

2

Revista de
Estudos Económicos

Volume IV



BANCO DE
PORTUGAL
EUROSISTEMA

2

volume IV

Revista de Estudos Económicos

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



BANCO DE
PORTUGAL
EUROSISTEMA

Lisboa, 2018 • www.bportugal.pt

Índice

Editorial

Artigos

Quanto tempo demora a execução de uma dívida no sistema judicial português? | 1

Manuel Coutinho Pereira, Lara Wemans

O fim da curva de Phillips? - Resultados para Portugal | 29

Sara Serra

Previsão das exportações com seleção de previsores | 51

Francisco Dias, Nuno Lourenço, António Rua

Editorial

Abril 2018

O segundo número de 2018 da Revista de Estudos Económicos do Banco de Portugal contém três ensaios.

O primeiro ensaio, por Manuel Coutinho Pereira e Lara Wemans, intitula-se "Quanto tempo demora a execução de uma dívida no sistema judicial português?". Inquéritos às empresas em Portugal revelam que os riscos de pagamento e a morosidade da justiça são dos problemas mais relevantes no conjunto dos "custos de contexto". Para os agentes económicos é fundamental que o sistema de justiça consiga rapidamente o cumprimento das obrigações ou, pelo menos, um apuramento da incobrabilidade das dívidas.

O trabalho de Pereira e Wemans utiliza dados dos anos de 2007 a 2016 respeitantes a quase 2,4 milhões de processos para estudar os determinantes e a evolução da duração dos processos de execução para pagamento de dívidas civis e comerciais. Tendo em conta os casos em que a informação está disponível, apurou-se que cerca de 87% das ações são interpostas por entidades coletivas de direito privado, 12% por particulares e apenas 1% por pessoas de direito público (estas últimas recorrem mais a tribunais administrativos e fiscais). Em média 22% das execuções foi interposta por litigantes de massa (sociedades comerciais que interpõem mais de 200 ações por ano), sendo que este peso começou a decrescer partir de 2011. Os processos encontram-se concentrados em Lisboa e no Porto. Ao longo do período em análise ocorreu um crescimento da proporção de processos em unidades orgânicas especializadas, os juízos de execução, onde findavam 15% dos processos entre 2007 e 2009 tendo essa percentagem crescido para 90% em 2015 e 2016. A preços de 2011 o valor médio das execuções é de 21 mil euros mas cerca de dois terços são inferiores a cinco mil euros. Apenas cerca de 36% das execuções findou com o cumprimento da obrigação. Em 29% dos casos os bens eram inexistentes ou insuficientes e em 27% os processos terminaram por desistência ou situação equiparável. Os restantes 9% correspondem a situações de classificação mais complexas ou não especificadas.

A duração mediana, incluindo os dados dos processos pendentes, aumentou entre 2007 e 2009, tendo vindo a diminuir desde então. Esta diminuição deverá estar relacionada com as reformas judiciais na área da ação executiva. Em particular, no caso das reduções ocorridas a partir de 2013, a mesma refletirá ainda as medidas que agilizaram a extinção por falta de impulso do proponente da ação. Contudo, continua a verificar-se a mesma tendência, quando se exclui este fator. Os dados apontam igualmente para ações com dívidas de maior valor ou ações com apensos terem resolução mais lenta. Por último, utilizando a metodologia da análise de duração os autores estimaram as taxas instantâneas (probabilísticas) de finalização de processos (*hazard rates*) para a amostra global 2007-2016 e para dois subperíodos: antes

do ano judicial de 2014 e para este ano judicial e depois. As taxas de finalização são crescentes com a duração do processo para a amostra total e para a subamostra relativa aos anos anteriores a 2014. Para os anos de 2014 e seguintes as taxas de finalização são mais elevadas nos primeiros cinco anos que nos casos anteriores, resultando em durações medianas dos processos substancialmente menores.

A análise econométrica da duração baseou-se em modelos de Cox, onde um conjunto de variáveis influencia as taxas de finalização. Os resultados mais relevantes mostram que os processos com proponentes particulares ou litigantes de massa tendem a ser mais céleres do que os propostos por pessoas coletivas em geral. Causas de maior valor tendem a ter resolução mais lenta. Por comparação com as injunções, as execuções baseadas em documentos particulares e contratos tendem a ser mais demoradas. A existência de apensos tem um efeito negativo na celeridade. Por fim, alguns resultados apontam para que os níveis de congestão e de complexidade da litigância contribuam de forma quantitativamente muito relevante para aumentar a duração das execuções. Em geral os resultados econométricos apontam para uma menor duração nos anos mais recentes. Estas melhorias estão certamente associadas às várias medidas que foram sendo tomadas para melhorar a eficiência do sistema de justiça. Resta ver se este progresso se aprofunda em anos mais recentes e se é extensivo a outras dimensões do problema como seja a proporção dos montantes em dívida recuperados.

O segundo artigo, de Sara Serra, é "O fim da curva de Phillips? - Resultados para Portugal". A curva de Phillips é uma relação empírica negativa entre inflação e desemprego ou, alternativamente, uma relação positiva entre a inflação e o excesso de oferta agregada ou *slack*. Foi inicialmente vista como uma relação económica de longo prazo, mas o trabalho de Phelps e Friedman reformulou a curva de Phillips como um *trade-off* de curto prazo, dependente das expectativas de inflação. Ao longo dos anos, as estimativas das curvas de Phillips tornaram-se menos robustas, mas ainda constituem ferramentas analíticas relevantes para os decisores de política económica, em particular para os responsáveis pela condução da política monetária. Isso implica que melhorar a robustez das estimativas das curvas Phillips seria valioso. Quais são as razões para suas fragilidades? O que pode ser feito para superar tais fragilidades, e em que medida é que atingir tal objetivo é viável?

A análise de Serra começa com uma formulação genérica da curva de Phillips, onde a inflação num dado período é uma função das expectativas de inflação, dos níveis de inflação passados, dos preços de importação atuais e passados e do nível de excesso de oferta no período anterior. Dada essa especificação geral, a próxima tarefa é estimar a curva. Uma primeira área de preocupação é encontrar as variáveis operacionais corretas. Para começar, quais são as medidas de preços de importação e de inflação corretas que devem ser usadas nas estimativas das curvas Phillips? Quais são as melhores medidas operacionais para as expectativas de inflação? Qual é a melhor medida

de *slack*? Em cada caso, existem várias alternativas, às vezes em grande número.

Um segundo conjunto de problemas refere-se a encontrar a melhor especificação para o modelo da curva de Phillips. Os preços das importações e as expectativas de inflação deverão estar realmente na equação? Existem não-linearidades significativas em que, por exemplo, os coeficientes das equações para níveis extremos de *slack* são diferentes dos coeficientes para níveis mais baixos?

Para abordar essas questões, Serra usa dados do primeiro trimestre de 1996 até ao último trimestre de 2017 e estima um grande número de regressões (cerca de 500 modelos diferentes para cada medida de inflação testada). Serra avalia o desempenho de cada especificação observando as medidas de ajustamento (R²) e os erros quadráticos médios de previsões *out-of-sample* ao longo do tempo. Serra conclui que o Índice Harmonizado de Preços no Consumidor (IHPC), excluindo as componentes voláteis relacionadas com os preços dos bens alimentares e energéticos, é a melhor medida de inflação para efeitos da estimação da curva de Phillips. Os preços das importações só parecem ser relevantes nos anos mais recentes. Os níveis de *slack* podem ser estimados usando diferentes metodologias (com base em filtros, funções de produção, taxas de desemprego e subemprego), mas as melhores estimativas parecem ser as baseadas em hiatos do produto decorrentes do uso de funções de produção, embora uma medida baseada na taxa de desemprego de curto prazo e outra num inquérito qualitativo sobre a perceção do trabalho como fator limitativo à produção na indústria transformadora também tenham bons resultados.

Após os anos de crise financeira, as estimativas para os coeficientes do hiato do produto reduziram-se, suportando a tese do achatamento da curva de Phillips de referência (linear). Este resultado é consistente com alguma evidência da presença de não linearidades no modelo. No entanto, mesmo quando avaliadas em tempo real, as estimativas das curvas de Phillips continuam a representar uma melhoria em relação à capacidade de previsão de outros modelos e, como tal, continuarão sendo ferramentas úteis para os decisores das políticas macroeconómicas e para o entendimento geral dos fenómenos macroeconómicos.

O trabalho de Dias, Lourenço e Rua lida com as possibilidades geradas por esses ambientes contemporâneos ricos em dados. O ponto de partida é a lista dos principais destinos das exportações portuguesas, que inclui entre outros os seguintes países, ordenados pela dimensão das exportações: a Espanha, a França, a Alemanha, o Reino Unido, os EUA e outros países com importância mais reduzida. Para cada parceiro comercial é utilizado um painel de variáveis que inclui as principais medidas quantitativas da atividade económica (*hard data*), bem como avaliações qualitativas (*soft data*). A base de dados global inclui 766 séries. Esses conjuntos de dados internacionais, assim como os

dados nacionais, são usados para prever a taxa de crescimento homóloga das exportações de bens.

A previsão baseia-se em metodologias que representam melhorias face aos modelos de fatores tradicionais, usando pré-seleção de previsores. O uso da análise fatorial para extrair as informações fundamentais de uma base de dados com um número muito grande de variáveis tornou-se frequente em previsão. No entanto, para efeitos de previsão de variáveis específicas, como as exportações portuguesas de bens, a metodologia tradicional de extração de fatores pode não ser a melhor. Mesmo que os "fatores" sejam bons resumos do grande conjunto de dados original, eles não foram construídos com o objetivo de maximizar o seu poder preditivo em relação a uma variável específica. Para resolver este problema, os autores usam uma metodologia, o algoritmo LARS-EN, que pré-seleciona implicitamente um número limitado de previsores, o mais relevante, direcionado para cada problema específico de previsão.

Os resultados obtidos com indicadores *soft*, para um período fora da amostra de estimação de janeiro de 2009 até dezembro de 2016, mostram que a metodologia alcança ganhos de previsão para horizontes até 12 meses. Os ganhos de precisão nas previsões geradas pelos modelos de fatores usando variáveis pré-selecionadas são estatisticamente significativos em relação a um modelo autorregressivo com um número otimizado de defasamentos. Em geral, as melhores previsões são obtidas com 70 variáveis ou menos. No entanto, no caso particular do *nowcasting*, os autores concluem que o recurso apenas a dados nacionais, sem pré-seleção de variáveis, produz a melhor previsão. Assim, os dados dos principais parceiros comerciais de Portugal são mais informativos para gerar previsões para meses estritamente no futuro.

Um resultado final é que usar conjuntamente *hard* e *soft* data não parece trazer um ganho adicional para a previsão das exportações de bens.

Quanto tempo demora a execução de uma dívida no sistema judicial português?

Manuel Coutinho Pereira
Banco de Portugal

Lara Wemans
Banco de Portugal

Resumo

O presente trabalho aplica a análise de duração a uma base de dados compreendendo a totalidade das execuções por dívidas civis e comerciais que foram tramitadas nos tribunais judiciais de primeira instância em Portugal entre 2007 e 2016. A evidência aponta no sentido de uma redução expressiva da duração dos processos desde o início da presente década. Nessa altura, a mediana da duração das execuções era superior a cinco anos, tendo-se reduzido para cerca de dois anos e meio, na parte final do período considerado. O perfil probabilístico de resolução dos processos alterou-se também de forma significativa, sendo a intensidade de resolução dos processos pendentes na sua fase inicial bastante superior atualmente. A duração das execuções é influenciada designadamente pela respetiva complexidade, aproximada por um valor da causa mais elevado, pelo surgimento de apensos, bem como pela sua envolvente em termos do conjunto das execuções tramitadas na comarca. (JEL: K40, H11, C41)

Introdução

A capacidade de fazer cumprir uma obrigação com recurso ao sistema judicial é um dos fatores essenciais para o regular funcionamento do mercado, tendo a massificação do recurso ao crédito e ao pagamento diferido aumentado a sua relevância. Com efeito, a eficiência das ações executivas será uma vertente importante dos custos de contexto que as empresas ponderam nas suas decisões de investimento, com impacto no crescimento económico potencial. Evidência recente baseada em inquéritos às empresas indica, por um lado, que o risco de pagamento será particularmente elevado em Portugal (European Payment Report 2017) e que, por outro lado,

Agradecimentos: Os autores agradecem à Direção-Geral da Política de Justiça pelo fornecimento dos dados das execuções e pelos valiosos esclarecimentos e a Carmo Noronha e Marta Veloso pelo tratamento e auxílio na interpretação dos dados relativos às consultas à base de dados de contas bancárias. Os autores agradecem ainda a discussão com os participantes num seminário do Departamento de Estudos Económicos e os comentários de Ana Gouveia, João Amador, Jorge Correia da Cunha, Manuela Espadaneira, Miguel Gouveia e Nuno Garoupa. As opiniões expressas neste artigo são da responsabilidade dos autores, não coincidindo necessariamente com as do Banco de Portugal ou do Eurosistema. Eventuais erros ou omissões são também da exclusiva responsabilidade dos autores.

E-mail: manuel.coutinho.pereira@bportugal.pt; lara.wemans@bportugal.pt

a morosidade da justiça é uma dimensão muito relevante para as empresas portuguesas (Inquérito aos Custos de Contexto do INE 2015).

Do ponto de vista das empresas, a eficácia das execuções estará associada à capacidade do sistema judicial em promover rapidamente o cumprimento da obrigação ou, nos casos em que tal não seja possível (nomeadamente por insuficiência de bens), declarar a incobrável da dívida. Assim, no âmbito da ação executiva a eficácia do sistema de justiça estará intrinsecamente associada não apenas à capacidade de garantir o cumprimento da obrigação, sempre que o executado tenha a capacidade de a cumprir, mas também à duração dos processos.

Em traços gerais, entende-se por ação executiva o processo judicial através do qual o exequente promove o cumprimento de uma obrigação, frequentemente o pagamento de uma dívida. A execução tem por base um documento que constitui ou reconhece essa obrigação - o título executivo - que pode ter origem no sistema judicial, caso se trate de uma sentença ou de um requerimento de injunção, ou não, como é o caso de um cheque ou de uma livrança. A penhora traduz-se na apreensão judicial de bens do executado, concedendo ao exequente o direito de ser pago com preferência a qualquer outro credor que não tenha garantia anterior sobre esses bens e assume muitas vezes um papel central nestes processos. Importa ainda considerar que, na sequência de uma execução, podem surgir determinados aspetos processuais (apensos) deduzidos pelo executado ou por terceiros e de cuja resolução depende o termo da execução. Neste contexto, a duração e eficácia das execuções está fortemente relacionada com a capacidade do sistema judicial em identificar e penhorar bens e com as garantias conferidas ao executado e a outros credores (Leiras 2015).

O processo executivo em Portugal sofreu frequentes modificações nas últimas décadas, com alterações profundas no papel dos diferentes intervenientes (Pimenta 2012). A reforma de 2003 instituiu um novo paradigma, criando a figura do agente de execução, no sentido de diminuir a dependência do sucesso da execução da colaboração do executado e da capacidade do exequente para identificar bens penhoráveis. Esta alteração promoveu a desjurisdicionalização da ação executiva, na medida em que o agente de execução passou a ter poderes de direção prática do processo, mantendo ainda assim o juiz o controlo do mesmo (Gomes 2007). A implementação desta reforma gerou bloqueios evidentes, sendo que a clarificação dos poderes dos diferentes intervenientes¹ e a criação de instrumentos para o seu adequado funcionamento foram realizadas faseadamente (Lourenço 2017).

1. Neste ponto foram particularmente relevantes as alterações promovidas pelo Decreto-Lei n.º 226/2008, de 20 de novembro, que transferiu algumas competências do funcionário judicial e do juiz para o agente de execução (Araújo 2009).

Mais recentemente, importa destacar algumas das alterações promovidas pelo Código do Processo Civil de 2013 no domínio da ação executiva. Por um lado, foram englobadas as disposições transitórias do Decreto-Lei n.º 4/2013, de 11 de janeiro, alargando as causas de extinção da instância e estabelecendo o prazo de 6 meses para a extinção por falta de impulso processual. Por outro, foram reforçadas as garantias do executado, reduzindo o montante a partir do qual se exige uma maior intervenção do juiz no caso de documentos extrajudiciais e limitando a admissibilidade de documentos particulares como títulos executivos (de Freitas 2014).

Em termos de alterações nos procedimentos, foram particularmente relevantes, em 2013, a agilização da penhora de contas bancárias com a dispensa de despacho prévio do juiz e a possibilidade de obtenção de informação relativa às instituições em que o executado detém contas ou depósitos bancários² (Leiras 2015) e, no ano seguinte, a criação do Procedimento Extrajudicial Pré-Executivo (PEPEX). Este procedimento permite ao detentor de um título executivo obter informação relativamente à viabilidade de uma determinada ação executiva antes de a iniciar, nomeadamente pela consulta a bases de dados com informação sobre os bens detidos pelo devedor.

As sucessivas alterações legislativas nesta área específica e o considerável investimento na agilização de procedimentos espelham o papel relevante que o legislador português tem atribuído à eficácia do processo executivo. O presente estudo analisa uma característica da eficácia das execuções em particular: a sua duração. Mais especificamente, são utilizadas as técnicas da análise de duração, beneficiando da disponibilização de uma base de dados com informação relativa aos processos executivos para pagamento de dívidas civis e comerciais que foram tramitados nos tribunais portugueses de primeira instância entre 2007 e 2016, contendo mais de dois milhões de observações. Procura-se através desta metodologia evidenciar a evolução da probabilidade de uma execução findar consoante o tempo decorrido desde o seu início e identificar as características com impacto nesta duração.

A maioria dos estudos relativos à eficiência dos tribunais baseia-se em dados agregados ao nível do tribunal, encontrando evidência de elevada heterogeneidade em termos de eficiência, sem que se verifique uma relação clara entre a quantidade de recursos humanos alocados e a rapidez na resolução de processos (Voigt 2016). A evidência obtida com dados para Portugal corrobora estas conclusões (Pereira e Wemans 2017). Por outro lado,

2. Entre setembro de 2013 e dezembro de 2016 foram submetidos mais de um milhão de pedidos de consulta a esta base de dados gerida pelo Banco de Portugal, por oficiais de justiça e agentes de execução, para identificação das instituições legalmente autorizadas a receber depósitos em que o executado (ou requerido em procedimento Extrajudicial Pré-Executivo) detinha contas ou depósitos bancários.

existe evidência de um impacto significativo das características do juiz na quantidade de processos findos e na sua duração (Christensen e Szmer 2012).

A aplicação da análise de duração aos processos judiciais requer informação ao nível do processo, sendo particularmente reduzido o número de estudos que aplicam esta metodologia³, porventura pela dificuldade em aceder a bases de dados com este detalhe. Um dos principais benefícios na utilização de informação ao nível do processo face a informação agregada é a disponibilização de características associadas à complexidade de cada processo, como sejam a complexidade normativa invocada para a decisão (Vita 2012), o valor da causa ou a existência de múltiplos proponentes ou réus (Bielen *et al.* 2017). Além disso, estas bases de dados tornam possível a estimação do impacto na duração da ocorrência de eventos específicos no decorrer do processo, como a realização de prova pericial ou de audiências (Fenn e Rickman 2014, Grajzl e Zajc 2017 e Bielen *et al.* 2017). Outro fator analisado neste tipo de estudos, e que pode ter especial impacto no âmbito das execuções, é a natureza das partes (Heise 2000), na medida em que, por exemplo, os recursos mobilizados para a resolução da execução serão diferentes nas empresas face aos particulares, o que poderá influenciar a duração da ação.

Em contraste com o presente estudo, as análises que aplicam modelos de duração aos processos judiciais têm por base amostras relativamente pequenas, não sendo do conhecimento dos autores nenhum estudo em que esta metodologia seja aplicada especificamente às ações executivas. Além disso, não obstante a centralidade desta área de litigância na agenda de reformas da justiça nos últimos anos, nomeadamente no âmbito do programa de assistência económica e financeira (Comissão Europeia 2014), as análises quantitativas da eficácia do processo executivo em Portugal são relativamente escassas. Importa destacar, fundamentalmente, as análises efetuadas em Correia e Videira (2015, 2016), evidenciando a melhoria dos indicadores de desempenho nesta área entre 2011 e 2014.

O artigo está organizado do seguinte modo. A primeira secção apresenta a base de dados, evidenciando as principais características das execuções em Portugal, incluindo a tipologia do proponente, do título executivo e dos tribunais onde findam estes processos, o valor da causa e a ocorrência de determinados aspetos processuais. A segunda e a terceira secções analisam a duração e o perfil temporal da resolução das execuções, com base na totalidade dos processos, incluindo pendentes, permitindo ultrapassar as limitações das medidas de duração com base somente nos processos findos

3. Destaca-se a aplicação de modelos de duração à análise de processos administrativos na Itália (Vita 2012), processos de negligência médica também neste país (Grembi e Garoupa 2013) e no Reino Unido (Fenn e Rickman 2014), processos cíveis para compensação de danos em relações comerciais na Eslovénia (Grajzl e Zajc 2017) e processos relativos a contratos e ao setor da construção na Bélgica (Bielen *et al.* 2017).

(uma discussão destas limitações é feita em Pereira e Wemans 2017). Na quarta secção consideram-se as características das execuções como determinantes da respetiva duração e, por fim, apresentam-se as conclusões.

Caracterização das execuções para pagamento de dívidas civis e comerciais

A base de dados utilizada neste trabalho é composta por 2,351,768 observações correspondentes à totalidade das execuções por dívidas civis e comerciais (incluindo as dívidas por prestações de serviços) que foram tramitadas nos tribunais judiciais de primeira instância em Portugal entre 2007 e 2016⁴. Considerando a totalidade das execuções findas, a base de dados compreende cerca de 75% do respetivo total, excluindo essencialmente as execuções para pagamento de multas, custas, coimas e prémios de seguro.

Sendo a análise da duração dos processos o foco deste trabalho, as principais variáveis utilizadas são a data de início e a data de fim do processo. Importa referir que, apesar de existirem na base de dados 661,898 processos que tiveram início antes de 2007, estes são apenas uma parte dos processos iniciados nesses anos (aqueles que não findaram até ao final de 2006), existindo portanto uma truncagem à esquerda da informação disponível. Adicionalmente, a base de dados contém 616,073 processos para os quais não está disponível a data de fim, na medida em que se encontravam pendentes no final de 2016 (observações censuradas à direita).

Relativamente às características de quem promove a ação, esta informação encontra-se disponível para cerca de 80% dos processos terminados, mas apenas para cerca de 17% dos processos pendentes no final de 2016. As entidades coletivas de direito privado instauram a grande maioria das ações (87%), seguidas dos particulares (12%) e, por fim as entidades coletivas de direito público, com uma importância residual (1%), na medida em que as execuções por dívidas instauradas pelo Estado correrão termos tendencialmente nos tribunais administrativos e fiscais. Está igualmente disponível informação que permite identificar os litigantes de massa⁵ para

4. Foram excluídas da análise as observações com duração inferior a um dia (que corresponderiam muito provavelmente a reaberturas de processos), as correspondentes a execuções especiais por alimentos, aquelas em que a comarca de termo indicada não era compatível com a organização territorial em vigor na data de termo, as que tinham valor da causa nulo e, finalmente, as que não tinham um título executivo identificado, totalizando 10,890 observações.

5. Sociedades comerciais que apresentam mais de 200 ações, providências cautelares, procedimentos ou execuções por ano e que se encontram sujeitas a custas agravadas, nos termos do Regulamento das Custas Processuais e da Portaria n.º 200/2011, de 20 de maio. Importa referir que esta variável, tal como a relativa aos aspetos processuais que adiante se apresentará, foram obtidas exclusivamente para este estudo, não tendo sido sujeitas aos processos de consolidação e validação efetuados para as restantes variáveis que servem de base às publicações estatísticas oficiais.

cerca de 70% dos processos findos e 15% dos pendentes. Considerando os processos findos, o peso das execuções promovidas por litigantes de massa entre 2007 e 2016 é aproximadamente igual a 22%, tendo vindo a decrescer desde 2011 (Gráfico 1A). No que respeita ao setor de atividade, a informação só se encontra disponível para 43% das execuções instauradas por empresas. Nesta subamostra, os setores de atividade mais representados são as atividades financeiras e de seguros e os serviços de informação e comunicação, cada um com um peso de cerca de 30%. Também com um peso relevante, embora menor, destacam-se os setores do comércio (13%), das indústrias transformadoras (7%) e do imobiliário (5%)⁶.

A base de dados inclui ainda informação sobre a comarca onde os processos terminaram ou se encontravam pendentes no final de 2016⁷, permitindo também identificar os processos que findaram em unidades orgânicas especializadas na ação executiva - os juízos de execução. Relativamente à comarca, importa referir que existe uma clara concentração das execuções nas duas comarcas de maior dimensão (Lisboa e Porto), embora esta concentração tenha diminuído consideravelmente até 2012, recuperando nos anos seguintes, nomeadamente em 2015, primeiro ano completo de implementação do novo mapa judiciário que resultou no aumento da abrangência territorial destas comarcas. Em termos de especialização, entre 2007 e 2009, apenas cerca de 15% dos processos findava em juízos de execução, tendo essa percentagem apresentado uma tendência de aumento constante até 2014. Nos últimos dois anos da amostra, com a implementação do novo mapa judiciário, esta percentagem aumentou para 90%⁸ (Gráfico 1A).

Quanto às características do processo, existe informação relativamente ao tipo de título que serve de base à execução estando também disponível o valor da causa em 98% das observações. No que respeita ao tipo de título executivo⁹, a injunção é a categoria dominante, com um peso de cerca de 30% nos processos findos nos primeiros anos da amostra e quase 60% nos anos mais recentes (Gráfico 1B). A crescente predominância da injunção estará associada

6. Importa destacar que, dado que apenas foi possível identificar o setor de atividade em cerca de metade das entidades coletivas, as percentagens para o universo total podem diferir significativamente das aqui apresentadas.

7. A informação relativa à comarca não está disponível para uma pequena porção das execuções (7,127), que findou em tribunais com abrangência superior à comarca, como sejam os tribunais do trabalho ou de família e menores.

8. As comarcas de Lisboa, Porto, Guimarães e Oeiras têm processos findos em juízos de execução logo em janeiro de 2007 e a comarca de Vila Nova de Gaia a partir de maio desse ano. Com a instalação das comarcas-piloto, surgem execuções findas nesta tipologia de juízos também na Grande Lisboa-Noroeste e no Baixo Vouga. Por fim, com a implementação do novo mapa judiciário, em 2014, existem processos findos em juízos de execução em 16 das 23 comarcas.

9. Os diferentes títulos executivos foram agregados no sentido de criar categorias relativamente homogêneas e para as quais se pudesse assumir um tratamento semelhante por parte do sistema judicial. O apêndice A detalha a classificação efetuada.

às alterações legislativas que alargaram a abrangência deste procedimento, como referido em Pereira e Wemans (2015), tendo sido acompanhada por uma redução para metade do peso dos documentos particulares (de 30% para 14%) e da decisão judicial (de 20% para 10%). Por seu turno, os documentos autenticados, os contratos e os outros títulos representam cada um cerca de 5% dos processos (Gráfico 1B).

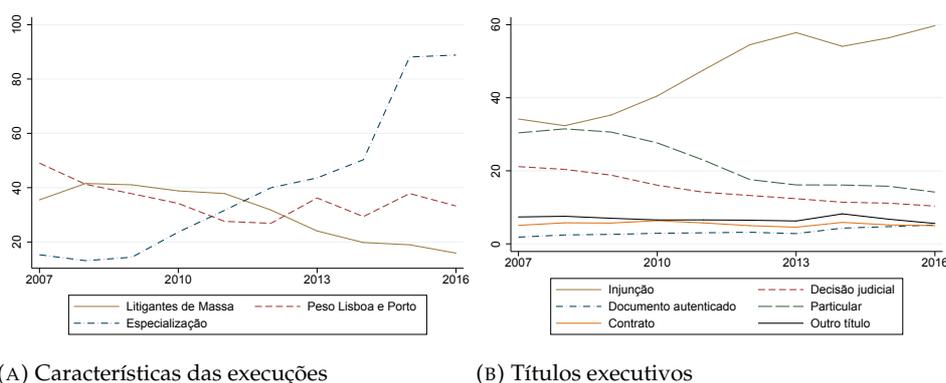


GRÁFICO 1: Principais tendências nas execuções por ano de termo (%)

Notas: Note-se que a abrangência territorial das comarcas de Lisboa e Porto foi alargada em setembro de 2014, com a implementação do novo mapa judiciário.
Fontes: DGPJ e cálculos dos autores.

O valor médio da causa, considerado a preços constantes de 2011 (deflator do consumo privado), é de 21 mil euros e apresenta uma distribuição fortemente assimétrica - cerca de dois terços das execuções têm um valor inferior a 5 mil euros (Gráfico 2). O valor médio dos processos é consideravelmente mais elevado no caso de processos instaurados por empresas do setor financeiro (cerca de 40 mil euros) e mais baixo nos setores associados às atividades de informação e comunicações (2 mil euros).

No que respeita a aspetos processuais, em cerca de 5% das observações foi identificada a existência de apensos associados ao processo¹⁰. As tipologias de apensos mais comuns, presentes em 3% das execuções, são as oposições por

10. Para os processos pendentes no final de 2016, foi incluída informação relativa à existência de apensos tendo por base a informação disponível até 15 de janeiro de 2018, o que poderá levar a uma subestimação da percentagem de execuções em que ocorrem apensos, uma vez que poderão ainda dar entrada no tribunal apensos associados a estes processos. Contudo, nas análises efetuadas nas secções seguintes, foram considerados somente os apensos iniciados até ao final de 2016, na medida em que só nesses casos poderão ter tido influência direta na duração observada. Para além disso, foram considerados somente os apensos registados no mesmo tribunal onde o processo finda, o que também levará a uma subestimação do número de apensos, em particular nos processos findos nos meses que sucederam à implementação do novo mapa judiciário, em setembro de 2014.

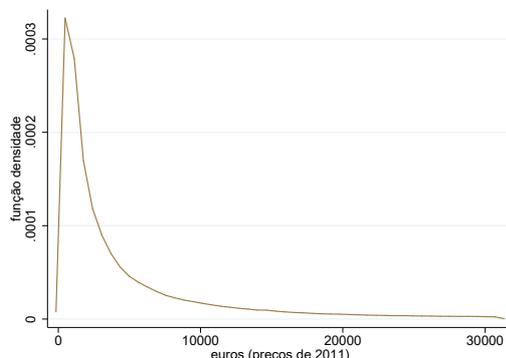


GRÁFICO 2: Distribuição do valor da causa, excluindo o decil superior

Fontes: DGPJ e cálculos dos autores.

parte do executado e os embargos de terceiro¹¹. Adicionalmente, cerca de 2% dos processos tiveram reclamações de créditos¹² e 0,4% outro tipo de apensos. Note-se que os processos findos em que existem apensos têm, em média, um valor da causa bastante elevado (74,8 mil euros).

Por fim, existe igualmente informação relativa à modalidade de termo do processo, dispersa por 39 categorias, muitas delas com representação residual no universo das execuções. Nesse sentido, procedeu-se à agregação destas categorias em quatro grupos, com o objetivo de aferir o peso das execuções bem-sucedidas, ou seja, que terminam em cumprimento da obrigação, e dos diferentes motivos de insucesso das restantes. De facto, apenas cerca de 36% das execuções findou com o cumprimento da obrigação¹³, verificando-se em 29% dos casos a inexistência ou insuficiência de bens, enquanto 27% terminou por razões imputáveis ao exequente, como a desistência ou a falta de impulso. De referir que cerca de 9% das observações não se enquadram na tipologia referida, ou não têm modalidade de termo especificada (o apêndice B apresenta uma lista das modalidades de termo incluídas em cada categoria). Neste contexto, podem ter um impacto significativo na duração não apenas a

11. «Os embargos de terceiro [...] podem ser utilizados por qualquer possuidor de um bem cuja posse seja incompatível com a realização ou com o âmbito da penhora» Gomes (2007), pp. 74.

12. A reclamação de créditos permite aos credores do executado que não o exequente intervir no processo por terem garantia real sobre os bens penhorados, ainda que o executado não esteja em incumprimento perante estes credores ou estes não detenham ainda título executivo (Leiras 2015).

13. Esta modalidade de termo engloba não só o termo por cumprimento efetivo da obrigação, como também situações em que o cumprimento é esperado, como no caso de pagamentos em prestações.

rapidez com que o sistema consegue promover o pagamento da dívida, mas igualmente as regras que determinam a extinção da instância.

A duração das execuções

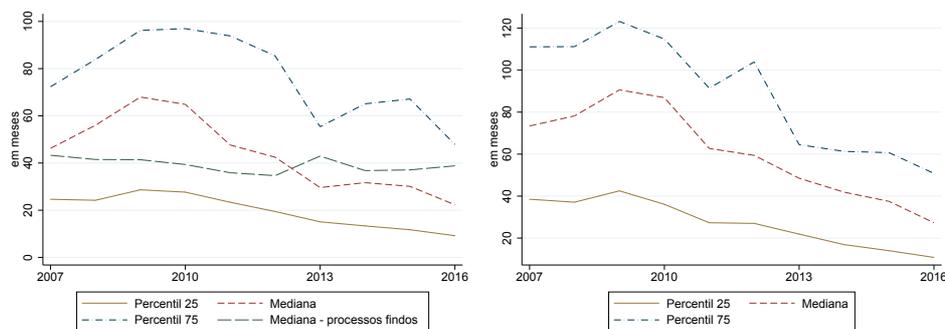
As estatísticas disponíveis relativamente à duração dos processos em Portugal centram-se na duração dos processos findos em determinado ano, um indicador que depende muito parcialmente do que ocorreu no ano em questão, na medida em que a generalidade dos processos terão começado em anos anteriores. Contudo, com base na informação relativa à data de início e à data de fim, é possível recorrer à análise da duração (ver, por exemplo, Kiefer 1988 e, para a implementação no programa *Stata*, Cleves *et al.* 2010) e calcular a função de sobrevivência dos processos executivos, a qual mostra como evolui a probabilidade de um processo continuar pendente consoante o tempo decorrido desde a entrada no sistema¹⁴. Neste contexto, a função é estimada tendo em consideração toda a informação relativa a cada período, ou seja, inclui os processos pendentes no início do período e os processos que entraram ao longo do mesmo, independentemente de terem sido terminados até ao final do período em análise.

A mediana anual da duração dos processos - período decorrido até à resolução esperada de metade dos processos - estimada com base em cada um destes indicadores apresenta tendências bastante diferenciadas no período em análise (Gráfico 3A). Enquanto a duração mediana das execuções findas se tem mantido estável em torno de 40 meses, a duração mediana calculada com base na função de sobrevivência teve um aumento considerável entre 2007 e 2009, apresentando após esse ano uma tendência decrescente, com reduções particularmente significativas em 2011, 2013 e 2016. A redução da duração ocorrida em 2013 foi especialmente vincada no que concerne aos processos mais longos, enquanto a estimativa do tempo necessário para resolver 25% das ações diminuiu a um ritmo constante desde 2010, passando de 25 meses para apenas 9. Refira-se que a redução expressiva evidenciada em 2013 pode estar, em particular, relacionada com a constituição de unidades especializadas na redução de pendências em atraso nos tribunais de Lisboa, Porto, Maia, Vila Nova de Gaia e Oeiras e com as medidas que agilizaram a extinção por falta de impulso do exequente e, no caso dos processos iniciados antes de setembro de 2003, facilitaram a extinção por falta de bens penhoráveis - cf. Decreto-Lei n.º 4/2013, de 11 de janeiro (Correia e Videira 2015).

Como referido, registaram-se em 2013 alterações significativas nas regras que determinam a extinção de execuções por falta de impulso do exequente.

14. Formalmente a função de sobrevivência é dada por $S(t) = Pr(T > t)$, sendo T a variável aleatória que representa o tempo decorrido até à resolução de um processo.

Neste contexto, importa analisar se a redução da duração das execuções foi efetivamente acompanhada por uma redução do tempo de resposta do sistema ou resultou simplesmente do facto de se extinguirem mais rapidamente as ações, sem que a obrigação fosse cumprida ou se declarasse a incapacidade para o seu cumprimento. Uma análise da duração das execuções que apenas considera como findos os processos em que o termo foi classificado como cumprimento ou incumprimento da obrigação e na qual as extinções por razões imputáveis ao exequente são consideradas como censuradas¹⁵, aponta para uma redução igualmente expressiva da duração média das execuções entre 2010 e 2016 (Gráfico 3B). Como se discutirá mais adiante, após isolar o impacto da alteração das características observáveis das execuções, continua a verificar-se evidência de uma menor duração dos processos no período mais recente.



(A) Todos os tipos de termo

(B) Tipo de termo: resolução efetiva

GRÁFICO 3: Evolução da duração dos processos executivos 2007-2016, comparação de diferentes medidas

Nota: Percentis resultantes das funções de sobrevivência, estimadas com base na informação completa sobre as execuções que tramitaram no sistema em cada ano; no gráfico (A), para comparação, mostra-se também a mediana simples da duração das execuções findas em cada ano.

Fontes: DGPJ e cálculos dos autores.

A redução na duração dos processos poderá decorrer de fatores associados ao sistema judicial, seja por via da simplificação de procedimentos, da disponibilização de meios ou da alteração das regras que definem a extinção das execuções, podendo igualmente estar associada a uma alteração da

15. Esta análise exclui os processos findos em que não é conhecida a modalidade do termo. O termo de processos por razões imputáveis ao exequente refletirá a ponderação, por parte deste, dos benefícios e custos de prosseguir com a ação, tendo em conta que o sistema não a conseguiu findar até essa data. Na medida em que este evento impediu que se observasse a finalização do processo pelo sistema, tais observações podem ser vistas como censuradas.

quantidade ou da complexidade dos processos executivos entrados. Neste contexto, é importante perceber como varia a duração das ações consoante as características do processo e o tipo de litigante.

Relativamente às características do processo, não existe uma clara distinção entre as funções de sobrevivência estimadas para a injunção, a decisão judicial, os documentos particulares e os outros títulos, destacando-se apenas a maior morosidade das execuções assentes em documentos autenticados que têm, contudo um valor médio da causa muito superior à dos restantes títulos (134 mil euros), e das baseadas em contratos. A existência de apensos associados ao processo aumenta consideravelmente a duração (Gráfico 4A), o que seria expectável tendo em consideração que a extinção do processo dependerá do termo destes apensos.

Os processos que envolvem dívidas de montantes mais elevados demoram, em média, mais tempo a resolver, o que se reflete numa diferença clara entre a função de sobrevivência ponderada pelo valor da causa e a função de sobrevivência não ponderada (Gráfico 4B). Este facto pode decorrer de uma relação positiva entre a complexidade da execução e o valor da causa, nomeadamente porque a cobrança de um valor mais elevado tenderá a exigir a prossecução de um número superior de atos processuais. Podem também contribuir para este resultado, a relação existente entre as regras de tramitação e o valor da causa, bem como uma associação positiva entre o montante da dívida e os recursos mobilizados pelo executado para evitar que a cobrança se efetive.

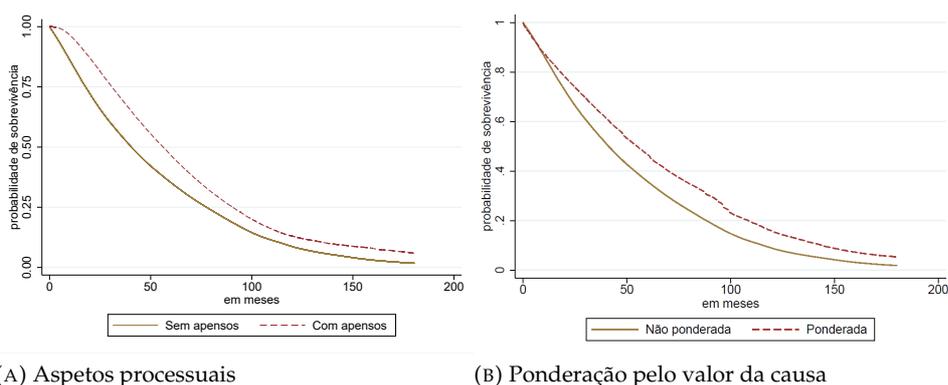


GRÁFICO 4: Funções de sobrevivência dos processos

Nota: Os gráficos mostram as funções de sobrevivência Kaplan-Meier para durações até 15 anos, período que cobre o tempo de vida da generalidade dos processos. Na curva a tracejado no gráfico 4B tomou-se como ponderador o valor da causa em termos reais.

Fontes: DGPJ e cálculos dos autores.

No que concerne às características do litigante e à modalidade de termo, apenas é possível analisar a duração dos processos findos¹⁶. Por tipo de litigante, conclui-se que a resolução dos processos é, em média, ligeiramente mais rápida quando estes são promovidos por particulares, demorando 45 meses, o que compara com 49 meses para os processos intentados por entidades coletivas. Por setor de atividade, são as empresas financeiras e de seguros que apresentam uma duração média mais elevada (61 meses), enquanto as atividades de informação e comunicação, o comércio e as indústrias transformadoras apresentam uma duração próxima da verificada para a totalidade das empresas, e as atividades imobiliárias um valor médio claramente mais baixo (32 meses). Os processos intentados por litigantes de massa demoraram em média menos 6 meses comparativamente às restantes empresas. Relativamente à modalidade de termo, os processos mais rápidos são os que terminam com o cumprimento da obrigação (39 meses), seguidos dos que terminam por insuficiência de bens (48 meses) e finalmente aqueles que terminam por desistência ou falta de impulso (60 meses).

Perfil probabilístico da resolução das execuções

O perfil temporal da resolução de processos pode ser estudado através da função de risco (*hazard function*), a qual constitui um modo alternativo de caracterizar a distribuição da respetiva duração, a par com a função de sobrevivência acima apresentada. A função de risco mede a taxa instantânea, em termos probabilísticos, de finalização de um processo pendente, reportada a um determinado momento após o seu início¹⁷. No gráfico 5 apresenta-se esta função para a totalidade do período em análise. Como descrito na introdução, os últimos anos ficaram marcados por profundas alterações, quer na tramitação da ação executiva, com a entrada em vigor do Código do Processo Civil de 2013 e a disponibilização de plataformas eletrónicas de suporte à atividade dos agentes de execução, quer na organização dos tribunais, com a implementação do novo mapa judiciário, no ano judicial de 2014¹⁸.

16. Uma vez que praticamente não existe informação relativa a estes indicadores para os processos pendentes, as funções de sobrevivência estimadas seriam claramente enviesadas para durações inferiores.

17. Mais especificamente, a função de risco mede a probabilidade de resolução de um processo ocorrer durante um intervalo infinitesimal de tempo, condicionada ao processo ter permanecido pendente até esse momento, dividida pela amplitude do intervalo. A função de risco ($h(t)$) relaciona-se com a função de sobrevivência pela expressão $h(t) = -d \ln S(t) / dt$.

18. Neste trabalho as referências a anos judiciais consideram sempre o período entre 1 de setembro e 31 de agosto do ano seguinte e não o ano judicial oficial que, em determinados períodos, coincidiu com o ano civil. Com efeito, as principais medidas de política foram

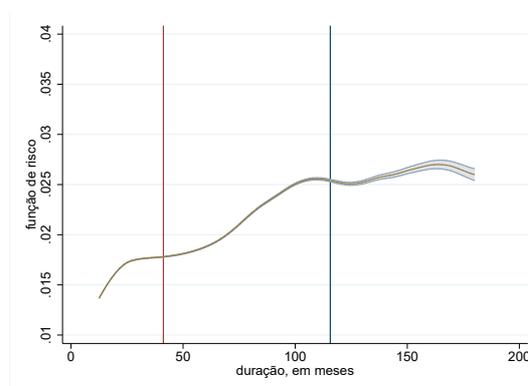


GRÁFICO 5: Taxa instantânea (probabilística) de finalização dos processos, amostra completa

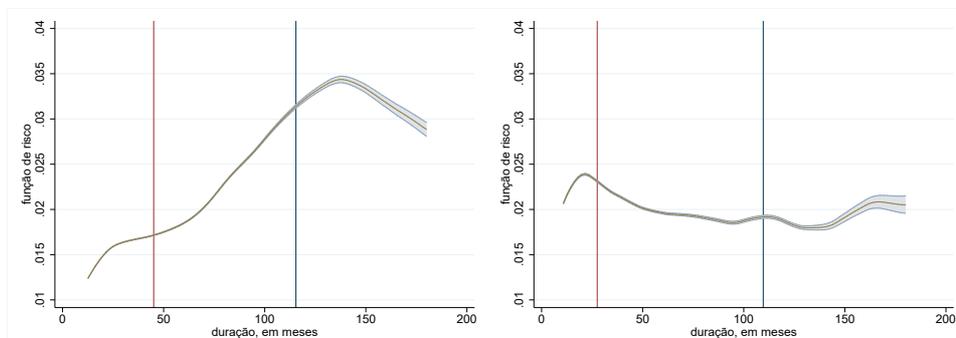
Nota: O gráfico mostra a função de risco e bandas de confiança a 95%, para durações até 15 anos, período que cobre o tempo de vida da generalidade dos processos. A linha vermelha é a mediana da duração dos processos e a linha azul o percentil 90.

Fontes: DGPJ e cálculos dos autores.

Os gráficos 6A e 6B mostram as funções de risco, respetivamente, para os períodos anterior e posterior ao início do ano judicial de 2014. Tomando este último como ponto de quebra da amostra, o segundo gráfico captará aproximadamente o perfil atual da intensidade probabilística de resolução de processos, já refletindo as diversas alterações que têm vindo a afetar o processo executivo. Nos gráficos apresenta-se ainda o tempo decorrido até que se atinja, respetivamente, a mediana (linha vermelha) e o percentil 90 (linha azul) dos processos resolvidos, dando uma indicação dos intervalos de duração em que se concentra a resolução da maior parte dos processos.

Quando se considera a totalidade do período em estudo, a função de risco indica um perfil de dependência positiva da duração (Gráfico 5), isto é, a taxa instantânea de finalização de processos pendentes aumenta com o tempo de vida dos mesmos (exceto para durações muito elevadas, onde está em causa um número muito pequeno de processos). Contudo, este resultado é essencialmente determinado pelo perfil no primeiro período amostral (Gráfico 6A). No período amostral com início no ano judicial de 2014 (Gráfico 6B), a intensidade de finalização não tem uma tendência marcada, estando contida num intervalo muito mais limitado. Além disso, tal intensidade é superior neste segundo período, num intervalo que se estende desde a fase inicial dos processos até cerca dos 5 anos de duração. É este facto que faz com que se

implementadas com efeitos após o termo das férias judiciais e não no início do ano, apontando para que este seja o referencial mais relevante para o sistema judicial português.



(A) Período anterior ao ano judicial de 2014 (B) Ano judicial de 2014 e seguintes

GRÁFICO 6: Taxa instantânea (probabilística) de finalização dos processos

Nota: Os gráficos mostram as funções de risco e bandas de confiança a 95%, para durações até 15 anos, período que cobre o tempo de vida da generalidade dos processos. A linha vermelha é a mediana da duração dos processos e a linha azul o percentil 90.

Fontes: DGPJ e cálculos dos autores.

atinja, designadamente, a mediana dos processos finalizados bastante mais cedo.

No regime anterior à reforma de 2003, a intervenção do juiz em todos os processos executivos seria uma razão para um perfil crescente da taxa de risco, no pressuposto de uma natural atribuição de prioridade aos processos mais antigos. Não obstante o primeiro período amostral se iniciar já em 2007, o sistema tinha a essa data ainda um número importante de processos pendentes, quer entrados antes da reforma, quer na fase de transição para o novo regime. É também de esperar que o perfil apresentado no gráfico 6A reflita a adaptação do sistema às novas regras, nomeadamente no que se refere à formação de um corpo de agentes de execução capaz de dar resposta ao volume de processos entrados.

O perfil probabilístico da resolução das execuções depende também de diversas diligências relacionadas com a penhora dos bens do executado. Assim, a maior intensidade de finalização nos primeiros anos do processo e a ausência de uma tendência ascendente vincada, no período amostral mais recente, refletirão também os ganhos de celeridade nos procedimentos de identificação e penhora dos bens, incluindo o impacto de uma maior eficácia destes mecanismos na promoção do cumprimento voluntário das obrigações ainda numa fase inicial.

Determinantes da duração das execuções

Metodologia

O impacto das diferentes variáveis explicativas na duração é estudado com base num modelo semiparamétrico, o modelo de Cox (1972), bastante usual neste contexto (ver, por exemplo, Cameron e Trivedi 2005). O modelo de Cox assume que a função de risco do processo associado ao conjunto de variáveis explicativas \mathbf{x}_i , $h(t|\mathbf{x}_i)$, é dada por

$$h(t|\mathbf{x}_i) = h_0(t) \exp(\beta_1 x_{1,i} + \beta_2 x_{2,i} + \dots + \beta_k x_{k,i}), \quad (1)$$

em que $h_0(t)$ é a função base de risco e $\exp(\mathbf{x}\beta)$ o fator de risco relativo. Verifica-se uma relação de proporcionalidade entre as funções de risco de quaisquer dois processos \mathbf{x}_j e \mathbf{x}_i , sendo a razão de proporcionalidade dada por $\exp(\mathbf{x}_j\beta)/\exp(\mathbf{x}_i\beta)$. Em particular, se os processos diferirem somente quanto a uma característica expressa através de uma variável binária (que assume, digamos, o valor 1 no caso de o processo ser intentado por uma empresa e o valor 0 no caso de este ser intentado por um particular), a constante multiplicativa que relaciona as funções de risco é dada pela exponencial do coeficiente da variável em causa. O principal atrativo do modelo de Cox é não exigir a modelização da função base de risco (embora esta possa ser estimada). Não obstante, o modelo de Cox pressupõe, na sua forma mais simples, que todos os regressores deslocam essa mesma função de forma multiplicativa, ou seja, assume a proporcionalidade dos riscos.

A hipótese de proporcionalidade pode porém ser parcialmente levantada através de uma estimação estratificada, na qual se assume que as funções base de risco são diferenciadas em cada estrato (1, 2, ...) definido pelos valores de uma ou mais variáveis categóricas para as quais não se quer assumir a proporcionalidade dos riscos. Assim, existem agora diferentes funções de risco dadas por

$$\begin{aligned} h_1(t|\mathbf{x}_i) &= h_{01}(t) \exp(\beta_1 x_{1,i} + \beta_2 x_{2,i} + \dots + \beta_k x_{k,i}) \\ h_2(t|\mathbf{x}_i) &= h_{02}(t) \exp(\beta_1 x_{1,i} + \beta_2 x_{2,i} + \dots + \beta_k x_{k,i}) \\ &\dots, \end{aligned} \quad (2)$$

em que os coeficientes das variáveis explicativas não usadas na estratificação são comuns a todos os estratos.

Além do modelo de Cox, foram estimados modelos paramétricos, Weibull e Gompertz, ambos assumindo a mencionada hipótese de proporcionalidade dos riscos. Estes modelos são compatíveis com o perfil crescente da função de risco não paramétrica no período amostral completo (Gráfico 5). Contudo, os resultados (disponíveis a pedido) são semelhantes aos abaixo apresentados

para o modelo de Cox (tal como em Vita 2012 e Bielen *et al.* 2016), pelo que não se justifica a sua discussão.

Variáveis explicativas

As variáveis explicativas cobrem as seguintes características dos processos: natureza individual *versus* coletiva de quem propõe a ação, estatuto de litigante de massa no caso de pessoa coletiva, valor da causa em termos reais, espécie de título executivo em que a execução se baseia e aspetos de tramitação processual (existência de apensos) - ver a secção sobre a caracterização das execuções, para mais detalhes. O valor da causa tem uma distribuição fortemente assimétrica à direita, pelo que foi considerado em logaritmo. A natureza do exequente e o estatuto de litigante de massa têm um número importante de observações em falta, afetando particularmente os processos pendentes (i.e. as observações censuradas), enquanto o valor da causa tem um número residual de observações em falta. Optou-se por imputar as observações em falta nestas variáveis, segundo o método de imputação múltipla¹⁹.

Na base de dados existe informação acerca da comarca em que o processo terminou, segundo a configuração do mapa judiciário reportada a essa data. Contudo, a organização territorial do sistema judicial alterou-se ao longo do período abrangido pelo estudo, sendo de referir, para além da alteração mais recente, a criação das comarcas-piloto em 2009. Tomando como referência a configuração atual do mapa judiciário, procurou-se estendê-la a todo o horizonte abrangido, através de um exercício de agregação territorial. A comarca de termo do processo, assim determinada, foi utilizada para estratificar a amostra, visto que não pareceu adequado impor a proporcionalidade das funções de risco entre todas as comarcas (através da inclusão de efeitos-fixos na regressão de Cox). Este procedimento permite uma modelização mais flexível, assegurando, ao mesmo tempo, que os coeficientes das restantes variáveis não são afetados pela sua correlação com as características da comarca. Tal procedimento tem, porém, a desvantagem de não permitir estimar diretamente os impactos dessas mesmas características na duração dos processos.

Em complemento, foram estimadas especificações incluindo variáveis de comarca, aqui retendo a configuração geográfica efetiva da comarca

19. Na implementação deste método utilizaram-se as rotinas *standard* disponíveis no programa *Stata*, tendo a natureza do exequente e o estatuto de litigante de massa sido imputadas com base numa regressão logística, e o valor da causa com base numa regressão linear, sobre os diversos regressores, o indicador de censura e a função de risco cumulativa (ver White e Royston 2009). As variáveis binárias têm, respetivamente, uma proporção de cerca de 35% e 45% de observações em falta, e o valor da causa de cerca de 2%. Foi decidido não imputar o setor de atividade do exequente, também disponível na base de dados, dada a existência de uma proporção muito elevada de observações em falta.

no termo do processo. Em particular, pretendeu-se estudar o impacto da congestão na duração dos processos. Não é possível construir uma medida direta da congestão na comarca num dado ano, considerando processos findos e pendentes, dado que só existe informação sobre a comarca onde o processo findou e o mapa judiciário teve alterações significativas no período amostral. Considerou-se, em alternativa, a média da duração dos processos «pares», ou seja, aqueles que terminaram na mesma comarca e no mesmo ano que o respetivo processo. Incluiu-se ainda uma medida da complexidade da litigância, tomando-se o logaritmo da média do valor da causa na comarca. Foram calculados outros indicadores de comarca exteriores ao sistema judicial, designadamente baseados no Índice de Poder de Compra do INE e na densidade do tecido empresarial (a partir dos dados disponíveis ao nível do município), mas estes apresentavam uma correlação bastante elevada com a duração dos processos «pares», pelo que não foram utilizados.

Os processos instaurados num dado ano partilham determinantes comuns, quer vindas do próprio sistema judicial, como sejam alterações na legislação e nos procedimentos de tramitação aplicáveis, quer exteriores ao sistema, como sejam a evolução da tipologia das transações na economia, ou a variação do incumprimento de créditos em função do ciclo económico. Na especificação econométrica de referência, o ano judicial de início da execução foi também tomado como variável de estratificação, uma vez que os testes gráficos foram desfavoráveis à verificação da hipótese de proporcionalidade dos riscos. Contudo, experimentou-se também a modelização como efeitos-fixos, quase sem impacto nas magnitudes e significância dos coeficientes das outras variáveis. No que se refere às restantes variáveis, os testes gráficos indicaram que a referida hipótese se verificava aproximadamente, exceto quanto à existência de apensos. Na verdade, a inclusão desta última informação no modelo deve ser vista como uma aproximação: a sua modelização adequada requereria um modelo com variação temporal, que tivesse em consideração o momento de início dos processos apensos.

Considerou-se como hipótese de modelização que a influência de algumas espécies de títulos executivos na duração pudesse interagir com o valor causa. Com efeito, a legislação processual civil tem previsto um processo executivo mais célere no caso de títulos na forma de decisões judiciais e injunções, e títulos de formação extrajudicial cumprindo certos requisitos, designadamente um valor da execução inferior a um dado limiar (não obstante as diversas alterações introduzidas a esses requisitos ao longo do tempo). No período abrangido por este estudo, têm sobretudo relevância os regimes instituídos pelas reformas de 2003 e 2013, em que nestes casos, por regra, se dispensa o despacho liminar do juiz e a citação prévia do

executado (ver, por exemplo, Passos 2012 e Pinto 2013)²⁰. Existe um pequeno número de processos mais antigos na base de dados - cerca de 10% - que começaram na sua quase totalidade após a entrada em vigor do Decreto-Lei n.º 274/97, de 8 de outubro. Neste período, para os títulos de formação judicial e restantes títulos com um valor da execução abaixo de um certo limiar (cumulativamente com outras condições), a execução iniciava-se diretamente com a penhora, sem que o executado fosse citado, ainda que houvesse lugar a despacho liminar do juiz²¹. A necessidade de despacho liminar do juiz no período anterior a 2003, para a citação do executado ou para a penhora dos bens indicados pelo exequente, era transversal a todos os títulos e será, em princípio, captada pelo indicador de ano de início do processo.

As variáveis contínuas - o valor da causa e as medidas de congestão e complexidade da litigância na comarca - foram centradas em torno da mediana, a fim de que a função base de risco fosse estimada por referência a esse valor. Com efeito, no modelo de Cox, esta função é estimada na origem das variáveis explicativas - o valor que torna o fator de risco relativo igual a 1, na expressão (1).

Resultados para a totalidade das comarcas

No quadro 1 apresentam-se os resultados para o conjunto das execuções no período 2007-2016, estratificando por ano judicial de início e comarca, como se indicou, e também dividindo a amostra entre o período anterior e posterior ao ano judicial de 2014, à semelhança do que se fez na secção sobre o perfil de resolução dos processos. Estimam-se ainda duas especificações complementares: incluindo variáveis de comarca (deixando cair a estratificação por comarca), e interagindo algumas das espécies de título executivo com o valor da causa.

Os processos iniciados por litigantes de massa, no universo dos processos intentados por entidades coletivas, tendem a decorrer mais rapidamente (intensidade probabilística de finalização cerca de 40% mais elevada), e o mesmo acontece com os processos intentados por particulares face a entidades coletivas (com um efeito menos marcado: deslocamento de aproximadamente 20% na intensidade de resolução). O primeiro resultado poderá atribuir-se ao facto de os litigantes de massa afetarem recursos significativos a este tipo de litigância, porventura recorrendo a agentes de execução com grande

20. Atualmente, o referido limiar é 10 mil euros, o dobro da alçada dos tribunais de 1.ª instância, fixada pela Lei n.º 62/2013, de 26 de agosto; entre 2003 e 2013, tal limiar era a alçada dos tribunais da relação, fixada em 30 mil euros, pelo Decreto-Lei n.º 303/2007, de 24 de agosto, e, anteriormente, num valor equivalente a 14.963,94 euros, pela Lei n.º 3/99, de 13 de janeiro.

21. O limiar relevante era então a alçada dos tribunais de 1.ª instância, fixada num valor equivalente a 3740,99 euros pela Lei n.º 3/99, de 13 de janeiro, e, anteriormente, a 2493,99 euros pelo Decreto-Lei n.º 38/87, de 23 de dezembro.

	Amostra completa			Período	Período
	Interação		Variáveis	pré-novo	pós-novo
	valor x título		de comarca	mapa	mapa
<i>Exequente (Pessoa coletiva)</i>					
Particular	1.21*** <i>0.06</i>	1.21*** <i>0.06</i>	1.10*** <i>0.04</i>	1.26*** <i>0.09</i>	1.12*** <i>0.01</i>
Coletiva, grande litigante	1.39*** <i>0.05</i>	1.39*** <i>0.05</i>	1.24*** <i>0.03</i>	1.49*** <i>0.11</i>	1.12*** <i>0.01</i>
Valor da causa	0.86*** <i>0.01</i>	0.86*** <i>0.01</i>	0.90*** <i>0.01</i>	0.87*** <i>0.01</i>	0.85*** <i>0.00</i>
<i>Título executivo (Injunção)</i>					
Sentença	1.02 <i>0.05</i>	1.02 <i>0.05</i>	1.04 <i>0.06</i>	1.08** <i>0.04</i>	0.85*** <i>0.04</i>
Doc. autêntico/autenticado	1.01 <i>0.04</i>	1.03 <i>0.05</i>	1.03 <i>0.04</i>	1.03 <i>0.07</i>	1.00 <i>0.03</i>
Contrato	0.90*** <i>0.02</i>	0.86*** <i>0.02</i>	0.96** <i>0.02</i>	0.89*** <i>0.02</i>	0.93*** <i>0.02</i>
Documento particular	0.92** <i>0.03</i>	0.93** <i>0.03</i>	1.01 <i>0.05</i>	0.93** <i>0.03</i>	0.91** <i>0.04</i>
Outro título	0.99 <i>0.02</i>	0.97 <i>0.02</i>	1.02 <i>0.03</i>	1.02 <i>0.02</i>	0.93** <i>0.03</i>
<i>Título exec. x limiar valor</i>					
Contrato, valor > limiar		1.22*** <i>0.07</i>			
Doc. part., valor > limiar		0.97 <i>0.02</i>			
Outro título, valor > limiar		1.13*** <i>0.04</i>			
<i>Processos apensos</i>					
Reclamação de créditos	0.69*** <i>0.02</i>	0.68*** <i>0.02</i>	0.64*** <i>0.02</i>	0.83*** <i>0.03</i>	0.36*** <i>0.01</i>
Embargos/ oposições	0.90*** <i>0.04</i>	0.90*** <i>0.04</i>	0.82*** <i>0.03</i>	1.02 <i>0.05</i>	0.65*** <i>0.05</i>
Outros	0.80*** <i>0.03</i>	0.80*** <i>0.03</i>	0.84*** <i>0.03</i>	0.85*** <i>0.03</i>	0.59*** <i>0.03</i>
Dois ou mais apensos	1.03 <i>0.02</i>	1.03 <i>0.02</i>	1.01 <i>0.02</i>	1.04 <i>0.03</i>	0.89*** <i>0.04</i>
<i>Variáveis de comarca</i>					
Valor causa comarca			0.08*** <i>0.03</i>		
Duração proc. «pares»			0.96*** <i>0.00</i>		
Estrat. por ano judicial	sim	sim	sim	sim	sim
Estrat. por comarca	sim	sim	não	sim	sim
Nº de observações	2 351 768	2 351 768	2 351 768	2 061 289	1 051 168

QUADRO 1. Determinantes da duração das execuções

Notas: Riscos relativos (*hazard ratios*) estimados pela regressão de Cox. As regressões incluem ainda uma variável binária para as execuções especiais. As variáveis contínuas foram centradas em torno da mediana. Desvios-padrão robustos, agrupados por comarca, em itálico. Valores-p: * <0.1; ** <0.05; *** <0.01.

experiência nos trâmites processuais. O segundo resultado surpreende, pois esperar-se-ia que as entidades coletivas, mesmo aquelas que não são litigantes

frequentes, estivessem mais familiarizadas com a litigância em apreço. Assim, é provável que a variável esteja a captar especificidades da litigância intentada por particulares, não captadas por outras variáveis incluídas no modelo. Ambos os coeficientes apresentam uma redução de magnitude da primeira para a segunda subamostra, mas não se podem tirar conclusões a este respeito, pois as estimativas na segunda subamostra baseiam-se, no caso destas duas variáveis, numa proporção de imputações muito elevada. Mesmo para a totalidade da amostra, as magnitudes estimadas deverão ser lidas com alguma cautela, tendo em consideração o peso das observações imputadas.

Um maior valor da causa surge associado a um prolongamento das execuções, refletindo especificidades da litigância envolvendo montantes mais elevados não captadas por outras variáveis incluídas no modelo, como porventura uma complexidade acrescida e uma maior oposição por parte dos devedores. Um aumento de um desvio padrão nesta variável, na mediana,²² leva a uma redução da intensidade de finalização em cerca de 20%. Esta magnitude verifica-se também em cada um dos subperíodos, anterior e posterior à implementação do novo mapa judiciário.

Quanto ao impacto do tipo de título executivo na duração, medido face às injunções, ressalta em primeiro lugar que as execuções baseadas em documentos particulares e contratos tendem a ser mais demoradas, sendo este um resultado comum a ambas as subamostras. Tal resultado poderia refletir o facto de o processo executivo aplicável a alguns destes títulos ser menos célere do que o aplicável às injunções, designadamente quando os mesmos assumem um valor acima de um certo limiar (como se descreveu acima). Contudo, quando se modeliza este ponto, interagindo o título com um indicador de valor da causa acima dos limiares que, em cada momento, determinaram regras de tramitação distintas, tal interação vem não significativa ou indica menor duração, sinal contrário ao esperado. Assim, outros aspetos associados ao título, que não este fator, parecem explicar o resultado. As sentenças, cujo processo executivo tem sido em traços gerais análogo ao das injunções, tendem a ser comparativamente mais rápidas no período anterior ao novo mapa judiciário e mais lentas posteriormente.

Os aspetos de tramitação, na forma de processos apensos, repercutem-se negativamente sobre a celeridade dos processos, como seria de esperar. Este resultado é particularmente vincado no caso das reclamações de créditos, onde se estima uma taxa de finalização de processos cerca de 30% mais baixa. Verificam-se, contudo, diferenças interessantes entre as duas subamostras consideradas. No período anterior ao ano judicial de 2014, o impacto destes aspetos de tramitação na duração das execuções aparece comparativamente diluído, não sendo, em particular, estatisticamente significativas a existência

22. Correspondendo à alteração de um valor da causa de aproximadamente 2500 euros para 12500 euros.

de embargos/oposições e de dois ou mais apensos. O maior impacto dos aspetos de tramitação na segunda subamostra poderá resultar do facto de esta já refletir claramente o regime pós-2003 do processo executivo, no que se refere à inexistência de intervenção do juiz em muitos dos processos. Quando existem apensos processuais que obrigam a essa intervenção, fazendo com que a resolução da execução esteja dependente do termo de uma ação declarativa, tal resulta claramente numa duração acrescida.

Os coeficientes das variáveis de comarca, aproximando a congestão e complexidade da litigância, têm os sinais esperados, na medida em que o aumento de cada uma delas implica uma maior duração das execuções. As magnitudes estimadas traduzem-se em reduções da intensidade probabilística de resolução, respetivamente, de cerca de 30% e 60%, para aumentos de um desvio padrão das variáveis, na mediana²³. Estes impactos são substanciais, em geral até superiores aos relativos às características dos processos, confirmando que a sua duração depende fortemente da envolvente com origem no conjunto da litigância dirigida à comarca. Um outro aspeto com interesse consiste no facto de os impactos destas variáveis na duração diminuírem muito na subamostra mais recente (coeficientes não apresentados), com a medida de congestão a perder a significância estatística, e um aumento equivalente do valor médio da causa a gerar uma quebra na intensidade de resolução de somente cerca de 10%.

Duração das execuções mantendo constantes as suas características

Tem interesse retomar novamente a evolução da duração das execuções, agora considerando a função base de sobrevivência estimada pela regressão de Cox (a qual corresponde à função base de risco, descrita na secção sobre metodologia). Tal permite uma análise daquela evolução numa base mais comparável, no sentido em que se fixam os valores das variáveis explicativas, considerando-se as medianas das variáveis contínuas e os grupos omitidos das variáveis binárias (comparam-se execuções tendo por base injunções sem apensos, intentadas por entidades coletivas não litigantes de massa). Em consonância com o resto desta secção, correm-se regressões separadas para o período anterior e posterior ao ano judicial de 2014, pelo que também se está a permitir a variação dos impactos das variáveis explicativas. Nestas regressões, não se estratificou por comarca, nem por ano judicial de início do processo, pois pretendia-se que as funções de sobrevivência dissessem respeito à totalidade do sistema judicial e ao conjunto dos anos em cada subamostra. O gráfico 7 confirma a evidência de uma menor duração no período amostral mais recente, sendo as medianas que decorrem das funções

23. Correspondendo à alteração da duração dos processos «pares» na comarca de 44 para 57 meses e de um valor da causa médio de aproximadamente 20 mil para 30 mil euros.

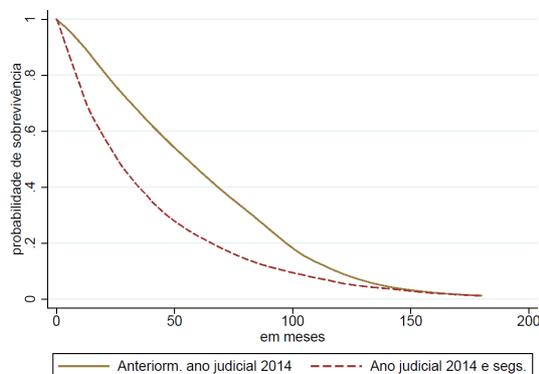


GRÁFICO 7: Funções de sobrevivência dos processos

Nota: Funções base de sobrevivência estimadas a partir da regressão de Cox, modelo com variáveis de comarca e sem estratificação (para durações até 15 anos, período que cobre o tempo de vida da generalidade dos processos).

Fontes: DGPJ e cálculos dos autores.

base de sobrevivência aproximadamente iguais a 55 meses, no primeiro período, e a 25 meses, no segundo. Uma análise relacionada que consiste na modelização do ano judicial de início como efeitos-fixos na regressão de Cox (ver a discussão na secção sobre variáveis explicativas), indica uma maior celeridade dos processos entrados nos anos mais recentes. Em termos gerais, estes resultados serão explicados por diversos fatores, designadamente as reformas implementadas ao longo do tempo, a variação das características não observáveis dos processos e fatores exteriores ao sistema judicial, como a evolução da posição cíclica da economia. Uma identificação da contribuição de cada um destes fatores ultrapassa o âmbito deste trabalho.

Resultados considerando desagregação territorial

No quadro 2 apresentam-se os resultados do modelo de Cox dividindo a amostra entre os processos que terminaram, ou estavam pendentes no final de 2016, em juízos de execução e nos restantes juízos. Os juízos de execução foram inicialmente criados em comarcas com elevada congestão e o seu número aumentou consideravelmente com a implementação do novo mapa judiciário, em 2014 (Gráfico 1A). Apresentam-se ainda os resultados somente para as quatro maiores comarcas da amostra em termos absolutos, que são as comarcas de Lisboa e Porto existentes até ao ano judicial de 2013, e novamente as comarcas de Lisboa e Porto, tal como definidas no novo mapa judiciário, no período posterior.

Os impactos estimados no caso das execuções intentadas por litigantes de massa são inferiores, em ambos os tipos de juízos, ao impacto estimado para

	Juízos não espec. em execuções	Juízos espec. em execuções	Lisboa e Porto
<i>Exequente (pessoa coletiva)</i>			
Particular	1.08*** 0.03	1.04 0.05	0.92* 0.04
Coletiva, grande litigante	1.22*** 0.02	1.29*** 0.06	1.20*** 0.03
Valor da causa	0.91*** 0.01	0.86*** 0.02	0.83*** 0.03
<i>Título executivo (injunção)</i>			
Sentença	0.98 0.07	0.89** 0.05	1.10 0.10
Doc. autêntico/autenticado	1.13*** 0.03	0.91 0.07	0.80* 0.11
Contrato	0.96** 0.02	0.83*** 0.03	0.86*** 0.04
Documento particular	0.99 0.02	0.79*** 0.05	0.91 0.07
Outro título	1.04 0.03	0.88*** 0.03	0.93 0.09
<i>Processos apensos</i>			
Reclamação de créditos	0.71*** 0.02	0.51*** 0.05	0.54*** 0.11
Embargos/ oposições	0.85*** 0.02	0.82** 0.08	0.99 0.12
Outros	0.89*** 0.02	0.76*** 0.06	0.76* 0.12
Dois ou mais apensos	0.96*** 0.01	1.08* 0.04	1.15* 0.08
Estrat. por ano judicial de início	sim	sim	sim
Estrat. por comarca (Novo Mapa)	sim	sim	sim
Nº de observações	994 421	1 357 347	853 421

QUADRO 2. Determinantes da duração das execuções

Notas: Riscos relativos (*hazard ratios*) estimados pela regressão de Cox. As regressões incluem ainda uma variável binária para as execuções especiais. As variáveis contínuas foram centradas em torno da mediana. Desvios-padrão robustos, agrupados por comarca, em itálico. Valores-p: * <0.1; ** <0.05; *** <0.01.

o conjunto da amostra (Quadro 1), o qual parece assim refletir a interação das observações pertencentes aos dois grupos. Algo de semelhante ocorre para o coeficiente das execuções intentadas por particulares, que, na subamostra dos juízos especializados em execuções, perde a significância estatística.

O efeito do valor da causa na duração está, em cada uma das subamostras agora consideradas, próximo do apresentado para a totalidade do sistema judicial. No que respeita ao título executivo, continua a verificar-se uma maior lentidão das execuções baseadas em contratos e documentos particulares (face às injunções), mas relativamente a estes últimos títulos o resultado

restringe-se aos juízos de execução. O coeficiente dos documentos autênticos ou autenticados aparece agora como estatisticamente significativo - indicando maior rapidez - nos juízos não especializados em execuções.

No que se refere aos aspetos de tramitação, é interessante constatar que o impacto negativo na celeridade dos processos é relativamente mais pronunciado nos juízos de execução, principalmente no caso das reclamações de créditos. Tal sugere uma interação dos efeitos destas reclamações na duração com características próprias das execuções que tendem a correr em juízos especializados. Por último, os coeficientes das variáveis de comarca (não apresentados) têm uma magnitude semelhante à apresentada no quadro 1 para a medida de congestão, em ambos os tipos de juízos. A medida de complexidade da litigância tem, porém, um impacto muito mais forte nos juízos de execução, indicando um papel acrescido da mesma como determinante da duração.

Conclusões

As alterações na ação executiva em Portugal têm sido muito significativas nas últimas décadas. O presente trabalho apresenta medidas alternativas de duração das execuções que espelham a sua redução considerável no período recente, contribuindo para a reavaliação deste condicionante como custo de contexto da atividade económica em Portugal. A análise do perfil probabilístico de resolução dos processos em dois períodos distintos, antes e após o ano judicial de 2014, mostra que houve uma alteração estrutural na sua tramitação, existindo atualmente uma probabilidade bastante maior de o processo ser resolvido nos primeiros meses após o seu início.

Como se referiu, esta melhoria terá certamente sido influenciada por um conjunto muito significativo de reformas na área da ação executiva implementadas ao longo do tempo, apesar de não poder ser associada a uma medida de política específica. Além disso, a mesma refletirá outros fatores com impacto no período considerado, designadamente a evolução do ciclo económico. A separação do contributo destes fatores deverá ser feita no âmbito de um trabalho de avaliação de políticas. A produção de evidência empírica sobre as reformas introduzidas nesta área poderá impulsionar melhorias noutras áreas da justiça em que os indicadores de desempenho continuam a desapontar. Ainda fora do âmbito do presente trabalho estão considerações de outra natureza, como, por exemplo, uma análise do impacto destas reformas nas garantias do executado e das outras partes interessadas no processo.

Em termos de determinantes da duração, saliente-se que as execuções instauradas por um litigante de massa, comparativamente a outra entidade coletiva, tendem a ser mais rápidas. Pelo contrário, um valor da causa mais elevado, captando designadamente a complexidade do processo, prolonga

o seu tempo de resolução. A apresentação de apensos faz aumentar muito consideravelmente a duração das execuções, particularmente no caso das reclamações de créditos, resultado especialmente vincado no período mais recente. Relativamente aos títulos executivos, as ações que se baseiam em títulos particulares ou contratos são, tudo o resto constante, mais lentas do que as que se baseiam em injunções. Para além das características dos processos, também a sua envolvente em termos do conjunto das execuções que correm na comarca desempenha um papel de relevo na duração.

Neste trabalho foi estudada apenas uma vertente da eficácia da ação executiva. Seria interessante abordar a evolução da proporção do montante em dívida recuperado, indicador influenciado também por fatores exteriores ao sistema judicial, como o ciclo económico. Tal informação é um critério relevante para os agentes económicos na decisão de instaurar uma execução em tribunal. Teria ainda interesse examinar o impacto de uma resolução mais célere das execuções nos custos da litigância. Desenvolvendo a linha de investigação iniciada por este estudo, poderá ser explorada a estimação de um modelo de duração com variação temporal de algumas determinantes, designadamente o momento de interposição dos processos apensos, ou ainda de um modelo de riscos em competição²⁴. Os riscos identificados seriam, por um lado, a efetiva resolução do processo no sistema judicial e, por outro, a desistência por parte do proponente (antes que o sistema tenha dado resposta).

24. Existem na literatura algumas aplicações desta abordagem a processos judiciais que se centram fundamentalmente na distinção entre o tempo decorrido até que seja alcançado um acordo extrajudicial ou o tempo decorrido até ao julgamento (Grajzl e Zajc 2017 e Bielen *et al.* 2017).

Referências

- Araújo, Nuno (2009). “Primeiros passos das novas execuções.” *Compilações Doutrinárias Verbo Jurídico*.
- Bielen, Samantha, Peter Grajzl, e Wim Marneffe (2017). “Understanding the Time to Court Case Resolution: A Competing Risks Analysis Using Belgian Data.” *CESifo Working Paper Series*, 6450.
- Bielen, Samantha, Peter Grajzl, Wim Marneffe, e Valentina Dimitrova-Grajzl (2016). “The duration of judicial deliberation: Evidence from Belgium.” *CESifo Working Paper Series*, 5947.
- Cameron, Colin e Pravin Trivedi (2005). *Microeconometrics: Methods and Applications*. Cambridge University Press.
- Christensen, Robert K. e John Szmer (2012). “Examining the Efficiency of the U.S. Courts of Appeals: Pathologies and Prescriptions.” *International Review of Law and Economics*, 32(1), 30–37.
- Cleves, Mario, Roberto Gutierrez, William Gould, e Yulia Marchenko (2010). *An Introduction to Survival Analysis using STATA, third edition*. Stata Press.
- Comissão Europeia (2014). “The Economic Adjustment Programme for Portugal 2011-2014.” *Occasional Papers*, 202.
- Correia, Pedro e Susana Videira (2015). “Troika’s Portuguese ministry of justice experiment: an empirical study on the success story of the civil enforcement actions.” *International Journal for Court Administration*, 7(1), 37–50.
- Correia, Pedro e Susana Videira (2016). “Troika’s Portuguese Ministry of Justice Experiment, Part II: Continued Positive Results for Civil Enforcement Actions in Troika’s Aftermath.” *International Journal for Court Administration*, 8(1), 20–31.
- Cox, David Roxbee (1972). “Regression models and life-tables.” *Journal of the Royal Statistical Society*, B(34), 187–220.
- de Freitas, J. Lebre (2014). “A ação executiva à luz do Código do Processo Civil de 2013.” *Coimbra Editora*.
- Fenn, Paul e Neil Rickman (2014). “Information and the Disposition of Medical Malpractice Claims: A Competing Risk Analysis.” *Journal of Law, Economics, and Organization*, 30(2), 244–274.
- Gomes, Conceição (ed.) (2007). *A ação executiva em avaliação: Uma Proposta de Reforma*. Observatório Permanente da Justiça Portuguesa – Centro de Estudos Sociais da Universidade de Coimbra.
- Grajzl, Peter e Katarina Zajc (2017). “Litigation and the Timing of Settlement: Evidence from Commercial Disputes.” *European Journal of Law and Economics*, 44(2), 287–319.
- Grembi, Veronica e Nuno Garoupa (2013). “Delays in Medical Malpractice Litigation in Civil Law Jurisdictions: Some Evidence from the Italian Court of Cassation.” *Health Economics, Policy and Law*, 8(4), 423–452.

- Heise, Michael (2000). "Justice delayed? An Empirical Analysis of Civil Case Disposition Time." *Case Western Reserve Law Review*, 50(4), 813–849.
- Instituto Nacional de Estatística (2015). *Custos de contexto: a perspetiva das empresas 2015*.
- Intrum Justitia (2017). "European Payment Report 2017." *Intrum Justitia AB (Suécia)*.
- Kiefer, Nicholas (1988). "Economic Duration Data and Hazard Functions." *Journal of Economic Literature*, 26(2), 646–679.
- Leiras, Diana (2015). "Determinação dos bens a penhorar: reflexões." *Revista Solicitadoria e Ação Executiva Estudos*, 3, 49–110.
- Lourenço, Paula Meira (2017). "O processo executivo." *40 anos de políticas de justiça em Portugal*, pp. 227–249.
- Passos, Márcia (2012). *A fase introdutória da ação executiva*. Tese de Mestrado - Universidade Portucalense.
- Pereira, Manuel Coutinho e Lara Wemans (2015). "Determinantes da litigância cível em Portugal." *Revista de Estudos Económicos do Banco de Portugal*, 1(1), 21–50.
- Pereira, Manuel Coutinho e Lara Wemans (2017). "Produtividade na justiça cível em Portugal: uma questão incontornável num sistema congestionado." *Revista de Estudos Económicos do Banco de Portugal*, 3(1), 11–39.
- Pimenta, Paulo (2012). "Tópicos para a reforma do Processo Civil Português." *Julgar*, 17, 109–134.
- Pinto, Rui (2013). "Notas breves sobre a reforma do Código de Processo Civil em matéria executiva." *Revista da Ordem dos Advogados*, 73(1).
- Vita, Giuseppe Di (2012). "Factors Determining the Duration of Legal Disputes: An Empirical Analysis with Micro Data." *Journal of Institutional and Theoretical Economics*, 168(4), 563–587.
- Voigt, Stefan (2016). "Determinants of Judicial Efficiency: a Survey." *European Journal of Law and Economics*, 42, 183–208.
- White, Ian e Patrick Royston (2009). "Imputing missing covariate values for the Cox model." *Statistics in Medicine*, 25(5), 1982–1998.

Apêndice A: Classificação dos títulos executivos

- **Contrato:** Contrato; Contrato de arrendamento/outros (15º NRAU); Artigo 14ºA NRAU.
- **Decisão Judicial:** Decisão judicial condenatória; Decisão condenatória julgado de paz, Sentença condenatória (N.E.); Autos de conciliação; Decisão arbitral condenatória; Certidão - processo de inventário.
- **Documento autenticado:** Outro documento autêntico ou autenticado; Testamento.
- **Injunção:** Requerimento de Injunção com aposição fórmula executiva; Título de desocupação do locado.
- **Particular:** Escritos particulares (Livrança); Escritos particulares (Letra); Escritos particulares (Cheque); Escritos particulares (Extrato de fatura); Escritos particulares (Outros); Acordo de mediação.
- **Outro:** Nota de honorários/despesas - agente de execução; Título executivo europeu; Outro.

Apêndice B: Classificação da modalidade do termo

- **Desistência ou falta de impulso:** Desistência; Extinção - Não envio do título de crédito; Extinção da instância por não pagamento da remuneração devida ao Agente de Execução; Extinção por falta de impulso; Interrupção da instância - artigo 285.º CPC.
- **Inexistência ou insuficiência de bens e insolvência:** Extinção - Falta/insuficiência de bens (Pagamento parcial coercivo, parcial voluntário ou sem pagamento); Extinção - Sustação integral bens; Extinção - Insolvência; Extinção por falta de bens penhoráveis; Extinção por inutilidade/impossibilidade da lide; Extinção por pagamento parcial.
- **Cumprimento da obrigação:** Adesão ao plano de pagamentos; Extinção - Acordo global; Extinção - Adjudicação de direito de crédito; Extinção - Adjudicação de quantias vincendas; Extinção - Pagamento em prestações; Extinção entrega da coisa; Extinção pagamento integral; Extinção prestação de facto.
- **Outra, não especificada ou categoria residual:** Absolvição da instância; Arquivamento - Liminar nos termos do art.º 78 n.º 1 da LTE; Arquivamento - a aguardar melhor prova; Extinção - oposição à execução; Extinção - revogação da sentença exequenda; Extinção - Recusa do requerimento executivo; Extinção Rejeição - Juiz; Extinção da Execução (Artº 67º da Lei OE); Incompetência do Tribunal; Indeferimento Liminar; Não especificado; Outro; Outro termo por sentença homologatória; Provimento ou procedência parcial do pedido; Provimento ou procedência total do pedido; Recebido com decisão final; Remessa a outro serviço.

O fim da curva de Phillips? - Resultados para Portugal

Sara Serra
Banco de Portugal

Abril de 2018

Resumo

Este artigo avalia a capacidade de previsão de curvas de Phillips para Portugal nos anos mais recentes. Para este fim, foram estimadas curvas de Phillips para uma grande variedade de medidas de excesso de oferta (*slack*) na economia, que foram avaliadas em termos *out-of-sample* com uma base de dados em tempo real. Outras questões exploradas são a instabilidade dos parâmetros ao longo do tempo e possíveis não linearidades. Os resultados sugerem que a melhor especificação para a curva de Phillips não é única ao longo do tempo, e como tal tem que ser considerado um conjunto destes modelos, para diferentes medidas de excesso de oferta. Adicionalmente, existe alguma evidência de achatamento da tradicional curva de Phillips linear em anos recentes, o que possivelmente está relacionado com não linearidades do modelo. Em geral, a curva de Phillips mantém algum poder preditivo da inflação quando comparada com um modelo de referência naïve. (JEL: E31, E37)

Introdução

A curva de Phillips (CP), apresentada em 1958 por A. W. Phillips, postula a existência de uma relação negativa entre o desemprego e a inflação, ou uma relação positiva entre o PIB e a inflação. Dada a importância da ligação entre inflação e atividade económica para a política monetária, rapidamente ganhou popularidade como instrumento de análise económica. Ao longo do tempo, a CP tem sido alvo de algumas críticas, com a especificação de referência da mesma a ser ajustada de forma correspondente¹. Inicialmente considerada como uma relação económica de longo prazo, começou a ser vista, no final dos anos 70, com o trabalho de Phelps e Friedman, como um modelo de curto prazo, dependente das expectativas de inflação.

Agradecimentos: Agradeço aos membros da equipa LIFT, em particular os associados ao BCE, cujos códigos foram o ponto de partida para os utilizados neste artigo. Agradeço também a José Ramos Maria, a Miguel Gouveia e aos participantes num seminário do Banco de Portugal os seus comentários e sugestões. As opiniões expressas neste artigo são pessoais e não refletem necessariamente as do Banco de Portugal ou do Eurosistema. Eventuais erros ou omissões são da exclusiva responsabilidade da autora.

E-mail: srserra@bportugal.pt

1. Um resumo da evolução da teoria relacionada com a curva de Phillips pode ser encontrado em Macklem (1997).

Mais recentemente, tanto na Europa como nos Estados Unidos, a grande recessão originou um processo de desinflação mais fraco do que o esperado: a inflação parece ter reagido menos ao excesso de oferta (*slack*) disponível na economia do que o sugerido por modelos de CP (Albuquerque e Baumann (2017)) e (BCE (2014)). Por outro lado, na recuperação que se seguiu registou-se um aumento mais fraco da inflação do que o esperado dada a redução do desemprego (Ciccarelli e Osbat (2017)). Os modelos de CP foram um dos instrumentos usados para determinar este perfil contrafactual da inflação, o que originou questões sobre a sua fiabilidade na explicação da evolução dos preços.

A formulação padrão da curva de Phillips é frequentemente limitada, dada a sua incapacidade de refletir vários aspectos não relacionados com o excesso de oferta na economia (preços administrados, impostos, preços de importação) e condicionada por incerteza acerca da medida de excesso de oferta da economia que deve ser considerada. É também potencialmente imperfeita, em resultado de possíveis não linearidades (nomeadamente devido a rigidez descendente nos preços, parâmetros variáveis ao longo do tempo e comportamento situacional). Como referido por Dotsey *et al.* (2017), a curva de Phillips tem propensão para ser instável, dado que é um modelo de forma reduzida que é uma função de parâmetros estruturais que mudam ao longo do tempo.

Não obstante as limitações da formulação padrão da CP, nomeadamente para previsão (BCE (2014)), esta tem-se mantido como um instrumento central de análise em bancos centrais². Teles e Garcia (2016) analisam a utilidade potencial das curvas de Phillips para a definição da política monetária no contexto atual.

Vários autores têm demonstrado que a introdução de refinamentos neste instrumental permite minorar os recentes puzzles em torno da inflação. Algumas destas melhorias estão relacionadas com a existência de não linearidades na curva de Phillips.

O objetivo deste artigo é a análise de modelos de curva de Phillips para Portugal, a partir do trabalho da Low Inflation Team (LIFT) (Ciccarelli e Osbat (2017)). É explorada a questão de instabilidade dos parâmetros da CP ao longo do tempo e a sua potencial relação com não linearidades do modelo, bem como a capacidade de previsão de várias especificações da CP. Uma vez que a quantificação do grau de excesso de oferta na economia apresenta várias limitações, em particular quando recorre a medidas de hiato do produto ou do desemprego, a avaliação do desempenho da CP em termos de capacidade de previsão é feita com dados em tempo real.

A estrutura do artigo é a seguinte: as seções seguintes apresentam a especificação de base para a CP e as variáveis incluídas na estimação e

2. Ver por exemplo Draghi (2017), Constâncio (2015) ou Yellen (2013).

as transformações aplicadas aos dados. Seguidamente é descrito o processo de selecção das especificações da CP, e é explorada a possibilidade de instabilidade dos parâmetros ao longo do tempo e efeitos não lineares. Finalmente é analisado o desempenho das especificações da CP seleccionadas em termos de capacidade de previsão através de um exercício em tempo real.

Especificação de base para a curva de Phillips

A especificação de base assume a forma da curva de Phillips híbrida considerada em Albuquerque e Baumann (2017), que é dada por:

$$\pi_t = \theta_0 + \alpha E_t(\pi_{t+1}^*) + \sum_{i=1}^n \beta_i \pi_{t-i} + \sum_{j=0}^m \gamma_j pm_{t-j} + \delta \hat{y}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

onde π é a inflação observada, π^* é a inflação esperada, pm é uma medida de preços de importação, \hat{y} é uma variável que mede o excesso de oferta na economia e E_t é o operador de expectativas. As variáveis explicativas são em geral incluídas com um desfasamento, de forma a tornar os resultados mais robustos à possibilidade de endogeneidade (Albuquerque e Baumann (2017)).

É também explorada a possibilidade de modelos mais restritos (com exclusão de um ou vários regressores), com a opção limite de um modelo puramente autorregressivo (AR).

Um primeiro exercício, em linha com o incluído em Albuquerque e Baumann (2017) e Ciccarelli e Osbat (2017), consistiu em estimar modelos de CP para um conjunto alargado de medidas de inflação, preços de importação, expectativas de inflação e de excesso de oferta na economia. Esta abordagem procura fazer face à elevada incerteza existente na medição do nível de excesso de oferta da economia (Yellen (2013)) e das expectativas de inflação e ao mesmo tempo avaliar qual a definição de inflação mais adequada a ser modelada pela CP.

Pormenores da estimação

O foco deste artigo são medidas de inflação associadas a preços no consumidor, nomeadamente o Índice Harmonizado de Preços no Consumidor (IHPC). A abordagem standard às curvas de Phillips considera os salários como a medida de inflação relevante, mas as alterações administrativas aos salários que tiveram lugar em Portugal em anos recentes limitam a qualidade dos dados, podendo distorcer os resultados. Adicionalmente, a informação relativa a salários tem o problema adicional de revisões dos dados, que cria uma potencial fonte adicional de incerteza na estimação da CP.

Seguidamente estão descritos alguns pormenores sobre as variáveis consideradas na estimação. A informação é em geral corrigida de

sazonalidade, com exceção de algumas medidas de desemprego e das expectativas de inflação que têm como objeto de referência a taxa de variação anual dos preços.

- **Medidas de inflação:** são considerados o IHPC total e o IHPC excluindo bens energéticos e alimentares (as componentes mais voláteis). Dada a importância do aumento de impostos indiretos que teve lugar em 2011 e 2012, uma decisão administrativa que pode distorcer os resultados, o IHPC e o IHPC excluindo bens energéticos e alimentares são também considerados corrigindo o impacto de impostos indiretos (Ciccarelli e Osbat (2017) motiva o uso destas variáveis e o refere o impacto no caso português). A estimação baseia-se em dados expressos em termos de taxas de variação em cadeia anualizadas.
- **Medidas de excesso de oferta:** foi considerado um conjunto alargado de medidas de excesso de oferta. Estas incluem várias medidas de hiato do produto, quer baseadas em modelos (Cobb Douglas, CES, UCM) quer baseadas em filtros (HP, BK, CF) (Banco de Portugal (2017) descreve em pormenor estas medidas). Os hiatos do produto calculados pela Comissão Europeia (CE) e pelo Fundo Monetário Internacional (FMI) são também considerados³. Várias medidas relacionadas com desemprego foram também consideradas. Estas incluem a taxa de desemprego (quer a de referência, quer uma medida mais alargada⁴) e o hiato do desemprego. A taxa de desemprego de curto prazo foi também considerada, já que alguns autores argumentam que pode ser mais representativa da pressão cíclica sobre a inflação do que a taxa de desemprego total (Dotsey *et al.* (2017)). O hiato de desemprego recessivo, definido como a diferença entre a taxa de desemprego e o mínimo da taxa de desemprego no trimestre atual e nos onze anteriores foi também incluída (Stock e Watson (2010)). A medida dos hiatos combinados do desemprego e da participação no mercado de trabalho (UPRGAP), utilizada por Albuquerque e Baumann (2017), tem como objetivo refletir o excesso de oferta existente no mercado originado por trabalhadores que o abandonaram temporariamente, como os desencorajados⁵. Adicionalmente, foram também consideradas medidas de excesso de oferta obtidas com base nos inquéritos de

3. A frequência destes dados é anual, tendo sido convertida em trimestral com uma interpolação de spline cúbica.

4. Esta medida de desemprego em sentido lato inclui, além dos desempregados, os trabalhadores desencorajados e uma medida do trabalho a tempo parcial involuntário. Para mais pormenores ver o comunicado do Instituto Nacional de Estatística sobre este tema: https://www.ine.pt/xportal/xmain?xpid=INE&xpgid=ine_destaques&DESTAQUESdest_boui=281328836&DESTAQUESTema=5414314&DESTAQUESmodo=2.

5. A taxa de participação tendencial implícita no cálculo deste indicador foi calculada aplicando um filtro HP aos dados brutos da taxa de participação.

opinião às empresas divulgados pela Comissão Europeia, nomeadamente a utilização de capacidade e procura e mão-de-obra enquanto fatores limitativos da produção na indústria transformadora. Finalmente, o PIB e os custos unitários do trabalho em termos reais foram também incluídos no conjunto de variáveis explicativas, expressas em termos de taxas de variação em cadeia anualizadas. As restantes variáveis foram todas consideradas em níveis. No caso das variáveis relacionadas com o desemprego, foi considerado o simétrico das mesmas, para facilitar a comparabilidade dos coeficientes.

- **Medidas de preços de importação:** as opções consideradas incluem o deflator das importações total e de bens. Adicionalmente, são também incluídos estes dois agregados excluindo bens energéticos. Para efeitos de estimação, os dados são expressos em termos de taxas de variação em cadeia anualizadas.
- **Medidas de expectativas de inflação:** o conjunto de informação inclui a inflação passada (média das quatro taxas de variação homóloga anteriores), as previsões da Consensus (relativas ao ano corrente e ao seguinte) e as expectativas relativamente à evolução dos preços nos 12 meses seguintes do inquérito de opinião aos consumidores da Comissão Europeia. No caso da última variável foram consideradas as diferenças em nível face ao período homólogo, enquanto no caso das restantes não foi aplicada nenhuma transformação.

No total, este conjunto de informação e subconjuntos em que um ou mais regressores foram excluídos totalizam cerca de 500 especificações diferentes para cada agregado de inflação.

Foram consideradas três amostras de estimação. O início de todas as amostras é 1996T1 no caso das medidas de IHPC totais ou 1997T1 no caso das medidas de inflação subjacente, mas pode em alguns casos ser mais limitada devido à disponibilidade dos regressores. A amostra 1 termina em 2007T4, o que permite analisar o comportamento da CP ao longo da Grande Recessão, um período fortemente disruptivo para a economia global. A amostra 2 termina em 2011T4, dado que a partir desse momento Portugal e a área do euro iniciaram um período de desinflação não capturado pelos modelos de previsão tradicionais (Ciccarelli e Osbat (2017)). Finalmente, a amostra completa, que termina em 2017T4, foi também considerada.

Para as amostras mais curtas, foi estimado um conjunto de previsões *out-of-sample* condicionais (na evolução observada das variáveis de excesso de oferta, preço das importações e expectativas). Este método permite avaliar os modelos sem o ruído adicional gerado pela necessidade de prever os regressores. As previsões são dinâmicas, no sentido em que o IHPC projetado para um período é utilizado como termo autoregressivo nos períodos

subsequentes. No caso do IHPC, a ordem do desfasamento autoregressivo máximo incluído no modelo foi fixada em três no seguimento de testes sobre o número significativo de desfasamentos mantendo o sinal esperado dos coeficientes.

No caso dos preços de importação o desfasamento ótimo a incluir no modelo foi otimizado com base no critério de informação de Schwarz. No caso das variáveis de excesso de oferta foi considerado o primeiro desfasamento, já que esta é a abordagem standard na literatura, uma vez que considerar os valores contemporâneos pode originar problemas de endogeneidade.

Seleção de modelos

O quadro A.1 mostra que o desempenho dos modelos de CP é melhor no caso dos agregados de inflação subjacente, que não incluem as componentes mais voláteis (alimentares e energéticos), dado que a média e mediana da raiz do erro quadrático médio (REQM) são menores e em alguns casos a dispersão (intervalo entre máximo e mínimo) é também menor. No caso das medidas de inflação total, a quase totalidade das CP não é capaz de prever a redução da inflação que teve lugar em 2008 e de 2012 em diante.

Os resultados para os agregados de inflação subjacente com impostos constantes aumentam a sua precisão a partir de 2012, já que o impacto direto dos aumentos de impostos indiretos que teve lugar sem 2011 e 2012 é excluído. Esta melhoria não é no entanto suficiente para resultar num desempenho melhor do que o do IHPC excluindo alimentares e energéticos, que foi como tal escolhido como o agregado de análise relevante.

Para cada amostra, foram apenas selecionadas especificações nas quais as variáveis de excesso de oferta fossem significativas e com o sinal esperado. No caso das outras variáveis, admite-se a possibilidade de estas não serem significativas, mas caso sejam, só são consideradas quando apresentam o sinal esperado. Foi seleccionado o conjunto de especificações do modelo que satisfazem estas restrições simultaneamente nas três amostras consideradas, centrando-se assim a análise em especificações relativamente estáveis ao longo do tempo. Estes requisitos implicaram a exclusão de algumas variáveis de excesso de oferta, o que não teria acontecido caso apenas a amostra completa fosse analisada: custos unitários do trabalho reais, utilização de capacidade e procura como fator restritivo à produção, o hiato do produto do FMI, o hiato do desemprego recessivo e o PIB real.

Na amostra 1, os preços de importação só ocasionalmente são significativos, surgindo mais frequentemente como regressor significativo com o sinal esperado à medida que a dimensão da amostra aumenta. Esta variável nunca está presente no top dos 20 modelos com melhor desempenho em termos de previsões *out-of-sample* na amostra que termina em 2008 e raramente está presente na amostra que termina em 2012. Este resultado

sugere que esta variável é apenas relevante no período mais recente, o que constitui um sinal de instabilidade da CP e pode ser derivar do processo de globalização (Constâncio (2015)). O mesmo resultado é aplicável às medidas de expectativas de inflação. Dada a importância crescente ao longo do tempo dos preços de importação e expectativas de inflação foram selecionadas uma medida de cada tipo de variável (importações de bens excluindo energéticos e a questão relativa aos preços do inquérito de confiança dos consumidores), já que estas estão presentes nas especificações com melhor desempenho da amostra terminada em 2011T4.

Não existe uma relação próxima entre os modelos com melhor desempenho em termos da REQM dos erros *out-of-sample* e melhor ajustamento *in sample*. No entanto, o R^2 (coeficiente de determinação) é relativamente baixo para todas as especificações em todas as amostras, nunca atingindo um valor muito superior a 50%.

Após este processo de selecção, obteve-se um grupo de cerca de 50 modelos. Os gráficos (1) e (2) apresentam as previsões condicionais geradas pelo conjunto de 20 especificações com menor REQM deste grupo de modelos seleccionados.

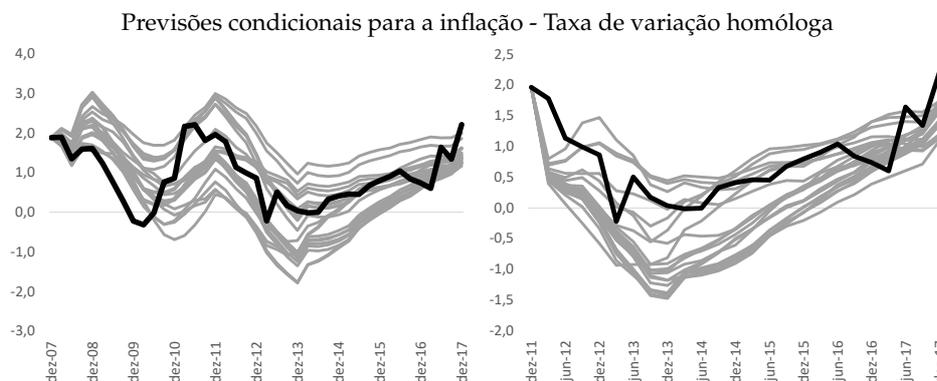


GRÁFICO 1: Amostra 1 (2008T1-2017T4)

GRÁFICO 2: Amostra 2 (2012T1-2017T4)

Nota: a inflação é medida pela taxa de variação homóloga do IHPC excluindo bens energéticos e alimentares.

As especificações seleccionadas com base na amostra 1 capturam de forma bastante razoável a evolução da inflação no período *out-of-sample*, apesar de existir algum desfasamento na incorporação da desinflação de 2008 e de não serem capazes de acompanhar na totalidade o aumento mais recente. Por outro lado, a maioria dos modelos estimados na amostra 2 tendem a exacerbar a desinflação de 2012. Este resultado poderá ser o reflexo dos aumentos de

impostos indiretos que afetaram este período e que a CP não é capaz de capturar⁶.

Dada a semelhança em termos de performance *out-of-sample* dos modelos selecionados, o resto deste artigo foca-se num subconjunto ainda mais restrito de especificações. Este foi selecionado com base no critério de que estas estejam entre os melhores modelos em termos de previsão *out-of-sample* na amostra 1, e ao mesmo tempo também entre os melhores REQM na amostra 2 e entre as especificações com maior R^2 para a amostra total. Os quadros A.2 a A.4 apresentam os principais resultados de estimação para os 20 modelos com melhor desempenho em termos de REQM no caso das amostras 1 e 2 e em termos de R^2 para a amostra 3.

As medidas de excesso de oferta selecionadas são a taxa de desemprego de curto prazo, a questão dos inquéritos de opinião relacionada com o trabalho como fator limitativo à produção na indústria transformadora e o hiato do produto obtido com base nas funções de produção Cobb-Douglas e CES⁷. Os preços de importação e as expectativas de inflação não estão incluídos em nenhum destes "melhores" modelos, ou quando incluídos não são significativos, possivelmente porque as séries consideradas medem de forma imperfeita o impacto de choques de oferta e expectativas de inflação.

O quadro A.5 apresenta os principais resultados de estimação dos modelos que incluem as variáveis de excesso de oferta selecionadas e excluem medidas quer de preços de importação quer de expectativas de inflação.

Os coeficientes relativos às variáveis de excesso de oferta são todos fortemente significativos. No caso das variáveis de hiato do produto, cujo valor é nulo no longo prazo, é possível calcular a inflação esperada de longo prazo como o valor da constante da equação dividido por 1 menos a soma dos coeficientes autoregressivos. Este cálculo dá origem a valores próximos de 2 por cento para os três períodos amostrais considerados. Os coeficientes de longo prazo relativamente às variáveis de excesso de oferta, calculados da mesma forma, são de cerca de 0,6, um valor globalmente em linha com os obtidos para outros países da área do euro (Ciccarelli e Osbat (2017)). As medidas de hiato do produto têm um desempenho claramente melhor do que as restantes em termos de REQM na amostra 2, enquanto na amostra 1 os resultados são mais semelhantes entre especificações.

6. A CP para o IHPC excluindo bens energéticos e alimentares e impostos indiretos, que exclui o impacto destes fatores, tem no entanto um desempenho ainda pior neste período amostral. Isto acontece porque a inflação é também subestimada a partir de 2013, mas é fortemente sobreestimada em 2012.

7. O hiato do produto da Comissão Europeia seria também um indicador selecionado de acordo com estes critérios, mas não foi considerado porque neste modelo os preços de importação não são significativos com o sinal esperado, mas quando são excluídos da equação a variável de excesso de oferta torna-se não significativa.

Os resultados apontam também para alguma variação temporal dos coeficientes associados às variáveis de excesso de oferta. Em particular, para todas as medidas excepto a questão qualitativa há um decréscimo dos coeficientes ao passar da amostra 1 para a 3. Esta evolução está relacionada com a possibilidade de achatamento da CP originado pelo puzzle da baixa inflação em 2012 (Constâncio (2015)). Para testar esta possibilidade, bem a questão mais geral de instabilidade da CP devido a não linearidades, foi realizado um exercício de janela móvel (*rolling window*). Este é apresentado na secção seguinte.

Instabilidade de parâmetros e curvas de Phillips não lineares

A janela inicialmente considerada para o exercício de janela móvel foi a amostra 1, e a partir daí o modelo foi reestimado deslocando a janela progressivamente para a frente, um trimestre de cada vez.

Os resultados, apresentados nos gráficos 3 a 6, mostram na maioria dos casos um aumento do coeficiente da CP nos períodos das duas últimas recessões (considerando a redução do PIB de 2009 como uma recessão independente) e uma redução posterior para níveis inferiores aos observados antes da crise financeira de 2008, o que sustenta a tese de achatamento da curva de Phillips. No entanto, esta conclusão é contingente à medida de excesso de oferta considerada (o indicador qualitativo origina a conclusão contrária) e ao conceito de inflação relevante (Ciccarelli e Osbat (2017)). Estes resultados corroboram a ideia frequentemente difundida na literatura (Dotsey *et al.* (2017)) de que os coeficientes da CP variam ao longo do tempo, o que pode ser o resultado de não-linearidades no modelo. A literatura tem apresentado várias teses explicativas do achatamento da CP (ver Constâncio (2015) para um resumo). Uma teoria possível é a de que a inflação apenas reage ao excesso de oferta da economia quando há variações suficientemente grandes, dado que existem custos administrativos (*menu costs*) associados a alterações de preços. Outra possibilidade é a de que durante uma recuperação as empresas acumulam capacidade não utilizada, e não sentem como tal a pressão de aumentar preços até que a capacidade instalada seja atingida (Macklem (1997)). Estes efeitos de inércia tendem a ser amplificados num ambiente de baixa inflação.

Para testar esta hipótese, foi estimado um modelo de limiar, definido pela equação 2:

$$\pi_t = \theta_0 + \theta_1 I_{outT} + \sum_{i=1}^n \beta_i \pi_{t-i} + \delta_1 I_{outT} \hat{y}_{t-1} + \delta_2 (1 - I_{outT}) \hat{y}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

onde I_{outT} é uma variável dummy que assume o valor de 1 quando \hat{y} está fora dos limiares e zero em caso contrário.

Estimativas dos coeficientes das variáveis de excesso de oferta em janela móvel

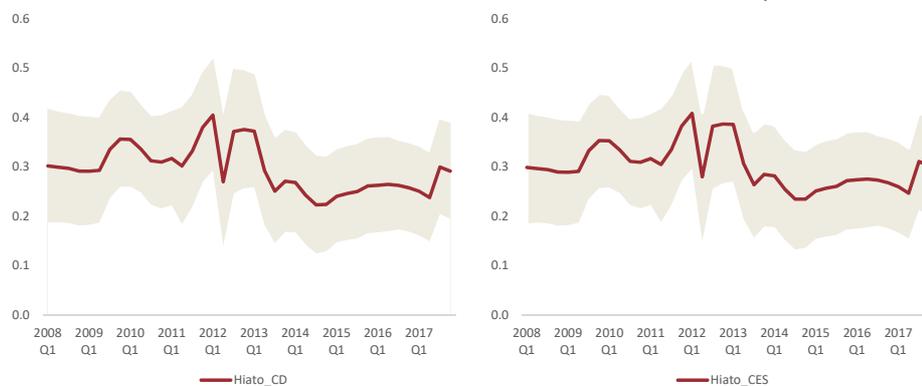


Gráfico 3: Variável de excesso de oferta: hiato do produto Cobb-Douglas

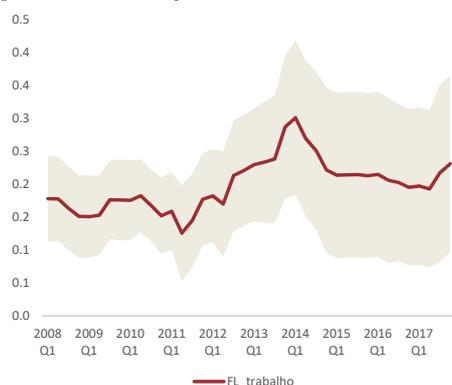


Gráfico 5: Variável de excesso de oferta: trabalho como fator limitativo à produção

Gráfico 4: Variável de excesso de oferta: hiato do produto CES

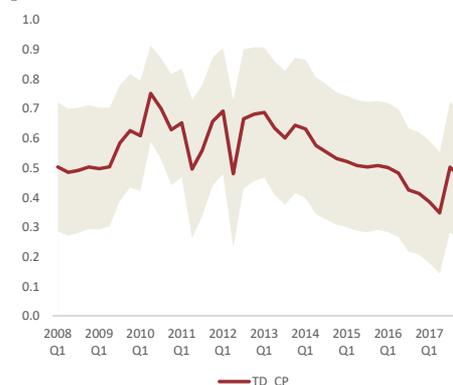


Gráfico 6: Variável de excesso de oferta: taxa de desemprego de curto prazo

Nota: as áreas a sombreado são definidas como a estimativa do parâmetro +/- um desvio padrão. As datas no eixo das abscissas indicam o último trimestre incluído na janela móvel.

Os limiares considerados são definidos pelos percentis 30 e 70 da distribuição de \hat{y}^8 .

O quadro A.6 mostra os resultados desta regressão. No caso das especificações em que a variável de excesso de oferta é o hiato do produto, apenas os valores situados fora dos limiares são significativos para explicar as variações da inflação, em todas as amostras consideradas. Não existe

8. Os resultados são qualitativamente similares quando os limiares são definidos pelos percentis 20-80 e 25-75.

evidência de uma alteração na constante da equação quando as variáveis de excesso de oferta se situam fora dos limiares.

No caso das outras duas medidas de excesso de oferta os resultados sugerem que este tipo de desagregação não ajuda a explicar a inflação. O desempenho em termo de previsões *out-of-sample* dos modelos em que os limiares são significativos é pior do que no exercício anterior, possivelmente devido ao facto de regressores não significativos estarem a ser usados para calcular estas previsões.

Exercício de previsão em tempo real

Um exercício final avalia a capacidade de previsão dos modelos seleccionados em tempo real. A análise em tempo real é particularmente importante no caso das variáveis de hiato do produto, que podem apresentar revisões significativas (Banco de Portugal (2017)). Como tal, além dos potenciais erros de previsão da CP resultantes de incerteza associada ao modelo considerado e ao perfil projetado para os regressores, existe incerteza adicional devido a possíveis revisões das estimativas do hiato do produto. As outras duas medidas de excesso de oferta, a taxa de desemprego de curto prazo e a questão qualitativa relacionada com o trabalho como fator limitativo da produção, não são sujeitas a revisões, nem existem projeções disponíveis para as mesmas. Nestes casos são usados os valores efetivos para produzir as previsões condicionais⁹, o que tende a favorecer os resultados da CP, uma vez que a incerteza associada à projeção dos regressores é eliminada. Neste exercício, o desempenho em termos relativos da CP é comparado com o das projeções semestrais do Eurosistema e com um modelo naïve de passeio aleatório. A escolha do passeio aleatório como referência permite uma avaliação do desempenho das CP por comparação com um modelo muito simples e standard na literatura, mas que produz muito bons resultados em termos de previsão da inflação a curto-médio prazo (Teles e Garcia (2016)). No extremo oposto, as projeções do Eurosistema constituem uma referência muito exigente, já que são calculadas a um nível muito detalhado e beneficiam do julgamento de especialistas. Neste caso a questão relevante é saber se um modelo simples de CP pode originar previsões de inflação que possuam a mesma precisão do que a deste modelo de referência.

No caso dos modelos de limiar, foram considerados apenas os valores das medidas de excesso de oferta situados fora dos limiares nos casos em que estes foram considerados significativos, nomeadamente nas especificações que incluem hiatos do produto. Nestes casos os limiares foram também

9. Quando necessário, a base de dados para a taxa de desemprego de curto prazo foi prolongada além de 2017T4 com as variações das projeções mais recentes do Eurosistema para a taxa de desemprego.

definidos em tempo real, i.e., tomando em consideração a distribuição dos dados disponível em cada versão temporal (*vintage*) dos mesmos.

São calculadas previsões com um horizonte de 1 a 8 trimestres, avaliadas em termos da REQM em cada horizonte relativamente aos modelos de referência. Adicionalmente, a significância destas diferenças relativas é testada com base no teste de Diebold-Mariano (Diebold e Mariano (1995)) com correção de Harvey *et al.* (1997), considerando-se um nível de significância de 10%. As versões temporais dos dados disponíveis para esta avaliação vão do exercício de projeção de junho de 2007 (com dados observados para o IHPC até 2007T1) ao exercício de dezembro de 2017 (com dados observados para o IHPC até 2017T3), representando 22 versões temporais no total.

A REQM relativa das previsões face à referência do modelo de passeio aleatório e às projeções do Eurosistema são apresentadas respectivamente nos quadros A.7 e A.8. O desempenho relativo dos modelos de CP é em geral melhor do que o do passeio aleatório, com exceção do modelo que inclui a taxa de desemprego de curto prazo. Esta superioridade relativa é significativa para alguns horizontes médios e longos. Os modelos de limiar não apresentam um desempenho superior aos modelos lineares correspondentes. Por outro lado, as projeções do Eurosistema só são melhores do que as do passeio aleatório de forma estatisticamente significativa para previsões com um horizonte de um trimestre. Tomando como referência as projeções do Eurosistema, a REQM relativa da CP é também em geral inferior a um nos horizontes de médio-longo prazo, mas esta diferença não é estatisticamente significativa. Os modelos puramente autoregressivo e de passeio aleatório apresentam uma REQM superior a 1 neste caso, que é apenas significativa para horizontes curtos.

Conclusão

Não obstante algumas dificuldades em lidar com as variações da inflação desde a Grande Recessão, os modelos de curvas de Phillips permanecem uma referência na análise económica dos bancos centrais. Este artigo recorreu a um conjunto alargado de medidas de excesso de oferta para estimar curvas de Phillips para Portugal. Estes modelos possuem algum poder preditivo para a inflação, mas os resultados mostram que a melhor medida de excesso de oferta não é constante ao longo do tempo, e como tal é preferível ter em conta um conjunto diversificado de curvas de Phillips. O artigo apresenta resultados que sugerem a presença de algumas não linearidades na estimação de curvas de Phillips, mas é necessária investigação adicional sobre este tópico e sobre qual a melhor abordagem ao mesmo para fins de previsão.

Apêndice: Quadros

	IHPC	IHPCxENALIM	IHPC_IC	IHPC_IC_xENALIM	IHPC	IHPCxENALIM	IHPC_IC	IHPC_IC_xENALIM
Amostra até:	2007T4				2011T4			
Máximo	5.4	2.7	4.8	6.7	3.1	3.3	3.4	2.6
Mínimo	1.1	0.6	1.1	0.6	0.5	0.4	0.5	0.5
Média	1.7	1.3	1.8	1.4	1.6	1.0	1.5	1.0
Mediana	1.6	1.3	1.6	1.2	1.5	0.9	1.5	0.9

QUADRO A.1. REQM das previsões condicionais

Nota: IHPCxENALIM designa o IHPC excluindo bens energéticos e alimentares e IHPC_IC designa o IHPC com impostos constantes (excluindo o impacto de alterações de impostos indiretos).

Variável de excesso de oferta	Coefficiente excesso de oferta	Constante	Preços de importação incluídos?	Coefficiente preços de importação	Expectativas incluídas?	Coefficiente expectativas	REQM	R2
Hiato_CE	0.22	0.99	sim	não significativo	não		0.62	0.36
LF_trabalho	0.18	0.17	não		não		0.63	0.39
LF_trabalho	0.18	0.30	não		sim	não significativo	0.64	0.45
Hiato_CES	0.29	1.10	sim	não significativo	não		0.68	0.41
LF_trabalho	0.19	0.37	sim	não significativo	não		0.70	0.45
Hiato_CD	0.29	1.08	sim	não significativo	não		0.72	0.41
TD_CP	0.50	2.95	não		não		0.72	0.36
Hiato_CES	0.28	0.94	não		sim	não significativo	0.74	0.42
Hiato_BK	0.37	0.88	não		não		0.75	0.37
Hiato_CES	0.30	0.90	não		não		0.77	0.38
Hiato_CD	0.28	0.93	não		sim	não significativo	0.79	0.42
Hiato_BK	0.32	1.05	sim	não significativo	não		0.82	0.37
Hiato_CD	0.30	0.88	não		não		0.83	0.38
Hiato_HP	0.34	1.05	não		não		0.84	0.36
TD_CP	0.68	3.99	sim	não significativo	não		0.85	0.48
Hiato_CF	0.20	1.19	não		não		0.97	0.37
TD_CP	0.70	3.98	não		sim	não significativo	0.99	0.48
Hiato_UCM	0.44	1.90	sim	não significativo	não		1.08	0.44
Hiato_UCM	0.43	1.78	não		sim	não significativo	1.10	0.44
Hiato_CF	0.20	1.38	sim	não significativo	não		1.14	0.39

QUADRO A.2. Principais resultados de estimação para a amostra 1997T1-2007T4

Notas: os acrónimos relativos às variáveis de excesso de oferta designam (pela ordem que surgem no quadro): o hiato do produto da Comissão Europeia, a questão qualitativa relacionada com o trabalho como fator limitativo da produção, os hiatos do produto associados às funções produção CES e Cobb-Douglas, a taxa de desemprego de curto prazo, os hiatos do produto dos filtros Baxter-King, Hodrick-Prescott e Christiano-Fitzgerald e o hiato do produto do modelo de componentes não observadas. Banco de Portugal (2017) inclui informação sobre as medidas de hiato do produto.

O sombreado assinala as variáveis de excesso de oferta selecionadas.

Variável de excesso de oferta	Coefficiente excesso de oferta	Constante	Preços de importação incluídos?	Coefficiente preços de importação	Expectativas incluídas?	Coefficiente expectativas	REQM	R2
LF_trabalho	0.16	0.09	não		sim	não significativo	0.45	0.48
TD_CP	0.46	3.14	não		não		0.46	0.39
LF_trabalho	0.16	0.16	não		não		0.46	0.39
Hiato_CF	0.16	0.51	não		não		0.47	0.36
LF_trabalho	0.17	0.17	sim	não significativo	não		0.48	0.43
TD_CP	0.58	3.87	sim	não significativo	não		0.56	0.47
Hiato_CE	0.31	0.73	sim	não significativo	não		0.56	0.43
Hiato_desemprego	0.28	1.60	não		não		0.68	0.39
Hiato_desemprego	0.29	1.68	sim	não significativo	não		0.71	0.43
Hiato_UCM	0.33	1.67	não		não		0.73	0.41
TD_CP	0.65	4.17	não		sim	não significativo	0.74	0.54
Hiato_UCM	0.34	1.75	sim	0.04	não		0.76	0.47
UPRGAP	0.31	1.77	não		não		0.81	0.40
UPRGAP	0.32	1.83	sim	não significativo	não		0.84	0.44
Hiato_CES	0.35	1.12	sim	não significativo	não		0.95	0.49
Hiato_CES	0.36	1.11	não		não		0.95	0.45
Desemprego_lato	0.21	4.21	não		não		0.97	0.41
Hiato_CES	0.32	1.00	não		sim	não significativo	1.00	0.51
Hiato_CD	0.35	1.11	sim	não significativo	não		1.01	0.48
Hiato_CD	0.36	1.10	não		não		1.01	0.45

QUADRO A.3. Principais resultados de estimação para a amostra 1997T1-2011T4

Notas: os acrónimos relativos às variáveis de excesso de oferta designam (pela ordem que surgem no quadro): a questão qualitativa relacionada com o trabalho como fator limitativo da produção, a taxa de desemprego de curto prazo, os hiatos do produto Christiano-Fitzgerald e da Comissão Europeia, o hiato do desemprego, o hiato do produto do modelo de componentes não observadas, o hiato combinado do desemprego e participação no mercado de trabalho, o hiato do produto da função produção CES, a medida de desemprego em sentido lato e o hiato do produto da função de produção Cobb-Douglas. Banco de Portugal (2017) inclui informação sobre as medidas de hiato do produto.

O sombreado assinala as variáveis de excesso de oferta selecionadas.

Variável de excesso de oferta	Coefficiente excesso de oferta	Constante	Preços de importação incluídos?	Coefficiente preços de importação	Expectativas incluídas?	Coefficiente expectativas	R2
Hiato_CF	0.21	0.67	não		não		0.34
Hiato_HP	0.25	0.83	não		não		0.34
Hiato_BK	0.30	0.89	não		não		0.36
Taxa de desemprego	0.22	3.39	não		não		0.38
Desemprego_lato	0.17	4.16	não		não		0.38
LF_trabalho	0.22	0.23	não		não		0.38
Taxa de desemprego	0.21	3.35	sim	0.05	não		0.45
Hiato_desemprego	0.26	2.05	não		não		0.38
UPRGAP	0.26	2.14	não		não		0.39
Hiato_UCM	0.29	2.07	não		não		0.39
Hiato_CF	0.18	0.70	sim	0.05	não		0.40
Hiato_CD	0.27	1.64	não		não		0.41
Hiato_CES	0.28	1.64	não		não		0.41
Desemprego_lato	0.16	4.02	não		sim	0.02	0.42
Hiato_BK	0.27	0.89	sim	0.05	não		0.42
Hiato_CD	0.24	1.56	não		sim	não significativo	0.44
Hiato_CE	0.28	1.18	sim	0.05	não		0.44
Hiato_CES	0.25	1.57	não		sim	não significativo	0.44
LF_trabalho	0.20	0.36	não		sim	0.02	0.44
UPRGAP	0.24	2.15	não		sim	0.02	0.44

QUADRO A.4. Principais resultados de estimação para a amostra 1997T1-2017T4

Notas: os acrónimos relativos às variáveis de excesso de oferta designam (pela ordem que surgem no quadro): os hiatos do produto dos filtros Christiano-Fitzgerald, Hodrick-Prescott e Baxter-King, a taxa de desemprego, a medida de desemprego em sentido lato, o hiato combinado do desemprego e participação no mercado de trabalho, o hiato do produto do modelo de componentes não observadas, os hiatos do produto da função produção Cobb-Douglas e CES e o hiato do produto da Comissão Europeia. Banco de Portugal (2017) inclui informação sobre as medidas de hiato do produto.

O sombreado assinala as variáveis de excesso de oferta selecionadas.

Variáveis de excesso de oferta	amostra 1: 1997T1-2007T4					amostra 2: 1997T1-2011T4					amostra 3: 1997T1-2017T4			
	soma de coeficientes AR	excesso de oferta	constante	REQM	R ²	soma de coeficientes AR	excesso de oferta	constante	REQM	R ²	soma de coeficientes AR	excesso de oferta	constante	R ²
TD_CP	0.60	0.50 (0.22)	2.95 (1.08)	0.72	0.36	0.47	0.46 (0.18)	3.14 (1.06)	1.12	0.39	0.35	0.49 (0.14)	3.53 (0.9)	0.38
FL_trabalho	0.44	0.18 (0.07)	0.17 (0.56)	0.63	0.39	0.46	0.16 (0.06)	0.16 (0.4)	1.13	0.39	0.27	0.22 (0.06)	0.23 (0.28)	0.38
Hiato_CD	0.53	0.30 (0.11)	0.88 (0.52)	0.83	0.38	0.41	0.36 (0.1)	1.10 (0.38)	0.50	0.45	0.23	0.27 (0.07)	1.64 (0.38)	0.41
Hiato_CES	0.52	0.30 (0.11)	0.90 (0.52)	0.77	0.38	0.41	0.36 (0.1)	1.11 (0.38)	0.51	0.45	0.23	0.28 (0.07)	1.64 (0.37)	0.41

QUADRO A.5. Principais resultados de estimação para uma selecção de modelos

Notas: os valores entre parêntesis referem-se ao desvio padrão dos coeficientes correspondentes. Os acrónimos relativos às variáveis de excesso de oferta designam (pela ordem que surgem no quadro): a taxa de desemprego de curto prazo, a questão qualitativa relacionada com o trabalho como fator limitativo da produção, e os hiatos do produto associados às funções produção Cobb-Douglas e CES.

Variáveis de excesso de oferta	amostra 1: 1997T1-2007T4							amostra 2: 1997T1-2011T4							amostra 3: 1997T1-2017T4						
	Soma coeficientes AR	OutT	InT	Dummy OuT	Constante	REQM	R ²	Soma coeficientes AR	OutT	InT	Dummy OuT	Constante	REQM	R ²	Soma coeficientes AR	OutT	InT	Dummy OuT	Constante	R ²	
TD_CP	0.66	-0.09 (0.63)	-0.25 (0.47)	1.89 (0.73)	-0.69 (2.12)	1.53	0.47	0.53	0.33 (0.2)	0.37 (0.19)	0.45 (0.39)	2.32 (1.21)	0.59	0.42	0.38	0.48 (0.14)	0.49 (0.16)	0.30 (0.37)	3.28 (0.37)	0.39	
FL_trabalho	0.64	-0.01 (0.15)	0.11 (0.23)	1.62 (0.79)	-0.04 (0.99)	1.35	0.46	0.52	0.13 (0.08)	0.18 (0.14)	0.50 (0.46)	-0.14 (0.55)	0.58	0.40	0.22	0.23 (0.07)	0.31 (0.12)	0.08 (0.42)	0.06 (0.42)	0.39	
Hiato_CD	0.48	0.61 (0.23)	-0.39 (0.57)	-0.51 (0.38)	0.74 (0.5)	2.15	0.45	0.29	0.62 (0.12)	0.02 (0.31)	-0.89 (0.38)	1.56 (0.5)	2.21	0.55	0.22	0.27 (0.07)	0.41 (0.35)	-0.31 (0.38)	1.89 (0.5)	0.41	
Hiato_CES	0.48	0.60 (0.22)	-0.42 (0.57)	-0.49 (0.68)	0.72 (0.75)	2.02	0.45	0.28	0.62 (0.12)	0.02 (0.32)	-0.91 (0.37)	1.58 (0.46)	2.12	0.56	0.21	0.28 (0.07)	0.42 (0.36)	-0.33 (0.37)	1.91 (0.37)	0.42	

QUADRO A.6. Principais resultados de estimação de modelos de limiar

Notas: os valores entre parêntesis referem-se ao desvio padrão dos coeficientes correspondentes. Os acrónimos relativos às variáveis de excesso de oferta designam (pela ordem que surgem no quadro) a taxa de desemprego de curto prazo, a questão qualitativa relacionada com o trabalho como fator limitativo da produção, e os hiatos do produto associados às funções produção Cobb-Douglas e CES. OutT e InT designam as variáveis de excesso de oferta que se situam respectivamente fora e dentro dos limiares. Dummy OuT designa a variável *dummy* que assume um valor unitário quando os valores do hiato do produto se situam fora dos limiares.

	Variáveis de excesso de oferta	Hiato CD	Hiato CES	Hiato CD (outT)	Hiato CES (outT)	FL_trabalho	TD_CP	Modelo AR	Projeções Eurosis-tema	Passeio aleatório
Horizonte de previsão	1	0.8	0.8	0.8	0.8	0.9	0.9	1.0	0.5	1.0
	2	0.8	0.8	0.8	0.8	0.9	1.0	1.0	0.7	1.0
	3	0.7	0.7	0.7	0.7	0.9	1.0	1.2	1.0	1.0
	4	0.7	0.7	0.7	0.8	0.9	1.1	1.1	0.9	1.0
	5	0.7	0.7	0.8	0.8	0.9	1.0	1.1	1.0	1.0
	6	0.8	0.8	0.9	0.9	0.8	1.1	1.1	0.7	1.0
	7	0.8	0.8	0.9	0.9	0.8	1.1	1.1	0.6	1.0
	8	0.9	1.0	1.1	1.1	0.8	1.1	1.1	0.7	1.0

QUADRO A.7. REQM relativa- Referência passeio aleatório

Notas: os valores a sombreado assinalam situações de diferenças estatisticamente significativas de acordo com o teste de Diebold Mariano. Os acrónimos TD_CP and FL_trabalho designam, respectivamente, a taxa de desemprego de curto prazo e a questão qualitativa relacionada com o trabalho enquanto fator limitativo à produção. A designação "outT" refere-se aos modelos de limiar.

	Variáveis de excesso de oferta	Hiato CD	Hiato CES	Hiato CD (outT)	Hiato CES (outT)	FL_trabalho	TD_CP	Modelo AR	Projeções Eurosistema	Passeio aleatório
Horizonte de previsão	1	1.6	1.6	1.6	1.6	1.8	1.7	2.0	1.0	2.0
	2	1.1	1.1	1.1	1.1	1.3	1.4	1.5	1.0	1.4
	3	0.7	0.7	0.7	0.7	0.9	1.0	1.2	1.0	1.0
	4	0.8	0.8	0.8	0.8	1.0	1.2	1.2	1.0	1.1
	5	0.7	0.7	0.8	0.8	0.8	1.0	1.1	1.0	1.0
	6	0.7	0.7	0.8	0.8	0.8	1.3	1.5	1.0	1.2
	7	0.8	0.7	0.8	0.8	0.7	1.2	1.5	1.0	1.2
	8	0.8	0.8	0.9	0.9	0.7	1.3	1.5	1.0	1.2

QUADRO A.8. REQM relativa- Referência projeções do Eurosistema

Notas: os valores a sombreado assinalam situações de diferenças estatisticamente significativas de acordo com o teste de Diebold Mariano. Os acrónimos TD_CP and FL_trabalho designam, respectivamente, a taxa de desemprego de curto prazo e a questão qualitativa relacionada com o trabalho enquanto fator limitativo à produção. A designação "outT" refere-se aos modelos de limiar.

Referências

- Albuquerque, Bruno e Ursel Baumann (2017). "Will US inflation awake from the dead? The role of slack and non-linearities in the Phillips curve." *Journal of Policy Modeling*, 39(2), 247–271.
- Banco de Portugal (2017). "Produto potencial: desafios e incertezas." *Boletim Económico*.
- BCE (2014). "The Phillips Curve Relationship in the Euro Area." *Boletim Mensal do BCE*, 45(Julho), 99–114.
- Ciccarelli, Matteo e Chiara Osbat (2017). "Low inflation in the euro area: Causes and consequences." Occasional Paper Series 181, Banco Central Europeu.
- Constâncio, Vítor (2015). "Understanding Inflation Dynamics and Monetary Policy: Panel remarks at the Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Symposium, Jackson Hole, Wyoming." <https://www.ecb.europa.eu/press/key/date/2015/html/sp150829.en.html>.
- Diebold, Francis X e Roberto S Mariano (1995). "Comparing Predictive Accuracy." *Journal of Business & Economic Statistics*, 13(3), 253–263.
- Dotsey, Michael, Shigeru Fujita, e Tom Stark (2017). "Do Phillips Curves Conditionally Help to Forecast Inflation?" Working Papers 17-26, Federal Reserve Bank of Philadelphia.
- Draghi, Mario (2017). "Accompanying the economic recovery: speech at the ECB Forum on Central Banking." <https://www.ecb.europa.eu/press/key/date/2017/html/ecb.sp170627.en.html>.
- Harvey, David, Stephen Leybourne, e Paul Newbold (1997). "Testing the equality of prediction mean squared errors." *International Journal of Forecasting*, 13(2), 281–291.
- Macklem, Tiff (1997). "Capacity constraints, price adjustment, and monetary policy." *Bank of Canada Review*, 1997(Spring), 39–56.
- Stock, James H. e Mark W. Watson (2010). "Modeling Inflation After the Crisis." NBER Working Papers 16488, National Bureau of Economic Research, Inc.
- Teles, Pedro e Joana Garcia (2016). "Como é que a política monetária pode usar a curva de Phillips no contexto atual de baixa inflação?" *Revista de Estudos Económicos*, 2(2).
- Yellen, Janet (2013). "Labor Market Dynamics and Monetary Policy: a speech at the Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Symposium, Jackson Hole, Wyoming."

Previsão das exportações com seleção de previsores

Francisco Dias
Banco de Portugal

Nuno Lourenço
Banco de Portugal e Nova SBE

António Rua
Banco de Portugal e Nova SBE

Resumo

Este artigo aplica modelos de fatores para prever as exportações mensais portuguesas, recorrendo a uma base de dados internacional que inclui os principais parceiros comerciais do país. Documentam-se ganhos de previsão assinaláveis até um horizonte de doze meses de distância quando são considerados conjuntamente indicadores qualitativos para estes países e os previsores são pré-selecionados antes da estimação dos fatores. Recorrendo apenas a dados nacionais e sem pré-seleção de previsores resulta em ganhos de previsão superiores para efeitos de *nowcasting*. Constata-se, assim, que os dados dos principais parceiros de Portugal são mais informativos para prever a h -períodos de distância. Por sua vez, quando os indicadores quantitativos e qualitativos são agrupados, os ganhos de previsão, em geral, não aumentam. (JEL: C38, C55, F47)

Introdução

A previsão de séries temporais macroeconómicas é de extrema importância para os decisores de política monetária e orçamental monitorizarem ou avaliarem desenvolvimentos em qualquer economia. Os avanços recentes na previsão de curto prazo têm sido ancorados no uso de bases de dados de grande dimensão, onde os desenvolvimentos na tecnologia de informação permitem hoje em dia aceder e manusear centenas de séries temporais em tempo real. Os indicadores quantitativos e qualitativos estão no centro deste contexto rico de informação. Enquanto os primeiros são baseados em informação quantitativa, os últimos assentam em inquéritos de conjuntura de atividade económica que são caracterizados pela natureza qualitativa das suas questões (por exemplo, inquéritos harmonizados regularmente divulgados pela Comissão Europeia para diferentes setores na União Europeia). O interesse em recorrer a dados qualitativos para prever variáveis macroeconómicas tem sido enfatizado na literatura (veja-se, por exemplo, Bańbura e Rünstler (2011) e Hansson *et al.* (2005) para uma aplicação para prever o crescimento do PIB). Uma vantagem central dos indicadores qualitativos reside na sua rápida disponibilidade, dado que a maioria destes inquéritos são publicados apenas alguns dias após o período de referência.

O elevado rácio sinal-ruído destes indicadores fornece conteúdo informativo substantivo sobre o estado da economia e a sua natureza abrangente permite uma vasta cobertura setorial. Para além disso, dado que algumas questões se referem a desenvolvimentos futuros, estes indicadores fornecem informação atempada sobre a possível evolução prospetiva da economia. Como estas séries qualitativas não estão sujeitas a revisões, a fiabilidade em tempo real também é garantida.

O uso de dados qualitativos a par de dados quantitativos para a previsão de curto prazo tem sido muito atrativo na Europa, onde estes inquéritos se encontram amplamente disponíveis para um período longo (veja-se, por exemplo, Schumacher (2007) para uma aplicação para prever o PIB para a Alemanha, Rünstler *et al.* (2009) para prever o PIB para vários países europeus e Angelini *et al.* (2011) para a área do euro). Enquanto a exploração de dados num contexto rico de informação tem sido amplamente documentada na literatura, poucos autores se têm focado no papel explícito de adicionar dados de outros países para prever variáveis macroeconómicas nacionais. Nesta área, sublinhe-se as contribuições de Brisson *et al.* (2003), onde os autores levam a bordo o conteúdo preditivo de variáveis dos Estados Unidos assim como de outros países para prever o PIB e a inflação para o Canadá. Da mesma forma, Schumacher (2009) considera o papel da informação da área do euro e restantes países do G7 para prever o PIB alemão.

Num contexto rico de informação, prever variáveis macroeconómicas implica extrair informação útil de um grande número de previsores. Os modelos de fatores têm sido bastante populares em tais exercícios, onde o conteúdo informativo de um vasto painel de séries temporais é sumariado num número pequeno de fatores que são então usados para efeitos de previsão. Entre as aplicações com modelos de fatores destacam-se as contribuições seminais de Stock e Watson (1999, 2002a,b) para prever algumas das principais variáveis macroeconómicas dos Estados Unidos, Marcellino *et al.* (2003) para prever a inflação e a atividade real para a área do euro e Rünstler *et al.* (2009) para um estudo que inclui vários países europeus.

Contudo, o uso de um conjunto de informação mais alargado para a previsão com modelos de fatores pode não melhorar a qualidade preditiva. De facto, estender uma base de dados para a estimação de fatores pode conduzir a piores resultados de previsão se as séries adicionais forem muito ruidosas ou se o poder preditivo for fornecido por um fator que é dominante numa base de dados menor, mas acaba por ser dominado numa base de dados mais extensa (veja-se Boivin e Ng (2006)). Reduzir a influência de previsores não informativos para prever uma variável macroeconómica deu origem a uma nova linha de abordagem na literatura. Neste sentido, Bai e Ng (2008) propuseram técnicas de regressão penalizadas para selecionar previsores, em particular *Least-Angle Regression with Elastic Net* (daqui em diante LARS-EN), onde a seleção de um subconjunto de previsores prévia à estimação dos fatores é levada a cabo para prever a inflação nos Estados Unidos. Outros exemplos

da importância da pré-seleção de previsores antes da estimação de fatores incluem Schumacher (2007) que apresenta uma aplicação para prever o PIB alemão e Li e Chen (2014) que se focam em diversas variáveis relevantes no acompanhamento da economia e política monetária para os Estados Unidos.

Neste artigo investiga-se o papel da informação contida em dados de outros países para prever fluxos de comércio internacional, com ênfase nas exportações de bens de Portugal, recorrendo à extensão de uma base de dados para cobrir os principais parceiros comerciais do país.¹ Assim, contribui-se para a vertente de literatura que se baseia em dados internacionais para prever variáveis nacionais. O elevado grau de interrelação da economia portuguesa com o resto do mundo fundamenta o uso desta base de dados heterogênea. Dado o seu tamanho extenso, recorre-se à pré-seleção de previsores através do algoritmo LARS-EN e infere-se sobre a utilidade da seleção dos previsores antes da estimação dos fatores para aumentar a qualidade preditiva. Exploram-se dados mensais para *nowcasting* e para prever as exportações de bens de Portugal numa base mensal até doze meses de distância.

O artigo encontra-se organizado da seguinte forma. A Secção 2 fornece uma breve análise das exportações portuguesas. A Secção 3 introduz o procedimento analítico usado no exercício de previsão. A Secção 4 descreve a base de dados subjacente à aplicação empírica. Os resultados empíricos são discutidos na Secção 5 e a Secção 6 conclui.

Uma análise breve das exportações portuguesas

Portugal tem registado um progresso notável em aumentar a sua integração no comércio mundial nas últimas décadas, onde o acesso à Comunidade Económica Europeia em 1986 se revelou um grande passo em frente. A importância relativa das exportações na economia tem crescido gradualmente. Contudo, diminuiu nitidamente em 2009 na sequência do colapso do comércio mundial, ganhando ritmo desde então (Gráfico 1).

Em Portugal, o rácio das exportações de bens no PIB em termos nominais aumentou cerca de 11 pontos percentuais desde 1993, situando-se perto de 27 por cento em 2016. Na sequência da crise económica e financeira recente, Portugal apresentou uma realocação gradual de *inputs* direcionados para a produção de bens para mercados estrangeiros. Como consequência, a importância relativa das exportações de bens na economia aumentou marcadamente a seguir à Grande Recessão.

1. Uma aplicação anterior de Cardoso e Duarte (2006) para a previsão de exportações de bens portuguesas baseia-se na utilização de um reduzido número de indicadores qualitativos num contexto de *bridge models*.

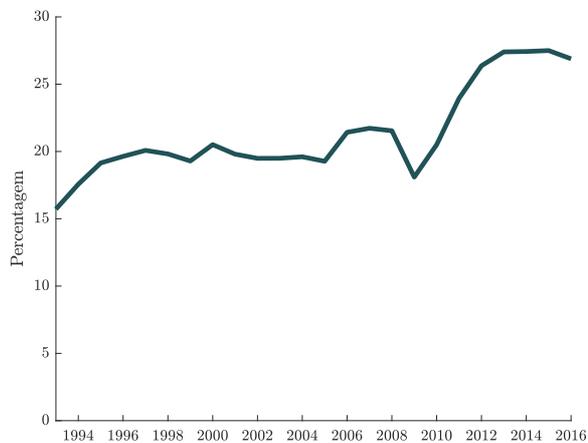


GRÁFICO 1: Rácio das exportações de bens no PIB em termos nominais.

Fonte: Instituto Nacional de Estatística.

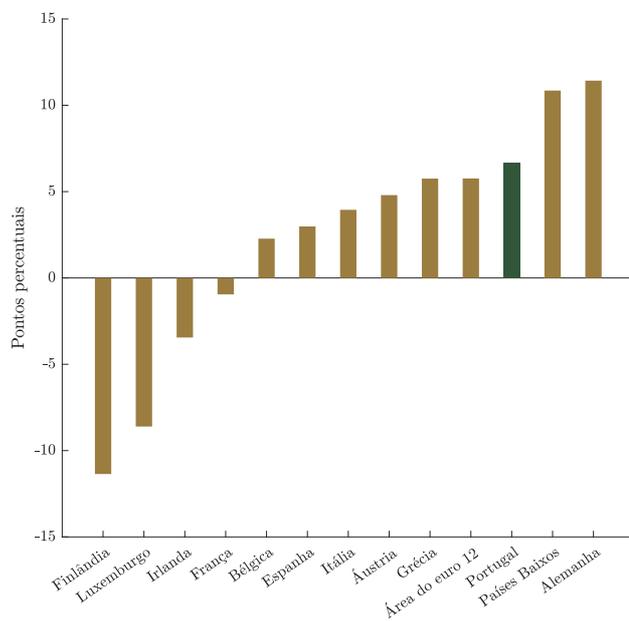


GRÁFICO 2: Variação do rácio das exportações de bens no PIB em termos nominais entre 2000 e 2016.

Fonte: Eurostat.

A comparação com os países membros fundadores da área do euro e a Grécia (AE-12) mostra que Portugal se destaca como sendo um dos países que registou maior aumento do rácio das exportações de bens no PIB durante o período em estudo (Gráfico 2). Posiciona-se à frente da maioria dos estados membros da AE-12, sendo ultrapassado apenas pelos Países Baixos e Alemanha.

No que concerne aos principais destinos das exportações de bens de Portugal, os países da área do euro representam a maior percentagem. No Quadro 1 encontram-se listados os principais parceiros comerciais em 2016. Em particular, as exportações para a Espanha representam mais de um quarto das exportações totais de bens, enquanto a França e a Alemanha representam mais de 10 por cento das exportações.

Principais parceiros comerciais	Frações (em percentagem)
Espanha	26,2
França	12,6
Alemanha	11,6
Reino Unido	7,0
Estados Unidos	4,9
Países Baixos	3,7
Itália	3,4
Angola	3,0
Bélgica	2,4

QUADRO 1. Principais destinos das exportações portuguesas de bens em 2016.

Procedimento analítico

Modelos de fatores

Esta secção inicia com uma discussão da representação de modelos de fatores que sustenta a previsão num contexto rico de informação. Seja X_t um vector coluna de séries temporais de previsores de dimensão N , observado para $t = 1, \dots, T$. O objetivo do exercício consiste em representar estas variáveis num modelo de fatores e utilizar os fatores estimados para produzir previsões a h -períodos de distância da variável de interesse, y , i.e., y_{t+h} , onde h denota o horizonte de previsão. As variáveis em X_t são representadas pela soma de duas componentes ortogonais: a componente comum, explicada por um pequeno número de fatores comuns não observáveis e a componente idiosincrática, determinada por choques específicos de cada variável.

O processo gerador dos dados para X_t admite uma representação de fatores estática escrita como:

$$X_t = \Lambda F_t + \xi_t \quad (1)$$

onde $F_t = (f_{1t}, \dots, f_{rt})'$ é um vector de fatores não observáveis de dimensão $(r \times 1)$, Λ é uma matriz $(N \times r)$ de pesos dos fatores desconhecidos e ξ_t é um vector de dimensão N de termos idiossincráticos. Conforme foi estabelecido por Stock e Watson (2002b), os fatores não observados podem ser estimados de forma consistente através de componentes principais sob hipóteses bastante gerais.

A estimação de fatores através de componentes principais visa maximizar a variância explicada na base de dados. Tipicamente, as primeiras componentes principais capturam uma fração considerável do co-movimento entre as séries na base de dados. Uma vez selecionado o número de fatores, a variável a prever é projetada eventualmente sobre os seus desfasamentos e sobre o conjunto de r fatores estimados. Daqui resulta a seguinte equação de previsão para a variável de interesse:

$$y_{t+h} = \alpha_0 + \sum_{i=1}^r \alpha_i \hat{F}_{t,i} + \sum_{j=0}^p \delta_j y_{t-j} + \varepsilon_{t+h} \quad (2)$$

onde α_0 é o termo constante, α_i denota os coeficientes associados a $\hat{F}_{t,i}$, isto é, as estimativas das componentes principais dos fatores na Equação (1), y_{t-j} representa a componente auto-regressiva da regressão, em que δ_j são os coeficientes correspondentes e p o número de desfasamentos.

O algoritmo LARS-EN

Tipicamente, quando os fatores são estimados, o conteúdo informativo para além daquele sumariado no pequeno conjunto de r fatores é ignorado. Assim sendo, informação útil para a variável a prever ou o horizonte de previsão em questão pode ser ignorada. Seguindo Bai e Ng (2008), recorre-se à previsão usando previsores selecionados. Por outras palavras, a relação entre y_{t+h} e X_t é analisada para selecionar o subconjunto de previsores $X_{t,A} \subseteq X_t$ antes da estimação de fatores.

Descreve-se agora um método baseado em regressões penalizadas que seleciona subconjuntos de variáveis de forma a comprimir a base de dados, deixando cair regressores não informativos. Ou seja, os coeficientes de regressão das variáveis menos informativas para prever a variável de interesse são penalizados. Seguindo Zou e Hastie (2005), Bai e Ng (2008) sugerem o uso do problema de otimização EN que é dado por:

$$\min_{\beta} \left\{ RSS + \lambda_1 \sum_{j=1}^N |\beta_j| + \lambda_2 \sum_{j=1}^N \beta_j^2 \right\} \quad (3)$$

onde RSS é a soma do quadrado dos resíduos de uma regressão de y_{t+h} sobre todos os regressores disponíveis, e λ_1 e λ_2 penalizam com a norma L_1 e L_2 de β , respetivamente.

A penalidade L_1 por si só resolve

$$\min_{\beta} \left\{ RSS + \lambda_1 \sum_{j=1}^N |\beta_j| \right\} \quad (4)$$

onde o parâmetro λ_1 controla para a dimensão de compressão e, desta forma, para o número de parâmetros que são fixados em zero. O método adiciona a regularização λ_1 à regressão dos mínimos quadrados ordinários, originando soluções que são esparsas em termos dos coeficientes de regressão. Este método é também conhecido como a solução-tipo do *Least Absolute Shrinkage and Selection Operator (LASSO)* de Tibshirani (1996).

Por sua vez, a penalidade L_2 isoladamente soluciona

$$\min_{\beta} \left\{ RSS + \lambda_2 \sum_{j=1}^N \beta_j^2 \right\} \quad (5)$$

o que para $0 \leq \lambda_2 < \infty$ comprime para zero os coeficientes dos previsores não informativos. Esta técnica também é conhecida como a penalidade L_2 da *ridge regression*.

Através da combinação das duas penalidades, i.e., as virtudes do LASSO e da *ridge regression*, a EN na Equação (3) permite a compressão dos coeficientes, eliminação de regressores e seleção eficiente de variáveis de toda a base de dados.

O algoritmo LARS fornece uma forma eficiente para resolver o problema de otimização da EN (ver Zou e Hastie (2005)). O algoritmo estima β e seleciona o subconjunto de previsores $X_{t,\mathcal{A}} \subseteq X_t$ através da resolução do problema de otimização definido na Equação (3), dados os parâmetros λ_1 e λ_2 . Na prática, a calibração de λ_1 é reformulada como uma regra para o número máximo de variáveis com β_j diferentes de zero a incluir na análise, i.e., o número de regressores $N_{\mathcal{A}} \leq N$ a ser incluído em $X_{t,\mathcal{A}}$. O procedimento funciona como se descreve a seguir. Inicia com todos os coeficientes iguais a zero e começa por encontrar o predictor mais correlacionado com a variável a prever. Avança o máximo na direção deste predictor até encontrar um segundo predictor que tenha tanta correlação com o resíduo contemporâneo. Em vez de continuar na direção do primeiro predictor, LARS prossegue numa direção equiangular entre os dois previsores até que uma terceira variável mais correlacionada entra no conjunto. O algoritmo prossegue de forma equiangular entre os três previsores, isto é, ao longo da direção de menor ângulo, até uma quarta variável entrar e por aí diante. O algoritmo formula estimativas $\hat{\mu} = X\hat{\beta}$ em passos sucessivos, onde em cada passo um regressor

é adicionado ao modelo, para que depois de k passos apenas k dos $\hat{\beta}_j$ sejam diferentes de zero (ver Efron *et al.* (2004) para detalhes).

Dados

O exercício de previsão compreende a previsão da taxa de crescimento de uma variável macroeconómica central, as exportações nominais de bens de Portugal. Esta variável é publicada sem qualquer ajustamento sazonal ou de efeitos de calendário numa base mensal 40 dias após o período de referência pelo Instituto Nacional de Estatística (INE).

O foco é na previsão da taxa de variação homóloga da série. Para além de ultrapassar o problema da sazonalidade determinística, esta escolha é motivada por várias outras razões, tais como a elevada volatilidade subjacente às taxas de variação em cadeia dos dados nominais de comércio ou a maior similitude entre variáveis medidas em variações homólogas e o perfil de vários indicadores qualitativos. Ao considerar taxas de variação homólogas, o ruído nos dados é reduzido e as irregularidades são atenuadas. Para uma discussão mais elaborada, veja-se Esteves e Rua (2012). Porém, mesmo quando se modeliza a variável dependente como uma taxa de variação homóloga, os efeitos de calendário ou de feriados móveis podem ser consideráveis e são expectáveis terem um impacto na variável de interesse. Estes efeitos são levados em conta recorrendo a variáveis determinísticas a serem descritas no exercício de previsão.

Os dados para Portugal consideram a base de dados mensal descrita em detalhe em Dias *et al.* (2015, 2018) que compreende inquéritos de opinião aos consumidores e às empresas, volume de negócios no comércio a retalho, produção industrial, volume de negócios na indústria e serviços, dormidas em Portugal, vendas de automóveis, vendas de cimento, ofertas de emprego e desemprego, consumo de energia, importações de bens, taxa de câmbio efetiva real, índice do mercado de ações para Portugal e uma série relativa a ATM/POS. Além disso, esta base de dados é estendida para incluir dados desagregados de preços no consumidor e no produtor.

Para além de dados nacionais, a base de dados foi estendida com dados mensais internacionais para abarcar informação dos principais parceiros comerciais de Portugal. Neste conjunto figuram Espanha, França, Alemanha, Reino Unido, Estados Unidos, Países Baixos, Itália e Bélgica. Os dados para Angola são escassos, daí este país não ter sido considerado na base de dados. Os dados mensais cobrem o período de janeiro-2000 a dezembro-2016.

Para cada parceiro comercial, o painel de variáveis inclui as principais variáveis de atividade económica, assim como variáveis qualitativas, totalizando, em média, 80 séries por país e 766 séries no total. As séries foram selecionadas para representar de um modo geral inquéritos de opinião aos consumidores e às empresas, preços, comércio a retalho, indústria e serviços

e mercado de trabalho. A repartição do número de variáveis entre dados quantitativos e qualitativos é apresentada no Quadro 2.²

	Número de séries	Dados qualitativos	Dados quantitativos
Portugal	145	39	106
Espanha	82	41	41
França	81	40	41
Alemanha	80	39	41
Reino Unido	80	39	41
Estados Unidos	75	20	55
Países Baixos	77	39	38
Itália	80	39	41
Bélgica	66	41	25
Total	766	337	429

QUADRO 2. Composição da base de dados.

No caso de Portugal e Espanha, para um número limitado de séries foi necessário recorrer ao algoritmo *Expectation-Maximization* sugerido por Stock e Watson (2002a) para balancear a base de dados no início do período amostral, dado que algumas séries estavam disponíveis para um período temporal mais curto. Em geral, com exceção dos dados qualitativos, tomaram-se logaritmos para todas as séries não negativas que não estavam em taxas ou unidades percentuais. A maioria das séries foi diferenciada para assegurar estacionaridade. Adicionalmente, seguindo Stock e Watson (2005), as séries foram corrigidas de *outliers*, onde o ajustamento correspondeu a substituir observações das séries transformadas com desvios absolutos excedendo seis vezes a amplitude interquartil pelo valor mediano das cinco observações imediatamente precedentes.

Exercício de previsão

Esta secção inicia com uma descrição detalhada do desenho do exercício de previsão. O procedimento recorre à estimação recursiva de parâmetros e fatores após a seleção dos previsores usando o algoritmo LARS-EN. Assim, não se restringe o conjunto de previsores selecionados a ser o mesmo para cada período temporal. Pelo contrário, os previsores são pré-selecionados em cada momento no tempo e para cada horizonte e a equação de previsão é re-estimada depois dos novos fatores serem estimados. Também foi considerado o caso onde não se faz pré-seleção de previsores, i.e., usa-se a abordagem usual dos modelos de fatores.

2. A lista de todas as séries e fontes de dados pode ser obtida dos autores mediante pedido.

Como modelo de referência considera-se como é habitual na literatura o modelo auto-regressivo de ordem p , $AR(p)$, em que o número p de termos auto-regressivos é determinado pelo critério BIC. Este modelo é alargado com três variáveis determinísticas adicionais para controlar os efeitos de calendário: o número de dias úteis em cada mês e duas variáveis binárias para os dois feriados móveis, Páscoa e Carnaval.

Um exercício fora da amostra de estimação é conduzido para avaliar o desempenho relativo do modelo de fatores com seleção de previsores face ao modelo de referência. O número de fatores estimados a ser incluído na equação de previsão é determinado pela minimização de uma versão modificada do critério BIC sugerido por Stock e Watson (1998).

O período fora da amostra de estimação estende-se desde janeiro-2009 a dezembro-2016, correspondendo a metade do período amostral disponível e o exercício de previsão é baseado na estimação por janela deslizante (*rolling window*) em que a amplitude da janela corresponde a 96 observações mensais (8 anos), o que coincide com a duração média típica do ciclo económico. A estimação através da janela deslizante aumenta a flexibilidade do modelo e a capacidade dos parâmetros lidarem com conteúdo preditivo da base de dados potencialmente variável. Todos os previsores candidatos estão disponíveis para o período t quando as exportações de bens são publicadas pelo INE. No caso dos dados qualitativos, quando as exportações para $t - 1$ são publicadas, os dados para o período t já estão disponíveis. Daí, quando se consideram apenas os dados qualitativos, considera-se o caso de *nowcasting* para além de previsões de um a doze meses de distância.

O desempenho do modelo é avaliado usando o Erro Quadrático Médio (EQM), e calcula-se o EQM relativo, usando o modelo auto-regressivo alargado como modelo de referência. Assim, um rácio inferior a um sinaliza que o modelo concorrente supera o modelo de referência. A significância estatística dos ganhos de previsão em relação ao modelo de referência é avaliada através do teste de Clark e West (2007).

Na análise empírica que se segue examinam-se dois conjuntos de previsores alternativos. Em primeiro lugar, analisam-se previsões baseadas apenas em dados qualitativos. Desta forma, exploram-se indicadores baseados em inquéritos de conjuntura para Portugal e para os seus principais parceiros comerciais. Em segundo lugar, alarga-se a base de dados para incluir em simultâneo indicadores qualitativos e quantitativos no exercício de previsão.

Previsões baseadas em dados qualitativos

O Quadro 3 reporta os resultados da previsão com dados qualitativos com previsores selecionados, i.e., com pré-seleção através de LARS-EN, definindo $\lambda_2 = 0.25$ como em Bai e Ng (2008) e Schumacher (2009), e sem pré-seleção de previsores. Caso seja aplicada a pré-seleção, o número de previsores

escolhidos é discretizado em cada linha, $N_{\mathcal{A}} = \{30, 40, \dots, 150\}$. As entradas no fundo da tabela correspondem ao caso sem pré-seleção. As bases de dados subjacentes compreendem apenas dados qualitativos totalizando 337 séries quando se consideram todos os países e 39 séries considerando apenas dados referentes a Portugal. As entradas na tabela reportam o EQM relativo do modelo de fatores *vis-à-vis* o modelo de referência para diferentes horizontes de previsão. As entradas a sombreado destacam o EQM relativo mínimo para cada horizonte de previsão.

	Horizonte de previsão												
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
Previsores selecionados (N_A)													
30	1,12	1,06	0,89	0,81	0,83	0,90	0,89	1,04	0,81	0,90	1,23	1,04	1,17
40	1,15	1,03	0,71	0,73	0,71	1,06	0,66	0,91	0,85	0,93	0,89	0,71	1,01
50	0,95	0,96	0,64	0,64	0,73	1,11	0,53	0,81	0,90	0,83	0,76	0,69	1,17
60	0,92	0,83	0,63	0,70	0,73	1,08	0,49	0,70	0,83	0,77	0,81	0,65	1,04
70	0,91	0,84	0,63	0,66	0,73	0,97	0,50	0,69	0,92	0,67	0,85	0,53	0,90
80	0,94	0,87	0,66	0,69	0,76	1,17	0,51	0,77	0,97	0,76	0,96	0,59	0,82
90	0,87	0,88	0,68	0,72	0,78	0,91	0,56	0,83	1,10	0,82	0,97	0,63	0,97
100	0,93	0,94	0,65	0,77	0,65	0,81	0,69	0,81	1,09	0,96	0,88	0,66	0,99
110	0,96	0,84	0,69	0,75	0,51	0,91	0,63	0,82	1,03	0,98	0,79	0,69	0,99
120	0,89	0,94	0,70	0,73	0,50	0,94	0,72	0,96	0,95	1,04	0,83	1,03	0,92
130	0,95	0,92	0,74	0,70	0,52	1,07	0,84	1,09	0,97	0,88	0,86	1,15	0,81
140	0,96	0,89	0,73	0,71	0,52	1,10	0,93	0,96	1,06	0,97	1,03	1,21	0,87
150	0,91	0,85	0,72	0,71	0,58	1,14	1,02	0,90	1,05	0,98	1,13	1,35	0,93
Sem pré-seleção													
<i>Todas as séries</i>	0,89	0,82	0,71	0,68	0,83	1,39	1,60	1,85	2,19	1,39	1,43	1,54	1,42
<i>Apenas séries para PT</i>	0,78	0,86	0,87	0,78	0,84	0,97	0,96	1,07	0,94	1,07	1,05	2,14	2,45

QUADRO 3. EQM relativo das previsões baseadas em dados qualitativos *vis-à-vis* o modelo de referência.

Uma visão geral do conjunto de resultados revela que a maioria das entradas são inferiores a um, mostrando que há, em geral, ganhos de previsão em usar modelos de fatores com pré-seleção de previsores *vis-à-vis* o modelo de referência. Para efeitos de *nowcasting* os maiores ganhos de previsão são obtidos usando apenas dados qualitativos nacionais e sem pré-seleção de previsores, e estes excedem 20 por cento. Tal pode refletir o facto de os dados dos parceiros comerciais terem conteúdo informativo de carácter mais prospetivo. Neste sentido, os ganhos de previsão são notórios quando os indicadores qualitativos para os parceiros comerciais de Portugal são explorados e estes são maiores ainda quando se aplica pré-seleção de previsores através do algoritmo LARS-EN. Para prever a um mês de distância, embora o ganho máximo seja próximo de 20 por cento com todas as séries, i.e., sem pré-seleção, um valor semelhante pode ser obtido considerando apenas 60 previsores pré-selecionados. Para prever para o caso de horizontes de dois até doze meses, o uso de previsores pré-selecionados é consistentemente uma estratégia dominante, com ganhos que vão desde quase 20 por cento até aproximadamente 50 por cento *vis-à-vis* o modelo de referência. Em geral, o melhor desempenho preditivo é obtido escolhendo não mais de 70 variáveis entre 337 e os ganhos de previsão são estatisticamente significativos ao longo dos horizontes de previsão.

Para ilustrar a composição do conjunto de previsores selecionados usados para a estimação dos fatores, os Gráficos 3 e 4 mostram a fração média de previsores selecionados de cada país e inquérito setorial, respetivamente, para diferentes números de previsores (N_A) e horizontes de previsão (h). No Gráfico 3 constata-se que a fração média de séries selecionadas de Portugal aumenta com o horizonte de previsão e com o número de previsores selecionados, variando desde menos de 5 por cento até mais de 15 por cento. Focando a análise nos parceiros comerciais mais importantes, o mesmo se verifica globalmente para Espanha. No caso da França, a fração média de séries escolhida diminui com o horizonte de previsão e com o número de previsores, reduzindo-se de cerca de 30 por cento a menos de 10 por cento. Por sua vez, para a Alemanha a fração média é particularmente importante para horizontes mais curtos (cerca de 15 por cento) e menos relevante para horizontes próximos de um ano, mostrando-se relativamente estável com a variação do número de previsores selecionados.

No Gráfico 4 pode-se constatar que as variáveis associadas aos inquéritos à indústria são muito relevantes para prever para horizontes mais curtos, atingindo cerca de 50 por cento para um número pequeno de previsores, e a sua importância diminui com o horizonte de previsão e número de previsores. Em contraste, quando se consideram os inquéritos aos consumidores, a fração aumenta com o horizonte de previsão e, em menor grau, com o número de previsores, atingindo cerca de 40 por cento. As frações nos restantes inquéritos são relativamente estáveis, com os serviços a representar cerca de 10 por cento e o comércio a retalho e construção cerca de 15 por cento.

GRÁFICO 3: Fração média de previsores selecionados de cada país para diferentes números de previsores e horizontes de previsão.

GRÁFICO 4: Fração média de previsores selecionados de cada inquérito de conjuntura para diferentes números de previsores e horizontes de previsão.

O algoritmo EN envolve a escolha de λ_2 , que penaliza com a norma L_2 de β . À semelhança de Bai e Ng (2008), considerou-se $\lambda_2 = \{0.5, 1.5\}$ como análise de robustez. Os resultados não são muito sensíveis a esta escolha, o que está em linha com as conclusões de Bai e Ng (2008) e Schumacher (2009).

Agrupando dados quantitativos e qualitativos

De seguida estende-se a análise ao caso em que se juntam dados quantitativos e qualitativos. Por isso, explora-se o conteúdo informativo dos dados quantitativos para Portugal e seus parceiros comerciais, para além da base de dados assente em dados qualitativos anteriormente usada. Os resultados encontram-se reportados no Quadro 4. Uma breve análise mostra que a inclusão de dados quantitativos não parece trazer poder preditivo adicional para os horizontes mais longos *vis-à-vis* o modelo de referência. Por seu turno, os ganhos de previsão para horizontes mais curtos são, em geral, similares àqueles obtidos quando se recorre apenas a dados qualitativos. Note-se que a pré-seleção de previsores através do algoritmo LARS-EN aumenta o desempenho preditivo comparativamente ao caso sem pré-seleção e parece ter um papel relevante na previsão para horizontes mais curtos.

	Horizonte de previsão												
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	
Previsores selecionados (N_A)													
30	1,12	0,90	1,17	0,88	1,25	1,31	1,33	1,50	0,94	1,18	1,82	1,16	
40	1,10	0,92	1,12	0,76	1,18	0,84	1,18	1,50	0,95	1,22	1,12	1,15	
50	0,98	0,87	1,10	0,77	1,17	0,82	1,27	1,05	1,36	1,34	1,36	1,13	
60	0,98	0,77	0,99	0,76	1,16	0,95	0,78	1,24	1,20	1,33	1,44	1,25	
70	0,84	0,67	0,98	0,72	1,52	0,87	0,92	1,30	1,24	1,56	1,37	1,27	
80	0,91	0,56	1,05	0,64	1,47	0,89	0,86	1,40	1,32	1,67	1,37	1,42	
90	0,83	0,57	1,06	0,58	1,60	0,96	0,89	1,44	1,45	1,88	1,57	1,48	
100	0,98	0,53	1,15	0,53	1,68	1,08	1,04	1,32	1,28	1,64	1,69	1,61	
110	0,86	0,61	1,14	0,49	1,49	1,26	1,01	1,42	1,48	1,67	1,62	1,50	
120	0,98	0,69	1,00	0,57	1,40	1,30	1,19	1,56	1,44	1,63	1,68	1,61	
130	0,97	0,68	1,01	0,62	1,37	1,46	1,30	1,67	1,39	1,75	1,76	1,72	
140	0,90	0,74	1,12	0,64	1,36	1,58	1,44	1,62	1,43	1,87	1,97	2,01	
150	0,92	0,72	1,07	0,66	1,47	1,69	1,46	1,80	1,72	2,08	2,05	1,97	
Sem pré-seleção													
<i>Todas as séries</i>	0,86	0,82	1,18	1,46	2,26	2,43	2,73	3,78	4,06	3,57	4,28	4,64	
<i>Apenas séries para PT</i>	0,92	0,87	1,15	1,52	1,96	1,40	2,57	2,53	2,10	3,22	2,00	1,46	

QUADRO 4. EQM relativo das previsões baseadas em dados qualitativos e quantitativos *vis-à-vis* o modelo de referência.

Considerações finais

Este artigo explora o papel de bases de dados internacionais para previsão, num contexto rico de informação, das exportações portuguesas de bens numa base mensal. Recorrendo ao conteúdo informativo dos principais parceiros comerciais do país, documentam-se ganhos de previsão assinaláveis até doze meses de distância quando dados qualitativos para estes países são agrupados e os previsores são pré-selecionados através do algoritmo LARS-EN antes da estimação dos fatores. Em geral, o melhor desempenho preditivo é conseguido com não mais de 70 variáveis escolhidas. Os ganhos de previsão de modelos de fatores usando previsores selecionados são estatisticamente significativos. Para além disso, agrupando dados quantitativos com dados qualitativos não parece trazer poder preditivo adicional para prever as exportações de bens.

Referências

- Angelini, E., G. Camba-Mendez, D. Giannone, L. Reichlin, e G. Rünstler (2011). "Short-term forecasts of euro area GDP growth." *Econometrics Journal*, 14, C25–C44.
- Bañbura, M. e G. Rünstler (2011). "A look into the factor model black box: Publication lags and the role of hard and soft data in forecasting GDP." *International Journal of Forecasting*, 27, 333–346.
- Bai, J. e S. Ng (2008). "Forecasting economic time series using targeted predictors." *Journal of Econometrics*, 146, 304–317.
- Boivin, J. e S. Ng (2006). "Are more data always better for factor analysis?" *Journal of Econometrics*, 132, 169–194.
- Brisson, M., B. Campbell, e J. W. Galbraith (2003). "Forecasting Some Low-predictability Time Series Using Diffusion Indices." *Journal of Forecasting*, 22, 515–531.
- Cardoso, F. e C. Duarte (2006). "A Utilização de Informação Qualitativa na Previsão das Exportações." *Banco de Portugal, Boletim Económico, Inverno 2006*, pp. 73–81.
- Clark, T. E. e K. D. West (2007). "Approximately normal tests for equal predictive accuracy in nested models." *Journal of Econometrics*, 138, 291–311.
- Dias, F., M. Pinheiro, e A. Rua (2015). "Forecasting Portuguese GDP with factor models: Pre- and post-crisis evidence." *Economic Modelling*, 44, 266–272.
- Dias, F., M. Pinheiro, e A. Rua (2018). "A bottom-up approach for forecasting GDP in a data-rich environment." *Applied Economics Letters*, 25, 718–723.
- Efron, B., T. Hastie, I. Johnstone, e R. Tibshirani (2004). "Least angle regression." *Annals of Statistics*, 32, 407–499.

- Esteves, P. S. e A. Rua (2012). "Previsões económicas de curto prazo para Portugal: uma síntese metodológica." *Banco de Portugal, Boletim Económico, Outono 2012*, pp. 143–155.
- Hansson, J., P. Jansson, e M. Löf (2005). "Business survey data: Do they help in forecasting GDP growth?" *International Journal of Forecasting*, 21, 377–389.
- Li, J. e W. Chen (2014). "Forecasting macroeconomic time series: LASSO-based approaches and their forecast combinations with dynamic factor models." *International Journal of Forecasting*, 30, 996–1015.
- Marcellino, M., J. Stock, e M. Watson (2003). "Macroeconomic forecasting in the euro area: country specific versus euro wide information." *European Economic Review*, 47, 1–18.
- Rünstler, G., K. Barhoumi, S. Benk, R. Cristadoro, A. Den Reijer, A. Jakaitiene, P. Jelonek, A. Rua, K. Ruth, e C. Van Nieuwenhuyze (2009). "Short-Term Forecasting of GDP Using Large Datasets: A Pseudo Real-Time Forecast Evaluation Exercise." *Journal of Forecasting*, 28, 595–611.
- Schumacher, C. (2007). "Forecasting German GDP Using Alternative Factor Models Based on Large Datasets." *Journal of Forecasting*, 26, 271–302.
- Schumacher, C. (2009). "Factor forecasting using international targeted predictors: The case of German GDP." *Economic Letters*, 107, 95–98.
- Stock, J. e M. Watson (1998). "Diffusion indexes." *NBER Working Paper no. 6702*.
- Stock, J. e M. Watson (1999). "Forecasting inflation." *Journal of Monetary Economics*, 44, 293–335.
- Stock, J. e M. Watson (2002a). "Macroeconomic forecasting using diffusion indices." *Journal of Business and Economics Statistics*, 20, 147–162.
- Stock, J. e M. Watson (2002b). "Forecasting using principal components from a large number of predictors." *Journal of the American Statistical Association*, 97, 1167–1179.
- Stock, J. e M. Watson (2005). "Implications of dynamic factor models for VAR analysis." *NBER Working Paper Series 11467*.
- Tibshirani, R. (1996). "Regression Shrinkage and Selection via the LASSO." *Journal of Royal Statistical Society Series B*, 58, 267–288.
- Zou, H. e T. Hastie (2005). "Regularization and variable selection via the elastic net." *Journal of Royal Statistical Society Series B*, 67, 301–320.

