao nível da empresa citados na literatura tem um poder de previsão negligenciável. Em contraste com a literatura, a autocorrelação não tem qualquer poder preditivo no período de teste, algo que é causado pelo forte efeito negativo do choque pandémico em 2020 que se perpétua para as previsões de 2021, como resultado de um coeficiente de autocorrelação positivo em muitos setores.

O restante do artigo está organizado da seguinte forma. Na secção 2 revê-se a literatura sobre os determinantes do crescimento das empresas, evidenciando-se o contributo deste artigo. Na secção 3 são explicados os dados e apresentadas algumas estatísticas descritivas. A secção 4 apresenta o modelo econométrico. A secção 5 analisa o desempenho de previsão do modelo e a secção 6 conclui.

## 2. Revisão de literatura e contributo

### 2.1. Características das empresas

A dimensão e a idade são, de longe, os dois determinantes do crescimento das empresas mais estudados. A maior parte da literatura sobre a relação entre a dimensão e o crescimento das empresas está organizada em torno da *Gibrat's law*, que postula que as taxas de crescimento são independentes da dimensão. No entanto, existem alguns argumentos que podem justificar as diferenças nas taxas de crescimento consoante a dimensão. De acordo com as teorias transaccional e tecnológica, as empresas crescem mais rapidamente até atingirem a sua dimensão ótima. Como as empresas mais pequenas têm maior probabilidade de estarem abaixo da sua dimensão ótima, ou nível mínimo de eficiência, é expectável que estas cresçam mais rapidamente.<sup>1</sup> Em

---

<sup>1</sup>As teorias mencionadas diferem na lógica por trás da dimensão ótima. Para a teoria dos custos de transação, esta depende dos custos e benefícios de internalizar alguma função em comparação com adquiri-la no mercado. Para a teoria tecnológica, a dimensão ótima é determinada pela interação dos retornos crescentes à escala associados à tecnologia de produção e as deseconomias de escala decorrentes das

contraste, a teoria de gestão de Marris destaca que, devido a problemas de agência, as empresas maiores concentram-se mais no crescimento do que na rentabilidade. Por fim, as teorias de organização industrial veem o crescimento das vendas como resultado de um processo competitivo (Shapiro 1989). Embora as empresas mais pequenas beneficiem de uma maior flexibilidade, salários mais baixos, simpatia política e uma gestão mais próxima, elas também têm custos de financiamento mais altos e uma maior dificuldade em financiarem os seus projetos, especialmente durante as recessões.<sup>2</sup>

Embora artigos mais antigos, baseados principalmente em grandes empresas da indústria transformadora, tenham descoberto que a *Gibrat's law* era uma boa aproximação da realidade, a partir dos anos 80 a evidência empírica tem sido mais a favor de uma relação ligeiramente negativa (Hall 1987; Evans 1987a,b, entre muitos outros). Alguns estudos mostram, no entanto, que esta relação negativa é válida apenas para amostras compostas principalmente por pequenas empresas (Geroski e Gugler 2004) ou que diminui muito acentuadamente quando se controla para a idade das empresas (Lawless 2014). Rossi-Hansberg e Wright (2007) analisam o impacto da dimensão em setores intensivos em capital e intensivos em trabalho e descobrem que a diferença entre a taxa de crescimento de pequenas e grandes empresas é significativamente menor neste último. Consistente com estes resultados, Daunfeldt e Elert (2013) constataam que a *Gibrat's law* é rejeitada principalmente nas indústrias com mínimos de eficiência mais elevados.

A idade da empresa e o crescimento das vendas são geralmente percecionados como estando negativamente relacionados. Este é o caso nos modelos de Jovanovic (1982) e Ericson e Pakes (1995), onde as empresas aprendem gradualmente sobre o seu nível de produtividade e escolhem o seu nível de produção e investimento de acordo. Como a incerteza é maior nos primeiros anos, estes modelos prevêm um crescimento mais forte para as empresas mais jovens que permanecem no mercado. Mais recentemente, Coad (2018) afirma que a idade captura várias alterações previsíveis nas características não observáveis das empresas, como melhorias na organização interna e reputação, que tendem a ser mais pronunciadas nos primeiros anos da empresa, levando a um crescimento mais rápido. As empresas mais antigas são também menos recetivas às oportunidades de mercado, menos dispostas a alterar as rotinas já estabelecidas e podem ter dificuldade em ajustar o perfil dos seus produtos à evolução das preferências.

A relação negativa entre a idade e o crescimento das vendas tem fundamento empírico na literatura (Evans 1987a,b). Vários estudos apontam que o efeito da idade no crescimento das vendas se concentra nos primeiros 5-7 anos e que essa não linearidade deve ser tida em conta na especificação econométrica (Huynh e Petrunia 2010; Lawless 2014). Em linha com a maioria dos estudos anteriores, neste artigo também se identifica

---

maiores necessidades de gestão, perda de controle e de informação, menor flexibilidade e ambientes menos motivadores.

<sup>2</sup>Alguns estudos destacam que as políticas públicas muitas vezes discriminam negativamente as empresas maiores através de uma tributação progressiva, custos de despedimento mais altos e ineligibilidade para medidas de apoio público, afetando, em última análise, a disposição a crescer das empresas mais pequenas.

uma relação negativa e não linear entre as taxas de crescimento das vendas e a dimensão e a idade, mesmo controlando para a idade dos trabalhadores, uma variável correlacionada com a idade das empresas (Ouimet e Zarutskie 2014). Em média, a diferença entre a taxa de crescimento das pequenas e grandes empresas é maior nos setores de atividade com maior intensidade de capital. A dimensão e a idade têm no entanto um contributo negligenciável para explicar o crescimento das empresas e para melhorar a capacidade de previsão do modelo.

O acesso a financiamento externo também tem sido apontado como um determinante importante no crescimento das empresas, uma vez que estas podem não ser capazes de gerar os meios financeiros suficientes para realizar os investimentos necessários para crescer. A literatura a este respeito é vasta e analisa o contributo de *business angels* (Levratto *et al.* 2018), fundos de capital de risco e de capital privado (Paglia e Harjoto 2014), créditos comerciais (Yazdanfar e Öhman 2015), bancos (Rahaman 2011) e mercados de capitais (Borisov *et al.* 2021). Duas conclusões importantes merecem ser destacadas. Em primeiro lugar, as empresas que têm acesso a fontes de financiamento externas crescem mais rapidamente porque dependem menos de financiamento interno para realizarem investimentos (Aghion *et al.* 2007).<sup>3</sup> Em segundo lugar, empresas fortemente dependentes de crédito bancário crescem menos quando essas instituições enfrentam um choque negativo (Chava e Purnanandam 2011; Dimelis *et al.* 2017).

O acesso a financiamento externo é muitas vezes determinado pela saúde financeira. A literatura empírica sobre o impacto da alavancagem apresenta resultados mistos. Enquanto Huynh e Petrunia (2010) encontram uma relação positiva entre o crescimento das vendas e a alavancagem da empresa, Lang *et al.* (1996) apontam para uma relação negativa. Uma possível razão para esta discrepância é a existência de diferentes canais que relacionam alavancagem e crescimento levando a uma relação não monotónica (Coricelli *et al.* 2012). Embora níveis elevados de dívida possam refletir a confiança dos credores externos nos projetos da empresa, rácios de alavancagem muito altos podem levar a empresa a rejeitar projetos lucrativos, incorrer em custos de falência ou vender alguns dos seus ativos abaixo dos preços de mercado. Neste estudo, ainda que os coeficientes sejam significantes, as empresas que têm empréstimos bancários ou emitem títulos de dívida crescem apenas um pouco mais do que as restantes. Também se identifica uma relação côncava entre as taxas de crescimento das vendas e a alavancagem. O efeito líquido é, no entanto, positivo exceto para valores muito elevados e depende consideravelmente da composição da dívida. O acesso a financiamento externo, a alavancagem e a composição da dívida têm, em conjunto, um contributo relevante para a aderência do modelo mas contribuem marginalmente para melhorar as suas previsões.

A literatura teórica sobre o crescimento das empresas, em particular a teoria do crescimento do mais apto, vê a rendibilidade e a produtividade como determinantes relevantes do crescimento das empresas. Num mundo com mercados de capitais

---

<sup>3</sup>A única exceção é o crédito de fornecedores. Neste caso, a maioria dos estudos associa níveis elevados de contas a pagar com dificuldades em obter fontes de financiamento mais baratas e estáveis (Petersen e Rajan 1997).

imperfeitos, espera-se que as empresas mais lucrativas enfrentem menos restrições financeiras do que as empresas que precisam de recorrer a fontes externas para fazerem os seus investimentos. Coad (2009) enfatiza que as empresas mais lucrativas também estão mais motivadas a crescer, dado que o seu modelo de negócios provou ser bem sucedido. Na avaliação de empresas, a taxa de crescimento de longo prazo (ou "sustentável") é frequentemente determinada pelo nível de lucros retidos multiplicado pelo retorno sobre o capital próprio. Em relação à produtividade, as teorias de organização industrial enfatizam que as pressões competitivas devem levar as empresas mais produtivas a crescer mais do que as outras. A evidência empírica sobre uma relação positiva entre rentabilidade/produtividade e o crescimento das vendas é, no entanto, escassa. Coad (2009) conclui que a rentabilidade e a produtividade são capazes de identificar principalmente as empresas que vão falir e Bottazzi *et al.* (2008) encontram uma relação pouco significativa entre o crescimento das vendas e a rentabilidade e produtividade numa grande amostra de empresas italianas.<sup>4</sup> Neste estudo, conclui-se, utilizando a ordem de cada observação no respetivo setor e ano, que quanto mais lucrativa e menos produtiva é a empresa em relação aos seus pares, maior é a sua taxa de crescimento das vendas. Em conjunto, estas variáveis contribuem de forma muito ligeira para melhorar a aderência e as previsões do modelo.

Alguns estudos exploram se existe alguma relação entre a forma legal da empresa e o seu crescimento. Harhoff *et al.* (1998) concluem que as empresas de responsabilidade limitada têm taxas de crescimento esperadas mais altas e relacionam isso com os incentivos à tomada de riscos, dado que o património dos acionistas não está em risco. De acordo com a teoria de que os gestores atribuem utilidade à dimensão e ao crescimento, Hay e Kamshad (1994) descobrem que as pequenas e médias empresas (PMEs) controladas pelos proprietários têm taxas de crescimento mais baixas. Carney (2005) destaca que o controle familiar impõe restrições de capital que podem inibir o crescimento e Salvato (2004) argumenta que as empresas familiares tendem a colocar a continuidade antes do crescimento. Beck *et al.* (2005) encontram uma relação pouco significativa e positiva entre o crescimento das vendas e a propriedade estrangeira. Finalmente, existe evidência empírica de que as empresas que mantêm acordos de parceria com outras empresas crescem mais rapidamente (Variyam e Kraybill 1992). Com base nos dados utilizados neste estudo conclui-se que empresas que detêm outras empresas crescem consideravelmente mais. Adicionalmente, identificam-se os casos em que o acionista é simultaneamente trabalhador da empresa e considera-se este facto como uma *proxy* de controlo sobre a mesma. Ao contrário do sugerido na literatura, esta variável apresenta um coeficiente positivo significativo. Ainda assim, estas variáveis têm um contributo bastante baixo para aumentar a aderência do modelo e não contribuem para melhorar as suas previsões.

---

<sup>4</sup>Coad (2009) menciona que o aumento da produtividade exige muitas vezes que as empresas reduzam as suas atividades. Uma relação negativa entre a produtividade e o crescimento das vendas também pode ser motivado pelo facto das empresas menos produtivas aumentarem a sua dimensão para se tornarem mais produtivas.

A relação entre acesso a mercados externos e crescimento também tem sido abordada na literatura, com a maioria dos estudos a indicar uma relação positiva (Beck *et al.* 2005). Uma razão para este resultado encontra-se no facto das empresas exportadoras provavelmente serem mais produtivas e inovadoras (Golovko e Valentini 2011) antes de se tornarem exportadoras (Wagner 2007). Por outro lado, a exportação pode levar a ganhos de produtividade devido à maior concorrência e à aprendizagem adquirida nos mercados externos. O efeito nem sempre é significativo, como é o caso de Liu *et al.* (1999). No presente estudo as empresas exportadoras crescem mais rápido, mas o contributo desta variável para a aderência do modelo e para melhorar as previsões é praticamente nulo.

Finalmente, o papel das características do capital humano no crescimento das empresas também é explorado na literatura, principalmente por aqueles que realçam o papel dos recursos no crescimento das empresas. Entre as características mais estudadas estão a idade, a escolaridade e o género. Os estudos sobre a relação entre a idade dos proprietários-gestores (proprietários e/ou gestores) e o crescimento das empresas apontam, em geral, para uma relação negativa, o que tem sido justificado pela maior propensão dos CEOs mais jovens em realizar atividades de M&A, investimentos e estratégias de internacionalização como resultado da sua menor aversão ao risco (Serfling 2014), preocupações com a carreira (Navaretti *et al.* 2022) e menor probabilidade de eventos adversos à saúde (Bennedsen *et al.* 2020). Uma relação negativa também é encontrada para os trabalhadores. Neste caso, este resultado tem estado principalmente relacionado com a reduzida capacidade e vontade de inovar e adotar novas tecnologias por parte dos trabalhadores mais velhos, competências desatualizadas e maior aversão ao risco (Ouimet e Zarutskie 2014). A educação tem uma relação positiva com o crescimento, tanto para os proprietários-gestores (Wiklund e Shepherd 2003) como para os trabalhadores (Magoutas *et al.* 2012). Alguns estudos associam especificamente este padrão a uma maior inovação e abertura à mudança (Wiersema e Bantel 1992) e à capacidade de executar estratégias de internacionalização (Herrmann e Datta 2005), no caso dos proprietários-gestores, e a uma maior produtividade e capacidade de adaptação às novas tecnologias, no caso dos trabalhadores. Por último, os estudos sobre a relação entre o género dos proprietários-gestores e o crescimento das empresas geralmente indicam que as empresas lideradas por homens têm taxas de crescimento mais altas, algo que as teorias feministas liberais relacionam com a falta de acesso das mulheres a recursos importantes (educação, experiência profissional, número de horas trabalhadas devido às responsabilidades domésticas) e as teorias feministas sociais atribuem a diferentes atitudes em relação ao risco e a diferentes objetivos (Fischer *et al.* 1993 e Gottschalk e Niefert 2013). No caso dos trabalhadores, ainda são poucos os estudos e os resultados são menos consensuais (ver Koch *et al.* 2013). Em linha com a literatura, este artigo também identifica uma relação negativa com a idade e o género (feminino), tanto para gestores como para trabalhadores. Também é identificada uma relação positiva com a obtenção de formação superior, mas apenas no caso dos trabalhadores. Em conjunto, estas variáveis têm um contributo modesto para a aderência do modelo e não contribuem para melhorar as previsões.

## 2.2. Autocorrelação, investimento e financiamento desfasado

A autocorrelação nas taxas de crescimento das empresas também tem sido um tópico de estudo, tanto em economia industrial quanto na literatura de previsão das vendas. Embora os estudos anteriores baseados principalmente em grandes empresas da indústria transformadora encontrem uma autocorrelação positiva, estudos mais recentes indicam que a autocorrelação depende de algumas características das empresas, nomeadamente da dimensão e do setor. De acordo com Coad (2007a), a taxa de crescimento das pequenas empresas é muito errática e, como resultado, estas empresas exibem autocorrelação negativa. Em contraste, as empresas de maior dimensão fazem planos estratégicos de médio prazo e reagem menos ao contexto externo em curso, o que leva a uma autocorrelação positiva. Fairfield *et al.* (2009) encontram diferenças significativas na velocidade de reversão para a média das taxas de crescimento das vendas entre setores e mostram que um modelo que tenha em conta estas diferenças tem uma melhor performance. Neste artigo são observadas diferenças relevantes na autocorrelação dependendo da dimensão e do setor de atividade. Em particular, as microempresas e as empresas nos setores da construção, actividades imobiliárias e agricultura mostram coeficientes de autocorrelação mais reduzidos.<sup>5</sup> A autocorrelação tem um contributo relevante para a aderência do modelo mas não contribui para melhorar as previsões, a menos que se exclua 2021, o ano da recuperação do choque pandémico.

Alguns estudos têm em conta as decisões de investimento desfasadas para prever o crescimento das vendas. Kesavan *et al.* (2010) usam a taxa de crescimento desfasada no número de lojas para prever as vendas dos retalhistas nos EUA no ano seguinte sempre que as previsões de crescimento contemporâneas não estejam disponíveis. Coad (2007b) encontra uma relação positiva e significativa entre as taxas de crescimento das vendas e as taxas de crescimento desfasadas do emprego usando um modelo de vetores autoregressivos em forma reduzida. Geroski *et al.* (1997) e Bottazzi *et al.* (2001) exploram o impacto do investimento em ativos intangíveis (investigação e desenvolvimento, inovação, publicidade) obtendo um coeficiente positivo mas não significativo. Geroski e Toker (1996) concentram-se no papel dos gastos com publicidade e inovação e concluem que essas variáveis são especialmente importantes para preservar a liderança de mercado. Neste artigo as variáveis desfasadas de investimento, em particular a taxa de crescimento dos inventários e do número de trabalhadores, têm um coeficiente positivo e significativo e um poder explicativo e preditivo considerável. Curiosamente, para a maioria das variáveis desfasadas de investimento, o impacto de uma diminuição é maior do que o impacto de um aumento, algo que não é destacado na literatura.

---

<sup>5</sup>Coad (2007a) usa regressões de quantis para mostrar que choques positivos (negativos) são mais prováveis após fortes choques negativos (positivos) e que este efeito é mais relevante para as empresas mais pequenas. Num teste de robustez que não é apresentado foi incluído um termo quadrático ao modelo de forma a ter em conta este resultado. Embora esse termo seja significativo, contribui de forma negativa para a qualidade das previsões do modelo.

Como o crescimento das empresas exige investimento, que tem de ser precedido por financiamento, é expectável que os fluxos de financiamento desfasados prevejam o crescimento das empresas. Frank e Sanati (2021) exploram o papel da rentabilidade e dos fluxos de financiamento externo desfasados no crescimento dos ativos usando informação agregada e ao nível da empresa. Estes autores mostram, através de modelos autoregressivos vetoriais, que apenas as emissões de ações desfasadas preveem o crescimento dos ativos. A rentabilidade desfasada não é estatisticamente significativa, apesar de ter um impacto considerável, e a emissão de dívida tende a acompanhar o crescimento dos ativos em vez de o preceder, algo que os autores relacionam com as exigências de colateral por parte dos credores. Huang e Ritter (2021) analisam se diferentes fontes de financiamento têm objetivos diferentes e concluem que a maioria das emissões de ações e uma esmagadora maioria das emissões líquidas de dívida desapareceriam de imediato caso não houvesse financiamento externo, o que levaria ao cancelamento de investimentos ou à venda de ativos. Neste artigo é identificada uma relação positiva e significativa entre as taxas de crescimento das vendas e os fluxos de caixa externos desfasados, e uma surpreendente relação negativa de pequena dimensão com os fluxos de caixa operacionais. Apenas as variações na dívida total contribuem para melhorar a aderência e as previsões do modelo.

### 2.3. *Contexto externo*

É amplamente reconhecido na literatura que o desempenho de uma empresa é influenciado pelo seu contexto externo, em particular, pela performance da indústria, pela dinâmica local e pela evolução dos agregados macroeconómicos.

O efeito da indústria na performance das empresas é abordado na literatura de três maneiras diferentes. A técnica mais comum é considerar efeitos fixos ao nível da indústria (ou ao nível do tempo e da indústria). É o caso de Geroski e Gugler (2004), Fairfield *et al.* (2009) e Lawless (2014). Os efeitos fixos destinam-se a capturar várias características da indústria, como a fase no ciclo da vida, o nível de inovação, a concorrência e a concentração do mercado. Para fins de previsão, pode-se usar o efeito fixo da indústria, intrinsecamente assumindo que a performance passada é uma boa *proxy* para o futuro, ou considerá-lo como uma variável de controlo e assumir a mesma taxa de crescimento em todas as indústrias. Uma alternativa comum, e que é adotada neste artigo, é usar a taxa de crescimento média (ou mediana) da indústria em cada momento no tempo. É o caso de Audretsch e Mahmood (1994), Audretsch (1995) e Geroski e Toker (1996). Esta abordagem requer, no entanto, previsões para as taxas de crescimento da indústria para realizar as previsões ao nível da empresa. Finalmente, alguns estudos consideram explicitamente as características da indústria como determinantes do crescimento das empresas. É o caso de Audretsch (1995), que mostra que as empresas novas crescem mais em setores onde a escala mínima de eficiência é maior, e Geroski e Toker (1996), que encontram uma relação positiva entre a concentração de mercado e o crescimento das empresas. Os estudos que se concentram principalmente em características persistentes da indústria, tanto explicitamente ou através de efeitos fixos, têm tipicamente pouco poder explicativo (Coad 2009), enquanto

que os estudos que têm em conta o desempenho da indústria ao longo do ciclo económico têm medidas de aderência consideravelmente melhores. No caso deste artigo, o crescimento da indústria, medido através da diferença entre a taxa mediana do crescimento real das vendas da indústria e a taxa de crescimento do produto interno bruto (PIB), é a variável que mais contribui para explicar a variação das taxas de crescimento das empresas durante o período de treino. No entanto, observa-se um contributo mais limitado em termos de previsão o que poderá estar a refletir a pior performance do modelo auxiliar de previsão do crescimento da indústria.

A grande maioria dos países apresenta uma forte heterogeneidade local decorrente de características e dinâmicas socio-demográficas, características do fator trabalho, oferta de infraestruturas, oportunidades de investimento e nível de eficiência da administração local, disponibilidade de serviços entre empresas e apoio financeiro. À semelhança do que acontece no caso da indústria, estas diferenças podem ser contabilizadas através de variáveis binárias ou considerando taxas de crescimento locais. Dougal *et al.* (2015) estudam o impacto do investimento local das empresas no investimento de empresas com sedes localizadas na proximidade controlando para as dinâmicas do sector, assim como, através de efeitos fixos ao nível da empresa, tempo e local. Os autores concluem que o impacto contemporâneo da dinâmica local é quase metade do efeito identificado para a indústria. Adicionalmente, enquanto o impacto da indústria é maioritariamente contemporâneo, a dinâmica local tem uma transmissão mais gradual. Jannati (2020) mostra que choques de produtividade nas maiores empresas dos EUA afetam empresas geograficamente próximas no ano seguinte. Os autores apresentam evidência empírica de que estes efeitos ocorrem não apenas por meio de relacionamentos diretos (por exemplo, empresas do mesmo setor ou fornecedores/clientes), mas também por meio de externalidades de conhecimento, impacto nos orçamentos públicos locais e mudanças nos valores dos colaterais. Parsons *et al.* (2020) mostram que a taxa de crescimento das vendas das empresas dentro da mesma cidade tem um grau de co-movimento de aproximadamente um quarto daquele encontrado para empresas do mesmo setor. Em linha com estes estudos, este artigo identifica uma relação positiva com a diferença entre a taxa mediana do crescimento real das vendas no município e a taxa de crescimento real do PIB. No caso das microempresas, onde as dinâmicas locais têm maior impacto, o efeito é cerca de dois terços daquele que é encontrado para a taxa de crescimento contemporânea da indústria. Esta variável tem um poder explicativo moderado mas contribui de forma negativa para as previsões do modelo.

O efeito da dinâmica macroeconómica no crescimento das empresas tem sido largamente medido pelo uso de efeitos fixos no tempo, como se verifica nos trabalhos de Coad (2007a) e Oliveira e Fortunato (2006), entre muitos outros. As exceções incluem Higson *et al.* (2002), Higson *et al.* (2004), Beck *et al.* (2005) e Hölzl e Huber (2009). Os dois primeiros estudos analisam a sensibilidade das taxas de crescimento a choques agregados controlando para a dimensão da empresa nos EUA e Reino Unido, respetivamente. Estes estudos mostram que as empresas no intervalo intermédio das taxas de crescimento são mais afetadas por choques agregados do que outras. Beck *et al.* (2005) usam várias variáveis macroeconómicas como variáveis de controlo e encontram

uma relação positiva e significativa entre as taxas de crescimento das vendas a 3 anos e o crescimento médio do PIB e a inflação. Os coeficientes estimados são, no entanto, pequenos, o que sugere que estas variáveis são relevantes apenas na dimensão temporal. Hölzl e Huber (2009) estudam a evolução e a dependência cíclica da distribuição das taxas de criação de empregos ao nível da empresa entre 1975 e 2004 para o setor privado austríaco e concluem que as empresas mais pequenas são pouco afetadas pelo ciclo económico. Nenhum destes estudos diferencia o impacto das taxas de crescimento da procura interna e das exportações nas vendas das empresas. Neste artigo, as variáveis macroeconómicas contribuem de forma significativa para a capacidade explicativa e preditiva do modelo. Ao contrário do apresentado no caso da Áustria, as microempresas dependem apenas ligeiramente menos do ciclo económico do que as restantes. No entanto, diferenciar o impacto do ciclo económico com base na dimensão não contribui para aumentar o poder preditivo do modelo.

### 3. Dados

A principal fonte de informação deste artigo é o Painel Harmonizado da Central de Balanços (PHCB). Este painel é baseado na Informação Empresarial Simplificada, (IES), o sistema através do qual as empresas reportam informação obrigatória às autoridades fiscais e estatísticas. O PHCB disponibiliza informação financeira (balanço e demonstração de resultados anual) e várias características das empresas, tais como o setor de atividade, número de empregados, idade, forma legal, acesso a mercados externos, pertença a grupos económicos, e localização de todas as empresas não financeiras a funcionar em Portugal. A Central de Responsabilidades de Crédito (CRC) indica se a empresa obteve crédito de instituições financeiras residentes, o montante do empréstimo e se tem algum montante em incumprimento. O Sistema Integrado de Estatísticas de Títulos (SIET) indica se a empresa tem acesso ao mercado de capitais e quais os montantes emitidos. Os Quadros de Pessoal (QP) oferecem informação relativa à idade, qualificações e género dos trabalhadores e gestores. Esta base de dados foi integrada nas restantes para o período compreendido entre 2006 e 2013. Para os restantes anos, no caso das empresas que nasceram até 2013, assume-se que as características dos funcionários (trabalhadores e gestores) não se alteram, com exceção da idade, em que se assume que aumenta 0,5 anos em cada ano. Este valor é compatível com o aumento observado entre 2006 e 2013. Para todas as empresas que nasceram depois de 2013, utiliza-se uma base de dados QP anonimizada (6% das observações) e considera-se a média de grupos definidos com base na idade de nascimento, localização (NUTS 2), número de funcionários, forma legal e setor de atividade.<sup>6</sup> Finalmente, as séries históricas dos agregados macroeconómicos são obtidas através do Instituto Nacional de Estatística (INE) e as previsões macroeconómicas correspondem às publicadas todos os anos no Boletim Económico de dezembro do Banco de Portugal.

---

<sup>6</sup>A escolha do grupo de correspondência é feita com base na distância de *Gower* entre as observações da base de dados PHCB e QP de modo a mitigar o impacto das diferenças metodológicas nos dois painéis.

A base de dados utilizada engloba todas as empresas não financeiras em atividade no fim do ano entre 2006 e 2021, o que corresponde a 825 mil empresas e 6,2 milhões de observações. Depois de calculadas as taxas de crescimento das vendas são aplicados seis filtros. Primeiro, são eliminadas todas as observações em que o valor dos ativos não é igual à soma do passivo com o capital próprio (0,6% das observações iniciais). Em segundo lugar, são eliminadas todas as observações com vendas e ativos abaixo de 100 mil euros a preços constantes de 2021 (63,6% das observações iniciais). Em terceiro lugar, eliminam-se as empresas com menos de dois trabalhadores remunerados a trabalhar a tempo inteiro e com um total de gastos salariais inferior a duas vezes o salário mínimo nacional (5,3% das observações iniciais). Em quarto lugar, são eliminadas as empresas com reportes intermitentes em qualquer ano compreendido entre a primeira e a última vez que as duas últimas condições são satisfeitas (6,5% das observações iniciais). Em quinto lugar, como algumas variáveis são calculadas com base na variação de rubricas contabilísticas passadas, e para calcular a taxa de crescimento das vendas é necessário um ano, consideram-se apenas empresas que reportam a IES em pelo menos três anos consecutivos (4,3% das observações iniciais). Por último, são eliminadas as observações com vendas igual a zero no ano da previsão (0,1 % das observações iniciais).

As restrições impostas têm dois objetivos. Em primeiro lugar, pretende-se expurgar da base de dados a dinâmica do trabalho por conta própria e o efeito das empresas com atividade intermitente ou cuja existência é maioritariamente motivada por razões de eficiência fiscal. Em segundo lugar, pretende-se evitar que os resultados sejam dominados por microempresas que representam 88% da base de dados inicial, mas apenas 16% das receitas totais, pois isso tornaria os resultados menos comparáveis com outros trabalhos. A base de dados final é um painel não balanceado composto por 189 mil empresas únicas e 1,2 milhões de observações (6,4 taxas de crescimento por empresa) cobrindo aproximadamente 77% das vendas totais, 56% dos ativos totais e 73% dos trabalhadores da base de dados inicial. O valor mais reduzido para o ativo resulta de um elevado número de empresas do setor imobiliário que tem ativos consideráveis e um baixo nível de vendas. Microempresas, pequenas, médias e grandes empresas representam 59%, 34%, 6% e 1% das observações. Em cerca de 73% das observações, as empresas têm crédito na CRC ou têm linhas de crédito com um prazo superior a um ano. Em apenas 0,6% das observações, as empresas têm algum valor emitido no SIET. Um elevado número de empresas (26% das observações) pertence a um grupo económico.<sup>7</sup> Com base no nível de agregação mais elevado da metodologia de classificação europeia das atividades económicas (NACE), o comércio é o setor mais representado correspondendo a mais de um terço das observações, seguido da indústria transformadora e da construção. Com exceção do setor do alojamento e restauração e das atividades de consultoria, cada um dos outros setores representa menos de 5% das observações. Os setores da eletricidade, das indústrias extrativas e da captação e tratamento de águas são os mais pequenos representando menos de 0,5%

---

<sup>7</sup>Uma empresa é considerada membra de um grupo económico se for detida ou possuir ações de uma outra empresa no período entre 2014 e 2018.

das observações. A lista com todos os setores de atividade é apresentada na secção 5 (Quadro 4).

O Quadro 1 apresenta algumas estatísticas descritivas para a maioria das variáveis utilizadas no modelo econométrico apresentado na secção 4. Para todas as variáveis que tenham valores inferiores (superiores) ao percentil 1% (99%) é lhes atribuído o valor do respetivo percentil. Este procedimento também é aplicado à taxa de crescimento das vendas, que é igual à variação do logaritmo das vendas reais. Doravante, apenas se refere vendas para mencionar as vendas reais (preços de 2021). Em linha com a maioria dos estudos, a taxa de crescimento das vendas tem caudas mais pesadas do que a distribuição Normal e uma assimetria acentuada à esquerda, o que leva a uma média negativa e a uma elevada concentração em torno da mediana, que é ligeiramente inferior a zero.

| Variável                                    | Média | DP     | P5    | P25   | P50   | P75   | P95   |
|---|-------|--------|-------|-------|-------|-------|-------|
| $\Delta \ln(\text{Vendas})$                 | -0,06 | 0,39   | -0,71 | -0,16 | -0,01 | 0,12  | 0,43  |
| Vendas                                      | 3 058 | 32 059 | 137   | 268   | 541   | 1 376 | 8 284 |
| Ativos                                      | 3 732 | 65 082 | 129   | 249   | 510   | 1 325 | 8 595 |
| Número de empregados                        | 20,8  | 137,6  | 2,0   | 4,0   | 7,0   | 15,0  | 60,0  |
| Idade (empresa)                             | 17,5  | 13,0   | 3,0   | 8,0   | 14,0  | 24,0  | 43,0  |
| Dívida total/Ativo                          | 0,66  | 0,33   | 0,14  | 0,44  | 0,67  | 0,85  | 1,16  |
| Dívida Financeira/Ativo                     | 0,19  | 0,21   | 0,00  | 0,00  | 0,12  | 0,31  | 0,61  |
| Crédito comercial/Ativo                     | 0,19  | 0,19   | 0,00  | 0,05  | 0,14  | 0,28  | 0,59  |
| Passivos governo/Ativo                      | 0,05  | 0,07   | 0,00  | 0,01  | 0,03  | 0,06  | 0,18  |
| Passivos partes relacionadas/Ativo          | 0,23  | 0,25   | 0,00  | 0,05  | 0,14  | 0,32  | 0,74  |
| Idade mediana (gestores)                    | 46,6  | 9,7    | 31,0  | 40,0  | 46,0  | 53,5  | 63,5  |
| Idade mediana (trabalhadores)               | 39,6  | 7,9    | 27,0  | 34,0  | 39,0  | 44,5  | 53,0  |
| Peso ensino superior (gestores)             | 0,27  | 0,43   | 0,00  | 0,00  | 0,00  | 0,50  | 1,00  |
| Peso ensino superior (trabalhadores)        | 0,12  | 0,24   | 0,00  | 0,00  | 0,00  | 0,14  | 0,68  |
| Proporção de mulheres (gestores)            | 0,27  | 0,40   | 0,00  | 0,00  | 0,00  | 0,50  | 1,00  |
| Proporção de mulheres (trabalhadores)       | 0,41  | 0,35   | 0,00  | 0,08  | 0,33  | 0,68  | 1,00  |
| Capex/Ativo                                 | 0,07  | 0,16   | 0,00  | 0,00  | 0,01  | 0,06  | 0,34  |
| $\Delta \ln(\text{Inventário})$             | 0,02  | 0,63   | -0,99 | -0,10 | 0,00  | 0,15  | 1,09  |
| $\Delta \ln(\text{Número de empregados})$   | 0,04  | 0,27   | -0,37 | -0,03 | 0,00  | 0,12  | 0,56  |
| FCO / Ativo                                 | 0,06  | 0,20   | -0,26 | -0,02 | 0,06  | 0,15  | 0,40  |
| Inj. liq. capital/Ativo                     | 0,00  | 0,09   | -0,09 | 0,00  | 0,00  | 0,00  | 0,09  |
| $(\Delta \text{Dívida total})/\text{Ativo}$ | 0,09  | 0,35   | -0,25 | -0,07 | 0,01  | 0,13  | 0,66  |

QUADRO 1. Estatísticas descritivas.

Notas: Para todas as variáveis que tenham em cada ano valores inferiores (superiores) ao percentil 1% (99%) é lhes atribuído o valor do respetivo percentil. Todas as estatísticas são calculadas após a aplicação dos filtros. Quando uma empresa é liquidada (nasce), o último (primeiro) ano de vendas é anualizado tendo em conta o número de dias em funcionamento. Todos os valores monetários estão a preços constantes de 2021 (milhares de euros). Todas as variáveis estão em unidades naturais. Todas as variáveis relativas à idade estão em anos. A dívida financeira corresponde à soma da dívida na CRC e no SIET. Os passivos com partes relacionadas são calculados através da diferença entre o passivo total e a soma da dívida financeira, passivos com o governo e créditos comerciais. São considerados funcionários todos aqueles que são remunerados a tempo inteiro. Ver nota de pé de página número 9 para uma explicação detalhada da forma como os gestores são identificados. O *Capex* é calculado como a soma da diferença entre os ativos fixos tangíveis em dois anos consecutivos e as depreciações. FCO refere-se aos fluxos de caixa operacionais.

O rácio de alavancagem médio e mediano é 66% e 67%. Uma característica distintiva das empresas portuguesas é que, em média (mediana), a dívida financeira, que inclui os montantes presentes na CRC e no SIET, representa apenas 28% (21%) da dívida total. Os créditos comerciais e as dívidas ao governo representam 29% (25%) e 10% (5%), respetivamente. A restante dívida, que representa 33%

(27%), corresponde maioritariamente a responsabilidades com partes relacionadas, nomeadamente empréstimos de acionistas e empresas do grupo. As empresas que têm crédito vencido na CRC representam 4,2% do total das observações, variando entre 6,3% em 2012 e 1,7% em 2020.<sup>8</sup> Apesar das exportações representarem apenas 9% das vendas totais, elas são positivas em 33% das observações. Em relação às características do capital humano, verifica-se uma maior proporção de homens, principalmente em cargos de gestão. Os funcionários em cargos de gestão são tipicamente mais velhos e mais instruídos, embora tenham ensino superior apenas em um quarto das observações. Os acionistas são funcionários da empresa em 59% das observações.<sup>9</sup>

As variáveis relacionadas com o investimento mostram um elevado nível de concentração em torno da mediana, que é zero ou próxima de zero, e têm uma distribuição com caudas pesadas. Observa-se uma elevada assimetria positiva no caso do *capex* e da variação do logaritmo do número de funcionários. Em relação às variáveis de financiamento, as distribuições do fluxo de caixa operacional (FCO) e da injeção líquida de capital são simétricas em torno dos seus valores medianos. Enquanto o FCO é positivo em média, a injeção líquida de capital é, em média, próxima de zero com os acionistas a injetar capital (receber dividendos líquidos) em 39% (50%) das observações. Em contraste, a distribuição da variação na dívida total é assimétrica à direita. Embora o número de variações positivas e negativas seja muito semelhante, os aumentos da dívida tendem a ser significativamente maiores.

#### 4. Modelo Económico

Neste artigo pretende-se medir o poder preditivo dos determinantes do crescimento das vendas mais citados na literatura. Por esse motivo, o conjunto de dados foi dividido em dois. Os primeiros dez anos (taxas de crescimento entre 2008 e 2017) são usados para estimar o modelo (período de treino). Os quatro anos restantes (taxas de crescimento entre 2018 e 2021) são usados para avaliar o desempenho do modelo (período de teste). A primeira taxa de crescimento das vendas corresponde à variação do logaritmo das vendas entre 2007 e 2008. O ano de 2006 é perdido devido à autocorrelação no crescimento das vendas e para permitir calcular as variáveis relacionadas com os investimentos e financiamentos. Para facilitar a comparação com outros estudos, utiliza-se um modelo linear. À semelhança de outros artigos na literatura (por exemplo, Bottazzi *et al.* (2011) e Coad (2007a,b)), o modelo é estimado minimizando o erro absoluto (LAD) em vez do erro quadrático (OLS). Esta escolha é motivada pelo melhor desempenho na

---

<sup>8</sup>Considera-se que uma empresa tem crédito vencido sempre que o montante vencido em dezembro seja igual ou superior a 100 euros.

<sup>9</sup>São considerados como gestores todos os funcionários que sejam simultaneamente empregadores, diretores e executivos de topo nos QP. Estes critérios são eliminados sequencialmente para as empresas que continuam sem gestores após a aplicação desta regra. Para as empresas sem empregadores, diretores ou executivos de topo, é utilizado o salário e a idade. A empresa mediana (média) tem 1 (1,5) gestor. São considerados trabalhadores todos os funcionários que não sejam gestores. Os funcionários que são empregadores são considerados acionistas que trabalham para a empresa.

previsão e pelos resultados apresentados em outros estudos, que sugerem que o LAD tem um desempenho melhor do que o OLS quando os dados têm caudas pesadas e não são simétricos, duas características comuns nos dados de crescimento das vendas.

O Quadro 2 apresenta a especificação econométrica utilizada. A taxa de crescimento da empresa  $i$  no ano  $t + 1$  é denotada como  $\Delta \ln(\text{Vendas}_{i,t:t+1})$ . Além das estimativas dos coeficientes e do respetivo nível de significância, apresenta-se a diferença entre o coeficiente de determinação com e sem cada variável e a respetiva categoria com base na medida de Koenker e Machado (1999). Esta medida é preferível ao tradicional  $R^2$  por motivos de consistência teórica. Um valor positivo em cada linha indica que a variável/categoria contribui para explicar melhor a variação das vendas.

Neste artigo, organizam-se os determinantes na literatura em três categorias principais: características das empresas (dimensão, idade, acesso a financiamento externo, alavancagem e composição da dívida, performance relativa, estrutura patrimonial, acesso a mercados externos e características do capital humano), dinâmicas específicas à empresa (autocorrelação, investimento e financiamento desfasados) e dinâmica do contexto externo à empresa (taxa de crescimento da indústria, município e agregados macroeconómicos). No último caso, os valores contemporâneos observados são usados para estimar o modelo e são posteriormente substituídos pelas previsões no momento de calcular as previsões do modelo. Em linha com a literatura, consideram-se efeitos heterogêneos por setor de atividade, no caso da dimensão, e por setor de atividade e dimensão, no caso da autocorrelação. Os setores são definidos ao nível mais elevado de agregação da NACE, o que corresponde a 17 setores na base de dados utilizada. O comércio, que é o setor mais povoado, é a categoria omitida nos resultados econométricos. Para simplificar, o Quadro 2 apresenta apenas os coeficientes dos setores de atividade que representam mais de 5% das observações. Não são incluídos quaisquer efeitos fixos. Apesar do elevado número de variáveis, com exceção do rácio de alavancagem, que tem um termo ao quadrado, todas as outras variáveis têm um fator de inflação da variância generalizada (VIF) abaixo de 5 quando se considera o quadrado do valor resultante da fórmula habitual que ajusta para os graus de liberdade. A maioria dos termos apresenta um valor próximo de um, o que sugere um baixo risco de multicolinearidade. A hipótese nula de não estacionariedade é rejeitada ao aplicar o teste de painel de raiz unitária IPS.

Com algumas exceções, todas as variáveis são estatisticamente significativas quando os erros padrão são calculados através do estimador *Huber sandwich* implementado através da função `rq` no programa R. O modelo tem um coeficiente de determinação de 0,081 baseado na medida de Koenker e Machado (1999) e 0,121 baseado no mais tradicional  $R^2$ . O mesmo modelo estimado através de OLS tem um  $R^2$  igual a 0,156. As medidas de aderência obtidas estão de acordo com as apresentadas na literatura para as PME<sup>10</sup>. Quando se consideram os valores previstos para as variáveis externas à empresa, algo que não é feito pelas referidas medidas de aderência, observa-se uma

---

<sup>10</sup>Para verificar se os resultados se encontram enviesados pela remoção dos anos iniciais e finais de algumas empresas consideradas, reestimou-se o modelo incluindo as observações com menos de 100 mil euros de vendas e ativos (preços constantes) das empresas que fazem parte da base de dados final e

correlação ao longo do tempo de 64% (ou seja, entre a mediana anual observada e a taxa de crescimento das vendas prevista) e uma correlação entre empresas de 31% (ou seja, entre a mediana observada e as taxas de crescimento previstas para cada empresa). Quando se excluem as variáveis relacionadas com as características das empresas, dinâmicas específicas e contexto externo, a medida de aderência de Koenker e Machado (1999) diminui 0,008, 0,02 e 0,045, respetivamente.

#### **4.1. Características das empresas**

A dimensão e a idade são calculadas através do logaritmo das vendas e da idade, como é comum na literatura. Como esperado, observa-se uma relação negativa com o crescimento das vendas em ambos os casos. Tomando o setor do comércio como referência, as empresas no percentil cinco da distribuição das vendas e da idade crescem 2,3 e 0,9 pontos percentuais a mais do que as empresas no percentil 95. A diferença entre a taxa de crescimento das empresas pequenas e grandes é tipicamente maior nos setores com maior intensidade de capital.<sup>11</sup> Embora significativo, a dimensão e a idade têm uma contribuição residual para melhorar a aderência do modelo.

O acesso a financiamento externo é medido através de duas variáveis binárias que indicam se a empresa tem acesso a empréstimos bancários e acesso ao mercado de títulos de dívida, respetivamente. Considera-se que uma empresa tem acesso a empréstimos bancários sempre que tenha um crédito efetivo ou potencial na CRC com maturidade original superior a um ano. A empresa tem acesso ao mercado de títulos de dívida se tiver algum valor registado no SIET. Ambos os coeficientes são positivos e significativos, mas a sua contribuição para aumentar a aderência do modelo é praticamente nula.

Os resultados apontam para uma relação côncava entre a alavancagem (rácio entre a dívida total e o montante de ativos) e o crescimento das vendas. Ainda assim, é importante ter em conta a composição da dívida. Em particular, quanto menor a parte correspondente à dívida financeira e passivos para com o governo e quanto maior a parte do crédito concedido por partes relacionadas, maior é a taxa de crescimento das vendas. A relação positiva com os empréstimos concedidos por partes relacionadas sugere que este tipo de crédito tem algumas características em comum com o capital próprio. Assumindo que cada componente da dívida tem um peso igual à média histórica, conclui-se que a alavancagem tem um contributo positivo para rácios até 75%. O efeito líquido atinge o valor máximo para rácios próximos de 40% e é igual a 0,5%. A variável binária que indica se a empresa tem empréstimos vencidos tem um coeficiente negativo considerável e, isoladamente, é a característica das empresas que mais contribui para melhorar a aderência do modelo. O rácio de alavancagem e a composição da dívida também têm um poder explicativo relevante.

---

cumprem todas as outras restrições (11% da base de dados final). Não se observou nenhuma diferença relevante nos coeficientes estimados.

<sup>11</sup>Observa-se uma correlação de -0,33 (0,27) entre a proporção mediana de capital (trabalho) nos 17 setores de atividade e os coeficientes estimados para cada um desses setores.

| Variável dependente: $\Delta \ln(\text{Vendas}_{i,t:t+1})$ |  |  | Coeficiente | Aderência ad. por variável | Aderência ad. por categoria |
|--|--|--|-------------|----------------------------|-----------------------------|
| Constante  |  |  | 0,1315***   |                            |                             |
| Características das empresas                               | Dimensão   | $\ln(\text{Vendas}_{i,t})$   | -0,0055***  | 0,000                      | 0,000                       |
|  |  | $\text{Transformadoras} * \ln(\text{Vendas}_{i,t})$                              | -0,0002***  | 0,000                      |                             |
|  |  | $\text{Construção} * \ln(\text{Vendas}_{i,t})$                                   | 0,0003***   |                            |                             |
|  |  | $\text{Aloj. e restauração} * \ln(\text{Vendas}_{i,t})$                          | 0,0005***   |                            |                             |
|  |  | $\text{Consultoria} * \ln(\text{Vendas}_{i,t})$                                  | -0,0003***  |                            |                             |
|  | Idade  | $\ln(\text{Idade}_{i,t})$  | -0,0034***  | 0,000                      | 0,000                       |
|  | Acesso financiamento ext.  | $\text{AcessoEmpBanc}_{i,t}$   | 0,0026***   | 0,000                      | 0,000                       |
|  |  | $\text{AcessoTitDiv}_{i,t}$  | 0,0036*     | 0,000                      |                             |
|  | Alavancagem e composição dívida  | $\text{DivTotal}_{i,t} / \text{Ativo}_{i,t}$                                     | 0,0341***   | 0,001                      | 0,005                       |
|  |  | $(\text{DivTotal}_{i,t} / \text{Ativo}_{i,t})^2$                                 | -0,0366***  |                            |                             |
|  |  | $\text{DivFin}_{i,t} / \text{Ativo}_{i,t}$                                       | -0,0085***  | 0,000                      |                             |
|  |  | $\text{PassivoGov}_{i,t} / \text{Ativo}_{i,t}$                                   | -0,1066***  | 0,000                      |                             |
|  |  | $\text{PassivoPartesRelac}_{i,t} / \text{Ativo}_{i,t}$                           | 0,0204***   | 0,000                      |                             |
|  | Performance relativa   | $\text{RendibilidadeRank}_{i,t}$   | 0,0353***   | 0,001                      | 0,001                       |
|  |  | $\text{ProdutividadeRank}_{i,t}$   | -0,0198***  | 0,000                      |                             |
|  | Estrutura patrimonial  | $\text{GrupoEconómico}_{i,t}$  | 0,0182***   | 0,001                      | 0,001                       |
|  |  | $\text{EmpregadorTrab}_{i,t}$  | 0,0042***   | 0,000                      |                             |
|  | Acesso mercados externos   | $\text{Exportadora}_{i,t}$   | 0,005***    | 0,000                      | 0,000                       |
|  | Características capital humano   | $\text{IdadeGestores}_{i,t}$   | -0,0007***  | 0,000                      | 0,001                       |
|  |  | $\text{IdadeTrabalhadores}_{i,t}$  | -0,0007***  | 0,000                      |                             |
| $\text{EnsinoSupGestores}_{i,t}$                           |  | -0,0007  | 0,000       |                            |                             |
| $\text{EnsinoSupTrabalhadores}_{i,t}$                      |  | 0,0079***  | 0,000       |                            |                             |
| $\text{FemininoGestores}_{i,t}$                            |  | -0,004***  | 0,000       |                            |                             |
| $\text{FemininoTrabalhadores}_{i,t}$                       |  | -0,0075***   | 0,000       |                            |                             |
| Autocorrelação, investimento e financiamento desfasado     | Autocorrelação   | $\Delta \ln(\text{Vendas})_{i,t-1:t}$  | 0,0416***   | 0,000                      | 0,003                       |
|  |  | $\text{Pequenas} * \Delta \ln(\text{Vendas})_{i,t-1:t}$                          | 0,0222***   | 0,000                      |                             |
|  |  | $\text{Médias} * \Delta \ln(\text{Vendas})_{i,t-1:t}$                            | 0,0537***   |                            |                             |
|  |  | $\text{Grandes} * \Delta \ln(\text{Vendas})_{i,t-1:t}$                           | 0,0527***   |                            |                             |
|  |  | $\text{Transformadoras} * \Delta \ln(\text{Vendas})_{i,t-1:t}$                   | -0,0871***  |                            |                             |
|  |  | $\text{Construção} * \Delta \ln(\text{Vendas})_{i,t-1:t}$                        | -0,204***   |                            |                             |
|  |  | $\text{Aloj. e restauração} * \Delta \ln(\text{Vendas})_{i,t-1:t}$               | -0,0378***  |                            |                             |
|  |  | $\text{Consultoria} * \Delta \ln(\text{Vendas})_{i,t-1:t}$                       | -0,0811***  |                            |                             |
|  | Investimento desfasado   | $\text{Capex}_{i,t} / \text{Ativo}_{i,t-1} * 1_{(\text{Capex}_t > 0)}$           | 0,0587***   | 0,001                      | 0,009                       |
|  |  | $\text{Capex}_{i,t} / \text{Ativo}_{i,t-1} * 1_{(\text{Capex}_t < 0)}$           | 0,3691***   | 0,005                      |                             |
|  |  | $\Delta \ln(\text{Inv}_{i,t-1:t}) * 1_{\Delta \text{Inv}_{i,t-1:t} > 0}$         | 0,0326***   |                            |                             |
|  |  | $\Delta \ln(\text{Inv}_{i,t-1:t}) * 1_{\Delta \text{Inv}_{i,t-1:t} < 0}$         | 0,0508***   |                            |                             |
|  |  | $\Delta \ln(\text{NumFunc}_{i,t-1:t}) * 1_{\Delta \text{NumFunc}_{i,t-1:t} > 0}$ | 0,0541***   | 0,003                      |                             |
|  |  | $\Delta \ln(\text{NumFunc}_{i,t-1:t}) * 1_{\Delta \text{NumFunc}_{i,t-1:t} < 0}$ | 0,1133***   |                            |                             |
|  |  | $\text{PublicidadeRank}_{i,t}$   | 0,0257***   | 0,000                      |                             |
| Financiamento desfasado                                    | $\text{FCO}_{i,t} / \text{Ativo}_{i,t}$  | -0,0201***   | 0,000       | 0,002                      |                             |
|  | $\text{InjLiqCap}_{i,t} / \text{Ativo}_{i,t-1} * 1_{\text{InjLiqCap}_{i,t} > 0}$                 | 0,1039***  | 0,000       |                            |                             |
|  | $\text{InjLiqCap}_{i,t} / \text{Ativo}_{i,t-1} * 1_{\text{InjLiqCap}_{i,t} < 0}$                 | 0,0208***  |             |                            |                             |
|  | $\Delta \text{Dívida}_{i,t-1:t} / \text{Ativo}_{i,t-1} * 1_{\Delta \text{Dívida}_{i,t-1:t} > 0}$ | 0,0319***  | 0,002       |                            |                             |
|  | $\Delta \text{Dívida}_{i,t-1:t} / \text{Ativo}_{i,t-1} * 1_{\Delta \text{Dívida}_{i,t-1:t} < 0}$ | 0,137***   |             |                            |                             |

| Variável dependente: $\Delta \ln(\text{Vendas}_{i,t:t+1})$ |           | Coefficiente   | Aderência ad. por variável | Aderência ad. por categoria |       |
|--|-----------|--|----------------------------|-----------------------------|-------|
| Contexto externo   | Indústria | $g\_Ind_{j,t:t+1} - g\_PIB_{t:t+1}$                      | 0,965***                   | 0,000                       | 0,020 |
|  |           | $Pequenas_{i,t} * (g\_Ind_{j,t:t+1} - g\_PIB_{t:t+1})$   | -0,0987***                 | 0,000                       |       |
|  |           | $Médias_{i,t} * (g\_Ind_{j,t:t+1} - g\_PIB_{t:t+1})$     | -0,1057***                 |                             |       |
|  |           | $Grandes_{i,t} * (g\_Ind_{j,t:t+1} - g\_PIB_{t:t+1})$    | -0,1121***                 |                             |       |
|  | Local     | $g\_Local_{h,t:t+1} - g\_PIB_{t:t+1}$                    | 0,6149***                  | 0,000                       | 0,002 |
|  |           | $Pequenas_{i,t} * (g\_Local_{h,t:t+1} - g\_PIB_{t:t+1})$ | -0,1698***                 | 0,000                       |       |
|  |           | $Médias_{i,t} * (g\_Local_{h,t:t+1} - g\_PIB_{t:t+1})$   | -0,3453***                 |                             |       |
|  |           | $Grandes_{i,t} * (g\_Local_{h,t:t+1} - g\_PIB_{t:t+1})$  | -0,635***                  |                             |       |
|  | Macro     | $PesoDom_{i,t} * g\_PI_{t:t+1}$                          | 0,5244***                  | 0,000                       | 0,004 |
|  |           | $PesoExp_{i,t} * g\_Exp_{t:t+1}$                         | 0,0652***                  |                             |       |
|  |           | $Pequenas_{i,t} * PesoDom_{i,t} * g\_PI_{t:t+1}$         | 0,0537***                  | 0,000                       |       |
|  |           | $Médias_{i,t} * PesoDom_{i,t} * g\_PI_{t:t+1}$           | 0,0563**                   |                             |       |
|  |           | $Grandes_{i,t} * PesoDom_{i,t} * g\_PI_{t:t+1}$          | 0,0987***                  |                             |       |
| $Pequenas_{i,t} * PesoExp_{i,t} * g\_Exp_{t:t+1}$          |           | 0,1209***  |                            |                             |       |
| $Médias_{i,t} * PesoExp_{i,t} * g\_Exp_{t:t+1}$            |           | 0,1554***  |                            |                             |       |
| $Grandes_{i,t} * PesoExp_{i,t} * g\_Exp_{t:t+1}$           |           | 0,2218***  |                            |                             |       |

QUADRO 2. Determinantes do crescimento das empresas (no ano seguinte).

Notas: \*\*\* indica que a variável é significativa a 1%. \*\* indica que a variável é significativa a 5%. \* indica que a variável é significativa a 10%. Os erros-padrão são calculados através do método *Huber sandwich* implementado através da função *rq* do programa R. Todas as variáveis monetárias foram deflacionadas através do índice de preços no consumidor. O comércio é o setor omitido quando se interage o setor de atividade com o logaritmo das vendas. As microempresas do setor do comércio é o grupo omitido quando se interage o setor de atividade com o termo autoregressivo. Por simplificação, não se apresentam os setores de atividade que representam menos de 5% das observações (12 setores). *AcessoEmpBanc* e *AcessoTitDiv* são variáveis binárias com valor igual a um quando a empresa tem pelo menos 50 euros em crédito (concedido ou potencial) com uma maturidade original superior a um ano em dezembro de cada ano e o montante registado no SIET é maior que zero, respetivamente. *DívFinIncumprimento* é uma variável binária que é igual a um quando a empresa tem crédito em incumprimento de pelo menos 100 euros em dezembro de cada ano. *EnsinoSupGestores/EnsinoSupTrabalhadores* e *FemininoGestores/FemininoTrabalhadores* correspondem à proporção de gestores e trabalhadores que têm ensino superior e género feminino, respetivamente. *PesoDom* e *PesoExp* correspondem à proporção de vendas para o mercado doméstico e para exportação, respectivamente. *g\_PI* e *g\_Exp* correspondem à taxa de crescimento real da procura interna e das exportações. A aderência adicional associada a  $\ln(\text{Vendas}_{i,t})$ ,  $g\_Ind_{j,t:t+1} - g\_PIB_{t:t+1}$  e à combinação de  $PesoDom_{i,t} * g\_PI_{t:t+1}$  com  $PesoExp_{i,t} * g\_Exp_{t:t+1}$  é zero por definição devido à presença de efeitos heterogéneos por dimensão. Caso não se considerassem estes efeitos no modelo base, estas variáveis teriam um contributo muito próximo do observado na categoria.

A rentabilidade e a produtividade são calculadas usando a ordenação da empresa na sua indústria e ano (ver a definição da indústria na secção 4.3). A rentabilidade é igual ao rácio dos lucros antes de juros, impostos e depreciações (EBITDA) sobre ativos. A produtividade segue a abordagem da proporção dos custos apresentada em Foster *et al.* (2016). Em linha com a teoria, existe uma relação positiva considerável entre a rentabilidade e o crescimento das vendas. As empresas no percentil 95 crescem 3,2 pontos percentuais a mais do que as empresas no percentil cinco. Em contraste com a teoria, os resultados obtidos têm uma relação negativa entre a ordenação da

produtividade e o crescimento das vendas. As empresas no percentil cinco crescem 1,8 pontos percentuais a mais do que as empresas no percentil 95. Este resultado é robusto à adoção de outras medidas de produtividade como a produtividade do trabalho ou do capital, e é consistente com os resultados apresentados em Banco de Portugal (2019). A rendibilidade e a produtividade têm, no entanto, um baixo poder explicativo.

O coeficiente associado a pertencer a um grupo económico é significativo e tem uma magnitude considerável. As empresas que pertencem a um grupo económico crescem 1,8 pontos percentuais a mais do que as restantes. As empresas cujos acionistas trabalham para a empresa crescem 0,4 pontos percentuais a mais. Assumindo que esta medida é uma boa aproximação para saber se a empresa é controlada pelos seus proprietários, estes resultados vão contra a literatura citada na secção 2. As empresas exportadoras crescem 0,5 pontos percentuais acima das restantes. Estas variáveis têm um impacto negligenciável na aderência do modelo.

Em linha com a literatura, observa-se uma relação negativa com a idade e o género (feminino) tanto para trabalhadores quanto para gestores. Quando a idade mediana do gestor (trabalhador) é igual a 31 (27), estima-se que as empresas cresçam 2,2 (1,8) pontos percentuais a mais do que quando é igual a 64 (53). Adicionalmente, estima-se que uma empresa com pessoas exclusivamente do sexo feminino cresça 0,4 e 0,8 pontos percentuais a menos do que uma empresa com pessoas exclusivamente do sexo masculino, dependendo se são gestores ou trabalhadores, respetivamente. Surpreendentemente, o coeficiente associado à proporção de indivíduos com ensino superior é significativo apenas no caso dos trabalhadores e não nos gestores. Neste caso, estima-se que uma empresa onde todos os trabalhadores tenham ensino superior cresça mais 0,8 pontos percentuais do que as restantes. As características do capital humano contribuem pouco para melhorar a aderência do modelo, mesmo considerando todas em conjunto. Como teste de robustez, o modelo foi estimado apenas até 2013 (último ano em que é possível juntar os QP sem assumir hipóteses adicionais) e os resultados mantiveram-se praticamente inalterados.

#### ***4.2. Autocorrelação, investimento e financiamento desfasado***

Considera-se no modelo o efeito da taxa de crescimento das vendas desfasadas com efeitos heterogéneos por dimensão e setor de atividade. A variável omitida corresponde às microempresas do setor do comércio, que têm um coeficiente de autocorrelação positivo (aproximadamente 0,04). Como esperado, a autocorrelação aumenta com a dimensão da empresa, com as empresas médias e grandes a terem coeficientes significativamente maiores do que as micro e pequenas empresas. As microempresas apresentam autocorrelação negativa em cerca de metade dos setores de atividade. A autocorrelação é especialmente negativa nos setores da construção, nas atividades imobiliárias e na agricultura. A autocorrelação é maior e positiva independentemente da dimensão nos setores da educação, saúde e transportes e armazenagem. Na generalidade dos casos, os coeficientes de autocorrelação obtidos estão em linha com os resultados apresentados em estudos que se focam nas PME e consideravelmente abaixo

dos reportados para as grandes empresas cotadas em bolsa. A autocorrelação tem um contributo relevante para melhorar a aderência do modelo.

O investimento na empresa é representado através de diferentes variáveis nomeadamente, o rácio entre o *capex* e os ativos desfasados, a variação do logaritmo do inventário e do número de funcionários e a ordenação por indústria e ano do rácio entre as despesas em publicidade e os ativos desfasados. Com exceção da publicidade, o impacto das restantes variáveis é diferente consoante a variável tenha um aumento ou uma diminuição. Os resultados mostram que as diminuições têm um impacto mais forte na variação das vendas. Todas as variáveis são estatisticamente significativas com as variações no logaritmo dos inventários e no número de trabalhadores a contribuir para melhorar consideravelmente as medidas de aderência do modelo. Estima-se que as empresas no percentil 95 dessas variáveis cresçam 8,5 e 7,3 pontos percentuais a mais do que as empresas no percentil cinco, respetivamente.

O impacto das variáveis de financiamento é medido através do rácio entre as várias fontes de financiamento (fluxos de caixa operacionais, injeções líquidas de capital e variações na dívida) e os ativos desfasados. Todas as variáveis são significativas, com as duas últimas a terem o esperado sinal positivo e o rácio dos fluxos de caixa operacionais sobre os ativos desfasados a ter um surpreendente impacto negativo. À semelhança das variáveis relacionadas com o investimento, distingue-se o impacto dos aumentos do das diminuições. Enquanto as injeções líquidas de capital positivas têm um impacto maior do que as variações negativas, no caso das variações da dívida, ocorre o oposto. Este resultado deverá estar relacionado com o facto das empresas tipicamente exibirem injeções de capital negativas (refletindo pagamentos de dividendos) e variações da dívida positivas, ou de menor valor, no caso de serem negativas (refletindo novos créditos ou amortizações graduais). Um padrão diferente pode sinalizar confiança nos projetos da empresa, no caso de uma injeção de capital positiva, ou restrições financeiras, no caso de variações negativas na dívida. Em contraste com a literatura, onde o papel das emissões de capital são geralmente mais enfatizadas, as variações na dívida destacam-se como a mais importante das três variáveis. Neste caso, as empresas no percentil 95 crescem 5,5 pontos percentuais a mais do que as empresas no percentil cinco. Este diferencial desce para 1,1 e -0,9 pontos percentuais no caso das injeções líquidas de capital e dos fluxos de caixa operacionais, respetivamente. Apenas a variação desfasada da dívida contribui de forma relevante para a aderência do modelo.

### 4.3. Contexto externo

O modelo inclui três categorias de variáveis relacionadas com o contexto externo à empresa: a mediana das taxas de crescimento das vendas da indústria que excede a taxa de crescimento real do PIB ( $g\_Ind_{j,t:t+1} - g\_PIB_{t:t+1}$ ); a mediana das taxas de crescimento das vendas do município que excede a taxa de crescimento real do PIB ( $g\_Local_{h,t:t+1} - g\_PIB_{t:t+1}$ ); e a taxa de crescimento real em dois agregados macroeconómicos, nomeadamente a procura interna ( $g\_PI_{t:t+1}$ ) e as exportações agregadas ( $g\_Exp_{t:t+1}$ ). Consideram-se efeitos heterogéneos ao nível da dimensão da empresa para todas estas variáveis. Adicionalmente, no caso das taxas de crescimento real da procura interna

e das exportações, estas variáveis aparecem multiplicadas pelo peso que as vendas domésticas e externas têm em cada empresa.

Todas as variáveis relativas ao contexto externo são contemporâneas da variável dependente. Para evitar obter coeficientes enviesados, o modelo é estimado usando os valores observados. No caso das taxas de crescimento da indústria e do município, desenvolveram-se modelos auxiliares para calcular as previsões (ver Apêndice Online A). No caso dos agregados macroeconómicos são utilizadas as previsões oficiais do Banco de Portugal. Os modelos auxiliares da indústria e do município são versões simplificadas do modelo ao nível da empresa onde apenas se consideram a autocorrelação e as taxas de crescimento real da procura interna e das exportações com impactos heterogêneos por sector de atividade e distrito, respetivamente. As previsões macroeconómicas correspondem às publicadas regularmente no Boletim Económico de dezembro do Banco de Portugal. No caso de 2020, dado o carácter inesperado da pandemia, optou-se por utilizar as previsões do Boletim Económico de junho a fim de permitir uma melhor comparação com os restantes anos.<sup>12</sup>

A mediana da taxa de crescimento anual das vendas das empresas ao nível da indústria ( $g_{Ind_{j,t:t+1}}$ ) é calculada considerando 313 indústrias. Para a maior parte das empresas, a indústria corresponde à desagregação NACE a 5 dígitos. Um algoritmo de agrupamento é usado para juntar os setores com menos de 50 empresas por ano, para todos os anos, com outros códigos de setores ao nível dos 5 dígitos.<sup>13</sup> As microempresas têm uma maior sensibilidade à indústria com um coeficiente igual a 0,96. Este valor contrasta com aproximadamente 0,86 no caso das pequenas, médias e grandes empresas. A taxa de crescimento da indústria que excede a taxa de crescimento real do PIB é a variável que mais contribui para melhorar a aderência do modelo.

A mediana da taxa de crescimento anual das vendas das empresas ao nível do município ( $g_{Local_{h,t:t+1}}$ ) é calculada para os 308 municípios que compõem o território português. Como esperado, o impacto do município depende muito da dimensão da empresa, observando-se um valor próximo de 0,6 nas microempresas e praticamente zero nas grandes empresas. O excesso da taxa de crescimento do município tem um contributo moderado para melhorar a aderência do modelo.

No que respeita aos agregados macroeconómicos, observa-se que a taxa de crescimento das empresas é mais sensível à procura interna do que às exportações mesmo antes de multiplicar pelo seu peso no total das vendas. No caso de uma empresa grande que exporte metade das suas vendas, a taxa de crescimento das vendas aumenta aproximadamente o dobro no caso de um aumento de um ponto percentual na procura interna comparativamente ao mesmo aumento nas exportações agregadas. Enquanto

---

<sup>12</sup>Entre dezembro de 2019 e junho de 2020, as taxas de crescimento previstas para a procura interna e para as exportações de 2020 diminuíram de 2,6% para -8,2% e de 2,6% para -25,3%, respetivamente.

<sup>13</sup>O algoritmo *sclust* (agrupamento condicionado pela dimensão) é utilizado para determinar as indústrias usando como determinantes todos os níveis da hierarquia NACE para evitar que o algoritmo junte desnecessariamente setores muito distantes. A mediana da taxa de crescimento das vendas por ano é usada para garantir uma solução única. Aproximadamente 55% dos conjuntos correspondem a um único setor de atividade de 5 dígitos.

as empresas mais pequenas são mais afetadas por dinâmicas locais e da indústria, as empresas grandes são as mais afetadas pelos agregados nacionais, em particular pelas exportações. A taxa de crescimento dos agregados macroeconómicos está entre as variáveis que mais contribuem para explicar o crescimento das vendas das empresas.

## 5. Performance da previsão

O Quadro 3 apresenta algumas estatísticas descritivas das taxas de crescimento das vendas observadas e previstas para o período de teste. Em média, o modelo sobrestima as taxas de crescimento das vendas. A mediana das taxas de crescimento previstas encontra-se no entanto abaixo das observadas. Este padrão não se observa em todos os anos. Em 2018 e 2019, a média e a mediana das previsões encontram-se relativamente próximas dos valores observados. Em 2020, o ano do choque pandémico, em média, o modelo sobrestima a taxa de crescimento das vendas, o que não acontece quando se considera a mediana. Esta sobrestimação ocorre apesar das taxas de crescimento previstas para a procura interna e para as exportações serem mais baixas do que as observadas e deve estar relacionada com as características únicas do choque pandémico, que afetou alguns setores de uma forma invulgar.<sup>14</sup> O modelo subestima a média e a mediana da taxa de crescimento em 2021, o ano da recuperação do choque pandémico. Esta subestimação resulta em grande parte do coeficiente de autocorrelação positivo incluído tanto no modelo ao nível da empresa como nos modelos auxiliares, que diminuem as previsões das empresas, indústrias e municípios mais afetados pela pandemia no ano anterior. Os valores observados são significativamente mais dispersos do que os valores previstos e consideravelmente mais enviesados à esquerda.

|       |           | Média | P50   | DP   | Assimetria |
|-------|-----------|-------|-------|------|------------|
| 2018  | Observado | 0,00  | 0,02  | 0,31 | -1,69      |
|       | Previsto  | 0,03  | 0,03  | 0,07 | 0,08       |
| 2019  | Observado | 0,01  | 0,03  | 0,30 | -1,55      |
|       | Previsto  | 0,02  | 0,02  | 0,06 | 0,03       |
| 2020  | Observado | -0,17 | -0,08 | 0,45 | -1,65      |
|       | Previsto  | -0,08 | -0,07 | 0,09 | -0,20      |
| 2021  | Observado | 0,09  | 0,09  | 0,33 | -1,15      |
|       | Previsto  | 0,01  | 0,01  | 0,07 | 0,56       |
| Total | Observado | -0,02 | 0,02  | 0,37 | -1,69      |
|       | Previsto  | 0,00  | 0,00  | 0,08 | -0,35      |

QUADRO 3. Estatísticas descritivas das taxas de crescimento das vendas observadas e previstas.

Notas: Ao considerar-se as previsões do Boletim Económico de dezembro de 2019, a média das taxas de crescimento das vendas em 2020 é igual a 0,02 em vez de -0,08. Todos os valores estão em unidades naturais.

O Quadro 4 apresenta o desvio absoluto médio (MAD) e o desvio absoluto médio relativo (RMAD) para o período de teste, por ano, idade, dimensão e setor de atividade.

<sup>14</sup>O Boletim Económico de junho de 2020 do Banco de Portugal prevê -8,2% para a procura interna e -25,3% para as exportações. Estes valores contrastam com taxas de crescimento observadas de -4,0% e -22,6%, respetivamente.

O RMAD é calculado como o rácio entre o MAD do modelo e o MAD de um modelo alternativo em que se assume que a taxa de crescimento das vendas é igual para todas as empresas. Este modelo alternativo é compatível com a hipótese assumida por vários modelos estruturais de finanças corporativas de que o logaritmo das vendas segue um passeio aleatório com *drift*. Pelas mesmas razões apresentadas para o modelo principal, estima-se esta taxa de crescimento usando LAD ao invés de OLS, obtendo-se -2% (OLS conduz a -7,3%). Este valor corresponde à mediana histórica entre 2008 e 2017 e é inferior ao observado para a totalidade do período amostral. O RMAD é particularmente adequado para comparar grupos de indivíduos porque controla para o nível de dispersão dentro de cada grupo.

O modelo tem um MAD de 0,223 (em unidades naturais), um valor 0,011 abaixo do obtido pelo modelo alternativo. Este valor corresponde a um RMAD de 0,951, um valor próximo do obtido quando o modelo é aplicado no período entre 2008 e 2017 (0,956). A raiz quadrada do erro quadrático médio (RMSE) é igual a 0,353, o que contrasta com 0,369 no modelo alternativo (RMSE relativo igual a 0,957).<sup>15</sup> Estes resultados sugerem que os determinantes apontados na literatura têm um baixo poder preditivo. Esta conclusão não é surpreendente dada a baixa aderência apresentada na secção 4 e na literatura, o que tem levado alguns autores a argumentar que a taxa de crescimento das empresas é basicamente aleatória. O facto de o RMAD obtido estar consistentemente abaixo de 1, tanto no período de teste como no período de treino, sugere no entanto que o desenvolvimento de modelos de previsão pode valer a pena. Infelizmente, não é possível testar formalmente se o RMAD obtido é estatisticamente significativo dado o baixo número de anos no período de teste.

Para melhor avaliar a performance do modelo, compararam-se os resultados apresentados com os de um modelo autoregressivo de ordem um, AR(1), com uma versão simplificada do modelo utilizado, onde se consideram apenas as variáveis que contribuem para melhorar a performance do modelo no período de teste e com um modelo *naïve* onde a taxa de crescimento prevista é igual à do ano anterior. Os primeiros dois modelos são apresentados no Apêndice Online B. O RMAD do modelo AR1 é igual a 1,006 considerando todos os anos e ligeiramente abaixo de 1 quando se exclui o ano de 2021. O RMAD do modelo simplificado é igual a 0,951, um valor muito próximo ao observado no modelo principal. O RMAD do modelo *naïve* é igual a 1,43. Por fim, como teste de robustez, reestimou-se o modelo usando diferentes empresas no período de treino e de teste, observando-se um aumento de 0,001 no RMAD.

O MAD é mais baixo nos anos antes da pandemia refletindo provavelmente um menor nível de incerteza. O RMAD é semelhante em todos os anos com exceção de 2020, ano em que é igual a 0,975. Ainda que acima da média, este último é inferior a 1,017, o valor obtido quando consideradas as previsões constantes do Boletim Económico de dezembro de 2019.

---

<sup>15</sup>O mesmo modelo e o modelo alternativo estimados através de OLS têm, respetivamente, um MAD de 0,235 e 0,232 (RMAD igual a 1,013) e um RMSE de 0,353 e 0,37 (RMSE relativo igual a 0,956), valores acima ou aproximadamente iguais aos obtidos usando LAD.

|                               | Desvio Absoluto<br>Médio (MAD) | Desvio Absoluto Médio<br>Relativo (RMAD) |
|-------------------------------|--------------------------------|--|
| <b>Ano</b>                    |                                |  |
| 2018                          | 0,183                          | 0,943                                    |
| 2019                          | 0,182                          | 0,938                                    |
| 2020                          | 0,295                          | 0,975                                    |
| 2021                          | 0,230                          | 0,938                                    |
| <b>Idade</b>                  |                                |  |
| Idade<=5                      | 0,298                          | 0,941                                    |
| Idade>5 & Idade<=20           | 0,224                          | 0,952                                    |
| Idade>20                      | 0,190                          | 0,957                                    |
| <b>Dimensão</b>               |                                |  |
| Microempresas                 | 0,234                          | 0,959                                    |
| Pequenas                      | 0,212                          | 0,941                                    |
| Médias                        | 0,195                          | 0,933                                    |
| Grandes                       | 0,165                          | 0,928                                    |
| <b>Setor de atividade</b>     |                                |  |
| Agricultura                   | 0,239                          | 0,960                                    |
| Ind. extractivas              | 0,239                          | 0,964                                    |
| Ind. transformadoras          | 0,201                          | 0,948                                    |
| Eletricidade                  | 0,232                          | 0,999                                    |
| Água                          | 0,246                          | 0,969                                    |
| Construção                    | 0,284                          | 0,956                                    |
| Comércio                      | 0,181                          | 0,954                                    |
| Transportes e armazenagem     | 0,209                          | 0,940                                    |
| Alojamento e restauração      | 0,295                          | 0,908                                    |
| Informação e comunicação      | 0,256                          | 0,951                                    |
| Act. imobiliárias             | 0,375                          | 0,960                                    |
| Consultoria                   | 0,235                          | 0,964                                    |
| Act. administrativas          | 0,318                          | 0,931                                    |
| Educação                      | 0,206                          | 1,024                                    |
| Saúde                         | 0,182                          | 1,021                                    |
| Act. artísticas e desportivas | 0,392                          | 0,961                                    |
| Outros serviços               | 0,193                          | 0,976                                    |
| <b>Total</b>                  | 0,223                          | 0,951                                    |

QUADRO 4. MAD e RMAD por ano, idade, dimensão e setor de atividade.

Notas: Todos os valores estão em unidades naturais.

Refletindo provavelmente o seu menor perfil de risco, o MAD é menor nas empresas mais antigas e nas empresas de maior dimensão. As empresas nos setores da saúde e comércio têm o MAD mais baixo, enquanto que as empresas nos setores das atividades imobiliárias e artes e desporto apresentam o valor mais elevado. O RMAD é menor nas empresas mais jovens e maior nas empresas dos setores do alojamento e restauração, seguido do setor das actividades administrativas. O modelo proposto não é capaz de vencer o modelo alternativo no caso dos setores da educação e da saúde.

O Gráfico 1 apresenta um *binscatter* das taxas de crescimento previstas e observadas para as vendas. O *binscatter* é um tipo de gráfico de dispersão onde os dados são agrupados para permitir a sua leitura. No caso do Gráfico 1, a média (pontos a azul) e a mediana (pontos a vermelho) da variável no eixo das ordenadas (taxa de crescimento das vendas observadas) são apresentadas para grupos de observações determinados com base na variável no eixo das abcissas (taxa de crescimento das vendas previstas).

O valor apresentado no eixo das abcissas corresponde ao valor médio para essas observações. As observações associadas a cada ponto são determinadas com base na ordenação da variável no eixo das abcissas de forma a que cada ponto represente o mesmo número de observações. Uma linha de 45 graus é acrescentada para ajudar na interpretação do gráfico. Pontos acima (abaixo) da linha dos 45 graus sugerem que o modelo está a subestimar (sobrestimar) a taxa de crescimento das vendas observadas. Os valores previstos são próximos da média e da mediana dos valores observados para taxas de crescimento positivas e ligeiramente negativas. Contudo, quando as taxas de crescimento das vendas previstas são muito negativas, a taxa de crescimento observada é, em média, consideravelmente mais baixa do que a taxa de crescimento prevista, algo que não ocorre no caso da mediana. Este resultado sugere que a distribuição das taxas de crescimento das vendas observadas é muito assimétrica para as observações em que o modelo prevê taxas de crescimento significativamente negativas, uma consequência do modelo não ser capaz de prever adequadamente taxas de crescimento negativas extremas acabando por não captar bem o enviesamento significativo dos dados.

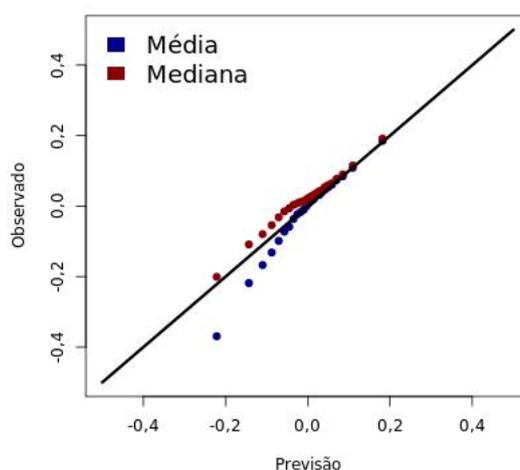


GRÁFICO 1: *Binscatter* das taxas de crescimento real das vendas previstas e observadas (2018-2021).

Notas: O *binscatter* apresenta a média (pontos vermelhos) e a mediana (pontos azuis) da variável no eixo das ordenadas para grupos de observações definidos com base na variável do eixo das abcissas. O valor apresentado no eixo das abcissas corresponde à média dessas observações. Todos os valores estão em unidades naturais. As observações associadas a cada ponto são determinadas com base na ordenação da variável no eixo das abcissas de forma a que cada um dos 25 pontos represente o mesmo número de observações (4% de todas as observações).

O Quadro 5 apresenta o contributo de cada variável e categoria para o RMAD. Cada linha corresponde à diferença entre o RMAD com e sem a variável e categoria correspondente. De forma a simplificar, são apenas apresentadas as categorias de variáveis que contribuem para diminuir o RMAD em pelo menos 0,001.

A maioria das características das empresas não tem um impacto significativo no RMAD. A única exceção é a variável binária que identifica se a empresa tem dívida em incumprimento. Quando se excluem do modelo todas as características das empresas, o RMAD aumenta 0,003.

A autocorrelação não melhora o RMAD, dada a contribuição prejudicial de 2021. Excluindo este ano, a autocorrelação contribui para diminuir o RMAD em 0,002. Todas as variáveis de investimento desfasadas têm contribuições consideráveis para o decréscimo do RMAD. A taxa de crescimento do inventário e do número de trabalhadores destacam-se como as mais importantes contribuindo com -0,004 e -0,003, respetivamente. Uma contribuição semelhante é encontrada para a variação desfasada na dívida total, a única variável desfasada de financiamento que contribui para melhorar as previsões. O RMAD aumenta em 0,014 quando se exclui a autocorrelação e o investimento e financiamento desfasados simultaneamente.

As variáveis relacionadas com o contexto externo à empresa destacam-se como sendo as que mais contribuem para a performance do modelo. Em conjunto estas variáveis contribuem para diminuir o RMAD em 0,038. A maior contribuição vem das variáveis macro, seguida das da indústria. As variáveis relacionadas com as taxas de crescimento dos municípios são ligeiramente prejudiciais para o modelo de previsão. Ainda que positiva para o desempenho do modelo, o contributo da taxa de crescimento da indústria é relativamente baixo quando comparado com a sua contribuição para explicar as taxas de crescimento observadas, algo que reflete a diferença entre as taxas de crescimento da indústria observadas e previstas (ver Gráfico A.1 do Apêndice Online). A inclusão de efeitos heterogêneos por dimensão tem um impacto negligenciável no RMAD para todas as variáveis relacionadas com o contexto externo.

| Variável dependente: $\Delta \ln(\text{Vendas}_{i,t:t+1})$                                       |                                    |  | RMAD adicional por variável | RMAD adicional por categoria |        |
|--|------------------------------------|--|-----------------------------|------------------------------|--------|
| Características das empresas   | Alavancagem e composição da dívida | $\text{DívTotal}_{i,t} / \text{Ativo}_{i,t}$                                     | 0,000                       | -0,002                       |        |
|  |                                    | $(\text{DívTotal}_{i,t} / \text{Ativo}_{i,t})^2$                                 |                             |                              |        |
|  |                                    | $\text{DívFin}_{i,t} / \text{Ativo}_{i,t}$                                       | 0,000                       |                              |        |
|  |                                    | $\text{PassivoGov}_{i,t} / \text{Ativo}_{i,t}$                                   | 0,000                       |                              |        |
|  |                                    | $\text{PassivoPartesRelac}_{i,t} / \text{Ativo}_{i,t}$                           | 0,000                       |                              |        |
|  |                                    | $\text{DívFinIncumprimento}_{i,t}$   | -0,002                      |                              |        |
| Investimento e financiamento desfasado   | Investimento desfasado             | $\text{Capex}_{i,t} / \text{Ativo}_{i,t-1} * 1_{(\text{Capex}_t > 0)}$           | 0,000                       | -0,009                       |        |
|  |                                    | $\text{Capex}_{i,t} / \text{Ativo}_{i,t-1} * 1_{(\text{Capex}_t < 0)}$           |                             |                              |        |
|  |                                    | $\Delta \ln(\text{Inv}_{i,t-1:t}) * 1_{\Delta \text{Inv}_{i,t-1:t} > 0}$         | -0,004                      |                              |        |
|  |                                    | $\Delta \ln(\text{Inv}_{i,t-1:t}) * 1_{\Delta \text{Inv}_{i,t-1:t} < 0}$         |                             |                              |        |
|  |                                    | $\Delta \ln(\text{NumFunc}_{i,t-1:t}) * 1_{\Delta \text{NumFunc}_{i,t-1:t} > 0}$ | -0,003                      |                              |        |
|  |                                    | $\Delta \ln(\text{NumFunc}_{i,t-1:t}) * 1_{\Delta \text{NumFunc}_{i,t-1:t} < 0}$ |                             |                              |        |
|  | $\text{PublicidadeRank}_{i,t}$     | -0,001   |                             |                              |        |
|  | Financiamento desfasado            | $\text{FCO}_{i,t} / \text{Ativo}_{i,t}$  | 0,000                       |                              | -0,003 |
|  |                                    | $\text{InjLiqCap}_{i,t} / \text{Ativo}_{i,t-1} * 1_{\text{InjLiqCap}_{i,t} > 0}$ | 0,000                       |                              |        |
|  |                                    | $\text{InjLiqCap}_{i,t} / \text{Ativo}_{i,t-1} * 1_{\text{InjLiqCap}_{i,t} < 0}$ |                             |                              |        |
| $\Delta \text{Dívida}_{i,t-1:t} / \text{Ativo}_{i,t-1} * 1_{\Delta \text{Dívida}_{i,t-1:t} > 0}$ |                                    | -0,003   |                             |                              |        |
| $\Delta \text{Dívida}_{i,t-1:t} / \text{Ativo}_{i,t-1} * 1_{\Delta \text{Dívida}_{i,t-1:t} < 0}$ |                                    |  |                             |                              |        |
| Contexto externo   | Indústria                          | $g\_Ind_{j,t:t+1} - g\_PIB_{t:t+1}$  | 0,000                       | -0,002                       |        |
|  |                                    | $\text{Pequenas}_{i,t} * (g\_Ind_{j,t:t+1} - g\_PIB_{t:t+1})$                    | 0,000                       |                              |        |
|  |                                    | $\text{Médias}_{i,t} * (g\_Ind_{j,t:t+1} - g\_PIB_{t:t+1})$                      |                             |                              |        |
|  |                                    | $\text{Grandes}_{i,t} * (g\_Ind_{j,t:t+1} - g\_PIB_{t:t+1})$                     |                             |                              |        |
|  | Macro                              | $\text{PesoDom}_{i,t} * g\_PI_{t:t+1}$   | 0,000                       | -0,013                       |        |
|  |                                    | $\text{PesoExp}_{i,t} * g\_Exp_{t:t+1}$  |                             |                              |        |
|  |                                    | $\text{Pequenas}_{i,t} * \text{PesoDom}_{i,t} * g\_PI_{t:t+1}$                   | 0,000                       |                              |        |
|  |                                    | $\text{Médias}_{i,t} * \text{PesoDom}_{i,t} * g\_PI_{t:t+1}$                     |                             |                              |        |
|  |                                    | $\text{Grandes}_{i,t} * \text{PesoDom}_{i,t} * g\_PI_{t:t+1}$                    |                             |                              |        |
|  |                                    | $\text{Pequenas}_{i,t} * \text{PesoExp}_{i,t} * g\_Exp_{t:t+1}$                  |                             |                              |        |
|  |                                    | $\text{Médias}_{i,t} * \text{PesoExp}_{i,t} * g\_Exp_{t:t+1}$                    |                             |                              |        |
|  |                                    | $\text{Grandes}_{i,t} * \text{PesoExp}_{i,t} * g\_Exp_{t:t+1}$                   |                             |                              |        |

QUADRO 5. Contributo para a performance no período de teste das variáveis explicativas.

Notas: Um valor negativo implica uma melhoria na qualidade do modelo relativamente à hipótese de que a taxa de crescimento das vendas é igual para todas as empresas. O RMAD adicional associado a  $g\_Ind_{j,t:t+1} - g\_PIB_{t:t+1}$  e à combinação de  $\text{PesoDom}_{i,t} * g\_PI_{t:t+1}$  e  $\text{PesoExp}_{i,t} * g\_Exp_{t:t+1}$  é zero, por definição, devido à presença de efeitos heterogéneos por dimensão. Caso não se considerassem estes efeitos no modelo base, estas variáveis teriam um contributo muito próximo do observado na categoria. Este facto justifica a inclusão destas variáveis no modelo simplificado apresentado no Apêndice Online B. Ver as definições das variáveis nas notas do Quadro 2.

## 6. Conclusão

Neste estudo avalia-se o poder de previsão dos determinantes do crescimento das vendas citados na literatura utilizando uma base de dados composta maioritariamente por microempresas e pequenas empresas. Um modelo de regressão linear é estimado à

semelhança da maioria dos artigos na literatura empírica em economia industrial. As taxas de crescimento entre 2008 e 2017 são usadas para estimar o modelo e as taxas de crescimento entre 2018 e 2021 são usadas para avaliar o seu desempenho. Com exceção da produtividade, para a qual foi encontrada uma relação negativa, a maioria das variáveis apresenta um sinal em linha com a literatura. A dimensão, a idade (da empresa, dos trabalhadores e gestores) e o género (feminino, tanto para trabalhadores quanto para gestores), apresentam uma relação negativa com o crescimento das vendas das empresas, e o acesso a financiamento externo, rendibilidade, participação num grupo económico, escolaridade dos trabalhadores, fluxos de investimento e financiamento desfasados e a dinâmica do contexto externo (indústria, local e macroeconómica), apresentam uma relação positiva. A relação com a alavancagem é côncava e depende da composição da dívida. O efeito da autocorrelação depende do setor de atividade, sendo tipicamente positivo nas empresas de maior dimensão.

O modelo tem um desvio absoluto médio de 0,223, um valor 0,011 abaixo do obtido por um modelo alternativo que considera que a taxa de crescimento das vendas é igual para todas as empresas. Este resultado corresponde a um desvio absoluto médio relativo igual a 0,951. Os resultados sugerem que os determinantes do crescimento das vendas mencionados na literatura têm um baixo poder preditivo. Esta conclusão não é surpreendente dada a baixa aderência deste tipo de modelos, o que tem levado alguns autores a argumentar que a taxa de crescimento das empresas é fundamentalmente aleatória. As variáveis que mais contribuem para melhorar as previsões de crescimento das vendas são as relacionadas com o contexto externo, nomeadamente a taxa de crescimento da procura interna e das exportações. Com exceção das variáveis relacionadas com o investimento, a maioria das outras variáveis citadas na literatura tem um poder preditivo negligenciável.

## Referências

- Aghion, Philippe, Thibault Fally, e Stefano Scarpetta (2007). "Credit constraints as a barrier to the entry and post-entry growth of firms." *Economic Policy*, 22(52), 732–779.
- Audretsch, David B (1995). "Innovation, growth and survival." *International Journal of Industrial Organization*, 13(4), 441–457.
- Audretsch, David B e Talat Mahmood (1994). "Firm selection and industry evolution: the post-entry performance of new firms." *Journal of Evolutionary Economics*, 4, 243–260.
- Banco de Portugal (2019). "Labour productivity in Portugal over the past decade: a firm-level approach." *Special Issue, Economic Bulletin May 2019, Banco de Portugal*.
- Beck, Thorsten, ASLI Demirgüç-Kunt, e Vojislav Maksimovic (2005). "Financial and legal constraints to growth: does firm size matter?" *The Journal of Finance*, 60(1), 137–177.
- Bennedsen, Morten, Francisco Pérez-González, e Daniel Wolfenzon (2020). "Do CEOs matter? Evidence from hospitalization events." *The Journal of Finance*, 75(4), 1877–1911.
- Borisov, Alexander, Andrew Ellul, e Merih Sevilir (2021). "Access to public capital markets and employment growth." *Journal of Financial Economics*, 141(3), 896–918.
- Bottazzi, Giulio, Alex Coad, Nadia Jacoby, e Angelo Secchi (2011). "Corporate growth and industrial dynamics: Evidence from French manufacturing." *Applied Economics*, 43(1), 103–116.
- Bottazzi, Giulio, Giovanni Dosi, Marco Lippi, Fabio Pammolli, e Massimo Riccaboni (2001). "Innovation and corporate growth in the evolution of the drug industry." *International Journal of Industrial Organization*, 19(7), 1161–1187.
- Bottazzi, Giulio, Angelo Secchi, e Federico Tamagni (2008). "Productivity, profitability and financial performance." *Industrial and Corporate Change*, 17(4), 711–751.
- Carney, Michael (2005). "Corporate governance and competitive advantage in family-controlled firms." *Entrepreneurship Theory and Practice*, 29(3), 249–265.
- Chava, Sudheer e Amiyatosh Purnanandam (2011). "The effect of banking crisis on bank-dependent borrowers." *Journal of Financial Economics*, 99(1), 116–135.
- Coad, Alex (2007a). "A closer look at serial growth rate correlation." *Review of Industrial Organization*, 31, 69–82.
- Coad, Alex (2007b). "Exploring the "mechanics" of firm growth: evidence from a short-panel VAR." Documents de travail du Centre d'Economie de la Sorbonne r07037, Université Panthéon-Sorbonne (Paris 1), Centre d'Economie de la Sorbonne, URL <https://ideas.repec.org/p/mse/cesdoc/r07037.html>.
- Coad, Alex (2009). *The growth of firms: A survey of theories and empirical evidence*. Edward Elgar Publishing.
- Coad, Alex (2018). "Firm age: a survey." *Journal of Evolutionary Economics*, 28, 13–43.
- Coricelli, Fabrizio, Nigel Driffield, Sarmistha Pal, e Isabelle Roland (2012). "When does leverage hurt productivity growth? A firm-level analysis." *Journal of International Money and Finance*, 31(6), 1674–1694.
- Daunfeldt, Sven-Olov e Niklas Elert (2013). "When is Gibrat's law a law?" *Small Business Economics*, 41, 133–147.
- Dimelis, Sophia, Ioannis Giotopoulos, e Helen Louri (2017). "Can firms grow without credit? A quantile panel analysis in the euro area." *Journal of Industry, Competition and*

- Trade*, 17, 153–183.
- Dougal, Casey, Christopher A Parsons, e Sheridan Titman (2015). “Urban vibrancy and corporate growth.” *The Journal of Finance*, 70(1), 163–210.
- Eisdorfer, Assaf, Amit Goyal, e Alexei Zhdanov (2019). “Equity misvaluation and default options.” *The Journal of Finance*, 74(2), 845–898.
- Ericson, Richard e Ariel Pakes (1995). “Markov-perfect industry dynamics: A framework for empirical work.” *The Review of Economic Studies*, 62(1), 53–82.
- Evans, David S (1987a). “The relationship between firm growth, size, and age: Estimates for 100 manufacturing industries.” *The Journal of Industrial Economics*, pp. 567–581.
- Evans, David S (1987b). “Tests of alternative theories of firm growth.” *Journal of Political Economy*, 95(4), 657–674.
- Fairfield, Patricia M, Sundaresh Ramnath, e Teri Lombardi Yohn (2009). “Do industry-level analyses improve forecasts of financial performance?” *Journal of Accounting Research*, 47(1), 147–178.
- Fischer, Eileen M, A Rebecca Reuber, e Lorraine S Dyke (1993). “A theoretical overview and extension of research on sex, gender, and entrepreneurship.” *Journal of Business Venturing*, 8(2), 151–168.
- Foster, Lucia, Cheryl Grim, e John Haltiwanger (2016). “Reallocation in the great recession: cleansing or not?” *Journal of Labor Economics*, 34(S1), S293–S331.
- Frank, Murray Z e Ali Sanati (2021). “Financing corporate growth.” *The Review of Financial Studies*, 34(10), 4926–4998.
- Geroski, Paul e Klaus Gugler (2004). “Corporate growth convergence in Europe.” *Oxford Economic Papers*, 56(4), 597–620.
- Geroski, Paul A (2005). “Understanding the implications of empirical work on corporate growth rates.” *Managerial and Decision Economics*, 26(2), 129–138.
- Geroski, Paul A, Stephen J Machin, e Christopher F Walters (1997). “Corporate growth and profitability.” *The Journal of Industrial Economics*, 45(2), 171–189.
- Geroski, Paul A e Saadet Toker (1996). “The turnover of market leaders in UK manufacturing industry, 1979–86.” *International Journal of Industrial Organization*, 14(2), 141–158.
- Golovko, Elena e Giovanni Valentini (2011). “Exploring the complementarity between innovation and export for SMEs’ growth.” *Journal of International Business Studies*, 42, 362–380.
- Gottschalk, Sandra e Michaela Niefert (2013). “Gender differences in business success of German start-up firms.” *International Journal of Entrepreneurship and Small Business*, 18(1), 15–46.
- Hall, Bronwyn H. (1987). “The Relationship Between Firm Size and Firm Growth in the US Manufacturing Sector.” *The Journal of Industrial Economics*, 35(4), 583–606.
- Harhoff, Dietmar, Konrad Stahl, e Michael Woywode (1998). “Legal form, growth and exit of West German firms—empirical results for manufacturing, construction, trade and service industries.” *The Journal of Industrial Economics*, 46(4), 453–488.
- Hay, Michael e Kimya Kamshad (1994). “Small firm growth: intentions, implementation and impediments.” *Business Strategy Review*, 5(3), 49–68.

- Herrmann, Pol e Deepak K Datta (2005). "Relationships between top management team characteristics and international diversification: An empirical investigation." *British Journal of Management*, 16(1), 69–78.
- Higson, Chris, Sean Holly, e Paul Kattuman (2002). "The cross-sectional dynamics of the US business cycle: 1950–1999." *Journal of Economic Dynamics and Control*, 26(9-10), 1539–1555.
- Higson, Chris, Sean Holly, Paul Kattuman, e Stylianos Platis (2004). "The business cycle, macroeconomic shocks and the cross-section: the growth of UK quoted companies." *Economica*, 71(282), 299–318.
- Hölzl, Werner e Peter Huber (2009). "An anatomy of firm level job creation rates over the business cycle." Tech. rep., WIFO Working Papers.
- Huang, Rongbing e Jay R Ritter (2021). "Corporate cash shortfalls and financing decisions." *The Review of Financial Studies*, 34(4), 1789–1833.
- Huynh, Kim P e Robert J Petrunia (2010). "Age effects, leverage and firm growth." *Journal of Economic Dynamics and Control*, 34(5), 1003–1013.
- Jannati, Sima (2020). "Geographic spillover of dominant firms' shocks." *Journal of Banking & Finance*, 118, 105844.
- Jovanovic, Boyan (1982). "Selection and the Evolution of Industry." *Econometrica*, pp. 649–670.
- Kesavan, Saravanan, Vishal Gaur, e Ananth Raman (2010). "Do inventory and gross margin data improve sales forecasts for US public retailers?" *Management Science*, 56(9), 1519–1533.
- Koch, Andreas, Jochen Späth, e Harald Strotmann (2013). "The role of employees for post-entry firm growth." *Small Business Economics*, 41, 733–755.
- Koenker, Roger e Jose AF Machado (1999). "Goodness of fit and related inference processes for quantile regression." *Journal of the American Statistical Association*, 94(448), 1296–1310.
- Lang, Larry, Eli Ofek, e RenéM Stulz (1996). "Leverage, investment, and firm growth." *Journal of Financial Economics*, 40(1), 3–29.
- Lawless, Martina (2014). "Age or size? Contributions to job creation." *Small Business Economics*, 42(4), 815–830.
- Levratto, Nadine, Luc Tessier, e Cecile Fonrouge (2018). "Business performance and angels presence: a fresh look from France 2008–2011." *Small Business Economics*, 50, 339–356.
- Liu, Jin-Tan, Meng-Wen Tsou, e James K Hammitt (1999). "Export activity and productivity: evidence from the Taiwan electronics industry." *Weltwirtschaftliches Archiv*, (H. 4), 675–691.
- Magoutas, Anastasios I, Theodore A Papadogonas, e George Sfakianakis (2012). "Market structure, education and growth." *International Journal of Business and Social Science*, 3(12), 88–95.
- Navaretti, Barba, Davide Castellani, e Fabio Pieri (2022). "CEO age, shareholder monitoring, and the organic growth of European firms." *Small Business Economics*, 59(1), 361–382.

- Oliveira, Blandina e Adelino Fortunato (2006). "Firm growth and liquidity constraints: A dynamic analysis." *Small Business Economics*, 27, 139–156.
- Ouimet, Paige e Rebecca Zarutskie (2014). "Who works for startups? The relation between firm age, employee age, and growth." *Journal of Financial Economics*, 112(3), 386–407.
- Paglia, John K e Maretno A Harjoto (2014). "The effects of private equity and venture capital on sales and employment growth in small and medium-sized businesses." *Journal of banking & Finance*, 47, 177–197.
- Parsons, Christopher A, Riccardo Sabbatucci, e Sheridan Titman (2020). "Geographic lead-lag effects." *The Review of Financial Studies*, 33(10), 4721–4770.
- Petersen, Mitchell A e Raghuram G Rajan (1997). "Trade credit: theories and evidence." *The Review of Financial Studies*, 10(3), 661–691.
- Rahaman, Mohammad M (2011). "Access to financing and firm growth." *Journal of Banking & Finance*, 35(3), 709–723.
- Rossi-Hansberg, Esteban e Mark L J Wright (2007). "Establishment size dynamics in the aggregate economy." *American Economic Review*, 97(5), 1639–1666.
- Salvato, Carlo (2004). "Predictors of entrepreneurship in family firms." *The Journal of Private Equity*, pp. 68–76.
- Serfling, Matthew A (2014). "CEO age and the riskiness of corporate policies." *Journal of Corporate Finance*, 25, 251–273.
- Shapiro, Carl (1989). "The theory of business strategy." *The Rand Journal of Economics*, 20(1), 125–137.
- Variyam, Jayachandran N e David S Kraybill (1992). "Empirical evidence on determinants of firm growth." *Economics Letters*, 38(1), 31–36.
- Wagner, Joachim (2007). "Exports and productivity: A survey of the evidence from firm-level data." *World economy*, 30(1), 60–82.
- Wiersema, Margarethe F e Karen A Bantel (1992). "Top management team demography and corporate strategic change." *Academy of Management Journal*, 35(1), 91–121.
- Wiklund, Johan e Dean Shepherd (2003). "Aspiring for, and achieving growth: The moderating role of resources and opportunities." *Journal of Management Studies*, 40(8), 1919–1941.
- Yazdanfar, Darush e Peter Öhman (2015). "The impact of credit supply on sales growth: Swedish evidence." *International Journal of Managerial Finance*, 11(3), 329–340.



