

2

REVISTA
DE ESTUDOS
ECONÓMICOS

VOLUME IX



BANCO DE
PORTUGAL
EUROSISTEMA

2

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

Índice

Nota do editor

Pedro Duarte Neves

O modelo M: um modelo macroeconómico para a economia portuguesa | **1**

Gabriela Castro e Cláudia Duarte

O processo inflacionista em Portugal: o papel dos efeitos de contágio | **29**

João Quelhas e Sara Serra

Sinopse de economia

A política monetária e o recente surto inflacionista | **53**

Bruno Freitas e Pedro Teles

Nota do editor¹

Pedro Duarte Neves

Abril 2023

1. Esta edição da *Revista de Estudos Económicos* divulga três estudos. O primeiro apresenta o modelo macroeconómico para a economia portuguesa que, desde o início dos anos 2000, tem constituído uma das peças centrais na produção das projeções do Banco de Portugal. O segundo estudo analisa o comportamento recente dos preços em Portugal, através de um novo indicador de inflação e do desenvolvimento de uma metodologia para identificar os efeitos de contágio entre as diferentes componentes do Índice Harmonizado de Preços do Consumidor (IHPC). O terceiro é uma sinopse de política monetária.

2. O estudo de abertura da presente *Revista de Estudos Económicos*, de Castro e Duarte, apresenta um modelo macroeconómico – o modelo M – para a economia portuguesa. Tal como acontece com a maioria dos bancos centrais, o modelo M é um modelo semiestructural que reflete um compromisso equilibrado entre os fundamentos teóricos e a flexibilidade necessária para enfrentar os desafios analíticos colocados por um ambiente económico em mudança. Dada a representação detalhada da economia fornecida pelo modelo M e o conjunto de pressupostos técnicos sobre as variáveis exógenas relevantes, as previsões produzidas pelo modelo oferecem uma narrativa informativa sobre a evolução mais provável da economia portuguesa.

O estudo descreve as propriedades empíricas do modelo M, apresentando o impacto de choques económicos selecionados em variáveis macroeconómicas chave (PIB, deflator do consumo privado, emprego e balança comercial): dois choques da procura (aumento das exportações reais e das despesas de consumo reais), um choque da oferta (aumento dos preços do petróleo), e dois choques de natureza nominal (apreciação do euro e aumento das taxas de juro de curto e longo prazo). Todos os resultados são plausíveis e informativos sobre os efeitos quantitativos de tais acontecimentos.

3. O nascimento da modelização macroeconómica remonta a um discurso de abertura da reunião anual da Associação Económica Holandesa, proferido por Jan Tinbergen, em

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.

outubro de 1936.² Tinbergen³ desenvolveu possivelmente o primeiro modelo macroeconómico nacional completo⁴ – procurando obter uma resposta quantitativa à seguinte questão: deverá o florim neerlandês ser desvalorizado, e de que forma isso afetaria a economia do país? – caracterizado por uma representação empírica, dinâmica, orientada para as políticas, e macroeconómica de uma economia aberta.

Os bancos centrais começaram a enfrentar necessidades de previsão muito mais regulares e exigentes nos últimos 30 anos, aproximadamente, quando começaram a divulgar previsões macroeconómicas trimestrais regulares centradas nos preços e na evolução real. No desenvolvimento dessas previsões, os bancos centrais adaptaram progressivamente uma abordagem baseada na utilização de um conjunto de modelos económicos com perspectivas económicas complementares.⁵

Os modelos semiestruturais constituem a principal ferramenta econométrica de previsão por quatro grandes razões. Primeira, fornecem – na maioria das vezes – uma narrativa convincente dos desenvolvimentos económicos. Segunda, são suficientemente flexíveis para incorporar novas características num ambiente económico em mudança. Terceira, são úteis em análise de política, através do desenvolvimento da análise de cenários e experiências contrafactuais. Por último, fornecem avaliações quantitativas relevantes e fiáveis das decisões políticas.

Os modelos semiestruturais revelaram-se superiores às alternativas existentes,⁶ embora sejam muitas vezes complementados por outras abordagens analíticas como o modelo dinâmico estocástico de equilíbrio geral (DSGE), modelos de séries temporais (incluindo modelos de vetores autorregressivos e de fatores), e uma gama de modelos

2. Para obter opiniões mais qualificadas sobre as origens da modelização macroeconométrica, o leitor é convidado a ler “When it all began: The 1936 Tinbergen model revisited”, Geert Dhaene e Anton P. Barten, (1989), *Economic Modelling*, Volume 6, Edição 2, abril de 1989, páginas 203-219, e “A Short History of Macro-econometric Modelling”, David F. Hendry, (2020), Nuffield College, University of Oxford, UK, 20 janeiro de 2020.

3. Jan Tinbergen foi galardoado com o primeiro Prémio Nobel Memorial em Ciências Económicas em 1969, partilhado com Ragnar Frisch. Jan Tinbergen é considerado um dos pais fundadores da econometria.

4. Existem muito poucos manuais sobre a construção de modelos macroeconómicos. Uma exceção assinalável é Barten, A. P., (1981), “Methodological aspects of macroeconomic model construction”, U.C.L./K.U.L., CABAY, Libraire-Editeur S.A., Louvain-la-Neuve, Leuven.

5. Ver, por exemplo, “The Bank of England’s forecasting platform: COMPASS, MAPS, EASE and the suite of models”, Stephen Burgess, Emilio Fernandez-Corugedo, Charlotta Growth, Richard Harrison, Francesca Monti, Konstantinos Theodoridis e Matt Waldron, Bank of England, Working Paper No 471, maio de 2013.

6. Os modelos semiestruturais revelaram-se muito mais úteis do que os modelos DSGE para efeitos de previsão. Sobre este tema, Hendry (2020) - ver novamente a nota 2 - declara o seguinte: “*Dynamic stochastic general equilibrium models (DSGEs) began life at those [1970a] oil crisis implementing rational expectations and real-business cycle ideas, and should have ended with forecast failures during the Great Recession, but are currently in denial about their problems*”.

de previsão a curto prazo.⁷ Os modelos semiestruturais fornecem – face às alternativas – uma descrição mais ampla da economia, um mapeamento mais detalhado nas contas nacionais, e uma flexibilidade empírica consideravelmente maior.

Existem áreas em que a modelização macroeconómica requer progressos significativos. Para esse efeito – e tendo em mente a natureza variada das melhorias necessárias – a abordagem baseada na utilização de um conjunto de modelos económicos domina, de longe, qualquer abordagem baseada num único modelo.

Os exemplos seguintes são, na opinião do editor, os mais determinantes:⁸

- Reforçar a incorporação de heterogeneidade na modelização macroeconómica e, em geral, ser mais informativo sobre os aspetos distributivos relacionados com despesas de consumo, produção setorial, mercado de trabalho, riqueza imobiliária, restrições de liquidez para empresas e famílias, e possivelmente também para as expectativas;
- Desenvolver as interligações entre a economia real e o setor financeiro (bancário e não bancário), tendo em conta as características variáveis dos ciclos económicos com o grau de intensidade financeira (endividamento), as não linearidades associadas a episódios de instabilidade financeira e as repercussões internacionais;
- Reforçar a modelização das interações entre as políticas monetária, orçamental e macroprudencial, visando uma melhor compreensão dos canais de transmissão destas políticas;
- Melhorar a modelização do mercado de trabalho – a relação entre inflação, salários, participação e economia real – e a inclusão de possíveis mudanças estruturais;
- Incorporar as tendências relevantes a médio e longo prazo no funcionamento da economia (tais como demografia, automação, digitalização, teletrabalho, padrões energéticos e composição do comércio mundial);
- Desenvolver um quadro analítico consistente que estabeleça a ligação entre alterações climáticas e resultados macroeconómicos, incluindo as dimensões geográfica e setorial, bem como as interligações globais (reais e financeiras).

É fundamental que os bancos centrais tenham a capacidade de identificar e explicar os efeitos – efeitos diretos e efeitos colaterais – das suas decisões de política, bem como

7. Sobre este tema, o leitor é convidado a consultar “Review of macroeconomic modelling in the Eurosystem: current practices and scope for improvement”, reexame da estratégia do BCE, (2021), Série de Documentos de Trabalho Ocasionais n.º 267, setembro de 2021, BCE.

8. Sobre este tema veja-se, por exemplo: Constâncio, V. (2017), “Developing models for policy analysis in central banks”, discurso na Conferência Anual de Investigação, Frankfurt am Main, 25-26 de setembro de 2017; “Review of macroeconomic modelling in the Eurosystem: current practices and scope for improvement”, reexame da estratégia do BCE, (2021), Série de Documentos de Trabalho Ocasionais n.º 267, setembro de 2021, BCE; Neves, P. D. (2022), “Summing up”, em *Proceedings of the Conference Rebuilding Social Capital: the Role of Central Banks*, por ocasião do 175.º aniversário do Banco de Portugal, 1 de abril de 2022.

de proporcionar uma compreensão mais profunda do funcionamento da economia. A melhoria contínua da modelização macroeconómica é um passo decisivo no reforço da responsabilização dos bancos centrais.

4. O segundo estudo desta *Revista de Estudos Económicos*, de Quelhas e Serra, constitui um contributo analítico para a explicação do comportamento dos preços em Portugal. Primeiro, os autores replicam uma metodologia apresentada este ano por economistas⁹ do Banco de Pagamentos Internacionais (BIS, na sigla inglesa) para identificar os efeitos de contágio na evolução dos preços: ou seja, de que forma os preços das principais componentes agregadas do índice de preços são afetados pelos choques verificados nas restantes componentes. Os autores concluem que estes efeitos de contágio aumentaram no período mais recente, 2020-2022, quando comparados com o período histórico 2011-2019.

Em segundo lugar, os autores apresentam um novo indicador de inflação - baseado num trabalho de 2020 de um economista¹⁰ da Federal Reserve Board – designado de “inflação conjunta”: esta medida procura captar os movimentos de preços que são comuns às diferentes componentes do índice de preços, por oposição às componentes específicas (ou idiossincráticas) das componentes individuais. Este indicador tem uma evolução muito próxima do IHPC no período 2002-2022, registando também uma subida acentuada a partir do final do ano de 2021 (para cerca de 8% no final de 2022). Em termos visuais, manifesta um comportamento mais alisado do que o do IHPC, sendo especialmente visível a reduzida incidência de perturbações erráticas – associadas a comportamentos irregulares de algumas componentes do índice de preços – que é muito mais evidente e frequente no caso do IHPC.

Os autores fazem uma leitura conjunta destes dois instrumentos analíticos. Numa fase inicial, a partir de julho de 2021, o aumento da inflação refletiu os efeitos de estrangimentos do lado da oferta, que foram agravados pela evolução dos preços dos bens energéticos e alimentares na sequência direta do início da invasão da Ucrânia pela Rússia. Posteriormente, os efeitos de contágio passaram a ter maior importância na transmissão de pressões às componentes do índice de preços e, dessa forma, no comportamento dos preços.

5. A compreensão do comportamento recente dos preços na generalidade das economias avançadas representa um importante desafio para a análise económica, em especial para avaliar o carácter mais temporário ou mais persistente da inflação. O comportamento de classes específicas do índice de preços pode dificultar a compreensão

9. Borio, Claudio, Marco Lombardi, James Yetman e Egon Zakrajšek (2023). “The two-regime view of inflation.” Working Paper 133, Bank of International Settlements.

10. Luciani, Matteo (2020), “Common and Idiosyncratic Inflation”, Finance and Economics Discussion Series (FEDS).

das características determinantes de um processo inflacionista.

Num artigo recente, o conhecido analista financeiro John Authers¹¹ – ao analisar a evolução do índice de preços em agosto nos Estados Unidos da América – apresentava um gráfico com o sugestivo título: *“Inflation Excluding Everything: Still Rising, A measure designed to exclude all transitory rising prices is at a new peak”*, concluindo de seguida: *“In another sad echo of the “transitory” debate, the Bureau of Labor Statistics last year started publishing a measure of CPI excluding food, shelter, energy and used cars and trucks. (...). Sadly, even this Stepford measure of inflation has hit a new high.”*.

Existem vários indicadores de tendência de inflação que, no essencial, pretendem distinguir entre variações transitórias e permanentes no nível de preços ou, dito de outra forma, procuram identificar a tendência geral de evolução dos preços, isolando o ‘ruído’ criado por perturbações pontuais e temporárias na evolução de alguns preços:

- Indicadores que excluem do IPC componentes específicas, sendo o caso mais notável o indicador de inflação subjacente (ou *core inflation*), que exclui os produtos alimentares não transformados e os produtos energéticos;
- Indicadores de “influência limitada” – como a média aparada ou a mediana ponderada - que constituem medidas de localização central da variação de preços, e que tendem a ser menos afetados por variações extremas do que a variação do IHPC (que corresponde a uma média ponderada);
- Indicadores que constituem reponderações dos pesos do IPC, atribuindo pesos alternativos que procuram captar o conteúdo informativo da cada uma das componentes do índice (por exemplo atribuindo pesos inversamente proporcionais à volatilidade dos preços);
- Indicadores baseados nas componentes principais (especialmente na primeira componente principal) que procuram, através desta abordagem estatística, obter uma medida para a evolução geral dos preços;
- Indicadores que procuram decompor cada índice elementar de preços numa componente idiossincrática e numa componente comum, como é o caso da inflação conjunta, apresentado pela primeira vez para Portugal nesta edição da *Revista de Estudos Económicos*.

A avaliação do contributo de cada um destes tipos de indicadores para a compreensão do comportamento dos preços é uma matéria relevante e relativamente explorada na comunidade de bancos centrais. Talvez a síntese mais completa das propriedades

11. John Authers colaborou cerca de três décadas com o Financial Times e é agora editor sénior da Bloomberg. As citações referidas neste editorial constam da sua newsletter de 14 de setembro de 2022, *“Inflation’s Terrible, Horrible, No Good, Very Bad Day”*, disponível no website da Bloomberg, em que comentava a evolução, nos EUA, do índice de preços do consumidor referente ao mês de agosto de 2022, divulgado no dia anterior (13 de setembro).

desejáveis de um indicador de inflação seja a de Wynne,¹² num documento de trabalho do Banco Central Europeu, de 1999, que apresenta os seguintes seis critérios para selecionar uma medida de tendência de inflação: (1) ser calculável em tempo real, (2) ser “*forward-looking*”, (3) ter uma experiência positiva de descrição da evolução da inflação no passado, (4) ser compreensível pelo público, (5) ser definitiva, no sentido de não se alterarem valores passados quando surgem novas observações, e (6) ter algum fundamento teórico.

Que balanço fazer da utilização de tão grande variedade de indicadores de tendência de inflação? Como avaliar o valor acrescentado de cada um destes indicadores, em termos da compreensão global da evolução dos preços? Que avaliação poderá ser feita sobre o contributo informativo deste novo indicador de inflação conjunta na análise da evolução da inflação?

O atual momento de comportamento dos preços – em que a inflação atingiu, na generalidade das economias avançadas, os valores mais altos dos últimos (cerca de) 40 anos – constitui seguramente uma ocasião única para avaliar o conteúdo informativo dos vários indicadores. Fica criada, assim, a expectativa de que num futuro próximo se proceda a uma análise comparativa do comportamento destes vários indicadores – em Portugal, mas também para outras economias - e, em particular, qual (quais) destas medidas foi mais informativa na fase de transição da estabilidade de preços para o atual episódio de inflação.

6. Freitas e Teles apresentam uma sinopse sobre a política monetária no atual episódio de inflação. Desta sinopse, destacam-se três argumentos com atualidade. O primeiro evidencia o fraco suporte empírico e teórico de regras ativas de política monetária, baseadas no princípio de Taylor de que a taxa de juro de intervenção deve reagir mais do que um-para-um aos desvios de inflação face ao objetivo de estabilidade de preços. O segundo relembra que num cenário com grande alteração de preços relativos e com alguma rigidez nominal (de salários e preços), um valor mais alto da inflação pode favorecer um ajustamento mais eficiente dos recursos produtivos. Finalmente, o terceiro contributo evidencia como a natureza não antecipada da atual inflação conduz a uma redução, em percentagem do PIB, da dívida pública e de algumas componentes da despesa pública (como salários e pensões).

Esta sinopse apela também a uma melhor compreensão da relação entre a política monetária – em interação com a política orçamental e com outras políticas – e o comportamento da inflação, reforçando dessa forma o que foi dito no ponto 3 deste editorial.

12. Wynne, M.A., (1999), “Core inflation: a review of some conceptual issues”, Banco Central Europeu, Documento de Trabalho n.º 5.

Sumário não-técnico

Abril 2023

O modelo *M*: um modelo macroeconómico para a economia portuguesa

Gabriela Castro e Cláudia Duarte

Os modelos são uma representação simplificada da realidade, contribuindo para a análise económica e para a interpretação do comportamento das famílias, das empresas e dos governos. Este artigo apresenta um modelo macroeconómico trimestral para a economia portuguesa—modelo *M*—que constitui uma das peças centrais nos exercícios de projeção e nas análises de cenários do Banco de Portugal. Este modelo, cuja primeira versão remonta ao início dos anos 2000, tem registado desenvolvimentos regulares desde então.

O modelo *M* resulta de um compromisso entre fundamentos teóricos e uma abordagem flexível para representar melhor o comportamento da economia portuguesa. A rede complexa de relações económicas é representada através de ligações entre os vários blocos do modelo, que incluem variáveis da procura, oferta, salários, preços, emprego, variáveis financeiras e de finanças públicas. Ainda que a sua estrutura siga um padrão próximo do desenvolvido por outros bancos centrais e instituições internacionais, o modelo *M* incorpora especificidades importantes do caso português, nomeadamente por ser uma economia integrada na área do euro.

Este estudo ilustra as propriedades dinâmicas do modelo *M* no curto e no médio prazo, através de uma análise "e se"—e se houver um choque numa das hipóteses exógenas do modelo, permanecendo todas as outras inalteradas? Neste contexto são apresentados cinco choques e os seus impactos em 12 variáveis. O Gráfico 1 mostra um resumo dos resultados para um conjunto de variáveis (PIB, deflator do consumo privado, emprego e balança de bens e serviços). As magnitudes dos choques não são diretamente comparáveis, pelo que—para cada variável—os impactos relativos não podem ser interpretados.

Um aumento na procura externa de bens e serviços produzidos em Portugal desencadeia um aumento das exportações, da procura interna, do PIB, do emprego e do saldo da balança de bens e serviços (barras amarelas no Gráfico 1). O aumento da procura conduz a aumentos de preços, medidos pelo deflator do consumo privado. Um aumento no consumo público real tem também um impacto positivo na atividade económica, conduzindo a uma redução do saldo da balança de bens e serviços (barras azuis). Esta evolução reflete a conjugação de importações mais elevadas, em linha

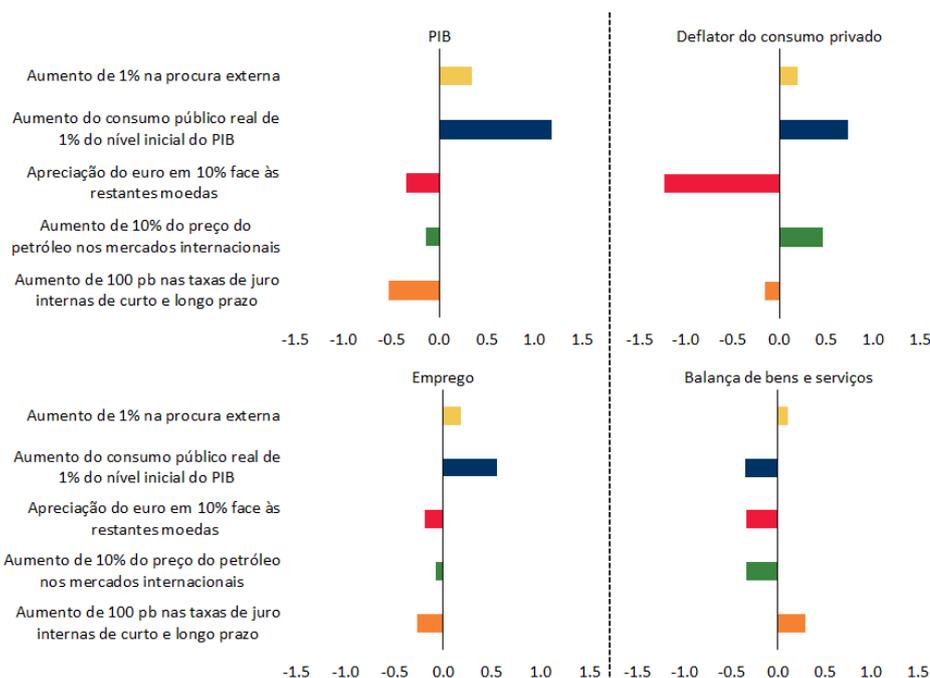


GRÁFICO 1: Resumo de simulações ilustrativas utilizando o modelo *M* | Impacto nas variáveis indicadas no terceiro ano do horizonte de simulação

Notas: pb - pontos base. A figura apresenta as diferenças em percentagens (no caso do PIB, deflator do consumo privado e emprego) ou em pontos percentuais (no caso do saldo da balança de bens e serviços) entre os níveis da variável após o choque e no cenário de referência, no terceiro ano do horizonte de simulação. As magnitudes dos choques não são diretamente comparáveis, pelo que, para cada variável, os impactos relativos não podem ser interpretados.

com a procura interna, e exportações mais baixas em resultado de uma perda de competitividade.

Para além destes dois choques do lado real da economia, o artigo também contempla três choques de natureza nominal—uma apreciação do euro face às restantes moedas (barras vermelhas), um aumento dos preços do petróleo em dólares nos mercados internacionais (barras verdes) e um aumento das taxas de juro internas de curto e de longo prazo (barras laranja). Estes choques têm um impacto negativo no PIB e no emprego. Quando o euro aprecia e as taxas de juro aumentam, a redução da atividade traduz-se também em preços internos mais baixos. Por seu lado, preços do petróleo mais altos estão, naturalmente, associados a preços no consumidor mais elevados. No caso das contas externas, o saldo da balança de bens e serviços reduz-se com os choques na taxa de câmbio e no preço do petróleo, enquanto o choque nas taxas de juro implica uma redução da procura interna e das importações levando a uma melhoria do saldo da balança de bens e serviços.

Os resultados apresentados estão condicionados pelas opções de modelização, o que reforça a necessidade de continuar a desenvolver o modelo *M*. Adicionalmente, a utilização deste modelo pelo Banco de Portugal deve continuar a ser enquadrada no âmbito de um conjunto amplo de instrumentos analíticos complementares—modelos e indicadores—de forma a reforçar a capacidade de projeção e análise da economia portuguesa.

O modelo *M*: um modelo macroeconómico para a economia portuguesa

Gabriela Castro
Banco de Portugal

Cláudia Duarte
Banco de Portugal

Abril 2023

Resumo

Os modelos macroeconómicos oferecem uma perspetiva útil para melhorar a racionalização de questões económicas e para ajudar a interpretar o comportamento dos agentes, embora sejam uma representação imperfeita da realidade. Este artigo apresenta uma descrição genérica da versão atual do modelo *M*, um modelo macroeconómico trimestral para a economia portuguesa, que tem sido desenvolvido no Departamento de Estudos Económicos do Banco de Portugal desde o início dos anos 2000. Este modelo semi-estrutural resulta de um compromisso entre os fundamentos teóricos, ancorados na chamada síntese neoclássica, e uma abordagem mais flexível para se ajustar melhor aos dados. Este tipo de modelos continua a ser uma ferramenta comum e útil, devido à sua abordagem pragmática perante as mudanças na realidade económica. A rede complexa de relações económicas é representada através de ligações entre os vários blocos do modelo, que incluem variáveis da procura, oferta, salários, preços, emprego, variáveis financeiras e de finanças públicas. O modelo *M* é utilizado para diferentes fins e faz parte do instrumental subjacente aos exercícios de projeção e à análise de cenários. Uma ilustração das suas propriedades dinâmicas no curto e no médio prazo é apresentada através da simulação de cinco choques: procura externa, consumo público, taxa de câmbio, preço do petróleo e taxa de juro. (JEL: C32, C53, E17)

1. Introdução

Este artigo apresenta uma descrição genérica das características principais do modelo *M*, um modelo macroeconómico trimestral para a economia portuguesa. Este modelo tem sido desenvolvido no Departamento de Estudos Económicos do Banco de Portugal e a sua versão inicial remonta ao início dos anos 2000. O modelo *M* é um modelo semi-estrutural, que incorpora a chamada síntese neoclássica. A sua estrutura beneficia da partilha de experiências de outros bancos centrais e instituições internacionais com modelos macroeconómicos, embora algumas especificidades da economia

Agradecimentos: As autoras agradecem a discussão com os participantes num seminário do Departamento de Estudos Económicos e os comentários de Nuno Alves, João Amador, António Antunes, Cláudia Braz, Paulo Júlio, José R. Maria, Pedro Duarte Neves e Ana Sequeira. As análises, opiniões e conclusões expressas neste artigo são das autoras e não coincidem necessariamente com as do Banco de Portugal ou do Eurosistema.

E-mail: ggcastro@bportugal.pt; cfduarte@bportugal.pt

portuguesa sejam explicitamente levadas em conta, tal como a participação na área do euro.

O modelo é um dos instrumentos analíticos utilizados nos exercícios de projeção publicados no Boletim Económico do Banco de Portugal. Existem quatro exercícios de projeção por ano—Março, Junho, Outubro e Dezembro. As projeções de Junho e Dezembro fazem parte do exercício de projeção conjunto desenvolvido no âmbito do Eurosistema, com a colaboração do Banco Central Europeu (BCE) e dos bancos centrais nacionais, tal como descrito em ECB (2016). O horizonte de projeção varia consoante o exercício, estendendo-se por mais dois ou três anos face ao ano corrente.

Para além de projeções a médio prazo, o modelo *M* também é usado para análises de cenários. Estas análises podem incluir a avaliação de riscos, tais como os testes de esforço (*stress tests*) ao sistema financeiro, bem como simulações de políticas económicas. O modelo *M* também está subjacente a uma ferramenta chamada Elasticidades Básicas dos Modelos (BME, no acrónimo em inglês), que fornece os impactos mecânicos de choques na economia, tais como alterações nas hipóteses exógenas utilizadas nos exercícios de projeção. Esta ferramenta tem sido usada em diversas análises de sensibilidade, tais como Banco de Portugal (2019, 2022a,b).

Dado que é usado para vários fins, o modelo *M* é uma ferramenta flexível, ainda que bastante detalhada, cuja utilização está centrada em horizontes de curto e médio prazo. O modelo inclui relações interdependentes entre um conjunto alargado de variáveis, que inclui a procura agregada, o comércio internacional, o produto potencial, a formação de preços e salários, a evolução do mercado de trabalho, e variáveis financeiras e de finanças públicas.

A formulação do modelo também leva em conta a necessidade de acompanhar os desenvolvimentos mais recentes nos dados macroeconómicos. Isto requer um compromisso entre os fundamentos teóricos, que servem de âncora ao bloco da oferta, e uma especificação mais flexível do bloco da procura, para se ajustar melhor aos dados. Adicionalmente, a estimação do modelo resulta da conjugação de técnicas econométricas, baseadas em equações com mecanismo corretor do erro, e de calibração.

Este tipo de modelos continua a ser uma ferramenta comum e útil para análise e projeção macroeconómicas, bem como para avaliação de políticas (Pareja *et al.* 2017; Bulligan *et al.* 2017; Berben *et al.* 2018). A flexibilidade é um dos fatores chave para a sua longevidade, facilitando uma abordagem pragmática ao contexto económico em permanente mudança. O modelo *M* foi sendo alterado ao longo do tempo e é regularmente estimado, consoante novos dados para a economia portuguesa são divulgados (por exemplo, Contas Nacionais com atualização do ano de base).

O restante artigo está organizado do seguinte modo. A secção 2 descreve as principais características do modelo. A secção 3 explica os detalhes principais sobre os blocos do modelo—oferta, procura, preços e salários, mercado de trabalho, setor financeiro e setor público. A secção 4 ilustra as propriedades dinâmicas do modelo através dos resultados de simulações. A secção 5 apresenta as conclusões.

2. Principais características do modelo

O modelo *M* é um modelo semi-estrutural de média dimensão, com cerca de 30 equações comportamentais. Os elementos teóricos basilares seguem um padrão comum e estão em linha com o modelo para o conjunto da área do euro do BCE (Area-Wide Model), apresentado em Fagan *et al.* (2001) e Fagan *et al.* (2005), e com os blocos individuais dos países no modelo multi-país do Sistema Europeu de Bancos Centrais (Multi-Country Model), tais como Villetelle e Boissay (2005) e Warmedinger e Vetlov (2006). Os fundamentos teóricos das equações comportamentais combinam elementos neoclássicos e keynesianos. A dimensão temporal desempenha um papel crucial nesta abordagem sintética.

O bloco da oferta é a âncora das propriedades de longo prazo do modelo, que correspondem essencialmente à estrutura de base da teoria económica neoclássica. Concretamente, a oferta agregada é determinada pelos recursos disponíveis e pelo progresso tecnológico, combinados via uma função de produção. As decisões das empresas sobre a procura de fatores produtivos e sobre preços é derivada a partir do problema de maximização do lucro, assumindo concorrência perfeita no mercado dos fatores e concorrência monopolística no mercado do produto, no qual o preço cobrado pelos produtores inclui uma margem sobre o custo marginal. No longo prazo, a curva da oferta agregada é vertical, o que faz com que o nível da oferta não seja afetado pelos preços. A inflação é, portanto, um fenómeno nominal.

Um conceito chave no bloco da oferta é o produto potencial, que corresponde ao nível máximo de produção com pleno emprego que não desencadeia pressões inflacionistas excessivas (Okun 1962). O conceito de pleno emprego está ligado ao valor de referência para a taxa de desemprego (habitualmente referenciado pelo acrónimo NAWRU, a partir da denominação inglesa Non-Accelerating Wage Rate of Unemployment) que corresponde à componente latente desta taxa estimada num contexto em que não se verificam pressões salariais excessivas. Ambos os conceitos são exógenos ao modelo. No longo prazo, a produção efetiva é igual ao produto potencial, o que significa que o hiato do produto é nulo, implicando a plena utilização da capacidade produtiva. No mercado de trabalho, a taxa de desemprego efetiva é igual à NAWRU no longo prazo, o que implica que o hiato do desemprego é nulo. A taxa de crescimento potencial no longo prazo reflete hipóteses exógenas sobre a evolução da tecnologia e da população e todas as variáveis reais crescem a este ritmo.

No curto prazo, os preços e os salários ajustam-se lentamente, refletindo, por exemplo, a existência de contratos e de custos de transação. Neste contexto, o produto é determinado pela procura e, portanto, podem ocorrer desvios entre o produto potencial e o efetivo. A (sub) sobre-utilização da capacidade de produção traduz-se em hiatos do produto (negativos) positivos no mercado do produto e em hiatos do desemprego (positivos) negativos no mercado de trabalho. Estes desvios nos mercados do produto e de trabalho são peças chave na formação de preços pelas empresas e na fixação dos salários nos processos negociais, refletindo os mecanismos subjacentes a curvas de Phillips para os preços e para os salários. Desvios entre a procura agregada e a oferta

potencial desencadeiam ajustamentos nos preços e nos salários, que contribuem para deslocar a economia na direção do equilíbrio.

O modelo M leva explicitamente em conta o facto de a economia portuguesa participar na área do euro. Dado este enquadramento, todas as variáveis que descrevem as condições da economia mundial, tais como os preços das matérias primas, as taxas de juro de mercado e as taxas de câmbio nominais, são consideradas como variáveis exógenas, fazendo parte do conjunto de hipóteses externas comuns no âmbito dos exercício de projeção do Eurosistema (Gráfico 1). Este conjunto de hipóteses também inclui a procura externa e os preços dos concorrentes. A economia portuguesa é pequena o suficiente para que os seus choques internos não tenham impactos na economia mundial e para que as suas condições internas não influenciem o PIB ou os preços internacionais. No longo prazo, a inflação interna é determinada pela taxa de crescimento exógena dos preços externos, e todos os preços crescem a este ritmo.

O processo de formação das expectativas dos agentes é assumido como sendo adaptativo. A utilização de expectativas adaptativas em modelos semi-estruturais é bastante comum, sendo o caso, por exemplo, no modelo econométrico da Banca d'Italia (Bulligan *et al.* 2017) e no modelo macroeconómico do De Nederlandsche Bank (Berben *et al.* 2018). Neste contexto, as expectativas dos agentes são captadas de forma aproximada nas equações do modelo através de termos desfasados das variáveis. Adicionalmente, estes termos desfasados podem também sinalizar o tempo de reação dos agentes. Consequentemente, os desvios nos mercados do produto e de trabalho podem persistir durante longos períodos de tempo.

2.1. Dados e estratégia de estimação

A base de dados usada para estimar o modelo M cobre o período de 1999T1 a 2019T4 e contém principalmente séries relativas às Contas Nacionais Trimestrais divulgadas pelo Instituto Nacional de Estatística (INE). Sempre que necessário, este conjunto de informação é complementado com as séries longas trimestrais apresentadas em Cardoso e Sequeira (2015), que são alvo de atualizações regulares. Nos exercícios de projeção, os dados observados são prolongados com projeções de curto prazo para o trimestre corrente e para o trimestre seguinte. Estas projeções trimestrais de curto prazo baseiam-se essencialmente num conjunto de modelos multivariados (*bridge models*), que utilizam uma extensa base de dados de indicadores com maior frequência temporal, tal como descrito em Esteves e Rua (2012).

A especificação das equações comportamentais segue os modelos com mecanismo corretor do erro. Este tipo de especificação mantém as relações estruturais entre as variáveis que partilham tendências comuns, ao incorporar as suas relações de cointegração, que servem de referência para o nível das variáveis no longo prazo. Neste contexto, as características do comportamento dos agentes, quer no curto, quer no longo prazo, são tidas em conta. A evolução de uma dada variável depende do nível dos seus determinantes no longo prazo (ou seja, da relação de cointegração) mas também é influenciada pela variação das variáveis incluídas na dinâmica de curto prazo. A equação (1) apresenta de forma genérica e simplificada uma versão destes modelos:

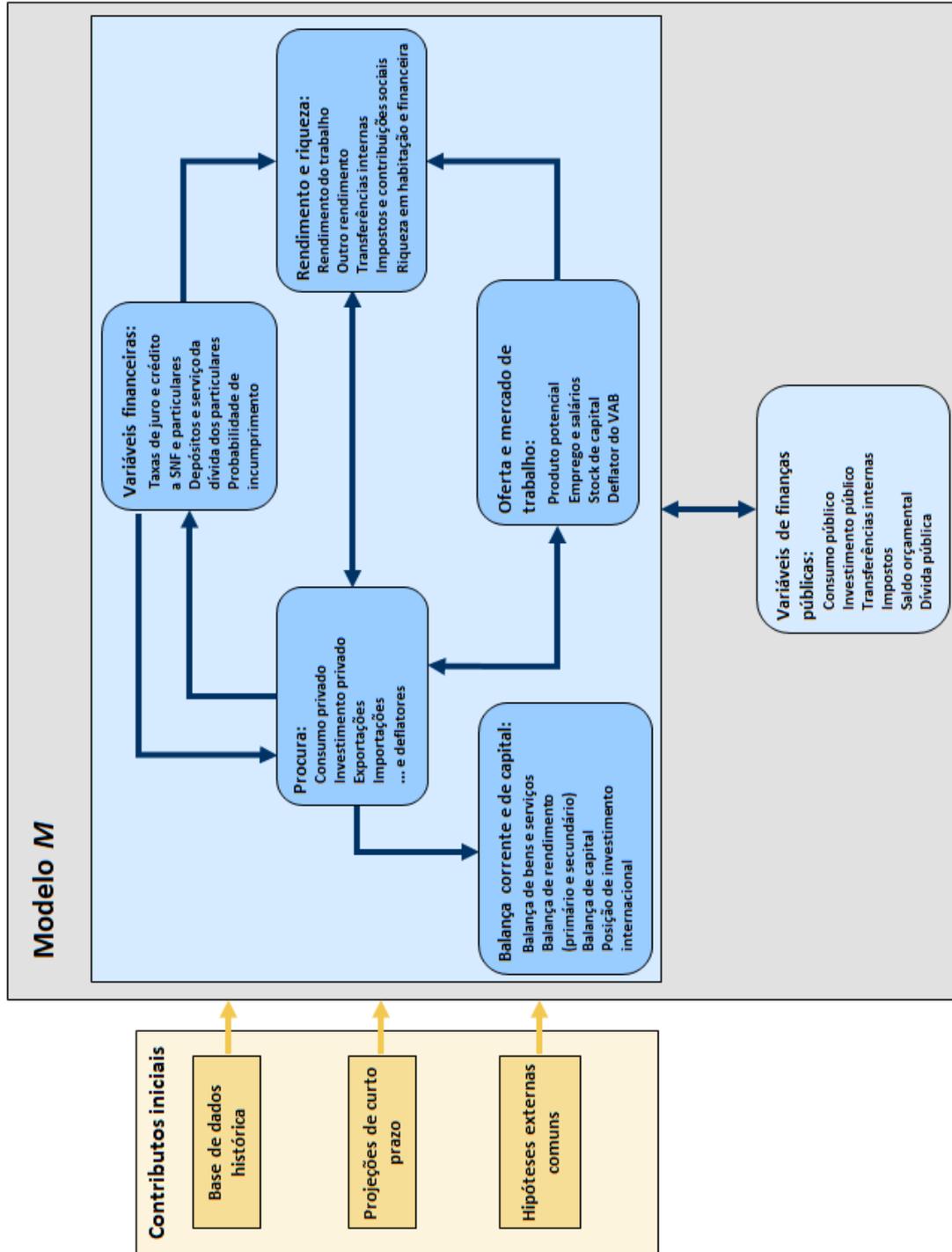


GRÁFICO 1: Resumo da estrutura do modelo M

Fonte: As autoras.

Notas: VAB - Valor acrescentado bruto. SNF - Sociedades não financeiras.

$$\Delta y_t = A(L)\Delta y_{t-1} + B(L)\Delta x_t + C(L)\Delta z_t + \lambda(y_{t-1} - C - \varphi x_{t-1}), \quad (1)$$

onde y_t é a variável de interesse, x_t é um determinante de longo prazo, z_t influencia a dinâmica de curto prazo, C é uma constante, $A(L)$, $B(L)$ e $C(L)$ são polinómios de defasamentos, Δ representa a primeira diferença e as variáveis escritas com letras minúsculas representam logaritmos, isto é $y_t = \log(Y_t)$ e, em sentido inverso, $Y_t = \exp(y_t)$. Versões alargadas desta especificação podem incluir mais do que uma variável na relação de longo prazo e na dinâmica de curto prazo. O coeficiente λ é o coeficiente do mecanismo corretor do erro, refletindo a velocidade de convergência para a relação de longo prazo. Existe cointegração se este coeficiente for estatisticamente diferente de zero e negativo. Em alguns casos, variáveis determinísticas, tais como variáveis binárias (*step dummies*) e tendências, têm de ser incluídas na relação de longo prazo de forma a garantir a estacionaridade do termo de correção do erro. Adicionalmente, variáveis binárias podem ser incluídas na dinâmica de curto prazo para lidar com valores anómalos (*outliers*). Os termos determinísticos são relevantes na estimação dentro da amostra, dado que contribuem para melhorar o ajustamento do modelo aos dados. Contudo, estes termos permanecem constantes no valor do último período da amostra ao longo do horizonte de projeção. Por motivos de simplificação, as variáveis determinísticas não são apresentadas neste artigo.

As equações são estimadas individualmente com o método dos mínimos quadrados, utilizando o procedimento em dois passos proposto por Engle e Granger (1987). O primeiro passo consiste em estimar as relações de cointegração que vigoram no longo prazo. No segundo passo, a dinâmica das equações é estimada no seu formato corretor do erro.

A dinâmica de curto prazo é estimada mais livremente, sem ser muito condicionada pela teoria. Inicialmente, as variáveis relevantes e seus defasamentos são incluídos, sendo que na especificação final apenas permanecem os que forem estatisticamente significativos. O número de defasamentos, bem como a velocidade de ajustamento para o equilíbrio de longo prazo, depende exclusivamente dos resultados da estimação.

A magnitude dos efeitos de curto prazo e os coeficiente das relações de longo prazo resultam de um processo misto de estimação e de calibração. Os critérios para a calibração incluem restrições teóricas e hipóteses que produzem projeções mais plausíveis. As restrições teóricas resultam essencialmente da necessidade de impor a convergência do modelo para uma solução estável no longo prazo (*balanced-growth path*), que se traduz na propriedade da homogeneidade estática, e a necessidade de garantir que as soluções de equilíbrio estático e dinâmico coincidem no longo prazo, que se traduz na propriedade da homogeneidade dinâmica. Quando os dados rejeitam claramente esta última restrição, a homogeneidade dinâmica é imposta na sua formulação mais simples, através da introdução de uma constante na dinâmica de curto prazo, que garante a consistência da taxa de crescimento da variável dependente no estado estacionário, entre o que se obtém via relação de longo prazo e via a parte dinâmica do modelo (Stoevsky e Consolo 2016). Por razões de brevidade, estas constantes são omitidas das equações.

3. Propriedades das principais equações

Esta seção apresenta as equações mais importantes agrupadas de acordo com os principais blocos do modelo. Também inclui informação sobre os parâmetros de interesse mais relevantes. Uma lista exhaustiva dos nomes das variáveis e correspondente designação é fornecida no [Apêndice Online A](#). O [Apêndice Online B](#) contém o conjunto completo das equações. Para além das equações estimadas, o modelo também inclui um conjunto alargado de identidades, que refletem os conceitos das contas nacionais, e de definições, tais como processos de agregação (*bottom-up*) que permitem calcular variáveis de domínio mais abrangente a partir de variáveis mais elementares.

3.1. Oferta

O modelo M divide a economia em três setores, nomeadamente (i) setor privado excluindo habitação, (ii) habitação e (iii) setor público. O valor acrescentado bruto (VAB) potencial no setor privado excluindo habitação ($yftp_t$) é representado por uma função de produção Cobb-Douglas com a oferta de trabalho potencial ($lntp_t$) e o stock de capital ($ksrp_t$) como fatores de produção, bem como com a tendência da produtividade total dos fatores (tft_t), formulada como progresso tecnológico neutro à Hicks:

$$yftp_t = tft_t + \alpha \cdot lntp_t + (1 - \alpha) \cdot ksrp_t, \quad (2)$$

onde o parâmetro α representa a elasticidade de $yftp_t$ em relação a $lntp_t$ e as variáveis em letras minúsculas representam logaritmos. Esta elasticidade é aproximada pelo peso das remunerações do trabalho no VAB. Atualmente, o parâmetro α é calibrado para se situar em cerca de 60%, correspondendo a um valor médio do peso das remunerações do trabalho no período 1999-2019.

A oferta de trabalho potencial no setor privado é exógena ao modelo e é calculada como o produto entre a população ativa efetiva e as estimativas da NAWRU, obtidas através da metodologia descrita em Duarte *et al.* (2020), ao qual se subtrai o emprego no setor público. Ao longo do horizonte de projeção, as projeções para a população ativa levam em conta as projeções demográficas divulgadas pelo Eurostat e pelo INE, enquanto a NAWRU segue um passeio aleatório, ou seja fica constante no valor do último trimestre da amostra de estimação. O stock de capital é obtido através da equação tradicional de acumulação de capital, na qual a taxa de depreciação é exógena ao modelo (ver equação B.3 no [Apêndice Online B](#)). A tendência da produtividade total dos fatores resulta de filtrar o resíduo de Solow com o método de Hodrick-Prescott. O resíduo de Solow é obtido através da aplicação da equação (2) às série efetivas do VAB e do emprego no setor privado excluindo habitação (equação B.4). Ao longo do horizonte de projeção, assume-se que tft_t segue o perfil de crescimento do estado estacionário.

O lado da oferta serve de âncora para o longo prazo do modelo. Como tal, as relações de longo prazo para o stock de capital ($ksrp_t^*$), nível de preços ($yfdp_t^*$) e salários reais ($wrnpt_t^*$) são derivadas das condições de primeira ordem do problema de maximização

do lucro dos produtores, conjugadas com hipóteses exógenas para a oferta de trabalho, tecnologia e custos de financiamento ($RCCP_t$). Em particular,

$$wrnp_t^* = \log(\alpha) + yftp_t - lntp_t \quad (3)$$

$$yfdp_t^* = wunp_t + lntp_t - yftp_t - \log(\alpha) \quad (4)$$

$$ksrp_t^* = \alpha \cdot \log\left(\frac{1-\alpha}{\alpha}\right) + \alpha \cdot (wunp_t - ccp_t) + yftp_t - tft_t, \quad (5)$$

onde $wunp_t$ representa os salários nominais e $ccp_t = yfdp_t + \log(RCCP_t)$.

O modelo M adota uma abordagem simplificada para lidar com os setores da habitação e público. O produto do setor da habitação corresponde às rendas efetivas e imputadas ($pcrr_t$), que são incluídas na conta do rendimento das famílias (ver Subseção 3.2 para mais detalhes). O produto do setor público ($yerg_t$) corresponde à soma das remunerações dos funcionários públicos com o excedente bruto de exploração e os subsídios recebidos sobre a produção (ver Subseção 3.6 para mais detalhes). O stock de habitação ($ksrh_t$) e o stock de capital público ($ksrg_t$) são obtidos através de equações tradicionais de acumulação de capital.

3.2. Procura

A função de produção apenas se verifica no longo prazo. No curto prazo, o produto é determinado pela procura agregada, que resulta da conjugação das principais componentes do produto interno bruto (PIB, YER_t) na ótica da despesa—consumo privado (PCR_t), consumo público (GCR_t , ver Subseção 3.6 para mais detalhes), formação bruta de capital fixo (ITR_t), variação de existências (SCR_t), exportações (XTR_t) e importações (MTR_t).

$$YER_t = PCR_t + GCR_t + ITR_t + SCR_t + XTR_t - MTR_t \quad (6)$$

No modelo M a especificação do consumo privado é influenciada pelas teorias do ciclo de vida e do rendimento permanente. As famílias tentam alisar o perfil do consumo ao longo do tempo, com base nas suas expectativas de rendimento permanente ao longo da vida. No longo prazo, o consumo depende quer do rendimento disponível real ajustado ($pyra_t$) quer da riqueza em termos reais (financeira fwr_t e em habitação hwr_t).

O consumo privado é desagregado em quatro componentes, nomeadamente serviços de habitação (ou seja, rendas efetivas e imputadas) bens duradouros, combustíveis e outros bens e serviços. Esta última componente é a mais importante em termos de despesa e é representada de acordo com a seguinte equação:

$$\Delta pcro_t = \beta^{pcro} \cdot \Delta pyra_mm_t + \gamma^{pcro} \cdot \Delta URX_t + \varphi^{pcro} \cdot \Delta STR_{t-3}^D + \lambda^{pcro} (pcro_{t-1} - C^{pcro} - \psi^{pcro} \cdot pyra_{t-1} - \zeta^{pcro} \cdot fwr_{t-1} - (1 - \psi^{pcro} - \zeta^{pcro}) \cdot hwr_{t-1}), \quad (7)$$

onde $pyra_t$ inclui a remuneração do trabalho, líquida de impostos e contribuições para a Segurança Social, transferências e outro rendimento, sendo ajustado pelo serviço da

dívida, as rendas de habitação e os serviços de intermediação financeira indiretamente medidos. O rendimento e a riqueza em termos reais são obtidos ao deflacionar os agregados nominais pelo deflator do consumo privado (ver Subsecção 3.3). A riqueza nominal em habitação é calculada como o stock real de habitação avaliado aos preços correntes da habitação (equações B.20 e B.31).

O parâmetro de longo prazo ψ^{pcro} representa a propensão marginal a consumir a partir do rendimento, enquanto ζ^{pcro} e $(1 - \psi^{pcro} - \zeta^{pcro})$ são as propensões marginais a consumir a partir da riqueza financeira e em habitação, respetivamente. Estes parâmetros somam um de forma a impor a condição de homogeneidade estática. Esta especificação também é compatível com a hipótese de que existem dois tipos de famílias na economia—as que têm restrições de liquidez (consumindo uma fração do seu rendimento disponível atual) e as que não têm (consumindo uma fração da sua riqueza).

A dinâmica de curto prazo é influenciada pela evolução da taxa de juro real dos depósitos (STR_t^D), que representa o custo de oportunidade do consumo no momento presente, e pela taxa de desemprego (URX_t), que pretende traduzir a incerteza sentida pelas famílias. Ambas as variáveis têm um impacto negativo em $pcro_t$, em linha com a teoria económica. Adicionalmente, também é incluída uma média móvel do rendimento disponível real ajustado ($pyra_mm_t$), que permite alisar a reacção do consumo a choques transitórios no rendimento. Esta formulação contribui para a pró-ciclicidade da taxa de poupança, em linha com a evidência histórica (Alves e Cardoso 2010).

A especificação do consumo de bens duradouros inclui o rendimento disponível real ajustado e a riqueza financeira, bem como STR_t^D e URX_t na relação de longo prazo, enquanto o curto prazo é determinado por $\Delta pyra_t$ (equação B.12). Como tal, o consumo de bens duradouros apresenta um padrão mais cíclico, de acordo com a evidência histórica. O consumo de serviços de habitação e de combustíveis evolui de acordo com regras simples, sendo que no primeiro caso é levado em conta o stock de habitação.

Em relação à formação bruta de capital fixo, o modelo considera uma desagregação por setor institucional—investimento privado excluindo habitação (ipr_t), investimento em habitação (ihr_t) e investimento público (ver Subsecção 3.6 para mais detalhes). No longo prazo, o investimento privado excluindo habitação é determinado pelo stock de capital que é derivado das condições de primeira ordem do problema de maximização do lucro dos produtores ($ksrp_t^*$ na equação 5). Assim sendo, o stock de capital efetivo converge para o seu nível de equilíbrio e ipr_t compensa a depreciação do capital ajustada pelas hipóteses exógenas para o crescimento do progresso tecnológico e da população, de forma a que o rácio do investimento sobre o stock de capital seja constante.

A dinâmica de curto prazo de ipr_t é influenciada pelas flutuações do PIB privado ($yerpr_t$) e alguma inércia. Adicionalmente, as decisões de investimento também dependem (negativamente) das condições de financiamento e da avaliação que os empresários fazem das perspetivas económicas e da incerteza. A incerteza é aproximada pelo indicador composto de stress financeiro ($ICSF_t$), criado por Braga *et al.* (2014):

$$\Delta ipr_t = \beta^{ipr} \cdot \Delta yerpr_t + (1 - \beta^{ipr}) \cdot \Delta ipr_{t-1} + \gamma^{ipr} \cdot \Delta STR_{t-4}^B + \varphi^{ipr} \cdot ICSF_{t-2} + \lambda^{ipr} (ipr_{t-1} - ksrp_{t-1}^* - \log \left(\frac{g + \delta}{1 + g} \right)), \quad (8)$$

onde δ é a taxa de depreciação exógena do stock de capital no setor privado excluindo habitação e g representa a hipótese exógena para o crescimento do progresso tecnológico e da população, ambos relativos ao estado estacionário. Os parâmetros β^{ipr} e $(1 - \beta^{ipr})$ somam um de forma a impor a condição de homogeneidade dinâmica. Adicionalmente, o valor estimado de β^{ipr} é superior a um, em linha com o efeito acelerador do investimento.

O investimento em habitação reflete essencialmente as condições da procura das famílias residentes, que são semelhantes àquelas que determinam o consumo privado. O nível de longo prazo de ihr_t é influenciado pelo rendimento disponível real ajustado e pela taxa de desemprego. A dinâmica de curto prazo depende da evolução do rendimento disponível real, da taxa de juro real dos empréstimos para compra de habitação, da taxa de desemprego e do q de Tobin para o investimento em habitação. Seguindo a análise de Mankiw (2002), o q de Tobin compara o preços de mercado da habitação (ihx_t) com os seus custos de substituição (aproximados pelo deflator da formação bruta em capital fixo em habitação, ihd_t). Para além da procura de habitação por parte de famílias que nelas pretendem habitar, esta variável tenta captar os incentivos a investir em habitação, vista como um ativo não financeiro:

$$\Delta ihr_t = \beta^{ihr} \cdot \Delta pyra_mm_t + \gamma^{ihr} \cdot \Delta URX_{t-2} + \varphi^{ihr} \cdot \Delta STR_t^H + \xi^{ihr} \cdot \Delta (ihx_{t-2} - ihd_{t-2}) + \lambda^{ihr} (ihr_{t-1} - C^{ihr} - pyra_{t-1} - \psi^{ihr} \cdot URX_{t-1}), \quad (9)$$

onde γ^{ihr} e φ^{ihr} têm valores negativos.

Os dados observados para a variação de existências são extremamente voláteis e não parecem estar correlacionados com a procura, oferta ou condições financeiras. Como tal, utiliza-se uma hipótese técnica simplificadora—assume-se que a evolução da variação de existências, bem como da discrepância estatística associada aos dados encadeados em volume, é neutra em termos de impacto no crescimento real do PIB.

Ao nível dos fluxos externos, a especificação das exportações (xtr_t) e das importações (mtr_t) segue o formato tradicional, no qual as quotas de mercado—calculadas em relação à procura externa agregada e à procura final, respetivamente—são uma função de um indicador de competitividade preço, que compara os preços internos e externos. As exportações e importações de bens excluindo combustíveis, de combustíveis e de serviços são modeladas de forma separada. No caso das exportações de serviços, o modelo inclui uma desagregação adicional entre turismo e outros serviços.

As exportações de bens excluindo combustíveis (xtr_o_t) são em larga medida determinadas pelo indicador de procura externa (wdr_t), que consiste numa média das importações dos parceiros comerciais, ponderada pelo seu peso nas exportações portuguesas (Hubrich e Karlsson 2010). No longo prazo, a equação também inclui um

indicador de competitividade preço, que compara a evolução dos deflatores do PIB nos principais parceiros comerciais (yed_t^F) com o deflator do VAB nacional ($yfdp_t$). Os parâmetros associados com wdr_t são fixados em um, devido às restrições de homogeneidade estática e dinâmica.

$$\Delta xtro_t = \Delta wdr_t + \lambda^{xtro}(xtro_{t-1} - C^{xtro} - wdr_{t-1} - \psi^{xtro}(yed_{t-1}^F - yfdp_{t-1})) \quad (10)$$

A equação para as exportações de turismo ($xtrt_t$) é bastante semelhante, incorporando indicadores específicos de procura externa e de competitividade preço para o turismo (equação B.16). São utilizadas regras simples para as exportações de combustíveis ($xtre_t$), que dependem da evolução da procura externa, e para as exportações de outros serviços ($xtrs_t$), considerando a evolução média das exportações e importações de bens excluindo combustíveis e das exportações de turismo. Esta média tenta captar a evolução dos serviços de transporte e de seguros, que representam uma parte significativa de $xtrs_t$.

As importações de bens excluindo combustíveis ($mtro_t$) dependem do indicador da procura final ponderada, excluindo combustíveis (wer_t) e do indicador de competitividade preço, que compara o deflator das importações ($mtdo_t$) com o deflator dos bens produzidos internamente no setor privado ($yfdpr_t$). Esta especificação assume a substituíbilidade (imperfeita) entre bens importados e produzidos internamente. O indicador wer_t é calculado como a média das componentes da procura final, ponderadas pelo seu conteúdo importado, que é calculado de acordo com a metodologia de Cardoso e Rua (2021).

$$\Delta mtro_t = \beta^{mtro} \cdot \Delta wer_t + (1 - \beta^{mtro}) \cdot \Delta wer_{t-1} + \lambda^{mtro}(mtro_{t-1} - C^{mtro} - wer_{t-1} - \psi^{mtro}(mtdo_{t-1} - yfdpr_{t-1})) \quad (11)$$

As importações de combustíveis ($mtre_t$) têm uma especificação semelhante à de $mtro_t$, dependendo da procura final ponderada de combustíveis e dos preços de importação de combustíveis em termos reais (equação B.18). O parâmetro de longo prazo dos preços relativos é menor nesta equação do que na equação (11), refletindo a natureza mais inelástica da procura de combustíveis. Finalmente, as importações de serviços ($mtrs_t$) são determinadas pelas exportações e importações de bens excluindo combustíveis. Esta regra simples pretende captar as necessidades de financiamento, seguros e serviços de transporte.

A balança de bens e serviços é calculada através da conjugação da evolução real das exportações e importação com os seus preços respetivos (ver Subsecção 3.3). Esta balança é um elemento importante da balança corrente e de capital, que reflete a necessidade ou capacidade líquida de financiamento da economia. Os restantes elementos são as balanças de rendimento (primário e secundário) e de capital. A modelação destas balanças resulta da combinação de regras simples para os elementos que têm associados fluxos de recebimento e pagamento de juros, incluindo a dívida pública, com informação exógena (por exemplo, relacionada com as transferências da União Europeia, excluindo

os impostos pagos e a contribuição nacional para o orçamento europeu). A acumulação dos saldos da balança corrente e de capital reflete-se na posição líquida de investimento internacional. Em cada ano, o fluxo líquido é adicionado ao stock de ativos do ano anterior, não levando em conta as variações na valorização.

3.3. Preços e salários

As duas principais equações deste bloco referem-se ao deflator do VAB ($yfdp_t$) e aos salários nominais ($wunp_t$) no setor privado excluindo habitação. Começando pelo deflator do VAB, a relação de longo prazo ($yfdp_t^*$) é derivada a partir do bloco da oferta (ver Subseção 3.1 para mais detalhes), enquanto a dinâmica de curto prazo é determinada por desvios entre a procura efetiva e a oferta potencial no mercado do produto, ou seja pelo hiato do produto ($ygat_t$), e pela evolução da tendência dos custos unitários do trabalho ($ultp_t$), com alguns desfasamentos:

$$\Delta yfdp_t = \beta^{yfdp} \cdot ygat_t + \sum_{i=1}^4 \gamma_i^{yfdp} \cdot \Delta ultp_{t-i} + \lambda^{yfdp} (yfdp_{t-1} - yfdp_{t-1}^*) \quad (12)$$

onde $\sum_{i=1}^4 \gamma_i^{yfdp} = 1$ de forma a garantir a homogeneidade dinâmica. O deflator do PIB é obtido através das regras contabilísticas que ligam os preços de mercado aos preços de base.

Os salários nominais no longo prazo também derivam do bloco da oferta, conjugando o deflator do VAB e os salários reais ($wrnp_t^*$). A dinâmica de curto prazo inclui os desvios da taxa de desemprego em relação à NAWRU, ou seja o hiato do desemprego (UGA_t) e a evolução atual e desfasada do produto por trabalhador ($yerp_t - lnnp_t$). Adicionalmente, as expectativas de inflação também são incluídas na equação, medidas por desfasamentos da variação do deflator do consumo privado (pcd_t):

$$\Delta wunp_t = \beta^{wunp} \cdot UGA_{t-1} + \sum_{i=0}^3 \gamma_i^{wunp} \cdot \Delta (yerp_{t-i} - lnnp_{t-i}) + \sum_{i=0}^2 \varphi_i^{wunp} \cdot \Delta pcd_{t-i} + \lambda^{wunp} (wunp_{t-1} - yfdp_{t-1} - wrnp_{t-1}^*), \quad (13)$$

onde $\sum_{i=0}^3 \gamma_i^{wunp} = 1$ e $\sum_{i=0}^2 \varphi_i^{wunp} = 1$ de forma a garantir a homogeneidade dinâmica.

Os preços e salários são cruciais para o modelo voltar ao seu equilíbrio de longo prazo. Pressões positivas (negativas) nos mercados do produto e de trabalho estão associadas a hiatos do produto positivos (negativos) e a hiatos do desemprego negativos (positivos), o que se traduz em pressões positivas (negativas) nos preços e salários (com β^{yfdp} positivo e β^{wunp} negativo) que duram até que o equilíbrio de longo prazo seja novamente atingido. Para além disso, o chamado “hiato do produto por trabalhador” constitui um mecanismo implícito adicional que liga as pressões da procura à inflação— a equação relativa a $yfdp_t$ considera a tendência do produto por trabalhador, enquanto a equação relativa a $wrnp_t$ inclui o produto por trabalhador efetivo.

Dado que a produção interna privada conjuga fatores de produção internos com importações, os seus deflatores—seguinto a mesma decomposição que é apresentada na Subseção 3.2—resultam da conjugação do deflator do VAB com o deflator das

importações. No longo prazo, os pesos atribuídos a cada uma destas componentes são calibrados de acordo com o respetivo conteúdo importado (Cardoso e Rua 2021). A parte dinâmica das equações inclui as mesmas variáveis que estão na relação de longo prazo, às quais se acrescenta desfasamentos da variável dependente, sempre que tal seja considerado necessário, impondo-se a restrição da homogeneidade dinâmica (equações B.24 a B.27).

As três exceções a esta formulação tradicional dos deflatores da procura interna são o deflator do consumo de serviços de habitação, do consumo de combustíveis e da variação de existências. No primeiro caso é usada uma regra simples. No segundo caso, a formulação utilizada leva em conta o preço do petróleo e os impostos específicos. Por último, o deflator da variação de existências é obtido de forma a que seja respeitada a regra das contas nacionais para a agregação do PIB em termos nominais.

Em relação aos deflatores externos, o modelo M assume que a economia portuguesa segue os preços dos mercados internacionais (*price taker*). Como tal, os deflatores das exportações e das importações—com a desagregação apresentada na Subseção 3.2—essencialmente acompanham os preços dos concorrentes, do lado das exportações e das importações, no longo prazo, sendo que estes preços fazem parte do conjunto de hipóteses comuns subjacentes aos exercícios de projeção do Eurosistema. O curto prazo capta a dinâmica de transmissão dos choques nos preços externos, que pode refletir, por exemplo, desfasamentos temporais ou associados a vínculos contratuais, bem como efeitos de composição (equações B.28 e B.30). No caso dos combustíveis, os deflatores das exportações e importações estão associados à evolução do preço do petróleo. É utilizada uma regra simples para os deflatores das exportações de outros serviços e das importações de serviços. A exceção à postura de adotar os preços externos é o deflator das exportações de turismo, que é determinado pelos preços internos no consumidor (equação B.29).

3.4. Trabalho

No bloco do mercado de trabalho, a principal equação refere-se ao emprego no setor privado excluindo habitação, medido em equivalentes a tempo completo. No longo prazo, o nível do emprego é determinado pela oferta de trabalho exógena (lnp_t). O crescimento do emprego no curto prazo depende da evolução dos salários reais e do produto, ambos ajustados para a tendência da produtividade total dos fatores.

$$\Delta lnp_t = \beta^{lnnp} \cdot \Delta(wunp_t - yfdp_t - (tft_t/alpha)) + \sum_{i=0}^1 \gamma_i^{lnnp} \cdot \Delta(yerp_{t-i} - (tft_{t-i}/alpha)) + \sum_{i=1}^3 \varphi_i^{lnnp} \cdot \Delta lnp_{t-i} + \lambda^{lnnp} (lnnp_{t-1} - lntp_{t-1}) \quad (14)$$

Conforme sugerido pela teoria, o crescimento do emprego está negativamente relacionado com o crescimento do salário real ($\beta^{lnnp} < 0$). A elasticidade de curto prazo do crescimento do emprego em relação ao produto real é cerca de 0,4, ao longo de dois trimestres ($\sum_{i=0}^1 \gamma_i^{lnnp} \simeq 0,4$). A equação também inclui desfasamentos da taxa de crescimento da variável dependente, de forma a reproduzir a inércia do emprego.

Assume-se que não existe emprego associado ao setor da habitação e, no caso do setor público, a evolução do emprego é exógena (ver Subseção 3.6 para mais detalhes).

3.5. Setor financeiro

O bloco financeiro capta, de forma estilizada, as interações entre a economia real e o setor financeiro. Numa situação de condições de financiamento normais e de funcionamento regular dos mercados, as taxas de juro são tais que permitem atingir o equilíbrio do mercado para qualquer nível de procura de crédito e, portanto, o crédito concedido ao setor privado pode ser obtido a partir da curva da procura, sob a hipótese de uma oferta de crédito perfeitamente elástica. Alterações nas taxas de juro afetam (i) o custo do capital e o investimento das empresas, (ii) o mercado de habitação, quer através do investimento, quer por via dos preços de habitação, e (iii) as decisões de substituição intertemporal do consumo. Adicionalmente, as decisões de consumo e de investimento das famílias são influenciadas por efeitos de rendimento e de riqueza, desencadeados por movimentos nos mercados financeiros.

Este bloco inclui equações para as taxas dos empréstimos bancários e para os stocks de crédito concedido ao setor privado em três segmentos distintos: empresas não financeiras, habitação e consumo e outros fins. O serviço da dívida das famílias pode ser calculado através da conjugação dos stocks de crédito concedido às famílias com as taxas dos empréstimos.

A especificação das taxas dos empréstimos bancários é semelhante entre os diferentes segmentos. Este tópico já tinha sido abordado anteriormente em Castro e Santos (2010). A relação de longo prazo é determinada pela taxa de juro de referência do mercado interbancário (a taxa EURIBOR a três meses, $EURIBOR_t$) e por um indicador agregado de probabilidade de incumprimento (PD_t). No curto prazo, a variação das taxas dos empréstimos reflete a evolução da $EURIBOR_t$, a avaliação das perspetivas de incerteza, aproximada por variações de URX_t , e alguma inércia:

$$\Delta STN_t^k = \beta^{STN^k} \cdot \Delta STN_{t-1}^k + \sum_{i=0}^1 \gamma_i^{STN^k} \cdot \Delta EURIBOR_{t-i} + \varphi^{STN^k} \cdot \Delta URX_{t-1} + \lambda^{STN^k} (STN_{t-1}^k - C^{STN^k} - \psi^{STN^k} \cdot EURIBOR_{t-1} - \zeta^{STN^k} \cdot PD_{t-1}), \quad (15)$$

onde $k = \{B, C, H\}$ representa o segmento, nomeadamente empresas não financeiras, consumo e outros fins e habitação, respetivamente, e $\varphi^{STN^H} = 0$. A transmissão da $EURIBOR_t$ aos custos de financiamento é completa no longo prazo, exceto no caso do crédito para o consumo e outros fins ($\psi^{STN^B} = \psi^{STN^H} = 1$ and $\psi^{STN^C} < 1$).

O indicador de probabilidade de incumprimento tenta reproduzir o efeito de acelerador financeiro discutido em Bernanke *et al.* (1996), através do qual as condições no mercado de crédito contribuem para amplificar os efeitos de choques reais e monetários. Num caso de um choque adverso, os mercados financeiros também são negativamente afetados e torna-se mais difícil e mais dispendioso aceder ao crédito. Por sua vez, isto leva a mais reduções no investimento e nos gastos, amplificando o abrandamento na economia. A probabilidade de incumprimento é modelada de forma simples, evoluindo

com o crescimento real do PIB e com uma média das taxas de juro nominais dos empréstimos (STN_t^A), havendo alguma inércia no curto prazo (equação B.39).

Em relação aos stocks no longo prazo, o crédito a empresas não financeiras (cre_t^B) varia positivamente com o stock de capital nominal do setor privado excluindo habitação ($ksnp_t$) e negativamente com os custos de financiamento. A dinâmica de curto prazo é influenciada pelas flutuações em STN_t^B , URX_t e no respetivo tipo de despesa financiada—formação bruta de capital fixo do setor privado excluindo habitação em termos nominais (ipn_t)—para além de alguma inércia:

$$\begin{aligned} \Delta cre_t^B = & \beta^{cre^B} \cdot \Delta cre_{t-1}^B + (1 - \beta^{cre^B}) \cdot \Delta ipn_t + \gamma^{cre^B} \cdot \Delta STN_{t-1}^B + \varphi^{cre^B} \Delta URX_{t-2} + \\ & \lambda^{cre^B} (cre_{t-1}^B - C^{cre^B} - ksnp_{t-1} - \psi^{cre^B} \cdot STN_{t-1}^B - \zeta^{cre^B} \cdot EURIBOR_{t-1}), \end{aligned} \quad (16)$$

onde se impõe as restrições de homogeneidade estática e dinâmica. As equações do crédito concedido às famílias para a aquisição de habitação (cre_t^H) e para o consumo e outros fins (cre_t^C) têm especificações semelhantes, com os respetivos custos de financiamento e despesas subjacentes (equações B.41 e B.42).

Os depósitos das famílias e as taxas de depósitos a prazo também estão incluídos no modelo. A taxa dos depósitos a prazo é determinada pela $EURIBOR_t$ no longo prazo, enquanto a sua evolução no curto prazo é uma função dos custos de financiamento dos bancos, aproximados pelas variações da $EURIBOR_t$ e de uma média simples das taxas de juro dos empréstimos bancários (equação B.36). O stock de depósitos a prazo das famílias dependem do rendimento disponível nominal ajustado das famílias e da taxa de juro dos depósitos a prazo (equação B.43). Os depósitos à ordem usam uma regra simples que leva em conta o rendimento disponível nominal ajustado.

3.6. Setor público

O bloco de finanças públicas descreve as receitas e despesas públicas—para o setor das administrações públicas como um todo, de acordo com a metodologia das contas nacionais—e a dívida pública. As ligações entre o cenário macroeconómico e as finanças públicas contribuem para enriquecer o modelo M e para permitir uma melhor compreensão da (i) reação dos agregados orçamentais a variações no cenário macroeconómico e, em sentido contrário, da (ii) reação do enquadramento macroeconómico a variações nas políticas públicas. Por exemplo, os blocos da procura e das finanças públicas estão relacionados através do impacto dos impostos sobre o rendimento e das prestações sociais no rendimento disponível das famílias.

Este bloco contém uma desagregação relativamente extensa das receitas e despesas. Ainda que diversas variáveis sejam modeladas de forma endógena ao modelo, existem alguns elementos exógenos, especialmente no lado da despesa, dada a sua natureza mais discricionária. No ano corrente, estes elementos exógenos baseiam-se em informação retirada de documentos oficiais, tais como o Orçamento do Estado.

O lado da receita inclui uma miríade de receitas fiscais e não fiscais. Em geral, as receitas fiscais evoluem em linha com a respetiva base do imposto, funcionando

em diversos casos como um estabilizador automático. De acordo com as regras do Eurosistema, assume-se que as taxas de imposto permanecem inalteradas ao longo do horizonte de projeção, exceto nos casos em que as alterações à legislação tributária tenham sido aprovadas, ou tenham sido descritas de forma suficientemente detalhada e exista uma elevada probabilidade de aprovação.

O lado da despesa também é bastante detalhado. O consumo público (gcr_t) resulta de uma abordagem de agregação das componentes mais elementares. Estas componentes centram-se na remuneração dos funcionários públicos, no consumo intermédio, nas prestações sociais em espécie e nas vendas de bens e serviços, que entram no cálculo com sinal negativo. As remunerações reais dos funcionários públicos evoluem em linha com a dinâmica exógena do emprego público. A evolução das restantes componentes está essencialmente ligada à atividade, sendo que em alguns casos, em particular no ano corrente, podem ser determinadas por informação exógena ao modelo.

A evolução das prestações sociais em dinheiro depende das dinâmicas demográficas e no mercado de trabalho, bem como da legislação em vigor, que inclui, entre outras, a regra de atualização das pensões. As prestações sociais também incluem o subsídio de desemprego, que funciona com um estabilizador automático e reflete essencialmente a evolução da taxa de desemprego. O investimento público (gir_t) é determinado de forma exógena, com base em informação incluída em documentos oficiais, ou evolui em linha com o PIB. O seu perfil também leva em conta o ritmo esperado da absorção dos fundos europeus.

Em geral, os preços e salários no bloco das finanças públicas levam em conta a evolução da inflação. A principal exceção é o deflator da formação bruta de capital fixo pública (gid_t), que tem uma especificação próxima da dos outros deflatores da procura interna privada (equação B.44). Adicionalmente, a evolução dos salários públicos no curto prazo reflete informação sobre as atualizações aprovadas da tabela salarial, bem como o impacto das promoções e progressões na carreira. Quando é relevante, também são tidos em conta efeitos de composição relacionados com alterações nas estruturas salariais.

Os pagamentos de juros da dívida pública são calculados utilizando a estrutura do stock da dívida e a evolução das taxas de rendimento de curto e de longo prazo. A dívida pública resulta da equação tradicional de acumulação da dívida—à dívida no período anterior é somado o saldo orçamental (ou seja, a diferença entre o total das receitas e das despesas) e um ajustamento défice-dívida, de natureza exógena, caso se justifique. O modelo não contempla uma regra fiscal ao longo do horizonte de projeção. Com a exceção de medidas aprovadas ou suficientemente bem especificadas, a projeção representa um cenário sem alterações de políticas.

4. Simulações

Esta seção ilustra as principais propriedades do modelo, no curto e médio prazo, através da simulação de alguns choques. As simulações comparam um cenário de base com um cenário alternativo em que todas as variáveis exógenas são mantidas inalteradas, exceto

a variável que é afetada pelo choque. Assim, as simulações utilizam uma abordagem estilizada para calcular, *ceteris paribus*, o impacto mecânico do choque.

O artigo apresenta simulações para cinco choques: procura externa, consumo público, taxa de câmbio, preço do petróleo e taxa de juro. Os choques são implementados no nível da variável em 2022Q1 e têm uma duração de seis anos (ou seja, 24 trimestres). Refira-se que o ano em que o choque é implementado pode afetar os resultados, uma vez que o cenário de base é condicional no peso de cada agregado na despesa, sendo que estes pesos podem mudar ao longo do tempo. Por exemplo, *ceteris paribus*, o impacto de um choque de procura externa depende do peso das exportações no PIB. Os pesos das diferentes componentes da despesa no PIB são constantes apenas no estado estacionário. É ainda importante ter em conta que este tipo de modelos pode levar alguns anos até atingir o estado estacionário, uma vez que a velocidade de convergência tende a ser baixa (Fagan *et al.* 2005; Berben *et al.* 2018).

Os gráficos seguintes apresentam, para cada trimestre, a diferença em percentagem ou pontos percentuais (no caso da balança de bens e serviços e da balança corrente e de capital) entre o nível de uma variável no cenário com choque e no cenário de base.

4.1. Procura externa

Este choque corresponde a um aumento de 1% na procura externa de bens e serviços produzidos por empresas portuguesas. Em resposta a este choque, as exportações aumentam 1% no curto prazo, o que implica um aumento de 0,3% no PIB no final do primeiro ano (Gráfico 2).

Maiores exportações traduzem-se em pressões sobre a procura, o que impulsiona a procura por capital e trabalho, e desencadeia um aumento do investimento e do emprego e uma diminuição da taxa de desemprego. Em resposta ao aumento do produto por trabalhador e a maiores pressões no mercado de trabalho, os salários aumentam. Neste contexto, há um aumento do poder de compra das famílias e, conseqüentemente, do consumo privado. Refira-se que o impacto do aumento das exportações no PIB é atenuado pelo aumento das importações, devido ao elevado conteúdo importado das exportações.

No médio prazo, os efeitos positivos sobre a procura interna amplificam-se e, no quarto ano, o PIB está 0,4% acima do cenário de base. No entanto, a pressão sobre a procura implica um aumento dos preços e, conseqüentemente, uma perda de competitividade que atenua o aumento inicial das exportações. Ao longo do horizonte de simulação, as exportações abrandam, situando-se 0,7% acima do cenário de base no sexto ano. Os saldos da balança de bens e serviços e da balança corrente e de capital melhoram no médio prazo, devido ao aumento das exportações e a ganhos marginais nos termos de troca. A evolução favorável da atividade interna leva a maiores receitas fiscais e a menores transferências para as famílias, nomeadamente relativas a subsídios de desemprego, o que tem um efeito positivo no saldo orçamental.

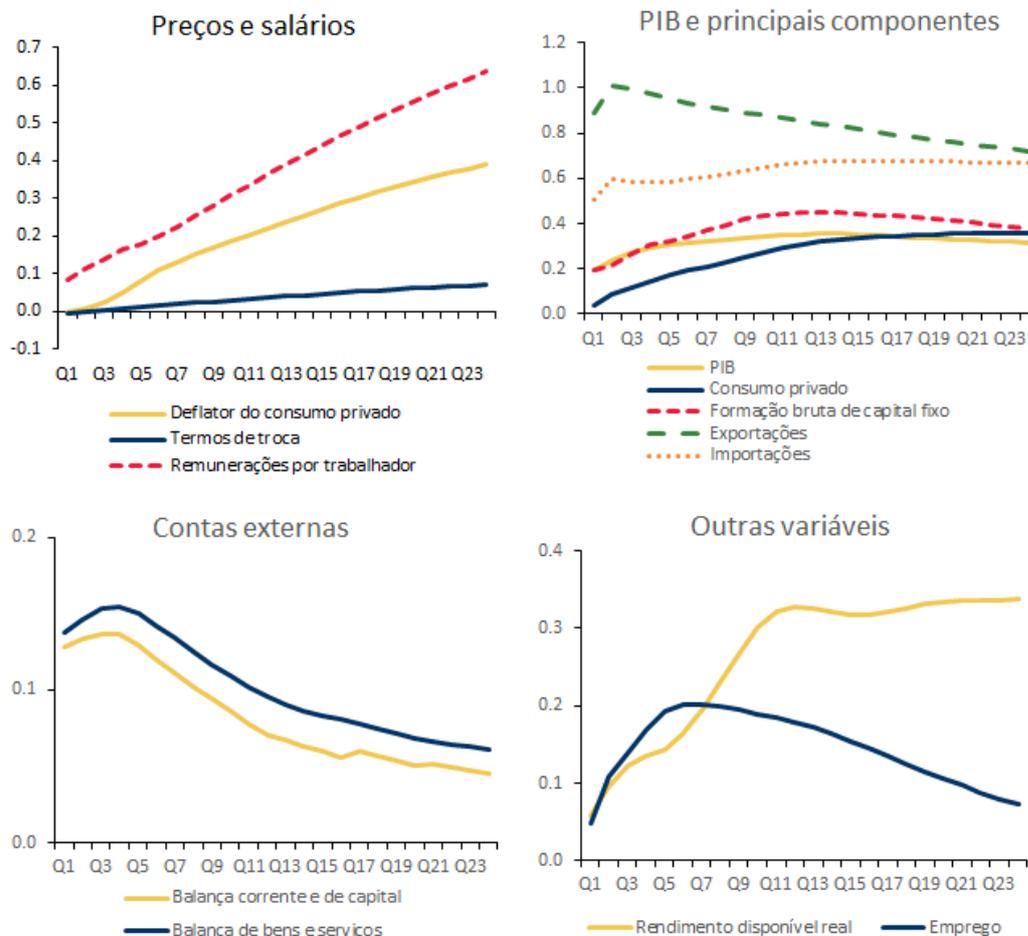


GRÁFICO 2: Impacto de 1% na procura externa | Em desvios percentuais face ao cenário de base
Fonte: Cálculos das autoras.

4.2. Consumo público

Este choque corresponde a um aumento no consumo público real de 1% do PIB inicial do cenário de base, impulsionado por um aumento na despesa em bens e serviços. O efeito imediato e positivo sobre o PIB é amplificado pelo aumento do investimento empresarial e do consumo privado (Gráfico 3). O aumento do investimento empresarial reflete o efeito acelerador, enquanto o aumento do consumo privado decorre do aumento do emprego e dos salários reais. A maior procura agregada e as maiores pressões no mercado de trabalho implicam salários e custos de produção mais elevados, colocando uma pressão ascendente sobre os preços no consumidor. Uma vez que as taxas de juro nominais se mantêm inalteradas, o aumento da inflação resulta numa queda das taxas de juro reais, ampliando o efeito positivo sobre o consumo e o investimento. O aumento dos preços internos implica uma perda de competitividade e, por conseguinte, uma queda nas exportações. O saldo da balança de bens e serviços deteriora-se, refletindo quer o aumento das importações, impulsionado por uma maior procura interna, quer a queda

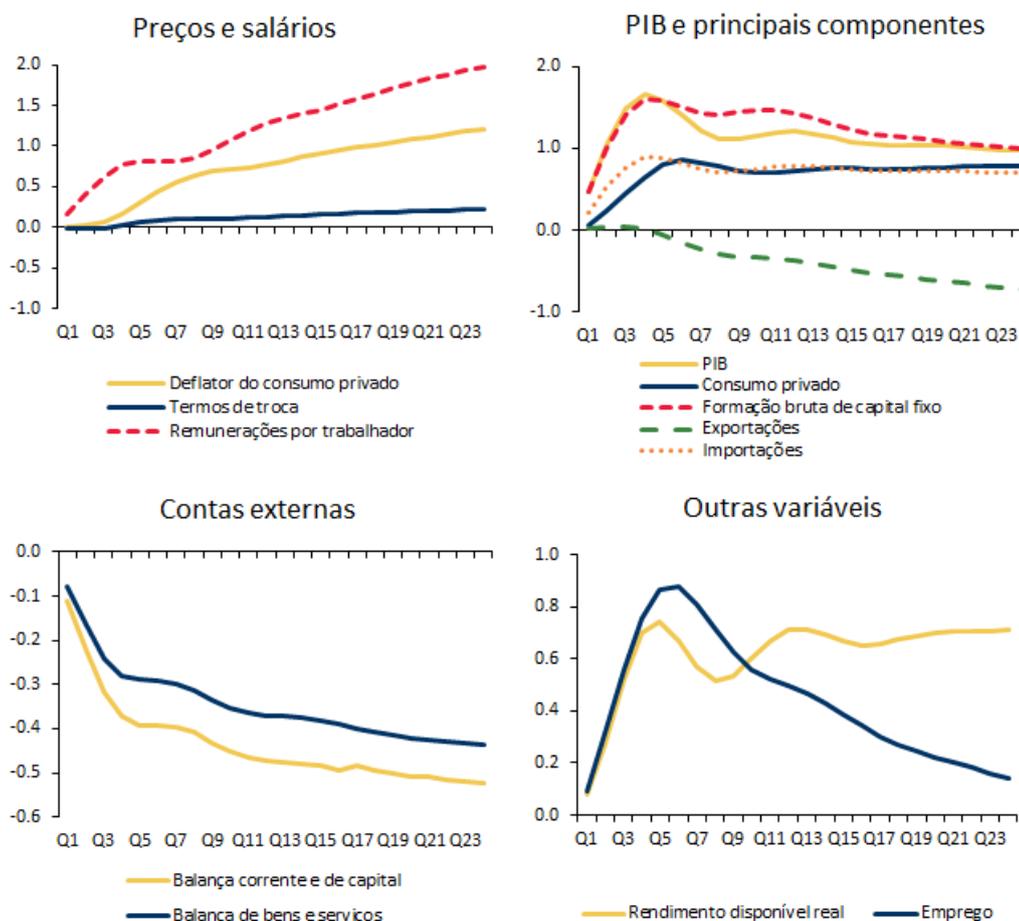


GRÁFICO 3: Impacto do aumento do consumo público de 1% do PIB inicial do cenário de base | Em diferenças percentuais face ao cenário de base

Fonte: Cálculos das autoras.

nas exportações. Menores exportações e o desvanecimento do efeito acelerador inicial no investimento empresarial levam a um ajustamento gradualmente descendente do PIB.

4.3. Taxa de câmbio nominal

Este choque corresponde a uma apreciação do euro de 10% em relação às restantes moedas. A transmissão deste choque ao resto do modelo ocorre principalmente através do seu efeito na competitividade preço das exportações e importações. Adicionalmente, há também um canal importante através do impacto nos preços do petróleo, uma vez que o petróleo é transacionado nos mercados internacionais em dólares.

O efeito de transmissão deste choque aos preços de importação e exportação está praticamente completo ao fim de seis anos. A apreciação do euro torna as exportações portuguesas mais caras para os consumidores e empresas fora da área do euro, traduzindo-se numa redução das exportações e, conseqüentemente, do PIB. O efeito de menor procura implica uma redução das importações (Gráfico 4). No final do primeiro ano, o PIB encontra-se 0,3% abaixo do nível do cenário de base. O impacto negativo

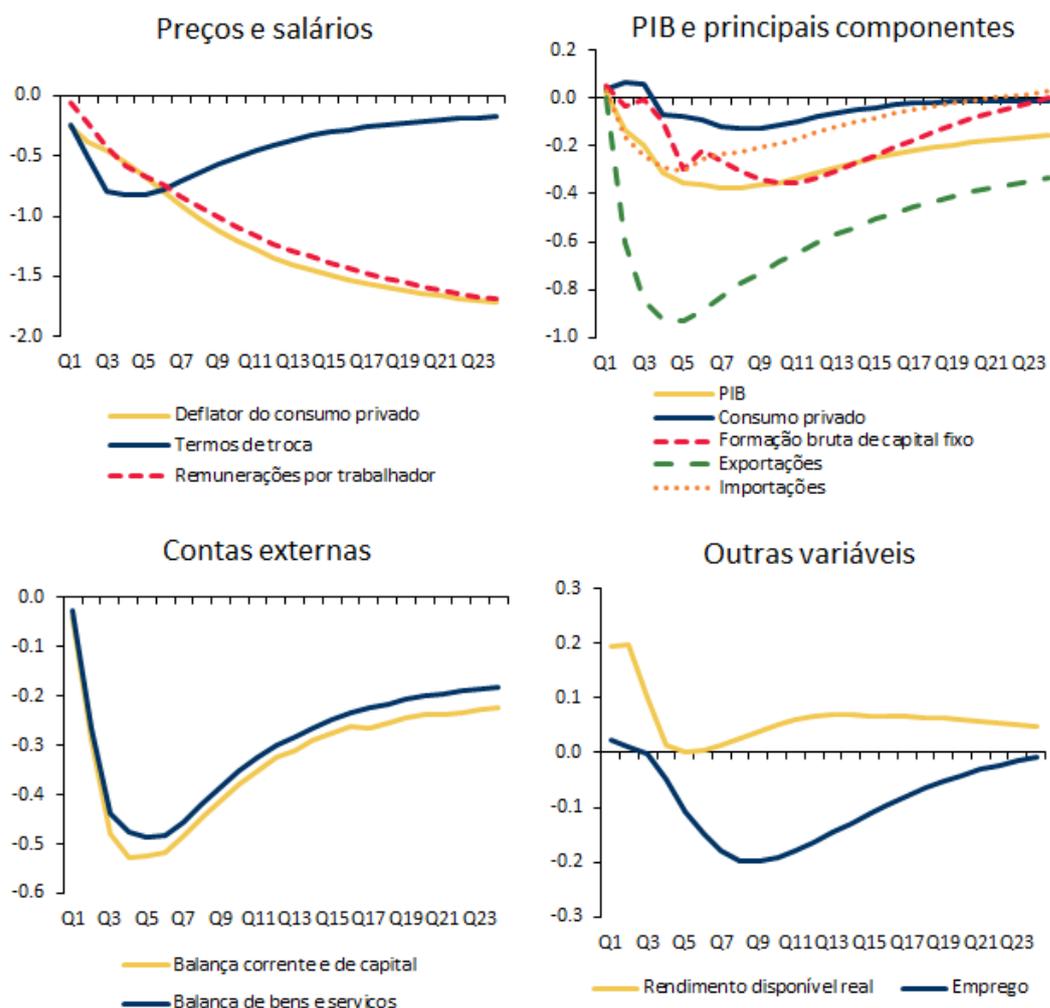


GRÁFICO 4: Impacto de uma apreciação da taxa de câmbio nominal do euro de 10% | Em desvios percentuais face ao cenário de base

Fonte: Cálculos das autoras.

nas importações é parcialmente compensado pela substituição de produção interna por importações, que agora se encontram mais baratas. A menor procura desencadeia uma redução no investimento e no emprego, implicando um aumento das margens disponíveis na economia. À medida que os salários e os preços diminuem, e a taxa de juros real e o desemprego aumentam, o consumo privado reduz-se. O efeito desfasado do aumento da taxa de juro real leva a alguma volatilidade no perfil do investimento no segundo ano.

A evolução adversa da economia implica uma diminuição das receitas fiscais e um aumento na despesa com subsídios de desemprego, tendo ambos um efeito negativo no saldo orçamental. O saldo da balança de bens e serviços deteriora-se ligeiramente, refletindo o efeito de volume que compensa o impacto nominal da apreciação do euro.

A médio prazo, o efeito negativo sobre as exportações decorrente da perda de competitividade preço é gradualmente atenuado e, após seis anos, o PIB encontra-se 0,2% abaixo do cenário de base. Este efeito reflete a diminuição dos deflatores internos

que é reforçada à medida que a redução do preço de importação se vai transmitindo aos restantes preços da economia.

4.4. Preços do petróleo

Este choque corresponde a um aumento de 10% no preço do petróleo, em dólares, nos mercados internacionais. A simulação pressupõe que o preço do petróleo no cenário de base é de cerca de 85 dólares por barril. Um aumento no preço dos produtos petrolíferos importados leva a um aumento dos preços no consumidor, implicando maiores salários e custos de produção internos (Gráfico 5). Não obstante o aumento dos salários nominais, os salários em termos reais caem, levando a uma redução do rendimento disponível real e, conseqüentemente, do consumo privado.

O aumento dos custos de produção origina uma perda de competitividade nos mercados internacionais e, por conseguinte, as exportações diminuem. A redução da produção implica uma diminuição da procura por fatores produtivos, afetando negativamente o investimento e o emprego. Existe alguma volatilidade no perfil de investimento no segundo ano que está ligada ao efeito desfasado da diminuição da

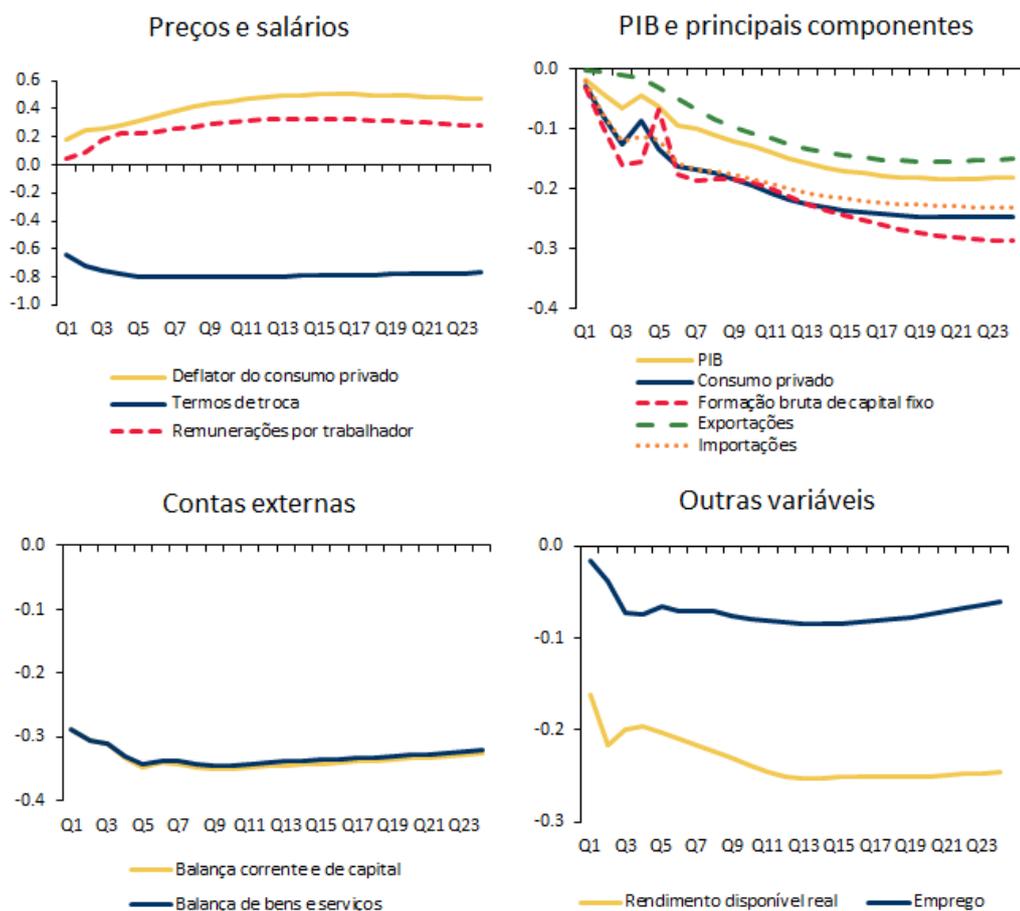


GRÁFICO 5: Impacto de um aumento de 10% no preço do petróleo | Em diferenças percentuais face ao cenário de base

Fonte: Cálculos das autoras.

taxa de juro real. Adicionalmente, verifica-se uma deterioração dos termos de troca e do saldo da balança de bens e serviços. O saldo orçamental também se deteriora, num quadro de queda da atividade e do emprego que leva a uma redução da receita fiscal e a um aumento das transferências para as famílias.

4.5. Taxas de juro

Este choque corresponde a um aumento das taxas de juros internas de curto e longo prazo em 100 pontos base. O aumento das taxas de juros afeta a economia através de diversos canais e tem um impacto negativo na atividade das empresas, das famílias e do Estado. Os custos do crédito às empresas aumenta, afetando o custo do capital e o stock ótimo de capital. Uma menor procura de bens de capital implica uma redução da produção, do investimento empresarial e do emprego (Gráfico 6).

Os salários reais diminuem, refletindo uma queda da produtividade, uma vez que o ajustamento do emprego é mais lento do que o ajustamento da atividade. Esta evolução resulta em menor rendimento disponível real e consumo privado. O serviço da dívida das famílias aumenta, após o aumento da taxa de juro, o que contribui para uma queda

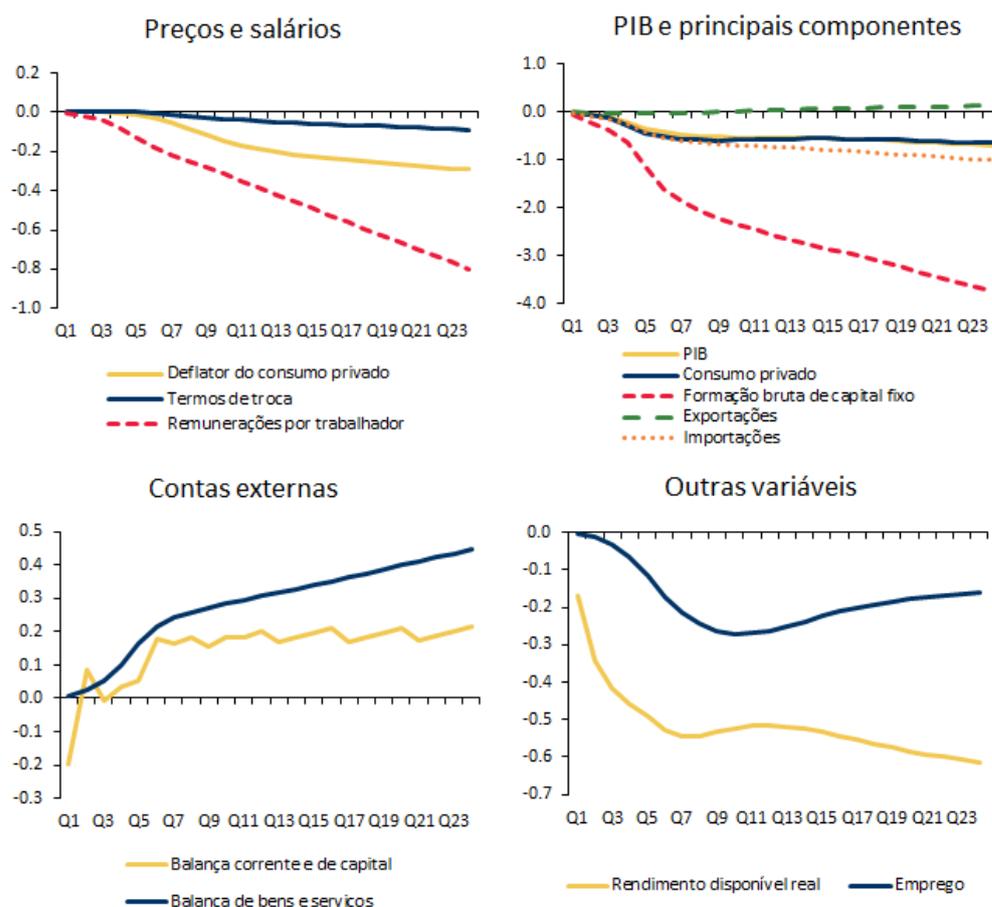


GRÁFICO 6: Impacto de um aumento nas taxas de juros de curto e longo prazo em 100 pontos base | Em diferenças percentuais face ao cenário de base

Fonte: Cálculos das autoras.

adicional no consumo privado. Adicionalmente, maiores taxas de juro aumentam o custo de oportunidade de consumir, favorecendo o adiamento da despesa e o aumento da poupança. O aumento das taxas de juro também se traduz em menor procura de habitação, colocando uma pressão descendente sobre os seus preços e desencadeando um efeito de riqueza negativo que reforça a redução no consumo privado. Por sua vez, o impacto negativo na atividade traduz-se em menores preços internos, implicando ganhos marginais de competitividade, que favorecem as exportações e contribuem para atenuar ligeiramente o impacto negativo do aumento das taxas de juro.

O saldo da balança de bens e serviços melhora, refletindo principalmente a diminuição das importações impulsionada pela menor procura interna, especialmente investimento e consumo privado. Por último, o impacto adverso na atividade e no mercado de trabalho implica menores receitas fiscais e maiores transferências para as famílias, reduzindo o saldo orçamental e aumentando a dívida pública. O aumento das taxas de juros implica também um aumento da despesa com juros da dívida pública.

5. Notas finais

Os modelos devem ser vistos como ferramentas úteis para melhorar a racionalização de questões económicas e para ajudar a interpretar o comportamento dos agentes. O modelo *M* tem sido um instrumento útil em diversas análises empíricas ao longo dos anos, em particular no contexto de exercícios de projeção e de simulação.

Contudo, existem três pontos subjacentes à sua utilização que devem ser realçados. Em primeiro lugar, todos os modelos têm uma natureza probabilística, ou seja produzem resultados com um determinado grau de incerteza. Isto está, por um lado, relacionado com a incerteza sobre a estimação dos parâmetros e, por outro lado, com a própria estrutura do modelo. Neste contexto, o modelo *M* é uma das peças de um conjunto eclético de instrumentos de análise, que inclui outros modelos e indicadores, sendo que todos contribuem para fortalecer os exercícios de projeção e de simulação. Este conjunto mais alargado de instrumentos inclui modelos de larga escala, tais como o modelo PESSOA (Júlio e Maria 2017), e modelos satélite que se centram em tópicos específicos, como por exemplo a evolução no curto prazo (Lourenço e Rua 2021), as pressões inflacionistas (Serra 2018) e o produto potencial (Duarte *et al.* 2020).

Em segundo lugar, o conjunto de informação que alimenta o modelo também está sujeito a incerteza, em particular no que se refere ao conjunto de hipóteses externas. O modelo *M* não deve ser visto como uma ferramenta que permite obter a melhor previsão para a evolução futura da economia, mas sim como um instrumento que permite obter projeções consistentes, condicionais num conjunto de hipóteses.

Por último, o modelo *M* tem vindo a ser desenvolvido ao longo dos anos e continuará a ser aperfeiçoado, para responder da melhor forma possível aos desafios de uma realidade em constante mudança.

Referências

- Alves, Nuno e Fátima Cardoso (2010). "A Poupança das Famílias em Portugal: Evidência Micro e Macroeconómica." *Boletim Económico Inverno*, Banco de Portugal.
- Banco de Portugal (2019). "O impacto na economia portuguesa de uma saída do Reino Unido da União Europeia sem acordo." Caixa 3 no *Boletim Económico junho*, Banco de Portugal.
- Banco de Portugal (2022a). "As implicações económicas da guerra na Ucrânia num cenário adverso." Caixa 1 no *Boletim Económico março*, Banco de Portugal.
- Banco de Portugal (2022b). "Um cenário adverso para a economia portuguesa." Caixa 2 no *Boletim Económico dezembro*, Banco de Portugal.
- Berben, Robert-Paul, Ide Kearney, e Robert Vermeulen (2018). "DELFI 2.0, DNB's Macroeconomic Policy Model of the Netherlands." *Occasional Studies 16-5*, De Nederlandsche Bank.
- Bernanke, Ben, Mark Gertler, e Simon Gilchrist (1996). "The Financial Accelerator and the Flight to Quality." *The Review of Economics and Statistics*, 78(1), 1–15.
- Braga, José Pedro, Inês Pereira, e Teresa Balcão Reis (2014). "Indicador composto de stress financeiro para Portugal." *Artigos de Estabilidade Financeira*, Banco de Portugal.
- Bulligan, Guido, Fabio Busetti, Michele Caivano, Pietro Cova, Davide Fantino, Alberto Locarno, e Lisa Rodano (2017). "The Bank of Italy econometric model: an update of the main equations and model elasticities." *Temi di discussione (Economic working papers) 1130*, Bank of Italy, Economic Research and International Relations Area.
- Cardoso, Fátima e António Rua (2021). "O real contributo da procura final para o crescimento do PIB." *Revista de Estudos Económicos do Banco de Portugal*, 7(3).
- Cardoso, Fátima e Ana Sequeira (2015). "Quarterly Series for the Portuguese Economy: 1977-2014." *Working Papers 201501*, Banco de Portugal, Economics and Research Department.
- Castro, Gabriela e Carlos Santos (2010). "Determinantes das Taxas de Juro e do Crédito Bancário." *Boletim Económico Primavera*, Banco de Portugal.
- Duarte, Cláudia, José R. Maria, e Sharmin Sazedj (2020). "Trends and cycles under changing economic conditions." *Economic Modelling*, 92(C), 126–146.
- ECB (2016). "A guide to the Eurosystem/ECB staff macroeconomic projection exercises." *Tech. rep.*, European Central Bank.
- Engle, Robert F e Clive W J Granger (1987). "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing." *Econometrica*, 55(2), 251–276.
- Esteves, Paulo e António Rua (2012). "Previsões económicas de curto prazo para Portugal: uma síntese metodológica." *Artigos do Boletim Económico*, Outono.
- Fagan, Gabriel, Jérôme Henry, e Ricardo Mestre (2001). "An area-wide model (AWM) for the euro area." *Working Paper Series 42*, European Central Bank.
- Fagan, Gabriel, Jérôme Henry, e Ricardo Mestre (2005). "An area-wide model for the euro area." *Economic Modelling*, 22(1), 39–59.
- Hubrich, Kirstin e Tohmas Karlsson (2010). "Trade consistency in the context of the Eurosystem projection exercises - an overview." *Occasional Paper Series 108*,

- European Central Bank.
- Júlio, Paulo e José R. Maria (2017). "The Portuguese post-2008 period: A narrative from an estimated DSGE model." Working Paper 201715, Banco de Portugal, Economics and Research Department.
- Lourenço, Nuno e António Rua (2021). "The Daily Economic Indicator: tracking economic activity daily during the lockdown." *Economic Modelling*, 100(C).
- Mankiw, N.G. (2002). *Macroeconomics*. 5th ed., Worth Publishers.
- Okun, Arthur M. (1962). "Potential GNP: Its Measurement and Significance." Cowles Foundation Paper 190, Cowles Foundation. Reprinted from the 1962 Proceedings of the Business and Economic Statistics Section of the American Statistical Association.
- Pareja, Ana Arencibia, Samuel Hurtado, Mercedes de Luis López, e Eva Ortega (2017). "New version of the quarterly model of Banco de España (MTBE)." Occasional Papers 1709, Banco de España.
- Serra, Sara (2018). "O fim da curva de Phillips? - Resultados para Portugal." *Revista de Estudos Económicos do Banco de Portugal*, 4(2).
- Stoevsky, Grigor e Agostino Consolo (2016). "A Small Country Macro-Econometric Model for Updating the Baseline Projections." Tech. rep., mimeo.
- Villetelle, Jean-Pierre e Frédéric Boissay (2005). "The French block of the ESCB multi-country model." Working Paper Series 456, European Central Bank.
- Warmedinger, Thomas e Igor Vetlov (2006). "The German block of the ESCB multi-country model." Working Paper Series 654, European Central Bank.

Sumário não-técnico

Abril 2023

O processo inflacionista em Portugal: o papel dos efeitos de contágio

João Quelhas e Sara Serra

Em 2022, tal como na generalidade das economias avançadas, a inflação em Portugal situou-se em níveis elevados (8,1%, em média, medido pelo Índice Harmonizado de Preços no Consumidor - IHPC). O aumento da inflação em Portugal foi particularmente significativo a partir de julho de 2021 refletindo, em grande parte, os efeitos decorrentes de estrangulamentos do lado da oferta, acentuados pela evolução dos preços dos bens energéticos e alimentares na sequência da invasão da Ucrânia pela Rússia. Além disso, estes efeitos propagaram-se através da cadeia de produção para os preços dos restantes bens e serviços. Este estudo analisa o papel dos efeitos de contágio — definidos como a medida em que os preços de cada um dos principais agregados do IHPC foram afetados por choques noutras componentes — na evolução recente dos preços em Portugal.

Para avaliar os efeitos de contágio de pressões inflacionistas foi estimado um modelo Vetorial Autorregressivo Bayesiano para as cinco principais componentes do IHPC, na linha do estudo de Borio *et al.* (2023). A medida dos efeitos de contágio corresponde ao contributo de um choque no índice de preços de cada componente para a variância do erro de previsão das restantes componentes. Para identificação dos efeitos de contágio, foram consideradas duas amostras do IHPC, 2011-2019 e 2011-2022, de forma a isolar o impacto do recente período inflacionista nos resultados.

Conclui-se que cerca de 25% da evolução do IHPC entre 2011 e 2019 é explicada pelos efeitos de contágio, uma percentagem que aumenta para cerca de 30% quando a amostra é prolongada até ao final de 2022. Este aumento reflete sobretudo o facto dos efeitos de contágio se tornarem mais prolongados no tempo, ou seja, o impacto de um choque no preço de um agregado perdura por mais meses nos preços dos restantes.

A alteração mais relevante quando se comparam os dois períodos amostrais reflete-se no comportamento da componente de bens alimentares transformados, já que esta é responsável pelos maiores efeitos indiretos nas restantes, como é visível no Gráfico 1. Este mostra o efeito total de cada agregado como origem de efeitos de contágio para cada amostra, ou seja, a percentagem da volatilidade dos preços das outras categorias que é explicado por cada componente, no horizonte de 12 meses. Assim, é possível ver que entre 2011 e 2019 os efeitos com origem na componente dos bens alimentares

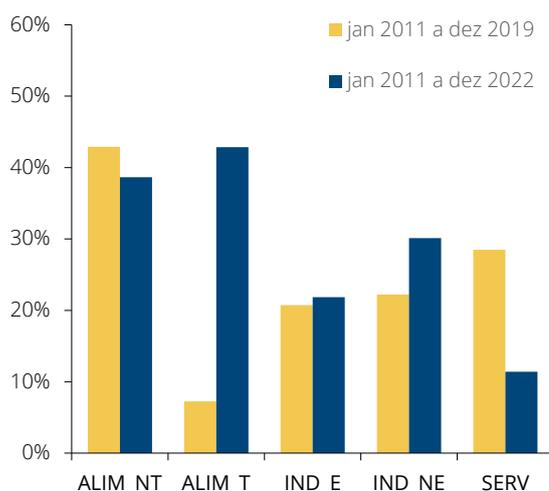


GRÁFICO 1: Origens do contágio de pressões inflacionistas por componente | Em percentagem

Notas: ALIM_NT – Bens Alimentares Não Transformados; ALIM_T – Bens Alimentares Transformados; IND_E – Bens Industriais Energéticos; IND_NE – Bens Industriais Não Energéticos; SERV – Serviços. O efeito de cada componente como origem de efeitos de contágio corresponde à percentagem da volatilidade dos preços das outras categorias que é explicado por cada componente, num horizonte de 12 meses. Foram considerados dois períodos amostrais: 2011 M1 a 2019 M12 e 2011 M1 a 2022 M12.

transformados explicavam apenas 5% da variância global dos preços, enquanto no período alargado, este valor subiu para 45%.

Seguidamente, o estudo desenvolve um indicador de inflação, designado de *inflação conjunta*: este indicador procura captar movimentos nos preços que são generalizados à maior parte das rubricas, por contraste com alterações que são específicas a rubricas individuais ou, ainda, relativas a erros de medição. Esta medida de *inflação conjunta* foi estimada com base num modelo de fatores dinâmico, em linha com Luciani (2020). De acordo com Smets *et al.* (2018), a crescente relevância dos efeitos de contágio dever-se-á refletir nesta componente conjunta da inflação. Para Portugal, conclui-se que as medidas de inflação total e conjunta apresentaram uma evolução globalmente similar nos últimos 20 anos. No final de 2022, ambas ultrapassaram os 8%, sendo a componente conjunta responsável pela maior parte da variação de preços das rubricas individuais.

Com o início da guerra na Ucrânia, o aumento na *inflação conjunta* deveu-se, sobretudo, a um aumento dos preços dos bens alimentares. Esta dinâmica propagou-se, posteriormente, às restantes componentes, dado que, no final de 2022, quase metade do aumento *inflação conjunta* se deveu às componentes menos voláteis, ou seja, bens industriais não energéticos e serviços, possivelmente refletindo efeitos de contágio mais acentuados e corroborando, assim, os resultados obtidos na primeira parte do estudo.

Uma vez que os efeitos dos choques externos recentes, refletidos em apenas algumas rubricas do IHPC inicialmente, se propagaram a muitos outros preços, como é visível pelo aumento dos efeitos de contágio, o seu impacto na inflação tornou-se mais transversal, traduzindo-se em pressões inflacionistas generalizadas.

O processo de inflação em Portugal: o papel dos efeitos de contágio

João Quelhas
Banco de Portugal
Nova SBE

Sara Serra
Banco de Portugal

Abril 2023

Resumo

O recente aumento da inflação foi impulsionado inicialmente por choques externos e limitado a algumas rubricas, tornando-se cada vez mais abrangente ao longo de 2022. Este estudo analisa o papel dos efeitos de contágio na generalização das pressões inflacionistas. Os efeitos de contágio aumentaram no período pós-pandémico e são importantes por um período mais longo devido a uma maior transmissão entre setores. Isto sugere que as alterações dos preços relativos são mais susceptíveis de se propagarem à inflação subjacente, já que se repercutem mais noutras componentes. A medida de *inflação conjunta* construída confirma esta tendência, pois mostra que o co-movimento de um grande número de preços tem sido a principal razão para o aumento da inflação total. **Palavras chave:** inflação, efeitos de contágio, VAR Bayesiano (JEL: C11, C38, E31)

1. Introdução

A inflação em Portugal aumentou bastante desde julho de 2021, alcançando níveis não vistos nos últimos trinta anos (8,1% em média em 2022). Após quase uma década de inflação consistentemente abaixo dos 2%, a mudança no processo inflacionista aconteceu de forma notavelmente rápida, à semelhança do que ocorreu na maioria das economias avançadas. A recente tendência ascendente é o resultado de vários fatores interligados e que se reforçam mutuamente. A reabertura da economia após a pandemia, suportada por políticas económicas de apoio à atividade, levou a uma recuperação rápida caracterizada por uma elevada procura de bens que as cadeias de abastecimento não conseguiram satisfazer. Além disso, a invasão da Ucrânia pela Rússia levou a um aumento dos preços de importação de produtos energéticos e alimentares, exacerbando as restrições do lado da oferta. O aumento dos custos das mercadorias traduziu-se diretamente em preços mais elevados para o consumidor. Além disso, pode

Agradecimentos: Os autores agradecem a Pedro Duarte Neves, a Nuno Alves, a João Amador, a António Antunes, aos restantes participantes num seminário interno do Departamento de Estudos Económicos do Banco de Portugal e a um revisor anónimo pelos comentários. Um agradecimento especial a M. Lombardi e E. Zakrajšek pela partilha da versão preliminar do seu estudo. As análises, opiniões e conclusões expressas no estudo são da responsabilidade dos autores e não coincidem necessariamente com as do Banco de Portugal ou do Eurosistema. Quaisquer erros e omissões são da exclusiva responsabilidade dos autores.

E-mail: jquelhas@bportugal.pt; srserra@bportugal.pt

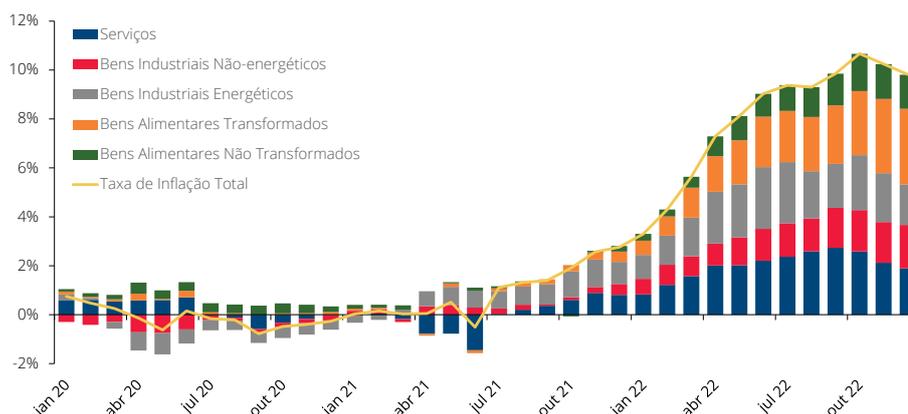


GRÁFICO 1: Taxa de variação homóloga do IHPC e a sua decomposição | Em percentagem

Fontes: Eurostat e cálculos dos autores.

ter-se propagado através da cadeia de produção devido a repercussões das pressões inflacionistas entre setores, transformando-se numa inflação generalizada.

Inicialmente, a subida de preços restringiu-se a um número limitado de itens. Em dezembro de 2021, a percentagem de rubricas do Índice Harmonizado de Preços no Consumidor (IHPC) com uma taxa de variação homóloga superior a 6% era de cerca de 10%.¹ As alterações de preços relativos resultantes de desequilíbrios de oferta e procura ocorreram em bens com preços comparativamente flexíveis, tais como o petróleo, o que impulsionou os preços dos combustíveis. Estes movimentos na taxa de inflação pareciam, no início, de curta duração e reversíveis. Contudo, com a invasão da Ucrânia, os produtos alimentares foram abruptamente afetados e, em menor medida, também os serviços e os bens industriais não energéticos, tal como apresentado no Gráfico 1. A percentagem de artigos no cabaz de consumo com um crescimento superior a 6% aumentou para 49% em dezembro de 2022. A generalização das pressões inflacionistas sugere que o maior dinamismo dos preços dos bens mais voláteis, afetados por grandes choques, foi alargado às componentes tipicamente mais estáveis, o que é atualmente visível num aumento das medidas de inflação subjacente.

Há evidência na literatura de que um ambiente de inflação elevada é caracterizado por maiores efeitos de contágio de preços entre setores porque amplifica a transmissão tanto de choques comuns como idiossincráticos a todos os outros preços (BIS (2022)). A principal consequência prende-se com alterações de preços relativos que são mais susceptíveis de se propagarem à inflação subjacente, uma vez que se repercutem mais noutras componentes. Por conseguinte, é importante compreender como os efeitos de contágio estão atualmente a influenciar o crescimento dos preços em Portugal e como estão associadas a uma inflação generalizada. Neste estudo, estes tópicos são explorados com base nos dados do IHPC, utilizando duas metodologias empíricas complementares.

Primeiro, são medidos os efeitos de contágio das pressões inflacionistas entre as principais componentes do IHPC e é avaliada a sua relevância para a variação

1. Os dados considerados incluem 126 itens com um nível de desagregação de 4 dígitos, de acordo com a Classificação do Consumo Individual por Objetivo (COICOP no acrónimo em inglês).

dos preços ao longo do tempo. Isto envolve a estimação de um modelo Vetorial Autoregressivo Bayesiano (BVAR), com base no trabalho desenvolvido por Borio *et al.* (2023). As estimativas do modelo são utilizadas para calcular funções de resposta a impulso generalizadas (GIRF) e as respetivas matrizes de decomposição generalizada da variância do erro de previsão (GFEVD) para os diferentes horizontes. Os elementos não diagonais das matrizes expressam a fração da variância da taxa de inflação de cada componente que resulta de alterações noutras componentes, controlando para os fatores macroeconómicos que determinam os preços. Uma conclusão desta análise é que os efeitos de contágio aumentaram no período pós-pandémico, o que significa que os choques idiossincráticos de cada componente passaram a ser transmitidos de forma mais intensa entre setores. A mudança mais significativa nas origens dos efeitos de contágio quando se compara o período de 2011 até 2019 com o que inclui dados até 2022 provém dos bens alimentares transformados. O aumento dos efeitos de contágio entre as duas subamostras não se deve a uma maior correlação contemporânea dos choques idiossincráticos, mas sim à transmissão daqueles através da estrutura de defasamentos do modelo, com os efeitos a permanecerem relevantes por períodos mais longos. Finalmente, quando a análise é alargada através da inclusão dos índices de preços na produção industrial (IPPI) no modelo para examinar a dinâmica dos efeitos de contágio ao longo da cadeia de valor, os resultados para o IHPC ainda se mantêm, mas o peso dos efeitos de contágio no total da variância mais do que duplica.

Seguidamente, o estudo tenta validar o resultado de aumento recente dos efeitos de contágio nos preços com uma abordagem totalmente diferente. É construída uma medida de *inflação conjunta* para avaliar se as subidas de preços foram impulsionadas por choques comuns ou idiossincráticos e confirmar a generalização das pressões inflacionistas no período pós-pandémico. Esta medida é um instrumento estatístico que captura o co-movimento num painel de rubricas desagregadas do IHPC utilizando um modelo de fatores dinâmico (DFM) em linha com o desenvolvido por Luciani (2020). A taxa de inflação de cada rubrica é decomposta em duas componentes: uma componente conjunta, que corresponde a variações de preços atribuíveis a fatores macroeconómicos, e uma parte idiossincrática que capta flutuações ao longo do tempo específicas a essa rubrica ou a um pequeno grupo delas e erros de medição. Segundo Smets *et al.* (2018), o impacto dos efeitos de contágio deve reflectir-se nesta componente conjunta, que se verifica aumentou substancialmente ao longo de 2022. Além disso, as instabilidades e o co-movimento incomum em muitos preços resultantes da invasão da Ucrânia pela Rússia são tidos em conta na medida que se analisa o seu impacto na estimativa dos parâmetros a partir de fevereiro de 2022. O modelo sugere que o IHPC total e a *inflação conjunta* evoluíram de forma geralmente sincronizada ao longo dos últimos 20 anos. No final de 2022, os dois aumentaram mais de 8%, dado que a componente conjunta explica uma parte maior da variação total das flutuações de preços individuais.

Esperar-se-ia que quando os choques externos se dissipassem, a inflação começaria a baixar. Contudo, uma vez que as rubricas mais afetadas se moveram conjuntamente com muitas outras, o impacto causado por estes choques converteu-se em pressões inflacionistas de base mais alargada. A sua magnitude, acompanhada por uma maior

interligação dos preços, contribuiu para o recente aumento generalizado dos preços.

Revisão da literatura. Este estudo baseia-se em duas correntes principais da literatura empírica sobre inflação. A primeira parte segue de perto o trabalho de Borio *et al.* (2023) e a sua aplicação em BIS (2022), no qual são medidos os efeitos de contágio nos vários setores e a forma como estes se alteraram ao longo do tempo. Este estudo recorre a um modelo BVAR para estudar as relações entre diferentes categorias do Índice Subjacente de Preços das Despesas de Consumo Pessoal (PCE) dos EUA, controlando para variáveis macroeconómicas como o hiato do desemprego ou os preços das matérias-primas, que são determinantes comuns a várias componentes do PCE. Borio *et al.* (2023) encontram provas de efeitos de contágio mais fortes no regime de inflação elevada que precedeu a Grande Moderação. A gasolina e os bens alimentares destacam-se como as principais origens de efeitos de contágio. Esta análise é alargada em BIS (2022) com a adição de preços no produtor ao modelo, o que leva a concluir que o contágio é mais elevado entre as componentes do IPPI e que é mais forte na direção dos IPPI para o PCE, ao invés do contrário. A metodologia utilizada neste estudo e em Borio *et al.* (2023) vem do trabalho seminal da literatura sobre volatilidade financeira e efeitos de contágio do ciclo económico internacional de Diebold e Yilmaz (2009). Esta foi extendida em Diebold e Yilmaz (2012), pondo de lado a necessidade de um esquema de identificação estrutural do tipo Cholesky, que torna os resultados dependentes da ordem das variáveis no VAR.

Borio *et al.* (2023) apresentam uma perspetiva de dois regimes para a inflação. Embora a inflação tenda a autoestabilizar-se no regime de baixa inflação, é especialmente sensível a aumentos de preços relativos no de alta inflação. Fiore *et al.* (2022) argumentam que um aumento dos efeitos de contágio setoriais pode assinalar uma transição de um regime de inflação baixa para um regime de inflação alta. Corsello e Tagliabracchi (2023) centram-se na transmissão dos choques de preços da energia a outras componentes da inflação, com base num VAR estrutural para a área do euro e para Itália. Encontram efeitos de contágio consideráveis na inflação dos bens alimentares, mas uma transmissão mais limitada à inflação subjacente. Embora esta metodologia seja utilizada no presente estudo para estimar a interligação dos preços dentro da economia portuguesa, este método também tem sido utilizado para analisar os efeitos de contágio da inflação entre países (Álvarez *et al.* (2019) e Hałka e Szafranek (2016), por exemplo). Os resultados sugerem que os efeitos de contágio para componentes da inflação subjacente são mais fracos do que para as componentes mais voláteis.

Verifica-se que os efeitos de contágio dos preços aumentam quando a amostra é alargada para incluir dados até 2022. O facto de os efeitos de contágio aumentarem num período de inflação elevada está em linha com a literatura sobre transmissão não linear de choques à inflação e não linearidades no nexos produto-inflação (ver Dupasquier e Ricketts (1998) para uma revisão da literatura). Baurle *et al.* (2021) analisam a transmissão de choques externos à inflação na Suíça, concluindo que uma parte do impacto é provavelmente mecânico (directo), mas os efeitos de equilíbrio geral (efeitos de contágio) também são importantes. A importância dos efeitos de contágio também parece variar em função dos choques que os originam, com a energia a desempenhar um papel proeminente. Bobeica *et al.* (2019) encontram efeitos de contágio aos preços

decorrentes de choques nos custos de mão-de-obra que são sistematicamente mais baixos em períodos de inflação baixa em comparação com períodos de inflação elevada. Forbes *et al.* (2021) mostram que a curva de Phillips é linear e acentuada em períodos de inflação elevada — consistente com evidência de rigidez descendente dos salários nominais e dos preços — mas apresenta um declive reduzido noutras situações. Ball e Mankiw (1994) mostram que num ambiente em que as empresas alterem os preços de forma faseada e existam custos de menu, alterações de preços relativos fortes correspondem a choques da oferta negativos e que este efeito é assimétrico, dado que quando o choque aumenta o objetivo de preços de algumas empresas e diminui o de outras, os aumentos desejados provocam um maior ajustamento dos preços do que as diminuições.

Se o período pós-pandémico envolver uma transmissão mais forte das alterações de preços relativos entre as componentes do IHPC, um choque idiossincrático a uma componente pode tornar-se mais facilmente um movimento generalizado na taxa de inflação total. BIS (2022) argumenta que um período de inflação baixa é caracterizado por uma menor volatilidade da inflação, e esta diminuição acontece porque a covariância entre os preços individuais muda. Assim, espera-se que os efeitos de contágio aumentem o seu papel enquanto impulsionadores do IHPC total no recente período de inflação. Para avaliar isto, cada rubrica do cabaz de consumo é decomposta numa componente idiossincrática e numa componente conjunta. Esta componente conjunta tenta captar um aumento amplo e sustentado dos preços e é estimada com base num DFM, com base em Luciani (2020). Smets *et al.* (2018) conclui, com base nos resultados de um modelo de equilíbrio geral dinâmico estocástico multi-setorial, que o impacto dos efeitos de contágio tende, num DFM, a ser incluído na componente conjunta. Além disso, concluem, recorrendo aos dados do IPPI e PCE dos EUA para 1970-2007, que, devido à rigidez dos preços ao longo da cadeia de abastecimento, as pressões ao longo da cadeia de produção são uma importante fonte de persistência e volatilidade da inflação.

Vários estudos analisam a evolução da inflação distinguindo os movimentos generalizados dos idiossincráticos (Boivin *et al.* (2009), Kaufmann e Lein (2013), De Graeve e Walentin (2015), Dixon *et al.* (2014), Cristadoro *et al.* (2005), Amstad *et al.* (2017), etc.). Alguns deles assemelham-se mais ao presente estudo porque restringem o conjunto de dados de análise aos preços no consumidor a um nível detalhado (Borio *et al.* (2021), Maćkowiak *et al.* (2009), Conflitti (2020)). A medida que mais se assemelha à abordagem adoptada neste estudo é a de Reis e Watson (2010), que tenta quantificar a inflação "pura" a partir de um conjunto de dados relativos a rubricas desagregadas da inflação dos EUA. Esta medida difere do indicador de *inflação conjunta* calculado neste estudo devido a restrições técnicas adicionais impostas à estimativa. Além disso, a medida de *inflação conjunta* é construída agregando a componente conjunta de cada rubrica detalhada dos preços no consumidor com os pesos do IHPC, preservando assim a estrutura original. Na mesma linha, Bańbura e Bobeica (2020) utilizam um modelo generalizado de fatores dinâmico baseado em dados de 12 países da área do euro para construir um Índice da Componente Persistente e Conjunta da Inflação. Esta medida exclui da componente conjunta os ciclos com uma duração inferior a três anos. Alguns destes estudos analisam as propriedades dos indicadores de inflação subjacentes

obtidos, nomeadamente a sua capacidade de previsão do total. Esta análise está para além do âmbito deste estudo.

Uma extensão de Luciani (2020) avalia o impacto da pandemia de Covid-19 nos preços. Isto é conseguido com um contrafactual construído através da estimação do modelo até ao início da pandemia e comparando a componente conjunta assim obtida com o resultado da estimação com a amostra completa. Potjagailo *et al.* (2022) aplica esta metodologia à inflação do Reino Unido e alarga-a, considerando o impacto da invasão da Ucrânia pela Rússia a partir de fevereiro de 2022, obtendo resultados semelhantes aos aqui apresentados.

Organização. O resto do estudo está organizado da seguinte forma. A secção 2 calcula os efeitos de contágio entre componentes do IHPC para os horizontes considerados. A secção 3 centra-se na construção do indicador de *inflação conjunta* e no papel dos efeitos de contágio na recente generalização das pressões inflacionistas. A secção 4 conclui.

2. Efeitos de Contágio

Esta secção mede os efeitos de contágio entre as cinco principais componentes do IHPC. Estima-se um modelo BVAR em linha com o de Borio *et al.* (2023), para analisar como as taxas de variação homóloga das componentes são afetadas por um choque específico em cada uma das outras ao longo do tempo, quando se tem em conta a evolução dos principais determinantes macroeconómicos da inflação como variáveis exógenas.

2.1. Modelo

A representação na forma de média móvel infinita do modelo BVAR permite calcular funções de resposta a impulsos generalizadas (GIRF) para diferentes horizontes e construir medidas de efeitos de contágio estáticas, como demonstrado no trabalho de Diebold e Yilmaz (2009, 2012). Enquanto as funções tradicionais de resposta a impulso respondem à questão de qual é o impacto que atinge o sistema se nenhum outro choque ocorrer, a GIRF considera a situação de um modelo multivariado com choques correlacionados contemporaneamente, que são ajustados com base nos parâmetros estimados da matriz de variâncias-covariâncias (Koop *et al.* (1996)). Na aplicação realizada no presente estudo, as restrições impostas por uma ordenação recursiva das variáveis endógenas que entram no BVAR seriam difíceis de justificar numa perspectiva teórica. A abordagem seguida neste estudo não requer a ortogonalização dos choques e, portanto, é invariante à ordenação do modelo. Além disso, reflete os padrões históricos de correlações entre erros, o que não é verdade num VAR estrutural. Assumindo a propriedade de Gaussianidade, a GIRF para um choque a uma variável j no horizonte h é dada por:

$$\gamma_j(h) = E_{t-1}(x_{t+h} | \varepsilon_{j,t} = 1) - E_{t-1}(x_{t+h}) = \sigma_{jj}^{-\frac{1}{2}} A_h \Sigma e_j, \quad (1)$$

onde e_j é um vetor de seleção com valor unitário na posição j^{th} e zeros noutras posições. É possível extrair cada elemento do vetor das GIRF, de modo a que $\gamma_{ij}(h)$ corresponde à resposta da variável i a um choque na variável j para o horizonte h .

Posteriormente, as GIRFs podem ser usadas para construir a matriz de decomposição generalizada da variância do erro de previsão no horizonte h , sendo cada elemento calculado como:

$$\lambda_{ij}(h) = \frac{\sum_{l=0}^h \gamma_{ij}(h)^2}{\sum_{j=1}^N \sum_{l=0}^h \gamma_{ij}(h)^2}. \quad (2)$$

Dado que os choques não são ortogonais, a soma dos contributos para a variação do erro de previsão não soma necessariamente a unidade e a seguinte normalização, sugerida por Diebold e Yilmaz (2012), é imposta:

$$\tilde{\lambda}_{ij}(h) = \frac{\lambda_{ij}(h)}{\sum_{l=1}^N \lambda_{il}(h)}. \quad (3)$$

A diagonal principal da matriz $\tilde{\lambda}_{ij}(h)$ define as percentagens de variância própria, ou seja, a fração da variância do erro de previsão a h passos de i explicada por choques em x_i , enquanto as restantes entradas $\tilde{\lambda}_{ij,i \neq j}(h)$ são percentagens da variância cruzadas, definidas como efeitos de contágio. Estes correspondem à fração das variâncias do erro a h passos na previsão da variável i resultante de choques numa variável j , quando $i \neq j$. Cada coluna da matriz $\tilde{\lambda}_{ij}(h)$ mostra os efeitos de contágio da variável x_j para todas as variáveis $x_{i,i \neq j}$, no papel de x_j como origem dos efeitos de contágio. Cada linha da matriz $\tilde{\lambda}_{ij}(h)$ define os efeitos de contágio recebidos pela variável x_i resultantes de choques em todas as variáveis $x_{j,i \neq j}$, no papel de x_i como destino dos efeitos de contágio. Finalmente, é construído um índice total de efeitos de contágio, a fim de captar a soma dos efeitos indiretos entre variáveis em percentagem da variância total do erro de previsão:

$$S_t(h) = 100 \frac{\sum_{i,j=1,i \neq j}^N \tilde{\lambda}_{ij}(h)}{\sum_{i,j=1}^N \tilde{\lambda}_{ij}(h)}. \quad (4)$$

2.2. Dados e estimação

Os dados utilizados são o IHPC ao nível de desagregação de dois dígitos da COICOP: bens alimentares não transformados (ALIM_NT), bens alimentares transformados (ALIM_T), bens industriais energéticos (IND_E), bens industriais não energéticos (IND_NE) e serviços (SERV).² Foram consideradas as variações homólogas das séries

2. É de referir que a produção estatística, em particular a recolha de preços, foi afetada pelas restrições impostas durante a pandemia. Alguns preços tiveram de ser recolhidos utilizando fontes alternativas e outros foram imputados (ver comunicado do INE relativo ao IPC de Abril de 2020). Não é possível inferir como isto pode ter afetado os resultados apresentados, mas espera-se que o impacto seja limitado, dado que a percentagem do cabaz do IHPC afetado pela imputação rapidamente se tornou muito reduzida após os meses iniciais da pandemia.

em logaritmos porque permitem extrair a decomposição dos choques diretamente do modelo, sem incorporar a tendência determinística que tende a dominar os resultados com dados em níveis.³ Embora tenham sido estimadas versões mais desagregadas do modelo, os resultados em diferentes subamostras revelaram-se mais estáveis a este nível. Este é também o nível mais comum de análise da evolução do IHPC para os países da área do euro. Como extensão, os efeitos de contágio dos preços a montante são analisados através da inclusão de índices de preços na produção industrial no modelo. Foi considerado um nível de agregação das rubricas do IPPI semelhante ao do IHPC para manter a consistência.

A fonte dos dados mensais do IHPC corrigidos de sazonalidade e de efeitos calendário foi o Banco Central Europeu (BCE). O BVAR foi estimado para duas subamostras: a primeira tem início em janeiro de 2011 e termina em dezembro de 2019, enquanto a segunda é prolongada até dezembro de 2022. A seleção dos períodos amostrais foi baseada em duas considerações fundamentais. Em primeiro lugar, está bem estabelecido que os efeitos de contágio podem variar com o tempo. Dada a disponibilidade de dados para a série do IPPI, que começa em 2011, por coerência, os resultados para as duas versões do modelo foram estimados com a mesma janela temporal. No entanto, o Gráfico A.1 do Apêndice reporta os resultados obtidos com diferentes datas de início da amostra. Os principais resultados mantêm-se para os períodos de tempo testados, proporcionando mais confiança na validade das conclusões aqui apresentadas. Além disso, para assegurar um número suficiente de graus de liberdade, os últimos anos da amostra não foram isolados do período anterior.

O modelo inclui seis desfasamentos das variáveis endógenas. Inclui também um conjunto de variáveis exógenas de forma a captar os choques macroeconómicos que potencialmente afetam todas as componentes do IHPC em simultâneo. A parte endógena do BVAR modela assim os restantes determinantes dos preços: choques idiossincráticos que podem ser transmitidos entre as componentes do IHPC. As variáveis exógenas consideradas incluem a taxa de juro de curto prazo, o preço do petróleo em euros e o deflator das importações excluindo bens energéticos, a taxa de variação homóloga das remunerações por hora trabalhada e o excesso de oferta da economia, medido pelo hiato do desemprego.^{4 5} Os dois últimos regressores foram incluídos no modelo com um desfasamento de três meses e interpolados para frequência mensal utilizando o método Litterman (Litterman (1983)). Foram incluídas variáveis dummy para ter em conta as alterações das taxas do Imposto sobre o Valor Acrescentado que tiveram lugar em janeiro e novembro de 2011 e março de 2012 e que não afetaram todas as rubricas de forma uniforme. Na estimação do BVAR, foi considerada uma prior

3. Para mais detalhes sobre estimar VAR Bayesianos em taxas de variação ver Ferroni e Canova (2021).

4. O hiato do desemprego é medido pela diferença entre a taxa de desemprego observada e a tendencial. Para mais pormenores sobre o método de cálculo da taxa de desemprego tendencial ver Duarte *et al.* (2020).

5. Os dados para 2022 T4 no caso do deflator de importações excluindo bens energéticos e das remunerações por hora trabalhada têm subjacentes as projecções publicadas no Boletim Económico do Banco de Portugal de dezembro de 2022.

Litterman/Minnesota, juntamente com a seguinte parametrização: $\lambda_1 = 0,1$, $\lambda_2 = 0,99$, $\lambda_3 = 1$, $\lambda_4 = \infty$, $\lambda_5 = \infty$, 500 iterações e uma percentagem de burn-in de 10%.

2.3. Principais resultados

O Gráfico 2 mostra a decomposição estimada da variância do erro de previsão a 12 meses para as duas subamostras sob a forma de matrizes, onde a cor mais escura denota efeitos de contágio mais elevados da componente de origem (em colunas) em direção à componente de destino (em linhas). Cada elemento reporta a parte da variância da taxa de variação homóloga no preço de cada agregado que é explicada por um choque em cada um dos restantes, controlando para pressões inflacionistas comuns e generalizadas.

Os efeitos de contágio nos preços aumentaram no período pós-pandémico, o que significa que os choques idiossincráticos em cada componente são transmitidos mais intensamente através da cadeia de produção e têm um maior impacto na volatilidade dos preços das restantes. Ainda que a fração própria da variância (a diagonal principal da matriz) expliquem a maioria da variância total dos erros de previsão, esta mudança pode ser relevante para a dinâmica da inflação. Na subamostra mais curta, são de referir os efeitos dos choques idiossincráticos dos preços dos alimentares não transformados nos produtos alimentares transformados (21%), uma vez que o primeiro é um fator essencial para a produção do segundo, e nos agregados de bens industriais energéticos e não energéticos, com magnitudes de cerca de 8% e 9%, respetivamente. Para além destes,

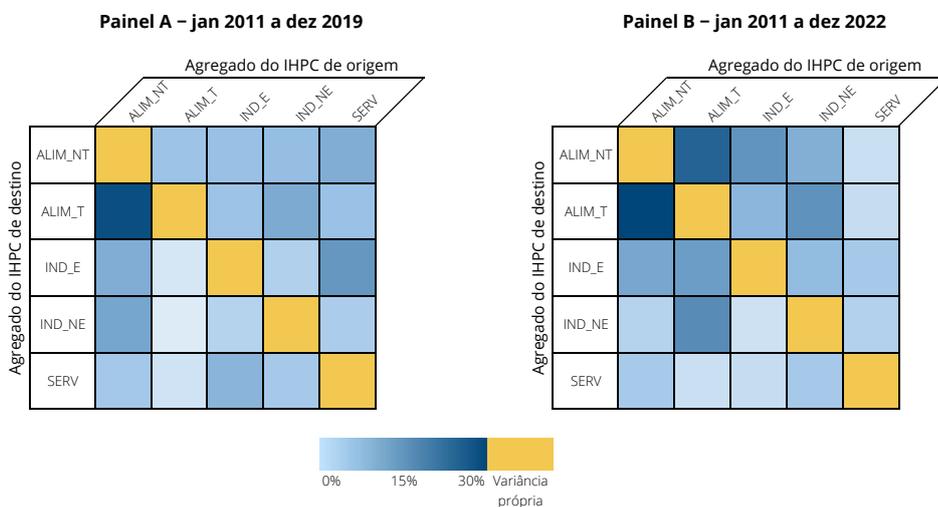


GRÁFICO 2: Efeitos de contágio entre componentes do IHPC | Em percentagem

Fontes: BCE, INE e cálculos dos autores. Notas: ALIM_NT – Bens Alimentares Não Transformados; ALIM_T – Bens Alimentares Transformados; IND_E – Bens Industriais Energéticos; IND_NE – Bens Industriais Não-energéticos; SERV – Serviços. O efeito de contágio é avaliado pela proporção da variância da taxa de variação homóloga do preço de cada agregado que é explicada por um choque de um desvio padrão em cada uma das restantes componentes do IHPC, controlando para variações comuns e generalizadas na economia. A leitura da matriz é a seguinte: cada elemento representa a percentagem da variância da taxa de variação homóloga do preço da componente na respetiva linha, explicada por um choque de um desvio padrão à taxa de variação homóloga do preço da componente na respetiva coluna. O objetivo é analisar os efeitos de contágio entre componentes, pelo que os elementos na diagonal principal, que se baseiam em GIRFs de uma categoria a choques sobre si mesmos, são omitidos (a amarelo). Quanto mais escura a cor azul, maior é a magnitude dos efeitos de contágio. Dada a normalização apresentada acima, a soma dos contributos para a variação do erro de previsão de cada variável, apresentada em cada linha, é unitária. O mesmo não é necessariamente verdade quando se somam os contributos de cada variável, dadas pelo total de cada coluna. Os respetivos valores percentuais para cada elemento das duas matrizes são apresentados no Quadro A.1 do Apêndice Online.

destacam-se as pressões inflacionistas originadas pelos bens industriais não energéticos nos preços dos bens alimentares transformados, totalizando 8,5%.

Com a extensão do período amostral até ao final de 2022, não só os efeitos de contágio bilateral se tornaram mais intensos, como também surgiram novos canais de transmissão. O aumento da interligação entre os preços em períodos de inflação mais elevada é um resultado também obtido em Borio *et al.* (2023). Neste caso, o papel dos bens alimentares transformados ganha relevância enquanto origem de efeitos de contágio. Um choque nesta componente gera agora efeitos de contágio substanciais nos preços dos alimentares não transformados, bens industriais não energéticos e energéticos, por ordem decrescente de magnitude. Os choques nos preços dos bens energéticos também mostram um co-movimento mais alto com os preços dos bens alimentares no seu conjunto, totalizando 18,5% no total. Estes dois resultados estão em linha com o impacto continuado da invasão da Ucrânia sobre os preços dos bens alimentares e energéticos. Além disso, os bens industriais não energéticos destacam-se como origem de efeitos indiretos, isto é, através do contágio das restantes componentes, influenciando principalmente os preços dos alimentares transformados, possivelmente por terem retomado variações positivas em 2021, após vários anos de redução.

A análise do efeito agregado de cada componente enquanto destino ou origem de efeitos de contágio confirma o aumento da intensidade dos mesmos. Para esta avaliação, foram calculadas as seguintes medidas para um horizonte de 12 meses: soma da variação percentual do preço de cada agregado que é explicada por um choque em cada preço das restantes componentes (destinos), e soma da variação percentual da volatilidade dos preços das restantes componentes explicada por um choque em cada agregado (origens).

O Gráfico 3 compara os efeitos de contágio direcionais para as duas subamostras. Antes da pandemia, os produtos alimentares transformados eram os mais afetados pelas pressões provenientes das outras componentes, o que explica mais de 40% da variância do seu erro de previsão não relacionada com variáveis exógenas. As componentes de bens alimentares não transformados e bens energéticos também foram

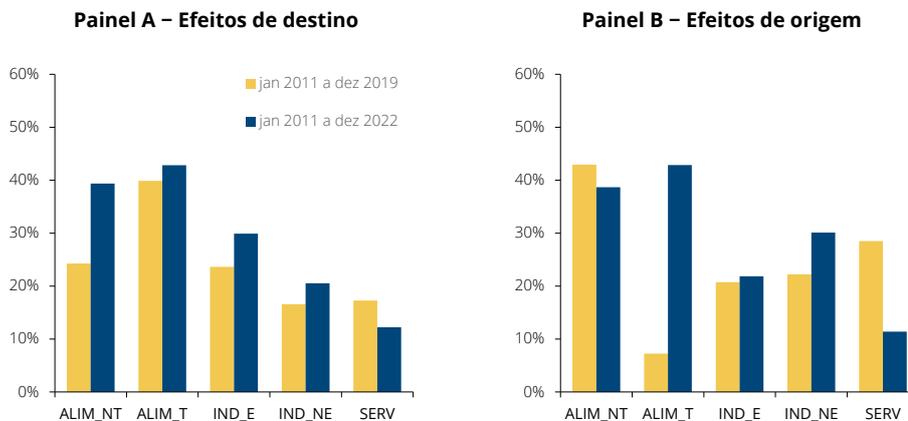


GRÁFICO 3: Destinos e origens de efeitos de contágio por componente do IHPC | Em percentagem

Fontes: BCE, INE e cálculos dos autores. Notas: Os destinos dos efeitos são calculados através da soma dos elementos fora da diagonal principal de cada linha da matriz no Gráfico 2 (Painel A). As fontes de efeitos são calculadas pela soma dos elementos não-diagonais de cada coluna da matriz no Gráfico 2 (Painel B).

o destino de um nível considerável de efeitos indiretos. Inversamente, a principal origem de efeitos indiretos para outros bens e serviços foi o agregado de bens alimentares não transformados, sendo responsável por quase 43% da variância total dos restantes, principalmente devido ao seu impacto sobre a componente alimentar transformada. O grau de efeitos de contágio aumenta quando a amostra é alargada até 2022. Os alimentares transformados permanecem como os mais afetados, mas agora os alimentares não transformados estão muito próximos, sendo os efeitos indiretos responsáveis por 39,4% da sua variação. Do lado das origens, a alteração mais significativa provém da componente alimentar transformada, que se torna a principal origem dos efeitos de contágio (42,9%). A relevância dos efeitos indiretos desencadeados pelos bens energéticos (21,8%) e pelos industriais não energéticos (30,1%) também sobe.

A robustez dos resultados foi testada usando uma especificação alternativa baseada numa identificação estrutural do modelo, utilizando uma decomposição de Cholesky, salvaguardando as limitações mencionadas para esta aplicação. Os resultados, apresentados nos Gráficos A.2 e A.3 do Apêndice Online, são qualitativamente semelhantes aos aqui apresentados. A escolha das variáveis exógenas a incluir no modelo foi também testada. Foram consideradas duas *proxies* para o impacto dos estrangulamentos da oferta nas cadeias de valor globais que prevaleceram durante 2021: um indicador do custo de transporte de mercadorias, o índice Baltic Dry, e o PMI relativo ao tempo de entrega de fornecedores na área do euro, sem alterações significativas nos resultados. Uma versão alternativa foi estimada através da substituição dos preços de importação não energéticos por um agregado de preços agrícolas da área do euro, pelo deflator dos restantes bens e o dos serviços.⁶ Como os preços dos alimentos tiveram um papel importante nas recentes pressões inflacionistas, a transmissão de choques destes bens pode ter sido diferente da dos preços globais de importação. Os resultados, disponíveis mediante pedido, são qualitativamente semelhantes aos acima descritos, com um aumento dos efeitos de contágio quando a amostra é alargada até 2022, o que ocorre principalmente através dos bens alimentares. A principal diferença é que neste caso os efeitos de origem aumentam para todas as componentes quando a amostra é alargada, e estes tornam-se mais próximos entre as componentes da inflação subjacente.

Para compreender a importância dos efeitos de contágio ao longo do tempo, a análise é alargada acrescentando uma dimensão temporal. O Gráfico 4 ilustra a importância dos efeitos de contágio na variância total de cada componente após um choque em todas as componentes, calculada utilizando horizontes a h -passos para as previsões. É de notar que, na primeira subamostra, a importância das pressões inflacionistas é mais pronunciada nos primeiros 9 meses, com aumentos trimestrais visíveis, enquanto após o primeiro ano os pesos se tornam relativamente estáveis. Há uma diferença clara quando se olha para a amostra que inclui o período com inflação mais elevada. A intensificação dos efeitos apresentados no Gráfico 4 reflete não só efeitos indiretos mais fortes entre componentes, mas também uma maior importância dos efeitos ao longo do tempo, uma vez que a transmissão de pressões inflacionistas ainda é relevante

6. Dados disponíveis em <https://agriculture.ec.europa.eu/international/agricultural-trade>.

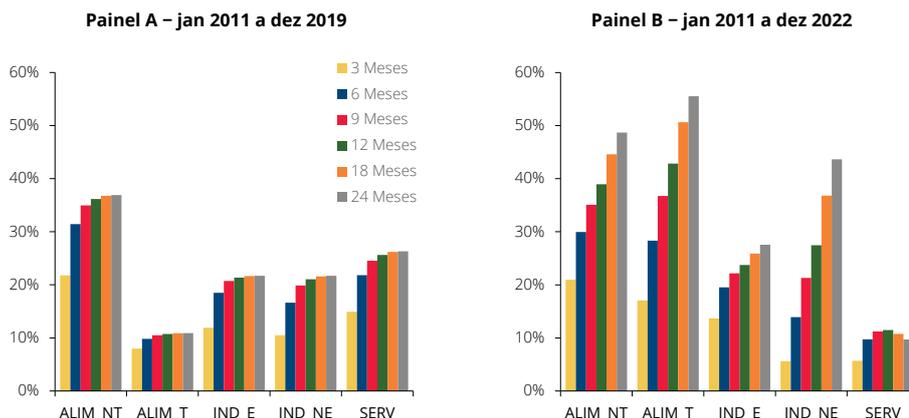


GRÁFICO 4: Importância dos efeitos de contágio para cada componente | Em percentagem

Fontes: BCE, INE e cálculos dos autores. Notas: A importância dos efeitos de contágio na variância de cada componente é definida como o peso dos efeitos provenientes dessa componente na variância total (soma dos elementos de cada linha da matriz no Gráfico 2).

após 12 meses. Este resultado é extensivo à maioria das componentes, especialmente às mais afetadas: alimentares não transformados e transformados e industriais não energéticos. Os energéticos apresentam aumentos fortes nos primeiros 6 meses, mas depois desaceleram. A exceção é a componente de serviços, que é a que sofre menos pressões, uma vez que o peso dos efeitos indiretos diminui após o primeiro ano.

Finalmente, o índice de efeitos de contágio totais é calculado para vários horizontes, como mostra o Gráfico 5. Este exprime a importância dos efeitos de contágio na variância global dos erros de previsão. A adição das observações mais recentes leva a aumentos de 5% e 13% na importância dos efeitos nos primeiros 12 e 24 meses, respetivamente, mantendo-se constante em horizontes mais curtos. Esta intensificação mostra novamente que os efeitos de contágio são mais importantes durante um período mais longo, o que significa que o aumento dos efeitos de contágio entre as duas subamostras não se deve a uma maior correlação contemporânea dos choques, mas sim à transmissão daqueles através da estrutura de desfasamentos do BVAR.

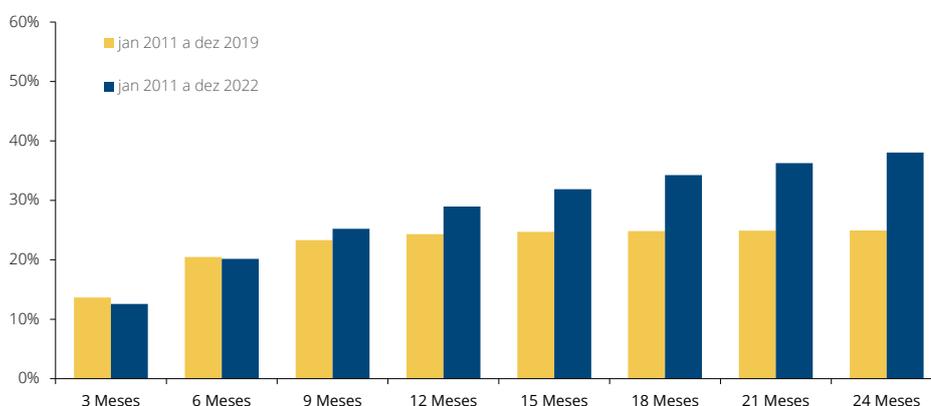


GRÁFICO 5: Índice de efeitos de contágio totais ao longo do tempo | Em percentagem

Fonte: cálculos dos autores. Notas: O índice de efeitos de contágio totais é o rácio entre a soma dos efeitos de contágio e a soma de todos os elementos da matriz do Gráfico 2.

2.4. Efeitos de contágio a montante

Como extensão, os efeitos de contágio a montante são investigados com a inclusão no modelo dos IPPI, para avaliar a transmissão dos efeitos ao longo da cadeia de valor da produção. Os dados relativos a alguns subsectores não estão disponíveis para todo o período, pelo que foram substituídos pela média ponderada do IPPI dos restantes subsectores no mesmo agregado. Existem limitações de disponibilidade de dados já que a amostra de taxas de variação homóloga começa apenas em janeiro de 2011.⁷ Dentro do agregado de bens de consumo, os IPPIs cobrem mais diretamente a produção de bens alimentares transformados e industriais não energéticos.⁸ Os agregados considerados no modelo incluem: alimentares, bebidas e tabaco (PPI_PF), restantes bens de consumo (PPI_CXPF), bens de investimento (PPI_INV), bens intermédios (PPI_INT) e bens energéticos (PPI_ENG). Esta ordem de inclusão das variáveis no modelo é uma tentativa de as ordenar (de forma crescente) com base na distância até à utilização final, como em BIS (2022) e Antràs *et al.* (2012). Assim, os bens de consumo são os menos a montante enquanto os bens energéticos são os mais a montante, tendo em conta que a energia é essencial para produzir todos os outros bens. As variáveis exógenas são as mesmas que foram mencionadas na subsecção anterior.

Inicialmente, foi estimado um modelo semelhante ao descrito acima apenas com as componentes do IPPI. Os resultados, disponíveis mediante pedido, mostram que os efeitos de contágio totais têm uma magnitude próxima da obtida para o modelo do IHPC apresentado acima. Os efeitos de contágio são reforçados para todas as componentes, exceto para os bens de consumo não alimentar, quando é considerada a amostra alargada. Adicionalmente, os dados do IHPC e do IPPI foram combinados num modelo BVAR único, utilizando as mesmas especificações da subsecção anterior. Devido às limitações aos graus de liberdade da estimação impostas por um número tão grande de regressores, os desfasamentos das variáveis endógenas foram reduzidos para três neste caso. Desta análise surgem alguns resultados interessantes, como mostra o Gráfico 6. Neste modelo, os efeitos de contágio totais mais do que duplicam quando comparados com os dos modelos que incluem o IHPC ou IPPI considerados separadamente: cerca de 25% em cada um dos modelos individuais e 57% no modelo conjunto IHPC-IPPI. Os efeitos indiretos provenientes das componentes do IPPI são, em geral, mais fortes do que os dos agregados do IHPC. Os efeitos mais fortes e mais perversivos estão associados aos IPPI de bens alimentares transformados e intermédios (Apêndice Online A.4). No que respeita às componentes do IHPC, no caso do modelo estimado até 2019, os serviços têm os efeitos de contágio mais fortes, uma grande parte dos quais devido aos efeitos nas componentes do IPPI, possivelmente um efeito indireto que reflete os custos de transporte, que não foi possível capturar no modelo envolvendo exclusivamente

7. Os dados para o IPPI relacionados com alimentos, bebidas e tabaco só estão disponíveis após 2010.

8. Para uma correspondência mais direta com os preços no consumidor, os bens de consumo foram desagregados em alimentares, bebidas e tabaco e nos restantes bens de consumo, utilizando dados detalhados por sector e as tabelas de conversão disponíveis no Regulamento da Comissão Europeia n.º 2020/1197 de 30 de Julho de 2020.

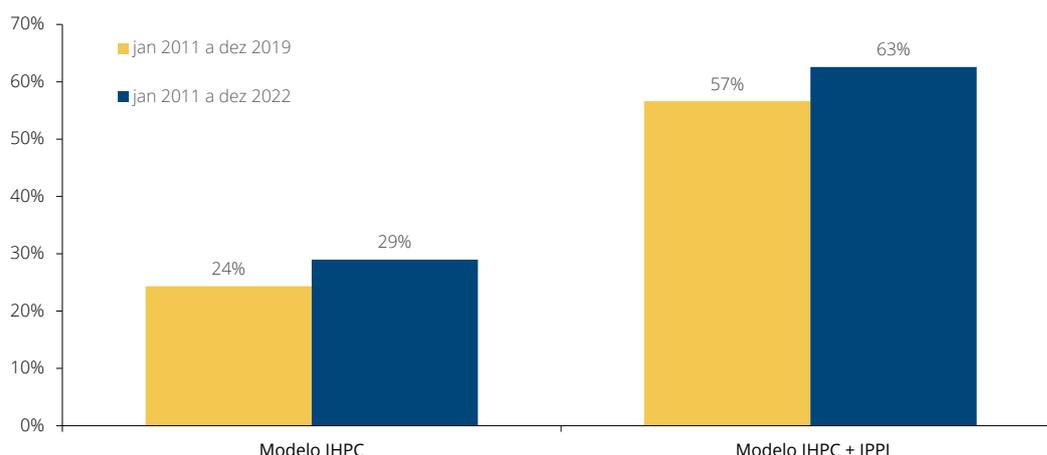


GRÁFICO 6: Efeitos de contágio totais para os modelos IHPC e IHPC+IPPI | Em percentagem

Fonte: cálculos dos autores. Nota: O índice de efeitos de contágio totais resulta do rácio entre a soma dos efeitos de contágio e a soma de todos os elementos da matriz do Gráfico 2.

componentes do IHPC. Quando o período amostral é prolongado até 2022, os efeitos de contágio totais aumentam de 57% para 63%. Isto reflete uma maior transmissão de choques entre a maioria dos componentes do IHPC, em conformidade com os resultados da subsecção anterior.

3. Inflação Conjunta

Nesta secção, o papel dos efeitos de contágio na generalização das pressões inflacionistas recente é analisado através de um modelo de fatores dinâmico, semelhante ao de Luciani (2020), aplicando a uma desagregação detalhada das séries temporais do IHPC. Este modelo estatístico permite a identificação de co-movimentos num grande conjunto de preços, captando a componente de baixa frequência da inflação, definida como *inflação conjunta*. Esta medida permite distinguir de que forma uma alteração nos preços é causada por choques que afetam uma grande parte das rubricas, por oposição a choques que são específicos a rubricas individuais ou que resultam de erros de medição.

3.1. Especificação do modelo

A inflação total pode ser decomposta numa parte conjunta χ_{it} e numa idiossincrática ξ_{it} . Formalmente, se π_{it} for a taxa de inflação mensal, aplica-se a seguinte igualdade:

$$\pi_{it} = \chi_{it} + \xi_{it}. \quad (5)$$

Considerando um painel de n preços desagregados $\{\pi_t = (\pi_{1t} \dots \pi_{nt})' : t = 1, \dots, T\}$:

$$\chi_{it} = \sum_{k=0}^s \lambda_{ik} f_{t-k}, \quad (6)$$

$$f_t = \sum_{l=1}^p A_l f_{t-l} + u_t, \quad u_t \stackrel{i.i.d.}{\sim} \mathcal{N}(0, Q), \quad (7)$$

$$\xi_{it} = \sum_{j=1}^{d_i} \rho_{ij} \xi_{it-j} + e_{it}, \quad e_t \stackrel{i.i.d.}{\sim} \mathcal{N}(0, \Gamma), \quad (8)$$

onde $f_t = (f_{1t} \dots f_{qt})'$ são os q fatores latentes conjuntos que medem os co-movimentos entre as séries e ao longo do tempo; $\lambda_{ik} = (\lambda_{i1k} \dots \lambda_{iqk})$ são os ponderadores (loadings) para o preço i no lag k ; $s \geq 0$ e $p \geq 1$ são números inteiros finitos; Q é uma matriz de covariâncias $q \times q$ definida positiva e linearmente independente; as raízes de $\mathcal{A}(L) = \sum_{p=1}^{l=1} \mathcal{A}_l$ e de $\rho_i(L) = \sum_{j=1}^{d_1}$ situam-se fora do círculo unitário; e Γ é uma matriz de covariâncias $n \times n$ definida positiva e linearmente independente. Note-se que se assume que os choques conjuntos u_t e idiosincráticos e_t são independentes para todos os desfasamentos.⁹

Tal como em Luciani (2020), o modelo proposto é estimado utilizando o método de Quasi-Máxima Verosimilhança implementado através do algoritmo de maximização de expectativa (EM).¹⁰ A medida de *inflação conjunta* é calculada com base nas componentes conjuntas estimadas para cada preço desagregado (χ_{it}) e o peso correspondente no IHPC total (w_{it}). É calculada como:

$$\pi_t^C = \sum_i^N w_{it} \chi_{it}. \quad (9)$$

3.2. Dados e estimação

O conjunto de dados inclui informação relativa a 97 subíndices do IHPC e respetivos pesos com um nível de desagregação de 4 dígitos, de acordo com a COICOP. Os subíndices não disponíveis desde 2001 ou que foram descontinuados foram substituídos pelo respectivo índice de nível superior. Isto resultou numa base de dados com um total de 75 rubricas. Os dados mensais em bruto, que cobrem o período de 2001 a 2022, têm como fonte o Eurostat. Os dados foram corrigidos de sazonalidade e efeitos calendário com o procedimento X13 ARIMA no Jdemetra+.¹¹ Para a estimação, o número de fatores q foi fixado em 1 e o número de desfasamentos dos fatores s em 2. Foram realizados os mesmos testes que em Luciani (2020). O critério de informação de Hallin-Liska foi o método escolhido para seleccionar o número de fatores. O critério baseia-se no comportamento dos valores próprios da matriz da densidade espectral dos ponderadores (loadings) dos fatores, que são uma medida da parte da variância explicada por cada factor no modelo. Além disso, o número de desfasamentos dos fatores, representado por s , foi escolhido de tal forma que a variância explicada pelas primeiras r componentes principais da matriz de covariâncias de π_t é semelhante à variância explicada pelas q componentes principais da matriz de densidade espectral de π_t (considerando uma média de todas as frequências).¹² Em suma, a especificação

9. Para uma apresentação mais detalhada deste modelo, ver Luciani (2020) e Barigozzi e Luciani (2019).

10. Detalhes adicionais sobre a utilização do algoritmo EM em Modelos de Fatores Dinâmicos podem ser encontrados em Barigozzi e Luciani (2019).

11. Este é o software de correção de sazonalidade e efeitos de calendário oficialmente recomendado pela Comissão Europeia aos membros do Sistema Estatístico Europeu e do Sistema Europeu de Bancos Centrais.

12. Este método baseia-se no trabalho de D'Agostino e Giannone (2012).

inclui um factor comum e cada preço individual pode refletir o factor comum numa janela temporal de três meses.

3.3. Principais resultados

O Gráfico 7 mostra a taxa de variação homóloga do IHPC total, representada pela linha amarela. A linha azul representa a medida de *inflação conjunta*, que é a taxa de variação homóloga do índice obtido através da agregação da componente conjunta para todas as rubricas do IHPC. Esta medida quantifica qual seria a inflação total em cada mês se não existissem choques idiossincráticos nos preços durante os 12 meses anteriores.

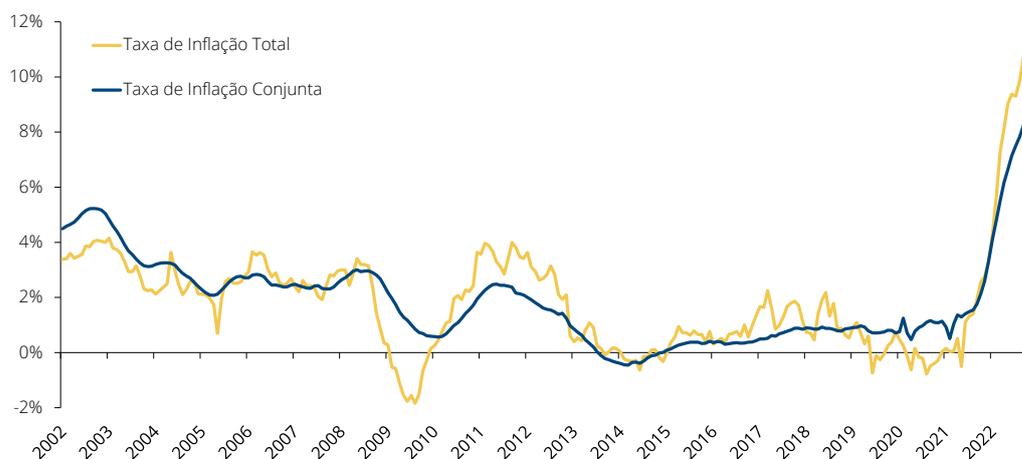


GRÁFICO 7: Taxa de variação homóloga da inflação total e inflação conjunta | Em percentagem

Fontes: Eurostat e cálculos dos autores.

O modelo sugere que a inflação total e a conjunta têm geralmente andado a par ao longo dos últimos 20 anos, com exceção do período entre 2008 e 2013. Durante este período, a economia portuguesa sofreu choques macroeconómicos significativos devido à Grande Recessão e à crise da dívida soberana, que conduziram a uma dinâmica idiossincrática particular. Antes de 2008, a *inflação conjunta* estava em torno do objetivo de inflação de 2% fixado pelo BCE, mas depois de 2013 manteve-se mais próximo de 0%. Num ambiente de inflação baixa, as variações de preços em rubricas individuais são menos transmitidas às restantes e, portanto, aos índices de preços agregados. Nestes períodos, pequenas e breves flutuações de preços ocorrem em torno de uma *inflação conjunta* relativamente estável. Isto contrasta fortemente com 2021 e 2022, anos durante os quais tanto a inflação total como a *inflação conjunta* subiram acima dos 8%, sugerindo que uma ampla gama de preços aumentou simultaneamente neste período. Quando a inflação é elevada, os aumentos de preços tendem a ser mais alinhados, uma vez que a componente conjunta explica uma maior proporção da variabilidade total dos preços individuais. Luciani (2020) obteve resultados semelhantes para a economia dos EUA. A evolução da *inflação conjunta* compara razoavelmente bem com outros indicadores de inflação subjacente que pertencem ao conjunto de análise dos bancos centrais (Apêndice Online A.5). Embora todas as medidas tenham como objetivo estimar a evolução da componente persistente da inflação (não observável), a

inflação conjunta ajuda a compreender melhor o papel dos efeitos de contágio na recente generalização das pressões inflacionistas. Foram utilizadas técnicas econométricas para filtrar as componentes transitórias da inflação através da análise da informação dos preços em painel. Assim, esta abordagem tem a vantagem de incluir o impacto dos choques de médio prazo nos bens alimentares e energéticos, excluindo ao mesmo tempo as flutuações idiossincráticas das rubricas da inflação subjacente.

Para melhor compreender a subida generalizada dos preços, é analisada a exposição dos agregados do IHPC a choques conjuntos nos últimos anos. Para tal, a componente comum a todos os subíndices incluídos em cada um dos principais agregados do IHPC é combinada, utilizando os pesos correspondentes no IHPC total. O Gráfico 8 mostra o contributo de cada agregado para a taxa de *inflação conjunta*. A conclusão obtida é que os grandes choques externos recentes provocaram uma subida rápida dos preços dos bens alimentares e energéticos e as alterações de preços relativos destas componentes foram transmitidas às restantes.

No início de 2021, os serviços foram os que mais contribuíram para o *inflação conjunta*, seguidos pelos bens alimentares e energéticos. Enquanto os últimos são mais voláteis, os primeiros têm sido historicamente mais afetados por flutuações de preços de origem macroeconómica. A partir de meados de 2021, os produtos alimentares e energéticos ganharam relevância na dinâmica da *inflação conjunta* e os dois, em conjunto, representaram metade da variação desta medida em janeiro de 2022. Após o início da guerra, a maior parte do aumento da *inflação conjunta* ficou a dever-se a uma subida generalizada dos preços dos alimentos, incluindo bens transformados e não transformados, sugerindo que estes têm vindo a co-mover-se cada vez mais com outros preços. Mais de um terço do aumento global de 8,5% é explicado pela variação da componente conjunta dos produtos alimentares (3%) e energéticos (1,3%). Atualmente, quase metade do aumento deste indicador deve-se a rubricas da inflação subjacente, que são determinantes mais persistentes e estruturais da inflação. Por exemplo, os preços dos bens industriais não energéticos, que no passado tiveram contribuições muito pequenas, aumentaram e desde meados de 2022 representam 1,4% da variação total da *inflação*



GRÁFICO 8: Contributo de cada componente para a *inflação conjunta* | Em percentagem

Fontes: Eurostat e cálculos dos autores.

conjunta. Esta evidência sugere que os choques recentes podem ter induzido ligações mais fortes entre setores e levado a um aumento do co-movimento entre os preços, o que está em linha com o aumento dos efeitos de contágio reportado na secção anterior.

Comparando os Gráficos 1 e 8, é visível que, em 2022, as componentes energética e alimentar têm contribuições mais elevadas para o IHPC total do que para a *inflação conjunta*. Este resultado está em consonância com o facto destas componentes serem as mais voláteis do IHPC. Por outro lado, a contribuição dos serviços para a *inflação conjunta* é mais elevada do que para o total do IHPC até ao início de 2022 e semelhante a partir de então, possivelmente refletindo os choques de procura idiossincráticos associados à pandemia nos serviços que envolvem interação social. Ao longo de 2022, a contribuição dos serviços para a inflação total e conjunta é muito semelhante.

Finalmente, o cálculo da medida *inflação conjunta* também tem a vantagem de permitir aproximar o impacto do choque causado pela invasão da Ucrânia pela Rússia no co-movimento dos preços. Para compreender o impacto que este evento teve na dinâmica da inflação, os seus efeitos na *inflação conjunta* foram quantificados com base na metodologia apresentada por Luciani (2020). A estimativa final da *inflação conjunta* após o choque é comparada com a estimativa quase-final obtida através da estimação dos parâmetros antes do choque. Através dessa análise, as instabilidades e co-movimentos incomuns entre os preços individuais que surgiram após o choque são isolados. Seja:

$$UkW_t^C = \chi_{t,Fin}^C - \chi_{t,Q-Fin}^C, \quad (10)$$

se $t \geq$ fevereiro de 2022, caso contrário é 0. $\chi_{t,Fin}^C$ corresponde ao indicador de *inflação conjunta* estimado com a amostra completa, enquanto $\chi_{t,Q-Fin}^C$ corresponde à estimativa quase-final da *inflação conjunta*, obtida estimando os parâmetros até janeiro de 2022 e correndo o Kalman Smoother até dezembro de 2022. O Gráfico 9 mostra a evolução da *inflação conjunta* a amarelo e a sua decomposição entre o que seria a *inflação conjunta* se os parâmetros fossem mantidos inalterados após fevereiro de 2022 e o aumento da inflação devido ao choque externo causado pela invasão da Ucrânia pela Rússia.

Desde fevereiro de 2022, os efeitos da invasão da Ucrânia têm aumentado cada vez mais, atingindo um contributo de 3% em dezembro. Uma análise detalhada dos contributos por componente mostra que os bens alimentares e energéticos foram os mais afetados. Por outro lado, este choque teve pouco impacto no aumento das componentes conjuntas dos agregados menos voláteis, ou seja, os bens industriais não energéticos e os serviços.

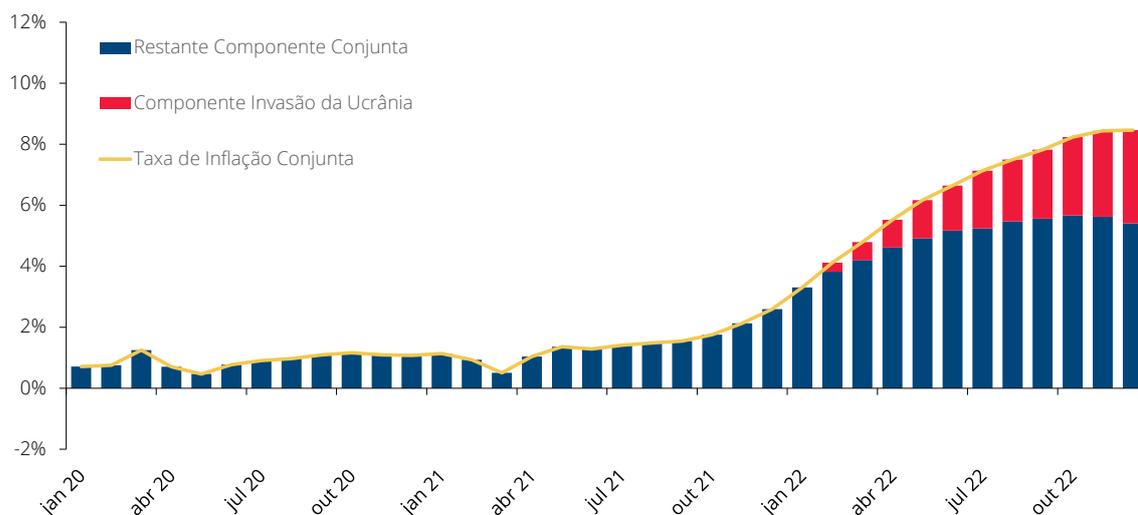


GRÁFICO 9: *Inflation conjunta* e o impacto do choque da Guerra na Ucrânia | Em percentagem

Fontes: Eurostat e cálculos dos autores.

4. Observações finais

A inflação aumentou bastante em Portugal desde meados de 2021. Os bens alimentares e energéticos desempenharam um papel crucial para as pressões inflacionistas, mas o grande dinamismo dos seus preços no período recente foi alargado às componentes tipicamente mais estáveis. Neste estudo é examinado o papel dos efeitos de contágio na generalização dos aumentos de preços. Em primeiro lugar, um modelo BVAR com as principais componentes do IHPC para Portugal é estimado para calcular os efeitos de contágio, como em Borio *et al.* (2023), e comparar um período com um ambiente de baixa inflação com os últimos anos, com acentuadas subidas de preços. Os efeitos de contágio aumentaram no período mais recente, o que significa que os choques idiossincráticos em cada componente são transmitidos mais intensamente através da cadeia de produção e têm um maior impacto na volatilidade dos preços dos outros. A subida inicial dos preços das matérias-primas pode ter inflacionado os custos nas fases iniciais da produção, o que depois levou a preços mais elevados de bens e serviços ao longo de todo o processo produtivo. A maior magnitude e persistência destes efeitos sugerem que as alterações de preços relativos são mais susceptíveis de se propagarem à inflação subjacente, uma vez que se repercutem mais noutras componentes. Por esta razão, é construída uma medida de *inflação conjunta*, como em Luciani (2020), que identifica co-movimentos num grande conjunto de preços. Uma vez que as rubricas mais afetadas se moveram conjuntamente com muitas outras, o impacto causado pelos choques externos foi convertido em pressões inflacionistas generalizadas.

Os possíveis tópicos futuros de investigação incluem uma análise formal das propriedades da componente conjunta da inflação enquanto indicador de inflação subjacente, em particular a sua capacidade de previsão e o comportamento de curva de Phillips onde ela se inclui.

Referências

- Álvarez, Luis J., Ana Gómez-Loscos, e María Dolores Gadea (2019). "Inflation interdependence in advanced economies." Working Papers 1920, Banco de España.
- Amstad, Marlene, Simon M. Potter, e Robert W. Rich (2017). "The New York Fed Staff Underlying Inflation Gauge (UIG)." *Economic Policy Review*, (23-2), 1–32.
- Antràs, Pol, Davin Chor, Thibault Fally, e Russell Hillberry (2012). "Measuring the Upstreamness of Production and Trade Flows." *American Economic Review*, 102(3), 412–416.
- Ball, Laurence e N. Gregory Mankiw (1994). "Asymmetric Price Adjustment and Economic Fluctuations." *Economic Journal*, 104(423), 247–261.
- Bañbura, Marta e Elena Bobeica (2020). "PCCI: a data-rich measure of underlying inflation in the euro area." Statistics Paper Series 38, European Central Bank.
- Barigozzi, Matteo e Matteo Luciani (2019). "Quasi Maximum Likelihood Estimation and Inference of Large Approximate Dynamic Factor Models via the EM algorithm." *arXiv: 1910.03821*.
- Bäurle, Gregor, Matthias Gubler, e Diego R. Känzig (2021). "International Inflation Spillovers: The Role of Different Shocks." *International Journal of Central Banking*, 17(1), 191–230.
- Bobeica, Elena, Matteo Ciccarelli, e Isabel Vansteenkiste (2019). "The link between labor cost and price inflation in the euro area." Working Paper Series 2235, European Central Bank.
- Boivin, Jean, Marc P. Giannoni, e Ilian Mihov (2009). "Sticky Prices and Monetary Policy: Evidence from Disaggregated US Data." *American Economic Review*, 99(1), 350–384.
- Borio, Claudio, Piti Disyatat, Dora Xia, e Egon Zakrajšek (2021). "Monetary policy, relative prices and inflation control: flexibility born out of success." BIS Quarterly Review, Bank for International Settlements.
- Borio, Claudio, Marco J. Lombardi, James Yetman, e Egon Zakrajšek (2023). "The two-regime view of inflation." Working Paper, Bank of International Settlements.
- Conflitti, Cristina (2020). "Alternative measures of underlying inflation in the euro area." Questioni di Economia e Finanza (Occasional Papers) 593, Bank of Italy, Economic Research and International Relations Area.
- Corsello, Alex e Francesco Tagliabracci (2023). "Assessing the pass-through of energy prices to core and food inflation in the euro area." Questioni di Economia e Finanza (Occasional Papers), Bank of Italy.
- Cristadoro, Riccardo, Mario Forni, Lucrezia Reichlin, e Giovanni Veronese (2005). "A core inflation indicator for the euro area." *Journal of Money, Credit and Banking*, 37(3), 539–560.
- D'Agostino, Antonello e Domenico Giannone (2012). "Comparing Alternative Predictors Based on Large-Panel Factor Models." *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 74(2), 306–326.
- De Graeve, Ferre e Karl Walentin (2015). "Refining Stylized Facts from Factor Models of Inflation." *Journal of Applied Econometrics*, 30(7), 1192–1209.

- Diebold, Francis X. e Kamil Yilmaz (2009). "Measuring financial asset return and volatility spillovers, with application to global equity markets." *Economic Journal*, 119(534), 158–171.
- Diebold, Francis X. e Kamil Yilmaz (2012). "Better to give than to receive: predictive directional measurement of volatility spillovers." *International Journal of Forecasting*, 28(1), 57–66.
- Dixon, Huw, Jeremy Franklin, e Stephen Millard (2014). "Sectoral shocks and monetary policy in the United Kingdom." Bank of England working papers 499, Bank of England.
- Duarte, Cláudia, José Maria, e Sharmin Sazedj (2020). "Trends and cycles under changing economic conditions." *Economic Modelling*, 92(C), 126–146.
- Dupasquier, Chantal e Nicholas Ricketts (1998). "Non-Linearities in the Output-Inflation Relationship: Some Empirical Results for Canada." Staff Working Papers 98-14, Bank of Canada.
- Ferroni, Filippo e Fabio Canova (2021). "A Hitchhiker's Guide to Empirical Macro Models." Working Paper 15, FRB of Chicago.
- Fiore, Fiorella De, Marco Jacopo Lombardi, e Daniel Rees (2022). "Inflation indicators amid high uncertainty." BIS Bulletin 60, Bank for International Settlements.
- Forbes, Kristin, Joseph Gagnon, e Christopher G. Collins (2021). "Low Inflation Bends the Phillips Curve around the World." NBER Working Papers 29323, National Bureau of Economic Research, Inc.
- Hałka, Aleksandra e Karol Szafranek (2016). "Whose Inflation Is It Anyway? Inflation Spillovers Between the Euro Area and Small Open Economies." *Eastern European Economics*, 54(2), 109–132.
- Kaufmann, Daniel e Sarah M. Lein (2013). "Sticky prices or rational inattention - What can we learn from sectoral price data?" *European Economic Review*, 64(C), 384–394.
- Koop, Gary, M. Hashem Pesaran, e Simon Potter (1996). "Impulse response analysis in nonlinear multivariate models." *Journal of Econometrics*, 74(1), 119–147.
- Litterman, Robert B. (1983). "A random walk, Markov model for the distribution of time series." *Journal of Business & Economic Statistics*, 1(2), 169–173.
- Luciani, Matteo (2020). "Common and Idiosyncratic Inflation." *Finance and Economics Discussion Series (FEDS)*. Replication codes available at <https://www.dropbox.com/s/z1lga3p5f5x2yv/ReplicationFiles.zip?dl=1>.
- Maćkowiak, Bartosz, Emanuel Moench, e Mirko Wiederholt (2009). "Sectoral price data and models of price setting." *Journal of Monetary Economics*, 56(S), 78–99.
- Potjagailo, Galina, Boromeus Wanengkirtyo, e Jenny Lam (2022). "How broad-based is the increase in UK inflation?" Bank Underground: https://bankunderground.co.uk/2022/10/27/how-broad-based-is-the-increase-in-uk-inflation/?subscribe=success#subscribe-blog-blog_subscription-7.
- Reis, Ricardo e Mark W. Watson (2010). "Relative Goods' Prices, Pure Inflation, and the Phillips Correlation." *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2(3), 128–157.
- Smets, Frank, Joris Tielens, e Jan Van Hove (2018). "Pipeline Pressures and Sectoral Inflation Dynamics." Working Paper Research 351, National Bank of Belgium.

Sumário não-técnico

Abril 2023

Sinopse de Economia

A política monetária e o recente surto inflacionista

Bruno Freitas e Pedro Teles

Após um longo período de uma aparente incapacidade da política monetária na área do euro, bem como nos Estados Unidos (EUA), em atingir o objetivo de inflação de 2%, observa-se agora uma inflação que excede largamente o objetivo em ambas as economias. A inflação na área do euro começou a desviar-se do objetivo em julho de 2021 e atingiu 8,5% em fevereiro de 2023. Nos EUA, a inflação ultrapassou os 2% em março de 2021, e foi de 5,0% em fevereiro de 2023.

Qual foi a resposta da política monetária ao aumento da inflação? A subida das taxas de política foi considerável. No entanto, a política na área do euro não deixou de ser passiva, gradual e lenta. Foi passiva, e não ativa, porque não seguiu uma regra de política de acordo com o princípio de Taylor de reagir mais do que um-para-um aos desvios da inflação em relação ao objetivo. Foi gradual, porque está habitualmente muito próxima das prescrições de uma regra de taxa de juro com inércia. Foi lenta na resposta, porque o ajustamento foi mais demorado do que o sugerido pela regra com inércia. De uma forma geral, em vez de combater o aumento da inflação, a política monetária manteve uma posição expansionista, possivelmente contribuindo para o processo inflacionista. Os agregados monetários também são consistentes com inflação elevada, até consideravelmente superior à observada.

Nesta nota, apresentamos três possíveis justificações para a resposta moderada das taxas de juro à inflação. A primeira é o fraco suporte teórico do argumento de que as taxas de juro devem responder de forma agressiva a desvios da inflação em relação ao objetivo.

Mesmo sem base teórica, regras de política ativas parecem funcionar na prática. O argumento empírico mais forte para uma resposta agressiva das taxas de juros à inflação é o processo de desinflação que ocorreu nas décadas de 1970 e 1980 tanto nos EUA como na Alemanha. O caso do Japão permite uma comparação interessante. A resposta da política ao surto inflacionista no Japão foi mínima. A inflação foi muito mais alta do que nos EUA e na Alemanha, mas foi de curta duração e rapidamente voltou ao objetivo. Enquanto nos EUA e na Alemanha as taxas reais realizadas durante o surto inflacionista na década de 1980 foram positivas (atingindo cerca de 5 e 8%, respetivamente), estas foram consideravelmente negativas no Japão na década de 1970 (perto de -18%). O

possível desvio das taxas de juros reais dos seus níveis naturais (seja acima ou abaixo) não ocorreu sem custos. Também exploramos o caso atual de inflação alta na Turquia, que é um caso extremo de política não reativa à inflação, com riscos adicionais que também comentamos.

A segunda justificação para a alta inflação, esta normativa, é que, num mundo em que alguns preços, possivelmente os salários, são inflexíveis à descida, é desejável permitir um desvio grande da inflação em relação ao objetivo. Esse desvio pode ser muito alto, num cenário de grande ajustamento estrutural com alteração de preços relativos.

A terceira justificação para inflação elevada, também normativa, é a resposta ótima de política a um grande choque orçamental, como o que ocorreu em resultado da pandemia. O aumento da inflação permitiu uma depreciação substancial da dívida, dispensando aumentos de impostos. Teles e Tristani (2021) defendem que a resposta ótima da inflação na área do euro ao choque fiscal é de magnitude semelhante à inflação observada. A inflação surpresa também tem um efeito considerável nos salários dos funcionários públicos e nas pensões em termos reais.

Sinopse de Economia

Política monetária e o recente surto inflacionista

Bruno Freitas
Banco de Portugal

Pedro Teles
Banco de Portugal, Católica-Lisbon SBE e
CEPR

Abril 2023

Resumo

A política monetária na área do euro reagiu ao recente surto inflacionista de uma forma passiva, gradual e lenta, tendo possivelmente contribuído para o processo inflacionista ao adotar uma posição expansionista. Discutimos três justificações para a resposta moderada da política monetária: (1) O fraco suporte teórico de regras de *feedback* ativas na condução da política monetária; (2) um desvio inflacionista ótimo quando existem grandes movimentos de preços relativos e os preços são rígidos à descida; (3) uma depreciação ótima da dívida pública face a um grande choque orçamental, como o observado durante a pandemia de COVID-19. (JEL: E12; E4; E5; E62)

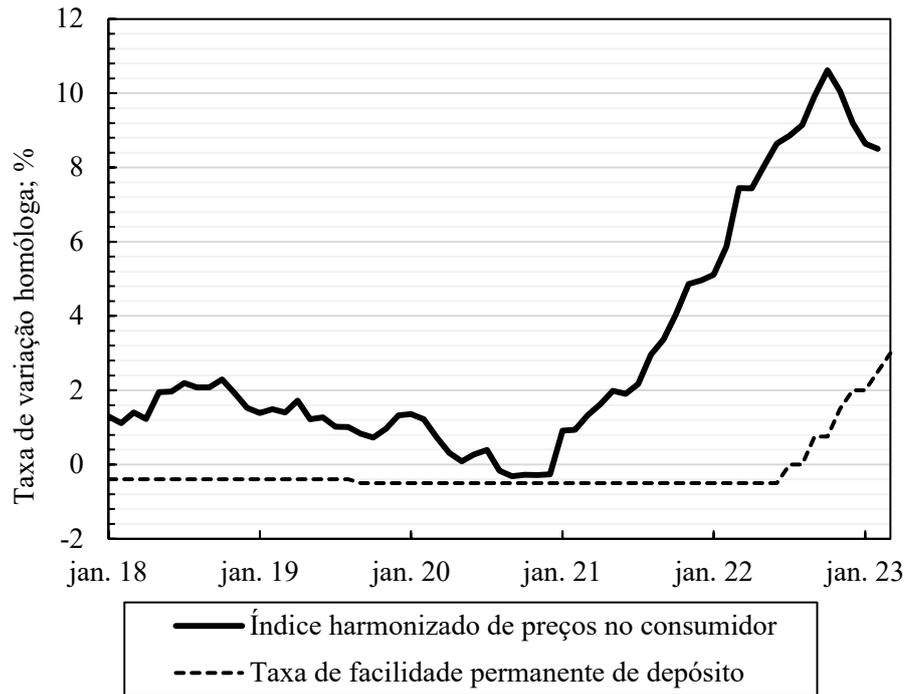
Introdução

Após um longo período de uma aparente incapacidade da política monetária na área do euro, bem como nos Estados Unidos (EUA), em trazer a inflação de volta ao objetivo, observa-se agora inflação que excede largamente o objetivo de 2% em ambas as economias. Como se pode ver no Gráfico 1, a inflação medida pelo índice harmonizado de preços no consumidor (IHPC) na área do euro começou a desviar-se do objetivo em julho de 2021 e foi de 8,5% em fevereiro de 2023. Nos EUA, a inflação medida pelo deflator do consumo privado ultrapassou significativamente os 2% desde março de 2021, e foi de 5,0% em fevereiro de 2023.

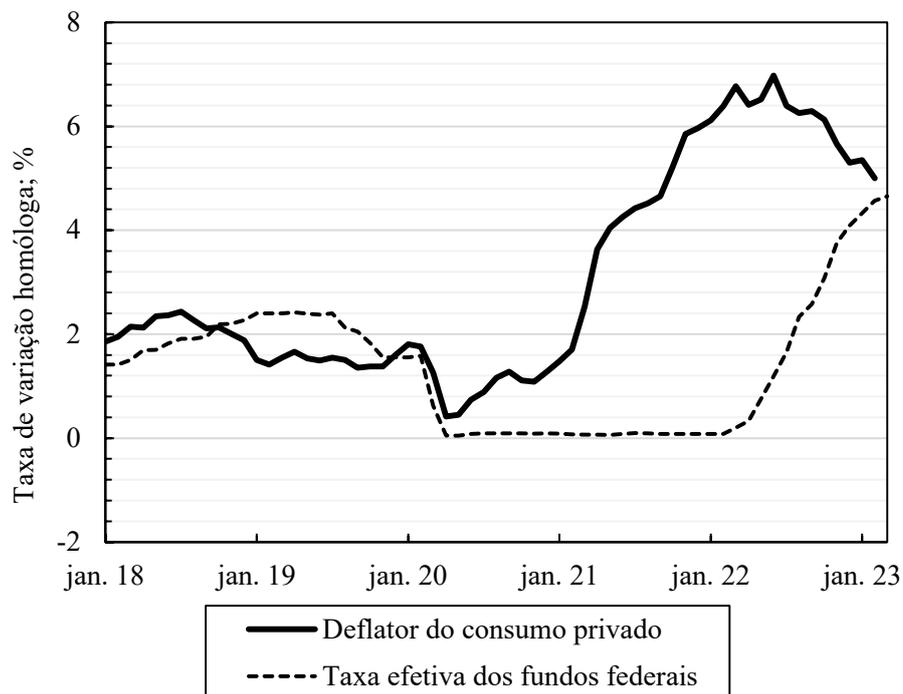
Qual foi a resposta da política monetária ao surto inflacionista? Conforme se pode ver no Gráfico 1, houve uma subida das taxas de política. No entanto, e tal como argumentamos nesta nota, a resposta da política de taxas de juro na área do euro foi passiva, gradual e lenta. Foi passiva, e não ativa, porque não seguiu uma regra de política de acordo com o princípio de Taylor que consiste em reagir mais do que um-para-um aos desvios da inflação em relação ao objetivo. Foi gradual, porque está muito próxima das prescrições de uma regra de taxa de juro com inércia. Foi lenta na

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. Quaisquer erros e omissões são da exclusiva responsabilidade dos autores.

E-mail: bfreitas@bportugal.pt; pteles@bportugal.pt



(A) Área do euro. Notas: Taxa de facilidade permanente de depósito observada no final do mês, até mar. 23. Índice harmonizado de preços no consumidor até fev. 23.



(B) Estados Unidos. Notas: Médias mensais de dados diários para a taxa efetiva dos fundos federais, até 31 de março de 2023. Deflator do consumo privado até fev. 23.

GRÁFICO 1: Inflação e taxas de política.

Fontes: Eurostat, Refinitiv e cálculos dos autores.

resposta, porque o ajustamento foi mais demorado do que o sugerido pela regra com inércia. De uma forma geral, em vez de combater o aumento da inflação, a política monetária manteve uma posição expansionista, tendo possivelmente contribuído para o processo inflacionista. A posição foi expansionista, e não contracionista, porque a taxa real resultante foi inferior a uma taxa natural/neutral estimada. A quantidade subjacente de moeda também é consistente com inflação elevada, até consideravelmente superior à observada.

Discutimos três justificações para a resposta moderada da política monetária. Não pretendemos fazer uma avaliação quantitativa da política monetária. Discutimos apenas três argumentos que suportam um desvio da inflação em relação ao objetivo nas condições atuais na área do euro, bem como nos EUA.

A primeira justificação para uma resposta moderada da política é o fraco suporte teórico ao argumento de que as taxas de juro devem responder de forma agressiva a desvios da inflação em relação ao objetivo. O suporte teórico baseia-se num argumento de determinação local. De facto, uma política de taxas de juro que siga o princípio de Taylor e responda mais do que um-para-um a desvios da inflação em relação ao objetivo é capaz de garantir determinação local. No entanto, apesar de existir um único equilíbrio na vizinhança de um dado estado estacionário, há também um número infinito de outros equilíbrios. Alguns destes convergem para o estado estacionário com taxas de juro nominais iguais a zero. A alternativa é uma política de taxas de juro passiva que responde menos do que um-para-um a desvios da inflação em relação ao objetivo, o que resulta em indeterminação local. A determinação local é recuperada com um pequeno desvio das expectativas racionais, tal como Angeletos e Lian (2021) mostram.

Mesmo sem suporte teórico, regras ativas parecem funcionar na prática. O processo de desinflação que ocorreu nas décadas de 70 e 80 tanto nos EUA como na Alemanha é frequentemente visto como prova do sucesso de uma política monetária que segue o princípio de Taylor no controlo da inflação. O caso do Japão é uma comparação útil. No Japão, a reação ao surto inflacionista foi praticamente inexistente, a inflação foi significativamente mais alta do que nos EUA e na Alemanha, mas foi de curta duração. Enquanto nos EUA e na Alemanha as taxas reais observadas durante o surto inflacionista na década de 80 foram positivas (atingindo cerca de 5% e 8%, respetivamente), estas foram consideravelmente negativas no Japão na década de 70 (atingindo aproximadamente -18%). O possível desvio das taxas de juro reais dos seus níveis naturais (seja acima ou abaixo) não ocorreu sem custos. Também exploramos o caso atual da Turquia, que é um caso mais extremo ainda de política não reativa, com riscos acrescidos que também discutimos.

A segunda justificação para inflação relativamente alta é que, num cenário onde alguns preços, possivelmente os salários, são rígidos à descida, é desejável permitir um

desvio inflacionista que pode ser considerável se os movimentos relativos de preços também forem pronunciados.^{1,2}

Outra justificação normativa para inflação elevada é a resposta ótima de política a um grande choque orçamental, como o que ocorreu durante e após a pandemia. O aumento da inflação permitiu uma depreciação substancial da dívida, dispensando aumentos de impostos. Teles e Tristani (2021) argumentam a favor de uma resposta ótima da inflação na área do euro ao forte choque orçamental que é de uma magnitude semelhante à inflação observada. A inflação surpresa também tem um efeito considerável nos salários dos funcionários públicos e nas pensões em termos reais. Tal pode ser desejável face às rigidezes em baixa quer nos salários no setor público quer nas pensões.

No que se segue, começamos por descrever a condução da política monetária em resposta ao surto inflacionista. Em seguida, discutimos possíveis justificações para a resposta moderada da política.

Política de taxas de juro e o surto inflacionista

Como deve ser a resposta da política monetária a desvios positivos da inflação em relação ao objetivo? A visão convencional é seguir o princípio de Taylor, que requer um aumento superior a um-para-um das taxas de juro a um aumento da inflação, a fim de garantir determinação local dos preços. Coloca-se, assim, a questão de saber quais as taxas de política que teriam sido consistentes com o princípio de Taylor na área do euro durante o recente surto inflacionista. De forma a abordar esta questão, consideramos a seguinte regra de política, onde a taxa de política reage positivamente a desvios da taxa natural (r_t) - a taxa de juro real em resposta a choques que prevaleceria numa economia sem rigidez nominal - dos seus níveis de longo prazo (r^*) e a desvios da inflação (π_t) do objetivo (π^*) com um determinado coeficiente ($\rho > 1$, de forma a existir consistência com o princípio de Taylor):

$$i_t - i^* = r_t - r^* + \rho(\pi_t - \pi^*) \quad (1)$$

Dado que $i^* = r^* + \pi^*$, a equação (1) transforma-se em:

$$i_t = r_t + \pi^* + \rho(\pi_t - \pi^*) \quad (2)$$

Para estimar a taxa natural em resposta a choques, consideramos as estimativas da Reserva Federal de Nova Iorque com base num modelo DSGE para os EUA. Calculamos a taxa correspondente para a área do euro usando a condição da paridade coberta das taxas de juro. Usamos um modelo simples de previsão das taxas de câmbio nominal e

1. O desvio inflacionista, que resulta num desvio da inflação em relação ao objetivo, ocorre num pressuposto de compromisso total. Não é o resultado de uma política discricionária.

2. A inflação também reduz o salário mínimo em termos reais. Os salários mínimos são uma das razões para a rigidez à descida dos salários em resposta a choques. A redução do valor real do salário mínimo através de uma surpresa em alta na inflação penaliza aqueles que recebem o salário mínimo, mas beneficia aqueles que podem ser formalmente empregues a um salário mínimo mais baixo.

real assumindo que estas seguem um passeio aleatório. As nossas estimativas sugerem que, no último trimestre de 2022, a taxa natural na área do euro foi aproximadamente 0,3%.³ Dado que $\pi_{2022T4} = 10\%$ e $\pi^* = 2\%$, decorre diretamente da equação (2) que a taxa de política na área do euro consistente com o princípio de Taylor no último trimestre de 2022 teria sido de pelo menos 10%, aproximadamente (como se pode ver na equação (3)). A taxa de política observada foi de 1,4%.

$$i_{2022T4} \approx 0,3\% + 2\% + 1,01(10\% - 2\%) = 10,4\% \quad (3)$$

Na prática, os bancos centrais parecem seguir regras com gradualismo.⁴ Evidenciamos isto considerando a seguinte regra de Taylor com gradualismo para os EUA, descartando quaisquer considerações sobre o hiato do desemprego ($u_t - u_t^*$) na área do euro, de modo a refletir o facto do Banco Central Europeu (BCE) não seguir um mandato dual:⁵

$$i_t = 0.85i_{t-1} + 0.15(r_t^* + \pi^* + 1.5(\pi_t - \pi^*) - 2(u_t - u_t^*)) \quad (4)$$

Como se pode ver no Gráfico 2, as prescrições da regra com inércia seguiram de perto as ações do Fed e do BCE. Durante o recente surto inflacionista, verificaram-se desvios negativos em ambas as economias, o que evidencia uma resposta lenta da política, mesmo tendo em consideração gradualismo.

De um modo geral, a posição da política monetária na área do euro foi expansionista, tendo possivelmente contribuído para o processo inflacionista. A fim de avaliar a posição da política monetária, é necessário calcular a taxa de juro real utilizando expectativas de inflação. Atkeson *et al.* (2001) mostram que uma previsão simples da inflação a um ano com base na inflação do ano anterior é pelo menos tão precisa quanto as previsões de inflação baseadas na curva de Philips. Assim, na avaliação da posição da política monetária no último trimestre de 2022, podemos considerar $\pi_t^e = 8.4\%$, que é a taxa de variação anual do IHPC em 2022 para a área do euro. Resulta que a posição da política monetária é muito expansionista:

$$r_{2022T4} = i_{2022T4} - \pi_{2022T4}^e = 1,4\% - 8,4\% = -7\% < 0,3\% \quad (5)$$

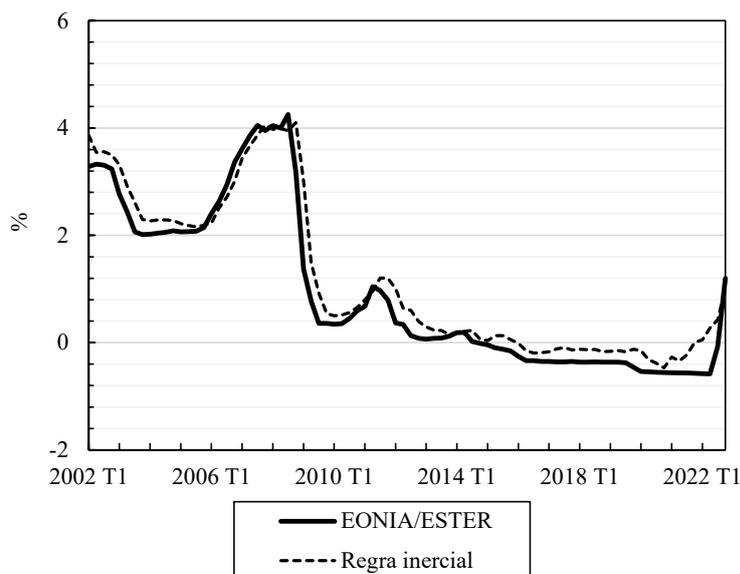
A natureza especial dos choques, com o fim da pandemia e a eclosão da guerra na Ucrânia em fevereiro de 2022, pode justificar o uso de outras previsões da inflação. Usando as projeções do BCE de dezembro de 2022 para a taxa de inflação na área do euro em 2024, $\pi_t^e = 3,4\%$, obtém-se uma posição menos expansionista:

$$r_{2022T4} = i_{2022T4} - \pi_{2022T4}^e = 1,4\% - 3,4\% = -2\% < 0,3\% \quad (6)$$

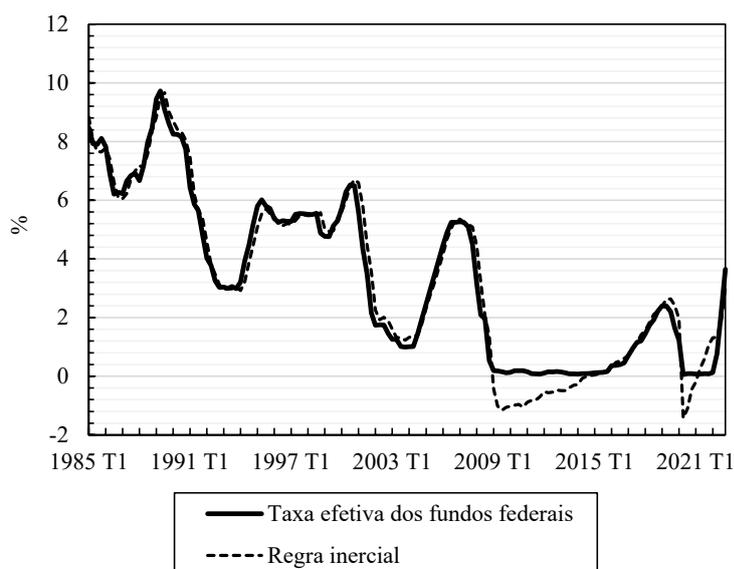
3. Ver Apêndice A para uma explicação detalhada deste processo de estimação.

4. Bernanke (2004) defende uma abordagem gradualista da política monetária, destacando a incerteza dos decisores de política, uma maior influência sobre a taxa de juro de longo prazo e um menor risco para a estabilidade financeira.

5. Ver Apêndice B para uma análise detalhada com outras regras práticas de política ilustrativas.



(A) Área do euro. Notas: Consideramos a taxa EONIA até 2019 T4 e a taxa ESTER subsequentemente (médias trimestrais de dados diários). Consideramos a inflação medida pelo IHPC excluindo bens alimentares e energéticos, e 2% como o objetivo de inflação. Dados até 2022 T4.



(B) Estados Unidos. Notas: Médias trimestrais de dados diários para a taxa efetiva dos fundos federais. Consideramos a inflação medida pelo deflator do consumo privado, excluindo bens alimentares e bens energéticos, e 2% como o objetivo de inflação. Consideramos as estimativas do Gabinete de Orçamento do Congresso da taxa não-cíclica de desemprego como uma medida de u^* . Dados até 2022 T4.

GRÁFICO 2: Prescrições da regra inercial.

Fontes: BCE, Eurostat, Gabinete de Orçamento do Congresso, Reserva Federal de Nova Iorque, Federal Reserve Economic Data (FRED), Refinitiv e cálculos dos autores. Notas: A taxa de juro natural é estimada através do modelo de Holston, Laubach e Williams (HLW). A Reserva Federal de Nova Iorque suspendeu a publicação destas estimativas após o segundo trimestre de 2020. Após este período, seguimos o procedimento da Reserva Federal de Atlanta e assumimos que as estimativas permanecem nos seus últimos valores publicados.

Em alternativa, podemos considerar a taxa de inflação esperada na área do euro para 2024 no *Survey of Professional Forecasters* do último trimestre de 2022, $\pi_t^e = 2,4\%$, o que produz resultados semelhantes:

$$r_{2022T4} = i_{2022T4} - \pi_{2022T4}^e = 1,4\% - 2,4\% = -1\% < 0,3\% \quad (7)$$

Agregados monetários e inflação

Em que medida pode o aumento da inflação ser explicado por uma expansão dos agregados monetários? Quais as implicações para a política monetária? Desde a crise financeira de 2008, e durante a crise da dívida soberana na Europa, a oferta de moeda expandiu-se consideravelmente sem que isso se traduzisse em inflação visivelmente mais elevada. O Gráfico 3 ilustra o rácio entre o agregado monetário M2 e o PIB dos EUA e da área do euro desde o primeiro trimestre de 2002. A expansão da oferta de moeda não se traduziu em inflação porque as taxas de rendibilidade de ativos nominais com taxa fixa, tal como as obrigações soberanas, foram inferiores à remuneração da moeda. Tal como se pode ver no Gráfico 4, as taxas de juro de curto prazo sem risco permaneceram próximas de 0% desde 2011 na área do euro e durante um grande período de tempo desde 2008 nos EUA.

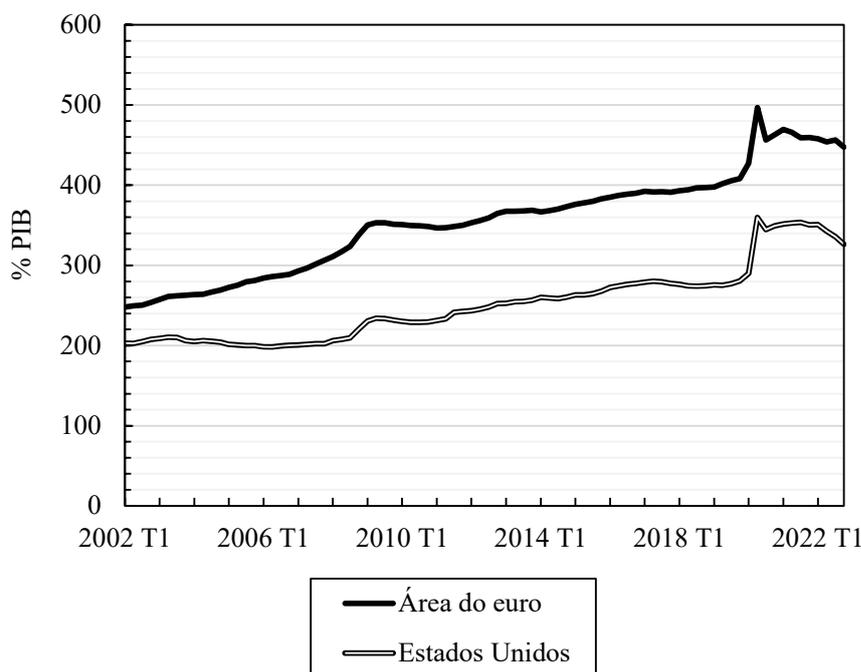


GRÁFICO 3: Agregado monetário M2.

Fontes: BCE, Eurostat, Federal Reserve Economic Data (FRED) e cálculos dos autores. Notas: Médias trimestrais de dados mensais. Dados até 2022 T4. O agregado monetário M2 foi escolhido devido a uma quebra estrutural no agregado M1 nos EUA após apr. 20 e uma descontinuação do *Money Zero Maturity* (MZM) para os EUA em fev. 21.

Quando as taxas de juros estão próximas de zero, não há razão para que a equação quantitativa da moeda, $MV = PY$, se verifique em igualdade. Nessa condição, M é um

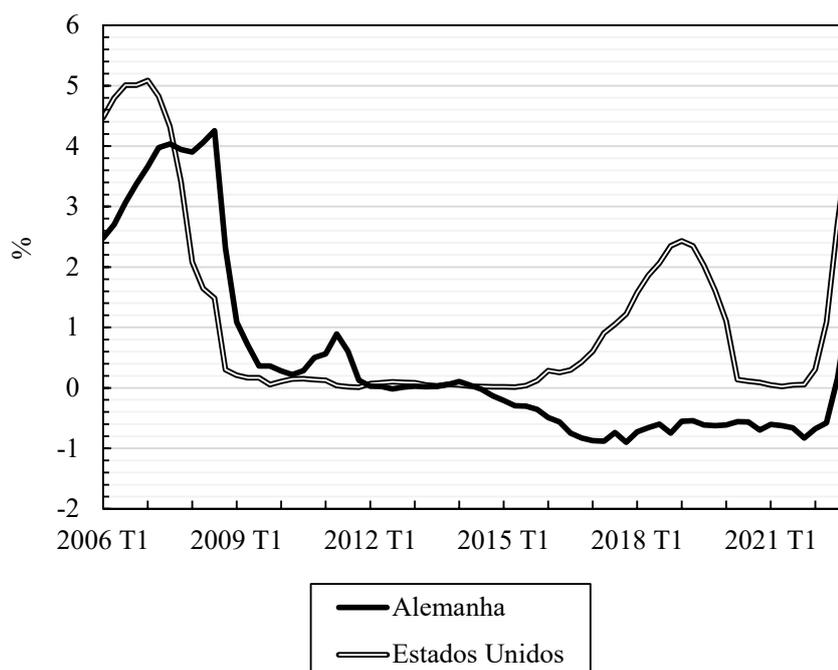


GRÁFICO 4: Taxa de rendibilidade das obrigações soberanas a 3 meses.

Fontes: Refinitiv e cálculos dos autores. Notas: Médias trimestrais de dados diários. Dados até 2022 T4. Consideramos a Alemanha como um *benchmark* sem risco para a área do euro.

agregado monetário, V é uma medida de velocidade para esse agregado monetário, P é o nível de preços e Y é uma medida de transações em termos reais, possivelmente o PIB. Quando a moeda não é dominada em taxa de retorno, isto é, as taxas de juro dos ativos alternativos são menores ou iguais à taxa de juro zero da moeda, então os agentes estão dispostos a deter mais moeda do que aquela que pretendem usar para transações, pelo que a condição quantitativa da moeda verifica-se com desigualdade, $MV \geq PY$. Neste caso, um aumento do agregado monetário não se traduz necessariamente num aumento dos preços ou da produção.

Uma vez que as taxas de juro subam para níveis muito acima de zero, a procura de moeda deixa de ser indeterminada. A fim de perceber como a taxa de crescimento dos agregados monetários se pode traduzir em inflação quando as taxas de juro são superiores a zero, podemos recorrer a Lucas (2000), onde é derivada a seguinte relação teórica de equilíbrio entre a procura real de moeda $\left(\frac{M_t}{P_t}\right)$, uma taxa de juro nominal (i_t) como medida do custo de oportunidade de deter moeda, e a produção real (Y_t),

$$\frac{M_t}{P_t} = \alpha Y_t i_t^{-\gamma} \quad (8)$$

Usando dados de 1900 a 1994 e o agregado monetário M1 como medida da moeda, Lucas (2000) reporta uma elasticidade da procura real de moeda a alterações nas taxas de juros nos EUA, γ , de 0,5. Usando o agregado *Money Zero Maturity (MZM)* como um agregado monetário alternativo face às reformas regulatórias e à inovação no sistema de pagamentos eletrónicos nos EUA desde o início da década de 80, Teles e Zhou (2005)

propõem uma elasticidade de 0,2 para o período 1980-2003. Para simplificar, evitamos a necessidade de estimar γ calculando a taxa de crescimento implícita dos preços entre dois períodos em que a taxa de juro tenha sido aproximadamente idêntica. Formalmente, da equação (8):

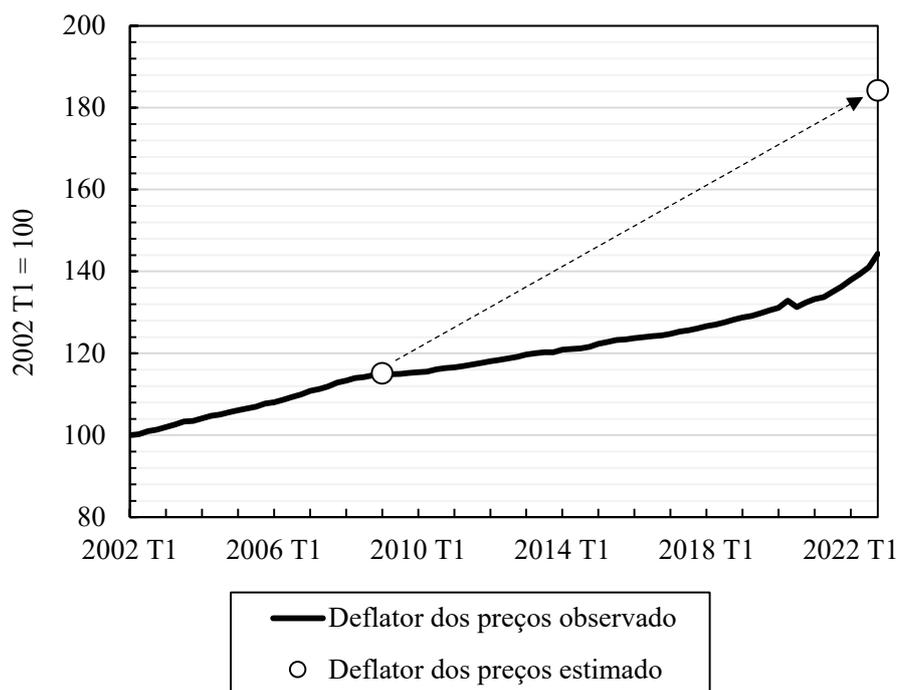
$$\frac{\hat{M}}{\hat{P}} = \hat{Y} \hat{i}^{-\gamma} \Leftrightarrow \frac{\hat{M}}{\hat{P}} = \hat{Y} \cdot 1 \Leftrightarrow \hat{P} = \frac{\hat{M}}{\hat{Y}} \quad (9)$$

Os períodos escolhidos para a área do euro foram o primeiro trimestre de 2009 e o quarto trimestre de 2022, onde a taxa de rendibilidade das obrigações soberanas alemãs a 3 meses foi de 1,1% e 1,3%, respetivamente.⁶ Para os EUA, consideramos o terceiro trimestre de 2007 e o quarto trimestre de 2022, onde a taxa de rendibilidade das obrigações soberanas a 3 meses foi de 4,3% e 4,1%, respetivamente. Consideramos o agregado monetário M2 para ambas as economias. A taxa de crescimento do deflator de preços que seria consistente com a equação (9) é de 60% para a área do euro e 125% para os EUA, como se pode ver no Gráfico 5. A elevada oferta de moeda é certamente consistente com um nível de preços elevado em ambas as economias, até mesmo substancialmente superior ao observado. Embora parte da procura excessiva de moeda possa ser explicada pela reduzida robustez dos dados utilizados,⁷ é demasiado elevada para ser apenas isso. O excesso de procura de moeda é um embaraço para a teoria simples de procura de moeda implícita nestes cálculos.

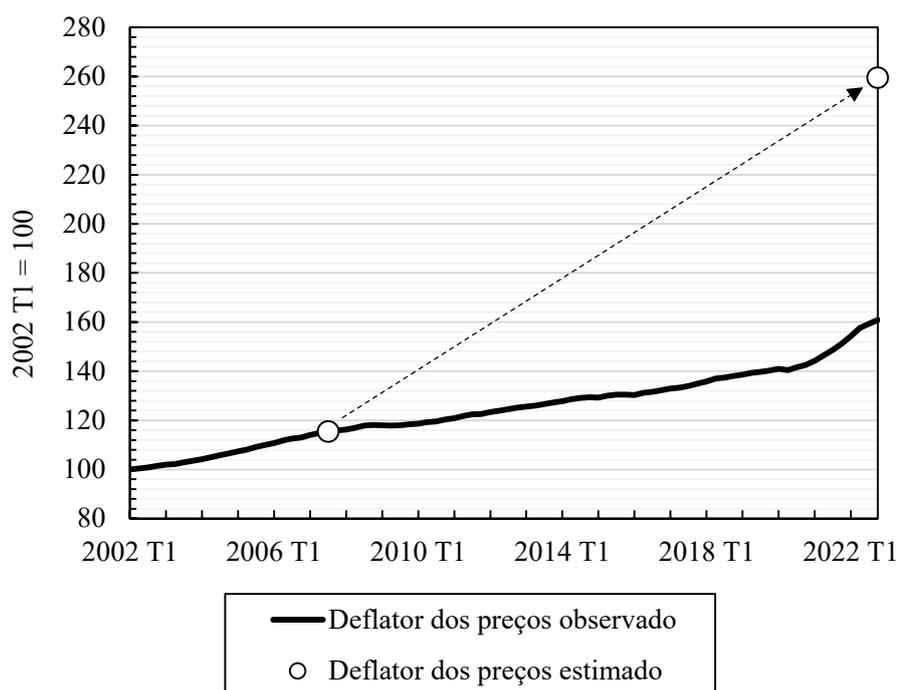
O estudo sobre a quantidade subjacente de moeda como explicação da inflação elevada tem interesse teórico, mas não prático. Num quadro de um balanço alargado com reservas remuneradas, os bancos centrais são incapazes de controlar a quantidade de moeda. Podem controlar o passivo total, mas não a sua distribuição entre os diferentes agregados monetários e reservas remuneradas.

6. Utilizamos a taxa de rendibilidade das obrigações soberanas alemãs de forma a eliminar o prémio de risco de incumprimento.

7. Neste exercício, utilizamos uma medida de moeda que agrega vários tipos de ativos com diferentes características de liquidez e diferentes retornos. Consideramos também uma medida aproximada para o custo de oportunidade de deter moeda.



(A) Área do euro.



(B) Estados Unidos.

GRÁFICO 5: Níveis de preços consistentes com a equação da procura de moeda derivada em Lucas (2000).

Fontes: BCE, Eurostat, Federal Reserve Economic Data (FRED), Refinitiv e cálculos dos autores. Notas: Consideramos o deflator do PIB como o deflator de preços.

Inflação e o princípio de Taylor

O suporte teórico para a condução de política monetária de acordo com o princípio de Taylor é de forma a assegurar a determinação local dos preços. No entanto, tal como Benhabib *et al.* (2001) mostram, essas regras de política ativas levam a indeterminação global. Ilustramos esta fonte de multiplicidade através de um modelo de preços flexíveis simples. Neste modelo, a taxa de juro real, r_t , não depende da taxa nominal, i_t , ou da inflação, π_t . É necessário que as seguintes aproximações das equações dinâmicas sejam respeitadas: a equação de Fisher (equação (10)) e uma regra de política (equação (11)),

$$i_t = r_t + \pi_{t+1} \quad (10)$$

$$i_t - i^* = r_t - r^* + \rho(\pi_t - \pi^*) \quad (11)$$

onde

$$i^* = r^* + \pi^* \quad (12)$$

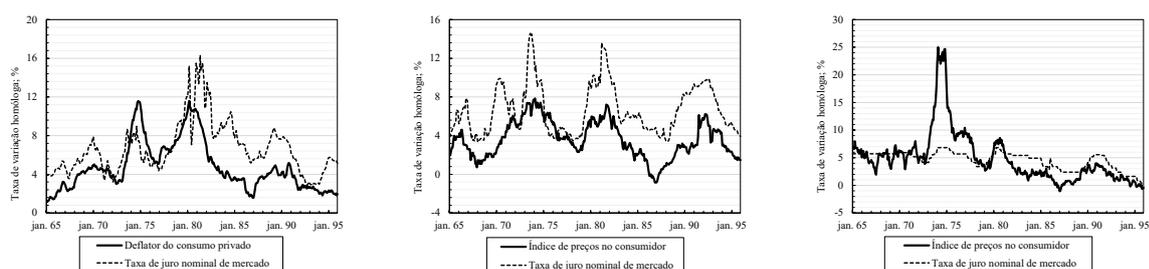
com o sobrescrito * a indicar os valores de longo prazo.

Estas equações em conjunto implicam que:

$$\pi_{t+1} - \pi^* = \rho(\pi_t - \pi^*) \quad (13)$$

Uma solução para esta equação dinâmica é $\pi_t = \pi^*$. No entanto, se a política monetária seguir o princípio de Taylor ($\rho > 1$), há também um conjunto contínuo de soluções explosivas e um conjunto contínuo de soluções que convergem para o estado estacionário com taxas de juro nominais iguais a zero. Se, em vez disso, a política monetária não seguir o princípio de Taylor ($\rho < 1$), então há um conjunto contínuo de soluções a convergir para o objetivo. Neste modelo com expectativas racionais, a convergência para o objetivo é obtida à custa de indeterminação local. No entanto, como Angeletos e Lian (2021) mostram, a introdução de uma pequena fricção na memória dos agentes económicos num modelo neo-Keynesiano pode remover a indeterminação local de preços, produzindo um equilíbrio único independentemente da política monetária.

Mesmo sem suporte teórico para regras ativas que seguem o princípio de Taylor, parece haver suporte empírico. Regras ativas parecem funcionar na prática. O processo de desinflação que ocorreu nas décadas de 70 e 80 tanto nos EUA como na Alemanha é frequentemente visto como prova do sucesso de uma política monetária que segue o princípio de Taylor no controlo da inflação. Por exemplo, Clarida *et al.* (2000) mostram como a política monetária dos EUA mudou de passiva no período pré-1979 para ativa após 1979, o que coincidiu com o início do processo de desinflação, como se pode ver no Gráfico 6. Na Alemanha, o aumento da inflação também foi combatido com uma resposta forte das taxas de juro, e a inflação diminuiu. O caso do Japão na década de 70 é um exemplo de contraste interessante. A resposta da política monetária à inflação no Japão foi praticamente inexistente. A inflação foi consideravelmente mais elevada no Japão, mas foi de curta duração e regressou rapidamente ao objetivo.



(A) Estados Unidos. Notas: Consideramos a taxa de rentabilidade das obrigações soberanas a 3 meses como taxa de mercado.

(B) Alemanha. Notas: Consideramos a taxa interbancária a 3 meses como taxa de mercado.

(C) Japão. Notas: Consideramos a taxa de juro dos bilhetes do Tesouro a 13 semanas como taxa de mercado.

GRÁFICO 6: Taxas de mercado e inflação nas décadas de 70 e 80.

Fontes: Federal Reserve Economic Data (FRED), Refinitiv e cálculos dos autores.

O caso atual da Turquia é um caso ainda mais extremo de uma política não reativa com inflação muito alta, que recentemente começou a regredir. Como se pode ver no Gráfico 7, o Banco Central da República da Turquia (CBRT) manteve a taxa de política baixa chegando a reduzi-la, apesar de uma inflação muito elevada e de uma enorme depreciação da lira turca. Num artigo recente, Gürkaynak *et al.* (2022) argumentam que o atual surto inflacionista na Turquia é um exemplo típico das implicações do uso de uma regra de política de taxas de juro passiva, que não segue o princípio de Taylor. Mas o caso da Turquia apresenta maior complexidade do que aparenta.

Como se pode ver no Gráfico 8, a taxa de empréstimos comerciais na Turquia começou a divergir significativamente da taxa de política no início de 2022, o que sugere que a taxa de política deixou de refletir as condições de equilíbrio do mercado. Neste contexto, o CBRT impôs requisitos rigorosos sobre os empréstimos bancários. Seguiu-se uma convergência das duas taxas. O caso da Turquia está bem explicado em Bassetto e Phelan (2015), onde os autores mostram que pode haver equilíbrios com inflação alta e taxas nominais baixas com restrições nas quantidades de crédito, que os autores interpretam como repressão financeira. Quando as taxas reais são tão baixas (tanto quanto -70%), a procura por empréstimos do banco central é ilimitada, pelo que restrições de quantidade têm de ser impostas. Em vez de um caso de estudo de uma regra de taxas de juro passiva, o caso da Turquia parece ser um caso de estudo desse tipo de equilíbrios.

Tanto o caso do Japão na década de 70 como o caso atual da Turquia são casos para ter em conta na avaliação dos riscos de políticas não reativas.

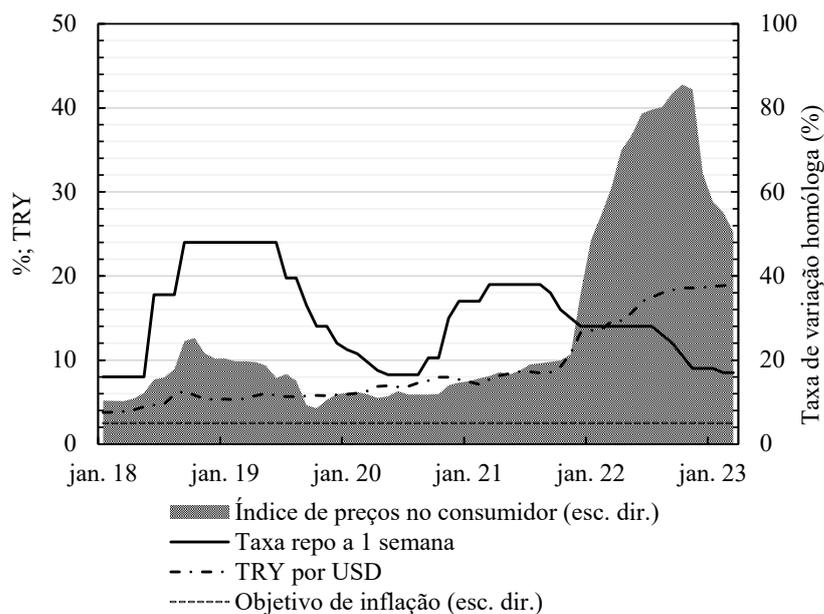


GRÁFICO 7: Evolução da inflação na Turquia.

Fontes: CBRT, Refinitiv e cálculos dos autores. Notas: Taxa *repo* a 1 semana observada no final do mês. O objetivo de inflação é uma variação homóloga de 5% no índice de preços no consumidor no final do ano. Dados até mar. 23.

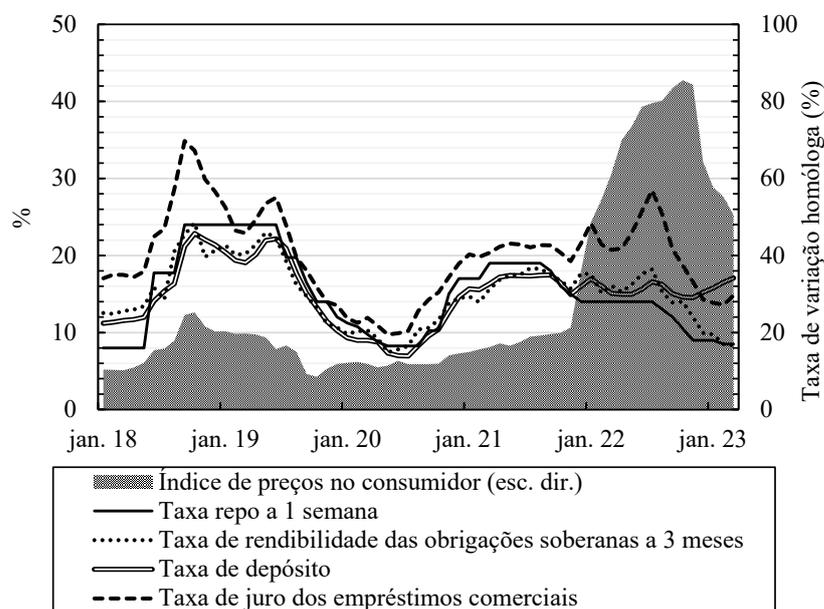


GRÁFICO 8: Taxas de juro na Turquia.

Fontes: CBRT, Refinitiv e cálculos dos autores. Notas: Taxa *repo* a 1 semana observada no final do mês. A taxa de depósito resulta de uma média ponderada com base em novos depósitos denominados em liras com a duração máxima de um mês. A taxa dos empréstimos comerciais resulta de uma média ponderada com base em novos empréstimos comerciais denominados em liras. A 22 de agosto, o CBRT introduziu requisitos de colateral correspondentes a 20% do valor dos empréstimos comerciais concedidos a uma taxa de juro 1,4x superior à taxa de referência, sendo que este requisito sobe para 90% no caso de empréstimos comerciais concedidos a uma taxa de juro superior a 1,8x a taxa de referência. Dados até mar. 23.

Inflação e choques estruturais

Algumas medidas de saúde pública implementadas durante a pandemia e o despoletar da guerra na Ucrânia causaram perturbações significativas na oferta e na procura que se traduziram em grandes movimentos de preços relativos. O Gráfico 9 mostra a extensão destes movimentos de preços na área do euro, comparando a inflação total medida pelo IHPC com uma medida de inflação subjacente - a inflação *core* - que exclui os preços dos bens energéticos e dos bens alimentares. Os movimentos relativos dos preços também foram significativos dentro da inflação *core*, conforme se pode ver no Gráfico 10. Como é que a política monetária deve lidar com uma inflação tão desigualmente distribuída entre setores? Deverá visar a estabilização da inflação total, induzindo deflação nos setores em que os preços relativos estão a descer? Deverá permitir uma inflação total relativamente elevada através da estabilização dos preços nos setores com preços relativos decrescentes?

Uma boa referência para abordar estas questões é considerar a premissa de que o objetivo da política monetária é implementar as afetações que ocorreriam na ausência de rigidez nominal. Tendo em consideração esta premissa, argumentos simples de um modelo com salários rígidos à descida sugerem que estabilizar a inflação total não é o objetivo certo para a política monetária. Além disso, pode também ser desejável ter alguma inflação nos setores com preços relativos decrescentes. As afetações num cenário de preços e salários flexíveis podem não ser exatamente o ótimo social, mas estarão próximas disso.

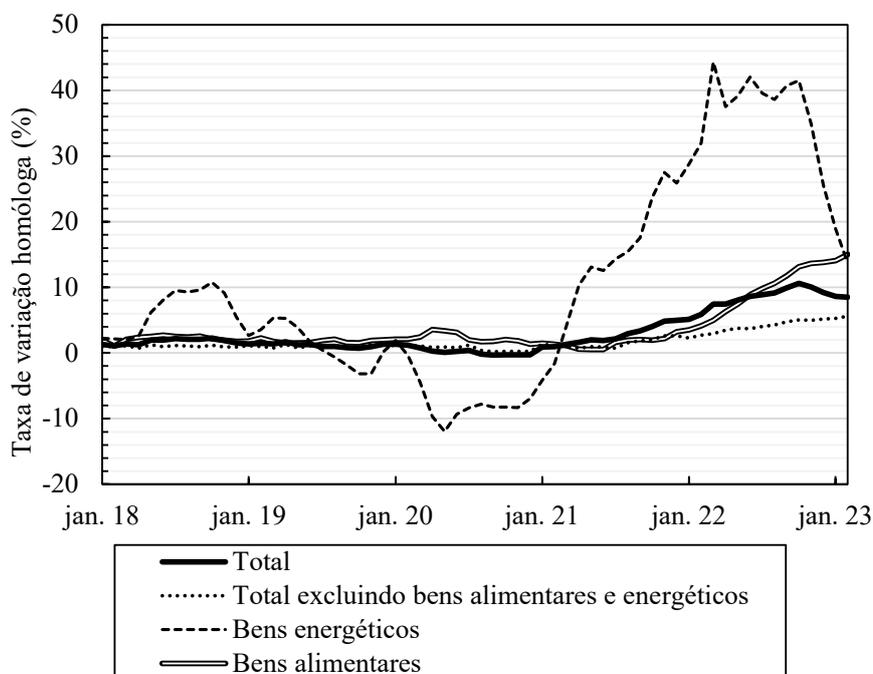
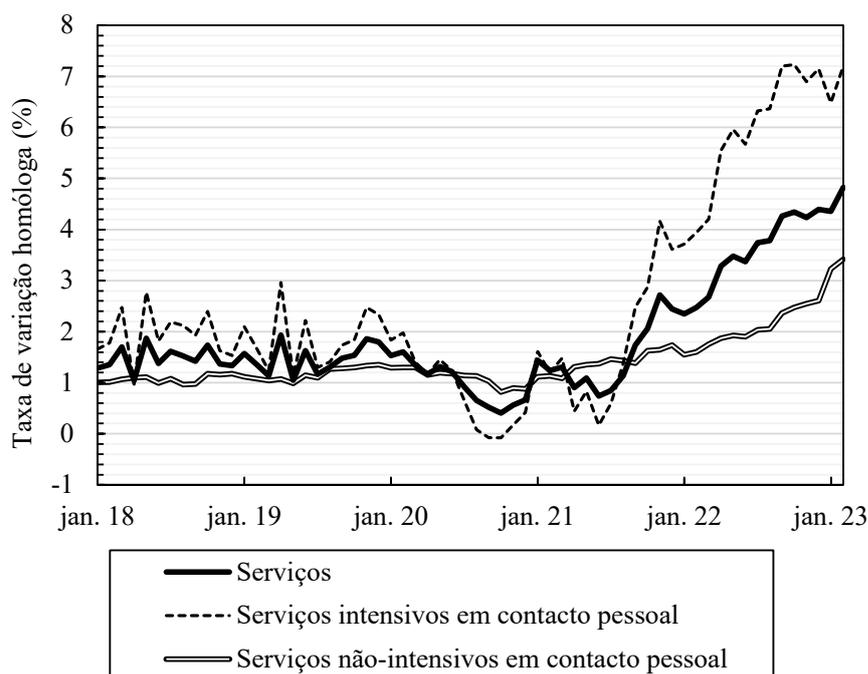
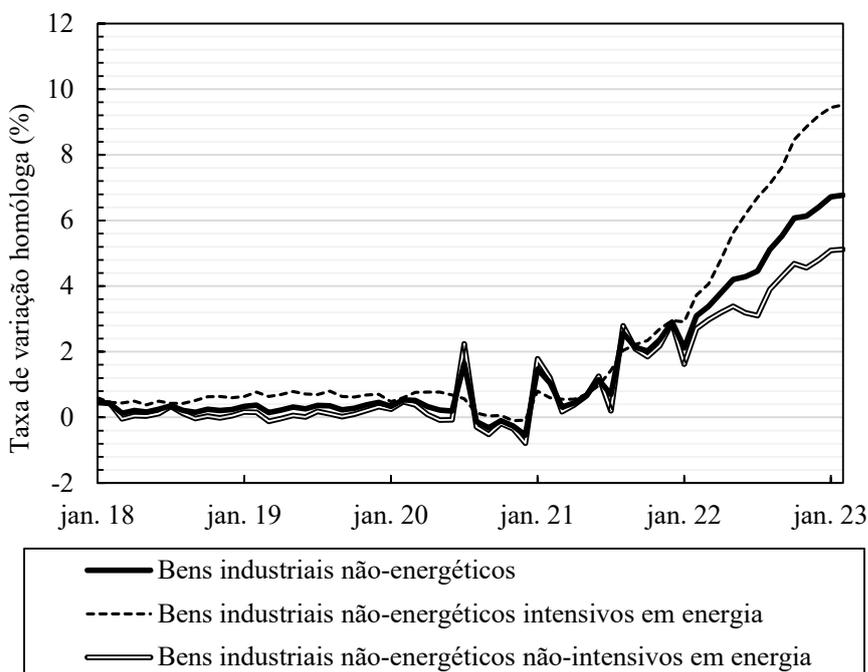


GRÁFICO 9: Inflação medida pelo IHPC na área do euro.

Fonte: Eurostat. Notas: Dados até fev. 23



(A) Inflação dos serviços na área do euro. Notas: Serviços intensivos em contacto pessoal identificados pelo BCE. Estes itens tiveram um peso de 39% no cabaz de serviços do IHPC em 2022. Dados até fev. 23.



(B) Inflação dos bens industriais não-energéticos na área do euro. Notas: Bens intensivos em energia identificados pelo BCE. Estes itens têm uma quota de energia nos custos totais (diretos e indiretos) acima da quota média e tiveram um peso de 37% no cabaz de bens industriais não-energéticos do IHPC em 2022. Dados até fev. 23.

GRÁFICO 10: Inflação *core* da área do euro.

Fontes: BCE, Eurostat e cálculos dos autores.

De forma a melhor compreender estes argumentos, consideremos um mundo com dois setores, A e B. Suponhamos que, com preços e salários flexíveis, os salários reais no setor A medidos em unidades do bem A diminuíam (possivelmente devido a perturbações nas cadeias de produção) e o preço relativo do bem B aumentava (possivelmente devido a um aumento relativo de procura). Isto é,

$$\frac{W_A}{P_A} \downarrow, \quad \frac{P_B}{P_A} \uparrow$$

Para implementar esta afetação num mundo alternativo com salários rígidos à descida, é necessário ter inflação no setor A e inflação maior ainda no setor B. Ilustrativamente,

$$\frac{\overline{W}_A}{P_A \uparrow} \downarrow, \quad \frac{P_B \uparrow \uparrow}{P_A \uparrow} \uparrow$$

Com esta implementação, não é necessário que o salário nominal desça, mas o salário real em unidades do bem A diminui e o salário real em unidades do bem B diminui ainda mais. Neste mundo, há um desvio inflacionista ótimo. Tanto a necessidade de um ajustamento dos salários reais como os movimentos relativos dos preços dão origem a um desvio inflacionista que pode ser substancial quando os ajustamentos também são consideráveis.

O argumento não é muito diferente daquele que é normalmente utilizado na justificação dos bancos centrais prestarem atenção à inflação *core*. A razão para excluir os preços dos bens alimentares e dos bens energéticos na inflação *core* é que esses preços são muito voláteis. A política monetária visa estabilizar os preços dos bens nos setores onde há rigidez nominal, precisamente porque é nesses setores que a volatilidade dos preços tem custos.⁸ A diferença nos argumentos é que a atenção dada à inflação *core* não gera necessariamente um desvio inflacionista, uma vez que a inflação total com a política ótima se desviaria negativamente do objetivo quando os preços dos bens alimentares e dos bens energéticos ficam relativamente mais baratos e ficaria acima do objetivo quando esses bens ficam relativamente mais caros. Pelo contrário, se a principal fonte de ineficiência forem salários rígidos à descida, como ilustrado acima, uma política monetária ótima incluirá um desvio inflacionista que pode ser muito grande perante grandes choques assimétricos.

A questão da otimalidade da política monetária num modelo com dois setores com salários rígidos à descida é também explorada num artigo recente de Guerrieri *et al.* (2021). Na estrutura proposta neste artigo, a política monetária pode corrigir ineficiências na reafetação do fator trabalho após um choque de preferências dos agentes económicos a nível setorial ao permitir que a inflação ultrapasse temporariamente o objetivo, suportando um crescimento salarial mais forte no setor com restrições de mão de obra e assim incentivando os trabalhadores a deslocarem-se. O facto dos salários reais na área do euro nos serviços mais intensivos em contacto pessoal, como

8. Ver Aoki (2001) para uma análise da política monetária ótima num modelo de equilíbrio geral dinâmico com dois setores, onde um sector apresenta preços flexíveis e o outro setor apresenta preços rígidos.

o agregado do comércio por grosso e a retalho, reparação de veículos automóveis e motociclos, transportes e armazenagem e atividades de alojamento e restauração não terem diminuído tanto quanto noutros setores, como se pode ver no Gráfico 11, é evidência da utilidade desta estrutura na reflexão sobre o recente processo inflacionista.

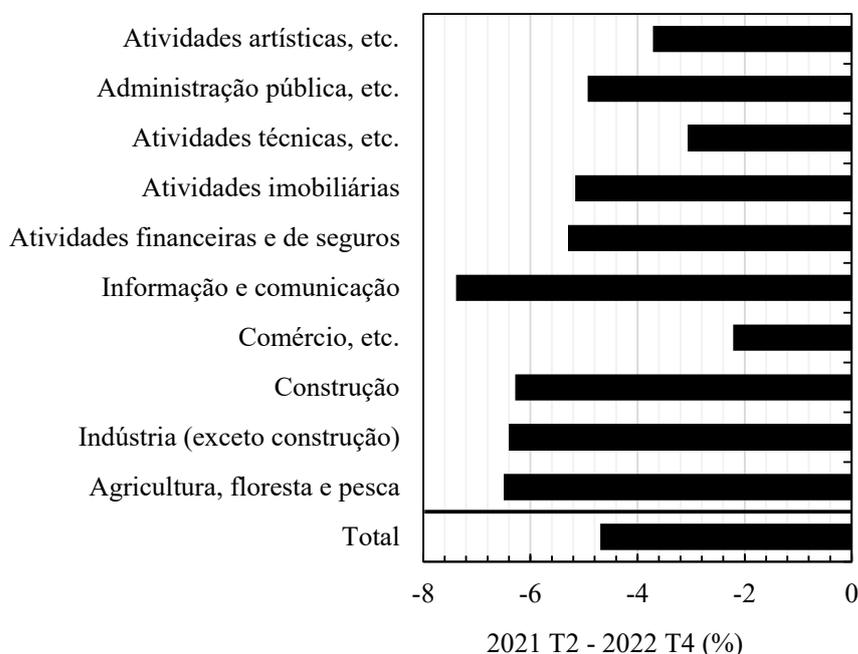


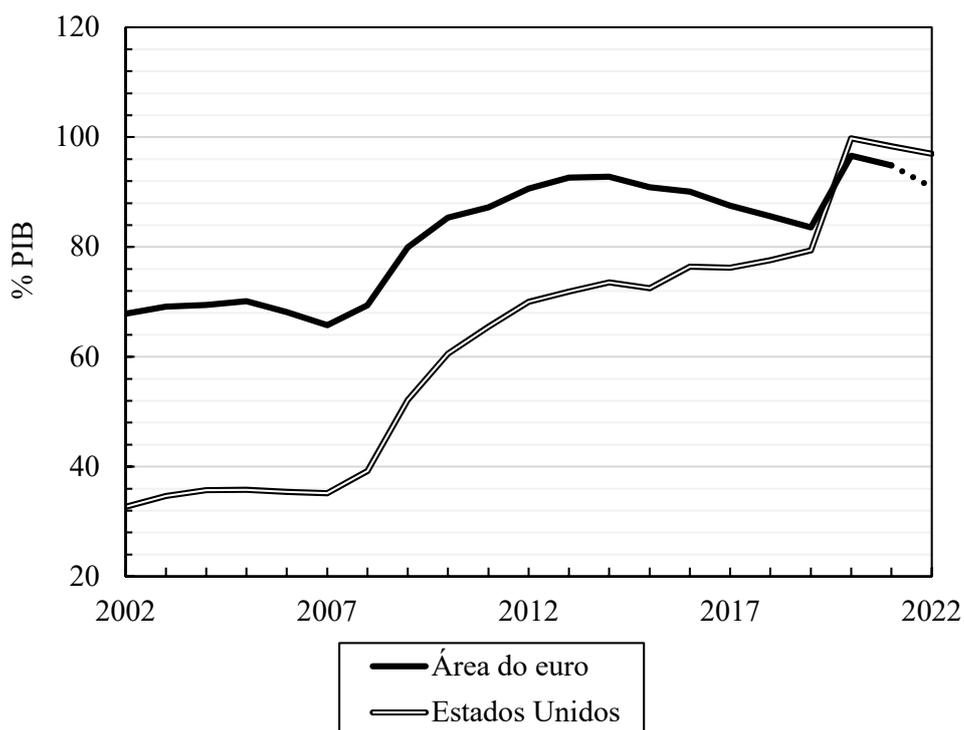
GRÁFICO 11: Remuneração real por trabalhador na área do euro.

Fontes: BCE e cálculos dos autores. Notas: Remuneração nominal por trabalhador deflacionada pelo IHPC total. Dados ajustados de sazonalidade. Atividades artísticas, etc. - Atividades artísticas, de espetáculos e recreativas e outras atividades de serviços; Administração pública, etc. - Administração pública e defesa; segurança social obrigatória; educação; saúde humana e ação social; Atividades técnicas, etc. - Atividades de consultoria, científicas, técnicas e similares; atividades administrativas e dos serviços de apoio; Comércio, etc. - Comércio por grosso e a retalho; reparação de veículos automóveis e motociclos; transportes e armazenagem; atividades de alojamento e restauração.

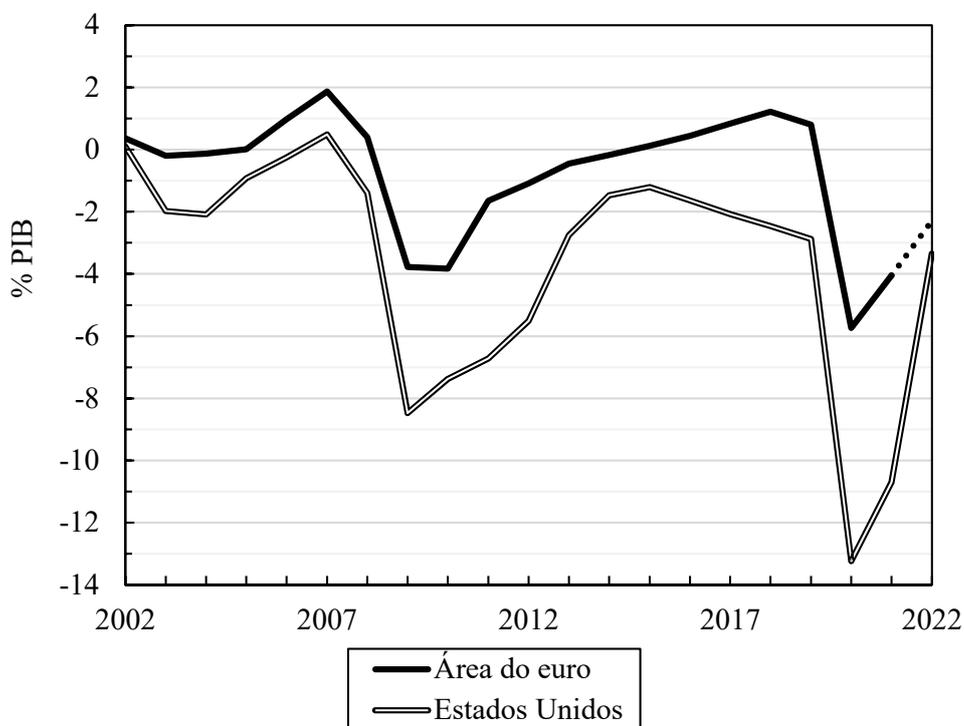
Inflação e a depreciação da dívida pública

A resposta de política à crise pandémica incluiu uma expansão significativa da despesa pública, incluindo transferências. Tanto na área do euro como nos EUA, tal traduziu-se num grande aumento do nível da dívida soberana, especialmente quando medida em percentagem de um PIB reduzido. Como se pode ver no Gráfico 12, o nível de dívida soberana em percentagem do PIB aumentou quase vinte pontos percentuais em ambas as economias no início da pandemia. Desde então, e apesar dos elevados défices orçamentais (como se pode ver no Gráfico 12), a dívida soberana em percentagem do PIB diminuiu em ambas as economias. Uma grande parte desta redução é explicada pela apreciação nominal do PIB devido à inflação.

O contributo da inflação para o financiamento da dívida pública não está limitado à depreciação da dívida real. Os salários dos funcionários públicos constituem uma grande parte da despesa pública, tal como as pensões. A depreciação do valor real desses



(A) Dívida pública. Notas: Para os EUA, consideramos a dívida pública federal detida pelo público. Para a área do euro, consideramos a dívida bruta consolidada. Projeções para 2022 para a área do euro.



(B) Saldo primário. Notas: Projeções para 2022 para a área do euro.

GRÁFICO 12: Finanças públicas.

Sources: Gabinete de Orçamento do Congresso e FMI.

compromissos do estado através de inflação surpresa também leva a um grande corte na despesa pública em termos reais. O Gráfico 13 mostra a evolução dos salários reais na administração pública na área do euro, bem como em Portugal, que é um exemplo onde esses salários são rígidos à descida. Na área do euro, a queda dos salários reais durante a pandemia é a maior desde a sua criação; em Portugal, é o maior corte numa década.

O uso da inflação na depreciação da dívida soberana após um grande choque orçamental não é, certamente, uma novidade. Hall e Sargent (2022) mostram que o governo federal dos EUA financiou as suas despesas durante a Primeira Guerra Mundial e a Segunda Guerra Mundial principalmente através da emissão de dívida e emissão de moeda, ao invés da utilização de impostos explícitos. Tanto durante como após as guerras, os níveis de preços aumentaram significativamente, erodindo assim o valor real da dívida soberana, enquanto os credores sofreram grandes perdas reais. No caso da Itália, um participante europeu chave em ambas as guerras mundiais, os factos estilizados são semelhantes, como se pode ver no Gráfico 14.

Será desejável permitir um aumento da inflação, de forma a que a dívida nominal elevada seja erodida, em vez de impor impostos mais elevados? Com preços à Calvo, como é convencional na literatura, a resposta é não. Independentemente da maturidade da dívida pública, que pode suavizar a inflação ao longo do tempo, o atrito das rigidezes de preços à Calvo gera demasiada dispersão de preços. No entanto, como Teles e Tristani (2021) mostram, com os pressupostos alternativos de fixação de preços de Mankiw e Reis

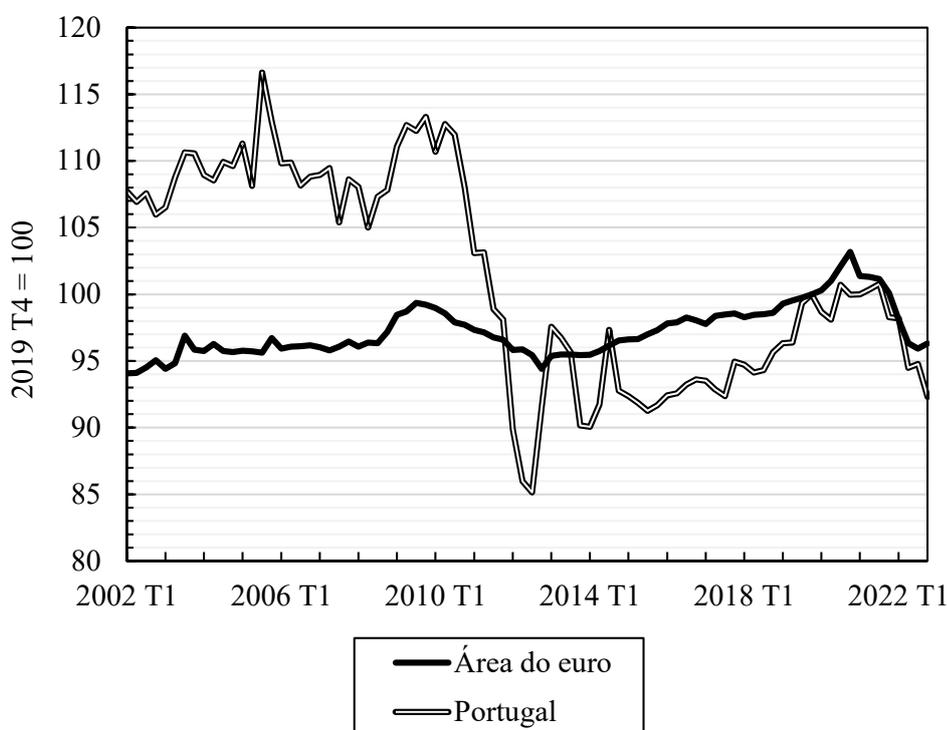
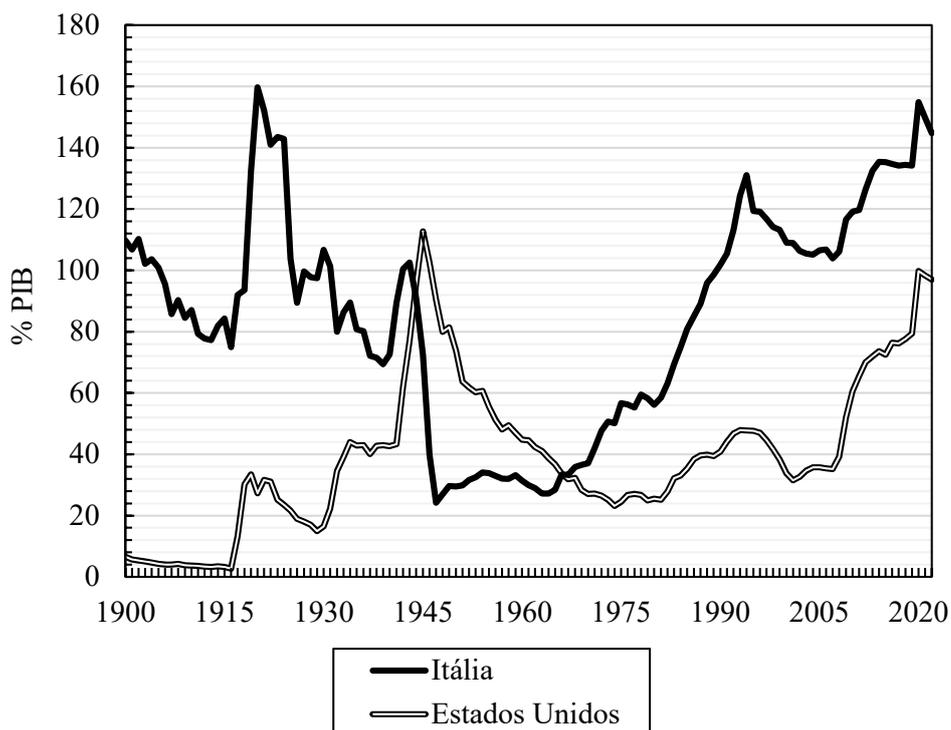
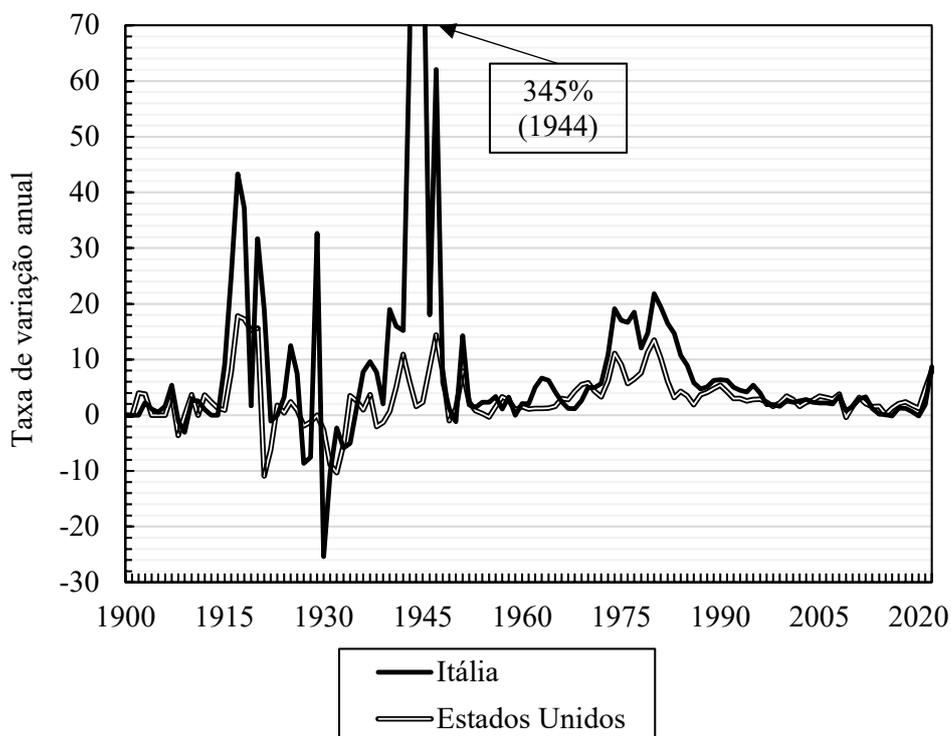


GRÁFICO 13: Remuneração real por trabalhador no setor público.

Fontes: BCE e cálculos dos autores. Notas: Remuneração nominal por trabalhador na administração pública e defesa, segurança social obrigatória, educação, saúde humana e ação social, deflacionada pelo IHPIC total. Dados até 2022 T4.



(A) Dívida pública. Notas: Para os Estados Unidos, consideramos a dívida pública federal detida pelo público. Para a Itália, consideramos a dívida bruta consolidada.



(B) Inflação.

GRÁFICO 14: Evolução histórica da dívida pública e da inflação.

Fontes: Eurostat, FMI, Gabinete de Orçamento do Congresso, Reinhart e Rogoff (2011), Reserva Federal de Minneapolis e cálculos dos autores. Notas: Não consideramos outros participantes europeus chave, como a Alemanha e a França, devido a restrições de dados. Dados até 2022.

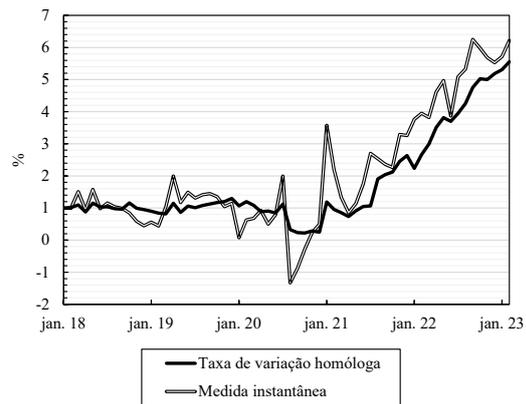
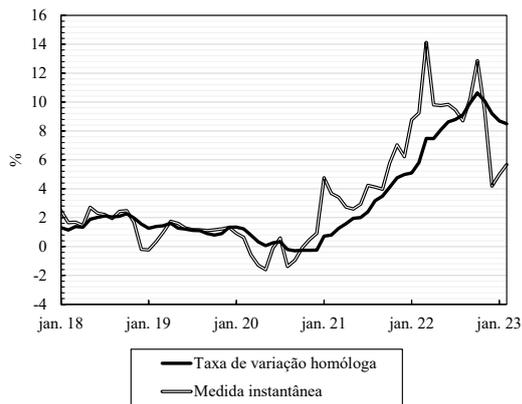
(2002), uma resposta significativa da inflação é desejável se a maturidade da dívida for suficientemente longa. A resposta ótima da inflação calibrada aos níveis e maturidades da dívida pública na área do euro é muito próxima da observada.

Curiosamente, a "guerra" contra a pandemia e as duas guerras mundiais do século XX têm em comum não apenas um grande aumento do nível de dívida pública, que pode ser idealmente erodido com inflação surpresa, mas também grandes choques estruturais, originando movimentos de preços relativos que devem ser acomodados com uma inflação mais alta do que a habitual.

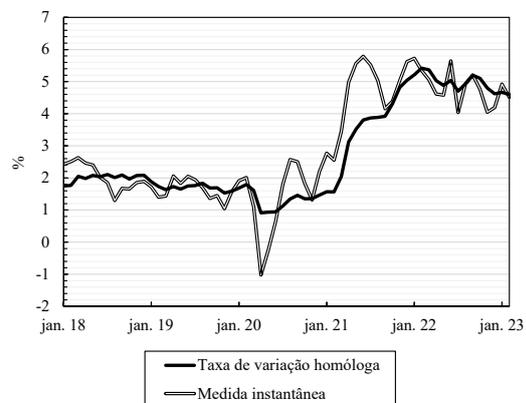
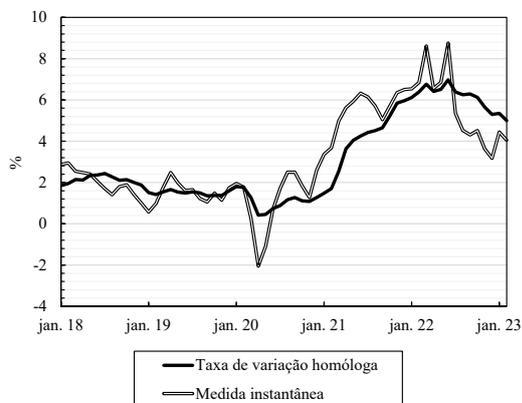
Considerações finais

Nesta sinopse, discutimos razões para que a inflação atual seja tolerada. Grandes choques estruturais e movimentos de preços relativos com salários rígidos à descida induzem um desvio inflacionista que pode ser considerável dada a dimensão dos choques. Além disso, a grande acumulação de dívida pública durante a pandemia pode ser financiada de forma mais eficiente com inflação surpresa em vez de impostos mais elevados.

O risco de permitir alguma inflação é que o resultado seja muita inflação. Poderá dar-se o caso deste surto inflacionista não ser de curta duração, sendo o desvio da inflação em relação ao objetivo muito persistente? Num artigo recente, Eeckhout (2023) mostra que, quando a inflação aumenta ou diminui, a taxa anual média pode esconder esta informação, uma vez que são implicitamente utilizados pesos idênticos para a inflação ao longo do ano. Eeckhout propõe uma medida de inflação instantânea, que dá mais peso a dados mais recentes, como uma medida mais adequada das variações de preços. Utilizando esta medida, a inflação total na área do euro e nos EUA parece estar mais próxima do objetivo, como se pode ver no Gráfico 15. No entanto, considerando a inflação *core*, os sinais de um processo de desinflação sustentado são menos evidentes em ambas as economias.



(A) Área do euro - Inflação total medida pelo IHPC.

(B) Área do euro - Inflação *core* medida pelo IHPC.

(C) Estados Unidos - Inflação total medida pelo deflator do consumo privado.

(D) Estados Unidos - Inflação *core* medida pelo deflator do consumo privado.

GRÁFICO 15: Inflação instantânea.

Fontes: BCE, Refinitiv e cálculos dos autores. Notas: Dados até fev. 23.

Referências

- Angeletos, George-Marios e Chen Lian (2021). "Determinacy without the Taylor principle." Tech. rep., National Bureau of Economic Research.
- Aoki, Kosuke (2001). "Optimal monetary policy responses to relative-price changes." *Journal of monetary economics*, 48(1), 55–80.
- Atkeson, Andrew, Lee E Ohanian, et al. (2001). "Are Phillips curves useful for forecasting inflation?" *Federal Reserve bank of Minneapolis quarterly review*, 25(1), 2–11.
- Bassetto, Marco e Christopher Phelan (2015). "Speculative runs on interest rate pegs." *Journal of Monetary Economics*, 73, 99–114.
- Benhabib, Jess, Stephanie Schmitt-Grohé, e Martin Uribe (2001). "The perils of Taylor rules." *Journal of Economic Theory*, 96(1-2), 40–69.
- Bernanke, Ben S (2004). "Gradualism." *Remarks at an economics luncheon co-sponsored by the federal reserve bank of san francisco (seattle branch) and the university of washington, seattle, washington, May 20, 2004.*
- Clarida, Richard, Jordi Gali, e Mark Gertler (2000). "Monetary policy rules and macroeconomic stability: evidence and some theory." *The Quarterly journal of economics*, 115(1), 147–180.
- Eeckhout, Jan (2023). "Instantaneous Inflation."
- Guerrieri, Veronica, Guido Lorenzoni, Ludwig Straub, e Iván Werning (2021). "Monetary policy in times of structural reallocation." *University of Chicago, Becker Friedman Institute for Economics Working Paper*, (2021-111).
- Gürkaynak, Refet S, Burçin Kısacıkoglu, e Sang Seok Lee (2022). "Exchange rate and inflation under weak monetary policy: Turkey verifies theory."
- Hall, George J e Thomas J Sargent (2022). "Three world wars: Fiscal–monetary consequences." *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 119(18), e2200349119.
- Lucas, Robert E, Jr (2000). "Inflation and welfare." *Econometrica*, 68(2), 247–274.
- Mankiw, N Gregory e Ricardo Reis (2002). "Sticky information versus sticky prices: a proposal to replace the New Keynesian Phillips curve." *The Quarterly Journal of Economics*, 117(4), 1295–1328.
- Reinhart, Carmen M e Kenneth S Rogoff (2011). "From financial crash to debt crisis." *American economic review*, 101(5), 1676–1706.
- Teles, Pedro e Oreste Tristani (2021). "The Monetary Financing of a Large Fiscal Shock." In *Bank of Finland-CEPR 2021 Conference on New Avenues for Monetary Policy*.
- Teles, Pedro e Ruilin Zhou (2005). "A stable money demand: Looking for the right monetary aggregate." *J. Payment Sys. L.*, 1, 281.

Apêndice A: Estimação da taxa natural na área do euro

Para estimar a taxa natural em resposta a choques, consideramos as estimativas da Reserva Federal de Nova Iorque com base num modelo DSGE para os EUA e calculamos a taxa correspondente para a área do euro.

Dado que:

$$\frac{1 + r_{t+1}^e}{1 + r_{t+1}^{*e}} \approx \frac{\frac{1+i_t}{P_{t+1}^e/P_t}}{\frac{1+i_t^*}{P_{t+1}^{*e}/P_t^*}}$$

onde P é o nível de preços e o sobrescrito e indica expetativas, temos que:

$$\frac{1 + r_{t+1}^e}{1 + r_{t+1}^{*e}} \approx \left[\frac{1 + i_t}{1 + i_t^*} \cdot \frac{F_{t,t+1}}{E_t} \right] \cdot \left[\frac{E_{t+1}^e}{F_{t,t+1}} \right] \cdot \left[\frac{\frac{E_t \cdot P_t}{P_t^*}}{\frac{E_{t+1}^e \cdot P_{t+1}^e}{P_{t+1}^{*e}}} \right]$$

Tendo em consideração a condição da paridade coberta das taxas de juro, $\frac{1+i_t}{1+i_t^*} \cdot \frac{F_{t,t+1}}{E_t} = 1$, onde E é a taxa de câmbio nominal e F é a taxa de câmbio *forward*, e assumindo que a taxa de câmbio nominal segue um passeio aleatório, $E_{t+1}^e = E_t$, temos que

$$\frac{1 + r_{t+1}^e}{1 + r_{t+1}^{*e}} \approx \frac{E_t}{F_{t,t+1}} \cdot \frac{e_t}{e_{t+1}^e}$$

ou

$$r_{t+1}^e \approx r_{t+1}^{*e} + i_t - i_t^* + \ln e_t - \ln e_{t+1}^e$$

Assumindo que a taxa de câmbio real também segue um passeio aleatório,

$$r_{t+1}^e \approx r_{t+1}^{*e} + i_t - i_t^*$$

As estimativas da Reserva Federal de Nova Iorque para a taxa natural dos EUA no último trimestre de 2022 foi de 2,6%. Dado que as taxas de política na área do euro e nos EUA no terceiro trimestre de 2022 foram, em média, de -0,1% e 2,2%, respetivamente, então a taxa natural no último trimestre de 2022 na área do euro foi de aproximadamente 0,3%, como ilustrado abaixo:

$$r_{2022T4}^e \approx 2,6\% - 0,1\% - 2,2\% = 0,3\%$$

Apêndice B: Outras regras práticas de política ilustrativas

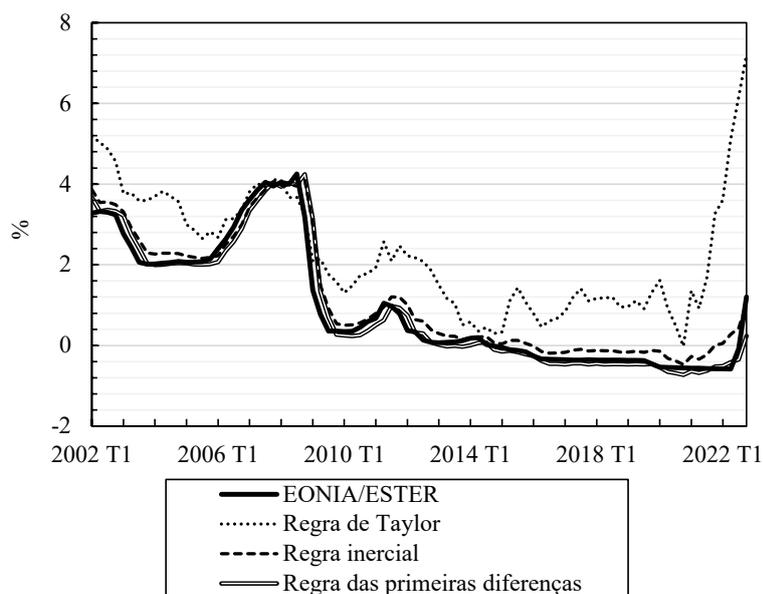
Nesta secção, consideramos quatro regras ilustrativas de política monetária semelhantes às regras apresentadas e amplamente discutidas no *website* da Reserva Federal (Fed), com pequenas modificações:⁹

$$\begin{array}{ll}
 \text{Regra de Taylor:} & i_t^T = r_t^* + \pi^* + 1,5(\pi_t - \pi^*) - (u_t - u_t^*) \\
 \text{Regra da abordagem equilibrada:} & i_t^{AE} = r_t^* + \pi^* + 1,5(\pi_t - \pi^*) - 2(u_t - u_t^*) \\
 \text{Regra inercial:} & i_t^I = 0,85i_{t-1}^I + 0,15i_t^{AE} \\
 \text{Regra das primeiras diferenças:} & \Delta i_t^{PD} = 0,1(\pi_t - \pi^*) - 0,1(u_t - u_{t-4})
 \end{array}$$

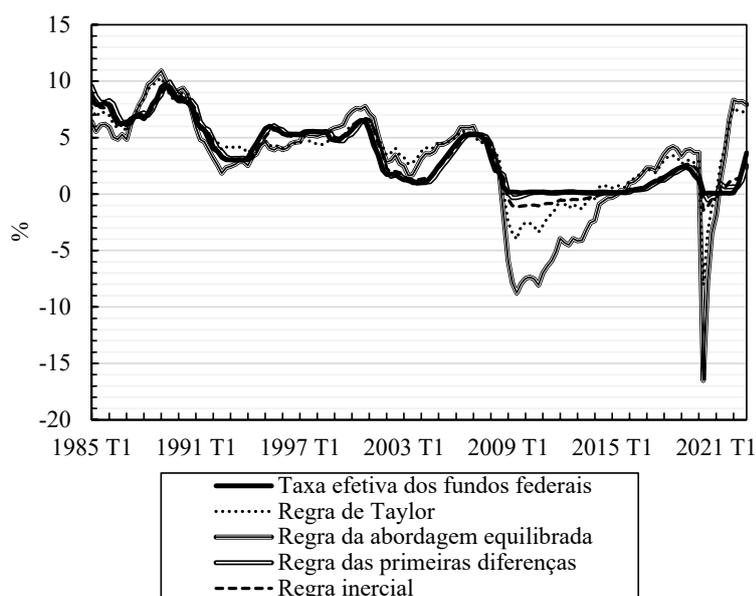
Para a área do euro, descartamos quaisquer considerações sobre o hiato do desemprego ($u_t - u_t^*$) de modo a refletir o facto do Banco Central Europeu (BCE) não seguir um mandato dual, o que efetivamente elimina a distinção entre a regra de Taylor e a regra da abordagem equilibrada.

Como se pode ver no Gráfico B.1, as prescrições das regras com gradualismo, como a regra com inércia e a regra das primeiras diferenças, seguiram de perto as ações do Fed e do BCE. Durante o recente surto inflacionista, verificaram-se desvios negativos da regra inercial na área do euro e de ambas as regras gradualistas nos EUA, o que evidencia uma resposta lenta da política, mesmo tendo em consideração gradualismo.

9. Ver <https://www.federalreserve.gov/monetarypolicy/policy-rules-and-how-policymakers-use-them.htm>. Não consideramos a regra ajustada ao *Effective Lower Bound* devido à incerteza elevada em torno do seu valor, especialmente na área do euro.



(A) Área do euro. Notas: Consideramos a taxa EONIA até 2019 T4 e a taxa ESTER subsequentemente (médias trimestrais de dados diários). Consideramos a inflação medida pelo IHPC excluindo bens alimentares e energéticos, e 2% como o objetivo de inflação. Dados até 2022 T4.



(B) Estados Unidos. Notas: Médias trimestrais de dados diários para a taxa efetiva dos fundos federais. Consideramos a inflação medida pelo deflator do consumo privado, excluindo bens alimentares e bens energéticos, e 2% como o objetivo de inflação. Consideramos as estimativas do Gabinete de Orçamento do Congresso da taxa não-cíclica de desemprego como uma medida de u^* . Dados até 2022 T4.

GRÁFICO B.1: Prescrições das regras.

Fontes: BCE, Eurostat, Gabinete de Orçamento do Congresso, Reserva Federal de Nova Iorque, Federal Reserve Economic Data (FRED), Refinitiv e cálculos dos autores. Notas: A taxa de juro natural é estimada através do modelo de Holston, Laubach e Williams (HLW). A Reserva Federal de Nova Iorque suspendeu a publicação destas estimativas após o segundo trimestre de 2020. Após este período, seguimos o procedimento da Reserva Federal de Atlanta e assumimos que as estimativas permanecem nos seus últimos valores publicados.

