

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

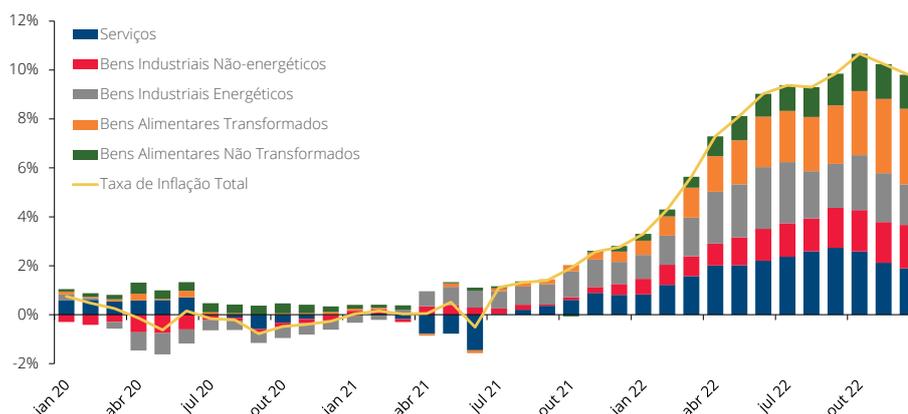


GRÁFICO 1: Taxa de variação homóloga do IHPC e a sua decomposição | Em percentagem

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 nonexo 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 a 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,

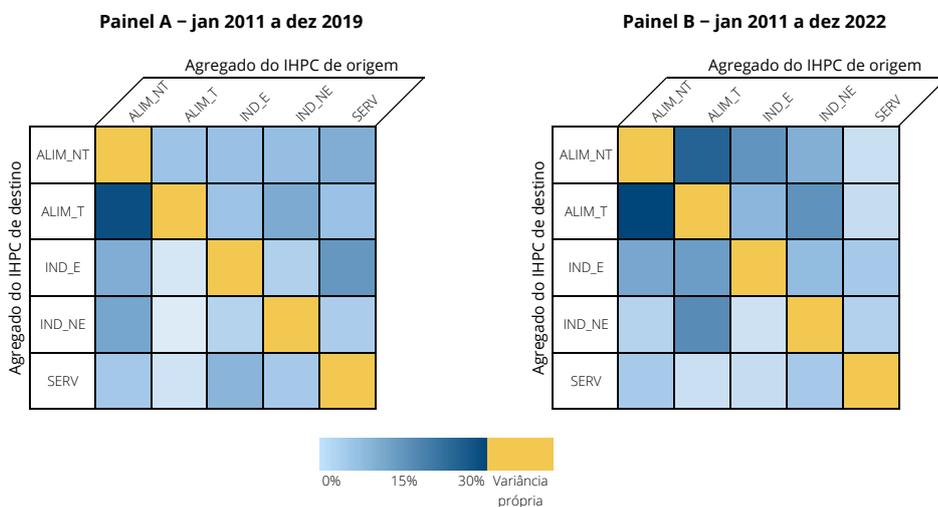


GRÁFICO 2: Efeitos de contágio entre componentes do IHPC | Em percentagem

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 respectivos 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

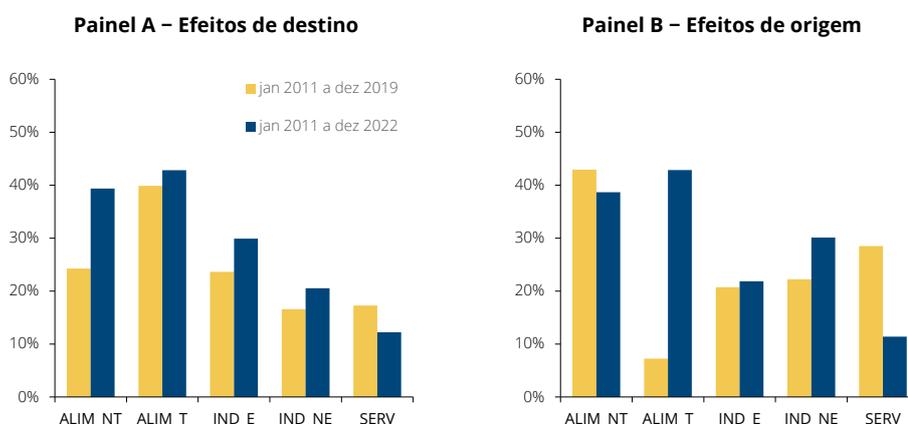


GRÁFICO 3: Destinos e origens de efeitos de contágio por componente do IHPC | Em percentagem

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 constrangimentos 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>.

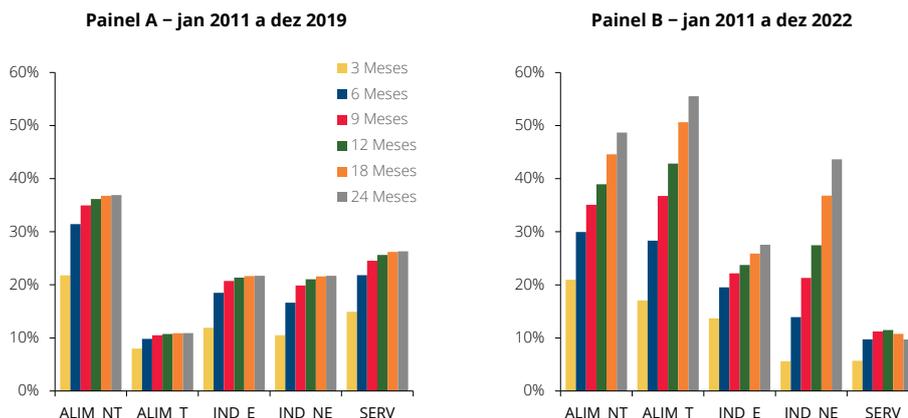


GRÁFICO 4: Importância dos efeitos de contágio para cada componente | Em percentagem

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.

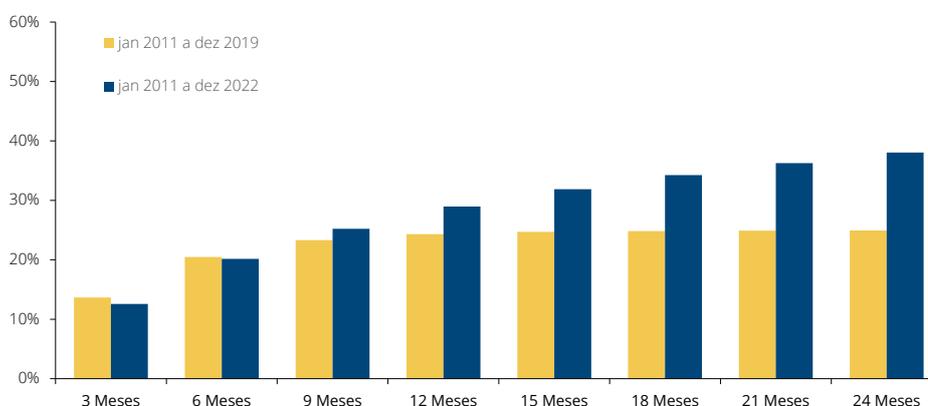


GRÁFICO 5: Índice de efeitos de contágio totais ao longo do tempo | Em percentagem

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 pervasivos 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.

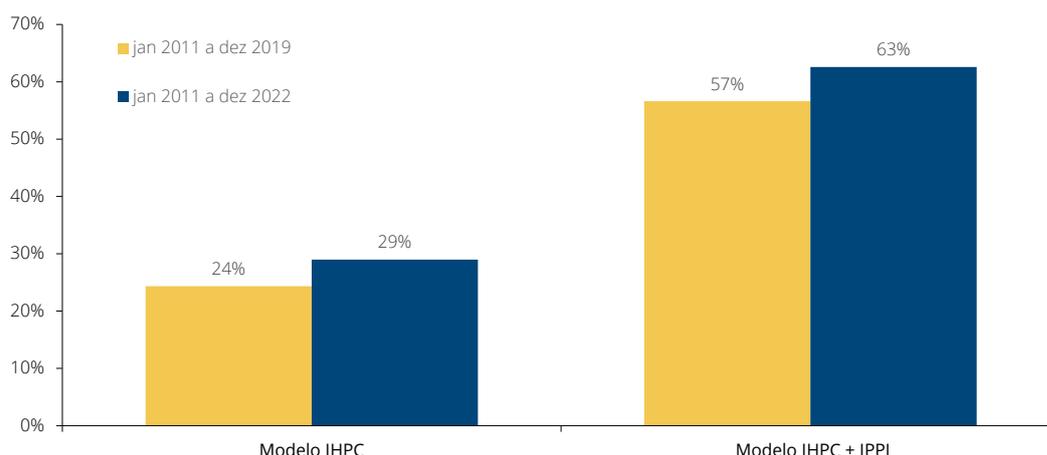


GRÁFICO 6: Efeitos de contágio totais para os modelos IHPC e IHPC+IPPI | Em percentagem

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 $\mathcal{A}(L) = \sum_{l=1}^p \mathcal{A}_l L^l$ e de $\rho_i(L) = \sum_{j=1}^{d_i} \rho_{ij} L^j$ 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.

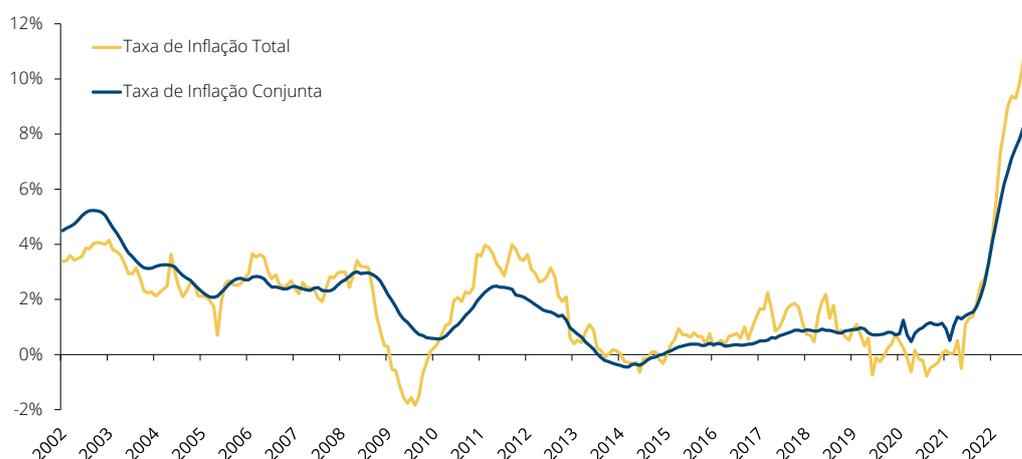


GRÁFICO 7: Taxa de variação homóloga da inflação total e inflação conjunta | Em percentagem

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.

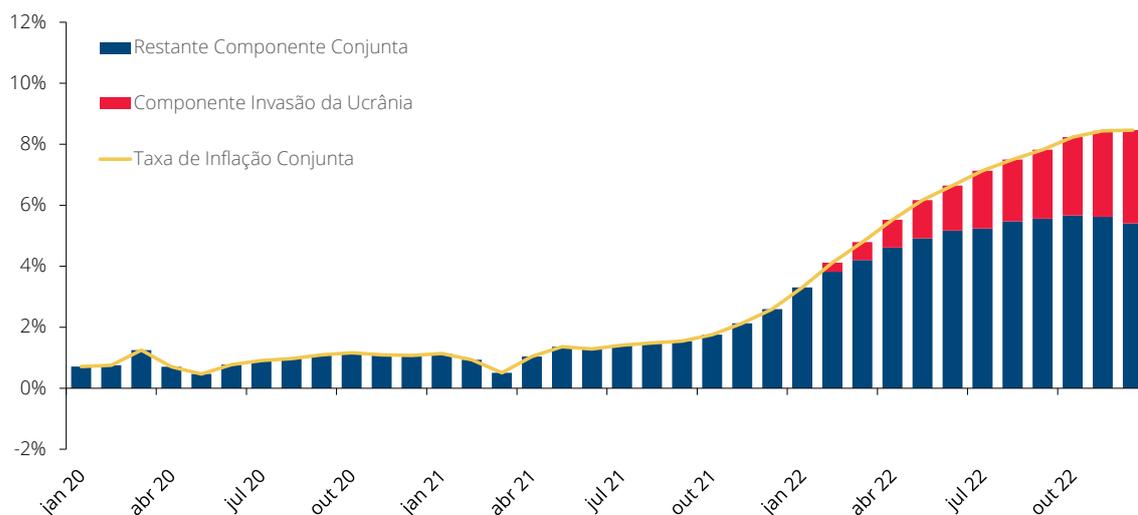


GRÁFICO 9: *Inflation conjunta* e o impacto do choque da Guerra na Ucrânia | Em percentagem

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.