



BANCO DE PORTUGAL
EUROSISTEMA

Revista de Estudos Económicos Volume II

3

3

volume II

Revista de Estudos Económicos

As opiniões expressas nestes artigos são da responsabilidade dos autores, não constituindo naturalmente a opinião do Banco de Portugal ou do Eurosistema. Eventuais erros ou omissões são também da exclusiva responsabilidade dos autores.

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, 2016 • www.bportugal.pt

Índice

Editorial

Artigos

Previsão do PIB através de uma abordagem *bottom-up* num contexto rico em informação

| 1

Francisco Dias, Maximiano Pinheiro, António Rua

Portugal: tendências, ciclos e instabilidade no produto e no desemprego durante 2008-2012

| 21

José R. Maria

Corridas aos bancos: teorias e aplicações de política | 35

Ettore Panetti

Editorial

Julho 2016

O terceiro número do volume de 2016 da Revista de Estudos Económicos do Banco de Portugal contém três ensaios diferentes cobrindo novas técnicas para a previsão do PIB, novos resultados sobre a decomposição da evolução do produto em tendências e em ciclos e do desemprego em Portugal, e uma análise do fenómeno do pânico bancário.

O primeiro trabalho, por Dias, Pinheiro e Rua, intitula-se "Previsão do PIB através de uma abordagem *bottom-up* num contexto rico em informação". O trabalho apresenta uma revisão da literatura sobre previsão utilizando modelos de fatores e aplica as contribuições metodológicas dos autores em modelos de previsão do PIB português e das suas componentes.

Os modelos de fatores utilizam informação de muitas variáveis provenientes de múltiplas fontes, e deste grande conjunto de dados extraem um conjunto menor de variáveis ortogonais, as componentes principais, que captam as características essenciais dos dados. A análise fatorial é normalmente utilizada na análise estatística de dados em Psicologia e Ciências Sociais, mas era relativamente rara em Economia até se ter percebido que este tipo de técnicas de redução de dados podia ser útil para melhorar os modelos de previsão.

O uso de modelos de fatores na previsão originou os chamados modelos de Índice de Difusão, em que uma variável é regredida nos seus valores desfasados e nas componentes principais já mencionadas. Nesta abordagem, as componentes principais utilizadas são as mesmas para todas as variáveis, isto é, não dependem da variável a ser prevista. Dias, Pinheiro e Rua melhoraram a análise usando uma metodologia que combina de forma otimizada os fatores principais para cada variável específica a ser prevista e não desperdiça informação, o modelo *Targeted Diffusion Index*(TDI). Neste ensaio os autores usam essa metodologia e comparam a sua precisão com a de outras metodologias para *nowcasting*(previsão do trimestre atual: o presente precisa de ser previsto porque variáveis como o PIB são conhecidas apenas com atrasos e estão sujeitas a revisões) e para previsões para o trimestre seguinte.

Os resultados mostram que o modelo TDI supera outros modelos de previsão quando se lida com taxas de crescimento trimestrais para o PIB e para seus componentes. O ensaio mostra também que a agregação da previsão separada dos componentes do PIB tem uma precisão melhor do que a previsão direta do PIB. No entanto, se um componente do PIB é, em si mesmo desagregado (por exemplo, dividindo o consumo em bens duráveis e não duráveis) essa desagregação não parece gerar ganhos substanciais na precisão na previsão desse componente.

Os resultados de Dias, Pinheiro e Rua são significativos no sentido em que melhorias na previsão são sempre úteis para fundamentar melhores políticas económicas. No entanto, os autores também mostram que estes métodos novos podem contribuir para melhorar as previsões de outro tipo de variáveis. Boas políticas podem por vezes depender de detalhes específicos de áreas ou setores delimitados e, nestes casos, modelos de fatores podem não ser a melhor ferramenta de previsão.

O segundo ensaio neste número é "Portugal:tendências, ciclos e instabilidade no produto e no desemprego durante 2008-2012", de José R. Maria. Maria usa um modelo assente nos dados empíricos, com apenas algumas hipóteses na base da sua estrutura, para estimar mudanças nos hiatos do produto e do desemprego ao longo do período em análise. A motivação para a análise não poderia ser mais relevante: será que as variações negativas no produto e o aumento do desemprego em Portugal em 2008-2012 foram resultado de choques na procura, choques na oferta ou mudanças nas tendências? Em que medida estes choques ou mudanças nas tendências são internas ou provenientes do exterior? Este é o tipo de pergunta a que este ensaio tenta responder.

O modelo baseia-se no trabalho desenvolvido em instituições como o FMI e o BCE e é concebido para um país pequeno, Portugal, inserido numa união monetária grande, a área do euro (AE); por esse motivo, a causalidade é unidirecional. Apesar de o modelo não estar ligado intimamente a um modelo económico específico, há premissas fundamentais que o estruturam. Estas incluem o pressuposto de as taxas de crescimento de longo prazo serem idênticas para o produto, desemprego e juros reais em Portugal e na AE. A análise funciona através da modelização explícita da inflação, das taxas de juro nominais e dos hiatos na produção e no desemprego, o que significa que todas as variáveis e suas tendências de longo prazo são estimadas conjuntamente. A equação do hiato do desemprego é particularmente interessante porque representa uma versão moderna da clássica lei de Okun, em que as expectativas de hiato no desemprego também podem influenciar os resultados.

Os resultados da análise são interessantes e, por vezes, surpreendentes. De acordo com o ensaio, a tendência de longo prazo para a taxa de crescimento anual do produto em Portugal e na AE foi de 1,8%. Além disso, o PIB em Portugal estava 2% acima da tendência no final de 2007. A partir desse ponto, ocorreu uma queda persistente na tendência do produto e uma tendência ascendente no desemprego, evoluções que parecem ter parado somente após o final de 2012. Os resultados da análise revelam também que Portugal apresenta correlações elevadas nos hiatos do produto e do desemprego com a AE. Outro resultado interessante é que a relação estática entre o hiato do desemprego e o hiato do produto é estável na AE, mas que se foi alterando em Portugal. O efeito absoluto de um acréscimo do hiato do produto de um ponto percentual (p.p.) sobre o desemprego tem vindo a aumentar:

era perto de -0.3 p.p. em 2008, mas próximo de -0.6 p.p. em 2012. Um "não-resultado" surpreendente é que as mudanças na taxa de câmbio real parecem ter tido pouco ou nenhum efeito sobre o produto ou desemprego. Como esperado, o modelo encontra períodos recessivos na AE, que, em conjunto com os aumentos dos prêmios de risco, tiveram consequências negativas para Portugal. Finalmente, uma das principais conclusões do ensaio é que os eventos mais importantes identificados foram movimentos adversos nas tendências do produto e do desemprego em vez de apenas choques temporários. Se esses resultados forem confirmados por análises posteriores, tal significa que apenas políticas estruturais podem ser eficazes na melhoria do crescimento a longo prazo em Portugal.

O artigo de Panetti, intitulado "Corridas aos bancos: teorias e aplicações de política" apresenta uma revisão da literatura estudando as corridas aos bancos e apresenta algumas ideias novas sobre o tema. As corridas aos bancos (ou pânico bancário) são o protótipo da instabilidade financeira. São fenômenos econômicos raros mas importantes em que os aforradores correm às agências bancárias para levantar os seus depósitos, seja fisicamente formando filas de espera, seja, nos dias de hoje, por tentativas maciças e simultâneas de utilização dos serviços bancários *online*. Os livros dizem-nos que as corridas bancárias eram menos raras nos EUA antes da criação do Sistema da Reserva Federal e da introdução dos mecanismos de garantia dos depósitos. Desde então, as corridas aos bancos praticamente tinham desaparecido nos países desenvolvidos até à corrida ao banco norte-americano Countrywide Financial e ao banco britânico Northern Rock em 2007, dois dos eventos dramáticos nos estádios iniciais da Grande Recessão. Outras corridas se seguiram. Por exemplo, em janeiro de 2016, o banco em funcionamento mais antigo do mundo, o Monte dei Paschi de Siena, Itália, sofreu uma corrida aos depósitos.

Compreender as corridas aos bancos é importante porque isso significa compreender o funcionamento dos sistemas bancários e, mais genericamente, dos sistemas financeiros. Muitos eventos problemáticos nos mercados financeiros são semelhantes a corridas aos bancos mesmo quando não estão envolvidos bancos comerciais. Um exemplo poderia ser a corrida ao banco de investimento Bear Stearns em 2008, outro exemplo é dado pelas saídas em pânico de poupanças investidas nos mercados monetários. Há mesmo interpretações das transferências do chamado *hot money* em crises financeiras internacionais, como as que ocorreram em países asiáticos na década de 1990, como sendo situações semelhantes às corridas aos bancos.

A ideia fundamental para explicar as corridas aos bancos parte de uma visão do funcionamento do sistema bancário como sendo o financiamento a longo prazo de ativos ilíquidos com base em endividamento líquido de curto prazo. Normalmente, as necessidades de liquidez dos depositantes não se correlacionam, sendo por isso geridas sem problemas pelos bancos. No entanto, se muitos depositantes quiserem o seu dinheiro de volta ao mesmo tempo, um banco pode não conseguir corresponder. Por que é que os

depositantes (ou investidores financeiros em contextos mais gerais) queriam os seus fundos ao mesmo tempo? A revisão de Panetti identifica duas vertentes da literatura focando explicações diferentes. A primeira vertente baseia-se nas expectativas dos depositantes: se estes esperam que um banco vá falir, por si só, tais expectativas podem fazer com que o banco vá à falência. Neste caso extremo uma corrida ao banco é uma profecia autoalimentada: por algum motivo estocástico e exógeno (pânicos, manchas solares...) os depositantes convergem em ter expectativas negativas sobre a capacidade de um banco reembolsar os depósitos. Confrontado com uma onda de levantamentos, o banco acaba por não conseguir reembolsar os depósitos em circunstâncias em que os fundamentos económicos são saudáveis e o banco não deveria ter problemas de insolvência. A outra explicação liga as corridas aos bancos a situações em que os fundamentos económicos apontam para a sua insolvência. Neste caso, pode haver razões para os depositantes questionarem a capacidade de um banco reembolsar os depósitos porque há a expectativa de os investimentos dos bancos terem uma rentabilidade baixa.

Panetti começa por estudar corridas aos bancos geradas por expectativas com base em desenvolvimentos da contribuição seminal de Diamond e Dybvig de 1983. Panetti mostra que os bancos podem tornar-se imunes às corridas ao distorcer por excesso os investimentos em ativos líquidos de baixa rentabilidade à custa de ativos ilíquidos com rentabilidades mais elevadas. No entanto, tal estratégia tem custos ao reduzir a rentabilidade e o valor do seguro de liquidez que os bancos proporcionam aos seus depositantes. Panetti chega à conclusão de que a concorrência no setor leva os bancos a obter um bom equilíbrio entre a provisão do seguro de liquidez e o risco de corridas aos bancos, mesmo sem intervenção do governo. No entanto, em equilíbrio, há sempre uma probabilidade positiva de ocorrerem corridas aos bancos. Surpreendentemente, Panetti revela que se o governo impuser exigências de liquidez com o objetivo de prevenir totalmente a ocorrência de corridas aos bancos, os custos de bem-estar desta política serão muito pequenos. É neste caso – em que os bancos precisam de liquidez mas são solventes – que a assistência dos bancos centrais na provisão de liquidez desempenha um papel fundamental.

A seguir é dada uma explicação para as corridas aos bancos com base na insolvência. Um resultado surpreendente obtido a partir do modelo básico nesta literatura é que não há espaço para as políticas públicas melhorarem os resultados económicos das corridas em bancos insolventes. No entanto, quando o modelo básico é enriquecido com hipóteses mais realistas – como a existência de mercados incompletos para instrumentos financeiros, de informação assimétrica entre os participantes nos mercados de crédito, e de riscos de liquidez sistémicos – emerge um papel para as políticas públicas. Nesses modelos, aprendemos que as operações no mercado interbancário ajudam os bancos a evitar falência, mas também que os reguladores podem

melhorar os resultados do mercado através da imposição de requisitos de liquidez.

A última parte do ensaio de Panetti examina modelos de corridas aos bancos numa abordagem designada como Jogo Global, onde coexistem razões para corridas aos bancos baseadas em expectativas ou em insolvências. Os modelos assumem depositantes com informação imperfeita sobre o verdadeiro estado da economia e dos bancos. O modelo gera corridas aos bancos por insolvência quando a informação que os depositantes recebem é suficientemente negativa ou, no extremo oposto, gera uma probabilidade zero de existir uma corrida se a informação for suficientemente boa. Entre esses dois casos há, em equilíbrio, alguma probabilidade de existir uma corrida ao banco gerada por expectativas. Neste modelo, a literatura mostra que os requisitos de liquidez podem resolver o problema das corridas geradas por expectativas, e também que esta política deve ser complementada pela provisão de liquidez pelo banco central, de acordo com a doutrina clássica do "credor de última instância". Uma nota final é que tais políticas podem ter a consequência involuntária de aumentar o risco moral nos bancos. Para evitar este problema, pode ser desejável não impedir completamente as corridas aos bancos. Em suma, o ensaio de Panetti examina os fundamentos e os instrumentos das políticas públicas para o sistema bancário, dando-nos uma compreensão mais profunda das questões envolvidas e da necessidade de sopesar os objetivos em conflito na definição dessas políticas.

Previsão do PIB através de uma abordagem *bottom-up* num contexto rico em informação

Francisco Dias
Banco de Portugal

Maximiano Pinheiro
Banco de Portugal

António Rua
Banco de Portugal

Julho 2016

Resumo

Num contexto em que o conjunto de informação estatística é cada vez mais extenso, a utilização de modelos de fatores para previsão tem vindo a ganhar um papel proeminente quer na literatura quer num âmbito mais operacional. Neste artigo, no seguimento do trabalho desenvolvido por Dias, Pinheiro e Rua (2015), pretende-se avaliar o desempenho de modelos de fatores para a previsão das diferentes componentes do PIB e aferir a utilidade de uma abordagem *bottom-up* para a previsão do crescimento do PIB em Portugal. Os resultados obtidos reforçam a utilidade dos modelos de fatores para efeitos de previsão e registam-se ganhos significativos com a prossecução de uma abordagem *bottom-up* baseada nos principais agregados do PIB. (JEL: C22, C53)

Introdução

Nas últimas décadas, o conjunto de dados económicos à disposição dos decisores de política económica aumentou consideravelmente devido ao desenvolvimento generalizado dos sistemas estatísticos. Naturalmente, os agentes económicos e, em particular, as organizações internacionais e os bancos centrais, como prática geral, acompanham estes vastos conjuntos de informação com vista a avaliar a evolução económica em curso e formular políticas económicas adequadas. Perante tal riqueza de informação, a abordagem a este tipo de conjuntos de informação, que podem incluir centenas de séries, coloca naturalmente desafios metodológicos em termos de modelação econométrica.

De facto, a utilização de modelos de fatores para efeitos de previsão tornou-se uma ferramenta cada vez mais generalizada para prever variáveis macroeconómicas num ambiente rico em informação. Ver, por exemplo, Stock e Watson (1998, 2002a,b) e Giannone *et al.* (2008) para o caso dos Estados Unidos, Marcellino *et al.* (2003) e Angelini *et al.* (2011) para a área do euro, Artis *et al.* (2005) para o Reino Unido, Schumacher (2007, 2010, 2011) no caso

da Alemanha, Barhoumi *et al.* (2010) para a França, de Winter (2011) e Reijer (2013) para os Países Baixos, e para um estudo envolvendo vários países europeus ver Rünstler *et al.* (2009).

Os modelos de fatores são concebidos para reduzir a dimensão do número de séries em conjuntos de dados alargados para uma escala manuseável, permitindo ultrapassar o problema da elevada dimensionalidade. Essencialmente, estes modelos permitem condensar o conteúdo informativo de bases de dados vastas num número reduzido de variáveis não observadas, designadas por fatores comuns, que captam uma fração considerável dos co-movimentos existentes no conjunto das séries. Assim, esses fatores contemplam de forma parcimoniosa as características dominantes na dinâmica da base dados e, por isso, são incluídos como regressores em modelos de previsão em vez das variáveis originais.

Contudo, a parte da informação que não é captada pelo pequeno conjunto de fatores estimados não é considerada para efeitos de previsão. Tal procedimento pode desperdiçar informação potencialmente relevante para a variável a ser prevista ou para o horizonte de previsão em consideração.

Para ultrapassar esta potencial limitação, Dias *et al.* (2010) propuseram um procedimento alternativo. Nomeadamente, foi sugerido o cálculo de um *Targeted Diffusion Index*, que no seu cálculo leva em conta não só todos os fatores da base de dados, mas também o seu conteúdo informativo para a variável a ser prevista e respetivo horizonte de previsão. Este índice é uma média ponderada dupla de todos os fatores que considera tanto o poder explicativo de cada fator para a variável a ser prevista bem como a importância relativa do fator em captar os co-movimentos das séries na base de dados. Num estudo empírico para os Estados Unidos, esta abordagem permitiu obter um desempenho superior ao do modelo de fatores tradicional na previsão de várias variáveis macroeconómicas. Além disso, este método também foi recentemente aplicado por Dias *et al.* (2015) para a previsão de crescimento do PIB para Portugal proporcionando resultados encorajadores.

Neste artigo, estende-se o trabalho de Dias *et al.* (2015) avaliando a utilidade dos modelos de fatores acima mencionados para prever as diversas componentes do PIB.

Tipicamente, são apontadas duas razões principais para motivar a importância dessa avaliação. Em primeiro lugar, a previsão das diferentes componentes facilita a compreensão da previsão do respetivo agregado. De facto, em muitas instituições, tais como em bancos centrais, é crucial ter uma perceção completa dos desenvolvimentos macroeconómicos subjacentes de modo a potenciar a formulação de políticas económicas adequadas.

Em segundo lugar, existe o tradicional debate na literatura sobre se se deve prever uma variável agregada diretamente ou indiretamente através da agregação das previsões das suas componentes. Em particular, a qualidade das previsões obtidas prevendo diretamente o agregado de interesse é comparada com a alcançada por meio de uma abordagem *bottom-up*. Artigos

empíricos nesta linha inclui Fair e Shiller (1990) para o PNB nos Estados Unidos, Zellner e Tobias (2000) para o crescimento do PIB em países industrializados, Marcellino *et al.* (2003) para vários agregados da área do euro, Hubrich (2005) e Duarte e Rua (2007) para a inflação na área do euro e em Portugal, Esteves (2013) para o PIB da área do euro, entre outros.

Do ponto de vista teórico, se o processo gerador de dados for conhecido para todas as componentes, então, a previsão obtida pela agregação das previsões das componentes domina em termos de desempenho (ver, por exemplo, Rose (1977), Tiao e Guttman (1980), Kohn (1982) e Lütkepohl (1984)). No entanto, na prática, os processos geradores de dados não são conhecidos *a priori*, e por isso é necessário proceder à sua especificação e estimação. Assim sendo, a superioridade da abordagem *bottom-up* não é garantida à partida (ver Lütkepohl, 1984) resumindo-se a uma questão empírica.

Neste artigo, procede-se à avaliação do desempenho relativo, em termos de previsão, de modelos de fatores para prever cada componente do PIB. Com as previsões das diferentes componentes do PIB, torna-se possível avaliar se através de uma abordagem *bottom-up* é possível obter ganhos para a previsão de crescimento do PIB.

Breve resumo de modelos de fatores

Os modelos de fatores foram inicialmente desenvolvidos no final da década de setenta e início da década de oitenta por Geweke (1977), Sargent e Sims (1977) e Geweke e Singleton (1981). Contudo, as aplicações empíricas desses modelos até o início da década de noventa estavam confinadas a um conjunto reduzido de variáveis.

Stock e Watson (1998, 2002a,b) e Forni *et al.* (2000, 2001, 2004, 2005) contribuíram em larga medida para esta literatura possibilitando a aplicação dos modelos de fatores a conjuntos vastos de dados que podem conter centenas de séries. Em particular, James Stock e Mark Watson, no seu trabalho seminal, propuseram a utilização do método de componentes principais para estimar os fatores comuns na presença de um elevado número de variáveis. Devido à sua generalidade e simplicidade, rapidamente se tornou um método muito utilizado. Em particular, para o exercício de previsão será considerado o modelo de fatores na sua versão estática. Refira-se que a especificação do modelo de fatores na versão dinâmica pode ser sempre reescrita numa formulação equivalente com fatores estáticos (ver, por exemplo, Stock e Watson, 2005). Adicionalmente, como mencionado por Bai e Ng (2007), tal distinção não é relevante para efeitos de previsão.

Num contexto de modelo de fatores estáticos, o exercício de previsão compreende duas etapas. Num primeiro passo, que envolve a estimação dos fatores, a especificação do modelo assume que cada variável da base de dados resulta da soma de duas componentes: a primeira corresponde a uma

combinação linear de um pequeno conjunto de fatores estáticos latentes não observáveis, comum a todas as variáveis, e uma segunda componente de cariz idiossincrático que é específica a cada variável. Como referido anteriormente, foi proposto na literatura a estimação dos fatores comuns não observados recorrendo à técnica das componentes principais tendo sido demonstrado que tal procedimento permite a estimação consistente do espaço de fatores em condições bastante gerais.

As componentes principais são ordenadas de acordo com a sua importância relativa em termos da capacidade em captar a dinâmica comum do conjunto de dados. Tipicamente, as primeiras componentes principais captam uma parte importante dos co-movimentos entre as séries no conjunto da base de dados, e o número relevante de fatores a serem considerados no modelo de previsão na segunda etapa pode ser determinado com base num critério de informação (ver, por exemplo, Bai e Ng, 2002).

No segundo passo, a variável a ser prevista é projetada no conjunto de fatores obtido no passo anterior (o que corresponde ao denominado modelo *Diffusion Index* (DI)) e, possivelmente, em desfasamentos da variável dependente (designado por DI-AR). Neste contexto, independentemente da variável objeto de previsão, o mesmo conjunto de fatores é incluído na equação de previsão, *i.e.* a variável dependente não desempenha nenhum papel na seleção dos fatores a serem considerados na regressão.

Assim, todos os fatores que não os principais, identificados no primeiro passo, são descartados, independentemente do seu conteúdo informativo para a variável a ser prevista e correspondente horizonte de previsão, o que pode conduzir a uma perda de informação potencialmente útil. Nessas circunstâncias, o processo de modelação *standard* pode revelar-se limitativo para efeitos de previsão, uma vez que não leva em conta nem a variável específica a ser prevista nem o horizonte de previsão na seleção dos fatores a incluir na equação de previsão.

Para ultrapassar esta limitação, Dias *et al.* (2010) sugeriram a utilização de um *Targeted Diffusion Index* (TDI) no segundo passo em vez do conjunto de fatores acima mencionado. O TDI é uma combinação linear convexa de todos os fatores da base de dados, onde os ponderadores atribuídos a cada fator refletem não só a fração da variância total da base de dados captada pelo fator assim como a sua correlação com a variável a ser prevista no horizonte de previsão relevante. Assim, este procedimento leva em conta todos os fatores combinados num único índice refletindo simultaneamente a informação veiculada pela importância relativa dos fatores no espírito de Stock e Watson e o conteúdo informativo de cada fator para a variável a prever e respetivo horizonte de previsão.

Esta abordagem evita desperdiçar informação potencialmente relevante contida na base de dados e procura obter uma melhor correspondência entre os dados disponíveis e a variável a ser prevista. Dias *et al.* (2010) mostram que esta estratégia de modelação melhora substancialmente os resultados

da previsão *vis-à-vis* o modelo DI para diversas variáveis macroeconómicas referentes aos Estados Unidos enquanto Dias *et al.* (2015) obtiveram resultados assinaláveis para a previsão do crescimento de PIB para Portugal.

Previsão das componentes do PIB

Preliminares

Em relação ao conjunto de informação, recorreremos à base de dados considerada por Dias *et al.* (2015) para a economia Portuguesa e que inclui 126 séries na totalidade. A base de dados engloba quer informação de natureza qualitativa quer quantitativa e inclui inquéritos de opinião aos consumidores e às empresas (43 séries), volume de negócios no comércio a retalho (4 séries), produção industrial (7 séries), volume de negócios na indústria e serviços (20 séries), emprego, horas trabalhadas e índices de salários na indústria e serviços (24 séries), dormidas na hotelaria em Portugal (3 séries), vendas de automóveis (3 séries), vendas de cimento, ofertas de emprego e desemprego registado (5 séries), consumo de energia (3 séries), exportações e importações nominais de bens (10 séries), taxa de câmbio efetiva real, índice do mercado de ações para Portugal e uma série relativa a ATM/POS. Todas as séries são corrigidas de sazonalidade, e com exceção dos dados dos inquéritos qualitativos, foram consideradas em logaritmos. Como habitualmente, as séries foram diferenciadas.

Em relação ao PIB e suas componentes, as séries divulgadas pelo Instituto Nacional de Estatística (INE) estão disponíveis desde o primeiro trimestre de 1995 até ao quarto trimestre de 2015 corrigidas de sazonalidade e a preços constantes. Consideram-se as taxas de variação em cadeia trimestral e restringe-se a análise de previsão para o trimestre corrente (*nowcast*) e para o trimestre seguinte (previsão a um período de distância), uma vez que os ganhos obtidos com recurso aos modelos de fatores são relativamente diminutos para horizontes mais distantes (ver também Dias *et al.*, 2015).

O período de previsão fora da amostra estende-se desde o primeiro trimestre de 2002 até ao quarto trimestre de 2015. Este período de previsão fora da amostra relativamente longo permite testar de uma forma mais sistemática o desempenho relativo dos modelos concorrentes e possibilita ainda, a consideração de análise por sub-amostras. Em particular, foram consideradas duas sub-amostras: desde o primeiro trimestre de 2002 até ao quarto trimestre de 2007 e desde o primeiro trimestre de 2008 até ao quarto trimestre de 2015. Refira-se que a segunda sub-amostra corresponde a um período muito exigente sob qualquer perspetiva uma vez que a economia Portuguesa registou alterações macroeconómicas pronunciadas desde a última crise económica e financeira.

Como é habitual neste tipo de exercícios, considerou-se como modelo de referência (*benchmark*) o modelo autoregressivo univariado com a ordem de defasamento a ser determinada pelo critério de informação BIC em cada iteração do exercício recursivo e com amostra crescente. No caso do modelo DI, onde o número de fatores tem que ser determinado à priori, foram considerados quatro fatores tal como discutido extensivamente em Dias *et al.* (2015).

Reporta-se o Erro Quadrático Médio (EQM) das previsões para o modelo de referência e o EQM relativo para os modelos concorrentes, calculado como o rácio entre o EQM do modelo alternativo o EQM do modelo de referência. Assim, um EQM relativo inferior a um significa que o modelo concorrente supera o modelo de referência ao passo que se for superior a um, é o oposto. Finalmente, para avaliar a significância estatística dos ganhos de previsão em relação ao *benchmark* calculou-se o teste de Diebold e Mariano (1995) (nas tabelas *, **, *** representam a significância estatística a um nível de 10, 5 e 1 por cento, respetivamente).

Resultados

i) Consumo privado

Em primeiro lugar, analisam-se os resultados para o consumo privado como um todo (ver Quadro 1). Para todo o período de previsão fora da amostra, tanto o modelo DI como o TDI proporcionam desempenhos estatisticamente superiores para a previsão do trimestre corrente. Os ganhos *vis-à-vis* o modelo de referência são de 26 por cento e 37 por cento, respetivamente. Em termos de comportamento ao longo do período de avaliação, os ganhos são maiores na primeira sub-amostra atingindo 43 e 48 por cento, respetivamente. Ainda que os ganhos sejam menores na segunda parte da amostra, são mesmo assim bastante consideráveis, em particular, no caso do modelo TDI (33 por cento). Em suma, o modelo TDI apresenta sempre o menor EQM para qualquer período amostral em termos de *nowcast*.

Período fora da amostra	2002T1-2015T4		2002T1-2007T4		2008T1-2015T4	
	$h = 0$	$h = 1$	$h = 0$	$h = 1$	$h = 0$	$h = 1$
Total						
Modelo AR (EQM)	0,009	0,010	0,005	0,006	0,012	0,014
Modelo DI (EQM relativo)	0,74*	1,03	0,57**	1,48	0,80	0,89
Modelo TDI (EQM relativo)	0,63**	0,73	0,52*	0,95	0,67*	0,66
Duradouros						
Modelo AR (EQM)	0,389	0,380	0,225	0,236	0,511	0,488
Modelo DI (EQM relativo)	0,73	0,92	0,86	1,13	0,68	0,84***
Modelo TDI (EQM relativo)	0,61**	0,88	0,64	1,39	0,60*	0,69**
Não duradouros						
Modelo AR (EQM)	0,005	0,005	0,004	0,004	0,006	0,007
Modelo DI (EQM relativo)	0,88	1,16	0,42***	1,27	1,09	1,12
Modelo TDI (EQM relativo)	0,78	0,86	0,53**	0,71	0,89	0,91

QUADRO 1. Previsão do consumo privado

Para a previsão a um período de distância, como seria de esperar, os ganhos são menores. Em particular, o modelo DI não supera o modelo de referência, ao passo que o modelo TDI apresenta um ganho relativo de 27 por cento, embora estatisticamente não significativo. Neste caso, o desempenho preditivo é melhor na segunda parte da amostra para ambos os modelos com o modelo TDI a sobressair.

De seguida, procede-se à análise das componentes do consumo privado nomeadamente consumo de duradouros e não-duradouros. No caso do *nowcast* dos bens duradouros, os ganhos obtidos com os modelos DI e TDI são semelhantes aos registados para o consumo privado total. Enquanto o modelo DI parece ter um desempenho relativo melhor na segunda parte da amostra, o modelo TDI apresenta um desempenho estável ao longo do tempo. Para a previsão a um trimestre de distância, a precisão das previsões deteriora-se e os ganhos são substancialmente menores. Contudo, os ganhos na segunda parte da amostra são estatisticamente significativos.

Em relação ao consumo de não-duradouros, ambos os modelos DI e TDI superam o *benchmark* univariado no caso do *nowcast*. No entanto, os ganhos são inferiores aos acima relatados. Em termos do seu comportamento nas sub-amostras, ambos os modelos apresentam um desempenho melhor na primeira parte da amostra do que na segunda. Na previsão a período de distância, o modelo DI não supera o modelo de referência ao passo que o TDI é superior, mas não por muito.

Em suma, o modelo TDI apresenta melhor capacidade preditiva, seja para o agregado seja para qualquer uma das suas componentes. Os ganhos são notórios no caso do *nowcast* ao passo que para um período de distância

a melhoria é substancialmente inferior. Refira-se que estes resultados são relativamente robustos em termos de sub-amostras.

ii) Consumo público

No caso do consumo público, verifica-se que tanto o modelo DI como o TDI apresentam um melhor desempenho quando acrescidos de componentes auto-regressivas (denominadas como DI-AR e TDI-AR, respetivamente). Como se pode constatar do Quadro 2, o DI-AR não é capaz de superar o modelo auto-regressivo univariado simples no caso de *nowcast* ou na previsão a um período de distância. Além disso, este resultado mantém-se válido para qualquer uma das sub-amostras consideradas para efeitos de previsão.

Período fora da amostra	2002T1-2015T4		2002T1-2007T4		2008T1-2015T4	
	$h = 0$	$h = 1$	$h = 0$	$h = 1$	$h = 0$	$h = 1$
Modelo AR (EQM)	0,004	0,009	0,000	0,000	0,008	0,016
Modelo DI-AR (EQM relativo)	1,05	1,00	1,06	1,08	1,05	1,00
Modelo TDI-AR (EQM relativo)	0,96	0,82	0,89	0,82	0,96	0,82

QUADRO 2. Previsão do consumo público

Em contraste, o modelo TDI-AR apresenta sempre um EQM relativo inferior a um, independentemente do horizonte de previsão ou período amostral. Em particular, o ganho relativo é maior para a previsão a um período de distância (isto é, de 18 por cento) do que no caso de *nowcast*. Porém, nenhum desses ganhos é estatisticamente significativo.

Assim, estes resultados parecem sugerir que, no caso do consumo público, é difícil alcançar resultados melhores do que os obtidos com o modelo auto-regressivo simples (ver também Esteves, 2013). Esta evidência estará associada ao facto da série do consumo público trimestral em Portugal apresentar um perfil relativamente alisado, dado que resulta tipicamente da distribuição trimestral de valores anuais.

iii) Investimento

Os resultados obtidos referentes ao investimento encontram-se reportados no Quadro 3. Os dois modelos, DI e TDI, apresentam ganhos consideráveis no caso do *nowcast* do investimento total, nomeadamente, 30 e 40 por cento, respetivamente. Ganhos consideráveis similares são encontrados para as duas sub-amostras com o modelo TDI a registar um desempenho superior ao modelo DI. No caso da previsão a um trimestre de distância, os modelos DI e TDI proporcionam ganhos em torno de 10 por cento. Essa superioridade reflete o desempenho na primeira parte da amostra, onde os ganhos são muito substanciais, uma vez na segunda parte da amostra os resultados estão próximos do *benchmark*.

Período fora da amostra	2002T1-2015T4		2002T1-2007T4		2008T1-2015T4	
Horizonte de previsão	$h = 0$	$h = 1$	$h = 0$	$h = 1$	$h = 0$	$h = 1$
Total						
Modelo AR (EQM)	0,212	0,186	0,102	0,093	0,295	0,256
Modelo DI (EQM relativo)	0,70**	0,91	0,76	0,55	0,68*	1,01
Modelo TDI (EQM relativo)	0,60**	0,90	0,52	0,46*	0,62**	1,02
Máquinas e equipamento						
Modelo AR (EQM)	0,853	0,996	0,190	0,193	1,351	1,598
Modelo DI (EQM relativo)	0,86	0,77	1,01	1,21	0,85	0,73
Modelo TDI (EQM relativo)	0,82	0,77	0,94	1,07	0,80	0,74
Material de transporte						
Modelo AR (EQM)	2,394	2,402	1,599	1,638	2,991	2,976
Modelo DI-AR (EQM relativo)	0,89	0,91	1,03	1,07	0,83	0,84*
Modelo TDI-AR (EQM relativo)	0,86	0,93	1,06	1,12	0,78*	0,86
Construção						
Modelo AR (EQM)	0,120	0,109	0,095	0,081	0,140	0,130
Modelo DI (EQM relativo)	1,02	1,02	1,00	0,72	1,03	1,17
Modelo TDI (EQM relativo)	0,87	1,09	0,58	0,82	1,02	1,21
Outro						
Modelo AR (EQM)	4,614	5,227	4,890	5,493	4,406	5,027
Modelo DI (EQM relativo)	0,99	0,79*	0,90	0,67*	1,07	0,88
Modelo TDI-AR (EQM relativo)	1,02	0,86	1,13	0,78	0,93	0,93

QUADRO 3. Previsão do investimento

Adicionalmente, foram objeto de estudo as várias componentes do investimento nomeadamente máquinas e equipamento, material de transporte, construção e outro investimento. No caso das máquinas e equipamento, tanto o modelo DI como o modelo TDI apresentam uma melhoria face ao modelo auto-regressivo univariado registando ganhos semelhantes, tanto para a previsão *nowcast* como para a previsão a um trimestre de distância (cerca de 20 por cento). Refira-se que, os ganhos estão essencialmente concentrados na segunda parte do período considerado para efeitos de previsão.

No que diz respeito ao investimento em material de transporte, os ganhos são ainda mais limitados (cerca de 10 por cento), com ambos os modelos DI e TDI a apresentarem novamente um desempenho relativamente similar para ambos os horizontes de previsão. A melhoria também é mais significativa na parte final do período de avaliação.

Relativamente ao investimento em construção, apenas o modelo TDI apresenta um ganho no caso do *nowcast* uma vez que o modelo DI não suplanta o modelo de referência no período de previsão como um todo. Para a previsão a um período de distância, nenhum dos modelos supera o modelo auto-regressivo. Em termos de sub-amostras, ambos os modelos têm um

desempenho relativamente melhor na primeira parte da amostra, ainda que os ganhos não sejam estatisticamente significativos. Finalmente, para o outro investimento, basicamente não existem ganhos a reportar no caso da previsão do trimestre corrente enquanto se observa alguma melhoria na previsão a um período de distância, refletindo em grande parte o desempenho na primeira parte da amostra.

Em suma, modelos de fatores tendem a apresentar um desempenho superior, na maioria dos casos, comparativamente ao modelo de referência. No entanto, enquanto para o investimento como um todo, os ganhos são claramente notórios com o modelo TDI a destacar-se, os resultados para as componentes do investimento são relativamente decepcionantes. Esta evidência parece sugerir que os modelos de fatores podem ser potencialmente mais úteis para a previsão de agregados mais latos e não tanto quando se está interessado numa componente muito específica. Tal parece natural, dado que os modelos de fatores foram concebidos para explorar os principais movimentos na base de dados e, por isso, menos apropriados para a projeção de componentes detalhadas da atividade.

iv) Exportações

No Quadro 4 apresentam-se os resultados para as exportações totais bem como para as exportações de bens e serviços separadamente. Em relação às exportações totais, obtêm-se ganhos substanciais com os modelos DI e TDI no caso de *nowcast* e, menores, para a previsão a um período de distância, onde o modelo TDI regista resultados ligeiramente superiores ao modelo DI. Para qualquer um dos horizontes de previsão e para ambos os modelos, os ganhos são maiores na segunda sub-amostra, ainda que estatisticamente não significativos dado que a melhoria parece estar concentrada num pequeno número de observações.

Período fora da amostra	2002T1-2015T4		2002T1-2007T4		2008T1-2015T4	
Horizonte de previsão	$h = 0$	$h = 1$	$h = 0$	$h = 1$	$h = 0$	$h = 1$
Total						
Modelo AR (EQM)	0,079	0,079	0,036	0,037	0,111	0,110
Modelo DI (EQM relativo)	0,45	0,86	0,65	0,96	0,40	0,84
Modelo TDI (EQM relativo)	0,42	0,80	0,68	1,00	0,36	0,76
Bens						
Modelo AR (EQM)	0,112	0,112	0,035	0,036	0,170	0,170
Modelo DI (EQM relativo)	0,48	0,95	0,85	1,24	0,42	0,90
Modelo TDI (EQM relativo)	0,42	0,86	0,84	1,11	0,35	0,82
Serviços						
Modelo AR (EQM)	0,087	0,081	0,139	0,131	0,048	0,043
Modelo DI (EQM relativo)	1,07	1,01	0,75	0,98	1,77	1,08
Modelo TDI (EQM relativo)	0,98	1,29	0,73	1,09	1,51	1,75

QUADRO 4. Previsão das exportações

Em termos das componentes, existem diferenças assinaláveis entre as exportações de bens e de serviços. No caso dos serviços, os modelos de fatores não parecem superar o *benchmark* auto-regressivo. Para as exportações de bens, a avaliação é semelhante à relatada anteriormente para as exportações totais ainda que os ganhos sejam ligeiramente inferiores. Esta evidência parece sugerir que não se ganha muito na capacidade preditiva em considerar a desagregação das exportações.

v) Importações

Finalmente, foi avaliado o desempenho relativo dos modelos de fatores para prever as importações (ver Quadro 5). Para as importações no seu conjunto, obtiveram-se ganhos estatisticamente significativos no caso do *nowcast*, com o modelo TDI a destacar-se mais uma vez comparativamente ao modelo DI. Os resultados são ainda mais assinaláveis quando se foca na previsão na segunda sub-amostra. Na previsão a um trimestre de distância, os ganhos são menores e mais visíveis na primeira parte da amostra.

Período fora da amostra	2002T1-2015T4		2002T1-2007T4		2008T1-2015T4	
Horizonte de previsão	h = 0	h = 1	h = 0	h = 1	h = 0	h = 1
Total						
Modelo AR (EQM)	0,100	0,095	0,049	0,054	0,138	0,126
Modelo DI (EQM relativo)	0,56*	0,78	0,83	0,64	0,48*	0,82
Modelo TDI (EQM relativo)	0,48**	0,77	0,65	0,69	0,43**	0,79
Bens						
Modelo AR (EQM)	0,126	0,114	0,053	0,052	0,180	0,160
Modelo DI (EQM relativo)	0,50**	0,81	0,71	0,70	0,46**	0,84
Modelo TDI (EQM relativo)	0,45**	0,78	0,56*	0,66	0,42**	0,81
Serviços						
Modelo AR (EQM)	0,154	0,156	0,165	0,177	0,147	0,140
Modelo DI (EQM relativo)	1,21	1,00	1,19	1,14	1,23	0,87
Modelo TDI (EQM relativo)	1,15	1,13	1,08	1,33	1,20	0,95

QUADRO 5. Previsão das importações

Em termos das componentes, tal como no caso das exportações, também se verifica que existem ganhos apenas no caso das importações de bens uma vez que os modelos de fatores não melhoram face ao modelo auto-regressivo de referência no caso dos serviços. Para as importações de bens, a avaliação é muito semelhante à reportada para as importações totais.

Abordagem *bottom-up* para o PIB

Com base nas previsões para as várias componentes do PIB, torna-se possível aferir se a qualidade das previsões para o crescimento do PIB pode ser melhorada ou não recorrendo a uma abordagem *bottom-up*. Para avaliar se a abordagem *bottom-up* pode conduzir a ganhos de precisão face às previsões obtidas diretamente, é necessário considerar um modelo para a previsão direta do agregado de interesse. Para esse efeito, procedeu-se à avaliação do desempenho dos modelos acima utilizados para prever diretamente o crescimento do PIB, à semelhança do que foi feito para cada uma das suas componentes. No Quadro 6, apresentam-se os respetivos resultados.

Período fora da amostra	2002T1-2015T4		2002T1-2007T4		2008T1-2015T4	
Horizonte de previsão	h = 0	h = 1	h = 0	h = 1	h = 0	h = 1
Modelo AR (EQM)	0,008	0,008	0,007	0,006	0,008	0,010
Modelo DI (EQM relativo)	0,49**	1,00	0,42**	1,01	0,53	1,00
Modelo TDI (EQM relativo)	0,37***	0,73	0,23**	0,56**	0,47*	0,80

QUADRO 6. Previsão do PIB

Como em Dias *et al.* (2015), constata-se que os modelos de fatores superam o desempenho do modelo de referência com o modelo TDI a destacar-se¹. Para a previsão do trimestre corrente, os ganhos obtidos com este último modelo são muito substanciais (63 por cento para o período fora de amostra como um todo) e estatisticamente significativos em qualquer uma das sub-amostras consideradas. Como seria de esperar, para a previsão a um período de distância os ganhos são menores (27 por cento) sendo mais pronunciados na primeira parte da amostra. Assim sendo, utilizou-se o modelo TDI para a previsão direta do crescimento do PIB como *benchmark* na avaliação do desempenho relativo da abordagem *bottom-up* para o PIB.

No Quadro 7, são apresentados os resultados obtidos para a abordagem *bottom-up*, para o PIB bem como para as suas principais componentes. Em particular, avalia-se, em primeiro lugar, a abordagem *bottom-up* para cada um dos principais agregados do PIB, nomeadamente consumo privado, investimento, exportações e importações. Ou seja, avalia-se se a previsão de cada uma das principais componentes do PIB obtida diretamente é melhor do que a alcançada com a correspondente abordagem *bottom-up*. Isto é, por exemplo, analisa-se se a previsão direta de consumo privado é melhor do que a que resulta da agregação das previsões de bens duradouros e não-duradouros obtidas separadamente, utilizando os correspondentes pesos de contas nacionais. Para cada variável foi escolhido o melhor modelo com base na análise anterior, e que são indicados na segunda coluna do Quadro 7, em consonância com a ordem de discussão da seção anterior.

Constata-se que a prossecução de uma abordagem *bottom-up* para cada uma das principais componentes do PIB não melhora os resultados das previsões quer para o trimestre corrente quer a um período de distância dado que o EQM relativo é quase sempre superior a um para o período sob avaliação como um todo. Esta evidência parece sugerir que os modelos de fatores são menos apropriados quando o foco do exercício é uma componente relativamente detalhada do PIB dado que a sua dinâmica pode ser determinada, em larga medida, por elementos de cariz idiossincrático. Naturalmente, uma vez que os modelos de fatores procuram captar os principais co-movimentos subjacentes na base de dados, o uso deste tipo de modelos tende a ser menos apropriado quando se está perante componentes muito específicas da atividade económica.

1. Estes resultados não correspondem exatamente aos publicados em Dias *et al.* (2015) dado que as contas nacionais trimestrais foram revistas pelo INE devido à adoção do SEC 2010 e pelo facto de se considerar um período de avaliação mais alargado

Período fora da amostra		2002T1-2015T4		2002T1-2007T4		2008T1-2015T4	
Horizonte de previsão		<i>h</i> = 0	<i>h</i> = 1	<i>h</i> = 0	<i>h</i> = 1	<i>h</i> = 0	<i>h</i> = 1
	Modelos						
Consumo privado							
Direta (EQM)	1) TDI	0,006	0,007	0,003	0,005	0,008	0,009
Bottom-up (EQM relativo)	2) TDI+TDI	1,03	1,01	1,14	1,05	1,00	0,99
Consumo público							
Direta (EQM)	3) TDI-AR	0,004	0,008	0,000	0,000	0,007	0,013
Investimento							
Direta (EQM)	4) TDI	0,126	0,167	0,053	0,043	0,181	0,260
Bottom-up (EQM relativo)	5) TDI+TDI-AR+TDI+DI	1,02	1,10	0,94	1,22	1,04	1,09
Exportações							
Direta (EQM)	6) TDI	0,033	0,063	0,024	0,036	0,040	0,083
Bottom-up (EQM relativo)	7) TDI+AR	1,03	1,02	0,99	0,97	1,05	1,03
Importações							
Direta (EQM)	8) TDI	0,048	0,073	0,032	0,037	0,060	0,100
Bottom-up (EQM relativo)	9) TDI+AR	1,00	0,98	0,96	0,94**	1,01	0,99
PIB							
Direta (EQM)	TDI	0,003	0,006	0,002	0,003	0,004	0,008
Bottom-up com principais agregados (EQM relativo)	1)+3)+4)+6)+8)	0,79*	0,97	0,84	1,39	0,78	0,85*
Bottom-up com componentes detalhadas (EQM relativo)	2)+3)+5)+7)+9)	0,85	1,21	0,98	2,05	0,81	0,96

QUADRO 7. Previsão através de uma abordagem *bottom-up*

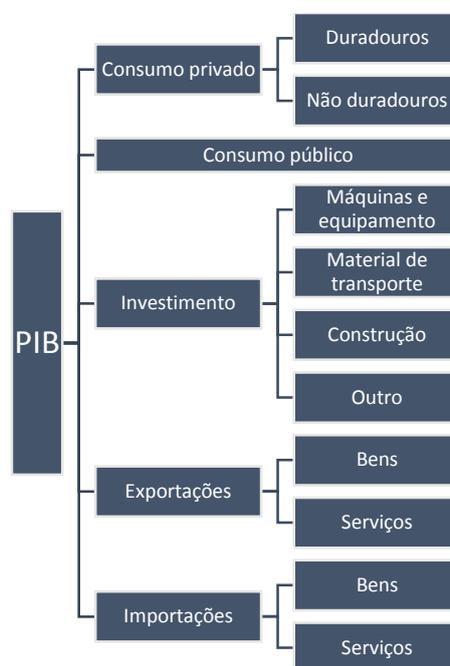


GRÁFICO 1: Decomposição do PIB

Relativamente ao PIB, consideram-se dois níveis alternativos de desagregação para a abordagem *bottom-up* (ver Gráfico 1). Um nível de desagregação que considera os principais agregados do PIB (nomeadamente consumo privado, consumo público, investimento, exportações e importações) e um nível de desagregação maior que considera as componentes do PIB mais detalhadas (ou seja, consumo de bens duradouros, consumo de bens não-duradouros, consumo público, investimento em máquinas e equipamento, material de transporte, construção, outro investimento, exportações de bens, exportações de serviços, importações de bens e importações de serviços).

Verifica-se que a abordagem *bottom-up* melhora significativamente o desempenho no *nowcast* do crescimento do PIB² Em particular, constata-se que os maiores ganhos são alcançados quando se considera o nível de desagregação baseado nos principais agregados do PIB. Essa abordagem proporciona um ganho estatisticamente significativo de 21 por cento relativamente ao melhor modelo para previsão direta do crescimento do

2. Também foi considerado o caso em que as importações são modeladas como uma função da procura global ponderada pelos conteúdos importados (ver Esteves *et al.*, 2013). Contudo, tal não se traduziu numa melhoria do desempenho preditivo.

PIB. Além disso, o ganho é relativamente estável nas duas sub-amostras consideradas.

No caso da previsão a um período de distância, a abordagem *bottom-up* que proporciona os melhores resultados é novamente a que se baseia nos principais agregados do PIB. Embora a melhoria seja marginal *vis-à-vis* a previsão direta do crescimento do PIB para todo o período sob avaliação, obteve-se um ganho estatisticamente significativo de 15 por cento na segunda parte da amostra, que é em qualquer circunstância, um período muito exigente em termos de previsão.

Em suma, embora a abordagem *bottom-up* não pareça melhorar o desempenho das previsões no caso dos principais agregados do PIB, ganhos consideráveis podem ser obtidos quando tal abordagem é prosseguida no caso do PIB. Estes resultados ganham ainda maior destaque quando se considera um grau de desagregação baseada nas principais componentes do PIB. Esta particularidade reflete o fato de os modelos de fatores serem naturalmente mais apropriados para prever agregados mais amplos da atividade económica do que componentes muito detalhadas³.

Conclusões

Dada a comprovada utilidade dos modelos de fatores para a previsão do crescimento do PIB para Portugal, foi conduzido um exercício semelhante para avaliar o seu desempenho para a previsão das diferentes componentes do PIB. À semelhança do observado para o PIB, verificou-se que os modelos de fatores normalmente superam o modelo auto-regressivo univariado de referência com o modelo TDI de Dias *et al.* (2010) a destacar-se. Esta evidência reforça a utilidade da abordagem TDI num contexto mais alargado.

Em particular, verificou-se que os ganhos são maiores no caso do *nowcasting* e tendem a diminuir com o horizonte de previsão. Acresce ainda, que se constata que os modelos de fatores são menos úteis quando se prevê componentes relativamente detalhadas do PIB. Na presença de bases de dados alargadas, este resultado parece natural uma vez que os modelos de fatores tendem a ser mais apropriados para captar a dinâmica de grandes agregados da atividade económica.

Com base nas previsões para as diferentes componentes do PIB, também foi avaliado o comportamento da previsão obtida pela abordagem *bottom-up vis-à-vis* a abordagem direta. Os resultados obtidos apontam para ganhos significativos com a abordagem *bottom-up* para a previsão do crescimento do PIB, em particular quando se considera um nível de desagregação baseada nos principais agregados do PIB.

3. No Apêndice, são reportados os resultados considerando o Erro Absoluto Médio (EAM) das previsões à semelhança de Dias *et al.* (2015). As conclusões são qualitativamente similares.

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(1), C25–C44.
- Artis, M., A. Banerjee, e M. Marcellino (2005). "Factor forecasts for the UK." *Journal of Forecasting*, 24, 279–298.
- Bai, J. e S. Ng (2002). "Determining the number of factors in approximate factor models." *Econometrica*, 70, 191–221.
- Bai, J. e S. Ng (2007). "Determining the number of primitive shocks in factor models." *Journal of Business & Economic Statistics*, 25, 52–60.
- Barhoumi, K., O. Darné, e L. Ferrara (2010). "Are disaggregate data useful for factor analysis in forecasting French GDP?" *Journal of Forecasting*, 29(1-2), 132–144.
- de Winter, J. (2011). "Forecasting GDP growth in times of crisis: private sector forecasts versus statistical models." DNB Working Papers 320, Netherlands Central Bank.
- Dias, F., M. Pinheiro, e A. Rua (2010). "Forecasting using targeted diffusion indexes." *Journal of Forecasting*, 29(3), 341–352.
- Dias, F., M. Pinheiro, e A. Rua (2015). "Forecasting Portuguese GDP with factor models: Pre- and post-crisis evidence." *Economic Modelling*, 44(C), 266–272.
- Diebold, F. e R. Mariano (1995). "Comparing predictive accuracy." *Journal of Business & Economic Statistics*, 13, 253–263.
- Duarte, C. e A. Rua (2007). "Forecasting inflation through a bottom-up approach: how bottom is bottom?" *Economic Modelling*, 24, 941–953.
- Esteves, P. S. (2013). "Direct vs bottom-up approach when forecasting GDP: Reconciling literature results with institutional practice." *Economic Modelling*, 33, 416–420.
- Esteves, P.S., F. Cardoso, e A. Rua (2013). "The import content of global demand in Portugal." *Economic Bulletin*, Autumn, 107-121, Banco de Portugal.
- Fair, R. e J. Shiller (1990). "Comparing information in forecasts from econometric models." *American Economic Review*, 80, 375–389.
- Forni, M., M. Hallin, M. Lippi, e L. Reichlin (2000). "The Generalized Dynamic-Factor Model: Identification And Estimation." *The Review of Economics and Statistics*, 82(4), 540–554.
- Forni, M., M. Hallin, M. Lippi, e L. Reichlin (2001). "Coincident and Leading Indicators for the Euro Area." *Economic Journal*, 111(471), C62–85.
- Forni, M., M. Hallin, M. Lippi, e L. Reichlin (2004). "The generalized dynamic factor model consistency and rates." *Journal of Econometrics*, 119(2), 231–255.
- Forni, M., M. Hallin, M. Lippi, e L. Reichlin (2005). "The Generalized Dynamic Factor Model: One-Sided Estimation and Forecasting." *Journal of the American Statistical Association*, 100, 830–840.

- Geweke, J. (1977). "The Dynamic Factor Analysis of Economic Time Series." In *Latent variables in socio-economic models*, edited by D. J. Aigner e A. S. Goldberger, chap. 19. North-Holland.
- Geweke, J. e K. Singleton (1981). "Maximum likelihood 'confirmatory' factor analysis of economic time series." *International Economic Review*, 22(1), 37–54.
- Giannone, D., L. Reichlin, e D. Small (2008). "Nowcasting: The real-time informational content of macroeconomic data." *Journal of Monetary Economics*, 55(4), 665–676.
- Hubrich, K. (2005). "Forecasting euro area inflation: does aggregating forecasts by HICP component improve forecast accuracy?" *International Journal of Forecasting*, 21, 119–136.
- Kohn, R. (1982). "When is an aggregate of a time series efficiently forecast by its past?" *Journal of Econometrics*, 18, 337–349.
- Lütkepohl, H. (1984). "Forecasting Contemporaneously Aggregated Vector ARMA Processes." *Journal of Business & Economic Statistics*, 2(3), 201–214.
- 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.
- Reijer, A. (2013). "Forecasting Dutch GDP and inflation using alternative factor model specifications based on large and small datasets." *Empirical Economics*, 44(2), 435–453.
- Rose, D.E. (1977). "Forecasting aggregates of independent ARIMA processes." *Journal of Econometrics*, 5, 323–345.
- 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(7), 595–611.
- Sargent, T. J. e C. A. Sims (1977). "Business Cycle Modelling Without Pretending to Have too Much A-Priori Economic Theory." In *New methods in business cycle research*, edited by C. Sims *et al.* Federal Reserve Bank of Minneapolis.
- Schumacher, C. (2007). "Forecasting German GDP using alternative factor models based on large datasets." *Journal of Forecasting*, 26(4), 271–302.
- Schumacher, C. (2010). "Factor forecasting using international targeted predictors: The case of German GDP." *Economics Letters*, 107(2), 95–98.
- Schumacher, C. (2011). "Forecasting with Factor Models Estimated on Large Datasets: A Review of the Recent Literature and Evidence for German GDP." *Journal of Economics and Statistics*, 231(1), 28–49.
- Stock, J. e M. Watson (1998). "Diffusion Indexes." NBER Working Paper 6702, National Bureau of Economic Research.
- Stock, J. e M. Watson (2002a). "Forecasting using principal components from a large number of predictors." *Journal of the American Statistical Association*, 97(460), 1167–1179.

- Stock, J. e M. Watson (2002b). "Macroeconomic forecasting using diffusion indices." *Journal of Business & Economic Statistics*, 20(2), 147–162.
- Stock, J. e M. Watson (2005). "Implications of dynamic factor models for VAR analysis." NBER Working Paper 11467, National Bureau of Economic Research.
- Tiao, G. C. e I. Guttman (1980). "Forecasting contemporaneous aggregates of multiple time series." *Journal of Econometrics*, 12, 219–230.
- Zellner, A. e J. Tobias (2000). "A Note on aggregation, disaggregation and forecasting performance." *Journal of Forecasting*, 19(5), 457–469.

Período fora da amostra		2002T1-2015T4		2002T1-2007T4		2008T1-2015T4	
Horizonte de previsão		<i>h</i> = 0	<i>h</i> = 1	<i>h</i> = 0	<i>h</i> = 1	<i>h</i> = 0	<i>h</i> = 1
	Modelos						
Consumo privado							
Direta (EAM)	1) TDI	0,55	0,64	0,38	0,57	0,69	0,69
Bottom-up (EAM relativo)	2) TDI+TDI	1,01	1,01	1,06	1,03	0,99	0,99
Consumo público							
Direta (EAM)	3) TDI-AR	0,37	0,52	0,07	0,16	0,59	0,78
Investimento							
Direta (EAM)	4) TDI	2,72	3,05	1,71	1,68	3,48	4,08
Bottom-up (EAM relativo)	5) TDI+TDI-AR+TDI+DI	1,00	1,02	1,02	1,15	0,99	0,98
Exportações							
Direta (EAM)	6) TDI	1,42	1,90	1,09	1,45	1,66	2,24
Bottom-up (EAM relativo)	7) TDI+AR	1,02	0,98	1,01	0,94	1,03	1,00
Importações							
Direta (EAM)	8) TDI	1,56	2,09	1,28	1,46	1,78	2,57
Bottom-up (EAM relativo)	9) TDI+AR	0,96**	0,98	0,93**	0,96***	0,98	0,99
PIB							
Direta (EAM)	TDI	0,41	0,62	0,31	0,49	0,49	0,71
Bottom-up com principais agregados (EAM relativo)	1)+3)+4)+6)+8)	0,87**	0,98	0,91	1,12	0,86*	0,91
Bottom-up com componentes detalhadas (EAM relativo)	2)+3)+5)+7)+9)	0,95	1,07	1,01	1,32	0,92	0,94

QUADRO 8. Resultados com base no erro absoluto médio, em percentagem

Portugal: Tendências, ciclos e instabilidade no produto e no desemprego durante 2008–2012

José R. Maria
Banco de Portugal

Julho de 2016

Resumo

Este artigo apresenta uma decomposição entre tendência e ciclo do Produto Interno Bruto e do desemprego em Portugal no período 2008–2012. Os resultados mostram que os mercados do produto e de trabalho foram marcados principalmente por movimentos de baixa frequência nas componentes de tendência e não tanto por fatores cíclicos. A política económica, conseqüentemente, não deve negligenciar as propriedades estruturais desses mercados, permanecendo exclusivamente centrada em torno de objetivos relacionados com o ciclo económico. A lei de Okun—a correlação negativa entre os hiatos do produto e do desemprego—manteve-se empiricamente relevante, mas não sem instabilidade na componente de tendência. Todos os resultados são baseados num modelo semi-estrutural com expectativas racionais, desenhado especificamente para uma pequena economia integrada numa união monetária credível. (JEL: C51, E32, F45)

Introdução

Portugal registou um período instável entre 2008 e 2012, tendo ficado marcado em 2011 pelo pedido de assistência financeira internacional acordado com a União Europeia (UE) e o Fundo Monetário Internacional (FMI).

O Produto Interno Bruto (PIB) caiu cerca de 10% entre 2008 e 2012, enquanto o desemprego aumentou expressivamente, atingindo 16.7% da população ativa. Subjacente a estes desenvolvimentos dramáticos estiveram, entre outras razões, (i) repercussões da crise financeira internacional, que se intensificou na segunda metade de 2008; (ii) aumentos correlacionados do risco soberano em países vulneráveis da área do euro (Irlanda, Grécia, Chipre, Itália, Espanha); (iii) a necessidade de reduzir desequilíbrios macroeconómicos; e (iv) interrupções súbitas nos fluxos de crédito, que intensificaram a fragmentação financeira.

Agradecimentos: Agradeço a Pierre Lafourcade, que concebeu uma parte substancial do código do modelo. Agradeço também as discussões com João Amador, António Antunes, Isabel Horta Correia e Sara Serra.

E-mail: jrmaria@bportugal.pt

A deterioração acentuada nas condições de funcionamento dos mercados do produto e de trabalho, possivelmente interagindo com fatores financeiros e diferenciais elevados de taxas de juro, justifica uma avaliação do sucedido baseada em modelos: o que conduziu a tais acontecimentos? Tratou-se de uma desaceleração cíclica, motivada por choques negativos de procura, muito acentuados e persistentes, parcialmente importados, ou de problemas mais estruturais e profundos? Qual foi a importância relativa destes fatores? Como avaliar tais eventos analiticamente? Como se comportaram as estratégias usuais de modelação sob a influência de tais eventos extremos? Em particular, o que aconteceu à lei de Okun (a correlação negativa entre os hiatos do produto e do desemprego)?

Este artigo discute, por um lado, a importância relativa de vários choques, usando um modelo semi-estrutural com expectativas racionais. Por outro lado, avalia a robustez de lei de Okun durante todo o período 2008–2012. A discussão tem em consideração os resultados de um filtro multivariado denominado neste artigo, para facilitar a leitura, “*Modelo Q*”. As principais referências teóricas subjacentes são Carabenciov *et al.* (2013) e European System of Central Banks (2016). A versão atual foi desenhada especificamente para uma pequena economia integrada numa união monetária credível, onde a taxa de juro nominal sem risco é definida pela autoridade monetária do modelo — neste caso, o Banco Central Europeu (BCE). O modelo inclui várias inovações em relação às abordagens mais habituais, nomeadamente no que se refere a restrições de longo prazo, as quais são idênticas na pequena economia e no resto da união monetária (taxas de crescimento de longo prazo da componente de tendência idênticas; níveis de taxa de desemprego; e taxas de juros reais). O modelo não contém fundamentos microeconómicos, no entanto cada equação comportamental tem uma natureza relativamente usual e com uma interpretação económica (Berg *et al.* 2006), designadamente uma equação de política definindo as respostas das taxas de juro oficiais, uma equação de inflação, uma equação para o produto e uma versão da lei de Okun. Todos os choques são estocásticos e ortogonais. Alguns são nomeados de procura, oferta ou de política monetária. Para simplificar, todos os que afetam as componentes de tendência são agrupadas sob a designação de “choques não-cíclicos”. O *Modelo Q* incorpora componentes não observadas e é estimado com técnicas Bayesianas.

O principal resultado sugere que os mercados portugueses do produto e de trabalho foram afetados fundamentalmente por desenvolvimentos de baixa frequência na componente de tendência e não tanto por fatores cíclicos. A economia foi no entanto afetada por outros choques adversos, nomeadamente os dois períodos recessivos na área do euro, exógenos, e o aumento anormal do risco soberano. Estes resultados complementam os apresentados por Castro *et al.* (2014). As estimativas para a evolução da componente de tendência da taxa de desemprego são em geral consistentes com os resultados

qualitativos obtidos por Centeno *et al.* (2009), embora as estimativas deste artigo sejam mais voláteis e apresentem um aumento mais pronunciado.

O *Modelo Q* consubstancia uma diminuição do nível da componente de tendência do produto em Portugal, durante 2008–2012, em consonância com outras metodologias. A lei de Okun manteve-se empiricamente relevante, no entanto, não sem uma instabilidade notável da componente de tendência—avaliada por estimativas em (pseudo) tempo real. Ressalta-se que a versão atual do modelo não contém fatores económicos associados à evolução das tendências. Elas são simplesmente dadas por processos estocásticos flexíveis.

Este artigo tem a seguinte estrutura: a secção 2 apresenta sucintamente o modelo focando-se exclusivamente nas equações principais para Portugal. A decomposição do produto e da taxa de desemprego são reportadas na secção 3. A instabilidade da lei de Okun é avaliada na secção 4. A secção 5 apresenta conclusões e algumas implicações de política, assim como extensões possíveis do modelo.

Um modelo com dois países para uma pequena economia da área do euro

O *Modelo Q* inclui duas regiões: uma pequena economia da área do euro—neste caso Portugal—e o resto da união monetária. O modelo combina elementos rígidos e restritivos com elementos relativamente flexíveis, embora a pequena economia esteja efetivamente a “atar as mãos” com o resto da união (para usar uma expressão de Giavazzi e Pagano (1988)). Um ingrediente central reside na hipótese de que a união monetária é credível. Esta restrição implica que a taxa de câmbio nominal configura uma característica institucional credível, esperando-se que permaneça fixa, e que o BCE determina as taxas de juro nominais em linha com um objetivo de inflação de longo prazo credível, fixado neste artigo em 2.0%. As expectativas de inflação de curto e médio prazo podem desviar-se deste objectivo, apresentando uma persistência elevada, mas não as expectativas de longo prazo, quando já se dissiparam os impactos de todos os choques.

O mandato do BCE no *Modelo Q* encontra-se traduzido numa função de política que reage apenas a alterações nos agregados da área do euro, uma hipótese que também está presente em modelos de equilíbrio geral com fundamentos microeconomicos, por exemplo no modelo *PESSOA* (Almeida *et al.* 2013). A componente de tendência da taxa de juro real, que pode desviar-se de uma taxa de referência fixa de longo prazo, também é determinada unicamente por agregados da área do euro, assumindo-se que é idêntica em ambas as regiões.

Entre os elementos flexíveis, uma ênfase especial deve ser colocada em todos os componentes de tendência dos mercados do produto e de trabalho. Adicionalmente, as taxas de juro reais de curto e médio prazo nas duas regiões podem diferir substancialmente, e persistentemente, devido a expectativas de

inflação específicas de cada região, enquanto que os diferenciais de preços podem ter efeitos duradouros sobre as taxas de câmbio reais. As taxas de juro nominais podem afastar-se devido a um prémio de risco exógeno.

Equações comportamentais e equações sem estrutura económica para Portugal

Esta seção apresenta brevemente a estrutura do modelo para Portugal.¹ Com exceção das taxas de juro nominais, todas as outras variáveis têm formas funcionais expressa em "hiatos", isto é, desvios em relação às tendências não observadas (identificados com um "~"). Agregados da área do euro são identificados com um "*".

A lei de Okun neste artigo associa hiatos do desemprego no trimestre t , nomeadamente $u_{gap,t} = u_t - \tilde{u}_t$, a expectativas quanto à sua evolução futura, a valores desfasados, e ao hiato do produto, $y_{gap,t-1} = y_{t-1} - \tilde{y}_{t-1}$. Mais precisamente,

$$(1 + \alpha_1 \alpha_2) u_{gap,t} = \alpha_1 u_{gap,t-1} + \alpha_2 u_{gap,t+1} - \alpha_3 y_{gap,t-1} + \varepsilon_{u_{gap,t}}, \quad (1)$$

onde u_t é a taxa de desemprego em Portugal, y_t é o PIB real, e $\varepsilon_{u_{gap,t}}$ uma perturbação idiossincrática. A componente de tendência do desemprego incorpora uma componente fixa, u , partilhada por Portugal e a área do euro; $\tilde{u}_t = \rho_u u + (1 - \rho_u) \tilde{u}_{t-1} + \tilde{u}_{g,t}$, onde $\tilde{u}_{g,t}$ segue um processo autoregressivo com inovações dadas por $\varepsilon_{\tilde{u},t}$. A presença de valores desfasados justifica-se pelas fricções no mercado de trabalho, enquanto os valores futuros introduzem uma maior flexibilidade no modelo, permitindo que as expectativas também desempenhem um papel.²

A equação para a inflação do *Modelo Q* associa alterações correntes nos preços a inflação passada e esperada, ao hiato do produto, e a desenvolvimentos na taxa de câmbio real. Mais precisamente,

$$(1 + \lambda_1 \lambda_2)(\pi_t - \pi) = \lambda_1(\pi_{4t-1} - \pi) + \lambda_2(\pi_{4t+4} - \pi) + \lambda_3 y_{gap,t-1} + \lambda_4 \pi_{4q,t-1} - \varepsilon_{\pi,t}, \quad (2)$$

onde $\pi = 2.0\%$ é a âncora de inflação no longo prazo. As variáveis π_{4t} e $\pi_{4q,t}$ medem variações anuais nos preços do consumidor em termos homólogos e na taxa de câmbio real, respetivamente (um aumento $\pi_{4q,t}$ representa uma depreciação real). A perturbação $\varepsilon_{\pi,t}$ é designada por "choque de oferta". O sinal negativo que lhe está associado garante que um choque de oferta

1. Uma avaliação completa do modelo, incluindo todos os resultados da estimação, pode ser encontrado em Maria (2016).

2. Um modelo de equilíbrio geral no qual a relação desemprego-inflação considera valores correntes, desfasados e futuros pode ser encontrado em Ravenna e Walsh (2008).

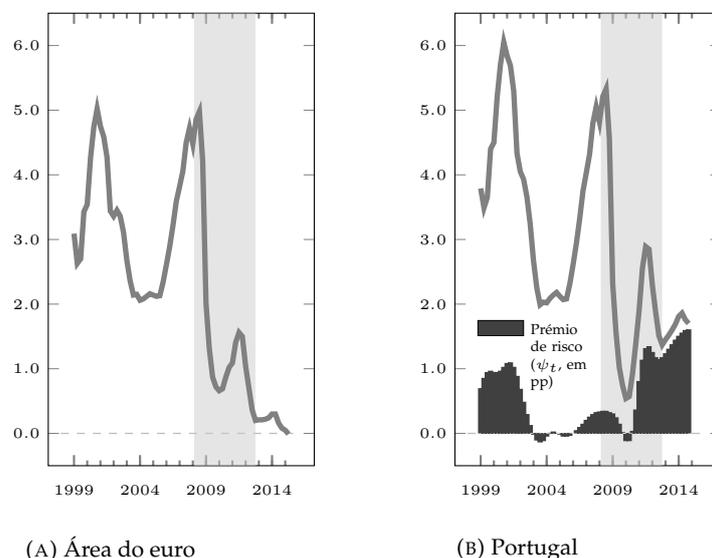


GRÁFICO 1: Taxas de juro nominais (%)

Fontes: Banco de Portugal, Eurostat e cálculos do autor.

Notes: As taxa de juro da área do euro são taxas oficiais do BCE. No caso português, estas são calculadas utilizando a expressão $i_t = i_t^* + \psi_t$, em que ψ_t é um prémio de risco exógeno definido como em Castro *et al.* (2014). A região sombreada identifica o período 2007T4-2012T4.

positivo é consistente com as pressões deflacionistas, tal com em Carabenciov *et al.* (2013).

A equação para o produto inclui o hiato da taxa de juro real, $r_{gap,t} = r_t - \tilde{r}_t^*$, o hiato do produto externo, $y_{gap,t-1}^*$ e o hiato da taxa de câmbio real, $q_{gap,t} = q_t - \tilde{q}_t$. Mais precisamente,

$$(1 + \beta_1\beta_2)y_{gap,t} = \beta_1y_{gap,t-1} + \beta_2y_{gap,t+1} - \beta_3r_{gap,t-1} + \beta_4y_{gap,t-1}^* + \beta_5q_{gap,t-1} + \varepsilon_{y_{gap,t}}, \quad (3)$$

onde $\varepsilon_{y_{gap,t}}$ é uma perturbação designada “choque de procura”.

Deve ser notado que $i_t = i_t^* + \psi_t$ e i_t^* são taxas de juro nominais (esta última determinada pelo BCE), em que $\psi_t = \rho_i\psi_{t-1} + \varepsilon_{i,t}$ é um prémio de risco exógeno, $0 < \rho_i < 1$ e $\varepsilon_{i,t}$ um choque de prémio de risco. A Figura 1 apresenta a evolução destas variáveis exógenas entre 1999T1 e 2015T2. Adicionalmente, $r_t = i_t - \pi_{t+1}$ é a taxa de juro real; $\pi_{t+1} = 4(p_{t+1} - p_t)$ mede a inflação esperada condicional na informação disponível até ao período t ; $q_t = p_t^* - p_t$ é a taxa de câmbio real (calculada com Índices Harmonizados de Preços no Consumidor para Portugal e para a área do euro, respetivamente). O hiato na taxa de câmbio real $q_{gap,t}$ segue um processo autoregressivo com perturbações medidas por $\varepsilon_{q_{gap,t}}$ e a componente de tendência \tilde{q}_t é

modelada como um passeio aleatório com perturbações $\varepsilon_{\tilde{q},t}$. Tal como em Carabenciov *et al.* (2013), assume-se que a componente de tendência da taxa de juro real evolui em torno de uma taxa de referência fixa, r , nomeadamente $\tilde{r}_t^* = \rho_{\tilde{r}}^* r + (1 - \rho_{\tilde{r}}^*) \tilde{r}_{t-1}^* + \varepsilon_{\tilde{r},t}^*$. A componente de tendência do produto inclui uma taxa de crescimento constante no longo prazo, y_g , partilhada por Portugal e a área do euro, $\tilde{y}_t = \tilde{y}_{t-1} + y_g + \tilde{y}_{g,t}$, onde $\tilde{y}_{g,t}$ é um processo autoregressivo com perturbações medidas por $\varepsilon_{\tilde{y},t}$.

Finalmente, a equação para a taxa de juro tem a seguinte forma:

$$i_t^* = \gamma_1 i_{t-1}^* + (1 - \gamma_1) [(\tilde{r}_t^* + \pi 4_{t+4}^*) + \gamma_2 (\pi 4_{t+4}^* - \pi) + \gamma_3 y_{gap,t-1}^*] + \varepsilon_{i^*,t}. \quad (4)$$

Esta equação clarifica que o BCE determina as taxas de juro nominais i_t^* apenas tendo em consideração os agregados na área do euro. Alterações em i_t^* , no entanto, têm impactos diretos nas taxa de juro nominais e reais de Portugal.

O período de estimação do *Modelo Q* termina em 2015T2. Idealmente, o conjunto de informação deveria ter início após a entrada em vigor do euro. No entanto, dado que o período 1999T1-2015T2 é relativamente curto e contém uma crise económica sem precedentes, a amostra tem início em 1995T1, o que permite 82 observações entre 1995T1 e 2015T2. Os resultados no período 1995T1-1998T4 são ignorados.

Tendências e ciclos

A Figura 2 apresenta as variáveis observadas e de tendência do produto e da taxa de desemprego em Portugal, bem como os hiatos associados.

Os resultados sugerem que o produto estava acima da tendência em 2007Q4, em torno de 2%, mas rapidamente evoluiu para valores abaixo da tendência à medida que a crise financeira internacional se intensificou. Os valores observados e as componentes de tendência aproximaram-se perto de 2011, mas apenas brevemente. Este período marcou o início de um movimento descendente e persistente em ambas as variáveis. A flexibilidade do modelo pode facilmente acomodar, portanto, uma taxa de crescimento de longo prazo positiva, comum a ambas as regiões e estimada em cerca de 1.8%, com taxas de crescimento domésticas de curto prazo, não observadas, persistentemente negativas. O movimento descendente foi interrompido em 2013 e por conseguinte além do período em análise.

A componente de tendência da taxa de desemprego em Portugal está marcada por um acentuado movimento ascendente quase ao longo de todo o período amostral. Este somente se inverte além do período em análise. O seu comportamento é consistente em geral com a interpretação de que o mercado de trabalho português não se encontrava preparado para lidar com a crise, apresentando uma arquitectura institucional preocupante (Centeno *et al.* 2009). As estimativas para a tendência são muito voláteis, nomeadamente em comparação com os resultados de Centeno *et al.* (2009). Esta diferença não é uma surpresa já que a versão atual do *Modelo Q* não incorpora nenhuma

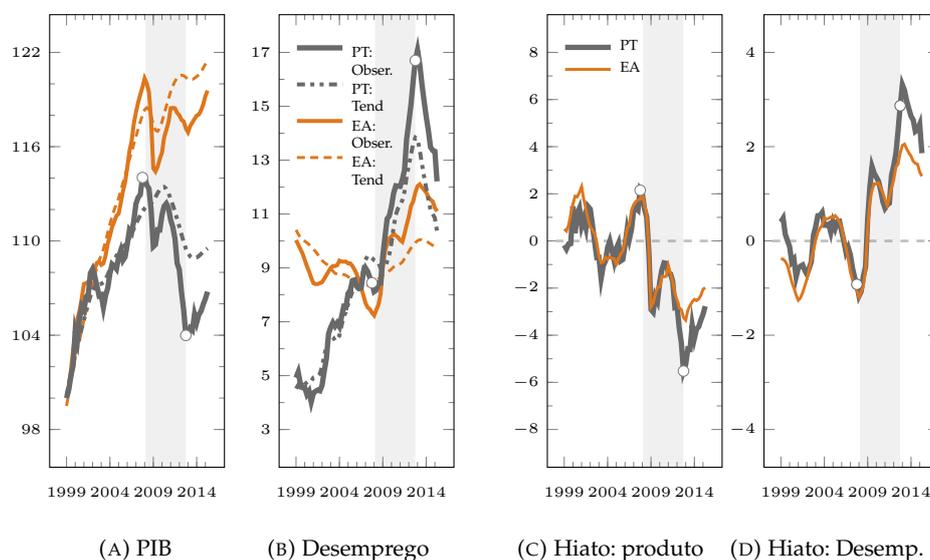


GRÁFICO 2: Variáveis observadas e componentes tendência

Fontes: Banco de Portugal, Eurostat e cálculos do autor.

Notas: O produto está em logaritmos e normalizado para PIB = 100 em 1999T1. O desemprego está em percentagem da população ativa. Os hiatos do produto estão em percentagem e os do desemprego em pontos percentuais (pp). Portugal e a área do euro são identificadas por PT e EA, respetivamente. A região sombreada identifica o período 2007T4-2012QT4.

restrição *ex ante* sobre a volatilidade associada às componentes de tendência, em contraste com Centeno *et al.*. A volatilidade estimada apenas está a respeitar uma equação que, entre outros efeitos, não está associada a factores económicos nem isola impactos indesejáveis³.

Em comparação com a área do euro, há sinais de semelhanças e sinais de diferenças acentuadas. Ambos os hiatos do produto e do desemprego revelam uma elevada sincronia. Os coeficientes de correlação linear entre os hiatos do produto (Figura 2c) ou do desemprego (Figura 2d) estão perto 0.9 entre 1999T1 e 2015T2. Os dados para Portugal são mais voláteis: o desvio padrão do hiato do desemprego e do produto situam-se em 1.9 e 1.2, respetivamente, o que compara com 1.7 e 1.0 na área do euro. Os resultados são consistentes com a interpretação de que a crise deixou marcas visíveis em ambas as regiões, embora as diferenças sejam notáveis em 2012T4. O maior hiato do produto na

3. O resultados ignoram, por exemplo, a quebra estrutural nas estatísticas do Inquérito ao Emprego de 2011. Neste ano, num período em que a componente de tendência aumentou acentuadamente, o Instituto Nacional de Estatística introduziu um novo método de recolha de dados (uso de entrevistas por telefone, alterações no questionário, novas tecnologias de supervisão na recolha de dados).

área do euro foi de cerca de 3%, em termos absolutos, enquanto o português esteve perto de 5%. Desenvolvimentos nos níveis da componente de tendência das duas regiões mostram diferenças acentuadas, embora a estrutura a partir do qual sejam estimadas seja idêntica. No mercado do produto, a primeira recessão da zona do euro coincide com uma redução abrupta na componente de tendência que não ocorre em Portugal. Durante 2012, o segundo período recessivo na área do euro, os níveis da componente de tendência na área do euro registaram uma diminuição relativamente menor, enquanto em Portugal ocorria uma queda persistente. As diferenças entre as duas regiões também são visíveis na componente de tendência da taxa de desemprego, que apresenta uma queda inicial na área do euro, antes do início da crise, em contraste com o caso português. Durante 2008T1-2012T4, o aumento registado na área do euro é muito inferior ao de Portugal.

Decomposições históricas entre 2008–2012

A Tabela 1 quantifica as contribuições de cada choque para o produto entre 2007T4 e 2012T4. A tabela desagrega os dados observados entre contribuições associadas a fatores domésticos e a outros fatores, incluindo neste último caso a contribuição dos choques de política monetária (ε_i^*). A soma de todas as contribuições é igual ao valor observado. Os choques com origem doméstica incluem choques de procura (decorrente de $\varepsilon_{y_{gap}}$), oferta (ε_π), não-cíclicos (que agregam $\varepsilon_{\tilde{u}}$, $\varepsilon_{\tilde{y}}$ e $\varepsilon_{\tilde{q}}$) e choques de prémio de risco (ε_i). Os choques associados a fatores externos apresentam uma estrutura similar. Os contributos associados a $\varepsilon_{q_{gap,t}}$ e $\varepsilon_{u_{gap,t}}$ estão incluídos em “Outros fatores: Resto”.

Durante o período 2008–2012, o choque doméstico que mais contribuiu para a evolução do produto foram os choques não-cíclicos. A contribuição atinge -11.6 pp. Entre os restantes choques domésticos, os choques de procura desempenharam um papel mais importante do que os de oferta, embora o lado nominal da economia tenha registado alterações muito significativas⁴. O contributo dos choques domésticos de procura situaram-se em -2.2 pp. Por fim, estima-se que o aumento do prémio de risco terá subtraído 0.9 pp ao produto.

Os resultados sugerem que Portugal também foi significativamente afetado pela recessão na área do euro. Os choques associados a fatores externos atingiram -4.7 pp no período 2008–2012. A importância dos choques externos é consistente com os impactos reais calculados por Castro *et al.* (2014),

4. Em 2009, a redução da inflação foi em grande parte inesperada em ambas as regiões. Além disso, as expectativas de inflação mantiveram-se sistematicamente abaixo de 2% durante a última parte da amostra (ver Maria (2016)).

	Portugal: produto			Área do euro: produto		
	2007T4	2012T4	Δ	2007T4	2012T4	Δ
Dados observados	30.2	20.1	-10.1	28.6	26.0	-2.6
Fatores domésticos						
Procura ($\varepsilon_{y_{gap}}$)	0.7	-1.5	-2.2	0.0	0.0	0.0
Oferta (ε_{π})	0.0	0.3	0.2	0.0	0.0	0.0
Não-cíclicos	-4.8	-16.5	-11.6	0.0	0.0	0.0
Mercado de trabalho ($\varepsilon_{\bar{u}}$)	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
Mercado do produto ($\varepsilon_{\bar{y}}$)	-4.8	-16.5	-11.6	0.0	0.0	0.0
Resto	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
Prémio de risco (ε_i)	-0.3	-1.2	-0.9	0.0	0.0	0.0
Outros fatores						
Fatores Externos	1.7	-3.0	-4.7	6.4	-5.2	-11.6
Procura ($\varepsilon_{y_{gap}}^*$)	1.7	-2.7	-4.4	1.8	-3.2	-5.0
Oferta (ε_{π}^*)	0.0	-0.4	-0.4	0.0	-0.1	0.0
Não-cíclicos	0.0	0.1	0.1	4.7	-1.9	-6.6
Resto	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
Política Monetária (ε_i^*)	0.0	-0.1	-0.1	0.0	0.0	0.0
Resto	32.9	42.1	9.3	22.1	31.1	9.0

QUADRO 1. Decomposição do produto entre 2007T4 e 2012T4

Fonte: Cálculos do autor.

Notes: Os dados observados estão em logaritmos e diferem dos reais por uma constante. A soma de todas as contribuições igualiza os dados observados. Os choques na taxa de câmbio real $\varepsilon_{\bar{q}}$ estão incluídos em "Não-cíclicos: Resto", enquanto $\varepsilon_{q_{gap},t}$ estão em "Outros fatores: Resto". Os "Outros fatores: Resto" também incluem o contributo da taxa de crescimento y_g .

após a forte contração da procura externa dirigida a Portugal. A contribuição negativa aqui estimada aumentou em 2011 e durou até ao final de 2012.

A contribuição dos choques de política monetária é praticamente nula em ambas as regiões, enquanto o agregador "Outros fatores: Resto" atingiu 9.3 pp, influenciado pelo impacto da taxa de crescimento de longo prazo y_g . Note-se também que a região de zeros na tabela, designadamente na parte superior direita, respeita a hipótese de trabalho de que os choques em Portugal não têm efeito sobre a área do euro.

Este artigo não consegue associar uma grande importância aos choques da taxa de câmbio real (incluídos no agregado "Não-cíclicos: Resto" dos Fatores domésticos). O seu contributo praticamente nulo, no entanto, sugere que o preço relativo dos bens de consumo final pode não ser uma variável adequada para medir a competitividade, e que são necessários mais esforços para criar um conceito mais útil.

A Tabela 2 apresenta os resultados para a taxa de desemprego. A avaliação é qualitativamente idêntica à que foi referida para o produto, o que se explica pela presença da lei de Okun. Durante o período 2008–2012, os choques não-cíclicos são os mais significativos para apreender o movimento ascendente da taxa de desemprego.

	Portugal: Taxa de desemprego			Área do euro: Taxa de desemprego		
	2007Q4	2012Q4	Δ	2007Q4	2012Q4	Δ
Dados observados	-1.5	6.7	8.3	-2.7	1.8	4.5
Fatores domésticos						
Procura ($\varepsilon_{y_{gap}}^*$)	0.0	0.3	0.3	0.0	0.0	0.0
Oferta (ε_{π})	0.0	-0.2	-0.1	0.0	0.0	0.0
Não-cíclicos	2.3	6.2	3.9	0.0	0.0	0.0
Mercado de trabalho ($\varepsilon_{\bar{u}}$)	2.3	6.2	3.9	0.0	0.0	0.0
Mercado do produto ($\varepsilon_{\bar{y}}$)	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
Resto	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
Prémio de risco (ε_i)	0.1	0.8	0.6	0.0	0.0	0.0
Outros fatores						
Fatores externos	-1.0	1.8	2.8	-3.8	0.8	4.6
Procura ($\varepsilon_{y_{gap}}^*$)	-1.0	1.6	2.6	-1.0	1.8	2.8
Oferta (ε_{π}^*)	0.0	0.2	0.2	0.0	0.0	0.0
Não-cíclicos	0.0	0.0	0.0	-2.8	-1.1	1.7
Resto	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.1
Política Monetária (ε_{τ}^*)	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
Resto	-2.9	-2.2	0.7	1.2	1.0	-0.2

QUADRO 2. Decomposição da taxa de desemprego no período 2007T4–2012T4

Fonte: Cálculos do autor.

Notas: Os dados observados diferem dos reais por uma constante. Os choques na taxa de câmbio real $\varepsilon_{\bar{q}}$ estão incluídos em “Não-cíclicos: Resto”, enquanto $\varepsilon_{q_{gap},t}$ estão em “Outros fatores: Resto”. Os “Outros fatores: Resto” também incluem o contributo de $\varepsilon_{u_{gap},t}$.

A lei de Okun durante 2008–2012

Esta secção avalia o comportamento da lei de Okun durante 2008–2012 e investiga a estabilidade das componentes de tendência.

As Figuras 3a e 3b apresentam as representações estáticas dos hiatos do desemprego e do produto. Estes gráficos de dispersão reorganizam as Figuras 2c e 2d, as quais são funcionalmente determinada pela versão dinâmica da lei de Okun (definido no caso português pela equação (1)).

Os resultados sugerem uma relação relativamente próxima entre os hiatos do desemprego e do produto, tanto em Portugal como na área do euro. Ao longo do período 2008–2012, os pares ordenados deslocaram-se basicamente de hiatos do produto positivos para hiatos negativos cada vez maiores em ambas as regiões (representados pelos pontos brancos), verificando-se o sentido inverso no caso do desemprego. O período subsequente é interpretado pelo modelo como um movimento gradual no sentido oposto (os triângulos negros). Estas representações estáticas partilham outra semelhança notável: se o hiato do produto aumenta em 1%, o hiato do desemprego diminui 0.6 pp em Portugal e na área do euro.

As Figuras 3a e 3b usam a informação disponível até 2015T2, não permitindo consequentemente evidenciar perturbações na lei de Okun à medida que foram sendo disponibilizadas novas observações após 2008. A Figura 4 preenche esta lacuna. As Figuras 4a, 4b e 4c mostram diagramas de dispersão, calculados recursivamente, onde o final de cada amostra é

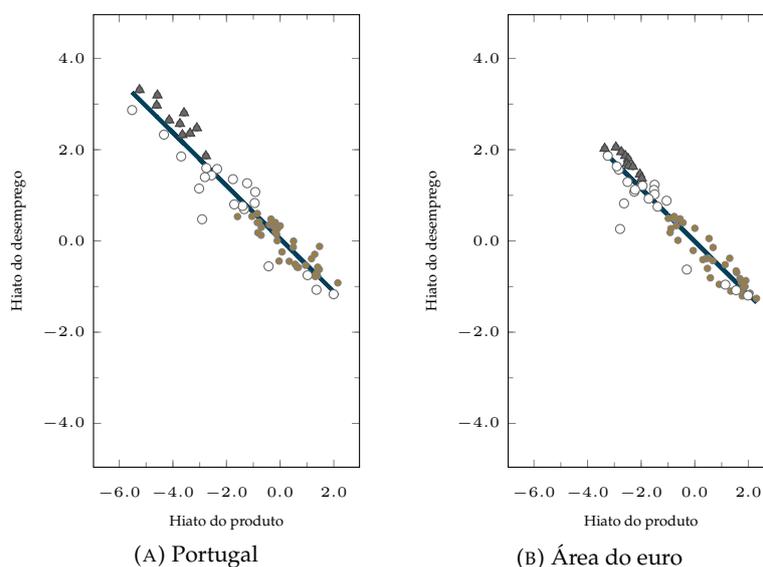


GRÁFICO 3: Lei de Okun

Fontes: Banco de Portugal, Eurostat e cálculos do autor.

Notas: círculos brancos abrangem o período 2008T1–2012T4. Triângulos pretos abrangem o período 2013T1–2015T2.

utilizado como um identificador, nomeadamente 2009T4, 2011T4, e 2012T4. Os movimentos nos pares ordenados estão identificados com símbolos e cores diferentes. Mais precisamente, quadrados, círculos e triângulos identificam alterações nas coordenadas à medida que as novas observações ficaram disponíveis. Os resultados revelam uma estreita relação entre os hiatos do desemprego e do produto, em torno de uma tendência linear, mas não sem revisões importantes. Entre 2009T4 e 2012T4, por exemplo, há um movimento considerável nos pares ordenados, com alterações não apenas no grau de dispersão, como igualmente na presença de valores extremos. Entre 2009T4 e 2012T4, os hiatos positivos do produto alteraram-se efetivamente para hiatos cada vez mais negativos, mas com sinais de instabilidade, como pode ser verificado por exemplo nos movimentos dos quadrados pretos.

A Figura 4d apresenta “Coeficientes de Okun” usando estimativas recursivas a partir de 2007T4. Cada coeficiente é definido como a derivada negativa associada aos hiatos do desemprego e do produto. As estimativas, obtidas a partir das representações estáticas da lei de Okun, mantiveram-se relativamente estáveis na área do euro, em torno de -0.55. Em contraste, o caso português é marcado por uma tendência de redução, sugerindo um movimento considerável na relação estática entre desemprego e produto.

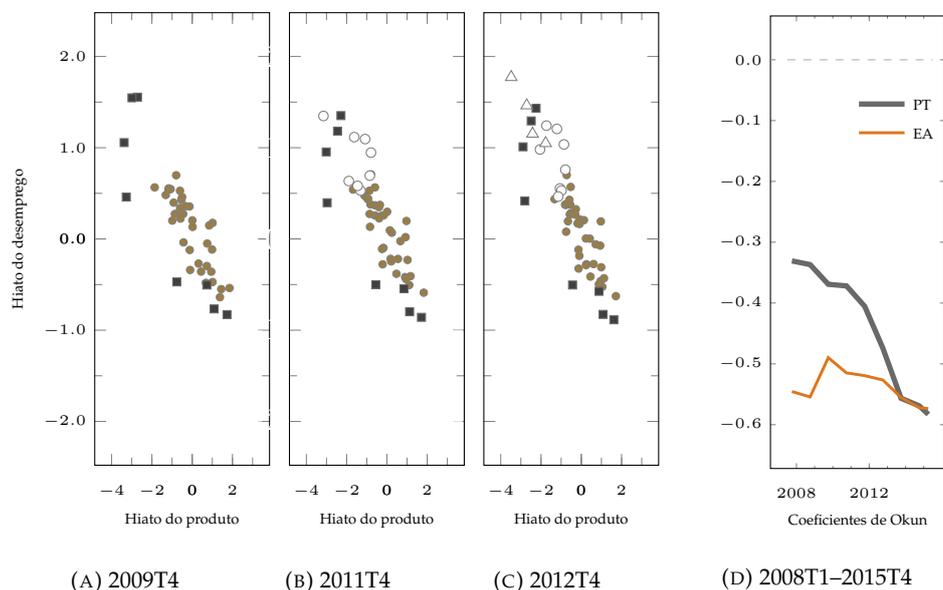


GRÁFICO 4: Instabilidade na lei de Okun em Portugal

Fontes: Banco de Portugal e cálculos do autor.

Notas: Os quadrados pretos representam estimativas para o período que medeia entre 2008T1 e 2009T4; círculos brancos entre 2010T1 e 2011T4; e triângulos entre 2012T1 e 2012T4. Os coeficientes de Okun têm por base uma estimação recursiva no período 2007T4-2015T2.

No final da amostra, conforme esperado pelos resultados apresentados nas Figuras 3a e 3b, os coeficientes para Portugal e área do euro coincidem. Esta relação negativa depende entre outros fatores das decisões das empresas sobre como ajustar o emprego em resposta a alterações temporárias na produção, grau de segurança no trabalho, ou constrangimentos sociais e legais de empresas no que concerne a ajustamento do emprego (Blanchard 1997).

Dado que os dados observados são invariantes, os resultados implicam que as estimativas para a componente de tendência registaram revisões importantes. As incertezas sobre o nível exato de desemprego estrutural e do hiato do desemprego nos países da área do euro, usando estimativas de diferentes fontes (Comissão Europeia, Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Económico e FMI) não são uma novidade na literatura empírica, e foi destacada por exemplo por European System of Central Banks (2012).

Conclusões e implicações de política

Este artigo mostra que o produto e o desemprego em Portugal no período 2008–2012 são mal avaliados se a evolução das tendências não observadas for ignorada. De acordo com um modelo semi-estrutural com expectativas racionais, desenhado especificamente para uma pequena economia integrada numa união monetária credível—o *Modelo Q*—, o que aconteceu em Portugal não foi fundamentalmente um evento cíclico, mas um movimento descendente de baixa frequência na componente de tendência do produto, acompanhado por um aumento da componente de tendência da taxa de desemprego.

Os resultados confirmam a razoabilidade de se alcançar um dos principais objetivos do Programa de Assistência Económica e Financeira de 2011, estabelecido entre as autoridades portuguesas, a UE e o FMI: remover obstáculos estruturais que limitem o crescimento potencial. Dado que a versão atual do modelo não contém fatores económicos associados à evolução das tendências, será desejável investigar a prazo as relações causais subjacentes à evolução estimada, fortalecendo nomeadamente as ligações entre os mercados.

Os resultados também mostram que os eventos dramáticos no período 2008–2012 foram agravados pela recessão na área do euro, e pelo aumento do prémio de risco de Portugal. Considerados em conjunto, no entanto, a sua importância não supera os impactos provenientes das mudanças nas tendências. A política económica não deve portanto negligenciar as propriedades estruturais dos mercados de produtos e de trabalho, permanecendo unicamente centrada em torno de objetivos usuais de ciclo económico.

O *Modelo Q* incorpora uma relação relativamente próxima entre os hiatos do desemprego e do produto em todos os períodos amostrais. No entanto, há sinais de instabilidade na componente de tendência, o que torna a análise e monitorização da economia numa tarefa difícil.

Finalmente, o modelo poderá ser melhorado se abranger geograficamente mais regiões (por exemplo, mais Estados-Membros), e ficar estruturalmente mais rico, com mais informações (incluindo fricções financeiras, medidas alternativas de inflação, impactos adicionais associados a inflação importada, ou variáveis que meçam a competitividade de uma forma mais útil). A análise da área do euro está assumidamente incompleta. O *Modelo Q* não contempla o resto da economia mundial, com os preços e as quantidades a desempenhar um papel importante no ajustamento económico. Esta é, provavelmente, uma área de trabalho futuro.

Referências

- Almeida, Vanda, Gabriela Castro, Ricardo Mourinho Félix, José R. Maria, e Paulo Júlio (2013). "Inside PESSOA: A detailed description of the model." Working Paper 16, Banco de Portugal.
- Berg, Andrew, Philippe Karam, e Douglas Laxton (2006). "A practical model-based approach to monetary policy analysis-overview." IMF Working Paper No. 06/81, International Monetary Fund.
- Blanchard, Olivier (1997). *Macroeconomics*. Prentice Hall.
- Carabenciov, Ioan, Charles Freedman, Roberto Garcia-Saltos, Ondra Kamenik, Douglas Laxton, e Peter Manchev (2013). "GPM6: The Global Projection Model with 6 Regions." IMF Working Paper No. 13/87, International Monetary Fund.
- Castro, Gabriela, Ricardo Félix, Paulo Júlio, e José R. Maria (2014). "Financial frictions and shock transmission: the Portuguese economy." Economic Bulletin Autumn, Banco de Portugal.
- Centeno, Mário, José R. Maria, e Álvaro Novo (2009). "Unemployment: Supply, Demand, and Institutions." In *The Portuguese economy in the context of economic, financial and monetary integration*, pp. 215–258. Banco de Portugal.
- European System of Central Banks (2012). "Euro area labour markets and the crisis." Occasional Paper Series No. 138, ECB.
- European System of Central Banks (2016). "Labor market modelling in the light of the financial crisis." Occasional Paper Series, *Forthcoming*, ECB.
- Giavazzi, F. e M. Pagano (1988). "The advantage of tying one's hands: EMS discipline and central bank credibility." *European Economic Review*, 32, 1055–1075.
- Maria, J. R. (2016). "Output and unemployment Portugal 2008-2012." Working Paper 3, Banco de Portugal.
- Ravenna, Federico e Carl E. Walsh (2008). "Vacancies, unemployment, and the Phillips curve." *European Economic Review*, 52(8), 1494 – 1521.

Corridas aos Bancos: Teorias e Aplicações de Política

Ettore Panetti
Banco de Portugal

Julho de 2016

Resumo

O presente artigo revê os fundamentos das corridas bancárias e dos incentivos que os agentes económicos têm para participar nelas, como base para uma discussão sobre possíveis intervenções regulamentares que possam mitigar os seus efeitos. Com este fim, estudo tanto as corridas provocadas por expectativas que se auto-alimentam, como as resultantes de alterações nos fundamentos da economia, e proponho uma conciliação das duas abordagens, através da introdução de modelos de “jogos globais”. As conclusões do artigo sublinham o papel da concorrência e dos requisitos de liquidez na mitigação de corridas que se auto-alimentam. Adicionalmente, a existência de mercados incompletos e o aumento da complexidade do sistema financeiro atual justificam a introdução de requisitos de liquidez na presença de risco sistémico de liquidez agregado.

(JEL: E21, E44, G01, G20)

Introdução

As corridas bancárias não são apenas um fenómeno de um passado remoto:¹ na verdade, elas podem ocorrer sempre que os ativos ilíquidos de longo prazo sejam financiados através de passivos exigíveis de curto prazo, e os investidores de curto prazo percam a confiança na capacidade que o devedor tem para satisfazer os seus compromissos financeiros, ou esteja com receio que os outros investidores percam essa mesma confiança. Existe um amplo consenso que muitos dos fundos do mercado monetário americano estiveram sujeitos a corridas após a queda do Lehman Brothers em 2008 e, de uma forma mais genérica, que a crise financeira de 2007-2009 pode ser interpretada como uma corrida por parte de intermediários financeiros sobre outros intermediários financeiros (Gorton

Agradecimentos: Gostaria de agradecer a Luca Deidda, Filomena Garcia, Elena Mattana, aos participantes dos seminários no Banco de Portugal e em diversas outras instituições pelos seus comentários valiosos. 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 minha exclusiva responsabilidade.

E-mail: etpanetti@bportugal.pt

1. No período entre 1825 e 1929, a economia americana sofreu sete grandes corridas aos bancos e vinte corridas menos significativas (Jalil 2015). Depois desse período, nenhuma outra foi registada, até 2008.

and Metrick 2012). A literatura empírica mostra que, durante esse período, os E.U.A. sofreram uma queda no PIB real per capita de 4.8%, com impacto generalizado no mercado de ativos, no mercado de habitação, na dívida pública e sobre o desemprego (Reinhart and Rogoff 2009, 2014). Estes números justificaram parte da intervenção massiva por parte das autoridades² e a introdução de novas formas de regulação financeira, com particular destaque para os rácios de liquidez estabelecidos no acordo de Basileia III, com o objetivo explícito de atenuar os efeitos adversos das corridas bancárias no futuro. Contudo, uma discussão rigorosa dessas políticas e da sua eficácia não dispensa uma avaliação igualmente exigente das origens das corridas aos bancos, e dos incentivos que os agentes económicos têm para participarem nelas.

O objetivo do presente artigo é descrever uma teoria adequada para analisar conjuntamente estes temas. Com este objetivo, utilizo o trabalho seminal de Diamond and Dybvig (1983) como ponto de partida. Este é o modelo de referência para análise da economia bancária uma vez que oferece, por um lado, uma justificação para a existência de um sistema bancário - como um mecanismo para afetar eficientemente os recursos numa economia sujeita a choques de liquidez idiossincráticos - e, por outro lado, um quadro natural para o estudo das corridas bancárias. Com o recurso a esta ferramenta, estudo as corridas bancárias que emergem das expectativas que se auto-alimentam dos depositantes, assim como das flutuações extremas dos fundamentos da economia. A primeira abordagem dirige-se àqueles que argumentam que as corridas bancárias são uma consequência da falta de liquidez causada por eventos exógenos (tais como, ataques de pânico ou sunspots) completamente independentes dos fundamentos observados na economia. Em contraste, de acordo com a segunda abordagem, as corridas bancárias são uma consequência de uma situação de insolvência, que é causada por choques nos fundamentos da economia que, por sua vez, afetam o retorno dos investimentos dos bancos. De forma a conciliar estes dois pontos de vista, concluo a presente análise introduzindo uma abordagem de modelos de “jogos globais” em que as corridas bancárias dependem não só das expectativas, mas também, de uma forma explícita, dos perfis de risco dos bancos e do estado subjacente da economia. Para cada uma destas abordagens, referirei os principais resultados da literatura e as suas implicações em termos de política.

2. Em 2008-2009, o Tesouro americano investiu mais de 400 mil milhões de dólares no “Troubled Asset Relief Program”, com o objetivo de resgatar diversas empresas financeiras e não financeiras atingidas pela crise financeira. No mesmo período, a Reserva Federal, através das suas linhas de liquidez, expandiu o crédito concedido ao sistema financeiro americano em cerca de 1,5 mil milhões de dólares.

O modelo de Diamond-Dybvig

Início a análise com a descrição do modelo de Diamond-Dybvig. Este modelo foca-se nos bancos como entidades envolvidas na transformação de liquidez e maturidades, através da concessão de empréstimos ilíquidos de longo-prazo e da captação de depósitos líquidos de curto prazo, que constituem as principais componentes dos ativos e passivos dos bancos no mundo real.

A economia vive durante 3 períodos, respetivamente $t = 0, 1, 2$, e é constituída por agentes avessos ao risco, todos com uma dotação $e = 1$ no período 0 e nada posteriormente. No período 1, é atribuído a cada agente um tipo idiossincrático θ , que é para si próprio informação privada, e que assume o valor 0 com a probabilidade de $1 - \pi$ e 1 com a probabilidade π . Os tipos idiossincráticos afetam o período no qual o agente usufrui do consumo, de acordo com a seguinte função de bem-estar $W(c_1, c_2, \theta) = \theta u(c_1) + (1 - \theta)u(c_2)$. Logicamente, os agentes cujo tipo realizado é $\theta = 0$ estão dispostos a consumir apenas no período 2 e aqueles cujo tipo realizado é $\theta = 1$ estão dispostos a consumir apenas no período 1. Desta forma, interpreto os tipos θ como “choques de liquidez” e a probabilidade π como “risco de liquidez”. Adicionalmente, classifico os agentes como consumidores tardios (ou pacientes) e antecipados (ou impacientes), respetivamente.

Sendo avessos ao risco, os agentes gostariam de se precaver contra o risco de liquidez. No entanto, consideram-se como hipóteses simplificadoras que os agentes são isolados, e que os mercados são incompletos.³ Assim, o único canal que subsiste será o sistema bancário. A economia é constituída por um grande número de bancos que operam num mercado perfeitamente competitivo com livre entrada. No momento 0, os agentes depositam a sua dotação e os bancos oferecem um contrato de depósito $\{d_1, d_2\}$, que estabelece quanto é que os depositantes podem levantar e consumir no período 1 e 2, dependendo dos tipos reportados por estes. Para financiar o contrato de depósito, os bancos investem os depósitos (o único passivo presente nos seus balanços) em dois ativos: o primeiro é um investimento numa tecnologia de armazenamento (liquidez ou numerário) que rende 1 unidade de consumo no período $t + 1$ por cada unidade investida no período t e é uma forma não dispendiosa - embora não remunerada- de refinar os recursos de um período para o seguinte; o segundo é um investimento num ativo de longo prazo, que rende $R > 1$ unidades de consumo no período 2 por cada unidade investida no período 0, mas apenas $r < 1$ unidades no período 1. Este ativo de longo prazo pode ser interpretado como um empréstimo a uma unidade de

3. A hipótese de mercados incompletos é crucial: se os agentes conseguissem transacionar ativos contingentes, os bancos seriam redundantes (Allen and Gale 2004). Contudo, é fácil mostrar que o equilíbrio competitivo dos bancos domina um equilíbrio em autarcia, onde os agentes escolhem de forma independente a sua afetação de carteiras, e as reequilibram num mercado secundário de ativos.

produção, que demora tempo a atingir a maturidade e é parcialmente ilíquido ou pode ser liquidado antes da maturidade com uma taxa de recuperação baixa igual a r . A existência de concorrência e livre entrada asseguram que os bancos têm incentivos para cuidar dos seus depositantes, de os atrair e manterem-se em operação. Por outras palavras, num equilíbrio bancário competitivo, os bancos escolhem uma afetação de carteira entre numerário e empréstimos e um contrato de depósito de modo a maximizar o bem-estar esperado de seus depositantes, sujeitos às suas restrições orçamentais.

Nestas condições, Diamond and Dybvig (1983) demonstram que o equilíbrio bancário competitivo é equivalente à afetação de *first-best* na qual um planeador central benevolente, que quer maximizar o bem-estar esperado dos agentes, os assegura de forma perfeita contra o risco de liquidez. Nesse equilíbrio, os bancos garantem aos seus depositantes uma quantidade de consumo tardio inferior ao que eles teriam obtido caso tivessem investido todas as suas dotações iniciais em ativos de longo prazo ($d_2 < R$), em troca de uma quantidade de consumo antecipado superior ao que eles teriam obtido através de uma mera armazenagem ($d_1 > 1$). Para além disso, esta afetação de consumo satisfaz a condição de compatibilidade de incentivos $d_1 \leq d_2$, que assegura a revelação verdadeira do respetivo tipo. Em suma, num sistema bancário com equilíbrio competitivo e livre entrada, a concessão de empréstimos de longo-prazo ilíquidos, financiados por depósitos de curto prazo líquidos, permite uma afetação eficiente dos recursos, na presença de risco de liquidez idiossincrático.

Corridas bancárias devidas a expectativas que se auto-alimentam

De acordo com Diamond and Dybvig (1983), o facto de os bancos oferecerem um contrato de depósito equivalente ao *first best* torna-os intrinsecamente frágeis. Para ilustrar esta afirmação, suponha-se que o banco, no período 0, se compromete a oferecer um contrato de depósito de equilíbrio $\{d_1, d_2\}$ a todos os depositantes e a liquidar o ativo de longo prazo no caso de necessidade. Sob esta hipótese, a economia tem dois equilíbrios possíveis: um em que apenas os consumidores antecipados retiram o seu dinheiro no período 1, e outro no qual todos os consumidores tardios também retiram o seu dinheiro no período 1, guardando-o para consumir no período 2. Este segundo equilíbrio poderá ocorrer sempre que todos os consumidores tardios tenham a expectativa de que todos os outros consumidores tardios irão levantar o seu dinheiro no período 1, e sabem que o banco não terá recursos suficientes para pagar d_1 a todos os indivíduos. Neste caso, o banco estará sujeito a uma corrida que se auto-alimentam. Intuitivamente, note-se que, se um consumidor tardio esperar que nenhum dos outros consumidores tardios retire o seu dinheiro no período 1, ele prefere claramente retirar o seu dinheiro apenas no período 2, uma vez que $d_1 \leq d_2$. Contudo, se ele antecipar que todos os outros consumidores

tardios “corram”, ele prefere também juntar-se à corrida (e obter $X + rY$) em vez de esperar até ao período 2, no qual obtém 0, uma vez que os bancos tiveram de liquidar todos os ativos de longo prazo da sua carteira no período 1. Por outras palavras, de acordo com esta narrativa, as corridas bancárias são uma consequência exclusiva das expectativas que acabam por se realizar dos depositantes, e não de choques que afetam o valor dos ativos dos bancos.

Claramente, esta explicação baseia-se no compromisso dos bancos em oferecer o contrato de depósito de equilíbrio.⁴ Para relaxar esta hipótese, suponha-se que os bancos, no período 0, escolhem a afetação de carteira $\{X, Y\}$ e o contrato de depósito $\{d_1, d_2\}$ tendo em conta a decisão estratégica, tomada no período 1, pelos depositantes sobre realizar ou não uma corrida bancária. Adicionalmente, suponha-se que, no período 1, os bancos servem os depositantes de acordo com a regra “o primeiro a chegar é o primeiro a ser servido”, ou seja de acordo com uma “restrição de serviço sequencial”. Desta forma, a ocorrência de uma corrida pode afetar a fração de depositantes que são satisfeitos e a afetação de carteira entre ativos líquidos e ativos de longo prazo. Para se ver isso de uma forma mais clara, escreva-se a restrição orçamental do banco sujeito a uma corrida no período 1 como $X + rY = \delta d_1$, onde δ é a fração de depositantes que podem ser satisfeitos, dada a afetação de carteira $\{X, Y\}$ e a quantidade de consumo d_1 estabelecida no contrato. Cooper and Ross (1998) mostram que um equilíbrio de corrida bancária existe se e só se δ é menor do que 1, isto é, se o banco não tiver capacidade para satisfazer todos os seus depositantes no caso de uma corrida aos bancos. Por outras palavras, se tal condição for satisfeita, os bancos são ilíquidos e a economia apresenta dois possíveis equilíbrios: um com corrida aos bancos e um sem essa corrida. Desta forma, os depositantes coordenam a sua escolha entre os dois equilíbrios de acordo com a realização de um evento extrínseco – um “sunspot” – completamente não correlacionado com os fundamentos da economia e que acontece com uma probabilidade exógena q . Os sunspots são vistos como uma forma de ter em conta os “animal spirits” ou ataques de pânico, tendo sido amplamente utilizados na literatura sobre crises financeiras para modelizar as corridas que se auto-alimentam (Peck and Shell 2003).

Por sua vez, conhecendo o mecanismo de seleção de equilíbrio e a probabilidade q de ocorrência de um sunspot, o banco escolhe uma carteira $\{X, Y\}$ e um contrato de depósito $\{d_1, d_2\}$ no período 0 de forma a maximizar o bem-estar esperado dos seus depositantes, sujeito à sua restrição orçamental. Contudo, note-se que δ , a fração de depositantes que são satisfeitos no caso de uma corrida, também determina a existência de uma corrida bancária de equilíbrio, e depende da afetação de carteira e do contrato de depósito. Assim, no período 0, o banco pode escolhê-los de forma a afastar a corrida

4. De facto, se um banco se comprometer a não liquidar um ativo de longo prazo (uma política frequentemente designada de “suspensão de convertibilidade”) o equilíbrio de corrida aos bancos não irá existir.

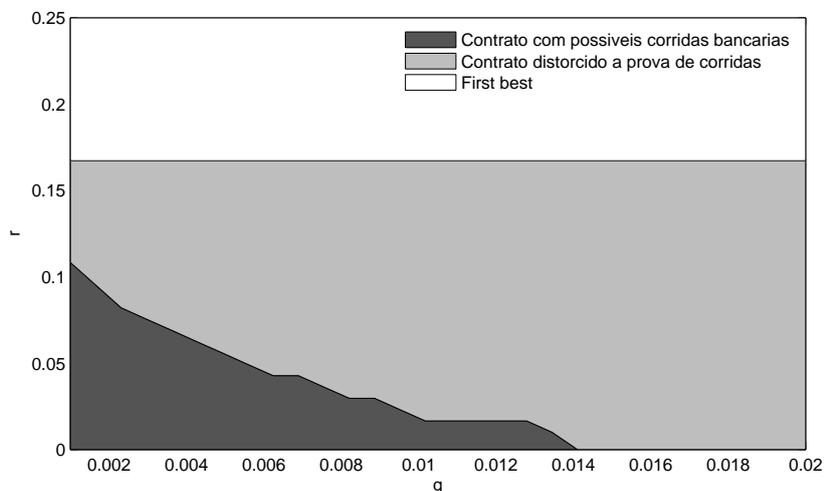


GRÁFICO 1: Equilíbrio bancário competitivo, para diferentes valores da ocorrência de um sunspot q (eixo do x) e da taxa de recuperação r (eixo do y). Fonte: Mattana and Panetti (2016).

de equilíbrio e, desta forma, ser completamente à prova de uma possível corrida ao banco. Formalmente, o banco calcula as duas afetações de carteira e de contratos de depósito, seja com possíveis corridas (isto é, de tal forma que $\delta < 1$) ou à prova de corridas (isto é, de tal forma que $\delta \geq 1$), e depois escolhe aquele equilíbrio que maximiza o bem-estar esperado dos seus depositantes. No primeiro caso (com possíveis corridas bancárias), os incentivos para proporcionar uma maior partilha de risco contra uma corrida (que iriam aumentar d_1) são maiores que os incentivos para satisfazer o número maior possível de depositantes (que iria diminuir d_1 de modo a aumentar δ). Deste modo, o banco escolhe uma maior quantidade de ativos líquidos em comparação ao equilíbrio de referência sem corridas bancárias: por outras palavras, a corrida bancária gera uma restritividade no crédito. Em vez disso, no segundo caso (à prova de corridas), o banco é capaz de fornecer afetação de recursos *first best* se a taxa de recuperação dos ativos de longo prazo for suficientemente alta para garantir que $\delta \geq 1$; caso contrário, torna o contrato à prova de corridas através da diminuição de d_1 , isto é, reduzindo a partilha de risco e, em casos extremos, também através da restrição de crédito e da manutenção de excesso de reservas. Estes resultados enfatizam que, perante a possibilidade de corridas que se auto-alimentam, a escolha do banco entre ser à prova de corridas bancárias, ou não, resume-se a encontrar o equilíbrio correto entre: (i) possibilitar a partilha de risco contra flutuações de consumo durante uma corrida aos bancos e (ii) minimizar a probabilidade da sua ocorrência.

Mattana and Panetti (2016) apresentam uma calibração de uma versão de equilíbrio geral dinâmico deste modelo, na qual assumem que, em cada ponto no tempo, todos os depositantes que retirarem os seus fundos recebem uma parte igual dos recursos disponíveis, mesmo no caso de uma corrida (restrição de igualdade de serviço).⁵ Neste enquadramento, os bancos podem oferecer um contrato à prova de corridas bancárias que é equivalente ao *first best* quando a taxa de recuperação é superior a 17% tal como mostra a figura 1. Para valores inferiores a este limite, os bancos distorcem a afetação de recursos em relação ao *first best*: para valores suficientemente baixos de q - probabilidade de ocorrência de um sunspot - e de r - taxa de recuperação - (de acordo com os cálculos, abaixo de 1,4% e 11%, respetivamente), a motivação de partilha de risco domina o objetivo de prevenir uma corrida bancária e os bancos escolhem um contrato que pode conduzir a corridas; alternativamente, acima desses valores, o oposto é verdade e os bancos escolhem um contrato à prova de corridas bancárias.

Esta conclusão conduz a dois argumentos relevantes para a discussão de políticas. Primeiro, a mensagem de Diamond and Dybvig (1983) é de que as corridas bancárias são uma consequência inevitável da transformação de liquidez e de maturidades. Assim, a intervenção das autoridades, sob a forma de garantia de depósito e concessão de liquidez por parte dos bancos centrais através de operações de política monetária (juntamente com mercados interbancários sofisticados), é necessária para garantir que bancos solventes permanecem com liquidez suficiente. Estes resultados sugerem ainda um argumento complementar: na presença de incerteza exógena, que pode desencadear uma corrida aos bancos, a concorrência e a livre entrada no sistema bancário dão os incentivos corretos para os bancos encontrarem o equilíbrio adequado entre a partilha de riscos e a vontade de evitar corridas bancárias, mesmo na ausência de intervenção por parte das autoridades. O segundo argumento relaciona-se com os custos de uma intervenção: suponha-se que o regulador quer impor um requisito de liquidez, com o objetivo de tornar todos os bancos à prova de corridas ($\delta \geq 1$), independentemente dos níveis das taxas de recuperação e da probabilidade de ocorrência de um sunspot.⁶ Qual seria o custo de tal medida? De acordo com o que foi dito anteriormente, esta restrição iria distorcer o equilíbrio competitivo bancário apenas quando a taxa de recuperação e a probabilidade de sunspot fossem tão baixas que a motivação para a partilha de risco dominaria o objetivo

5. A restrição de igualdade de serviço assemelha-se a certos aspetos contratuais observados no mundo real: os fundos de investimento de mercado monetário, por exemplo, satisfazem os seus depositantes pro-rata. Apesar de a restrição de igualdade de serviço ser tecnicamente diferente da restrição sequencial de serviço, as distorções que elas impõem na afetação de carteiras e contrato de depósito de equilíbrio são similares.

6. Esta é a única medida que pode ser discutida sob as atuais hipóteses, uma vez que a determinação do equilíbrio baseia-se na realização de um evento extrínseco como o sunspot.

de evitar uma corrida aos bancos, dado que em qualquer outro caso o banco já seria imune a corridas bancárias. Assim, tornar os bancos sempre à prova de possíveis corridas teria como custo uma menor partilha de risco. Quantitativamente, os custos de bem-estar são decrescentes tanto com a taxa de recuperação como com a probabilidade de um sunspot, e são em qualquer caso inferiores a 0,16%.⁷ Indiscutivelmente, estes são números pequenos: o único estudo comparável (Van den Heuvel 2008) considera que os custos em termos de bem-estar dos requisitos de capital são de uma ordem de magnitude superior.

Corridas provocadas por alterações nos fundamentos

Modelizar as corridas bancárias causadas por expectativas que se auto-alimentam é, sem qualquer dúvida, atrativo e é também suportado por alguns estudos pioneiros sobre a “U.S. National Banking Era” (Friedman and Schwartz 1963) assim como, mais recentemente, por alguns estudos sobre a crise financeira de 2007-2009 (Foley-Fisher et al. 2015) e por alguma evidência experimental (Arifovic et al. 2013). No entanto, a principal limitação desta abordagem é que ela tem por base uma incerteza que é exógena e extrínseca (isto é, os sunspots). Por outras palavras, é difícil argumentar que as corridas bancárias são completamente independentes das circunstâncias da economia real. Por exemplo, Gorton (1988) argumenta que as corridas bancárias durante a “U.S. National Banking Era” poderiam ter sido previstas por um indicador antecipado que teria por base o nível de falências de empresas. Esta observação relembra-nos que, enquanto as corridas bancárias são frequentemente uma consequência da falta de liquidez bancária, elas também podem gerar problemas de insolvência. Estes argumentos deram origem à chamada “abordagem de ciclos económicos”, segundo a qual corridas bancárias são uma consequência de variações nos fundamentos da economia, que por sua vez tornam os bancos incapazes de cumprir os seus compromissos.

Para uma maior clareza, suponha-se que o retorno do ativo de longo prazo R (que representa o estado agregado da economia) é uma variável aleatória cuja realização ocorre no período 2, mas sobre o qual todos os depositantes obtêm um sinal perfeitamente informativo no período 1. Adicionalmente, suponha-se que os bancos satisfazem os seus depositantes de acordo com a “restrição de igualdade de serviço” e estão exogenamente constrangidos a oferecer um contrato de depósito “incompleto”, em que a quantidade de consumo antecipado d_1 é independente do estado da economia. Sob estas

7. Os custos de bem-estar são calculados com base em unidades equivalentes de consumo, isto é, o aumento proporcional no consumo que o equilíbrio bancário “regulado” iria necessitar para garantir o mesmo bem-estar esperado do que o equilíbrio não regulado.

hipóteses, Allen and Gale (1998) demonstram que, num equilíbrio bancário competitivo, os depositantes pacientes estão todos satisfeitos por esperar até ao período 2 para levantar os seus fundos, quando o sinal sobre o estado agregado é suficientemente “bom” (isto é, o valor de R é elevado). Contrariamente, quando o sinal é suficientemente “mau” (isto é, o valor de R é baixo), todos os consumidores tardios retiram os seus fundos no período 1 e desencadeiam uma “corrida baseada nos fundamentos”. Curiosamente, a respetiva afetação do consumo é equivalente ao *first best*, no qual um planeador central benevolente oferece um contrato completo $\{d_1(R), d_2(R)\}$, totalmente dependente da realização do estado agregado da economia R . Isto acontece porque, nesta economia, numa perspetiva de bem-estar, é eficiente, por um lado, partilhar os recursos igualmente entre todos os depositantes, sempre que o estado global é suficientemente baixo e, por outro, atribuir um valor constante de consumo antecipado, sempre que o estado global é suficientemente elevado. Num equilíbrio bancário competitivo, isto pode ser conseguido com um contrato de depósito incompleto, juntamente com a possibilidade de existirem corridas bancárias baseadas em fundamentos, durante as quais os depositantes são servidos de acordo com a restrição de serviço equivalente, obtendo o mesmo valor de consumo, independentemente do facto de serem consumidores antecipados ou tardios.

Assim, obtemos um resultado bastante surpreendente de que um equilíbrio bancário competitivo com corridas bancárias baseadas em fundamentos, sob as hipóteses descritas anteriormente, é eficiente. Igualmente inesperada é a robustez deste resultado. Num artigo posterior, Allen and Gale (2004) analisam um enquadramento em que os bancos enfrentam risco de liquidez agregado, protegendo-se contra esse risco, comprando e vendendo ativos num mercado completo para ativos contingentes no período 0, e num mercado secundário, no período 1. Nestas condições, os bancos, quando estão exogenamente limitados a oferecer um contrato de depósito incompleto, entram em incumprimento se são atingidos por um choque negativo, sendo a respetiva afetação de consumo novamente uma afetação eficiente. Deste modo, a conclusão comum destes dois artigos é que, numa economia com risco de liquidez idiossincrático e agregado, não há justificação do ponto de vista do bem-estar para a introdução de regulação financeira: não há forma de o regulador evitar a insolvência bancária e melhorar o bem-estar de alguns depositantes, mantendo todos os outros pelo menos tão bem. No entanto, este resultado depende crucialmente da hipótese de os mercados de ativos serem mercados completos: na verdade, se os mercados fossem incompletos, a regulação da liquidez permitiria que um regulador manipulasse indiretamente o preço de equilíbrio no mercado secundário, e melhorasse o bem-estar.

Indiscutivelmente, o facto de o contrato de depósito ser incompleto desempenha um papel crucial para estes resultados. Esta é uma hipótese plausível por muitas razões, tais como disposições legais ou assimetrias de

informação entre bancos e depositantes ou até mesmo custos de transação. Contudo, uma reflexão com base nos fundamentos microeconómicos sobre o carácter incompleto dos contratos conduz a algumas considerações interessantes. Panetti (2013) analisa um modelo Diamond-Dybvig com risco de liquidez agregada: a fração π de consumidores antecipados que cada banco enfrenta é aleatória. Além disso, a fração total de consumidores antecipados em todo o sistema bancário pode ser fixa ou aleatória, o que implica risco agregado de liquidez não sistémico ou sistémico, respetivamente, e a sua distribuição é conhecida no período 0, no qual os bancos escolhem a afetação de carteira e o contrato de depósito. É importante salientar que os depositantes podem pedir emprestado e emprestar entre si num mercado de títulos, a uma taxa de juro \hat{R} , sem serem observados pelos seus bancos. A não-observabilidade é uma hipótese plausível porque, desta forma, os depositantes podem alargar as suas oportunidades de investimento para além dos bancos tradicionais e para “novos intermediários financeiros” baseados no mercado, que é um fenómeno que tem sido amplamente observado no passado recente (Guiso et al. 2002). Adicionalmente, por causa dessa não-observabilidade, o contrato de depósito torna-se *endogenamente* incompleto, dado que o rácio entre o consumo tardio e o consumo antecipado $d_2(R)/d_1(R)$ implícito no contrato de depósito não depende da materialização do risco de liquidez agregado. Com estas hipóteses, sempre que a economia enfrenta risco de liquidez agregado não sistémico as transações no mercado interbancário permitem que os bancos evitem a entrada em incumprimento. No entanto, o equilíbrio bancário competitivo é ineficiente, devido à presença de uma externalidade no mercado de títulos que faz com que a taxa de juro \hat{R} seja demasiado elevada, e que os bancos não a internalizem. Assim, um regulador pode indiretamente reduzir a taxa de juro e aumentar o bem-estar global através da imposição de requisitos mínimos de liquidez, que podem ser específicos ao banco ou comuns para todos os bancos.

Estas conclusões alteram-se quando a economia enfrenta risco de liquidez agregado sistémico, que impede o equilíbrio através dos mercados interbancários. Para ver isso, suponha-se que apenas dois estados agregados são possíveis no período 1: o risco agregado de liquidez pode ser sistemicamente alto ou sistemicamente baixo, com probabilidade conhecida. Neste cenário, no período 0, os bancos escolhem um valor muito baixo de liquidez sempre que a probabilidade ex-ante de um elevado risco agregado de liquidez seja sistemicamente baixa e incumprem no período 1 se o risco sistémico de liquidez se materializa efetivamente. Pelo contrário, os bancos acumulam liquidez no período 0 sempre que a probabilidade ex-ante de um elevado risco agregado de liquidez seja sistemicamente alta, renovando essa liquidez no período 2, se o risco sistémico de liquidez não se materializa. O que é mais interessante é que o equilíbrio bancário competitivo é de novo ineficiente por causa da externalidade no mercado de títulos: a taxa de juro \hat{R} é demasiado elevada quando a probabilidade ex-ante de um elevado

risco agregado de liquidez é sistemicamente baixa e é demasiado baixa quando a probabilidade ex-ante de um elevado risco agregado de liquidez é sistemicamente alta. Assim, um regulador pode melhorar o bem-estar global através da imposição de requisitos de liquidez contra cíclicos: impondo um requisito *mínimo* de liquidez sempre que a probabilidade de elevado risco agregado de liquidez seja sistemicamente baixa, ou um requisito *máximo* de liquidez sempre que a probabilidade de elevado risco agregado de liquidez seja sistemicamente alta. O efeito indireto desta medida é o de reduzir a incidência quer do incumprimento bancário quer da excessiva acumulação de liquidez no equilíbrio bancário competitivo.

A abordagem através de modelos de jogos globais

Até aqui, foram descritas duas teorias alternativas sobre as corridas aos bancos: uma baseada em expetativas que se auto-alimentam, que conduzem à falta de liquidez, e outra baseada em choques nos fundamentos da economia, que conduzem a insolvência. Contudo, na prática, a distinção entre falta de liquidez e insolvência é controversa, nem que seja porque a avaliação da solvabilidade de uma instituição financeira depende essencialmente da avaliação dos seus ativos.⁸ Estas considerações são particularmente importantes à luz da intervenção estatal: como já foi referido, existem casos nos quais o regulador financeiro, enfrentando uma situação de insolvência, não deve intervir, mas a prática comum dos bancos centrais, baseada na doutrina de “credor de última instância”, é prestar apoio a bancos solventes mas com falta de liquidez.⁹ Estas considerações requerem uma teoria que faça a conciliação entre corridas bancárias devidas a expetativas que se auto-alimentam e corridas bancárias devidas a uma alteração dos fundamentos da economia e, ao mesmo tempo, que proporcione um critério para as distinguir e uma base racional para a intervenção regulamentar. Este objetivo é um dos ramos mais promissores da literatura sobre crises bancárias, sendo baseado na abordagem de “jogos globais” (Morris and Shin 1998).

De forma a ilustrar de uma forma mais detalhada o objetivo desta abordagem, podemos alterar ligeiramente o enquadramento teórico da seção anterior. Tal como antes, o banco oferece um consumo antecipado não contingente d_1 , e o retorno do ativo de longo prazo é aleatório: assume o

8. A título exemplificativo, o New York Times noticiou (a 29 de Setembro de 2014) que, enquanto a Lehman Brothers tinha valorizado a sua carteira de imóveis em cerca de 50 mil milhões em 2008, o diretor executivo do Bank of America (que na altura estava a considerar uma possível oferta à Lehman) “afirmou que a Lehman tinha um buraco financeiro de 66 mil milhões de dólares no seu balanço”.

9. Ver Alves et al. (2015) para uma análise empírica recente sobre o papel do “credor de última instância” em Portugal.

valor R com probabilidade p e 0 com probabilidade $1 - p$, onde p é uma variável aleatória uniformemente distribuída ao longo do intervalo $[0, 1]$ e representa o estado agregado da economia. Contudo, ao contrário do que foi assumido anteriormente, o sinal que os depositantes recebem no período 1, sobre a realização do estado não é perfeitamente informativo, mas tem um “ruído”: o sinal assume a forma $\sigma = p + e$, onde e representa o “ruído” que é pequeno mas positivo, sendo distribuído uniformemente ao longo do intervalo $[-\varepsilon, +\varepsilon]$. Sob estas condições, Goldstein and Pauzner (2005) mostram que uma corrida bancária devida aos fundamentos (onde todos os consumidores levantam os fundos no período 1) acontece sempre que o sinal está abaixo de um certo limite $\underline{\sigma}$, no qual todos os consumidores tardios estão indiferentes entre retirar os fundos no período 1 ou 2, independentemente do comportamento dos restantes agentes. A existência deste limite, juntamente com a “região de dominância superior”, onde o sinal é tão bom que não existe certamente nenhuma corrida, é suficiente para garantir a existência de um equilíbrio na região intermédia. Na ausência de sinais “ruidosos”, a economia iria apresentar dois equilíbrios (com e sem corridas bancárias). Contudo, o facto de os sinais serem ruidosos impede a possibilidade de os consumidores tardios se coordenarem, no sentido de que não podem diretamente inferir o comportamento dos outros agentes a partir do seu próprio comportamento. Assim, na região intermédia, existe apenas um único equilíbrio Bayesiano, onde todos os consumidores tardios, depois de observarem o seu próprio sinal, desenvolvem posteriormente expectativas sobre o estado agregado e os sinais recebidos pelos outros consumidores tardios e, com base nisso, decidem se querem ou não levantar os seus fundos.

Em particular, na região intermédia, os consumidores tardios seguem a estratégia “correr ao banco se o sinal σ está abaixo do limite σ^* ”, no qual são indiferentes entre retirar os fundos no período 1 ou 2 dadas as suas crenças posteriores. Por outras palavras, nesta região intermédia, as corridas são auto-alimentadas, isto é, baseadas em expectativas negativas sobre o estado agregado da economia e não nos fundamentos negativos per se: os bancos são solventes mas apresentam falta de liquidez. Ainda mais importante, ambos os limites $\underline{\sigma}$ e σ^* são endogenamente determinados e dependem positivamente da quantidade de consumo antecipado d_1 estabelecido no contrato de depósito no período 0. Assim, os bancos enfrentam, de novo, um trade-off entre a maior partilha de riscos e a maior probabilidade de uma corrida aos bancos: quanto maior for a partilha de risco que o banco promete (isto é, maior d_1), maior é a probabilidade de o banco não ter capacidade para pagar o valor acordado no contrato de depósito, seja por causa de “maus” fundamentos (valor elevado de $\underline{\sigma}$) ou de “maus” expectativas (valor elevado de σ^*).

A unicidade do equilíbrio e a endogeneidade dos dois limites permitem interpretar o papel desempenhado pela regulação financeira sob estas condições. Intuitivamente, o regulador não consideraria conveniente intervir

quando o sinal é inferior a $\underline{\sigma}$, uma vez que uma crise financeira seria eficiente. Contudo, o regulador iria intervir no caso de o sinal assumir valores entre $\underline{\sigma}$ e σ^* , onde a falta de liquidez é apenas consequência de expectativas pessimistas. Num enquadramento semelhante a este, Rochet and Vives (2004) mostram que os requisitos de liquidez resolvem o problema de expectativas, mas podem implicar um custo demasiado elevado em termos de retornos perdidos por parte dos bancos. Desta forma, estes devem ser complementados pela provisão de liquidez por parte do banco central, através do recurso a operações de política monetária. Esta conclusão sustenta a principal prescrição da doutrina de “credor de última instância”: os bancos centrais devem poder emprestar sem restrições aos bancos solventes que enfrentem problemas de liquidez. Contudo, de acordo com a visão clássica de Bagehot (1873), a liquidez deve ser proporcionada com penalização e contra colateral de qualidade. Sob essas condições, Allen et al. (2015) analisam as condições em que devem ocorrer as intervenções do banco central recorrendo a um modelo com corridas bancárias como jogos globais. Os autores demonstram que injetar liquidez nos bancos no caso de uma corrida, de forma a reduzir ex-ante a sua probabilidade de ocorrência, pode ter como consequência indesejada o aumento do problema de risco moral. Assim, a injeção ótima de liquidez não deve nunca prevenir totalmente a possível ocorrência de corridas bancárias.

Conclusões

O objetivo do presente artigo é descrever os fundamentos das corridas bancárias e os incentivos que os agentes económicos têm para participar nelas, de forma a constituir uma base para a discussão das intervenções das autoridades com o propósito de mitigar seus possíveis efeitos adversos.¹⁰ Existem essencialmente três conclusões que podemos retirar da presente análise. Em primeiro lugar, as corridas bancárias não são um produto inevitável da transformação de liquidez e de maturidades, como defendido por Diamond and Dybvig (1983) e muito pode ser feito contra elas: em particular, uma maior concorrência no sistema bancário proporciona os incentivos adequados para que os bancos evitem estratégias de investimento arriscadas, que podem colocar em causa as poupanças dos depositantes e dar origem a corridas por expectativas que se auto-alimentam. Esta mensagem é particularmente importante no presente, uma vez que os depósitos não garantidos representam uma grande e crescente percentagem dos passivos dos bancos, tanto nos E.U.A. como um pouco por todo o

10. Dado o seu âmbito limitado, esta análise não tem em conta determinados aspetos que são de extrema importância para as corridas aos bancos, tais como o papel dos mercados dos ativos, capital dos bancos, ou contágio financeiro, e que são também o ponto central da análise de outros importantes ramos da literatura.

mundo (Peristiani and Santos 2014), e com o *shadow banking* a proporcionar liquidez e transformação de maturidades sem o acesso a garantia de depósitos nem a janelas de desconto por parte dos bancos centrais. Em segundo lugar, a regulação pode tornar o sistema bancário mais resiliente a corridas provocadas por expectativas que se auto-alimentam, tanto ex-post, através da concessão de liquidez de emergência dos bancos centrais, como ex-ante, através da imposição de requisitos de liquidez. Contudo, enquanto a primeira política deve ser sempre parcial, de forma a evitar problemas de risco moral, a última política deve ser preferível, uma vez que os seus custos são quantitativamente pequenos. Finalmente, existem inúmeros casos onde a intervenção governamental contra corridas provocadas por alterações nos fundamentos não são justificáveis de um ponto de vista de bem-estar social. Apesar disso, a existência de mercados incompletos e a crescente complexidade dos sistemas financeiros modernos, onde os bancos “tradicionais” coexistem com novos intermediários de mercado, requer uma aprofundada adequação da regulação financeira, especialmente na presença de um risco agregado de liquidez sistémico.

Referências

- Allen, F., E. Carletti, I. Goldstein, and A. Leonello (2015, April). Government Guarantees and Financial Stability. CEPR Discussion Paper No. 10560.
- Allen, F. and D. Gale (1998, August). Optimal Financial Crises. *Journal of Finance* 53(4), 1245–1284.
- Allen, F. and D. Gale (2004, July). Financial Intermediaries and Markets. *Econometrica* 72(4), 1023–1061.
- Alves, N., D. Bonfim, and C. Soares (2015, September). Surviving the perfect storm: the role of the lender of last resort. mimeo.
- Arifovic, J., J. H. Jiang, and Y. Xu (2013, December). Experimental evidence of bank runs as pure coordination failures. *Journal of Economic Dynamics and Control* 37(12), 2446–2465.
- Bagehot, W. (1873). *Lombard Street: A Description of the Money Market*. London, UK: Henry S. King & Co.
- Cooper, R. and T. W. Ross (1998, February). Bank runs: Liquidity costs and investment distortions. *Journal of Monetary Economics* 41(1), 27–38.
- Diamond, D. W. and P. H. Dybvig (1983, June). Bank Runs, Deposit Insurance, and Liquidity. *Journal of Political Economy* 91(3), 401–419.
- Foley-Fisher, N. C., B. Narajabad, and S. H. Verani (2015, March). Self-fulfilling Runs: Evidence from the U.S. Life Insurance Industry. Federal Reserve Board Finance and Economics Discussion Series No. 2015-032.
- Friedman, M. and A. J. Schwartz (1963). *A Monetary History of the United States, 1867-1960*. Princeton University Press.

- Goldstein, I. and A. Pauzner (2005, June). Demand-Deposit Contracts and the Probability of Bank Runs. *Journal of Finance* 60(3), 1293–1327.
- Gorton, G. B. (1988, December). Banking Panics and Business Cycles. *Oxford Economic Papers* 40(4), 751–781.
- Gorton, G. B. and A. Metrick (2012, January). Getting up to Speed on the Financial Crisis: A One-Weekend-Reader’s Guide. NBER Working Paper No. 17778.
- Guiso, L., M. Haliassos, and T. Jappelli (Eds.) (2002). *Household Portfolios*. Cambridge, MA: MIT Press.
- Jalil, A. J. (2015). A New History of Banking Panics in the United States, 1825–1929: Construction and Implications. *American Economic Journal: Macroeconomics* 7(3), 295–330.
- Mattana, E. and E. Panetti (2016, February). A Dynamic Quantitative Macroeconomic Model of Bank Runs. mimeo.
- Morris, S. and H. S. Shin (1998, June). Unique Equilibrium in a Model of Self-Fulfilling Currency Attacks. *American Economic Review* 88(3), 587–597.
- Panetti, E. (2013, October). A Theory of Bank Illiquidity and Default with Hidden Trades. In *Essays on the Economics of Banks and Markets*, Institute for International Economic Studies Monograph Series No. 84. Stockholm University.
- Peck, J. and K. Shell (2003, February). Equilibrium Bank Runs. *Journal of Political Economy* 111(1), 103–123.
- Peristiani, S. and J. Santos (2014, April). Depositor Discipline of Risk-Taking by U.S. Banks. Liberty Street Economics, Federal Reserve Bank of New York.
- Reinhart, C. M. and K. S. Rogoff (2009, January). The Aftermath of Financial Crises. NBER Working Paper No. 14656.
- Reinhart, C. M. and K. S. Rogoff (2014, May). Recovery from Financial Crises: Evidence from 100 Episodes. *American Economic Review* 104(5), 50–55.
- Rochet, J.-C. and X. Vives (2004, December). Coordination Failures and the Lender of Last: Was Bagehot Right After All? *Journal of the European Economic Association* 2(6), 1116–1147.
- Van den Heuvel, S. J. (2008, March). The Welfare Costs of Bank Capital Requirements. *Journal of Monetary Economics* 55(2), 298–320.

