

# Mercado de habitação em Portugal e Espanha: Fundamentos, sobrevalorização e choques

**Rita Fradique Lourenço**  
Banco de Portugal

**Afonso S. Moura**  
Banco de Portugal e Nova SBE

**Paulo M. M. Rodrigues**  
Banco de Portugal e Nova SBE

Outubro 2024

## Resumo

Desde 2013, os preços da habitação em termos reais cresceram mais de 80% em Portugal e menos de 30% em Espanha. O que poderá explicar esta discrepância, quando as duas economias foram marcadas por dinâmicas comuns nos últimos anos? Recorrendo a duas metodologias complementares — teste de Phillips e Shi (2020) e regressões de quantis para a estimação da distribuição condicional dos preços — verifica-se que estes apresentam sinais sobrevalorização em Portugal desde 2017, o que não acontece no caso de Espanha, e que estão também “desalinhados” relativamente ao previsto pelos determinantes macroeconómicos. Adicionalmente, através de um modelo bayesiano de vectores autoregressivos com restrições de sinal, estima-se o contributo que choques da procura e da oferta tiveram para as dinâmicas verificadas em cada país. Conclui-se que o crescimento dos preços em Portugal tem sido impulsionado maioritariamente por forças da procura, com a oferta a ser ineficaz em contrabalançar essas pressões, ao contrário do que sucede em Espanha.

(JEL: C11, C22, R31)

## 1. Introdução

Desde o início de 2013<sup>1</sup> até ao final de 2023, os preços da habitação em Portugal cresceram 83% em termos reais. Este valor contrasta com um crescimento de 28% em Espanha durante o mesmo período. Existem fundamentos económicos que expliquem esta discrepância? Em particular, terão as dinâmicas macroeconómicas nos dois países sido de tal forma distintas que justifiquem esta diferença?

---

Agradecimentos: Os autores agradecem aos participantes do Exchange, seminário interno do Departamento de Estudos Económicos, pela discussão e sugestões, e os comentários de Nuno Alves, João Amador, António Antunes, Mário Centeno, Ana Filipa Correia, Sónia Costa, Nuno Monteiro, Pedro Duarte Neves, Álvaro Novo e de dois revisores anónimos. As análises, opiniões e conclusões aqui expressas são da exclusiva responsabilidade dos autores e não refletem necessariamente as opiniões do Banco de Portugal ou do Eurosistema.

E-mail: rmlourenco@bportugal.pt; amoura@bportugal.pt; pmrodrigues@bportugal.pt

1. O primeiro trimestre de 2013 representa o ponto mais baixo do ciclo económico português no seguimento da crise da dívida soberana da área do euro (Aguiar-Conraria *et al.* 2024).

Nos últimos anos, Portugal e Espanha enfrentaram processos de ajustamento semelhantes nas suas economias, em particular na sequência das crises financeira e das dívidas soberanas europeias. No seguimento destas duas crises, os preços da habitação em ambos os países registaram uma contração — embora de diferente magnitude. No período entre a crise financeira de 2008 até à recuperação da atividade com início em 2013, os preços caíram, em média (em termos reais), 4% ao ano em Portugal e mais de 8% em Espanha. Nos anos seguintes, entre 2014 e 2023, depois de um período de recuperação económica sucedeu-se a crise pandémica Covid-19, seguida de um choque inflacionista em 2022, e consequente subida das taxas de juro diretoras por parte do Banco Central Europeu (BCE), num contexto inusitado de uma guerra na Ucrânia. Durante este período, os preços das casas registaram uma recuperação que atingiu um crescimento anual médio de 6% em Portugal e de menos de 3% em Espanha (Gráfico 1).

Perante este comportamento dos preços, o objetivo deste estudo passa, em primeiro lugar, por uma descrição das dinâmicas macroeconómicas subjacentes à evolução do mercado da habitação nos últimos anos em ambos os países. Para além desta caracterização ajudar a perceber se o comportamento dos preços pode ser racionalizado pelos fundamentos económicos, numa segunda fase testa-se formalmente esta hipótese — com recurso a um teste que visa detetar comportamentos de sobrevalorização na evolução dos preços e uma regressão de quantis. Adicionalmente, com recurso a um modelo estrutural bayesiano de vetores autoregressivos (BVAR), estima-se o contributo que as forças da procura e da oferta têm tido para o equilíbrio de mercado verificado em cada período.

A utilização do procedimento de Phillips e Shi (2020) permite testar a hipótese de sobrevalorização dos preços no mercado de habitação em Portugal e Espanha. De igual modo, a regressão de quantis permite detetar se os preços da habitação estão

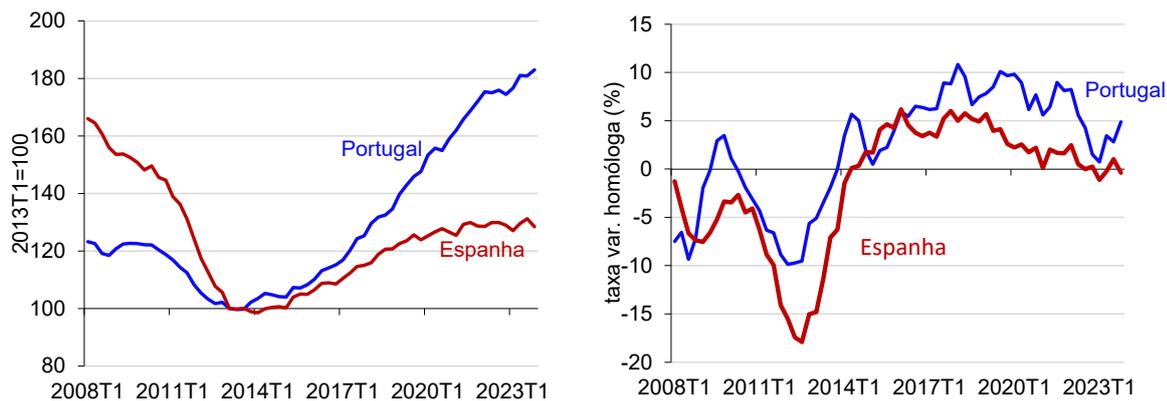


GRÁFICO 1: Evolução dos preços reais da habitação (esquerda) e da respetiva taxa de variação homóloga (direita) em Portugal e Espanha.

Notas: Os preços da habitação correspondem a um índice de preços hedónico (isto é, ajustado para a qualidade da habitação: preço em metros quadrados, dimensão e localização) de habitações recém construídas e existentes adquiridas no mercado residencial. No caso de Portugal, o índice agregado de preços de habitação é calculado pelo Instituto Nacional de Estatística (INE) desde 2009 e, antes disso, pela Confidencial Imobiliário.

Fontes: INE, Confidencial Imobiliário, BCE e cálculos dos autores.

desalinhados dos determinantes macroeconómicos. Em específico, considera-se que tal acontece quando o crescimento verificado ultrapassa o previsto para a aba direita da distribuição — isto é, períodos em que os preços cresceram de forma mais acelerada do que o previsto para um quantil condicional à direita da distribuição.<sup>2</sup> A conclusão destes dois exercícios aponta na mesma direção: em Portugal, os preços apresentavam sinais de sobrevalorização no final de 2023, enquanto que no mercado espanhol não se verifica esse comportamento. É de notar que os sinais de sobrevalorização nos preços em Portugal já duram desde o início de 2017 de acordo com os resultados do teste de Phillips e Shi (2020), em linha com o observado por Rodrigues *et al.* (2022). O mesmo teste não deteta sobrevalorização dos preços no mercado espanhol.

Uma outra contribuição do estudo passa pela estimação de um modelo estrutural BVAR que caracteriza o mercado da habitação numa curva da procura e numa curva da oferta. Através da imposição de distribuições *a priori* para as elasticidades de cada curva, que juntam restrições de sinal à possibilidade de guiar a estimação do modelo com estimativas de elasticidades da oferta e procura existentes na literatura, identificam-se choques estruturais específicos a cada uma das curvas, em cada período. Esta análise aponta para que o crescimento dos preços da habitação em Portugal seja, na maior parte do período considerado, impulsionado pelas forças da procura, com a oferta a ser incapaz de contrabalançar este efeito. No caso espanhol, esta pressão da procura é mitigada pela contribuição da oferta, em particular no período pré-pandemia.

Em suma, existe evidência de sobrevalorização no crescimento dos preços em Portugal e não em Espanha, sendo que no caso português se pode dizer também que os preços da habitação estão desalinhados com os fundamentos macroeconómicos considerados na análise, comprovando assim o comportamento mais atípico deste mercado em Portugal nos últimos anos. Adicionalmente, ao decompor as forças de mercado que guiam os preços, o estudo pode ajudar também no desenho de políticas públicas corretamente direcionadas.

Existem, contudo, algumas ressalvas que devem ser tidas em consideração. A complexidade dos mercados obriga todos os exercícios a serem necessariamente uma simplificação da realidade. Por exemplo, existem heterogeneidades geográficas dentro de cada país que têm impacto nas dinâmicas de cada cidade. De igual modo, o mercado de arrendamento é também uma contraparte fundamental das dinâmicas que descrevemos no mercado de compra e venda de habitações. No entanto, por falta de informação, estas são dimensões das quais este estudo se abstrai. Importa ainda referir que, na comparação entre Portugal e Espanha, é sempre importante ter em consideração que a dimensão da economia espanhola é consideravelmente superior à da economia portuguesa. Ainda assim, como é apresentado nas secções seguintes, tratam-se de

---

2. "Quantil condicional" trata-se da previsão da evolução dos preços, condicional ao comportamento verificado por um conjunto de variáveis explicativas, não para a sua média, mas para um quantil específico da distribuição. Na análise realizada, devido ao número de observações disponíveis, define-se o quantil 80% como o valor acima do qual a evolução dos preços se encontra "desalinhada" com o comportamento dos fundamentos. Na secção 3.2 faz-se uma explicação detalhada do modelo de regressão de quantis utilizado.

economias com um peso significativo do setor turístico, uma considerável proximidade cultural, e mudanças demográficas semelhantes. Adicionalmente, o setor de construção de cada país tem um peso idêntico nos seus PIBs.

O resto do estudo está organizado da seguinte forma. A secção 2 discute a evolução de algumas variáveis macroeconómicas que podem estar subjacentes às dinâmicas verificadas no mercado imobiliário em Portugal e Espanha; a secção 3 apresenta análises empíricas que permitem identificar a existência de sobrevalorização no comportamento dos preços em cada período analisado e permitem determinar se os preços estão a crescer de forma "extrema"; a secção 4 identifica a contribuição que choques da procura e da oferta têm tido para as dinâmicas verificadas nestes mercados; por último, a secção 5 conclui. Em apêndice inclui-se uma breve descrição do teste de sobrevalorização proposto por Phillips e Shi (2020) - apêndice A; uma breve descrição do teste de cointegração em quantis - apêndice B; e uma análise da robustez dos resultados das decomposições históricas dos choques de procura e oferta com base no número de transações - apêndice C.

## 2. Caracterização do mercado de habitação em Portugal e Espanha

Nesta secção, faz-se uma caracterização das dinâmicas macroeconómicas de ambos os países — que permite uma melhor contextualização do comportamento do mercado habitacional —, seguida de uma descrição das alterações neste último mercado. Contudo, antes importa descrever, de forma sucinta, as duas principais variáveis que o estudo segue na caracterização do comportamento dos mercados de habitação de ambos: os preços e investimento residencial (FBCF residencial).

Os índices de preços da habitação de ambos os países seguem a metodologia de cálculo de preços hedónicos, que tem como objetivo controlar possíveis enviesamentos provenientes da diferença na qualidade das habitações (preço em metros quadrados, dimensão e localização) vendidas entre períodos. Aglomeram a evolução dos preços tanto de habitações recém construídas como de já existentes adquiridas no mercado residencial. Os índices são compilados pelos respetivos institutos nacionais de Estatística e, no caso português, pela Confidencial Imobiliário para o período anterior a 2009. Em ambos os casos, os índices são deflacionados pelos respetivos deflatores do consumo privado.<sup>3</sup>

No que toca à FBCF residencial, a série refere-se ao investimento, em termos reais, efetuado em construções residenciais (apartamentos ou casas) e é compilada pelos respetivos institutos nacionais de Estatística de acordo com o Sistema Europeu de Contas (ESA).

---

3. A metodologia de cálculo para os dados dos diversos países da União Europeia podem ser encontrados em [ec.europa.eu/eurostat/cache/metadata/en/prc\\_hpi\\_inx\\_esms.htm](http://ec.europa.eu/eurostat/cache/metadata/en/prc_hpi_inx_esms.htm) e no caso do Confidencial Imobiliário, um *databank* independente português, em <https://www.confidencialimobiliario.com/>.

## 2.1. Dinâmicas macroeconómicas

No período entre 2008 e 2023, a evolução do PIB, da FBCF residencial e do rendimento disponível *per capita* foi globalmente semelhante em Portugal e Espanha, como se pode observar no Gráfico 2. O desemprego, o *stock* de crédito à habitação e as taxas de juro reais de curto prazo também apresentaram evoluções semelhantes.<sup>4</sup>

Nos cinco anos após a crise financeira, até à recuperação em 2013, ambas as economias registaram uma contração média anual do PIB de 1% e uma queda do investimento em habitação de cerca de 12% em ambos os países. (Gráfico 2). Quanto às condições do mercado de trabalho, observa-se que, após a crise, a população ativa registou uma redução significativa, em parte decorrente do aumento dos fluxos de emigração e do envelhecimento da população, e que a taxa de desemprego aumentou acentuadamente com o pico em 2013 (Gráfico 3). Contudo, apesar da evolução dos determinantes ter sido relativamente semelhante em ambos os países durante este período, a queda dos preços da habitação em Portugal foi metade do valor verificado em Espanha — 4% em média anual contra 8%, respetivamente.

O período seguinte, entre 2014 e 2023, foi muito atípico. Depois de uma recuperação económica, sucedeu-se a crise pandémica Covid-19, seguida de um choque inflacionista em 2022, e consequente subida das taxas de juro diretoras por parte do BCE. No conjunto destes dez anos, a atividade cresceu, em média anual, 2% nos dois países e o investimento residencial cresceu, embora a um ritmo superior em Espanha do que em Portugal (4% e 3%, respetivamente). A taxa de desemprego desceu em ambos os países (excluindo o período pandémico), tendo estabilizado nos anos mais recentes.

Neste período de 2014-2023, como já referido, os preços das casas, em termos reais, subiram em média anual menos de 3% em Espanha e mais do dobro em Portugal. É de notar que o aumento dos preços da habitação em Portugal, em especial a partir de 2017, contribuiu para a deterioração da acessibilidade ao mercado da habitação, tanto na aquisição como no arrendamento, em especial nas áreas metropolitanas de Lisboa e Porto (Rodrigues *et al.* 2023).

Por último, dada a sua relevância para o setor da habitação, importa ainda referir a evolução do crédito em maior detalhe. No processo de transição para a moeda única e até às crises financeira e das dívidas soberanas, Portugal e Espanha registaram episódios de crescimento muito elevado no crédito hipotecário, num quadro análogo para ambas as economias de redução dos custos dos empréstimos bancários e de crescimento elevado e sustentado do rendimento disponível das famílias — o que se refletiu num aumento do endividamento dessas famílias. O rácio dos empréstimos à habitação, em percentagem do rendimento disponível, passou de cerca de 30% em 1999 para níveis em torno de 90% em 2013 em ambas as economias.

Em contrapartida, depois da crise financeira observou-se uma significativa desaceleração do crédito à habitação (Gráfico 4). Esta crise teve efeitos negativos

---

4. A taxa de desemprego em Espanha é marcadamente superior à portuguesa na maior parte do período representado no gráfico 3. Apesar da diferença no *nível* das taxas, a evolução de ambas tem apresentado dinâmicas semelhantes.

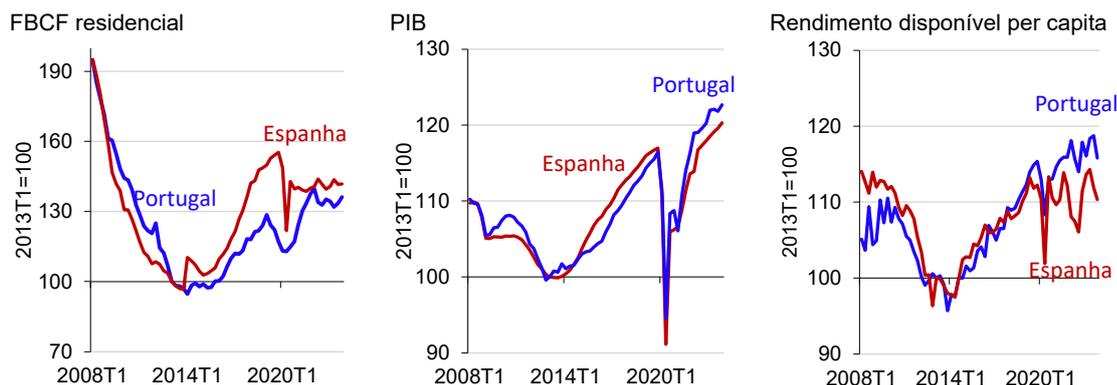


GRÁFICO 2: FBCF residencial, PIB e rendimento disponível per capita.

Nota: Dados em termos reais (o rendimento disponível é deflacionado pelo deflator do consumo privado de cada país).

Fontes: Banco de Portugal, BCE e cálculos dos autores.

tanto na oferta, com um aperto considerável nas condições e exigências bancárias de acesso ao crédito, como na procura de crédito à habitação. No final de 2023, o rácio dos empréstimos à habitação, em percentagem do rendimento disponível, apresentava valores inferiores a 60% em ambos os países.

## 2.2. Reconfiguração do mercado habitacional

Nos últimos anos, existiram alterações relevantes para os mercados de habitação em ambos os países. Nomeadamente, em termos demográficos, mas também alterações de outra natureza na sequência da crise financeira.

De acordo com os Censos, a percentagem de famílias mais jovens com casa própria diminuiu substancialmente no período entre 2011 e 2021 – passando de 70% para cerca

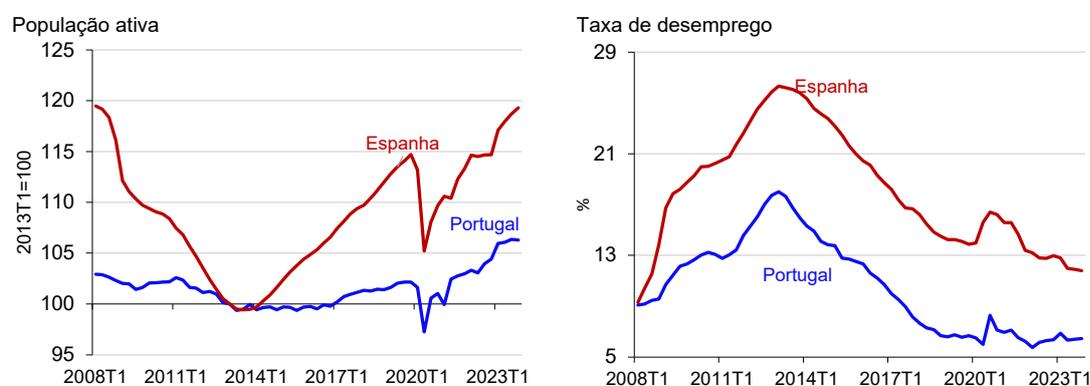


GRÁFICO 3: Mercado de trabalho.

Fontes: Banco de Portugal e BCE.

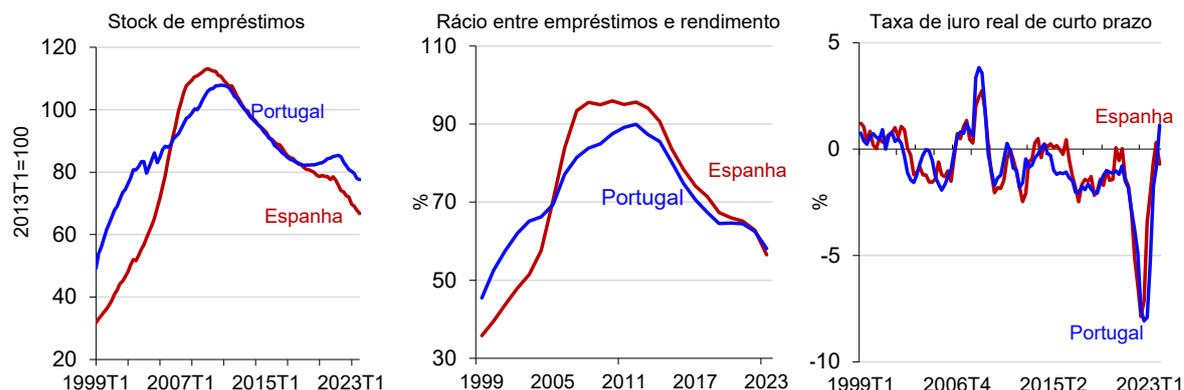


GRÁFICO 4: Mercado de crédito.

Notas: A taxa de juro real considerada corresponde à Euribor a 3 meses deflacionada pelo deflador do consumo privado de cada país.

Fontes: BCE, INE e cálculos dos autores.

de 35% em Espanha e de 60% para 40% em Portugal.<sup>5</sup> Os pedidos de crédito por parte destes agregados familiares mais jovens, provavelmente com perfil de risco mais elevado (por exemplo, porque têm uma maior instabilidade do emprego), diminuíram. As condições de crédito tornaram-se mais exigentes, tanto no que toca aos montantes como aos prazos dos empréstimos (Costa 2023; Gavilán 2024; Rodrigues *et al.* 2023).<sup>6</sup>

Uma outra alteração demográfica que se tem verificado é a de um aumento do número de famílias, conjugado com uma diminuição da dimensão dos agregados familiares. Atualmente, existe um maior número de agregados familiares de um indivíduo, casais sem filhos e famílias monoparentais (Gráfico 5).

No que toca à população residente, refira-se que, muito embora os dados do Censos revelem uma diminuição da população residente em Portugal de cerca de 1% entre 2011 e 2021, a situação é distinta consoante a região considerada: se na área metropolitana do Porto se registou também uma redução de 1%, a população da área metropolitana de Lisboa, em sentido contrário, aumentou em 2% (Rodrigues *et al.* 2023). No caso de Espanha, os dados mostram um aumento de menos de 1% da população, mas aumentos de 4% e de 3% na Comunidade de Madrid e da Catalunha, respetivamente, o que de acordo com Álvarez-Román e Garcia-Posada (2021) teve um efeito positivo no crescimento dos preços.

5. Famílias cujo representante tem menos de 35 anos.

6. Em julho de 2018, o Banco de Portugal, enquanto autoridade macroprudencial nacional, adotou uma medida, dirigida aos novos contratos de crédito celebrados com consumidores, que introduziu limites ao rácio LTV (Loan to Value), ao DSTI (Debt service-to-income ratio) e à maturidade dos empréstimos — <https://www.bportugal.pt/page/limites-ao-racio-ltv-ao-dsti-e-maturidade>. Em Espanha, o Loan-to-Price ratio (LTP) registou uma significativa diminuição nos últimos anos (Gavilán 2024).

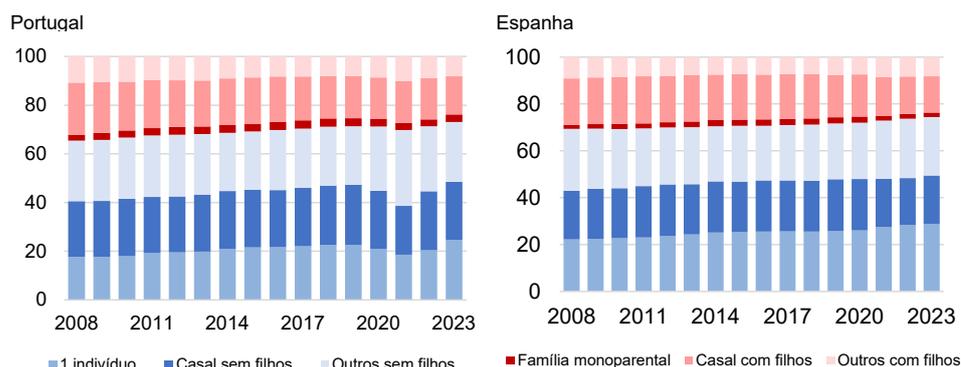


GRÁFICO 5: Composição das famílias

Fontes: Eurostat e cálculos dos autores.

Observou-se também uma diversificação da utilização do edificado residencial para o turismo e a procura crescente por parte de estrangeiros e de imigrantes em Portugal e Espanha. Devido às plataformas online que facilitam o acesso aos clientes e a gestão do arrendamento de curta duração, os investimentos habitacionais para acolher turistas tornaram-se mais atrativos para um leque alargado de investidores. Esta realidade não só contribui para aumentar a procura no mercado imobiliário, mas também o retorno do investimento realizado em habitações turísticas, uma vez que o arrendamento de curto prazo para turistas (se a taxa de ocupação for adequada) proporciona um retorno substancialmente maior do que o arrendamento permanente à população local. Este argumento parece ser demonstrado, em certa medida, pelo crescimento elevado do número de empresas associadas ao alojamento local num curto espaço de tempo — por exemplo, em Lisboa, o número de imóveis registados para arrendamento de curta duração aumentou de doze mil em 2013 para mais de 94 mil em 2019 (Gonçalves *et al.* 2023). Barcelona e Madrid estão entre as cidades do mundo com mais oferta em termos de alojamentos locais destinados a turistas.

No caso dos estrangeiros que escolhem Portugal e Espanha tanto para viver como para investir, observou-se nos últimos anos um crescimento significativo do investimento em imobiliário. Em Portugal o rácio entre o stock de investimento imobiliário nas mãos de não residentes e o PIB era de 12% em 2023, face a 4% em 2008.<sup>7</sup> Em Espanha, refira-se que os estrangeiros compraram 125 mil casas em 2023, sobretudo nas áreas mais turísticas, o que representa 19% do número total contra 7% do total em 2007 (Gavilán 2024). Em termos gerais, a pressão dos estrangeiros nos preços da habitação é maior nas áreas metropolitanas de Lisboa e Porto, mas o impacto desta procura no valor mediano das habitações parece ser globalmente limitado, embora não se exclua o efeito de contágio (Gráfico 6).

7. De acordo com os dados das Estatísticas externas do Banco de Portugal.

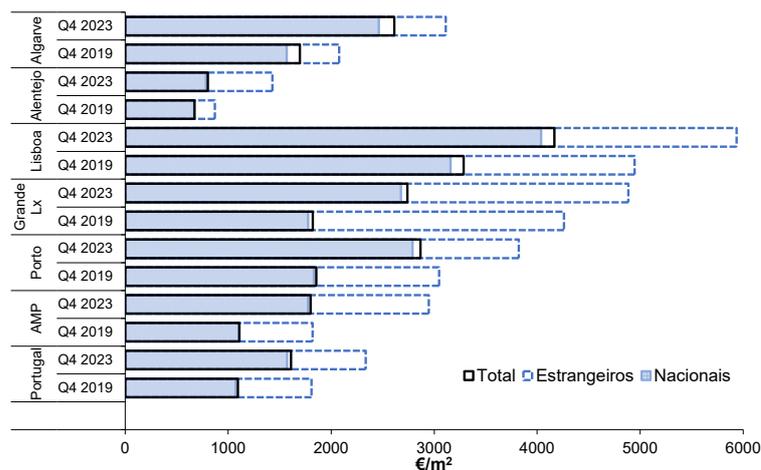


GRÁFICO 6: Preços de venda medianos de alojamentos familiares por domicílio fiscal: Portugal  
 Fonte: INE

Por outro lado, verificou-se uma redução da construção de habitações em ambos os países na última década. Segundo estatísticas do governo espanhol, em Espanha houve uma redução substancial de construção de alojamentos entre 2012 e 2022, comparativamente com o período entre 2001 e 2011 — uma redução de 5 milhões para 800 mil alojamentos. O mesmo se verificou em Portugal, onde se registou uma queda de 700 mil para cerca de 150 mil alojamentos (Gráfico 7).

Contudo, apesar deste fenómeno ser comum aos dois países, as dinâmicas de construção nas últimas duas décadas não são exatamente idênticas. Note-se que o abrandamento das construções em Portugal parece iniciar-se no início dos anos 2000, enquanto essa queda só é verificada em Espanha mais tarde nessa década. De igual modo, esta queda nas construções, quando se dá, apresenta um comportamento bastante mais abrupto em Espanha, enquanto que em Portugal apresenta um comportamento mais gradual. Em ambos os casos, contudo, os valores anuais mais baixos são verificados entre a crise financeira e a crise das dívidas soberanas, com recuperações modestas depois da última.

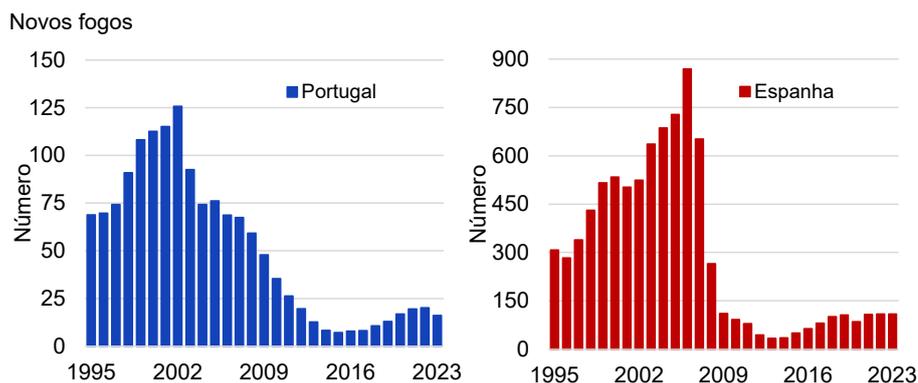


GRÁFICO 7: Construção de habitações

Fontes: INE, London Stock Exchange Group e cálculos dos autores.

O impacto económico das crises financeiras internacional e da dívida soberana levaram a restrições financeiras no setor da construção, que resultou numa perda da capacidade instalada do setor. O setor da construção em Espanha representa 6,5% do total do emprego desde 2020, quase metade do registado no *boom* dos anos 2000. Em Portugal, o setor da construção representa 7% do total do emprego em 2023, o que corresponde a uma queda de cerca de 3 p.p. face a meados dos anos 2000. O abrandamento da construção é também devido, em parte, ao foco no processo moroso, complexo, mas necessário da reabilitação urbana transversal a todas as regiões. O parque habitacional nacional evidencia alguma dinâmica de envelhecimento, de maior reabilitação e menor construção nova (Rodrigues *et al.* 2023).

Em conjunto, estes desenvolvimentos têm contribuído para uma reconfiguração do mercado de habitação, e podem ajudar a explicar a evolução dos preços a nível regional e nacional (Gráfico 8).

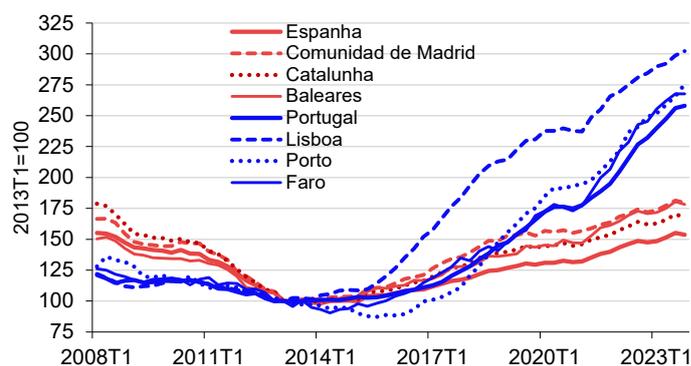


GRÁFICO 8: Evolução dos índices de preços de habitação por região

Notas: Os preços medianos euros por m<sup>2</sup> a nível local, compilados pelo INE, estão disponíveis apenas desde 2019, pelo que neste gráfico e para comparar a evolução dos preços de habitação em várias regiões de Espanha e Portugal desde 2008 recorreremos às séries de índices de preços por concelho da Confidencial Imobiliário.

Fontes: Confidencial Imobiliário e Instituto Nacional de Estadística (Espanha).

### 3. Análise da dinâmica dos preços da habitação: duas metodologias complementares

Na secção anterior concluiu-se que, apesar das dinâmicas nos mercados da habitação terem sido relativamente semelhantes nos dois países, o comportamento dos preços tem apresentado variações distintas nos dois casos — com variações mais acentuadas nos ciclos de subida mas mais contidas nos ciclos de descida no caso português. Assim, nesta secção testa-se formalmente se os preços se têm desviado dos valores que seriam considerados "esperados" face ao que as variáveis macroeconómicas consideradas indicariam para cada período.

Para tal, recorre-se a duas metodologias. A primeira baseia-se na abordagem proposta por Phillips e Shi (2020), que possibilita a deteção de períodos que podem estar associados a dinâmicas de sobrevalorização dos preços.<sup>8</sup> A segunda permite, através de uma regressão de quantis, detetar se os preços da habitação estão ou não desalinados dos determinantes macroeconómicos considerados.<sup>9</sup> Estas duas metodologias são vistas como complementares na análise realizada: o primeiro teste tem uma vertente puramente estatística, captando momentos de crescimento (ou contração) acentuado e fora do comportamento "normal" dos preços; o segundo exercício tem uma componente mais explicativa, comparando o comportamento observado dos preços face ao que seria previsto tendo em conta o comportamento verificado de um conjunto de variáveis explicativas.

#### 3.1. Resultados do teste de Phillips e Shi

O teste de Phillips e Shi (2020) baseia-se no facto de que os preços dos ativos podem ser explicados por duas componentes: a fundamental de mercado e a não fundamental. Esta última, quando existe, tipicamente origina um comportamento explosivo dos preços dos ativos que temporariamente domina o comportamento da série temporal. É precisamente este comportamento explosivo que o procedimento utilizado visa detetar.

O procedimento de Phillips e Shi (2020) começa com a aplicação de um teste (GSADF) que permite a identificação de múltiplos episódios de sobrevalorização ao longo da série temporal, considerando diferentes pontos iniciais e finais da janela temporal. Em seguida, recorre a outro teste (BSADF) para monitorizar em tempo real a formação e o colapso de episódios de sobrevalorização (a linha a azul no gráfico 10 apresenta os resultados do BSADF para o período considerado). Os resultados obtidos dos testes GSADF e BSADF são comparados com valores críticos, que são determinados via *bootstrap*. Quando os valores dos testes excedem os valores críticos, indica-se a presença de sobrevalorização (áreas sombreadas a azul no gráfico 10).

O Gráfico 9 apresenta a aplicação do teste de Phillips e Shi (2020) para Portugal e Espanha para o período entre o primeiro trimestre de 1988 e o quarto trimestre de 2023.

8. O apêndice A descreve de forma detalhada a metodologia de Phillips e Shi (2020).

9. Esta metodologia foi inspirada no trabalho de Machado e Sousa (2006).

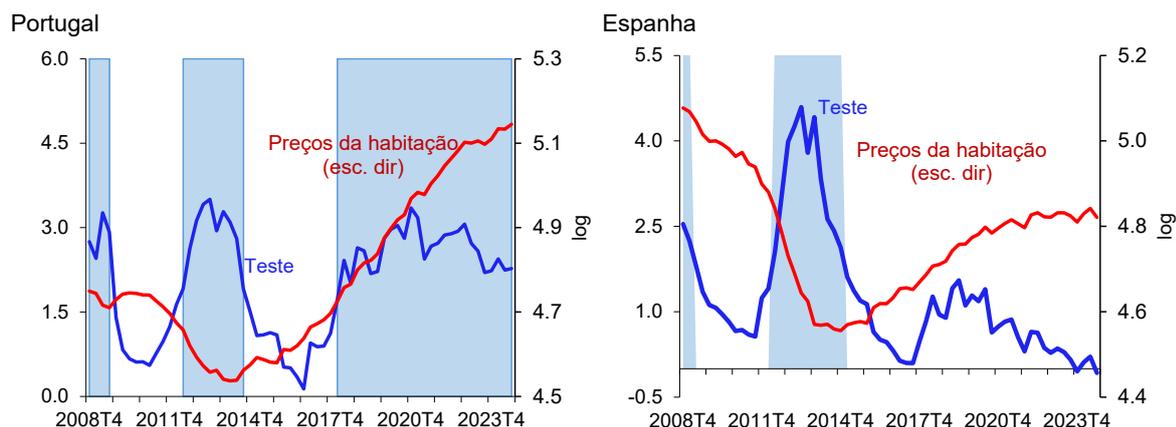


GRÁFICO 9: Períodos de sobre ou subvalorização — Resultados do teste de Phillips e Shi (2020) e dinâmica dos preços de habitação.

Nota: Escala da esquerda — valor do teste de Phillips e Shi (2020); Escala da direita – Logaritmo natural do índice de preços da habitação. As áreas sombreadas indicam períodos em que a série de resultados do teste de Phillips e Shi (2020) (representado pela linha a azul) rejeita a hipótese nula de não existência de sinais de sobrevalorização (ou subvalorização) no comportamento dos preços. Para mais detalhes, consultar o apêndice A.

Fonte: Cálculos dos autores.

As áreas sombreadas indicam períodos nos quais os preços da habitação apresentam sinais de sobrevalorização.

A aplicação do teste para Portugal sugere o possível início de um episódio de sobrevalorização no primeiro semestre de 2017 (como já anteriormente reportado por Rodrigues *et al.* 2022).

### 3.2. Resultados da regressão de quantis

Para complementar a análise anterior, que deteta sobrevalorização nos preços em Portugal mas não em Espanha, procede-se a uma análise de quantis. Esta abordagem permite analisar diferentes partes da distribuição dos dados (como por exemplo, as abas direita e esquerda da distribuição dos preços da habitação), não apenas a média, como é habitual com a regressão linear tradicional. Este é um aspeto importante, porque o impacto de uma variável sobre os preços da habitação pode ser diferente num contexto de preços mais baixos quando comparado com preços mais altos.

O modelo utilizado corresponde a:

$$Q_{\ln(HP_t)}(\tau | \mathcal{F}_{t-1}) = \alpha_0(\tau) + \alpha_1(\tau)rdipcc_t + \alpha_2(\tau)rmmi_t + \alpha_3(\tau)FBCFresid_t + \alpha_4(\tau)loan_t + \alpha_5(\tau)unempt_t \quad (1)$$

onde  $\tau$  é o quantil de interesse,  $\ln(HP_t)$  corresponde ao logaritmo natural do índice de preços reais da habitação no período  $t$ ,  $rdipcc_t$  é o logaritmo natural do rendimento disponível real per capita no período  $t$ ,  $rmmi_t$  é a taxa de juro real de curto prazo sem risco no período  $t$ ,  $FBCFresid_t$  é o logaritmo natural da formação bruta em capital fixo em residencial no período  $t$ ,  $loan_t$  é o logaritmo natural dos empréstimos reais

para compra de habitação no período  $t$ , e  $unemp_t$  é a taxa de desemprego no período  $t$ .<sup>10</sup> A análise empírica abrange o período entre o primeiro trimestre de 1988 e o quarto trimestre de 2023.<sup>11</sup>

Como as variáveis utilizadas na equação (1) são não estacionárias (confirmado mediante a aplicação de testes de raiz unitária), é necessário testar a cointegração quantílica, i.e., verificar se existe ou não uma relação de equilíbrio de longo prazo num quantil específico entre os preços da habitação e as variáveis explicativas consideradas seguindo Xiao (2009) (veja o Apêndice B para detalhes do teste). Com base nos resultados deste procedimento conclui-se que a hipótese nula de cointegração nos vários quantis considerados não pode ser rejeitada.<sup>12</sup> Deste modo, a equação (1) pode ser vista como um equilíbrio de longo prazo específico a cada quantil  $\tau$ .

O Gráfico 10 apresenta os resultados das estimativas do modelo para cada um dos países, para os quantis 0,2 e 0,8, e o logaritmo natural do índice de preços reais da habitação observado ao longo do período (os quantis 0,2 e 0,8 são escolhidos como limites devido à dimensão da amostra disponível). Constata-se que os quantis condicionais estimados sugerem sinais de sobrevalorização a partir do final de 2020.<sup>13</sup> Em Espanha, pelo contrário, os preços da habitação estão de acordo com os determinantes, i.e., não parece existir sobrevalorização.

No seu conjunto, os resultados apresentam evidência de sobrevalorização dos preços em Portugal. Em Espanha não, o que é consistente com Álvarez-Román e Garcia-Posada (2021).

#### 4. Decomposição das dinâmicas dos mercados em choques da oferta e da procura

Depois de se concluir, nas secções anteriores, que existem sinais de sobrevalorização no comportamento dos preços no mercado português no período recente (que não se observa no caso espanhol), nesta secção quantificam-se as forças do mercado que têm influenciado tais comportamentos. Para tal, estima-se um modelo estrutural BVAR

---

10. A inclusão do investimento direto estrangeiro em imobiliário como determinante na regressão de quantis em Portugal não altera qualitativamente as conclusões.

11. Dado que o número de observações é relativamente reduzido, particularmente quando se pretende analisar o comportamento dos preços nas abas da distribuição, optou-se por fazer a análise da regressão de quantis nos quantis 0,2 (aba esquerda) e 0,8 (aba direita), por forma a garantir um número de observações razoável para a estimação dos modelos.

12. Para Portugal, os resultados do teste são 0,4530 para  $\tau = 0,2$ , e 0,5137 para  $\tau = 0,8$ , e para Espanha 0,7131 para  $\tau = 0,2$ , e 0,8228 para  $\tau = 0,8$ . Os valores críticos para o teste CUSUM para os níveis de significância de 90%, 95% e 99% são, para  $\tau=0,2$ , 1,1448, 1,2468 e 1,4102, respetivamente, e para  $\tau=0,8$ , 1,1510, 1,2452 e 1,4233, respetivamente.

13. Dado que os quantis estimados são condicionais aos dados disponíveis à data da sua estimação (ou seja, refletindo a conjuntura económica específica à data), um exercício recursivo de cálculo dos quantis condicionais permite detetar sinais de sobrevalorização desde 2017 (em linha com os resultados apresentados na secção 3.1) — ver Rodrigues *et al.* (2022).

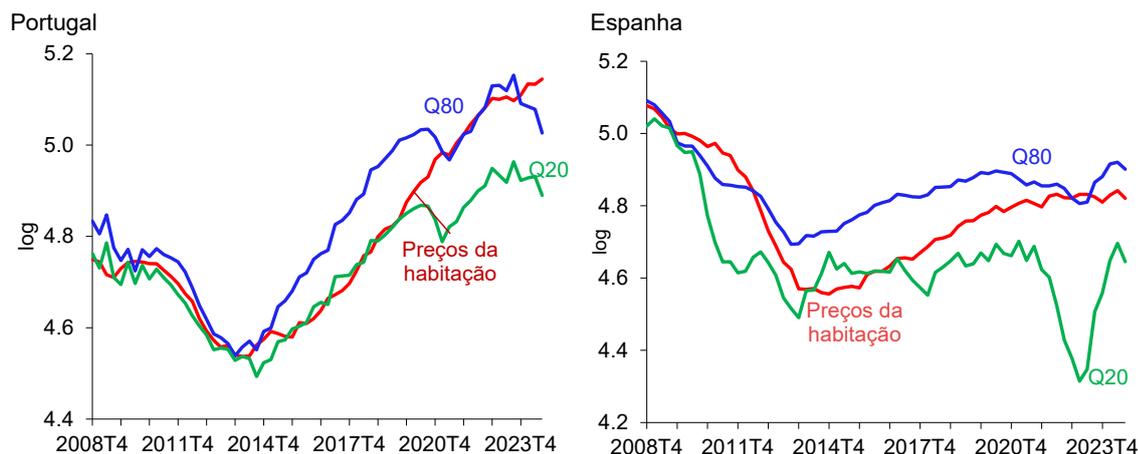


GRÁFICO 10: Resultados das regressões de quantis.

Fontes: Cálculos dos autores.

através do qual se quantificam formalmente as forças que têm tido maior peso nas dinâmicas dos mercados.

Importa referir como se deve conciliar este exercício tendo em conta os resultados obtidos na secção 3.2. Nessa secção, vimos que os preços estão a evoluir acima do previsto por uma série de variáveis explicativas para o quantil 0,8 da distribuição. Tal significa que o comportamento histórico, e conseqüente impacto nos preços, dessas variáveis não parece ser compatível com a evolução mais recente do mercado. Pode dar-se o caso de tal ser justificado por existirem outras variáveis, não tão usualmente usadas na literatura, que estejam a influenciar as dinâmicas de mercado.

O objetivo do BVAR que estimamos nesta secção é precisamente capturar, de forma reduzida, qualquer força que esteja a impactar o mercado (e não apenas um conjunto de variáveis pré-selecionadas), desde que tal força impacte ou a (curva da) procura ou a (curva da) oferta no mercado. De igual modo, a secção 3.1 apenas identifica a existência de períodos de comportamento de sobrevalorização dos preços, enquanto esta secção identifica as forças que guiam esse comportamento (tanto em períodos de sobrevalorização como em períodos de comportamento mais estável).

O modelo apenas identifica, de uma forma reduzida, os choques da procura e choques da oferta históricos neste mercado. A metodologia não permite distinguir a exata origem dos choques de procura ou oferta — por exemplo, um choque da procura pode ter por base um fenómeno demográfico ou uma alteração das taxas de juro, no entanto, o modelo classifica ambos como apenas choques da procura. Esta limitação do modelo pode também ser considerada útil: o modelo é capaz de captar qualquer choque que tenha acontecido, sem que isso dependa explicitamente da inclusão de certas variáveis no modelo, o que tornaria sempre os resultados do modelo dependentes das variáveis incluídas.

Este exercício é importante uma vez que a implementação de políticas públicas que tenham um impacto eficaz no mercado de habitação depende de diversos fatores, mas em grande medida de serem corretamente direcionadas. Perceber que forças têm,

historicamente, colocado maior pressão no equilíbrio do mercado da habitação — isto é, de que lado: procura ou oferta — torna-se fulcral para que se possam desenhar medidas que aliviem tais pressões.

#### 4.1. Metodologia e dados

Nesta secção procedeu-se à identificação dos choques da oferta e da procura que têm influenciado os preços e quantidades no mercado de habitação, tanto em Portugal como em Espanha. Para tal, seguiu-se a metodologia desenvolvida por Baumeister e Hamilton (2015) e estimou-se um modelo estrutural para descrever a dinâmica deste mercado em cada um dos países. A estimação deste modelo permite decompor historicamente o contributo que choques da oferta e choques da procura tiveram para as dinâmicas verificadas em cada momento nos mercados português e espanhol.<sup>14</sup>

O modelo VAR considerado na análise para cada país, na sua forma estrutural, pode ser representado por,

$$\mathbf{A}^c \mathbf{y}_t^c = \mathbf{B}_0^c + \mathbf{B}^c(L) \mathbf{y}_{t-1}^c + \boldsymbol{\varepsilon}_t^c, \quad (2)$$

onde  $\mathbf{y}_t^c = (\Delta p_t^c, \Delta q_t^c)'$  é um vetor  $2 \times 1$ ,  $c = \{\text{Portugal}, \text{Espanha}\}$ ,  $p_t^c$  é o nível de preços no período  $t$ , e  $q_t^c$  as quantidades construídas no período  $t$ .  $\mathbf{B}_0^c$  é um vetor de constantes e  $\mathbf{B}^c(L)$  é um polinómio de matrizes em  $L$  associado aos desfaseamentos de  $\mathbf{y}_t^c$ . Adicionalmente,  $\boldsymbol{\varepsilon}_t^c$  representa um vetor  $2 \times 1$  de choques estruturais i.i.d  $N(0, \mathbf{D})$ , onde  $\mathbf{D}$ , a matriz de variâncias e covariâncias, é diagonal.

Definindo  $\boldsymbol{\varepsilon}_t^c = (\varepsilon_{d,t}^c, \varepsilon_{s,t}^c)'$ , a primeira equação do sistema corresponde a uma curva da procura no mercado, e a segunda a uma curva da oferta. Desta forma, e assumindo que a matriz de relações contemporâneas  $\mathbf{A}^c$  é,

$$\mathbf{A}^c = \begin{bmatrix} -\beta^c & 1 \\ -\alpha^c & 1 \end{bmatrix}, \quad (3)$$

o modelo pode ser representado pelas seguintes equações de procura e oferta por habitações no mercado, respetivamente:

$$\Delta q_t^c = b_{10}^{d,c} + \beta^c \Delta p_t^c + \sum_{i=1}^l b_{11}^{i,d,c} \Delta p_{t-i}^c + \sum_{i=1}^l b_{12}^{i,d,c} \Delta q_{t-i}^c + \varepsilon_{d,t}^c \quad (4)$$

$$\Delta q_t^c = b_{20}^{s,c} + \alpha^c \Delta p_t^c + \sum_{i=1}^l b_{21}^{i,s,c} \Delta p_{t-i}^c + \sum_{i=1}^l b_{22}^{i,s,c} \Delta q_{t-i}^c + \varepsilon_{s,t}^c. \quad (5)$$

14. A metodologia, com ligeiras adaptações, já foi aplicada pelos autores a diversos mercados: Baumeister e Hamilton (2015) aplicam-na ao mercado laboral norte-americano; Baumeister e Hamilton (2018) analisam o peso que decisões de política monetária têm nas flutuações económicas; e Baumeister e Hamilton (2019) estudam o comportamento de choques da oferta e procura no mercado petrolífero e o seu impacto na economia global. Uma explicação mais detalhada da metodologia e do processo de estimação do modelo pode ser encontrada nesses estudos.

Assim sendo,  $\beta^c$  pode ser interpretado como a elasticidade da procura, enquanto  $\alpha^c$  como a elasticidade da oferta.<sup>15</sup> Para a identificação dos choques da procura e da oferta neste sistema, utilizaram-se restrições de sinal sobre estas elasticidades de forma a que o pressuposto assumido seja o de que a curva da procura apresente um declive negativo ( $\beta^c < 0$ ) e a curva da oferta um declive positivo ( $\alpha^c > 0$ ).<sup>16</sup>

Para além das restrições de sinal sobre as elasticidades, utilizaram-se ainda distribuições *a priori* para guiar os possíveis valores de  $\beta^c$  e  $\alpha^c$ , de forma a que a probabilidade não seja uniforme para todos os valores que respeitem as restrições de sinal. Para tal, assumiu-se uma distribuição *t de Student* truncada tanto para a procura como para oferta, com os seguintes valores: (i) para a elasticidade da procura por habitações,  $\beta^c$ , tanto no caso português como espanhol, optou-se por uma abordagem conservadora que englobe um intervalo abrangente. Nesse sentido, escolheu-se um parâmetro de localização de -0,6, um parâmetro de escala de 0,6, e 3 graus de liberdade. Uma vez que esta elasticidade é truncada em valores negativos, tal significa que a distribuição *a priori* coloca 90% de probabilidade de estar incluída no intervalo [-2,16; -0,11] para os dois países; (ii) para a elasticidade da oferta, a existência de mais estudos que tentam quantificar esta elasticidade permite disciplinar a escolha de forma mais exata. Assim sendo, utilizaram-se os resultados de Cavalleri *et al.* (2019) e definiu-se o parâmetro de localização para Portugal em 0,84 e para Espanha em 1,17.<sup>17,18</sup> O parâmetro de escala e os graus de liberdade são idênticos aos escolhidos para a procura (0,6 e 3, respetivamente), o que significa que se atribui uma probabilidade de 90% da elasticidade da oferta em Portugal estar entre [0,17; 2,34] e em Espanha entre [0,29; 2,63].

Em relação aos dados utilizados neste exercício, e uma vez que a correta estimação do modelo requer uma série temporal relativamente longa, para as quantidades  $\Delta q_t^c$  optou-se por utilizar o investimento residencial por, tanto no caso português como no caso espanhol, apresentar uma série temporal mais longa do que a série de transações de habitações. Para os preços  $\Delta p_t^c$ , utilizou-se o índice de preços (real) da habitação. Ambas as variáveis são de periodicidade trimestral e entram no modelo em variações

---

15. Uma vez que ambas as elasticidades estão associadas à variação dos preços e respetiva resposta das quantidades no período  $t$ , podem ser interpretadas como elasticidades contemporâneas, ou de curto prazo.

16. Isto é, um choque positivo da procura aumenta, *ceteris paribus*, as quantidades e os preços de equilíbrio, enquanto que um choque positivo da oferta aumenta, *ceteris paribus*, as quantidades mas diminui os preços de equilíbrio. A magnitude do impacto que cada choque tem no respetivo equilíbrio de mercado depende do rácio das elasticidades,  $\frac{\beta^c}{\alpha^c}$ . Uma explicação mais detalhada pode ser encontrada em Brinca *et al.* (2021), onde os autores aplicam uma metodologia semelhante às dinâmicas do mercado laboral norte-americano durante o período do Covid-19.

17. A utilização dos resultados obtidos por Cavalleri *et al.* (2019) prende-se com o facto de este ser um estudo que calcula elasticidades da oferta para diversos países, aplicando a mesma metodologia aos diversos países. A utilização de resultados provenientes de estudos diferentes faria com que os valores usados pudessem não ser comparáveis, uma vez que seriam um produto de estimações obtidas com metodologias e amostras temporais diferentes.

18. Cavalleri *et al.* (2019) encontram uma elasticidade da oferta de habitação de longo prazo, utilizando um modelo de correção de erro para países da OCDE, de 0,84 para Portugal e 1,17 para Espanha. Os erros-padrão associados a estes coeficientes nesse estudo indicam limites superiores para os intervalos de confiança de 95% destas estimações de 1,46 e 1,49, respetivamente.

homólogas. O período temporal incluído começa no primeiro trimestre de 2000 e termina no quarto trimestre de 2023. O modelo inclui 8 desfasamentos temporais das variáveis ( $l = 8$ ).

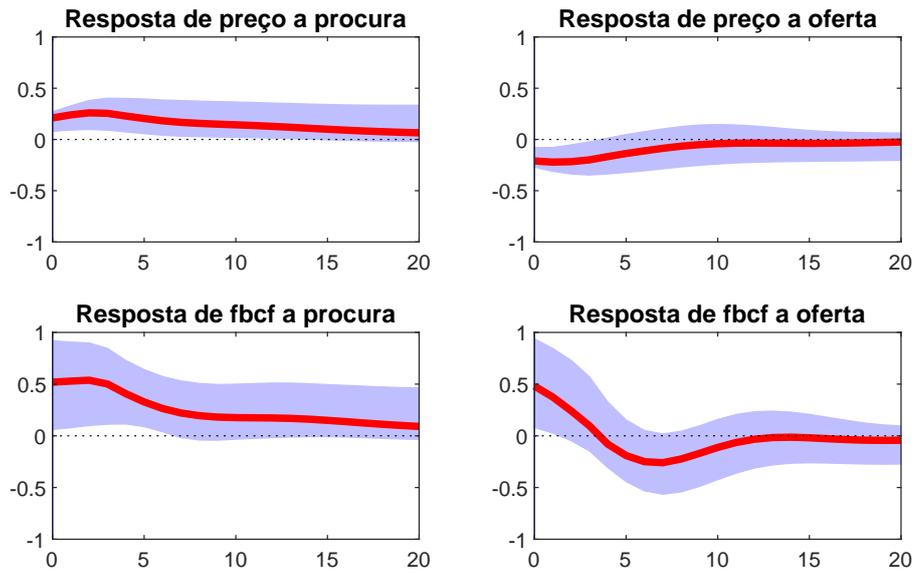
Importa, contudo, esclarecer alguns pontos relativos ao uso do investimento residencial como *proxy* das quantidades de equilíbrio no mercado de cada país. O investimento residencial é, em muitos estudos, utilizado diretamente como variável representativa da oferta no mercado. Contudo, neste exercício, o uso do investimento residencial deve ser interpretado de uma forma diferente. Em cada período, forças da procura e da oferta interagem de forma a que, dessa interação, surja a decisão de se aumentar ou diminuir o investimento residencial, com as devidas consequências no preço de equilíbrio. Ou seja, o investimento residencial é visto neste exercício como um resultado do equilíbrio do mercado, e não como uma força independente da procura. No entanto, e apesar da limitação de dados que o número de transações apresenta para ambos os países, uma análise de robustez realizada no Apêndice C mostra que as decomposições históricas, no caso de se usar as transações no lugar do investimento residencial, não diferem substancialmente das apresentadas na próxima secção 4.2.

## 4.2. Resultados

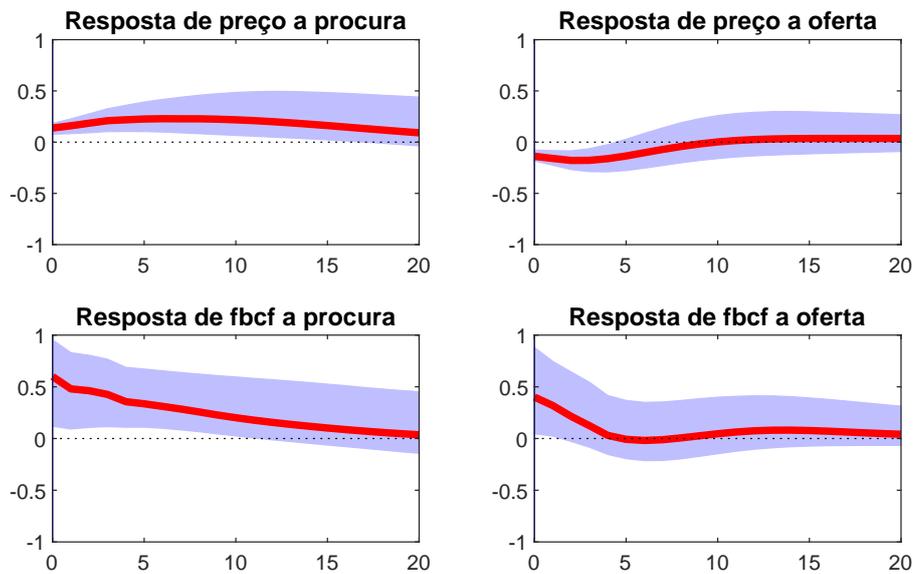
A identificação de choques da procura e da oferta, através de restrições de sinal e distribuição *a priori* que guiam os valores das elasticidades, permite uma análise de como cada uma destas componentes do mercado tem contribuído para o seu equilíbrio — esta análise tem o nome de decomposições históricas. Adicionalmente, a estimação do modelo permite também o cálculo de funções impulso-resposta, que respondem a uma questão diferente à do contributo histórico de cada choque. As funções impulso-resposta mostram como respondem os preços e as quantidades, em média, a choques da procura e oferta.

No Gráfico 11 apresentam-se as funções impulso-resposta, para Portugal e Espanha. Esta primeira análise permite identificar semelhanças entre os dois países: a resposta de preços e quantidades parece mais pronunciada a choques da procura do que a choques da oferta. Note-se que os efeitos, tanto nos preços como nas quantidades, rapidamente se tornam estatisticamente não significativos no seguimento de choques da oferta, o que não acontece com os choques da procura, que parecem ter efeitos mais duradouros. De sublinhar também o efeito percentual menos acentuado nos preços do que nas quantidades, neste caso para ambos os tipos de choques.

Contudo, para uma caracterização da evolução dos preços e quantidades, as decomposições históricas tratam-se de um exercício mais informativo. No Gráfico 12 apresentam-se as decomposições históricas do crescimento dos preços e do investimento habitacional, em cada país, onde se apresentam os respetivos contributos que choques da procura e da oferta tiveram em cada mercado. Várias conclusões podem ser tiradas deste gráfico.



(A) Portugal

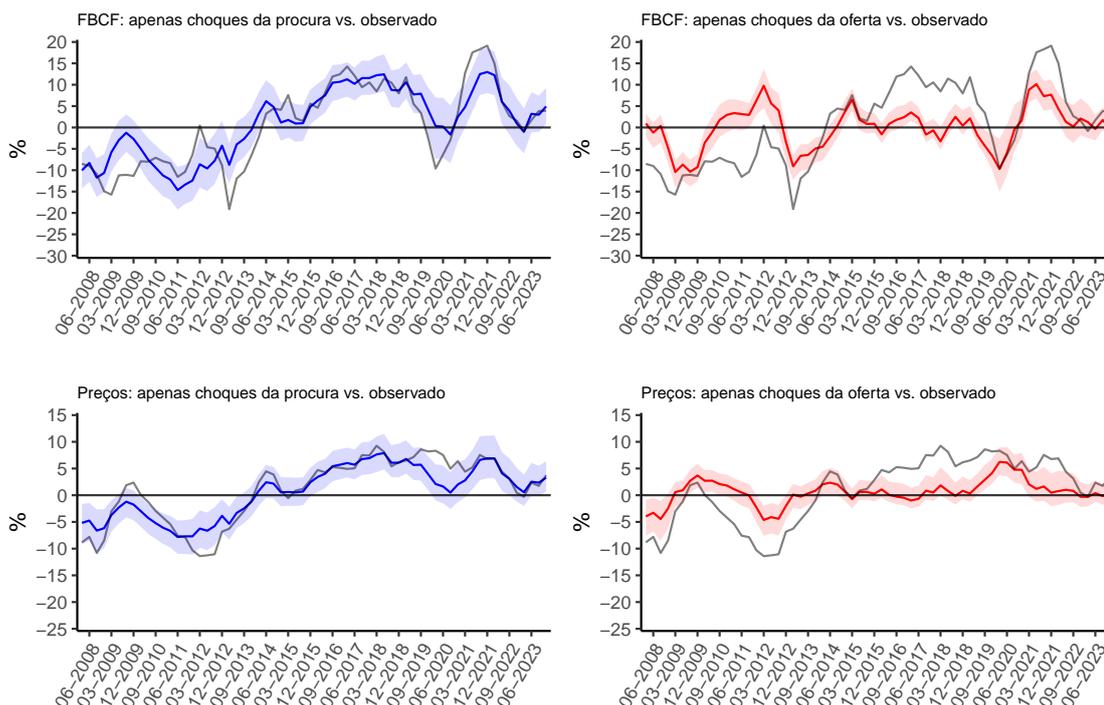


(B) Espanha

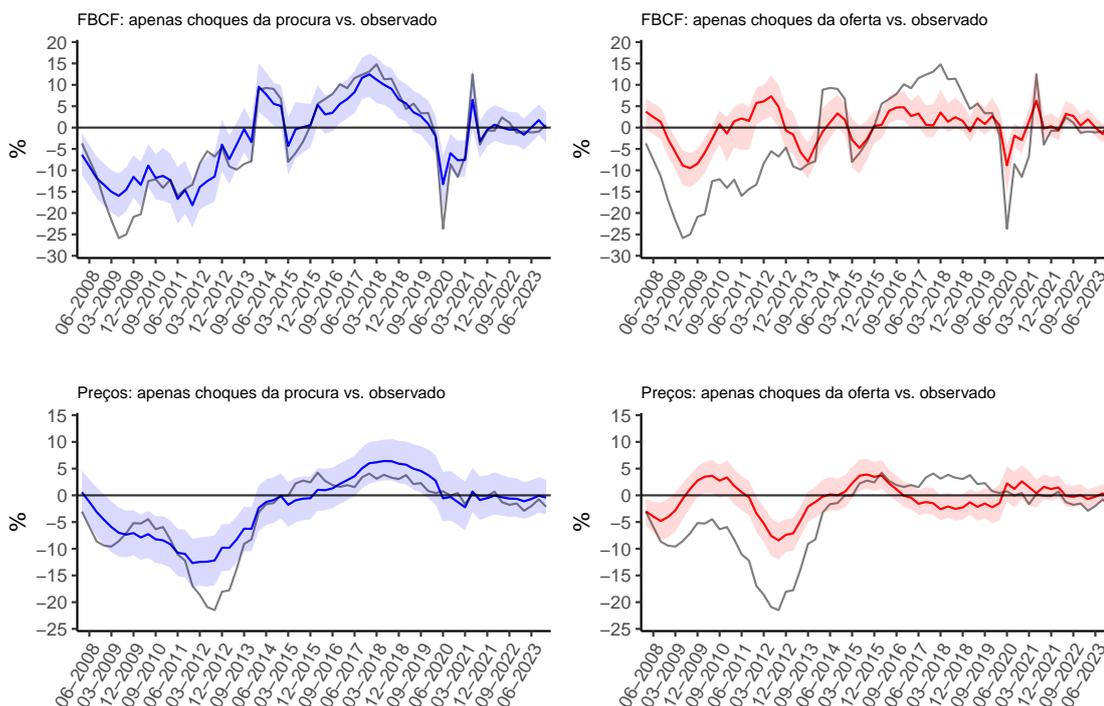
GRÁFICO 11: Funções impulso-resposta dos preços e FBCF em resposta a um choque da procura (coluna esquerda) e da oferta (coluna direita).

Notas: O tamanho do choque simulado é de um desvio-padrão. A azul apresentam-se os intervalos credíveis de 95%.

Fonte: Cálculo dos autores.



(A) Portugal



(B) Espanha

GRÁFICO 12: Decomposições históricas da taxa de crescimento da FBCF residencial e dos preços de habitações.

Notas: As linhas a cinzento representam as taxas de crescimento observadas da FBCF e dos preços, subtraídas das sua médias históricas, respetivamente. As linhas azuis e vermelhas representam o contributo dos choques da procura e oferta para cada um dos crescimentos das variáveis. As áreas a sombreado representam os respetivos intervalos credíveis de um desvio-padrão.

Fonte: Cálculo dos autores.

Entre 2008 e 2013, as forças de ambos os mercados parecem ter comportamentos, regra geral, semelhantes: a procura marcadamente a puxar o crescimento da FBCF residencial para valores negativos, enquanto a oferta oscila entre contribuições negativas e positivas. Consequentemente, em ambos os casos, o contributo da procura para o crescimento dos preços é claramente negativo, enquanto que o contributo da oferta oscila entre valores positivos e negativos.

A partir de 2014 até ao início da pandemia Covid-19 em 2020, a FBCF residencial em Portugal entra num período de crescimento contínuo acima do crescimento médio histórico. A decomposição aponta para que este crescimento seja maioritariamente impulsionado pelas forças da procura. O contributo da oferta oscila entre negativo e positivo, sendo na maioria do período estatisticamente não significativo. De igual modo, o crescimento dos preços é marcadamente guiado pelas forças da procura. A oferta é incapaz de contrabalançar este efeito, contribuindo também, em alguns períodos, ainda que de forma ligeira para o crescimento dos preços.

Esta narrativa contrasta com as decomposições calculadas para o mercado espanhol. Depois de algumas oscilações no período de 2014-2015, o crescimento da FBCF residencial também apresenta crescimentos contínuos acima do crescimento médio histórico no país. Contudo, neste caso, apesar da maioria do contributo ser proveniente do lado da procura, a oferta também contribui, de forma contínua, positivamente para este crescimento.<sup>19</sup> Tal explica que a procura esteja marcadamente a pressionar positivamente o crescimento dos preços, mas que a oferta contrabalance de certa forma essa pressão (ao contrário do caso português). Note-se como, no período entre 2016 e início de 2020, o crescimento dos preços em Espanha teria sido mais acentuado caso apenas houvesse choques da procura a condicionarem o equilíbrio de mercado. Este contraste fez com que, durante este período, se tenha sentido um crescimento dos preços mais acentuado, face à sua média histórica, em Portugal do que em Espanha.

Desde o início de 2020 até ao final de 2023, o modelo aponta para que, no caso português, continue a haver uma pressão considerável sobre os preços do lado da procura, sem que a oferta seja suficientemente eficaz a contrabalançar esta tendência. Houve uma desaceleração da FBCF residencial nos trimestres referentes ao Covid, e respetiva forte recuperação (mais uma vez, guiada maioritariamente pela procura) no ano de 2021. Desde meados de 2022, o início do ciclo restritivo de política monetária iniciado pelo BCE levou a uma desaceleração tanto da FBCF como dos preços, embora no final de 2023 os últimos já estejam a retomar uma trajetória de aceleração — guiados novamente pela pressão vinda da procura. Em contrapartida, em Espanha, desde o período da pandemia, os preços têm crescido abaixo ou dentro da média histórica (ou seja, nos gráficos, em torno de zero). Inicialmente, os constrangimentos na oferta pressionaram ligeiramente os preços a acelerar, mas a fraca procura contrabalançou essa tendência. No período mais recente, nem a procura nem a oferta têm estado a criar pressões consideráveis nos preços.

---

19. Apesar deste contributo ser marcadamente positivo, em alguns períodos apresenta pouca significância estatística. Ainda assim, no caso português verifica-se algumas contribuições negativas neste período, o que não acontece em Espanha.

Em suma, as decomposições históricas indicam que, tanto em Portugal como em Espanha, o crescimento dos preços da habitação tem sido impulsionado sobretudo pelas forças da procura. Não obstante, os resultados realçam como a oferta não tem sido capaz de contrabalançar esta pressão no caso português. Pelo contrário, em Espanha, sobretudo nos anos pré-pandémicos, o efeito positivo da oferta para a FBCF teve um impacto negativo nos preços.

## 5. Conclusão

As economias portuguesa e espanhola foram marcadas por dinâmicas macroeconómicas comuns entre 2008 e 2023: as crises financeira e das dívidas soberanas da zona euro, a que se seguiu a crise pandémica e mais recentemente a subida da inflação. Observou-se também que os determinantes relevantes para o mercado de habitação tiveram uma evolução semelhante nos dois países. Apesar disso, recorrendo ao teste econométrico de Phillips e Shi (2020), verifica-se que há sinais de sobrevalorização nos preços em Portugal desde 2017. Uma análise complementar com recurso a regressões de quantis permite concluir que os preços da habitação estão desalinhados face ao que é previsto pelos determinantes macroeconómicos. Ao invés, as duas abordagens indicam que não existe sobrevalorização dos preços em Espanha.

Por último, descreveu-se e quantificou-se o contributo que as forças da oferta e procura têm tido no equilíbrio de mercado em cada país. Esta análise permite perceber que, em geral, ao contrário de Espanha, o crescimento dos preços da habitação em Portugal é impulsionado sobretudo pelas forças da procura, com a oferta a não contrabalançar totalmente esta pressão. Neste contexto, considera-se o tipo de análise feito neste estudo um pré-requisito importante para o desenho de políticas públicas eficazes.

## Referências

- Aguiar-Conraria, Luís, Pedro Bação, Isabel Horta Correia, José Alberto Ferreira, Ricardo Reis, José Tavares, Nuno Valério, e José Varejão (2024). *Crises in the Portuguese Economy: from 1910 to 2022*. Fundação Francisco Manuel dos Santos Lisbon.
- Álvarez-Román, Laura e Miguel Garcia-Posada (2021). "Are house prices overvalued in Spain? A regional approach." *Economic Modelling*, 99, 105499.
- Baumeister, Christiane e James D Hamilton (2015). "Sign restrictions, structural vector autoregressions, and useful prior information." *Econometrica*, 83(5), 1963–1999.
- Baumeister, Christiane e James D Hamilton (2018). "Inference in structural vector autoregressions when the identifying assumptions are not fully believed: Re-evaluating the role of monetary policy in economic fluctuations." *Journal of Monetary Economics*, 100, 48–65.
- Baumeister, Christiane e James D Hamilton (2019). "Structural interpretation of vector autoregressions with incomplete identification: Revisiting the role of oil supply and demand shocks." *American Economic Review*, 109(5), 1873–1910.
- Brinca, Pedro, Joao B Duarte, e Miguel Faria-e Castro (2021). "Measuring labor supply and demand shocks during COVID-19." *European Economic Review*, 139, 103901.
- Cavalleri, Maria Chiara, Boris Cournède, e Ezgi Özsögüt (2019). "How responsive are housing markets in the OECD? National level estimates."
- Costa, Luísa Farinha Nuno Lourenço e Renata Mesquita, Sónia (2023). "Habitação em Portugal nos últimos 40 anos: regime de ocupação e recurso ao crédito." *Boletim Económico Do Banco de Portugal*, Outubro.
- Gavilán, Ángel (2024). "El mercado de la vivienda en España: evolución reciente, riesgos y problemas de accesibilidad." *Banco de España*.
- Gonçalves, Duarte, Susana Peralta, e João Pereira dos Santos (2023). "Short-Term Rental Bans and Housing Prices Quasi-Experimental Evidence from Lisbon." *Available at SSRN 4513823*.
- Harvey, David I., Stephen J. Leybourne, Robert Sollis, e A.M. Robert Taylor (2016). "Tests for explosive financial bubbles in the presence of non-stationary volatility." *Journal of Empirical Finance*, 38, 548–574.
- Machado, José AF e Joao Sousa (2006). *Identifying asset price booms and busts with quantile regressions*. Banco de Portugal, Economic Research Department.
- Phillips, Peter CB e Shuping Shi (2020). "Real time monitoring of asset markets: Bubbles and crises." In *Handbook of statistics*, vol. 42, pp. 61–80. Elsevier.
- Rodrigues, Paulo M.M., Duarte Gonçalves, Eduardo Anselmo de Castro, João B Duarte, João Lourenço Marques, João Pereira dos Santos, Luís Aguiar-Conraria, Maria Joana Soares, Paulo Batista, Pedro Brinca, et al. (2022). *O mercado imobiliário em Portugal*. Fundação Francisco Manuel dos Santos Lisbon.
- Rodrigues, Paulo M.M., Hugo de Almeida Vilares, e Rita Fradique Lourenço (2023). *A crise da habitação nas grandes cidades - uma análise*, vol. 1. Fundação Francisco Manuel dos Santos.
- Shi, Shuping, Stan Hurn, e Peter C B Phillips (2019). "Causal Change Detection in Possibly Integrated Systems: Revisiting the Money-Income Relationship\*." *Journal of*

*Financial Econometrics*, 18(1), 158–180.

Xiao, Zhijie (2009). “Quantile cointegrating regression.” *Journal of econometrics*, 150(2), 248–260.

## Apêndice A: Descrição do teste Phillips e Shi (2020)

### A.1. O Teste de Phillips, Shu and Yu

O procedimento de teste introduzido por Phillips, Shi e Yu [PSY] (2015) é implementado em três etapas:

1. testar a hipótese nula de que não existem períodos explosivos na amostra contra a alternativa de que existe pelo menos um desses períodos;
2. se o teste rejeitar, então segue-se a identificação temporal do(s) período(s) explosivo(s) na amostra;
3. contextualizar os resultados num modelo racional de preços de ativos e usar variáveis proxy dos fundamentos para avaliar se os períodos de detetados são consistentes com desvios dos fundamentos dos preços das casas.

### A.2. O Procedimento de PSY

Para implementar o procedimento, considera-se, como sugerido por PSY, uma fração inicial  $r_1$  e uma fração final  $r_2$  da amostra total, com tamanho de janela  $r_w = r_2 - r_1$ , e estima-se a regressão do teste aumentado de Dickey-Fuller (ADF),

$$\Delta y_t = \alpha_{r_1, r_2} + \varphi_{r_1, r_2} y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \vartheta_{r_1, r_2}^i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (\text{A.1})$$

onde  $p$  é a ordem de desfasamento temporal escolhida em sub-amostras utilizando um critério de informação (por exemplo, BIC ou AIC) e  $\varepsilon_t \sim i.i.d.(0, \sigma_{r_1, r_2}^2)$ . O número de observações usadas para estimar a regressão é  $T_w = [r_w T]$  e definem-se as estatísticas  $t$  que testam a hipótese nula  $H_0 : \varphi = 0$ , calculadas a partir de (A.1) como  $ADF_{r_1}^{r_2}$ .

PSY (2015) introduzem duas estatísticas para detetar episódios de sobrevalorização, nomeadamente o  $\sup ADF$  retrospectivo (BSADF) e o  $\sup ADF$  generalizado (GSADF), que são definidos como,

$$BSADF_{r_2}(r_0) = \sup_{r_1 \in [0, r_2 - r_0]} \{ADF_{r_1}^{r_2}\}$$

e

$$GSADF(r_0) = \sup_{r_2 \in [r_0, 1]} \{BSADF_{r_2}(r_0)\}$$

onde o fim da amostra é fixado em  $r_2$  e permite-se que o tamanho da janela se expanda a partir de uma fração inicial  $r_0$  da amostra total  $r_2$ . PSY sugerem que  $r_0$  seja escolhido para minimizar distorções de dimensão do teste, de acordo com a regra,  $r_0 = 0.01 + 1.8/\sqrt{T}$ , onde  $T$  é o tamanho da amostra. Este procedimento define uma estatística BSADF e calcula a estatística GSADF através da implementação repetida do teste BSADF para  $r_2 \in [r_0, 1]$ . Os valores críticos são obtidos por simulação.

A hipótese nula de ausência de períodos de sobrevalorização é baseada na estatística GSADF e a identificação temporal dos períodos de sobrevalorização é realizada através

da estatística BSADF: os pontos de início e fim de um período de sobrevalorização,  $r_{1,s}$  e  $r_{1,f}$ , são identificados sujeitos a condições de duração mínima,

$$\hat{r}_{1,s} = \inf_{r_2 \in [r_0, 1]} \left\{ r_2 : BSADF_{r_2}(r_0) > scv_{r_2}^{\beta_r} \right\}$$

e

$$\hat{r}_{1,f} = \inf_{r_2 \in [\hat{r}_{1,s} + \delta \log(T)/T, 1]} \left\{ r_2 : BSADF_{r_2}(r_0) > scv_{r_2}^{\beta_r} \right\}$$

onde  $scv_{r_2}^{\beta_r}$  é o valor crítico de  $100(1-\beta_T)\%$  à direita da estatística BSADF baseada em observações  $[r_2T]$  e  $\delta$  é um parâmetro de ajustamento que pode ser escolhido com base na frequência amostral. Um parâmetro de ajustamento igual a 1 implica uma condição de duração mínima de observações  $\log(T)$ . Um período ligeiramente explosivo é declarado se e quando o teste BSADF estiver acima do seu valor crítico por pelo menos  $[\hat{r}_{1,s}T] + [\log(T)]$  observações.

### A.3. O teste de Phillips e Shi

Phillips e Shi (2020) propõem um procedimento de bootstrap que combina os procedimentos de Harvey *et al.* (2016) e Shi *et al.* (2019). Este procedimento foi desenvolvido para mitigar a potencial influência de heterocedasticidade e para resolver o problema da multiplicidade nos testes recursivos. Seja  $\tau_0 = [Tr_0]$  e  $\tau_b$  o número de observações na janela sobre a qual a dimensão do teste deve ser controlada.

Passo 1: Usando o período da amostra completa, estima-se o modelo de regressão (A.1) sob a hipótese nula de raiz unitária e obtêm-se os resíduos,  $e_t$ .

Passo 2: Para um tamanho de amostra  $\tau_0 + \tau_b - 1$ , gera-se uma amostra de bootstrap dada por,

$$\Delta y_t^b = \sum_{j=1}^p \hat{\varphi}_j \Delta y_{t-j}^b + e_t^b \tag{A.2}$$

com valores iniciais  $y_i^b = y_i$  com  $i = 1, \dots, j + 1$ , e onde os  $\hat{\varphi}_j$  são as estimativas OLS obtidas na regressão ajustada no Passo 1. Os resíduos  $e_t^b = w_t e_t$  onde  $w_t$  é extraído aleatoriamente de uma distribuição normal padrão e  $e_t$  é extraído aleatoriamente com reposição da série de resíduos do modelo,  $e_t$ .

Passo 3: Usando as séries de bootstrap, estima-se a sequência de estatísticas do teste PSY  $PSY_t^{b\tau_0+\tau_b-1}$   $t = \tau_0$  e o valor máximo desta sequência,

$$\mathcal{M}t^b = \max_{t \in [\tau_0, \tau_0 + \tau_b - 1]} (PSY_t^b) \text{ onde } t \in [\tau_0, \tau_0 + \tau_b - 1]. \tag{A.3}$$

Passo 4: Repetem-se os passos 2-3 B vezes.

Passo 5: O valor crítico do procedimento PSY corresponderá ao percentil 95% da sequência  $\mathcal{M}_t^b$ .

O Passo 2 implementa um procedimento de *Wild* bootstrap para resolver a heterocedasticidade; e os Passos 3-5 replicam a sequência do teste recursivo PSY

e permitem gerar valores críticos que levam em consideração a multiplicidade na sequência de teste.

## Apêndice B: Teste de Co-integração em Quantis

Seguindo Xiao (2009), considerando  $\psi_\tau(u) = \tau - I(u < 0)$  e o resíduo da regressão de quantis

$$\varepsilon_{t\tau} = y_t - Q_{y_t}(\tau|\mathcal{F}_{t-1}) = y_t - \Theta(\tau)'Z_t = \varepsilon_t - F_\varepsilon^{-1}(\tau),$$

temos que  $Q_{\varepsilon_{t\tau}}(\tau) = 0$ , onde  $Q_{\varepsilon_{t\tau}}(\tau)$  é o  $\tau$ -ésimo quantil de  $\varepsilon_{t\tau}$  e  $E\psi_\tau(\varepsilon_{t\tau}) = 0$ .

A relação de co-integração pode ser testada observando diretamente a flutuação no processo residual  $\varepsilon_{t\tau}$  da regressão de co-integração de quantis. No caso de co-integração, o processo residual deve ser estável e as flutuações nos resíduos devem refletir apenas desvios do equilíbrio. Caso contrário, espera-se que as flutuações nos resíduos sejam de uma ordem de magnitude maior. Assim, a co-integração pode ser testada com base em  $\varepsilon_{t\tau}$ . Se considerarmos o seguinte processo de soma parcial,

$$Y_T(r) = \frac{1}{\omega_\psi^* \sqrt{T}} \sum_{j=1}^{[rT]} \psi_\tau(\varepsilon_{j\tau}),$$

onde  $\omega_\psi^{*2}$  é a variância de longo prazo de  $\psi_\tau(\varepsilon_{j\tau})$ , sob pressupostos adequados, o processo de soma parcial, em amostras grandes, converge para um processo Browniano  $W(r)$ . Escolhendo uma função contínua  $h(\cdot)$  que permita medir a flutuação de  $Y_T(r)$  (note que  $\psi_\tau(\varepsilon_{j\tau})$  é baseado em indicadores), pode construir-se um teste robusto para co-integração com base em  $h(Y_T(r))$ . Sob condições de regularidade e a hipótese nula de co-integração, observa-se que

$$h(Y_T(r)) \Rightarrow h(W(r)),$$

veja Xiao (2009) para detalhes.

Neste contexto, as medidas clássicas de Kolmogorov-Smirnov e Cramer-von Mises são de particular interesse. Sob a alternativa de não co-integração, estas estatísticas divergem para  $\infty$ . No texto da secção 3.2 reportam-se os resultados da aplicação desta abordagem usando a métrica de Kolmogorov-Smirnov, de modo que o teste usado é  $\sup |Y_T(r)|$ .

## Apêndice C: Decomposições históricas de choques procura e oferta com número de transações

Nesta secção apresenta-se uma análise de robustez na qual, no modelo estrutural BVAR apresentado na secção 4, se substitui a FBCF pelo número de transações de habitações.

Como foi anteriormente referido, o número de transações seria a variável mais indicada a usar como *proxy* das quantidades de equilíbrio transacionadas no mercado. Na prática, contudo, para ambos os países, o número de transações é uma série que

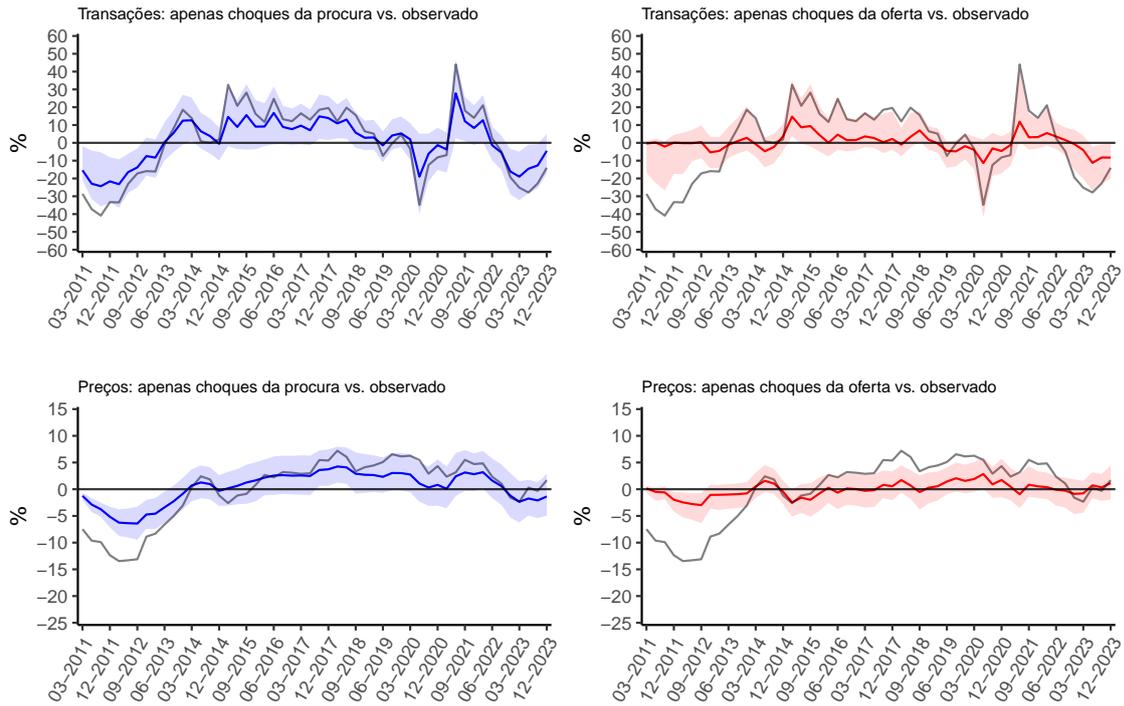
cobre um período temporal curto, o que torna a estimação do modelo menos robusta. Por exemplo, para o mesmo número de *burn-ins* utilizado no modelo da secção 4, o diagnóstico de Geweke falha no caso português quando se usa o número de transações, o que significa que o algoritmo que simula a distribuição *a posteriori* das elasticidades não convergiu para o objetivo dentro do período de *burn-in*.

Ainda assim, e como exercício apenas de robustez, apresentam-se no gráfico C.1 as decomposições históricas entre contribuições da procura e oferta para o equilíbrio de mercado português e espanhol, utilizando o número de transações e o índice de preços. O modelo utiliza dados trimestrais do primeiro trimestre de 2009 até ao final de 2023.<sup>20</sup>

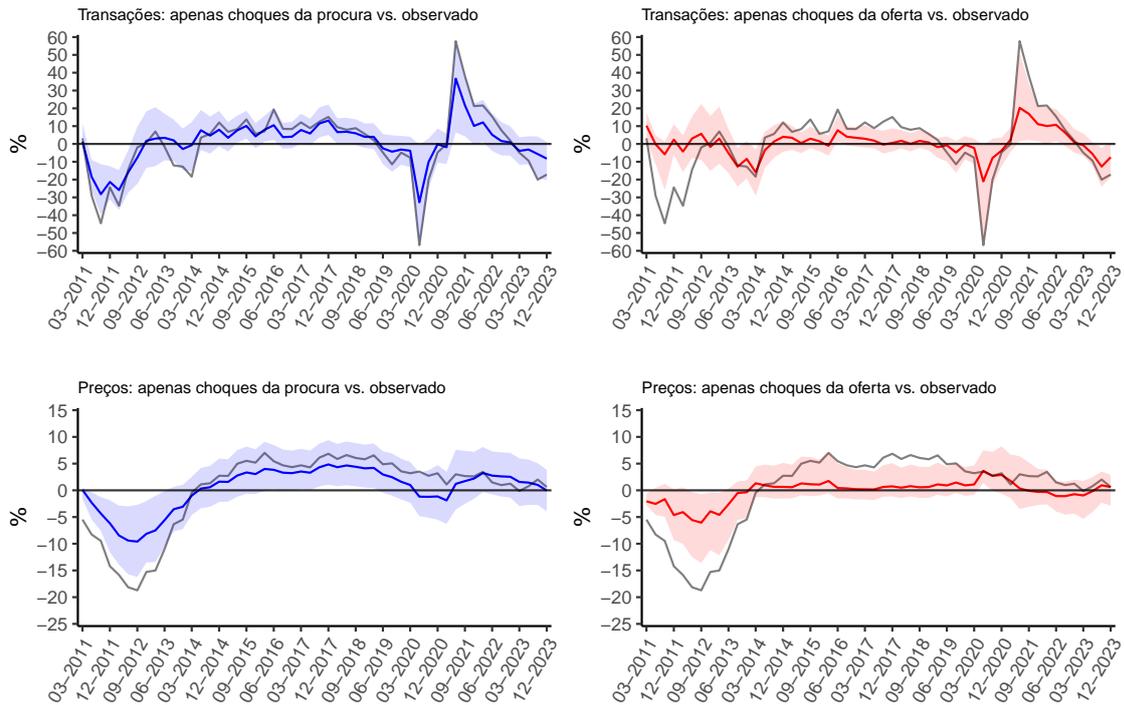
As principais conclusões mantêm-se inalteradas. Os preços, em ambos os países, entre 2014 e o início de 2020 foram marcadamente pressionados pela procura, com a oferta a não ser eficaz a contrabalançar essa pressão. Já no período mais recente, depois de uma queda substancial das transações guiada pela queda da procura no seguimento do aumento das taxas de juro por parte do BCE, Portugal já apresenta uma recuperação destas, novamente guiado por uma recuperação da procura, enquanto que as transações no mercado espanhol continuam em trajetória de desaceleração, com a procura ainda contraída.

---

20. Ao contrário do modelo apresentado na secção 4, neste caso utilizaram-se 4 trimestres de desfasamentos das variáveis endógenas, em vez de 8 trimestres, de forma a evitar a perda de um ano adicional na estimação do modelo.



(A) Portugal



(B) Espanha

GRÁFICO C.1: Decomposições históricas da taxa de crescimento do número de transações e dos preços de habitações.

Notas: As linhas a cinzento representam as taxas de crescimento das transações e dos preços, subtraídas das suas médias históricas, respetivamente. As linhas azuis e vermelhas representam o contributo dos choques da procura e oferta para cada um dos crescimentos das variáveis. As áreas a sombreado representam os respetivos intervalos credíveis de um desvio-padrão.

Fonte: Cálculo dos autores.