



BANCO DE PORTUGAL  
EUROSISTEMA

# REVISTA DE ESTUDOS ECONÓMICOS

1

volume I





# 1

volume I

## REVISTA DE ESTUDOS ECONÓMICOS

As opiniões expressas neste artigo são da responsabilidade dos autores, não coincidindo necessariamente com as do Banco de Portugal ou do Eurosistema. Eventuais erros ou omissões são também da exclusiva responsabilidade dos autores.

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, 2015 • [www.bportugal.pt](http://www.bportugal.pt)



# Índice

Editorial | v

## Artigos

Co-movimento em revisões de expectativas de inflação de curto e longo prazo | 1

António Armando Antunes

Determinantes da litigância cível em Portugal | 21

Manuel Coutinho Pereira, Lara Wemans

Indicadores coincidentes mensais do Banco de Portugal revisitados | 51

António Rua



## Editorial

Maio 2015

---

Está em curso uma alteração da estratégia de comunicação da investigação económica feita no Banco de Portugal, cuja característica principal é a criação de veículos adequados aos diferentes públicos consumidores dessa investigação. A criação desta Revista de Estudos Económicos, onde serão publicados artigos assinados contendo estudos económicos em formato final, é mais um passo na referida alteração. A Revista junta-se, assim, à série de Working Papers – destinada a trabalhos científicos em progresso e com o objetivo de publicação em revistas científicas internacionais – e ao Boletim Económico, que deixou de incluir artigos assinados.

O primeiro número da Revista de Estudos Económicos contém três artigos empíricos que, pela sua diversidade temática, são reveladores da amplitude de interesses dos economistas do Banco.

As expetativas de inflação de longo prazo são críticas para a condução da política monetária. Recorde-se, a este propósito, como a constatação de que estas aparentavam estar “ancoradas” significativamente abaixo dos 2% foi importante para as recentes alterações de política por parte do BCE. O artigo de António Antunes “Co-movimento em revisões de expetativas de inflação de curto e longo prazo” reflete sobre em que medida as expetativas a médio prazo se podem considerar ancoradas, no sentido das suas revisões não estarem excessivamente associados às flutuações das expetativas de inflação a curto prazo. As expetativas de inflação usadas neste artigo são obtidas a partir de taxas de swaps de inflação de cupão zero; o valor usado para as expetativas de inflação de curto prazo será a inflação esperada dentro de um ano e durante um ano, e o valor usado para as expetativas de inflação de longo prazo será a inflação esperada dentro de cinco anos durante os cinco anos seguintes. Com base nestes dados e modelizando a dependência entre as séries com recurso a cópulas – objetos matemáticos juntando duas ou mais distribuições probabilísticas - o artigo conclui que a partir de 2012 as expetativas de longo prazo não podem ser consideradas “ancoradas” pois tenderam a flutuar em conjunto com as revisões extremas das expetativas de curto prazo.

O artigo seguinte, “Determinantes da litigância cível em Portugal”, por Manuel Pereira e Lara Wemans, procura analisar os determinantes da procura de alguns serviços de justiça, designadamente a justiça cível. Os autores construíram uma base de dados na área processual cível agregando a informação sobre processos entrados, findos e pendentes, entre 1993 a 2013, em 210 comarcas. A variação inter-regional permitiu identificar que características socioeconómicas – como poder de compra, nível de educação ou o número de empresas – tendem a aumentar a litigância. Por outro lado, os resultados revelam que a duração dos processos desincentiva a litigância.

Dados os atrasos com que a informação estatística relativa ao Produto Interno Bruto (PIB) e suas componentes é regularmente apurada, a monitorização da conjuntura económica tem de assentar na informação fornecida por variáveis que sejam prontamente observadas e que tenham uma relação com o PIB que obedeça a certas características desejáveis. Os indicadores coincidentes, que o Banco de Portugal publica há quase três décadas, assumem um papel de destaque na análise da conjuntura económica, procurando sintetizar num único indicador um conjunto de informação mais vasto e que, por vezes, apresenta desenvolvimentos contraditórios. António Rua, no artigo “Indicadores coincidentes mensais do Banco de Portugal revisitados”, mostra que os indicadores utilizados pelo Banco para acompanhamento do produto e do consumo privado se revelaram de grande utilidade e com grande capacidade informativa, mesmo durante períodos de inflexão dos ciclos económicos.

# Co-movimento em revisões de expetativas de inflação de curto e longo prazo

**António Armando Antunes**  
Banco de Portugal e NOVA SBE

Maio de 2015

## Resumo

Este artigo estuda o co-movimento entre revisões extremas diárias das expetativas de inflação de curto e de longo prazo por meio de cópulas. Os principais resultados são: em primeiro lugar, o co-movimento de revisões invulgares nas expetativas de inflação de curto e de longo prazo aumentou significativamente a partir de meados de 2012, o que implica que as expetativas de inflação de longo prazo podem não estar, num sentido preciso, bem ancoradas. Em segundo lugar, este co-movimento é uma medida exibindo bastante ruído. Finalmente, os resultados apresentados não são um artifício da metodologia ou dos dados específicos usados na análise. (JEL: C14, C46, G12)

---

## Introdução

As expetativas de inflação baseadas em dados de mercado são amplamente utilizadas pelos agentes intervenientes nos mercados e pelos decisores políticos quer para tomada de decisões, quer para inferir quais as decisões de política monetária prováveis por parte dos bancos centrais. As expetativas de inflação com base em inquéritos também são amplamente utilizadas mas, para os fins deste artigo, não são adequadas dada a menor frequência dos dados. As expetativas de inflação baseadas no mercado podem ser determinadas de várias formas, mas talvez o método mais popular seja aquele que recorre aos preços de mercado de *swaps* de inflação de cupão zero. Estes instrumentos financeiros são compostos de uma parte fixa (ou *fixed leg*) e de uma parte variável (ou *variable leg*) e podem ser utilizados para proteção do investidor contra flutuações da taxa de inflação. Por exemplo, suponha-se que o investidor A quer proteger-se contra flutuações da taxa de inflação dado que irá deter um ativo nominal por um período de cinco anos a partir de agora. Ele pode subscrever um contrato de *swap* de inflação de cupão zero nos seguintes termos: no final dos cinco anos, recebe a variação percentual do índice de inflação relevante, que na área

---

Agradecimentos: Agradeço a Ildeberta Abreu, Rafael Barbosa, Nikolay Iskrev e Paulo Rodrigues, bem como aos participantes de seminários internos, pelas úteis discussões e ajuda.

E-mail: [aantunes@bportugal.pt](mailto:aantunes@bportugal.pt)

do euro pode ser, por exemplo, o HIPC excluindo tabaco, multiplicada pelo valor nominal do contrato. Isto compensa-o exatamente pela variação de sinal oposto no valor real do ativo nominal. Ao mesmo tempo, o investidor paga a parte fixa do contrato à contraparte B, que é determinada usando a taxa fixa composta a cinco anos. Este procedimento dá lugar a um único fluxo de caixa trocado na maturidade do contrato, podendo a posição ser fechada a qualquer momento mediante a venda do contrato no mercado. A taxa da parte fixa do contrato corresponde à taxa de inflação média esperada para os próximos cinco anos. Na verdade, a contraparte B entra no contrato só se acreditar que a taxa fixa vai ser igual ou superior à taxa de inflação média efetivamente observada à data de vencimento. Por outro lado, o investidor A entra no contrato só se acreditar que a inflação efetivamente observada vai ser igual ou superior à taxa acordada na parte fixa. É claro que existem efeitos adicionais envolvidos. Em particular, porque A é efetivamente protegido contra o risco de inflação, B tem de ser compensada através de um prémio de risco de inflação.

Usando expectativas da taxa de inflação baseadas no mercado, este artigo avalia o co-movimento entre as revisões diárias nas expectativas de inflação de curto e de longo prazo utilizando cópulas, uma classe especial de funções de distribuição multivariadas. A principal vantagem da utilização de cópulas está nas suas implicações simples em termos de dependência de variáveis aleatórias, especialmente nas caudas da distribuição. Isto permite uma avaliação do grau com que as mudanças nas expectativas de inflação de longo prazo se co-movem com oscilações significativas nas expectativas de inflação de curto prazo. Além disso, certas cópulas permitem distinguir entre revisões positivas e negativas nas expectativas.

Os decisores de política mencionam frequentemente que as expectativas de inflação de longo prazo estão “bem ancoradas”. No entanto, esta expressão pode significar coisas diferentes. Por vezes, refere-se ao facto de que o nível de expectativas varia em torno de um determinado nível aceite pelo mercado. Noutras ocasiões, a expressão significa apenas que revisões das expectativas de inflação de curto prazo não conduzem necessariamente a revisões das expectativas de inflação de longo prazo. Uma implicação disto é que as revisões nas expectativas de inflação de curto e de longo prazo não devem exibir co-movimento elevado. Os dois significados não são equivalentes e têm implicações distintas em termos dos métodos adequados para investigar se as expectativas de inflação estão bem ancoradas. Enquanto o primeiro coloca a ênfase nos níveis e requer uma análise de séries temporais mais tradicional, o segundo sugere o uso de métodos com ênfase na correlação e no co-movimento, e não necessariamente no acompanhamento do nível das expectativas de inflação. Este artigo adota o segundo tipo de abordagem. Além disso, é dada especial atenção a variações grandes nas expectativas de inflação, uma vez que estas estarão com maior probabilidade associadas a mudanças

fundamentais nas expectativas do que as flutuações de mercado normais e, por conseguinte, de menor magnitude.

Numa situação em que o banco central é considerado credível pelos participantes do mercado e em que as expectativas de inflação de longo prazo estão perfeitamente ancoradas, seria de esperar que grandes revisões das expectativas de inflação de curto prazo apresentassem pouco co-movimento com grandes revisões das expectativas de inflação de longo prazo. Por exemplo, uma queda súbita do preço do petróleo implicando uma grande revisão em baixa das expectativas de inflação de curto prazo não deve implicar uma revisão da mesma magnitude (em termos relativos) das expectativas de inflação de longo prazo.

Inversamente, se observarmos grandes revisões nas expectativas de inflação de longo prazo quando há grandes revisões nas expectativas de curto prazo, a ideia de que as expectativas de inflação de longo prazo estão firmemente ancoradas torna-se menos óbvia. No limite, se alguém observar um co-movimento perfeito entre estas duas variáveis isso significará que as expectativas de inflação não estão ancoradas: elas estariam a reagir imediatamente e de forma significativa à mesma informação que produziu oscilações nas expectativas de curto prazo, com potenciais efeitos prejudiciais para a eficácia da política monetária.

Há uma literatura relativamente extensa sobre o tema que usa dados de alta frequência e se concentra nos efeitos de notícias com relevância econômica sobre as expectativas de inflação de longo prazo. Esta literatura normalmente olha para a possibilidade de ocorrência de quebras estruturais num contexto de análise de regressão (ver, por exemplo, Gürkaynak *et al.* 2010; Galati *et al.* 2011; Nautz e Strohsal 2015). Neste artigo, presume-se que as notícias são incorporadas tanto nas expectativas de curto como de longo prazo, mas, se as expectativas de inflação de longo prazo estiverem bem ancoradas, o efeito sobre elas será pequeno, enquanto que o efeito sobre as de curto prazo poderá ser significativo. Isto deverá induzir um baixo grau de co-movimento entre as expectativas de inflação em horizontes longos e curtos. Usando cópulas estimadas, mostra-se que o co-movimento entre as mudanças nas expectativas de inflação de curto e longo prazo aumentou desde 2012. Isto está em contraste com a ausência de qualquer co-movimento significativo no período de baixa inflação anterior, no final de 2009. Além disso, mostra-se que estes efeitos não são um artifício dos dados através de simulações com permutações aleatórias de dados. A dependência na cauda da distribuição das revisões nas expectativas de inflação de curto e de longo prazo exhibe alguma persistência, mas apenas para defasamentos de um ou dois dias, especialmente na parte mais recente da amostra. Finalmente, diferentes escolhas para as expectativas de inflação de curto e de longo prazo não alteram os resultados de maneira significativa. Embora com ruído, o co-movimento observado em grandes oscilações sugere uma crescente probabilidade de que as expectativas de inflação de longo prazo poderiam ter-se desancorado.

### Expetativas de inflação e co-movimento

As expetativas de inflação usadas neste artigo são obtidas a partir de taxas de *swaps* de inflação de cupão zero. Em termos de notação, a inflação média vigente a partir de agora até cinco anos a partir de agora, por exemplo, é denotada por  $\pi_{5y0y}$ , a inflação média vigente a partir do próximo ano para os três anos seguintes é  $\pi_{3y1y}$ , e a inflação média vigente daqui a cinco anos para os cinco anos seguintes é  $\pi_{5y5y}$ . Há restrições entre estes valores e essas restrições permitem calcular todas as expetativas relevantes com base apenas nas taxas de *swaps* de inflação de cupão zero. Por exemplo, se os participantes do mercado são neutros em relação ao risco em mercados perfeitamente competitivos e sem fricções, a igualdade  $(1 + \pi_{5y0y})^5 = (1 + \pi_{2y0y})^2(1 + \pi_{3y2y})^3$  deve verificar-se. Observe-se como as duas taxas de cupão zero podem ser usadas para estimar  $\pi_{3y2y}$ . Outro exemplo:  $(1 + \pi_{5y5y})^5 = (1 + \pi_{4y5y})^4(1 + \pi_{1y9y})$  deverá verificar-se.

Neste artigo, o valor usado para as expetativas de inflação de curto prazo será a inflação esperada dentro de um ano e durante um ano ( $\pi_{1y1y}$ ), e o valor usado para as expetativas de inflação de longo prazo será a inflação esperada dentro de cinco anos durante os cinco anos seguintes ( $\pi_{5y5y}$ ).

### Dados

Os dados são diários e provenientes da Bloomberg, abrangendo o período de 22Jun04 até 17Fev15. O Gráfico 1 apresenta a evolução ao longo do tempo das duas variáveis escolhidas,  $\pi_{1y1y}$  e  $\pi_{5y5y}$ , assim como a inflação observada com frequência mensal. O Quadro 1 apresenta as estatísticas-resumo dos níveis e primeiras diferenças de  $\pi_{1y1y}$  e  $\pi_{5y5y}$ , bem como de outras variáveis analisadas mais à frente neste artigo. As séries com as primeiras diferenças contêm as revisões diárias das expetativas de inflação de curto e de longo prazo e constituem o foco deste artigo. O Quadro 2 exhibe correlações contemporâneas entre essas variáveis.

A partir das estatísticas-resumo é fácil observar que, historicamente, as expetativas de inflação de curto prazo têm menor média e maior volatilidade do que as expetativas de inflação de longo prazo. Em primeiras diferenças, este comportamento verifica-se também para a volatilidade, mas não para a média, como esperado. As variáveis de nível têm forte persistência. Em primeiras diferenças verifica-se autocorrelação negativa, sugerindo que aumentos nas expetativas de inflação são muitas vezes seguidos de correções no dia de negociação seguinte. A correlação contemporânea entre as revisões das expetativas de inflação de curto e de longo prazo é somente de -0,007.

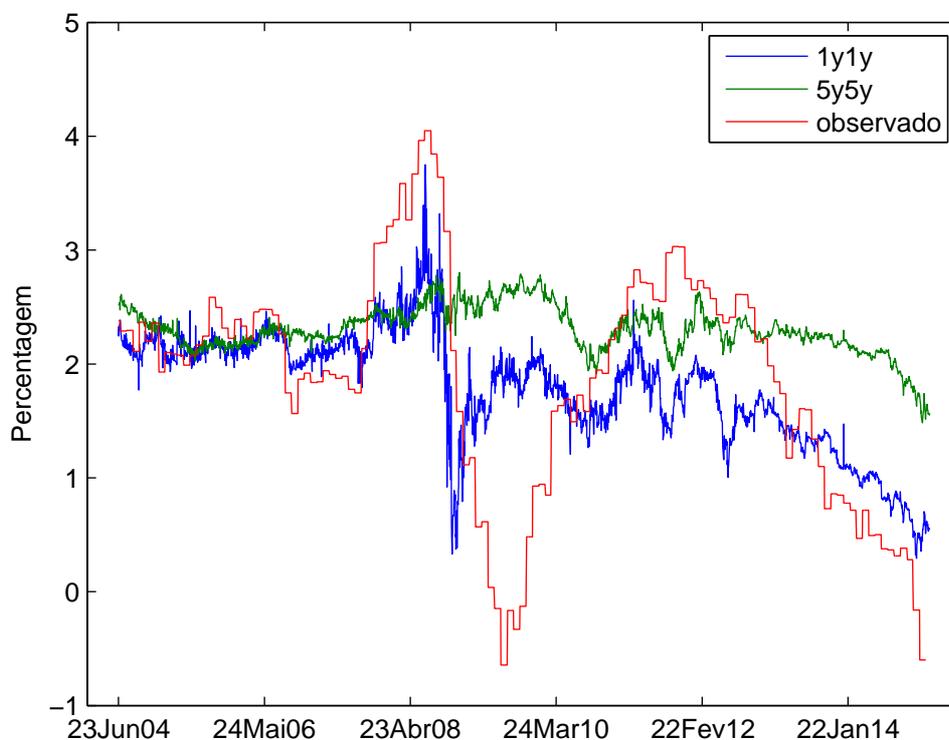


GRÁFICO 1: Expectativas de inflação baseadas no mercado e inflação observada. Dados diários para o período 22Jun04–17Fev15. Todos os valores em porcentagem.

Fonte: Bloomberg.

### *Dependência na cauda da distribuição*

O estudo de co-movimento entre duas variáveis aleatórias  $X$  e  $Y$  pode ser feito de várias maneiras. A primeira é a correlação simples. Esta estatística com valores entre  $-1$  e  $1$  é uma medida de como  $X$  e  $Y$  co-movem em torno das respectivas médias. Por vezes, esta medida é suficiente para o fim em vista. Por exemplo, o co-movimento entre duas variáveis gaussianas pode ser completamente caracterizado pela correlação. Um problema da correlação como medida de dependência cruzada é o facto de uma correlação de zero não implicar, em geral, independência entre as variáveis. Por exemplo, a correlação simples entre uma variável aleatória e o seu quadrado é igual a zero, mas claramente estas duas variáveis não são independentes. Isto na verdade é uma razão válida para não se usar a correlação (ou um coeficiente de regressão linear) para estudar a dependência entre variáveis quando as características dessa dependência são essencialmente desconhecidas. Outro problema com a correlação é que não pode ser definida para determinadas

Variável	Obs.	Média	Desv.-pad.	Mín.	Máx.	Autocorr.
$\pi_{1y1y}$	2781	1,787	0,504	0,293	3,751	0,978
$\pi_{5y5y}$	2781	2,304	0,205	1,483	2,803	0,987
$\Delta\pi_{1y1y}$	2780	-0,001	0,105	-1,163	1,132	-0,418
$\Delta\pi_{5y5y}$	2780	0,000	0,033	-0,196	0,220	-0,267
$x$	2780	-0,005	0,999	-5,968	11,334	-0,065
$y$	2780	0,000	1,000	-7,368	5,507	-0,019
$u$	2780	0,500	0,289	0,000	1,000	-0,005
$v$	2780	0,500	0,289	0,000	1,000	0,028

QUADRO 1. Estatísticas-resumo. Dados diários para o período 22Jun04–17Fev14.  $\pi_{1y1y}$  e  $\pi_{5y5y}$  são as taxas de inflação (baseadas no mercado) dentro de um ano durante um ano e dentro de cinco anos durante cinco anos, respetivamente, e  $\Delta\pi_{1y1y}$  e  $\Delta\pi_{5y5y}$  são as suas primeiras diferenças;  $x$  e  $y$  correspondem a  $\Delta\pi_{1y1y}$  e  $\Delta\pi_{5y5y}$  filtradas usando um processo AR(1) para a média condicional e um processo GARCH(1,1) para a variância condicional;  $u$  e  $v$  correspondem aos quantis empíricos de  $x$  e  $y$ , respetivamente. Os valores para  $\pi_{1y1y}$ ,  $\pi_{5y5y}$ ,  $\Delta\pi_{1y1y}$  e  $\Delta\pi_{5y5y}$  estão em percentagem, exceto as autocorrelações. Os valores para  $x$ ,  $y$ ,  $u$ ,  $v$  e para as autocorrelações estão em unidades naturais.

Fontes: Bloomberg e cálculos do autor.

	$\Delta\pi_{1y1y}$	$\Delta\pi_{5y5y}$	$x$	$y$	$u$	$v$
$\Delta\pi_{1y1y}$	1					
$\Delta\pi_{5y5y}$	-0,007	1				
$x$	0,761	0,047	1			
$y$	0,028	0,915	0,094	1		
$u$	0,681	0,049	0,893	0,088	1	
$v$	0,024	0,857	0,089	0,931	0,097	1

QUADRO 2. Matriz de correlações. Dados diários para o período 22Jun04–17Fev14. Ver legenda do Quadro 1 para as definições das variáveis.

Fontes: Bloomberg cálculos do autor.

distribuições com caudas pesadas, como é frequentemente o caso com variáveis de rendibilidade financeira (para exemplos de tais distribuições, ver Resnick 2007).

Uma forma alternativa de estudar o co-movimento entre duas variáveis é a *dependência na cauda da distribuição*, e este é o foco deste artigo. Para entender a noção de dependência na cauda da distribuição é necessário primeiro a definir o que são quantis de uma variável aleatória. O quantil  $k$  de uma variável aleatória  $X$  é o valor tal que a probabilidade de uma realização aleatória de  $X$  ser menor ou igual a esse número é exatamente  $k$ . Por exemplo, o quantil 0,5 de uma variável aleatória é a sua mediana, e o intervalo definido pelos quantis 0,025 e 0,975 é o intervalo de confiança a 95% dessa variável aleatória.

A ideia de dependência na cauda da distribuição é simples: pegue-se em valores da variável aleatória  $X$  acima de um determinado quantil  $k$ ; calcule-se a probabilidade de os valores correspondentes da variável aleatória  $Y$  estarem acima do quantil  $k$  de  $Y$ ; tome-se o limite desta probabilidade quando  $k$  tende para 1. Esta é a chamada *dependência na cauda superior (ou direita) da distribuição*. Uma medida semelhante pode ser calculada para a *cauda inferior (ou esquerda)*, mas neste caso o limite é tomado quando  $k$  tende para 0. Intuitivamente, a dependência na cauda da distribuição *mede o co-movimento de duas variáveis sempre que alguma delas exiba flutuações invulgarmente grandes*.<sup>1</sup>

Esta medida pode ser calculada a partir da função de distribuição cumulativa conjunta das duas variáveis, denotada por  $F$ . Esta função especifica a probabilidade de uma realização aleatória das duas variáveis ter ambos os valores inferiores ou iguais aos respetivos argumentos de  $F$ , de modo que, por exemplo,  $F(2, 1)$  é a probabilidade de, para uma dada realização aleatória de  $X$  e  $Y$ , o valor de  $X$  ser menor ou igual a 2 e o valor de  $Y$  ser menor ou igual a 1. A distribuição marginal cumulativa é a distribuição cumulativa de uma das variáveis, não condicional à outra; por exemplo  $F_X(x) = F(x, +\infty)$  seria a distribuição marginal cumulativa de  $X$ .

Uma maneira de prosseguir seria estimar alguma forma paramétrica para a distribuição  $F$  e, em seguida, calcular a dependência na cauda da distribuição. Na prática, no entanto, tal estimativa é difícil e sofre de problemas de escala e de domínio frequentes em termos das variáveis  $X$  e  $Y$ . Um caminho mais fácil para calcular a dependência na cauda da distribuição é usar cópulas.

### ***Cópulas: intuição***

As cópulas constituem uma classe especial de funções de distribuição cumulativas; ver Patton (2006b) para a etimologia desta designação e uma justificação para o uso de cópulas em aplicações práticas, e Nelsen (2006) e Patton (2012) para uma exposição detalhada da teoria e aspetos práticos sobre cópulas. As características distintivas de uma cópula são duas: primeiro, as suas variáveis aleatórias subjacentes estão definidas no intervalo  $[0, 1]$ ; em segundo lugar, as suas distribuições marginais são as de uma distribuição uniforme. Usar uma cópula envolve a especificação das funções de distribuição marginais cumulativas de cada variável aleatória, juntamente com uma função (isto é, a cópula) que as liga. Desta forma, o investigador pode separar a modelação das distribuições marginais da dependência entre as duas variáveis. A especificação da cópula implica uma determinada dependência entre as marginais. No caso em que a cópula é o produto de duas funções de distribuição marginais cumulativas, as duas variáveis

---

1. Ver o Apêndice A para uma definição formal de dependência na cauda da distribuição.

são independentes e pode-se estimar separadamente cada marginal. Caso contrário, pode-se recorrer à estimação de uma cópula para obter de forma eficaz a distribuição conjunta das duas variáveis. Uma vez que a cópula capta de forma flexível a estrutura de dependência entre as variáveis, para quaisquer funções de distribuição marginais cumulativas,<sup>2</sup> a abordagem das cópulas é especialmente útil na perspetiva da estimação econométrica.<sup>3</sup>

### *Transformação dos dados*

Tal como acontece com muitas funções de distribuição, as cópulas podem ser ajustadas aos dados usando métodos de máxima verosimilhança. No entanto, as expectativas de taxa de inflação não têm necessariamente que estar contidas no intervalo entre 0 e 1, conforme exigido por qualquer cópula, nem apresentam um comportamento temporalmente não correlacionado. A fim de limpar os dados, nesta análise os dados originais,  $\pi_{1y1y}$  e  $\pi_{5y5y}$ , serão transformados em três etapas. Em primeiro lugar, as variáveis de interesse (revisões diárias) são obtidas através do cálculo das primeiras diferenças dos níveis, obtendo-se  $\Delta\pi_{1y1y}$  e  $\Delta\pi_{5y5y}$ .

Em segundo lugar, dado que o único interesse da análise é a dependência entre as variáveis e de forma a evitar dependência espúria entre as variáveis decorrente da sua persistência ou heteroscedasticidade, as variáveis resultantes são filtradas através de um modelo AR(1) para a média condicional e de uma especificação GARCH(1,1) para a variância condicional (para uma abordagem semelhante, ver, por exemplo Christoffersen *et al.* 2012). Este procedimento dá origem a duas séries com as revisões diárias padronizadas das expectativas de inflação  $x$  e  $y$ , respectivamente para  $\Delta\pi_{1y1y}$  e  $\Delta\pi_{5y5y}$ .

Em terceiro lugar, as revisões diárias das expectativas de inflação padronizadas são mapeadas para números entre 0 e 1, de modo que as variáveis resultantes podem ser usadas para estimar uma cópula. Isto é feito através do cálculo de uma função de distribuição marginal cumulativa empírica. Mais especificamente, tome-se a série temporal de, digamos, as revisões padronizadas nas expectativas de inflação um ano à frente durante um ano, ou seja, a coleção  $\{x_t\}_{t=1,\dots,T}$ . Então, há uma certa função de distribuição marginal cumulativa empírica  $\tilde{F}_X$  tal que  $u_t = \tilde{F}_X(x_t)$ . (Esta função é a contrapartida empírica e não paramétrica de  $F_X$ .) Faça-se um procedimento semelhante para as expectativas de inflação de longo prazo,  $y$ . O Gráfico 2 representa as duas funções de distribuição empíricas. As variáveis  $u$  e  $v$  assim obtidas são por construção aproximadamente uniformemente distribuídas.

2. Na verdade, a dependência entre as duas distribuições é, usando uma cópula, invariante para transformações monotónicas das duas variáveis aleatórias.

3. Para uma breve exposição da teoria básica sobre cópulas, bem como da noção de uma cópula dinâmica, ver o Apêndice B.

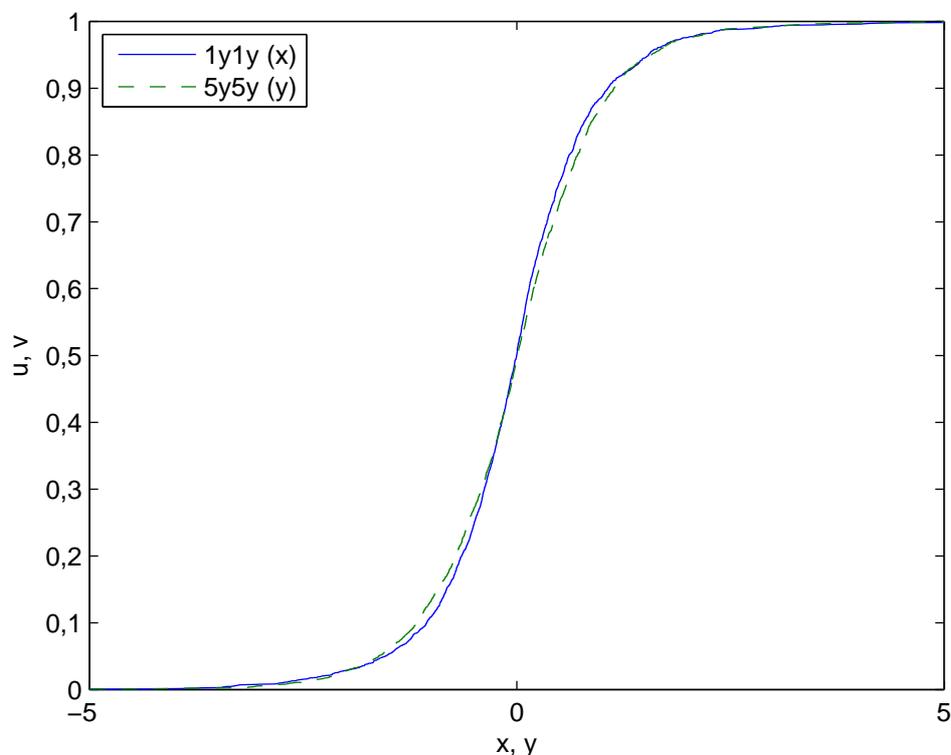


GRÁFICO 2: Funções de distribuição marginais cumulativas empíricas de  $x$  e  $y$ , as revisões das expectativas de inflação 1y1y e 5y5y padronizadas através da aplicação de um modelo AR(1) para a média condicional e de um modelo GARCH(1,1) para a variância condicional aplicados às revisões diárias das variáveis em nível.

Fontes: Bloomberg e cálculos do autor.

Os Gráficos 3 e 4 apresentam as inovações diárias nas expectativas de inflação, a série padronizada e as variáveis uniformes para as duas variáveis de interesse. Observe-se que não há heterocedasticidade substancial tanto em  $\Delta\pi_{1y1y}$  como em  $\Delta\pi_{5y5y}$ , embora a última exiba menor volatilidade, como visto anteriormente. A heteroscedasticidade é efetivamente removida quando se aplica o filtro acima mencionado em ambas as variáveis. Finalmente, as transformações uniformes de  $x$  e  $y$  apresentam o comportamento esperado. O Gráfico 5 mostra um detalhe (observações durante 2014) da evolução de  $x$  e  $y$ .

Voltando aos Quadros 1 e 2, pode ver-se que na maior parte dos casos a autocorrelação é removida pela aplicação dos filtros AR(1) e GARCH(1,1) às primeiras diferenças das expectativas de inflação. Além disso, as revisões das variáveis de curto e longo prazo exibem relativamente baixa correlação contemporânea: a mais alta é a de  $u$  com  $v$  (0,097).

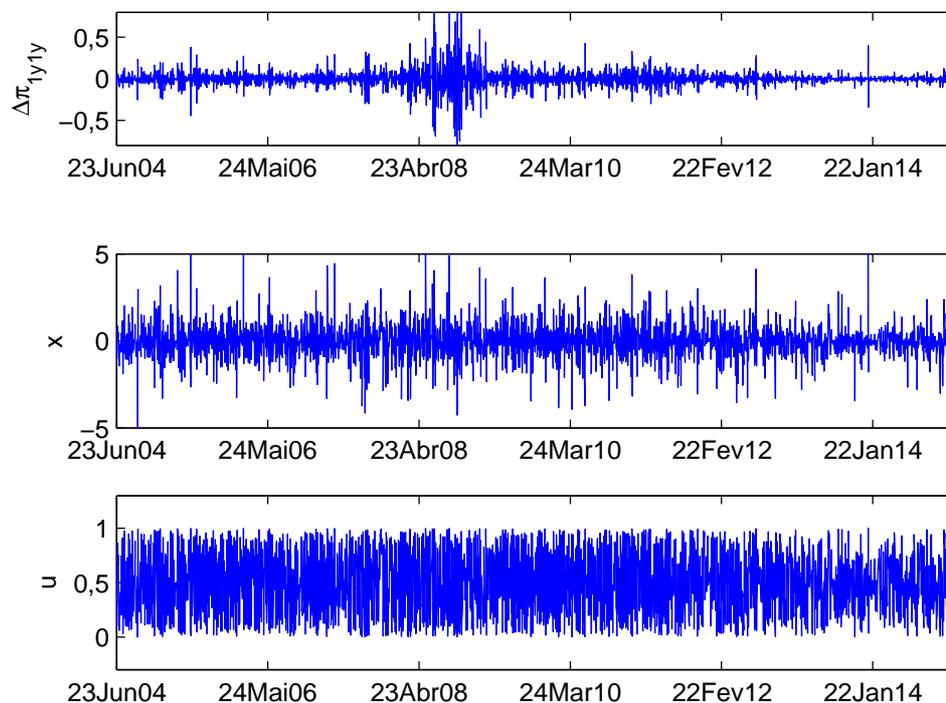


GRÁFICO 3: Evolução de  $\Delta\pi_{1y1y}$ ,  $x$  e  $u$ . Ver na legenda do Quadro 1 as definições das variáveis.

Fontes: Bloomberg e cálculos do autor.

## Resultados

A análise consiste em estimar diversos tipos de cópulas em janelas temporais de cerca de um ano, no início de cada trimestre, e a partir daí obter a dependência na cauda da distribuição implícita na cópula estimada. As cópulas paramétricas estimadas diferem nas suas formas funcionais e, portanto, nas suas características de simetria e dependência na cauda da distribuição.<sup>4</sup> Um conjunto de exercícios e testes adicionais também foi realizado, mas só será brevemente mencionado aqui.

Antes da análise da evolução da dependência na cauda da distribuição, foi feita uma classificação dos diversos tipos de cópulas estimadas. Veja-se Trivedi e Zimmer (2005) e Patton (2004, 2006a,b) e respectivas referências para descrições completas de cada cópula. O Quadro 3 resume os resultados.

4. Ver Apêndice B para um exemplo paramétrico de uma cópula, bem como as referências aí indicadas para descrições completas das cópulas usadas nesta secção.

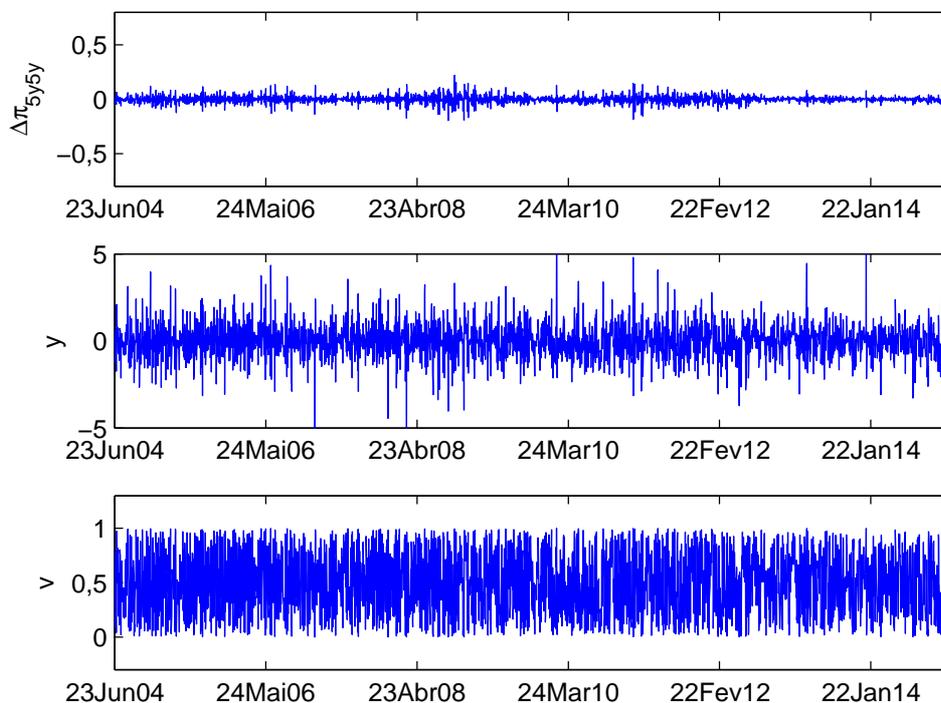


GRÁFICO 4: Evolução de  $\Delta\pi_{5y5y}$ ,  $y$  e  $v$ . Ver na legenda do Quadro 1 as definições das variáveis.

Fontes: Bloomberg e cálculos do autor.

O critério de classificação usado foi o número de vezes que uma cópula apresentou o maior valor da função de verosimilhança em cada um dos 39 trimestres da amostra. Segundo este critério, a cópula  $t$  de Student é a que tem o melhor desempenho, seguida da Normal, da Joe-Clayton simetrizada (*Symmetrized Joe Clayton*, abreviadamente SJC), da Gumbel e da Gumbel com Rotação.

No início de cada trimestre, cada cópula foi estimada utilizando os dados disponíveis dos 350 dias de calendário anteriores. Os resultados são apresentados nos Gráficos 6–8. As áreas sombreadas são as bandas de confiança a 90% obtidas por meio de um procedimento de *bootstrap* (see Patton 2012). Olhando para os resultados da cópula  $t$  de Student (Gráfico 6), duas características se destacam. Em primeiro lugar, a dependência na cauda da distribuição é uma medida com algum ruído. A volatilidade dos resultados é ainda visível nas estimativas trimestrais reportadas no gráfico.

O segundo aspecto saliente é que a dependência na cauda da distribuição aumentou de forma acentuada no final da amostra. O início do aumento da dependência na cauda da distribuição pode ser rastreado até 2012. A

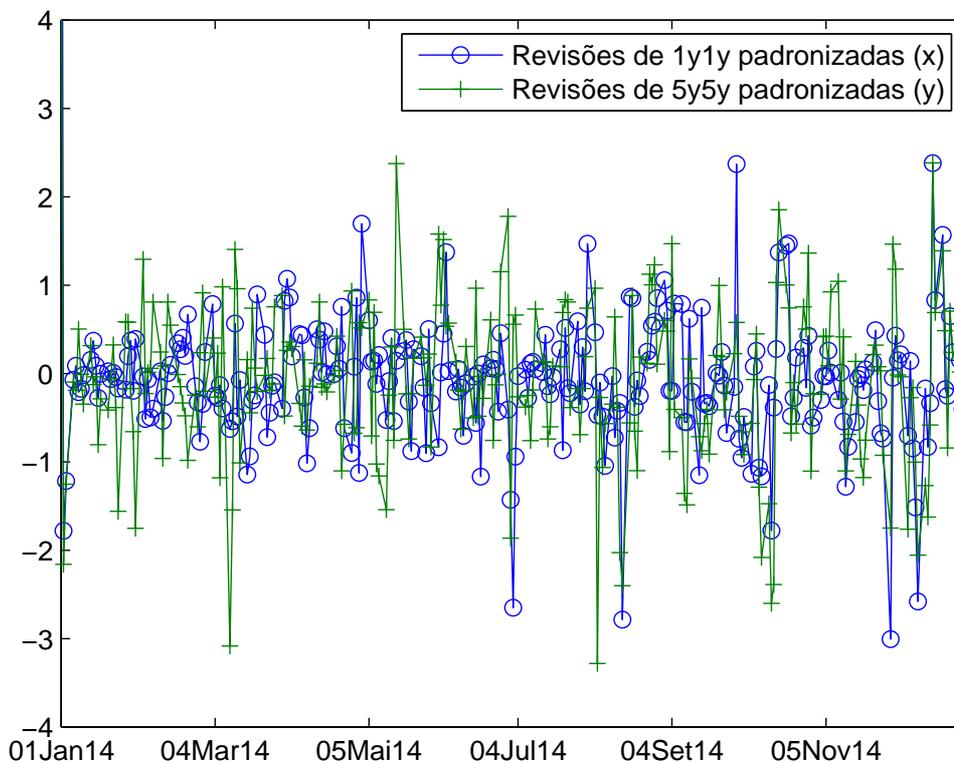


GRÁFICO 5: Evolução de  $x$  e  $y$  durante 2014. Ver na legenda do Quadro 1 as definições das variáveis.

Fontes: Bloomberg e cálculos do autor.

Cópula	Dependência na cauda	# de trimestres em que foi a melhor
t de Student	Sim, simétrica	20
Normal	Não	9
Joe-Clayton Simetrizada (SJC)	Sim	7
Gumbel	Sim, cauda superior	3
Gumbel com Rotação	Sim, cauda inferior	0

QUADRO 3. Classificação das cópulas estimadas de acordo com o número de trimestres em que cada cópula teve o melhor desempenho.

Fonte: cálculos do autor.

dependência na cauda da distribuição média até 12Q3 foi 0,011, e de 12Q4 em diante foi de 0,138. Isto contrasta com a ausência de qualquer co-movimento

na cauda significativo durante o período de baixa inflação do final de 2009, quando a queda dos preços do petróleo induziu uma descida acentuada da inflação.

O gráfico também mostra o parâmetro de correlação.<sup>5</sup> Enquanto na primeira parte da amostra a dependência na cauda é relativamente pequena, há um período em que, embora haja correlação entre as duas séries, a dependência na cauda é próxima de zero, sendo por isso a distribuição aproximadamente Normal. Depois disso, em 12Q4, a dependência na cauda começa a aumentar de forma consistente.

Entre as cópulas exibindo dependência na cauda, o segundo melhor desempenho é o da cópula SJC, e a partir dos resultados apresentados no Gráfico 7 pode-se ver que a dependência na cauda superior da distribuição foi maior do que na cauda inferior durante a maior parte da amostra. Isto significa que as grandes revisões para cima nas expectativas de inflação de curto e de longo prazo eram mais propensas a estarem associadas do que as grandes revisões para baixo. Para o final da amostra (14Q2), a dependência na cauda inferior da distribuição aumentou de forma acentuada. Note-se que, uma vez que estão a ser utilizados dados altamente voláteis, a distinção entre revisões para cima e revisões para baixo não é tão clara como, digamos, com dados trimestrais. Na verdade, mesmo quando parece existir uma tendência secular para inflação baixa, quando se olha para períodos de tempo mais longos (como, por exemplo, durante 2014 no Gráfico 1), os dados diários filtrados ainda se parecem com o ruído branco (ver, por exemplo, a série filtrada no Gráfico 5), como esperado, e visualmente há tantas revisões em alta como em baixa.

Para a cópula Gumbel, a dependência na cauda ultrapassa decisivamente a marca de 0,1 em 12Q3, subindo para 0,4 no final da amostra. Os resultados para a Gumbel com Rotação são semelhantes e, portanto, omitidos.

A cópula Normal também tem um bom desempenho, embora tenha zero dependência na cauda. Isso não é surpreendente porque a cópula t de Student estimada (que tem a cópula Normal como um caso particular) é caracterizada por muitos graus de liberdade em muitos trimestres, e isso faz com que seja muito semelhante à cópula Normal nesses trimestres.

A conclusão geral do exercício é que o aumento da dependência na cauda da distribuição é muito acentuado desde o final de 2012.

---

5. A estimativa da cópula t de Student envolve dois parâmetros: a correlação e os graus de liberdade. Quando os graus de liberdade estimados se tornam altos, a cópula converge para a cópula Normal e não há dependência na cauda da distribuição.

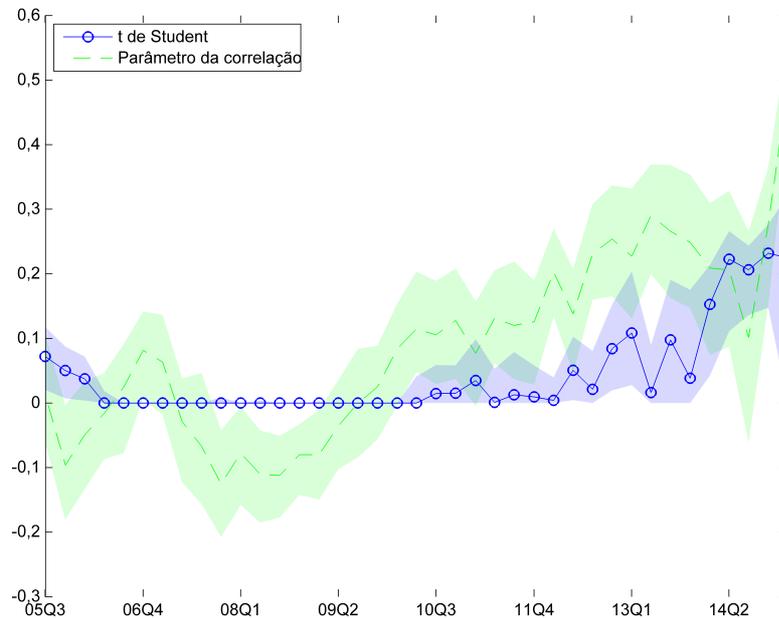


GRÁFICO 6: Dependência na cauda da distribuição usando cópulas t de Student estimadas no início de cada trimestre com dados dos 350 dias de calendário anteriores.

Fonte: cálculos do autor.

### *Exercícios adicionais*

Foram realizados três exercícios adicionais.<sup>6</sup> O primeiro é um teste de robustez, onde todo o processo é repetido com uma permutação aleatória da série  $\{y_t\}_{t=1,\dots,T}$  em vez da série original. A ideia é verificar se existem artifícios dos dados não relacionados com o co-movimento que possam induzir dependência na cauda. Tendo em conta que a permutação deverá destruir toda a dependência temporal e cruzada entre as duas séries temporais, deverá observar-se essencialmente zero dependência na cauda da distribuição. De facto, os resultados mostram muito baixa dependência na cauda ao longo de toda a amostra. Os parâmetros de dependência na cauda encontrados são essencialmente zero. O segundo exercício foi realizar a análise com desfazamentos de um dia e cinco dias (que para este conjunto de dados correspondem a uma semana) na variável  $y$ . Os resultados para um dia de desfazamento apresentam algum co-movimento, embora a um

6. Os resultados detalhados destes exercícios estão disponíveis mediante solicitação ao autor.

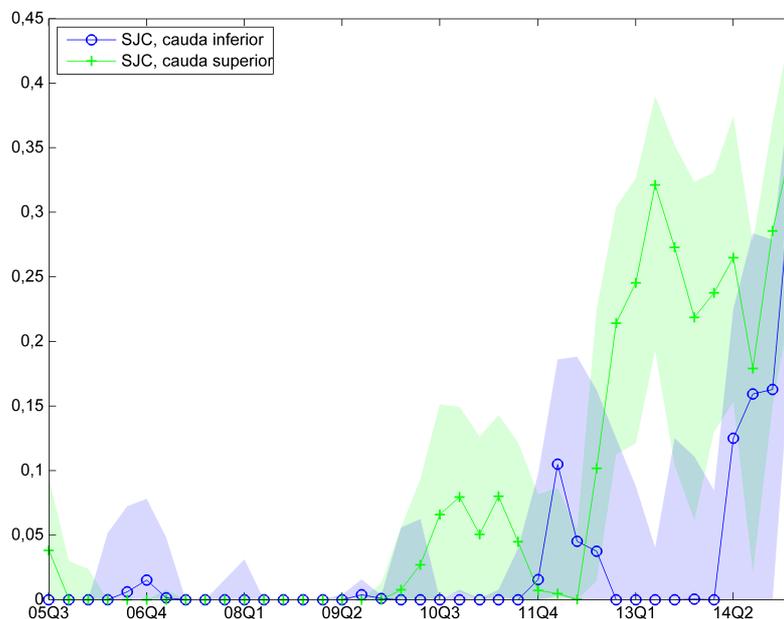


GRÁFICO 7: Dependência na cauda da distribuição usando cópulas Joe-Clayton Simetrizadas estimadas no início de cada trimestre com dados dos 350 dias de calendário anteriores.

Fonte: cálculos do autor.

nível menor do que as estimativas iniciais e concentrado na parte final da amostra. O co-movimento extingue-se muito rapidamente e com uma semana de desfasamento essencialmente desapareceu. Tudo somado, este exercício sugere que há dependência temporal da medida de dependência na cauda da distribuição, mas somente para desfasamentos muito curtos. O terceiro exercício consistiu em realizar a análise com diferentes medidas de expectativas de inflação de curto e de longo prazo, como  $\pi_{2y1y}$  e  $\pi_{3y5y}$ . Os resultados, no entanto, permanecem essencialmente inalterados.

### Considerações finais

Este artigo aborda a questão do co-movimento entre revisões de expectativas de inflação de curto e de longo prazo. Em particular, o artigo foca-se numa medida dependência na cauda da distribuição que traduz a probabilidade de duas variáveis exibirem co-movimento quando ocorrem variações grandes numa delas. De acordo com a interpretação de que as expectativas de inflação

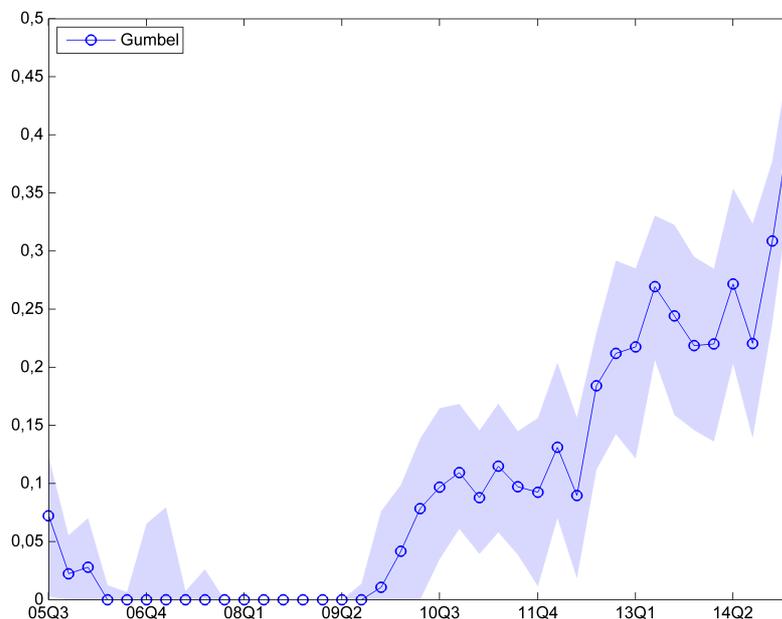


GRÁFICO 8: Dependência na cauda da distribuição usando cópulas Gumbel estimadas no início de cada trimestre com dados dos 350 dias de calendário anteriores.

Fonte: cálculos do autor.

estão bem ancoradas quando inovações grandes nas expectativas de inflação de curto e de longo prazo não tendem a ocorrer em simultâneo, este artigo mostra que o caso de expectativas de inflação estarem bem ancoradas não é tão forte desde meados de 2012 como era antes. Este resultado é robusto a diferentes definições de expectativas de inflação de curto e de longo prazo, e não parece ser um artifício dos dados, produzido por exemplo por persistência ou heterocedasticidade. O co-movimento na cauda da distribuição detetado desvanece-se rapidamente quando os dados não são síncronos. Uma possibilidade de desenvolvimento deste trabalho consiste em investigar a existência de quebras estruturais na dependência na cauda da distribuição neste contexto de modelação por cópulas, e tentar avaliar a direção da causalidade, se a houver, no co-movimento.

## Referências

Braun, Valentin e Martin Grziska (2011). "Modeling Asymmetric Dependence of Financial Returns with Multivariate Dynamic Copulas." Mimeo, Goethe

- Universität, Frankfurt, and Ludwig Maximilian Universität, München.
- Christoffersen, Peter, Vihang Errunza, Kris Jacobs, e Hugues Langlois (2012). "Is the Potential for International Diversification Disappearing? A Dynamic Copula Approach." *Review of Financial Studies*, 25(12), 3711–3751.
- Galati, Gabriele, Steven Poelhekke, e Chen Zhou (2011). "Did the Crisis Affect Inflation Expectations?" *International Journal of Central Banking*, 7(1), 167–207.
- Gürkaynak, Refet, Andrew Levin, e Eric Swanson (2010). "Does inflation targeting anchor long-run inflation expectations? Evidence from the US, UK, and Sweden." *Journal of the European Economic Association*, 8(6), 1208–1242.
- Nautz, Dieter e Till Strohsal (2015). "Are US inflation expectations re-anchored?" *Economics Letters*, 127, 6–9.
- Nelsen, R. (2006). *An Introduction to Copulas*. Second ed., Springer, New York.
- Oh, Dong Hwan e Andrew J. Patton (2013). "Time-Varying Systemic Risk: Evidence from a Dynamic Copula Model of CDS Spreads." Mimeo, Duke University.
- Patton, Andrew J. (2004). "On the Out-of-Sample Importance of Skewness and Asymmetric Dependence for Asset Allocation." *Journal of Financial Econometrics*, 2(1), 130–168.
- Patton, Andrew J. (2006a). "Estimation of Multivariate Models for Time Series of Possibly Different Lengths." *Journal of Applied Econometrics*, 21, 147–173.
- Patton, Andrew J. (2006b). "Modelling asymmetric exchange rate dependence." *International Economic Review*, 47(2), 527–556.
- Patton, Andrew J. (2012). "A review of copula models for economic time series." *Journal of Multivariate Analysis*, 110, 4–18.
- Resnick, Sidney I. (2007). *Heavy-tail phenomena: probabilistic and statistical modeling*. Springer.
- Sklar, A. (1959). "Fonctions de répartition à N dimensions et leurs marges." *Publ. Inst. Statist. Univ. Paris*, 8, 229–231.
- Sklar, A. (1973). "Random variables, joint distributions, and copulas." *Kybernetika*, 9, 449–460.
- Trivedi, P. K. e D. M. Zimmer (2005). "Copula Modeling: An Introduction for Practitioners." *Foundations and Trends in Econometrics*, 1(1), 1–111.

### Apêndice A: Dependência na cauda da distribuição

Neste artigo apenas se analisa o caso bi-variado; na maioria dos casos, a generalização teórica para o caso  $m$ -dimensional é imediata. É útil fornecer ao leitor alguma fundamentação teórica. Dadas duas variáveis aleatórias  $X$  and  $Y$ , defina-se a função de distribuição cumulativa (conjunta)  $F$  como:

$$F(x, y) = \Pr\{X \leq x \text{ and } Y \leq y\}. \quad (\text{A.1})$$

Para  $F$  se qualificar como uma função de distribuição cumulativa, tem que cumprir certos requisitos. Intuitivamente, é evidente que  $F$  tem de ser 0 se qualquer dos seus argumentos é inferior ao mais baixo valor que a variável aleatória respectiva pode atingir; tem que ser 1 se todos os seus argumentos são mais elevados do que o maior valor que cada variável aleatória pode atingir; e deve atribuir um valor não negativo para a probabilidade de qualquer retângulo no seu domínio. Formalmente, estas ideias seriam expressas como  $\lim_{x \rightarrow -\infty} F(x, y) = 0$  (e de forma análoga para  $y$ ),  $\lim_{x, y \rightarrow +\infty} F(x, y) = 1$ , e  $F(x_1, y_1) + F(x_2, y_2) - F(x_1, y_2) - F(x_2, y_1) \geq 0$  para quaisquer  $(x_1, y_1)$  e  $(x_2, y_2)$ .

As funções de distribuição marginais cumulativas são definidas como  $F_X(x) = \lim_{y \rightarrow +\infty} F(x, y)$  e  $F_Y(y) = \lim_{x \rightarrow +\infty} F(x, y)$ . Seja  $x_k$  o quantil  $k$  da variável  $X$ , isto é, o valor de  $x$  que é solução da equação  $F_X(x) = k$ , e de forma análoga para  $y$ .<sup>7</sup> A dependência na cauda superior da distribuição é então definida como

$$\lambda_U = \lim_{k \rightarrow 1} \Pr\{y > y_k | x > x_k\}. \quad (\text{A.2})$$

Analogamente, é possível definir a dependência na cauda inferior da distribuição  $\lambda_L$  tomando o limite quando  $k$  tende para zero e invertendo as desigualdades.

## Apêndice B: Mais sobre cópulas

A primeira característica importante de uma cópula é que as distribuições de cada uma das suas componentes estejam definidas no intervalo  $[0, 1]$ . A segunda característica importante é que as distribuições marginais da cópula sejam as da distribuição uniforme. As cópulas são relevantes porque permitem unir distribuições multivariadas às suas margens univariadas. Sob condições de regularidade bastante gerais, um teorema devido a Sklar (1959, 1973) garante que existe uma cópula  $C$  que satisfaz  $F(x, y) = C(F_X(x), F_Y(y))$ . Por outras palavras, qualquer função de distribuição cumulativa bivariada pode ser decomposta nas suas distribuições marginais e numa cópula. Para além disso, esta última permite caracterizar de forma completa a dependência entre as duas variáveis. Se as funções de distribuição marginais cumulativas forem contínuas, esta cópula é única.

Uma consequência importante disto é que usando a função inversa da distribuição marginal cumulativa de  $X$ ,  $F_X^{-1}$ , para transformar uma variável uniformemente distribuída no intervalo  $[0, 1]$ ,  $U$ , obtém-se uma variável que é distribuída de acordo com  $F_X$ . O mesmo acontece com  $Y$  e uma variável  $V$  com distribuição uniforme em  $[0, 1]$ . Por conseguinte,  $(F_X(x), F_Y(y))$  tem a

7. As funções de distribuição condicionais cumulativas são, no caso de  $F$  ser diferenciável, dadas por  $F_{X|Y}(x, y) = \frac{\partial F}{\partial y}(x, y)$  e  $F_{Y|X}(x, y) = \frac{\partial F}{\partial x}(x, y)$ .

cópula  $C$  como a sua função de distribuição cumulativa, e  $(F_X^{-1}(u), F_Y^{-1}(v))$  tem  $F$  como a sua função de distribuição cumulativa. Uma vez que as relações de ordem da expressão (A.2) se mantêm entre  $(x, y)$  e os valores uniformemente distribuídos  $(u, v)$ , a dependência na cauda da distribuição que ocorra para  $F$  também ocorrerá para  $C$ .

As cópulas acabam por ser especialmente úteis porque a dependência na cauda pode facilmente ser obtida a partir da sua forma funcional. Para além disso, o seu domínio presta-se facilmente à linguagem de quantis e percentis necessária para o estudo do co-movimento. Existem várias cópulas com interesse, algumas das quais usadas no corpo deste artigo. Ver Trivedi e Zimmer (2005) e Nelsen (2006) para explorações cuidadosas das diferentes cópulas e das suas propriedades. Será suficiente dar aqui apenas um exemplo, que será a cópula Gumbel. A sua expressão é

$$C(u, v) = \exp \left( - \left( (-\log(u))^\theta + (-\log(v))^\theta \right)^{\frac{1}{\theta}} \right), \quad (\text{B.1})$$

em que  $\theta \in [1, +\infty]$ . Se  $\theta$  for 1, a cópula reduz-se a  $C(u, v) = uv$ , que é o caso em que as variáveis são independentes. Se  $\theta$  tender para  $+\infty$ , então  $C(u, v) = \min\{u, v\}$ , que corresponde a dependência máxima; este caso implicaria uma correlação de 1 entre as duas variáveis. Esta cópula não exhibe dependência na cauda inferior, o que poderá ou não ser um obstáculo à sua utilização, mas por outro lado pode exibir dependência na cauda superior tão grande quanto se quiser. Se alguém estiver interessado em olhar para o co-movimento entre revisões grandes e positivas nas expectativas de inflação de curto e de longo prazo, então a cópula Gumbel seria apropriada.<sup>8</sup> A fórmula acima também permite a computação da dependência na cauda (superior) da distribuição de acordo com a fórmula (A.2); o resultado é  $\lambda_U = 2 - 2^{\frac{1}{\theta}}$ . À medida que  $\theta$  se aproxima de 1, a dependência na cauda superior aproxima-se de 0, o que significa que não existe dependência; à medida que  $\theta$  tende para  $+\infty$ , a dependência na cauda superior aproxima-se de 1, o que significa correlação completa nas caudas das duas variáveis. O Gráfico B.1 contém uma representação visual da cópula Gumbel para diversos níveis de dependência na cauda:  $\theta$  igual a 1, 1,3, 2,5 e  $+\infty$ , a que correspondem dependências na cauda de 0, 0,3, 0,68 e 1, respetivamente. Algumas das características típicas das cópulas ficam evidentes. Primeiro, as distribuições marginais são uniformes, como pode ser comprovado pelo segmento de reta conectando os pontos (1,0,0) e (1,0,1), bem como (0,1,0) e (0,1,1). Segundo, à medida que a dependência na cauda se afasta do caso independente ( $\theta = 1$ ) para correlação completa ( $\theta \rightarrow \infty$ ), as curvas de igual probabilidade (as “curvas de nível”

8. Na verdade, também é possível estudar dependência na cauda inferior usando a chamada cópula Gumbel com Rotação, cuja expressão é a mesma que em (B.1) mas com os argumentos substituídos por  $1 - u$  e  $1 - v$ .

no gráfico da cópula) mudam de hipérbolas (com equação  $k = uv$ ) para segmentos conectados com ângulos retos nos pontos tais que  $u = v$ .

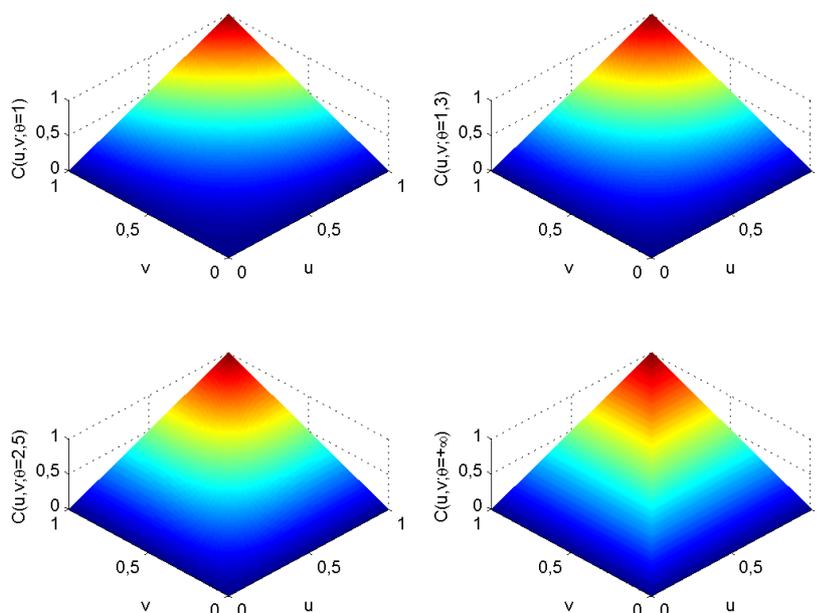


GRÁFICO B.1: Gumbel copula for several values of  $\theta$ .

Fonte: cálculos do autor.

Um último tópico sobre cópulas é o das cópulas dinâmicas. As cópulas dinâmicas foram usadas pela primeira vez por Patton (2006b) e são essencialmente o mesmo que as cópulas estáticas exceto que um subconjunto ou a totalidade dos seus parâmetros podem variar ao longo do tempo. Patton (2006a), Braun e Grziska (2011) e Oh e Patton (2013) fornecem exemplos de cópulas dinâmicas. A maneira como os parâmetros variam ao longo do tempo é de certo modo arbitrária. Foram também estimadas diversas cópulas dinâmicas com os dados usados neste trabalho. Os resultados não diferem significativamente dos aqui apresentados e estão disponíveis mediante solicitação ao autor.

# Determinantes da litigância cível em Portugal

**Manuel Coutinho Pereira**  
Banco de Portugal

**Lara Wemans**  
Banco de Portugal

Maio 2015

## Resumo

Este artigo aborda a evolução do recurso à justiça cível em Portugal nas últimas duas décadas, procurando em particular identificar as principais determinantes da taxa de litigância observada nas diferentes regiões do país, através da exploração de uma base de dados com informação por comarca. Conclui-se que a duração dos processos tende a reduzir a litigância, existindo evidência de uma limitação do acesso à justiça por fila de espera. Ao mesmo tempo, há alguma evidência de indução da procura por parte dos advogados. Características socioeconómicas como a taxa de analfabetismo, o poder de compra e a localização de empresas influenciam o grau de litigância nas diferentes regiões do país. Além disso, encontram-se efeitos de interação espacial significativos na determinação da litigância, ou seja, não só as características socioeconómicas da própria comarca, como também as das comarcas vizinhas, assumem um papel relevante. (JEL: K41, R10)

---

## Introdução

A discussão relativa ao potencial de crescimento da área do euro, em particular dos países mais afetados pela crise das dívidas soberanas, tem assumido um papel central nos últimos anos. Neste contexto, várias instituições internacionais têm advogado a implementação de reformas do sistema judicial como um dos meios de promoção da competitividade nos países da periferia da área do euro. A relação entre crescimento económico e um adequado funcionamento do sistema de justiça tem sido abordada de forma recorrente na literatura, destacando-se mais recentemente os artigos publicados pela Comissão Europeia (Lorenzano e Lucidi 2014) e pela OCDE (Palumbo *et al.* 2013). A proliferação de artigos que abordam esta temática foi impulsionada pelo progresso considerável na produção e divulgação de

---

Agradecimentos: Os autores agradecem à Direção-Geral de Política da Justiça pelo fornecimento dos dados relativos ao sistema judicial e pelos valiosos esclarecimentos. Os autores agradecem ainda os comentários de Jorge Correia da Cunha, José Tavares, Manuela Espadaneira, Nuno Alves e Nuno Garoupa e dos participantes num seminário do Departamento de Estudos Económicos do Banco de Portugal, especialmente Álvaro Novo e Pedro Portugal. As opiniões expressas neste artigo são da responsabilidade dos autores, não coincidindo necessariamente com as do Banco de Portugal ou do Eurosistema. Eventuais erros ou omissões são também da exclusiva responsabilidade dos autores.

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

estatísticas internacionais nesta área, nomeadamente através dos relatórios da *Commission Européenne Pour l'Efficacité de la Justice* (CEPEJ), organismo do Conselho da Europa, e da criação pela Comissão Europeia, em 2013, do *EU Justice Scoreboard*. No entanto, importa salientar que, não descurando o esforço de melhoria da comparabilidade dos dados que tem sido realizado, nomeadamente pelo CEPEJ, as profundas diferenças entre ordenamentos jurídicos dificultam as comparações entre indicadores sintéticos para os diferentes países, sendo necessária uma análise crítica dos resultados obtidos.

Parece evidente que o sistema de justiça assume um lugar central nas sociedades contemporâneas, caracterizadas por uma multiplicidade de relações sociais com elevado grau de formalidade e pela utilização generalizada de meios de pagamento diferido. Relativamente ao impacto do funcionamento da justiça no crescimento económico, várias hipóteses têm sido exploradas pela literatura económica, com destaque para os efeitos da internalização nas decisões de investimento dos benefícios associados ao grau de previsibilidade das decisões judiciais e à capacidade de assegurar o cumprimento de contratos. Os mecanismos de transmissão entre a eficácia do sistema judicial e o crescimento económico têm sido abordados por estudos que avaliam o impacto desta eficácia em indicadores económicos bastante diversos que incluem, nomeadamente, a dimensão das empresas (Posada e Mora-Sanguinetti 2013) e o funcionamento do mercado de crédito (Jappelli *et al.* 2005). De referir que as análises da justiça como fator relevante para o crescimento económico centram-se tipicamente na justiça cível, também denominada justiça económica (Gouveia *et al.* 2012), na medida em que esta área processual se dedica principalmente à resolução de litígios de cariz económico entre privados.

No caso português, a reforma da justiça tem estado bastante presente no debate público, na medida em que esta foi uma das áreas abrangidas pelo Memorando de Entendimento, assinado em 2011, no âmbito do Programa de Assistência Económica e Financeira a Portugal. De facto, o sistema de justiça foi recentemente alvo de alterações organizacionais profundas, nomeadamente através da implementação da reforma da organização dos tribunais judiciais, em 2014. A pressão no sentido de implementar reformas nesta área em Portugal advém essencialmente da posição desfavorável do país na generalidade das comparações internacionais relacionadas com a eficiência do sistema, sendo sustentada por análises do caso português que apontam a reforma da justiça como tendo um elevado potencial para fomentar o crescimento económico (Tavares 2004; Comissão Europeia 2014).

Relativamente à eficácia do sistema de justiça português, o relatório do CEPEJ realizado com dados de 2012 (CEPEJ 2014) destaca como principais constrangimentos o elevado congestionamento e a excessiva duração dos processos cíveis nos tribunais de primeira instância. Os mais recentes diagnósticos têm apontado as instâncias superiores como apresentando indicadores de desempenho bastante mais favoráveis (Garoupa e Pinheiro

2014a). Os mesmos autores referem que, em comparações internacionais sobre o desempenho do sistema judicial, Portugal surge recorrentemente associado a países com ordenamentos jurídicos semelhantes, enraizados no direito continental, o que se enquadra na literatura relativa à teoria das origens legais (Porta *et al.* 2008). Neste domínio, importa referir o contributo de Djankov *et al.* (2003), que defende que esta origem tem um impacto na eficiência dos sistemas, nomeadamente por via dos diferentes graus de formalismo observados<sup>1</sup>.

O nível de provisão de justiça cível pode ser visto como resultando de um equilíbrio que se traduz na quantidade de processos findos, num mercado em que a procura se materializa no fluxo de processos entrados, e a oferta corresponde aos serviços prestados pelo sistema judicial que se ocupa da sua resolução. Tendo em conta esta abordagem, as reformas que procuram resolver os problemas de congestionamento da justiça cível podem ser repartidas entre políticas que se centram na oferta, seja pela expansão dos recursos afetos ao sistema ou pela reorganização do funcionamento dos tribunais, e políticas que atuam sobre a procura, designadamente pela alteração dos incentivos com que os agentes económicos se defrontam quando interpõem ações em tribunal.

Neste artigo aborda-se a procura de justiça, com o objetivo de compreender quais os fatores que influenciaram a quantidade de processos cíveis entrados nos tribunais de primeira instância em Portugal no período entre 1993 e 2013 e a sua distribuição pelo território. A decisão de iniciar um processo traduz-se geralmente num fluxo processual ao nível desta instância<sup>2</sup>, tendo os processos entrados em instâncias superiores principalmente origem neste fluxo. Relativamente à medição da procura de justiça, importa destacar que a informação utilizada identifica os processos que deram entrada numa determinada circunscrição territorial, o que pode não corresponder às ações que entraram nos tribunais tendo por base litígios ocorridos especificamente nesse território (Gomes 2006). Na medida em que as características de determinada área geográfica podem ter impacto no recurso à justiça em outras áreas, neste trabalho a modelização da procura tem em conta efeitos de interação espacial.

Existem várias referências na literatura a possíveis determinantes da procura de justiça, sendo de destacar o custo dos processos, incluindo a sua repartição pelas partes, assim como um conjunto de fatores associados a características institucionais dos sistemas, nomeadamente a perceção da sua eficácia pelos agentes económicos, a clareza das leis, e o grau

---

1. O índice calculado em Djankov *et al.* (2003) coloca Portugal como um país com elevado formalismo, mesmo no contexto dos países de direito continental (por oposição aos países de direito de origem anglo-saxónica).

2. Para uma descrição da organização do sistema judicial português ver Gouveia *et al.* (2012), volume I.

de desenvolvimento de mecanismos alternativos de resolução de litígios, entre outros (Palumbo *et al.* 2013). Outros estudos centram-se em fatores diretamente relacionados com os incentivos de determinados agentes, como é o caso de Carmignani e Giacomelli (2010), em que se discute a possibilidade de indução de procura pelos advogados. Além disso, fatores socioeconómicos com impacto no volume ou complexidade das transações económicas, como a composição setorial da economia, a escolarização da população ou o poder de compra, são igualmente mencionados como determinantes da procura de justiça, na medida em que é expectável que as características das relações sociais influenciem o tipo e a quantidade de litígios que chegam aos tribunais (Palumbo *et al.* 2013). Por fim, importa ainda destacar o efeito do ciclo económico na variação do número de processos entrados na justiça cível. Este estudo discute a importância, no contexto português, de algumas das determinantes referidas, nomeadamente aquelas para as quais foi possível recolher informação quantitativa, incluindo diversas características das comarcas, quer de cariz socioeconómico, quer associadas ao sistema judicial, como sejam a duração dos processos e a concentração de advogados.

O aprofundamento da compreensão dos fatores mais relevantes na decisão de interpor um processo cível permite a antecipação de potenciais impactos das políticas públicas na área da justiça e uma melhor afetação de recursos às diferentes regiões do país. Porém, a literatura neste domínio especificamente centrada na realidade portuguesa é relativamente escassa. De destacar, neste âmbito, o estudo exaustivo, embora eminentemente descritivo, de Gomes (2006) e os trabalhos de Garoupa *et al.* (2006), que analisa a evolução da procura de justiça através de uma série temporal, e de Garcia *et al.* (2008), que investiga a distribuição da procura no território com base num painel para 2003 e 2004.

O artigo está organizado do seguinte modo. Primeiramente, apresentam-se as variáveis e o método seguido na construção da base de dados por comarca. De seguida, faz-se uma análise descritiva da litigância cível em Portugal, incluindo uma breve perspetiva regional. Segue-se a modelização econométrica das determinantes da litigância, com destaque para fatores com impacto na sua evolução ao longo do período em análise e para fatores estruturais ao nível das comarcas, considerando-se efeitos de contágio entre regiões geograficamente próximas. Por fim, apresentam-se as conclusões.

## Dados

Como se referiu, este estudo cinge-se à justiça cível, que constitui a área processual mais relevante do ponto de vista de interligação com a atividade económica. Desta forma, foram excluídos, em particular, os processos relacionados com o direito criminal (área penal), o direito do trabalho (áreas

laboral e laboral penal) e o direito da família (área tutelar), e ainda os processos julgados nos tribunais administrativos e fiscais.

Construiu-se para a área processual cível uma base de dados em painel agregando a informação sobre processos entrados, findos<sup>3</sup> e pendentes, entre 1993 a 2013, e tomando a comarca como unidade territorial. Recorde-se que a organização territorial do sistema de justiça português no período em estudo compreende, por ordem hierárquica decrescente, distritos judiciais, círculos e comarcas, sendo estas últimas consideradas a matriz desta organização (Gomes 2006). Contudo, a delimitação geográfica das comarcas foi objeto de diversas alterações entre 1993 a 2013, com destaque para a divisão de comarcas nos anos 90, em particular das situadas em áreas de elevada densidade populacional, e, mais recentemente, para a sua aglutinação, em resultado da criação de comarcas-piloto, no contexto da implementação faseada da Lei de Organização e Funcionamento dos Tribunais Judiciais de 2008 (Lei nº 52/2008). De modo a garantir a consistência temporal da análise, foram consideradas 210 comarcas que correspondem à definição territorial mais abrangente de cada uma delas no período estudado.

O enfoque na comarca levou à exclusão dos processos cíveis entrados em tribunais com abrangência territorial mais alargada, que se podem dividir em três tipos, a saber, os tribunais de âmbito nacional (Tribunal da Concorrência, Regulação e Supervisão, Tribunal Marítimo e Tribunal da Propriedade Intelectual), os tribunais de competência especializada e de âmbito infranacional, por exemplo, os tribunais do trabalho ou de família e menores, e, por fim, os tribunais de círculo. Destaque-se que, entre 1993 e 2013, a configuração dos tribunais excluídos da amostra foi sucessivamente alterada. Assim, os tribunais de círculo abrangiam no início da amostra um número significativo de comarcas, tendo sido extintos no final dos anos 90. Além disso, foram criados e extintos numerosos tribunais do trabalho e de família e menores. Em geral, todos estes tribunais concorreram com os tribunais incluídos na amostra em termos de influxo de processos<sup>4</sup>. Contudo, o peso dos processos neles entrados situou-se, em média, em apenas 5 por cento do total cível.

No estudo das determinantes da litigância são apenas relevantes os processos entrados pela primeira vez num dado tribunal, e não os que são movimentados entre tribunais (denominados processos transitados). A

---

3. Nas estatísticas da justiça define-se processo findo como um «processo em que é proferida decisão final, na forma de acórdão, sentença ou despacho, na respetiva instância, independentemente do trânsito em julgado. São ainda considerados findos, numa determinada unidade orgânica, os processos transferidos ou remetidos a outra unidade orgânica, na qual são dados como entrados.» (Direção-Geral da Política de Justiça 2014, pp. 45)

4. As comarcas-piloto criadas em 2008 incluem juízos especializados. Os processos cíveis entrados nestes juízos foram igualmente excluídos, assumindo-se que, antes da criação destas comarcas, tais processos seriam julgados em tribunais que estão fora da amostra.

informação disponível nas estatísticas da justiça permite, para o cálculo da litigância a nível nacional, corrigir os processos entrados dos processos transitados. Porém, na análise por comarca não é possível fazer esta correção, uma vez que existe informação relativamente aos processos findos transitados em cada tribunal, mas não relativamente ao tribunal em que deram entrada. No sentido de ultrapassar esta limitação, foram identificadas situações em que, pela criação de novas comarcas ou de novos juízos dentro da mesma comarca, se registou um número de processos findos transitados acima do normal e em que era possível presumir qual a comarca em que haviam entrado<sup>5</sup>. Nestas situações, os processos transitados foram subtraídos ao total de processos entrados.

A base de dados engloba, para além das variáveis relativas ao sistema judicial, diversos indicadores socioeconómicos publicados pelo INE ao nível do município. Estes incluem os valores médios no horizonte temporal disponível do poder de compra, da densidade populacional, da taxa de analfabetismo e do número de pequenas e médias empresas e de grandes empresas por habitante<sup>6</sup>. No Apêndice A apresentam-se detalhes sobre este horizonte temporal, a definição das variáveis, bem como algumas estatísticas descritivas. Na afetação dos dados por município às diferentes comarcas, a principal fonte de informação foi Gomes (2006, Anexo E), complementado com Gouveia *et al.* (2012) no que respeita à composição das comarcas-piloto. Não é possível realizar esta correspondência nos casos em que um município está repartido em várias comarcas, facto que sucede em apenas 10 dos 308 municípios. As variáveis para a comarca resultam da média ponderada pela população dos valores para os municípios que a compõem.

Tendo em conta estudos aplicados ao caso italiano (Carmignani e Giacomelli 2010; Bounanno e Galizzi 2010) e japonês (Ginsburg e Hoetker 2006) que sugerem que a concentração de advogados aumenta a litigância, considerou-se informação relativamente aos advogados inscritos no círculo a que pertence cada comarca. A opção por uma unidade territorial superior à comarca advém de uma limitação dos dados, uma vez que não existe informação para uma divisão territorial menos abrangente. Contudo, esta unidade territorial pode até revelar-se mais adequada, especialmente no caso de regiões com menor litigância, em que é provável que um advogado não exerça a profissão exclusivamente numa comarca.

Recolheu-se ainda informação que pudesse ser útil para a compreensão do perfil temporal da litigância nas últimas décadas. Neste contexto, o seu crescimento é frequentemente relacionado com o fenómeno da litigância

---

5. Nestes casos foram analisados dados mensais fornecidos pela Direção-Geral de Política da Justiça para confirmar se os registos de processos findos transitados e entrados eram consistentes com as hipóteses efetuadas.

6. Neste artigo, utiliza-se o número de trabalhadores (superior ou inferior a 250) como critério para definir estas duas categorias de empresas.

de massas (Gomes 2006), associado à interposição de um número muito significativo de ações de caráter semelhante por um conjunto reduzido de litigantes. De facto, o desenvolvimento tecnológico multiplicou os serviços acessíveis à maioria da população que se baseiam no pagamento diferido, sendo exemplo deste fenómeno a massificação dos contratos associados às telecomunicações móveis. Não existe informação sobre o número de ações colocadas pelos litigantes de massa. Contudo, alguma informação indireta pode ser obtida através da lista das sociedades comerciais que geraram um elevado número de ações no período recente (publicada nos termos da Portaria n.º 200/2011). Uma análise deste conjunto de empresas mostra que o setor financeiro e os fornecedores de água, eletricidade, gás e telecomunicações são os setores mais representados. Assim, foi recolhida informação sobre variáveis relacionadas com estes setores, designadamente o montante de crédito de cobrança duvidosa a empresas e a particulares e o número de contratos associados ao serviço telefónico móvel (publicada, respetivamente, pelo Banco de Portugal e pela ANACOM). Não se dispõe da distribuição destas variáveis por comarca, mas somente do total nacional.

Refira-se, por último, uma limitação importante que se prende com a escassez de dados relativos ao custo de interpor uma ação. Este custo será um dos fatores ponderados pelos agentes económicos na tomada dessa decisão, ainda que possa assumir menor importância em Portugal do que em outros países. Efetivamente, segundo o relatório *Doing Business 2015* (Banco Mundial 2014), o custo de assegurar o cumprimento de contratos em percentagem do valor da causa é relativamente baixo em Portugal (13,8 por cento, o que corresponde ao 12.º mais baixo numa lista de mais de 180 países analisados). Destaque-se que, com exceção do valor monetário da unidade de conta<sup>7</sup> que serve de base ao cálculo das custas judiciais, praticamente não existem indicadores relativos à evolução do custo do acesso à justiça em Portugal. No âmbito dos custos de caráter administrativo incorridos pelas partes, as alterações do valor da unidade de conta determinam somente uma parte da evolução dos mesmos, que também é influenciada por alterações das tabelas que definem o número de unidades de conta que corresponde a cada procedimento. A alteração legislativa mais profunda neste domínio ocorrida no período amostral foi o Decreto-Lei n.º 34/2008, que revogou o Código das Custas Judiciais e introduziu o Regulamento das Custas Processuais<sup>8</sup>. Outro indicador relevante neste contexto seria a evolução dos honorários dos advogados, tanto mais que o supracitado relatório do Banco Mundial refere que estes constituem a maior parte dos custos na interposição de ações

---

7. A unidade de conta é o indexante utilizado na definição do custo a incorrer pelos diferentes intervenientes em determinado processo.

8. Para uma análise dos impactos desta alteração nas receitas, ver Correia e Joaquim (2013).

judiciais em Portugal (10,7 por cento do valor da causa). Porém, informação relativa aos honorários dos advogados é praticamente inexistente<sup>9</sup>.

## **Análise descritiva da litigância cível**

### *Evolução entre 1993 e 2013*

O número de processos cíveis entrados nos tribunais de primeira instância aumentou muito significativamente entre 1993 e 1997, evoluindo de menos de 300 mil processos por ano para mais de 450 mil. Nos anos seguintes, a procura de justiça cível estabilizou, encontrando-se em 2013 num nível semelhante ao verificado em 1997. Neste período, o número de processos findos esteve em geral abaixo do número de processos entrados, o que explica o crescimento acentuado das pendências<sup>10</sup> (Gráfico 1). Os anos em que este facto não se verificou foram 2006, 2007 e 2013, que se caracterizaram pela implementação de medidas administrativas de descongestionamento, como referido em Garoupa e Pinheiro (2014b). Neste contexto, a taxa de litigância em Portugal, calculada como o rácio entre os processos cíveis entrados nos tribunais de primeira instância e a população residente, apresentou uma tendência semelhante à observada para os processos entrados, passando de 3,0 para 4,5 por 100 habitantes entre 1993 e 1997, e oscilando em torno deste valor nos anos seguintes.

O gráfico 2 mostra a repartição dos processos cíveis entrados pelos seus principais tipos, designadamente ações declarativas, que se destinam a definir a existência de um direito, e ações executivas, que se destinam a exigir o cumprimento de uma obrigação anteriormente estabelecida.

A relativa estabilização do número de processos entrados a partir do final da década de 90 esteve em parte associada à generalização do procedimento de injunção, que permite ao credor de uma dívida obter um título executivo, a fim de intentar a recuperação da mesma. De facto, as alterações legislativas realizadas neste período alargaram a abrangência deste procedimento<sup>11</sup>, o que resultou num aumento da sua utilização, em

---

9. É possível obter os salários dos advogados que trabalham por conta de outrem através dos Quadros de Pessoal. Contudo, tendo em conta o inquérito realizado pela Ordem dos Advogados em 2003 (Caetano 2003) e o número de observações disponíveis naquela base de dados, os trabalhadores por conta de outrem representarão uma pequena parte (cerca de 5 por cento) do universo total de advogados, o que limita fortemente a utilização desta informação.

10. Para uma análise pormenorizada dos fluxos e dos indicadores de desempenho do sistema de justiça em Portugal, ver as publicações disponíveis no sítio da Direção-Geral de Política da Justiça e ainda Gouveia *et al.* (2012).

11. A figura da injunção foi criada pelo Decreto-Lei (DL) n.º 404/93, tendo como limite metade do valor da alçada dos tribunais de 1.ª instância, mas a sua utilização foi inexpressiva (ver preâmbulo ao DL n.º 269/98). O DL n.º 269/98 elevou este limite para a alçada da 1.ª instância

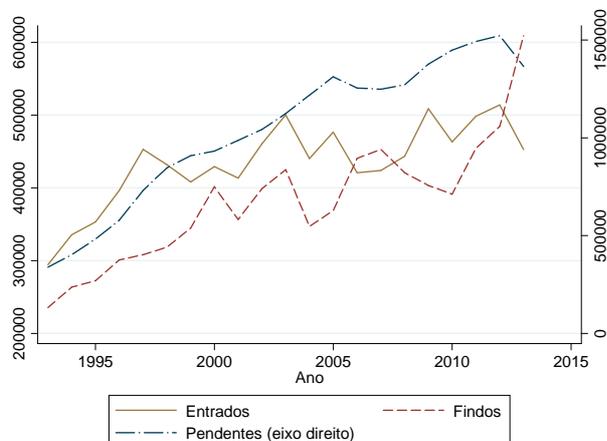


GRÁFICO 1: Processos entrados, findos e pendentes na justiça cível

Nota: Os processos entrados e findos não incluem processos transitados (movimentados internamente entre tribunais).

detrimento de ações declarativas. Esta transferência de processos é visível no aumento considerável do conjunto de ações declarativas e injunções a partir do final dos anos 90, que contrasta com a queda expressiva do total de ações declarativas entradas. Refira-se, adicionalmente, que foi criado em 2008 o Balcão Nacional de Injunções (Portaria n.º 220-A/2008), procedendo-se à desmaterialização deste procedimento, o que levou temporariamente a um aumento muito significativo do número de injunções que deram entrada no sistema de justiça. Por seu turno, as execuções entradas mantiveram uma tendência claramente crescente até 2003, tendo estabilizado em cerca de 200 mil ações por ano após esse período. Por último, nos restantes tipos de processos que incluem, por exemplo, as ações relacionadas com a falência, insolvência e recuperação de empresas e os procedimentos de reclamação de créditos, observou-se um aumento dos processos entrados, especialmente a partir de 2006.

Importa igualmente considerar como tem evoluído o recurso a mecanismos de resolução alternativa de litígios e aos Julgados de Paz, uma vez que se poderiam entender como substitutos da litigância cível. Os dados disponíveis relativamente ao recurso à Arbitragem e aos Julgados de Paz apontam para um desenvolvimento ainda incipiente destas áreas, com cerca de 10 mil processos entrados em 2013, em cada um destes mecanismos. Além

---

e removeu obstáculos de natureza processual. Posteriormente, o DL n.º 32/2003 alargou o seu âmbito a todos os atrasos de pagamento em transações comerciais, independentemente do valor em dívida, e o DL n.º 107/2005 aumentou o limite para a alçada dos Tribunais da Relação (para mais detalhe, ver Gomes 2006).

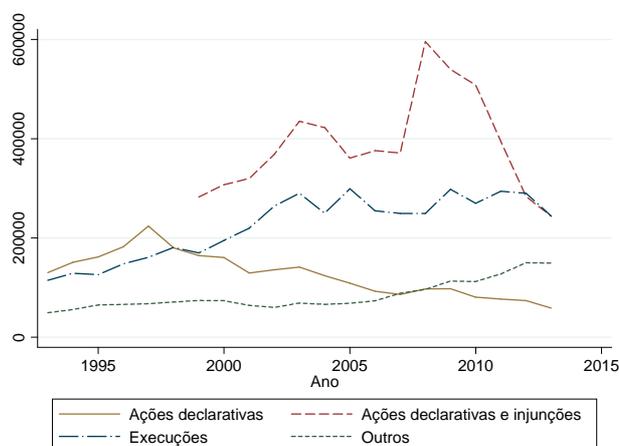


GRÁFICO 2: Evolução dos processos cíveis entrados, por tipo de processo, e do recurso ao procedimento de injunção

disso, os resultados do inquérito a um conjunto de empresas portuguesas apresentados em Gouveia *et al.* (2012) corroboram a fraca utilização destes mecanismos, revelando que apenas 5 por cento das empresas estiveram envolvidas num processo com recurso a algum dos referidos instrumentos alternativos de resolução de litígios, nos três anos anteriores. Em rigor, não é claro que a maior utilização deste tipo de soluções conduza a uma redução dos processos entrados, argumentando Garoupa e Pinheiro (2014a) que estas alternativas são, na prática, geradoras de litigância.

### *Comparação internacional*

As taxas de litigância calculadas com base em dados do CEPEJ para 2010 (CEPEJ 2012) são apresentadas em Palumbo *et al.* (2013), para um conjunto de economias avançadas. Estes dados são apresentados no quadro 1, incluindo a atualização deste indicador para 2012 com base em cálculos dos autores. Importa referir que, com o intuito de assegurar a comparabilidade dos dados em termos internacionais, o CEPEJ baseia-se numa repartição dos processos por áreas que difere da classificação adotada em Portugal. Assim, a taxa de litigância apresentada no quadro 1 considera os processos entrados não apenas na justiça cível mas também na justiça laboral e tutelar, excluindo, contudo, as execuções. Para 2010, o valor apresentado para a taxa de litigância cível em Portugal aproxima-se do observado na França e na Alemanha, colocando Portugal no grupo de países com taxas mais elevadas, mas abaixo dos níveis apresentados pela Itália e a Espanha, por exemplo. Contudo, a replicação dos cálculos para 2012 gera resultados bastante diferentes para alguns países, o que mostra que a comparação de dados relativos a países com sistemas de justiça muito diversos deve ser realizada com prudência.

	2010	2012
Finlândia	0,3	0,2
Noruega	0,4	0,4
Luxemburgo	0,4	0,9
Suécia	0,7	0,7
Dinamarca	1,3	0,8
Áustria	1,3	1,2
Estónia	1,6	1,2
Polónia	2,1	2,8
Hungria	2,2	4,4
Suíça	2,2	2,9
Eslovénia	2,2	1,8
Eslováquia	2,4	3,0
França	2,8	2,6
<b>Portugal</b>	<b>3,0</b>	<b>3,5</b>
Alemanha	3,5	2,0
Itália	4,0	2,6
Grécia	4,0	5,8
Espanha	4,2	3,8
República Checa	4,5	3,5
Rússia	9,6	4,5

QUADRO 1. Taxa de litigância em diferentes países europeus (processos entrados por 100 habitantes)

Fontes: Palumbo *et al.* (2013) para 2010 e cálculos dos autores com dados do CEPEJ e do Eurostat para 2012.

### *Distribuição regional*

A litigância nas diferentes regiões do país tem apresentado uma evolução bastante heterogénea. No período em estudo observou-se uma redução expressiva da média de processos entrados por habitante nas duas comarcas do país com maiores níveis de litigância, Lisboa e Porto<sup>12</sup>, enquanto as taxas de litigância médias no conjunto das restantes comarcas, quer as situadas em círculos do litoral, quer em círculos do interior, apresentaram uma tendência crescente entre 1993 e 2013 (Gráfico 3). Observando a distribuição da litigância ao longo do tempo, é inequívoca a tendência de aumento da dispersão (Gráfico 4), a qual ocorreu em simultâneo com a redução da concentração de processos em Lisboa e Porto. De destacar que o número de processos entrados nestas duas comarcas representava mais de 40 por cento do total de processos entrados a nível nacional até 2006, percentagem que diminuiu para metade logo em 2010.

12. Note-se que, tendo em conta a definição territorial mais abrangente em vigor entre 1993 e 2013, a comarca do Porto compreende as comarcas do Porto, Valongo, Gondomar e Maia de acordo com o mapa judiciário de 2013.

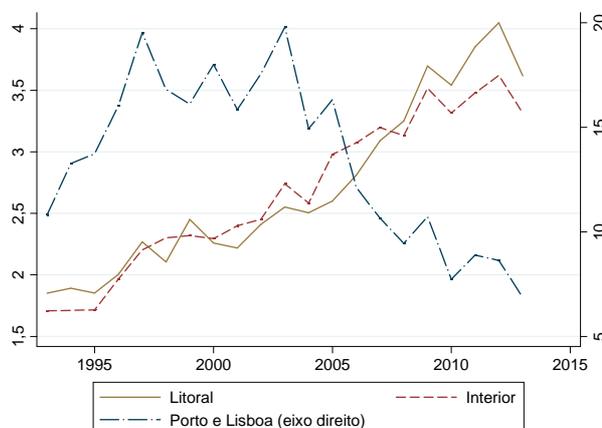


GRÁFICO 3: Evolução da taxa de litigância no litoral, no interior e em Lisboa e Porto

Nota: O litoral (interior) inclui as comarcas em círculos do litoral (interior), exceto Lisboa e Porto.

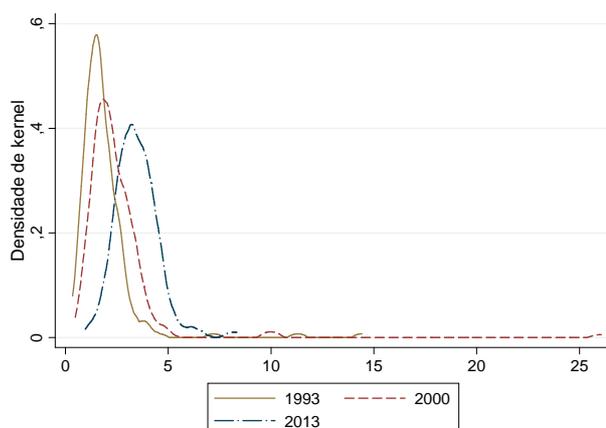


GRÁFICO 4: Distribuição das taxas de litigância pelas comarcas em 1993, 2000 e 2013

Em parte, esta evolução estará relacionada com a entrada em vigor da Lei nº 14/2006, que alterou a definição da competência territorial dos tribunais, impondo o domicílio do réu como regra para ações relativas ao cumprimento de obrigações, exceto quando ambas as partes residam nas áreas metropolitanas de Lisboa ou do Porto ou quando o réu for pessoa coletiva, caso em que se pode optar pelo local onde a obrigação deveria ter sido cumprida. As sedes sociais dos grandes litigantes encontram-se concentradas

em Lisboa e no Porto (respetivamente, 67 e 14 por cento)<sup>13</sup>, o que torna estas comarcas nos principais focos de litigância relacionada com o cumprimento de obrigações. Deste modo, a alteração legislativa em causa terá contribuído para uma menor concentração de processos nestas comarcas e, em geral, para uma maior dispersão geográfica da litigância.

## Determinantes da litigância: regressões em painel

### *Variáveis explicativas*

A análise das determinantes da litigância, medida pelo logaritmo do número de processos entrados na justiça cível *per capita* ( $TxLitig$ ), é primeiramente levada a cabo através de regressões econométricas em que se consideram fatores explicativos que variam simultaneamente ao longo do tempo e entre comarcas (equação (1)). As variáveis explicativas incluem, para além da própria taxa de litigância desfasada, a duração média dos processos findos em meses (*Duração*), também desfasada, pois a duração dos processos findos no ano corrente não faz parte do conjunto de informação dos agentes económicos no momento em que a decisão de interpor uma ação é tomada. Além disso, inclui-se como regressor uma variável que pretende captar a alteração da competência territorial dos tribunais em 2006 (*Ref2006*). Esta variável assume o valor 1 nas observações correspondentes ao período após a reforma para as comarcas de Lisboa e Porto, no pressuposto de que estas seriam as mais afetadas (ver a secção anterior). Foi também incluído o logaritmo do número de processos entrados em outras áreas processuais *per capita* ( $TxLitigNãoCível$ ), que pretende modelizar a litigância cível com origem em outras áreas processuais. A validade deste regressor assenta no pressuposto de que um efeito recíproco, isto é, a existência de litigância em outras áreas processuais com origem no cível, tem uma expressão diminuta. Este pressuposto é corroborado designadamente pela proporção significativa de processos cíveis entrados nos juízos criminais, não se verificando o inverso.

Por último, para controlar para o impacto dos tribunais de círculo, que existiram durante um período de tempo limitado e abrangeram cerca de dois terços das comarcas, foi incluída na regressão uma variável relativa ao número de processos entrados nestes tribunais por 100 habitantes (*TribCirc*). Não é possível controlar, de forma correspondente, para os processos entrados nos restantes tribunais com abrangência superior à comarca mas de âmbito infranacional, pois a informação disponível não permite alocá-los a um conjunto de comarcas. Em todo o caso, nestes tribunais entraram, em média,

---

13. Considerando como grandes litigantes as sociedades comerciais que, tanto em 2013 como em 2014, geraram mais de 500 ações, procedimentos ou execuções.

somente 4 por cento do total anual de processos cíveis. Finalmente, no que respeita aos tribunais de âmbito nacional, o impacto sobre a entrada de processos considerada na base de dados tenderá a ser captado pelos efeitos fixos de ano, como de seguida se descreve.

$$TxLitig_{i,t} = c + \beta_1 TxLitig_{i,t-1} + \beta_2 Duração_{i,t-1} + \beta_3 Ref2006_{i,t} + \beta_4 TxLitigN\grave{a}oC\acute{i}vel_{i,t} + \beta_5 TribCirc_{i,t} + \alpha_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t}, \quad (1)$$

onde  $i$  indexa a comarca e  $t$  o ano e se incluem, para além das variáveis acima referidas, efeitos fixos de comarca ( $\alpha_i$ ), no sentido de captar as características específicas das mesmas, e efeitos fixos de ano ( $\delta_t$ ), de modo a controlar para as especificidades de determinado ano, com um impacto transversal a todas as comarcas. Os efeitos fixos de ano podem captar uma multiplicidade de fatores, designadamente, alterações na configuração dos tribunais especializados e na legislação relativa ao processo civil (como a generalização do recurso à injunção, referida na secção anterior), incluindo alterações das custas judiciais, bem como o efeito de diversos fatores como o ciclo económico e a litigância de massas. Além disso, o procedimento de recolha da informação para as estatísticas da justiça mudou em 2007, ano em que aquela passou a ser recolhida diretamente a partir do sistema informático dos tribunais. Os efeitos fixos de ano também captarão um eventual impacto desta mudança sobre os dados utilizados, desde que afete transversalmente as comarcas. Para além da taxa de litigância cível como um todo, foram realizadas regressões particulares para as ações declarativas e as execuções, com o objetivo de se perceber se poderiam existir determinantes distintas destes tipos de ações.

### **Resultados**

No quadro 2 apresentam-se as estimativas da equação (1) pelo estimador de Arellano e Bond (1991) (ver Apêndice B para mais detalhes). Os resultados apontam para uma relação negativa entre a duração dos processos findos e a respetiva taxa de litigância, o que pode indiciar a existência de um efeito de congestão.

Um impacto negativo da duração dos processos findos na litigância é plausível no pressuposto de que tal duração é, no momento da tomada de decisão sobre a interposição de um processo, utilizada como indicador da duração expectável do mesmo, fator que pode assumir grande relevo. Garoupa *et al.* (2006) encontram evidência de uma relação positiva entre a taxa de litigância e a expansão do sistema judicial, medida pelo número de juizes, facto que é compatível com a evidência de racionamento por fila de espera decorrente da relação negativa entre a duração e a taxa de litigância. Não é de excluir que o impacto real da duração esteja subestimado, dado que a estimativa do coeficiente pode estar a captar um outro efeito desta

variável na litigância, de sinal positivo, na medida em que a morosidade do sistema judicial possa constituir um incentivo ao incumprimento de contratos. Contudo, tendo em consideração que este incentivo dependerá essencialmente da perceção global da eficácia do sistema, o mesmo poderá ser também captado pelos efeitos fixos de ano.

Por tipo de ações cíveis, a estimativa pontual do efeito da duração é mais forte e precisa para as execuções. Tal evidência poderá resultar de estas ações serem, relativamente às ações declarativas, mais frequentemente interpostas por empresas<sup>14</sup>, que poderão ter melhor perceção relativamente à duração dos processos.

O impacto da litigância em outras áreas processuais sobre a litigância cível é positivo, espelhando o facto de a interposição de processos nas áreas criminal, laboral e tutelar dar origem a processos cíveis. Não é de excluir que esta variável capte também o efeito de determinantes comuns (omitidas na equação) das ações cíveis e não cíveis.

Variável explicativa	Estimador Arellano-Bond			Estimador efeitos fixos Ações cíveis
	Ações cíveis	Declarativas	Execuções	
Taxa de litigância(t-1)	0,584*** (0,041)	0,569*** (0,044)	0,578*** (0,039)	0,503*** (0,025)
Duração dos processos findos(t-1)	-0,012*** (0,003)	-0,004* (0,003)	-0,008*** (0,003)	0,002 (0,002)
Reforma 2006	-0,753** (0,312)	-0,846 (0,533)	-1,118*** (0,399)	-0,521*** (0,057)
Tribunais de círculo	-0,06 (0,054)	-0,342*** (0,124)	-0,53 (0,397)	-0,06 (0,05)
Entrados não cível	0,188*** (0,027)	0,204*** (0,034)	0,231*** (0,039)	0,141*** (0,015)
Teste de Hansen (valor-p)	0,312	0,548	0,299	-
N (Comarcas)	210	210	210	210
T (Anos)	19	19	19	19

QUADRO 2. Determinantes da litigância: regressões em painel

Notas: Resultados da estimação da equação (1), com o logaritmo da respetiva taxa de litigância como variável dependente, pelo estimador de Arellano-Bond, instrumentando as variáveis não estritamente exógenas (*TxLitig(t-1)*, *Duração(t-1)* e *TribCirc*) pelos seus desfasamentos (2 a 6), em níveis. Na última coluna, apresentam-se os resultados da estimação pelo estimador de efeitos fixos que assume que todas as variáveis são estritamente exógenas. Os desvios-padrão encontram-se entre parêntesis. Valores-p: \* <0.1; \*\* <0.05; \*\*\* <0.01.

A existência dos tribunais de círculo apenas tem impacto ao nível das ações declarativas, indicando uma redução no número de processos entrados nas comarcas abrangidas por aqueles tribunais. Uma maior relevância no caso das

14. Gomes (2006) conclui que, em média, entre 2000 e 2004 as empresas mobilizaram 63 por cento das ações declarativas e quase 90 por cento das ações executivas.

ações declarativas pode estar associada ao maior peso dos tribunais de círculo nestas ações que se situou, em média, em 3,4 por cento, entre 1993 e 1999, face a 1,3 por cento no caso das ações executivas.

Os resultados apontam para uma menor concentração de processos em Lisboa e no Porto no período em que já se encontrava em vigor a competência territorial dos tribunais associada à residência do réu, que terá direcionado para outras comarcas ações relativas ao cumprimento de obrigações em que o réu não residia nas áreas metropolitanas de Lisboa ou Porto. Este efeito é apenas significativo para as execuções, que terão sido mais afetadas pela referida alteração legislativa. Importa frisar que não se pretende aqui avaliar o impacto desta alteração legislativa, mas fundamentalmente controlar para os efeitos da mesma na distribuição regional da litigância.

Na equação (1) são também estimados os efeitos fixos de ano, que idealmente seriam regredidos num conjunto de possíveis determinantes da evolução da taxa de litigância ao longo do tempo (numa abordagem semelhante à seguida para os efeitos fixos de comarca, na próxima secção). O facto de se dispor de apenas 19 anos de observações impede porém a prossecução desta abordagem. Na tentativa de se obter evidência sobre esta questão, analisou-se a correlação entre a variação da litigância medida pelas estimativas dos efeitos fixos de ano e a variação de alguns fatores com potencial relevância neste contexto. Consideraram-se os indicadores de litigância de massas mencionados na secção dedicada aos dados, a saber, o *stock* de crédito de cobrança duvidosa a empresas e a particulares e o número de contratos associados ao serviço telefónico móvel, bem como o valor da unidade de conta utilizada no cálculo das custas judiciais. As correlações têm o sinal esperado, isto é, positivo para as primeiras três variáveis e negativo para a quarta, mas carecem de significância estatística. Considerou-se ainda a correlação com a taxa de crescimento do PIB real, sendo esta negativa mas também estatisticamente não significativa. Uma variação contra-cíclica do número de processos entrados refletirá uma maior tendência para o incumprimento de contratos com a deterioração das condições económicas. Refira-se, contudo, que o crescimento económico e a litigância poderão estar positivamente associados no longo prazo, na medida em que um aumento da complexidade das relações económicas poderá contribuir para uma maior litigância.

## Determinantes da litigância: características estruturais das comarcas

### *Variáveis explicativas*

Na sequência da estimação da equação (1), a variável dependente é agora a estimativa dos efeitos fixos de comarca<sup>15</sup>. As variáveis explicativas são incluídas como valores médios para o horizonte temporal em que se encontram disponíveis e compreendem: o número de advogados *per capita* inscritos no círculo em que a comarca se insere (*Advogados*), o número de pequenas e médias (*PME*) e de grandes empresas (*GrEmpresas*) relativamente à população da comarca, a densidade populacional (*DensPop*), o índice de poder de compra (*PoderCompra*) e, finalmente, a taxa de analfabetismo (*TxAnalfabetismo*).

A literatura que se dedica à estimação das determinantes da procura de justiça não tem considerado a existência de efeitos de interação espacial, não permitindo que a litigância numa dada região dependa também das características das regiões que a rodeiam. Com efeito, na medida em que uma das partes de um processo judicial não resida na comarca onde a ação é interposta, é expectável que exista interdependência entre comarcas na determinação da litigância, particularmente entre comarcas limítrofes ou próximas. Para modelizar este fenómeno recorreu-se a um modelo econométrico espacial (ver, por exemplo, Paelinck e Klaassen 1981; Anselin *et al.* 1995, 2004) que utiliza informação sobre a localização das unidades geográficas presentes na amostra - as comarcas - sumariada numa matriz de pesos espaciais. A construção desta matriz pode obedecer a diversos critérios, designadamente, um critério de contiguidade, que implicaria confinar a interdependência a unidades geográficas contíguas, ou um critério de distância. Neste artigo optou-se pelo segundo critério, na medida em que deverá ser primordialmente a distância (em detrimento da existência uma fronteira territorial comum) a determinar a intensidade dos efeitos espaciais que se procura captar.

Nos modelos espaciais podem considerar-se efeitos de interação de diversos tipos, designadamente os chamados efeitos exógenos que, neste contexto, consistem em fazer depender a litigância numa dada comarca das características das comarcas vizinhas (tomando como ponderador a distância). A estimação pode ainda incorporar efeitos de interação relativamente aos termos de erro, no pressuposto de que os fatores explicativos da litigância omitidos do modelo têm o mesmo tipo de

---

15. Esta estimativa é obtida a partir da média, por comarca, dos resíduos compósitos. Mais especificamente, toma-se o efeito fixo não condicionado à litigância que se verificou no período anterior, cuja expressão é dada por  $\alpha_i/(1 - \beta_1)$ , em que  $\beta_1$  é o coeficiente da taxa de litigância desfasada. Os resíduos compósitos constituem uma estimativa de  $(c + \alpha_i + \varepsilon_{i,t})$  na equação (1).

dependência espacial<sup>16</sup>. A equação (2) apresenta a especificação a estimar, que inclui as variáveis explicativas descritas e também as médias ponderadas pelos pesos espaciais dos valores assumidos nas outras comarcas para cada uma destas variáveis, com exceção dos advogados<sup>17</sup>. Assume-se para o termo de erro um mecanismo de correlação espacial idêntico.

$$\begin{aligned}\hat{\alpha}_i &= c + \beta_1 Advogados_k + \beta_2 PME_i + \beta_3 GrEmpresas_i + \beta_4 DensPop_i \\ &+ \beta_5 PoderCompra_i + \beta_6 TxAnalFabetismo_i + \mathbf{w}_i \mathbf{X} \boldsymbol{\gamma} + e_i, \\ e_i &= \lambda \mathbf{w}_i \mathbf{e} + \varepsilon_i,\end{aligned}\quad (2)$$

onde  $i$  indexa a comarca e  $k$  o círculo,  $\hat{\alpha}_i$  é a estimativa do efeito fixo de comarca,  $\mathbf{w}_i$  é a linha da matriz  $\mathbf{W}$  de ponderadores espaciais que corresponde à comarca  $i$ ,  $\mathbf{X}$  é uma matriz cujas colunas contêm os regressores que admitem interação espacial, e  $\boldsymbol{\gamma}$  contém os coeficientes dos regressores interagidos. O elemento  $w_{ij}$  da matriz  $\mathbf{W}$  resulta do inverso da distância entre as comarcas  $i$  e  $j$  (do Continente)<sup>18</sup> se  $i \neq j$ , e é igual a 0 se  $i = j$ . O ponderador  $w_{ij}$  foi truncado para 0 nos casos de comarcas distando mais de 100 Km entre si. Foram consideradas distâncias menores para esta truncagem e também a não imposição da mesma, sem que se verificassem alterações importantes nos resultados. Na equação relativa ao termo de erro,  $\lambda$  é o coeficiente de autocorrelação espacial.

### Resultados

O quadro 3 apresenta os resultados do modelo incluindo efeitos de interação espacial, para as ações cíveis como um todo e também as ações declarativas e executivas de forma separada. Na última coluna, apresentam-se como termo de comparação as estimativas do modelo sem efeitos espaciais, isto é, impondo a restrição  $\boldsymbol{\gamma} = 0$  e  $\lambda = 0$  na equação (2) (ver Apêndice B para os métodos de estimação). Como as variáveis explicativas são medidas

16. Não parece adequado tomar em consideração efeitos de interação endógenos (relativos à própria variável dependente), uma vez que a decisão por parte de um agente de interpor uma ação numa dada comarca não dependerá normalmente da decisão por parte de outros agentes de interporem ações em outras comarcas (uma vez controlando para as interações espaciais relativamente a variáveis explicativas observadas e omitidas). Note-se que a lei estabelece a comarca onde uma dada ação tem de ser interposta e, mesmo nos casos em que existe possibilidade de escolha, esta está muito restringida.

17. Como se explicou na secção relativa aos dados, a variável *Advogados* entra na regressão ao nível do círculo, o qual é geograficamente bastante mais vasto do que a comarca.

18. Os ponderadores são determinados de modo a que as comarcas mais próximas tenham um peso maior e a sua soma, para uma dada comarca, seja igual a 1. A distância entre comarcas que serve de base a esta matriz é calculada como a distância euclideana entre os respetivos centróides, tendo estes sido obtidos através da informação por concelho disponível na Carta Administrativa Oficial de Portugal para 2014, consultada no sítio da Direção-Geral do Território ([www.dgterritorio.pt](http://www.dgterritorio.pt)).

em unidades muito distintas (ver quadro A.2 no Apêndice A), no gráfico 5 apresenta-se o impacto percentual sobre a taxa de litigância cível de variações nos regressores socioeconómicos numa base mais comparável (com a magnitude de 1 desvio-padrão). Nos resultados desta secção consideram-se somente as comarcas situadas em Portugal continental. De referir que a inclusão das comarcas insulares (no modelo sem interações espaciais) não altera as conclusões quanto às variáveis estatisticamente significativas e os respetivos coeficientes.

Variável explicativa	Ações cíveis	Declarativas	Execuções	Ações cíveis modelo sem efeitos espaciais
Constante	2,004*** (0,234)	1,144*** (0,24)	0,420 (0,403)	0,642** (0,105)
Pequenas e médias empresas	3,647*** (1,273)	2,850** (1,388)	4,500*** (1,651)	-0,196 (1,34)
Grandes empresas	0,590* (0,326)	0,706** (0,354)	0,587 (0,427)	0,993* (0,437)
Poder de compra	0,273** (0,128)	0,279** (0,14)	0,326** (0,166)	0,003 (0,128)
Taxa de analfabetismo	-1,355*** (0,47)	-0,190 (0,51)	-2,454*** (0,616)	-2,194** (0,397)
Densidade populacional	0,520 (0,44)	0,164 (0,469)	0,492 (0,565)	0,238 (0,48)
Advogados	0,801*** (0,166)	1,073*** (0,174)	0,987*** (0,206)	1,191** (0,219)
W*Pequenas e médias empresas	-22,522*** (4,788)	-12,503*** (4,666)	-27,634*** (7,982)	
W*Grandes empresas	-2,392 (2,468)	-1,375 (2,565)	-2,498 (3,557)	
W*Poder de compra	1,615*** (0,551)	-0,051 (0,546)	2,175** (0,892)	
W*Taxa de analfabetismo	-5,052*** (1,532)	-10,026*** (1,65)	-1,204 (2,308)	
W*Densidade populacional	-6,870*** (1,789)	-5,080*** (1,742)	-6,421** (2,993)	
Lambda	0,103 (0,286)	-0,065 (0,329)	0,500** (0,214)	
Signif. interações - W's (valor-p)	[0,00]	[0,00]	[0,00]	
N (comarcas)	192	192	192	192

QUADRO 3. Impacto das características da comarca sobre a litigância

Notas: Resultados da estimação da equação (2) para as comarcas do Continente, com os efeitos-fixos de comarca como variável dependente, por um estimador da máxima verosimilhança (LeSage, 2004). Na última coluna, apresentam-se os resultados da estimação por um estimador dos mínimos quadrados do modelo sem efeitos espaciais. Os desvios-padrão encontram-se entre parêntesis. Valores-p: \* <0,1; \*\* <0,05; \*\*\* <0,01.

A evidência apresentada no quadro 3 é clara quanto à significância conjunta dos regressores interagidos com a matriz de pesos espaciais. Relativamente à existência de autocorrelação espacial nos erros, esta é significativa apenas no caso das ações executivas. A especificação com termos

de interação espacial revela-se mais informativa, na medida em que permite destrinçar a origem geográfica dos impactos. Com efeito, o impacto na litigância de um dado fator pode diferir consoante a sua origem seja a própria comarca ou uma comarca vizinha (como se discute abaixo). Como as comarcas próximas tendem a ter características semelhantes, existe uma correlação positiva e relativamente forte a este respeito<sup>19</sup>. Assim, na regressão sem termos de interação espacial os coeficientes captam uma mistura dos impactos com origem na própria comarca e nas comarcas vizinhas.

As empresas sediadas na comarca aparecem como um gerador de litigância no que respeita às pequenas e médias empresas e, no caso das ações declarativas, também no que respeita às grandes empresas. Esta evidência está de acordo com Gomes (2006) que conclui que, entre 2000 e 2004, cerca de três quartos das ações cíveis foram interpostas por empresas. Em contraste, a litigância *per capita* varia negativamente com a concentração de pequenas e médias empresas nas comarcas vizinhas (o que, na regressão sem efeitos espaciais, perturba a estimativa referente à própria comarca). Quanto às grandes empresas, as interações espaciais carecem de significância estatística. O sinal negativo da relação entre a litigância numa comarca e a concentração de pequenas e médias empresas nas áreas circundantes poderá estar associado ao facto de a proporção de relações económicas intracomarca diminuir com o aumento de tal concentração. Desta forma, uma parte da litigância que adviria destas relações será desviada para as comarcas vizinhas (designadamente, quando as mesmas constituem o domicílio do demandado). Além disso, relativamente à litigância entre particulares e empresas, no pressuposto de que cabe a estas a iniciativa na maioria das ações deste tipo, tal resultado poderá refletir também a preferência por parte das empresas por interpor ações judiciais na própria comarca<sup>20</sup>.

Na interpretação do impacto estimado das grandes empresas na litigância, convém referir que esta variável explicativa não é apropriada para captar o fenómeno da litigância de massas. Com efeito, uma parte significativa dos grandes litigantes são empresas de grande dimensão, mas constituem uma pequena parte deste universo – concentrando-se essencialmente nas comarcas de Lisboa e Porto e no setor dos serviços. Na verdade, não é fácil estudar este fenómeno com a informação disponível. Em particular, uma variável binária identificando as comarcas onde está localizada a sede social de pelo menos um grande litigante (ver definição na nota de rodapé 13) não é adequada para tal

---

19. A correlação entre um dado regressor (digamos,  $x$ ) e a sua versão interagida com a matriz de pesos espaciais ( $Wx$ ) varia entre 0.43 para a concentração de grandes empresas e 0.70 para a taxa de analfabetismo.

20. Esta possibilidade era mais ampla antes da mencionada alteração da competência territorial dos tribunais, em 2006. Mesmo após esta reforma e para ações que respeitem ao cumprimento de obrigações, continua a existir possibilidade de escolha quando as partes residam nas áreas metropolitanas de Lisboa e Porto.

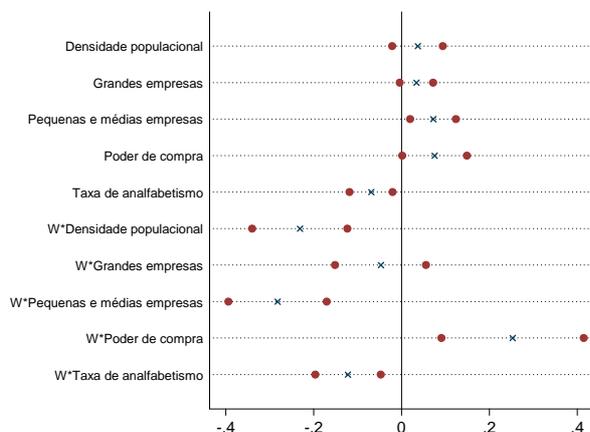


GRÁFICO 5: Variação percentual na taxa de litigância cível em resultado de variações dos regressores socioeconómicos de magnitude comparável

Nota: Consideram-se aumentos de 1 desvio-padrão em cada regressor; o gráfico mostra a estimativa pontual (x a azul) e o intervalo de confiança a 95 por cento (círculos a vermelho).

fim, pois funcionaria como um efeito fixo para comarcas com os níveis mais altos de desenvolvimento económico no país.

Na especificação com termos de interação espacial, as comarcas com maior poder de compra apresentam maiores níveis de litigância cível, o que não surpreende tendo em conta a provável associação entre o rendimento disponível e a concessão de crédito ou celebração de contratos com pagamento diferido no tempo. Refira-se que a litigância neste tipo de relações jurídicas está frequentemente relacionada com o incumprimento por parte do devedor e traduz-se maioritariamente em ações executivas, mas também em ações declarativas para reconhecimento de dívida. Um efeito das comarcas vizinhas está, para o poder de compra, confinado às ações executivas (transparecendo também no cível como um todo). Neste caso, o coeficiente é positivo, o que sustenta uma complementaridade entre comarcas quanto ao papel deste fator na geração de litigância, ao contrário da concentração de empresas que determina um efeito de substituição entre as mesmas. Nesta regressão, o poder de compra estará a captar o nível geral de desenvolvimento económico das comarcas, na medida que se estão a fixar outros indicadores, como a densidade do tecido empresarial.

Uma maior taxa de analfabetismo tem um impacto negativo na taxa de litigância cível, o que seria de esperar na medida em que as comarcas com menores níveis de educação serão aquelas em que se registam relações sociais com menor grau de formalidade, o que poderá reduzir a propensão para a litigância. Este resultado verifica-se para as execuções, mas não para as ações

declarativas. Também neste caso se verifica em geral uma complementaridade entre comarcas quanto aos efeitos estimados.

É interessante constatar que alguns fatores socioeconómicos, como a densidade de pequenas e médias empresas e o poder de compra, parecem desempenhar um papel mais importante na litigância quando têm origem nas comarcas circundantes do que na própria comarca, não obstante o grau de incerteza das estimativas. Esta importância das interações espaciais reflete provavelmente a reduzida dimensão da unidade-base da organização territorial da justiça face à amplitude geográfica das transações entre os agentes económicos. Tal evidência remete para a necessidade de se considerar o meio envolvente à comarca na definição de políticas na área da justiça.

### ***Impacto da concentração de advogados sobre a litigância***

Os resultados no quadro 3 sustentam a hipótese de um impacto positivo da concentração de advogados na litigância, quer nas ações declarativas, quer nas ações executivas. A indução da procura por parte dos advogados é plausível neste mercado, por se tratar de um serviço baseado na confiança<sup>21</sup> que, pelo seu elevado grau de complexidade técnica, é caracterizado por informação fortemente assimétrica entre o prestador e o cliente. Esta assimetria estende-se a aspetos essenciais na decisão de interpor um processo, como a duração esperada e a probabilidade de sucesso. A evidência encontrada poderá também decorrer da prática de honorários inferiores em mercados mais concorrenciais o que, por sua vez, tornaria a litigância financeiramente mais atrativa. Com efeito, em Portugal, ao contrário de alguns outros países europeus (Palumbo *et al.* 2013), os honorários não estão tabelados por lei, sendo somente regulados pela Ordem dos Advogados. Infelizmente, como referido na secção relativa aos dados, não foi possível recolher informação sólida relativa aos honorários praticados pelos advogados, que permitisse averiguar esta questão.

A evidência apresentada no quadro 3 tem todavia a importante limitação de a concentração de advogados ser presumivelmente endógena, uma vez que deverá responder positivamente ao grau de litigância da comarca. Assim, no Apêndice C apresentam-se os resultados quando a variável em causa é instrumentada pela distância de uma dada comarca à comarca onde se localiza a faculdade de direito mais próxima, procedimento também seguido em Carmignani e Giacomelli (2010) (ver Apêndice B para detalhes relativos à estimação). A utilização desta variável instrumental pressupõe que a mesma está (negativamente) correlacionada com o número de advogados *per capita*,

---

21. Na terminologia de origem anglo-saxónica este tipo de bens e serviços são denominados *credence goods* (Darby e Karni 1973). Dulleck e Kerschbamer (2006) apresentam uma revisão da literatura sobre este tema, debruçando-se sobre os efeitos expectáveis tendo em conta as características de cada mercado.

mas não afeta diretamente a litigância. Relativamente ao primeiro pressuposto refira-se que se estima um efeito negativo e estatisticamente significativo da variável instrumental sobre o número de advogados, controlando para as restantes variáveis explicativas incluídas na regressão (2).

Em primeiro lugar, tem interesse comparar as novas estimativas para as restantes variáveis com as do quadro 3, visto que a endogeneidade da variável advogados também poderia enviesar os coeficientes dos restantes regressores. Verifica-se que as estimativas não se alteram de forma significativa, no que se refere aos sinais e magnitudes dos coeficientes. Contudo, algumas das variáveis perdem significância estatística, como acontece com a densidade de grandes empresas e o poder de compra, ao nível da própria comarca, o que poderá refletir o aumento da variância que é característico dos estimadores de variáveis instrumentais. Mantêm-se os indícios de indução do recurso à justiça cível por parte dos advogados, o que está de acordo com os estudos anteriormente mencionados (Carmignani e Giacomelli 2010; Bounanno e Galizzi 2010; Ginsburg e Hoetker 2006). Não obstante, ao contrário do que seria de esperar, o coeficiente estimado não é inferior ao apresentado no quadro 3, ainda que os respetivos intervalos de confiança a 95 por cento se intersetem. Desta forma, os resultados quanto à concentração dos advogados têm de se interpretar com cautela, pois existe incerteza quanto a uma correção efetiva da sua endogeneidade na segunda estimação.

## Conclusões

Este artigo apresenta uma abordagem econométrica das determinantes da litigância cível em Portugal, utilizando uma base de dados de painel que inclui 210 comarcas e abrange um período de cerca de 20 anos. A análise realizada permite encontrar evidência de que a decisão de interpor uma ação é negativamente influenciada pela duração dos processos, o que indica que esta variável desempenha um papel de racionamento no acesso à justiça. Além disso, a entrada de processos não cíveis (associados à justiça laboral, criminal e tutelar) tem um impacto positivo sobre a entrada de processos cíveis, indiciando que a implementação de medidas de política numa determinada área processual beneficiará de uma visão integrada do sistema.

Os resultados obtidos corroboram a existência de efeitos de interação espacial importantes entre comarcas, o que sugere que uma avaliação dos recursos afetos a uma comarca deve ter em consideração as características do meio circundante. Os indicadores socioeconómicos considerados apontam para uma relação positiva entre o nível de desenvolvimento do território e a litigância, particularmente visível na taxa de analfabetismo e no poder de compra. Existe ainda evidência de que a localização de empresas é um forte «atrator» de litigância, e diferenças entre comarcas próximas no que se refere à concentração de pequenas e médias empresas acarretam desvios de litigância

entre as mesmas. Por fim, procurando corrigir para potenciais problemas de endogeneidade, encontra-se evidência de indução da procura por parte dos advogados.

Os resultados obtidos neste trabalho devem ser vistos como complementares aos alcançados por abordagens associadas a outras áreas científicas, sendo benéfica uma pluridisciplinaridade na análise das questões da política de justiça. Em termos de investigação futura, seria útil confrontar os mecanismos subjacentes à distribuição geográfica da litigância, estudados neste trabalho, com as alterações na distribuição territorial dos recursos afetos à justiça. Para além disso, seria importante aprofundar a compreensão do impacto na procura de justiça do custo suportado pelos litigantes, aspeto que, por limitações dos dados, não foi possível abordar.

## Referências

- Anderson, Theodore W. e Cheng Hsiao (1982). "Formulation and estimation of dynamic models using panel data." *Journal of Econometrics*, 18, 47–82.
- Anselin, Luc, Raymond Florax, e Sergio Rey (eds.) (1995). *New directions in spatial econometrics: advances in spatial science*. Springer.
- Anselin, Luc, Raymond Florax, e Sergio Rey (eds.) (2004). *Advances in spatial econometrics: methodology, tools and applications*. Springer.
- Arellano, Manuel e Stephen Bond (1991). "Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations." *Review of Economic Studies*, 58, 277–297.
- Banco Mundial (2014). "Doing Business 2015: going beyond efficiency."
- Bounanno, Paolo e Matteo M. Galizzi (2010). "Advocatus, et non latro? Testing the supplier induced demand hypothesis for Italian courts of justice." *Working Papers Fondazione Eni Enrico Mattei*, (52).
- Caetano, António (ed.) (2003). *Inquérito aos advogados portugueses: uma profissão em mudança. Ordem dos Advogados Portugueses*.
- Carmignani, Amanda e Silvia Giacomelli (2010). "Too many lawyers? Litigation in Italian civil courts." *Banca D'Italia Working papers*, (745).
- CEPEJ (2012). "European judicial systems – Edition 2012 (data 2010)." *Council of Europe Publishing*.
- CEPEJ (2014). "European judicial systems – Edition 2014 (data 2012)." *Council of Europe Publishing*.
- Comissão Europeia (2014). "Reforms at work: in Italy, Spain, Portugal and Greece." *European Economy*, (5).
- Comissão Europeia (2015). "EU Justice Score Board." *Communication from the Commission to the European Parliament, the Council, the European Central Bank, the European Economic and Social Committee and the Committee of the Regions*, (COM(2015) 116, final).
- Correia, Pedro e Júlio Joaquim (2013). "O regulamento das custas processuais implicou uma diminuição das receitas para o Estado? O problema da ausência de avaliação prévia de impacto." *Scientia Iuridica LXII*, (331), 107–126.
- Darby, Michael e Edi Karni (1973). "Free Competition and the Optimal Amount of Fraud." *Journal of Law and Economics*, 16(1), 67–88.
- Direção-Geral da Política de Justiça (2014). *Os Números da Justiça 2013*. Ministério da Justiça, Lisboa.
- Djankov, Simeon, Rafael La Porta, Florentio Lopez de Silanes, e Andrei Shleifer (2003). "Courts." *Quarterly Journal of Economics*, pp. 453–517.
- Drukker, David, Peter Egger, e Ingmar Prucha (2013a). "On two-step estimation of a spatial autoregressive model with autoregressive disturbances and endogenous regressors." *Econometric Reviews*, 32, 686–733.
- Drukker, David, Ingmar Prucha, e Rafal Raciborski (2013b). "A command for estimating spatial-autoregressive models with spatial-autoregressive

- disturbances and additional endogenous variables." *Stata Journal*, 13, 287–301.
- Drukker, David, Ingmar Prucha, e Rafal Raciborski (2013c). "Maximum likelihood and generalized spatial two-stage least-squares estimators for a spatial-autoregressive model with spatial-autoregressive disturbances." *Stata Journal*, 13, 221–241.
- Dulleck, Uwe e Rudolf Kerschbamer (2006). "On doctors, mechanics, and computer specialists: the economics of credence goods." *Journal of Economic Literature*, 44(1), 5–42.
- Garcia, Sofia, Nuno Garoupa, e Guilherme Vilaça (2008). "A justiça cível em Portugal: uma perspectiva quantitativa." *Fundação Luso-Americana*.
- Garoupa, Nuno e Zélia Gil Pinheiro (2014a). *A reforma da justiça e implicações para o orçamento e a economia*, chap. in *Para uma Reforma Abrangente da Organização e Gestão do Sector Público – Comunicações e Comentários*, pp. 167–204. Ciclo de seminários Sextas da Reforma.
- Garoupa, Nuno e Zélia Gil Pinheiro (2014b). "Repensar a justiça em Portugal."
- Garoupa, Nuno, Ana Simões, e Vitor Silveira (2006). "Ineficiência do sistema judicial em Portugal: uma exploração quantitativa in *Análise Económica do Direito – Parte II*." *Sub Judice – Justiça e Sociedade*, (34).
- Ginsburg, Tom e Glenn Hoetker (2006). "The unreluctant litigant? An empirical analysis of Japan's turn to litigation." *Journal of Legal Studies*, (35).
- Gomes, Conceição (ed.) (2006). *A geografia da justiça – para um novo mapa judiciário*. Observatório Permanente da Justiça Portuguesa – Centro de Estudos Sociais da Universidade de Coimbra.
- Gouveia, Mariana, Nuno Garoupa, e Pedro Magalhães (eds.) (2012). *Justiça económica em Portugal*, vol. I-III. Fundação Francisco Manuel dos Santos.
- Jappelli, Tulio, Marco Pagano, e Magda Bianco (2005). "Courts and banks: effects of judicial enforcement on credit markets." *Journal of Money, Credit, and Banking*, 37(2), 223–244.
- LeSage, James (2004). "Maximum likelihood estimation of spatial regression models." *Spatial Econometrics Course Lectures, Faculty of Economics, University of Coimbra, Portugal*.
- Lewis, Jeffrey B. e Drew A. Linzer (2005). "Estimating Regression Models in Which the Dependent Variable Is Based on Estimates." *Political Analysis*, 13, 345–364.
- Lorenzano, Dimitri e Federico Lucidi (2014). "The economic impact of civil justice reforms." *European Commission - European Economy Economic Papers*, (530).
- Paelinck, Jean e Leo Klaassen (1981). "Spatial econometrics." *Gower*.
- Palumbo, Giuliana, Giulia Giupponi, Luca Nunziata, e Juan Mora-Sanguinetti (2013). "Judicial performance and its determinants: a cross-country perspective." *OECD Economic Policy Papers*, (05).
- Porta, Rafael La, Florencio Lopez de Silanes, e Andrei Shleifer (2008). "The economic consequences of legal origins." *Journal of economic literature*, 46(2),

285–332.

Posada, Miguel Garcia e Juan Mora-Sanguinetti (2013). “Firm Size and Judicial Efficacy: Evidence for the New Civil Procedures in Spain.” *Bank of Spain Working Paper*, (1303).

Tavares, José (2004). “Institutions and economic growth in Portugal: a quantitative exploration.” *Portuguese Economic Journal*, 3, 49–79.

Wooldridge, Jeffrey M. (2002). *Econometric analysis of cross section and panel data*. The MIT Press, Cambridge, MA.

## Apêndice A: Estatísticas descritivas

Variável	Unidade	Observações	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
Taxa de litigância	Nº / 100 hab.	4410	2,79	1,77	0,26	29,95
Taxa de litigância - ações declarativas	Nº / 100 hab.	4410	0,69	0,69	0,04	19,54
Taxa de litigância - execuções	Nº / 100 hab.	4410	1,39	1,06	0,01	18,34
Taxa de litigância não cível	Nº / 100 hab.	4410	1,50	1,13	0,23	19,93
Duração média dos processos findos	meses	4410	18,30	6,21	1,65	60,39
Duração média dos processos findos - ações declarativas	meses	4410	16,48	6,18	1,17	72,71
Duração média dos processos findos - execuções	meses	4410	21,70	9,34	2,13	66,78
Tribunais de Círculo	Nº / 100 hab.	4410	0,06	0,13	0,00	1,07
Tribunais de Círculo - declarativas	Nº / 100 hab.	4410	0,02	0,06	0,00	0,58
Tribunais de Círculo - execuções	Nº / 100 hab.	4410	0,01	0,02	0,00	0,23

QUADRO A.1. Estatísticas descritivas – variáveis do primeiro conjunto de regressões

Variável	Unidade	Período	Observações	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
Poder de compra	índice base 1	1993-2011 (bienal)	210	0,70	0,27	0,38	2,63
Taxa de analfabetismo	Nº / 100 hab.	1991, 2001, 2011	210	0,12	0,05	0,03	0,30
Advogados	Nº / 100 hab.	2006-2013	210	0,15	0,12	0,07	1,59
Densidade populacional	Hab. / km <sup>2</sup>	1993-2013	210	0,03	0,06	0,00	0,57
Pequenas e médias empresas	Nº / hab.	2004-2012	210	0,10	0,02	0,06	0,18
Grandes empresas	Nº / 1,000 hab.	2004-2012	210	0,04	0,06	0,00	0,42

QUADRO A.2. Estatísticas descritivas – variáveis do segundo conjunto de regressões

## Apêndice B: Estimação das equações

### *Equação (1)*

A equação (1) não pode ser estimada pelo estimador habitual de efeitos fixos para dados em painel. Com efeito, a natureza dinâmica do painel, conferida pela inclusão da variável dependente desfasada que não é estritamente exógena, leva à inconsistência do estimador. Ao mesmo tempo, é plausível que exista um impacto da litigância sobre a congestão dos tribunais e, indiretamente, sobre a duração dos processos. Nesta hipótese, a duração dos processos dependeria da litigância nos períodos anteriores, levando também neste caso à violação da hipótese de exogeneidade estrita. Como é, ainda assim, razoável assumir que a duração, tal como a litigância passada, são predeterminadas relativamente à litigância futura, pode-se instrumentá-las com os seus próprios valores desfasados (Wooldridge 2002, Cap. 11). Neste contexto, estimou-se a equação (1) pelo método dos momentos generalizados de Arellano e Bond (1991) que, além de consistente na presença de variáveis predeterminadas, é mais eficiente do que estimadores alternativos como Anderson e Hsiao (1982). Por se considerar que a criação dos tribunais de círculo também poderia responder de algum modo à congestão em períodos passados, procedeu-se a uma instrumentação idêntica desta variável. Tendo em consideração a dimensão temporal do painel, seguiu-se o procedimento habitual de restringir o número de instrumentos, que foram limitados ao sexto desfasamento. Contudo, a consideração de um maior número de desfasamentos não altera significativamente os coeficientes estimados.

### *Equação (2)*

A equação (2) é estimada pelo método da máxima verosimilhança que, na presença de autocorrelação espacial, é mais eficiente do que o estimador dos mínimos quadrados (LeSage 2004). O facto de a variável dependente nesta equação ser estimada poderá introduzir heterocedasticidade na variável  $\varepsilon_i$  (Lewis e Linzer 2005). Neste sentido, experimentou-se também a utilização de um estimador dos mínimos quadrados generalizados, robusto à heterocedasticidade, com uma alteração insignificante nas estimativas. Drukker *et al.* (2013b) descreve a implementação deste estimador e do estimador da máxima verosimilhança em STATA.

Na regressão em que se instrumenta a concentração de advogados, utiliza-se o estimador do método dos momentos generalizado com variáveis instrumentais desenvolvido por Drukker *et al.* (2013a). Ver também Drukker *et al.* (2013c) para uma implementação deste estimador em STATA.

**Apêndice C: Estimativas tomando em consideração a endogeneidade da concentração de advogados**

Variável explicativa	Ações cíveis	Declarativas	Execuções
Constante	1,744*** (0,345)	0,929*** (0,322)	-0,074 (0,964)
Pequenas e médias empresas	3,307** (1,377)	2,573* (1,474)	3,908** (1,879)
Grandes empresas	0,436 (0,362)	0,581 (0,386)	0,329 (0,51)
Poder de compra	0,131 (0,176)	0,141 (0,185)	0,070 (0,249)
Taxa de analfabetismo	-1,934*** (0,689)	-0,773 (0,72)	-3,491*** (0,99)
Densidade populacional	-0,290 (0,714)	-0,533 (0,748)	-0,851 (1,079)
Advogados	1,606*** (0,609)	1,797*** (0,63)	2,356** (0,933)
W*Pequenas e médias empresas	-20,967*** (5,843)	-12,203** (5,535)	-25,710** (10,757)
W*Grandes empresas	-2,031 (2,836)	-0,615 (2,9)	-1,888 (4,224)
W*Poder de compra	1,531** (0,67)	-0,033 (64)	2,195* (126,4)
W*Taxa de analfabetismo	-3,325 (2,291)	-8,229*** (2,273)	1,978 (4,075)
W*Densidade populacional	-5,242** (2,224)	-4,015* (2,146)	-3,845 (3,796)
N (comarcas)	192	192	192

QUADRO C.1. Impacto das características da comarca sobre a litigância

Notas: Resultados da estimação da equação (2) para as comarcas do Continente, com os efeitos-fixos de comarca como variável dependente, por um estimador dos momentos generalizado com variáveis instrumentais (Drukker *et al.*, 2013a). Os desvios-padrão encontram-se entre parêntesis. Valores-p: \* <0,1; \*\* <0,05; \*\*\* <0,01.

# Indicadores coincidentes mensais do Banco de Portugal revisitados

António Rua  
Banco de Portugal

Maio 2015

## Resumo

Após uma década de divulgação dos indicadores coincidentes mensais pelo Banco de Portugal, este estudo destina-se a visitar os traços principais destes indicadores que têm assumido um especial papel no acompanhamento da conjuntura económica Portuguesa. Em particular, é analisado o seu desempenho como indicadores de evolução subjacente dos respetivos agregados macroeconómicos bem como o seu comportamento em tempo real na monitorização da evolução da economia. (JEL: C10, E32)

---

## Introdução

Para a condução da política macroeconómica é crucial ter instrumentos que permitam o acompanhamento da evolução corrente da economia. Em particular, os indicadores coincidentes assumem um papel de destaque na análise da conjuntura económica procurando sintetizar num único indicador um conjunto de informação mais vasto e que por vezes apresenta desenvolvimentos contraditórios.

O Banco de Portugal tem uma longa tradição na compilação e divulgação de indicadores coincidentes. A primeira geração de indicadores coincidentes remonta ao trabalho desenvolvido por Dias (1993) com a compilação de um indicador trimestral para a atividade económica baseado na abordagem proposta por Stock e Watson (1989). Posteriormente, seguindo a mesma linha metodológica, Gomes (1995) desenvolveu um indicador coincidente trimestral para o consumo privado. A divulgação destes indicadores viria a ser substituída pela adoção dos indicadores coincidentes mensais propostos por Rua (2004, 2005) para a atividade económica e consumo privado, respetivamente. Baseados na metodologia desenvolvida por Azevedo *et al.* (2006), estes indicadores incorporam um conjunto de informação mais alargado e apresentam uma periodicidade mensal, ao contrário dos seus antecessores.

Volvida cerca de uma década desde o início da sua divulgação, torna-se útil revisitar os indicadores coincidentes em diferentes dimensões<sup>1</sup>. Por um lado, procede-se a uma análise formal no sentido de avaliar o desempenho dos indicadores mensais como medida subjacente da evolução dos respetivos agregados macroeconómicos. Dado que por construção os indicadores coincidentes não se destinam a captar em cada momento do tempo a variação homóloga da respetiva variável de referência, importa aferir se apresentam um conjunto de propriedades desejáveis em indicadores de evolução subjacente. Esta avaliação permite reforçar o papel dos indicadores coincidentes na análise da conjuntura económica e contribuir para uma leitura mais informada dos mesmos por parte dos utilizadores.

Por outro lado, este artigo destina-se a aferir o que tem sido o comportamento em tempo real dos indicadores coincidentes nomeadamente através da análise do conteúdo informativo das correspondentes estimativas em cada momento do tempo. Este tipo de exercício pode-se revelar muito útil na medida em que a análise da experiência passada pode permitir uma melhor utilização futura. Em particular, a caracterização do comportamento em momentos de inflexão da evolução económica, que por norma são muito exigentes do ponto de vista de análise em tempo real, visa balizar o que se poderá esperar em momentos futuros similares.

### **Alguns traços gerais dos indicadores coincidentes**

No espírito do aclamado trabalho desenvolvido por Burns e Mitchell (1946) nos Estados Unidos, uma das peças basilares na construção dos indicadores coincidentes é a de que o ciclo económico consiste em expansões e contrações que ocorrem em diferentes vertentes da atividade económica. Assim sendo, é natural que a componente cíclica possa ser melhor identificada com recurso a um conjunto mais alargado de informação do que estritamente com base na evolução de uma única variável macroeconómica.

Com base neste princípio, foram consideradas na construção dos indicadores coincidentes outras variáveis para além da natural inclusão dos respetivos agregados macroeconómicos de referência, PIB e consumo privado real trimestral. Entre os múltiplos critérios de seleção das variáveis refira-se a disponibilidade numa frequência mensal, a divulgação atempada, a existência de uma dimensão amostral considerável, a presença de um co-movimento assinalável com o ciclo económico e a necessidade de refletir diversas vertentes da atividade económica por forma a garantir uma abrangência significativa em termos de cobertura.

---

1. Refira-se que, imbuído de espírito similar, Dias (2003) também procedeu a uma análise do indicador coincidente trimestral para a atividade económica após uma década da sua existência.

No caso do indicador coincidente para a atividade económica, o conjunto de informação inclui o volume de vendas no comércio a retalho (inquérito mensal de conjuntura ao comércio) que pretende refletir, em grande medida, a evolução do consumo privado. Relacionado com o investimento, considera-se as vendas de veículos comerciais pesados para captar a evolução da componente de material de transporte enquanto as vendas de cimento estão ligadas ao investimento no setor da construção. Do lado da oferta, o índice de produção na indústria transformadora capta o comportamento do setor industrial que é o setor tipicamente mais cíclico. De forma a ter em consideração a evolução do rendimento e da riqueza, foi incluída a avaliação que as famílias fazem da sua situação financeira atual. Relativamente ao mercado de trabalho, foram consideradas as novas ofertas de emprego. Finalmente, de forma a refletir o enquadramento externo, foi incluída uma média ponderada da avaliação da situação económica atual (inquérito mensal de conjuntura aos consumidores) dos principais parceiros comerciais de Portugal, em que os pesos refletem a importância relativa de cada país nas exportações portuguesas.

Relativamente ao indicador coincidente para o consumo privado foi considerado o índice de volume de negócios no comércio a retalho e as vendas de veículos ligeiros de passageiros, que fornecem informação quantitativa acerca da evolução do consumo de bens, quer duradouros quer não duradouros. Esta informação é complementada com dados de natureza qualitativa, nomeadamente, a avaliação dos empresários em relação ao volume de vendas no comércio a retalho (inquérito mensal de conjuntura ao comércio). A inclusão do número de dormidas em estabelecimentos hoteleiros de residentes em Portugal procura captar, em parte, a evolução do consumo de serviços. Do lado da oferta, é considerado o índice de volume de negócios deflacionado na indústria de bens de consumo no mercado interno. Dado que o rendimento e a riqueza são importantes determinantes do comportamento do consumo privado, foi incluída a avaliação que as famílias fazem da sua situação financeira corrente (inquérito mensal de conjuntura aos consumidores). Por último, considera-se a avaliação dos consumidores em relação à situação económica geral (inquérito mensal de conjuntura aos consumidores) por forma a ter em conta o enquadramento macroeconómico.

Do ponto de vista metodológico, os indicadores coincidentes são estimados seguindo a abordagem proposta por Azevedo *et al.* (2006) que corresponde a uma extensão ao caso multivariado da decomposição sugerida por Harvey e Trimbur (2003) que permite obter um ciclo alisado. O modelo pode ser escrito em *state-space* e estimado por máxima verosimilhança. O indicador coincidente é obtido calculando a variação homóloga da ciclo-tendência resultante do modelo estimado, em que a componente cíclica é comum às diferentes séries e a tendência é a que resulta implicitamente para a variável de referência.

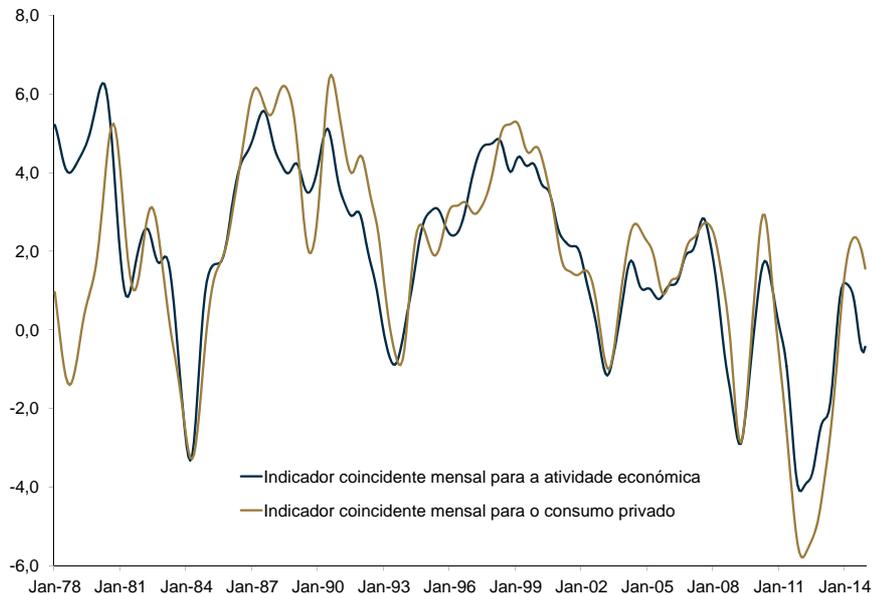


GRÁFICO 1: Indicadores coincidentes mensais

Os indicadores coincidentes mensais para a atividade económica e para o consumo privado são apresentados no Gráfico 1.

### **Indicadores de evolução subjacente dos respetivos agregados macroeconómicos**

Dado que, por construção, se centram na componente ciclo-tendência, os indicadores coincidentes não se destinam a captar em cada momento do tempo a evolução da taxa de variação homóloga da respetiva variável de referência. Em particular, os indicadores coincidentes são indicadores compósitos que procuram refletir a trajetória subjacente da variação homóloga do respetivo agregado macroeconómico. Assim sendo, não é de esperar que haja uma concordância integral entre a evolução das duas variáveis. Não obstante a diferença média entre as duas variáveis ser praticamente nula, pontualmente podem registar-se desvios mais expressivos em termos absolutos<sup>2</sup>. A partir do Gráfico 2 é possível constatar que tal discrepância

2. Em termos trimestrais, o desvio absoluto médio é de 0,8 p.p. no caso do indicador coincidente para a atividade económica e de 0,6 p.p. no caso do indicador coincidente para o consumo privado.

é mais visível no caso do PIB do que no consumo privado dada a maior irregularidade registada no primeiro caso.

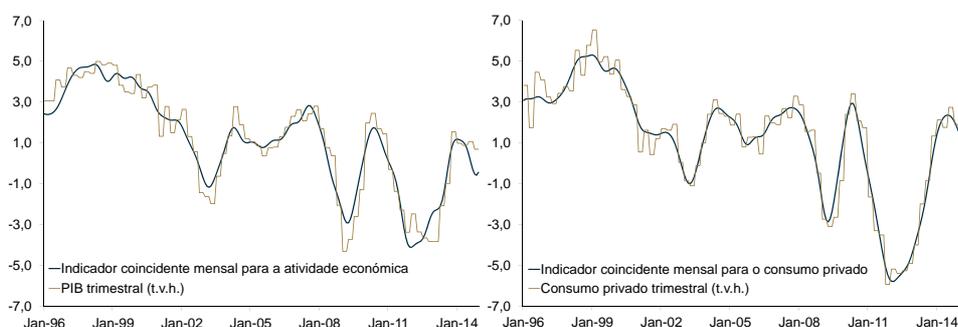


GRÁFICO 2: Indicadores coincidentes mensais e respetivos agregados macroeconómicos

Uma possível forma de avaliar o conteúdo informativo dos indicadores coincidentes no acompanhamento da evolução subjacente dos agregados macroeconómicos é através da sua comparação com a variação homóloga da ciclo-tendência do PIB e do consumo privado. Para a extração da ciclo-tendência foi utilizado o método proposto por Christiano e Fitzgerald (2003) que apresenta diversas vantagens sobre outros filtros estatísticos comumente utilizados na literatura (como por exemplo, o sobejamente conhecido filtro de Hodrick e Prescott 1997 ou o filtro proposto por Baxter e King 1999).

Quando se compara a evolução trimestral dos indicadores coincidentes com a evolução da taxa de variação homóloga da ciclo-tendência das respetivas variáveis de referência (ver Gráfico 3), é visível que os indicadores coincidentes têm captado relativamente bem ao longo do tempo o que se propõem captar<sup>3</sup>. De facto, ambos os indicadores coincidentes apresentam uma correlação próxima de 0,97 com a variação homóloga da ciclo-tendência obtida com recurso ao referido filtro estatístico.

Um exercício complementar consiste em testar formalmente se os indicadores coincidentes apresentam um conjunto de propriedades desejáveis em indicadores destinados a captar a evolução subjacente da variável de referência. Em particular, Marques *et al.* (2003) propuseram um conjunto de propriedades que devidamente adaptado ao corrente contexto pode ser descrito sumariamente da seguinte forma. O indicador coincidente, *IC*,

3. Refira-se que a evolução na parte final da amostra deve ser interpretada com cautela acrescida na medida em que é suscetível de revisões mais significativas à luz do discutido na seção seguinte.

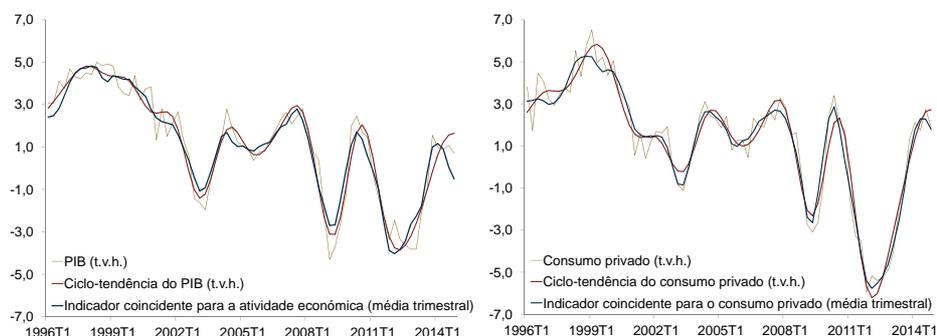


GRÁFICO 3: Indicadores coincidentes e variação homóloga da ciclo-tendência

constitui um indicador da evolução subjacente da variável de referência,  $y$ , se:

*i)* Não existe uma diferença sistemática entre o indicador coincidente e a variável de referência.

*ii)* O indicador coincidente deve ser um atrator da variável de referência. Tal significa que a variável de referência deve convergir para o indicador coincidente na medida em que se  $y$  estiver acima (abaixo) de  $IC$  então será de esperar que  $y$  diminua (aumente) e convirja para  $IC$ .

*iii)* A variável de referência não causa o indicador coincidente no sentido de Granger. Isto é, os valores passados de  $y$  não contribuem para antecipar a evolução de  $IC$  caso contrário seria muito difícil inferir sobre a evolução futura de  $y$  com base em  $IC$ . Refira-se que esta condição implica também que a variável de referência não pode ser um atrator do indicador coincidente.

Através da estimação de modelos econométricos apropriados, é possível testar estatisticamente as referidas condições (ver Apêndice). Os resultados obtidos empiricamente permitem concluir que quer o indicador coincidente para a atividade económica quer o indicador coincidente para o consumo privado apresentam todas as propriedades desejáveis em indicadores de evolução subjacente.

### Comportamento em tempo real

Na prática, a estimação em tempo real da evolução subjacente da economia é extremamente difícil. Por um lado, a separação entre sinal e ruído no período mais recente é dificultada pela incerteza quanto à evolução futura. De facto, em geral, a distinção entre a evolução observada e a subjacente para um dado momento do tempo reflete a evolução quer anterior quer posterior a esse ponto no tempo. Assim sendo, a avaliação da evolução subjacente é

potencialmente revista com a chegada de nova informação ao longo do tempo. Por outro lado, os dados estatísticos estão tipicamente sujeitos a revisões que decorrem da natural incorporação de informação adicional na sua compilação ou de alterações de natureza metodológica com um carácter mais pontual.

Assim sendo, importa analisar o que tem sido o comportamento em tempo real do indicador coincidente para a atividade económica e do indicador coincidente para o consumo privado. Para este efeito, foram coligidas todas as estimativas divulgadas pelo Banco de Portugal desde o início da sua publicação, nomeadamente desde junho de 2004 no caso do indicador coincidente para a atividade económica e desde outubro de 2005 no caso do indicador coincidente para o consumo privado.

A avaliação da fiabilidade em tempo real prende-se com a questão de aferir quão próxima uma estimativa inicial está das estimativas subsequentes. Neste contexto, é reportado nos Quadros 1 e 2 um conjunto de estatísticas descritivas relativas às revisões das diferentes estimativas dos indicadores coincidentes. Em particular, são analisadas as revisões mensais entre a estimativa inicial e a segunda estimativa, entre a segunda estimativa e a terceira, entre a terceira e a quarta e finalmente entre a quarta e a quinta estimativa. Adicionalmente são analisadas as revisões entre a estimativa inicial e a quinta estimativa, por forma a captar cumulativamente a referida sequência de revisões, bem como a revisão da estimativa final, entendida como a última estimativa disponível, face à primeira estimativa. A apresentação das revisões até à quinta estimativa procura garantir que se considera necessariamente a estimativa mensal que incorpora a informação trimestral da variável de referência para o trimestre ao qual pertence esse mês. Por sua vez, a revisão da estimativa final face à primeira estimativa reflete todo o processo de revisão acumulado ao longo do tempo.

Em primeiro lugar, é possível concluir que a média das revisões é próxima de zero pelo que não existe evidência de enviesamento significativo das diferentes estimativas<sup>4</sup>. Ainda no que diz respeito à distribuição das revisões, refira-se que a mediana das revisões também é aproximadamente nula sendo que uma parte significativa das revisões apresenta uma dimensão relativamente reduzida.

---

4. Refira-se que ambos os indicadores coincidentes foram re-estimados em meados de 2009 pelo que tal facto poderá ter contribuído para revisões maiores nesse momento do tempo.

	1 <sup>a</sup> vs 2 <sup>a</sup> estimativa	2 <sup>a</sup> vs 3 <sup>a</sup> estimativa	3 <sup>a</sup> vs 4 <sup>a</sup> estimativa	4 <sup>a</sup> vs 5 <sup>a</sup> estimativa	1 <sup>a</sup> vs 5 <sup>a</sup> estimativa	1 <sup>a</sup> vs Final estimativa
Revisão média	0,0	0,0	0,0	0,0	-0,1	0,0
1 <sup>o</sup> quartil das revisões	-0,2	-0,1	-0,1	-0,1	-0,4	-0,5
Mediana das revisões	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,2
3 <sup>o</sup> quartil das revisões	0,1	0,1	0,1	0,0	0,2	0,6
Revisão absoluta média	0,2	0,2	0,1	0,1	0,4	0,2
Desvio-padrão das revisões	0,3	0,2	0,2	0,2	0,5	0,8
Rácio ruído-sinal	0,15	0,12	0,10	0,09	0,27	0,44
Concordância em sinal	0,94	0,97	0,94	0,95	0,89	0,83
Concordância em direção	0,86	0,94	0,99	0,97	0,87	0,80

QUADRO 1. Revisões mensais do indicador coincidente para a atividade económica

	1 <sup>a</sup> vs 2 <sup>a</sup> estimativa	2 <sup>a</sup> vs 3 <sup>a</sup> estimativa	3 <sup>a</sup> vs 4 <sup>a</sup> estimativa	4 <sup>a</sup> vs 5 <sup>a</sup> estimativa	1 <sup>a</sup> vs 5 <sup>a</sup> estimativa	1 <sup>a</sup> vs Final estimativa
Revisão média	-0,1	0,0	0,0	0,0	-0,2	0,0
1 <sup>o</sup> quartil das revisões	-0,2	-0,1	-0,1	-0,1	-0,7	-0,4
Mediana das revisões	0,0	0,0	0,0	0,0	-0,1	0,1
3 <sup>o</sup> quartil das revisões	0,1	0,1	0,1	0,1	0,3	0,6
Revisão absoluta média	0,3	0,2	0,2	0,1	0,6	0,9
Desvio-padrão das revisões	0,4	0,4	0,3	0,2	0,8	1,3
Rácio ruído-sinal	0,16	0,13	0,11	0,09	0,28	0,48
Concordância em sinal	0,94	0,95	0,96	0,98	0,88	0,83
Concordância em direção	0,92	0,94	0,95	0,95	0,86	0,82

QUADRO 2. Revisões mensais do indicador coincidente para o consumo privado

Em termos de dimensão absoluta das revisões, quer a revisão absoluta média quer o desvio-padrão das revisões apontam para níveis relativamente reduzidos nas revisões iniciais tendendo a aumentar com o período de revisão. O rácio ruído-sinal, que corresponde ao rácio entre o desvio-padrão das revisões e o desvio-padrão da estimativa final e que procura aferir a importância relativa das revisões face à estimativa final, aponta no mesmo sentido. Refira-se que, a contribuir para estes resultados, encontram-se também as revisões a que as Contas Nacionais Trimestrais do INE se encontram sujeitas (ver Cardoso e Rua 2011) com destaque para as que podem decorrer da incorporação das Contas Nacionais Anuais, que são divulgadas tipicamente com um atraso de cerca de dois anos face ao período de referência, e de alterações metodológicas pontuais como mudanças de base que podem influenciar significativamente a comparação nomeadamente entre a estimativa inicial e a final.

Para além da análise explícita da magnitude das revisões, procedeu-se ao cálculo de medidas como a percentagem de concordância quer no sinal quer na direção das diferentes estimativas dos indicadores coincidentes. No primeiro caso, a medida procura aferir a percentagem de vezes que ambas as estimativas apresentam o mesmo sinal enquanto no segundo caso destina-se a quantificar a percentagem de vezes que ambas as estimativas apontam no mesmo sentido em termos de aumento/diminuição. Em ambos os casos, registam-se taxas de concordância muito elevadas.

Adicionalmente, para aferir a incerteza associada aos indicadores coincidentes ao longo do tempo, foi calculado o desvio-padrão das diferentes estimativas para cada mês desde o início da sua divulgação (ver Gráfico 4). Não obstante o desvio-padrão não ser muito substancial, note-se que a incerteza é tipicamente maior em torno dos pontos de viragem como seria de esperar.

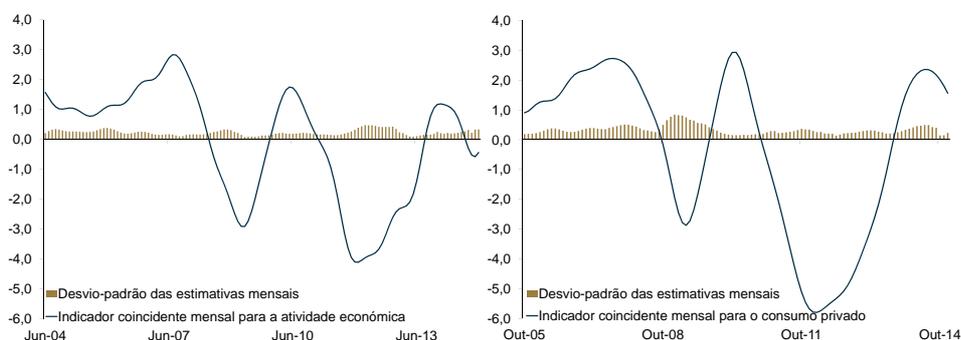


GRÁFICO 4: Indicadores coincidentes e respetivo desvio-padrão das estimativas mensais

Dado que os pontos de inflexão são tipicamente os momentos do tempo mais exigentes para efeitos de avaliação do desempenho em tempo real, procede-se a uma caracterização mais detalhada do que tem sido o comportamento dos indicadores coincidentes em torno dos pontos de viragem. Assim, foram considerados quatro pontos de inflexão nomeadamente dois mínimos e dois máximos locais. Para ter um termo de comparação, foi considerado o desempenho que teria sido possível obter em tempo real com a taxa de variação homóloga da ciclo-tendência extraída com o filtro Christiano-Fitzgerald. Refira-se que este último apenas utiliza informação referente à variável de referência, ou seja PIB ou consumo privado trimestral. Dado o habitual problema de extração de sinal no final da amostra, os valores para o período mais recente podem sofrer revisões significativas. Uma forma de mitigar este problema consiste na utilização de informação multivariada, que no fundo é a ideia que se encontra subjacente à metodologia de construção dos indicadores coincidentes. De facto, a utilização de outra informação para além da contida na variável de referência pode permitir reduzir a magnitude das revisões e reforçar o conteúdo informativo em tempo real.

Nos Gráficos 5 e 6 são apresentadas as estimativas em tempo real dos indicadores coincidentes bem como a taxa de variação homóloga da ciclo-tendência extraída com o referido filtro. Refira-se que a análise subsequente é feita em termos trimestrais, para possibilitar a respetiva comparação, e que todas as estimativas foram obtidas utilizando as *vintages* de dados disponíveis em cada momento do tempo. No caso dos indicadores coincidentes, tal corresponde à estimativa efetivamente divulgada pelo Banco de Portugal na respetiva publicação enquanto no caso do referido filtro estatístico foi necessário coligir as *vintages* do PIB e do consumo privado disponíveis em cada momento do tempo. Saliente-se ainda que as estimativas apresentadas nos gráficos correspondem às estimativas obtidas em cada trimestre aquando da divulgação das Contas Nacionais Trimestrais pelo INE sendo comparáveis em termos do momento de fecho de informação.

A partir dos Gráficos 5 e 6 é possível aferir que os indicadores coincidentes em tempo real apresentaram maior conteúdo informativo na identificação dos pontos de inflexão, na medida em que qualitativamente a indicação dada em tempo real não parece ter registado uma alteração significativa com a chegada de nova informação. Por seu turno, as estimativas obtidas com o referido filtro estatístico parecem ser mais sensíveis à incorporação de novas observações trimestrais para o agregado macroeconómico.

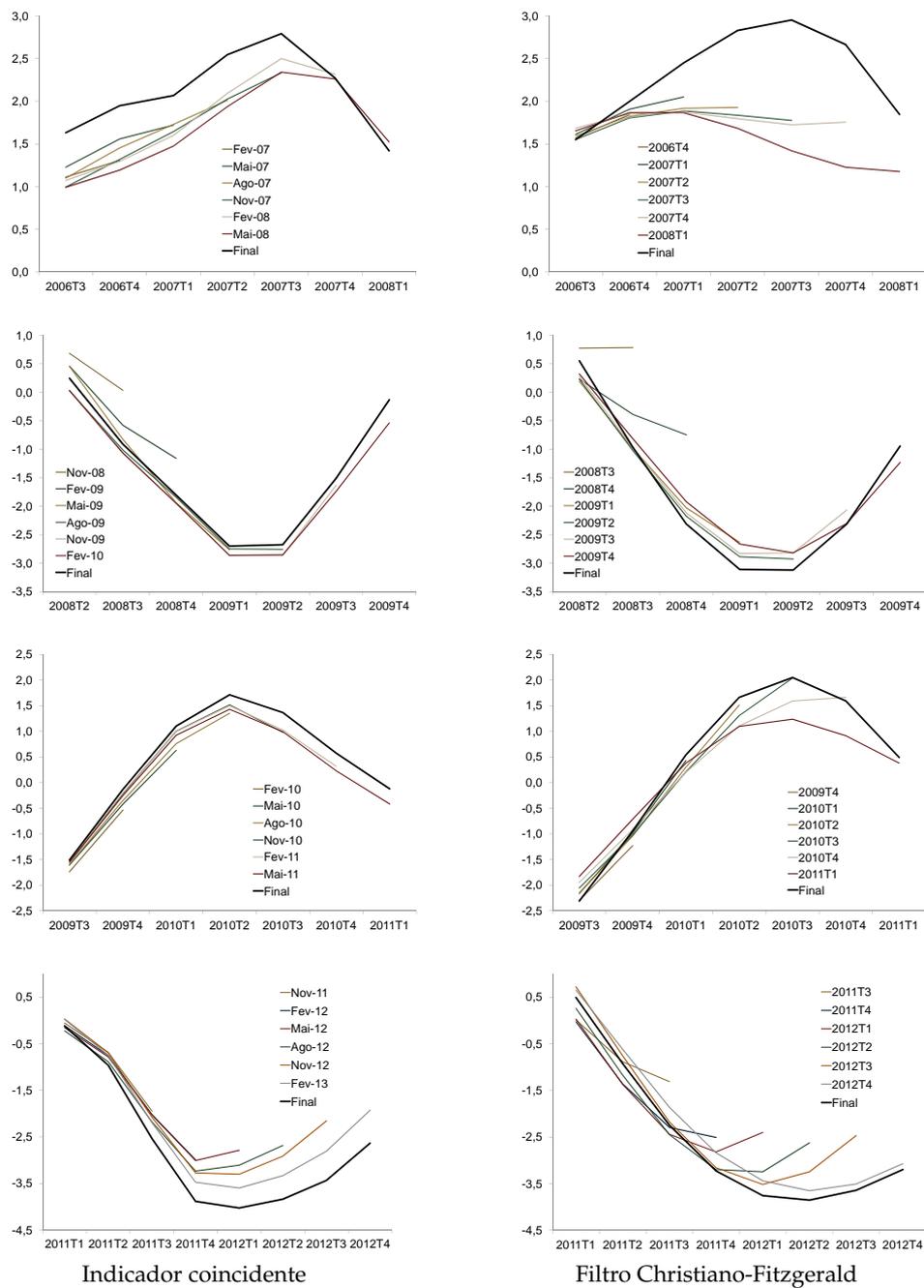


GRÁFICO 5: Indicador coincidente para a atividade económica em termos trimestrais em torno de pontos de inflexão

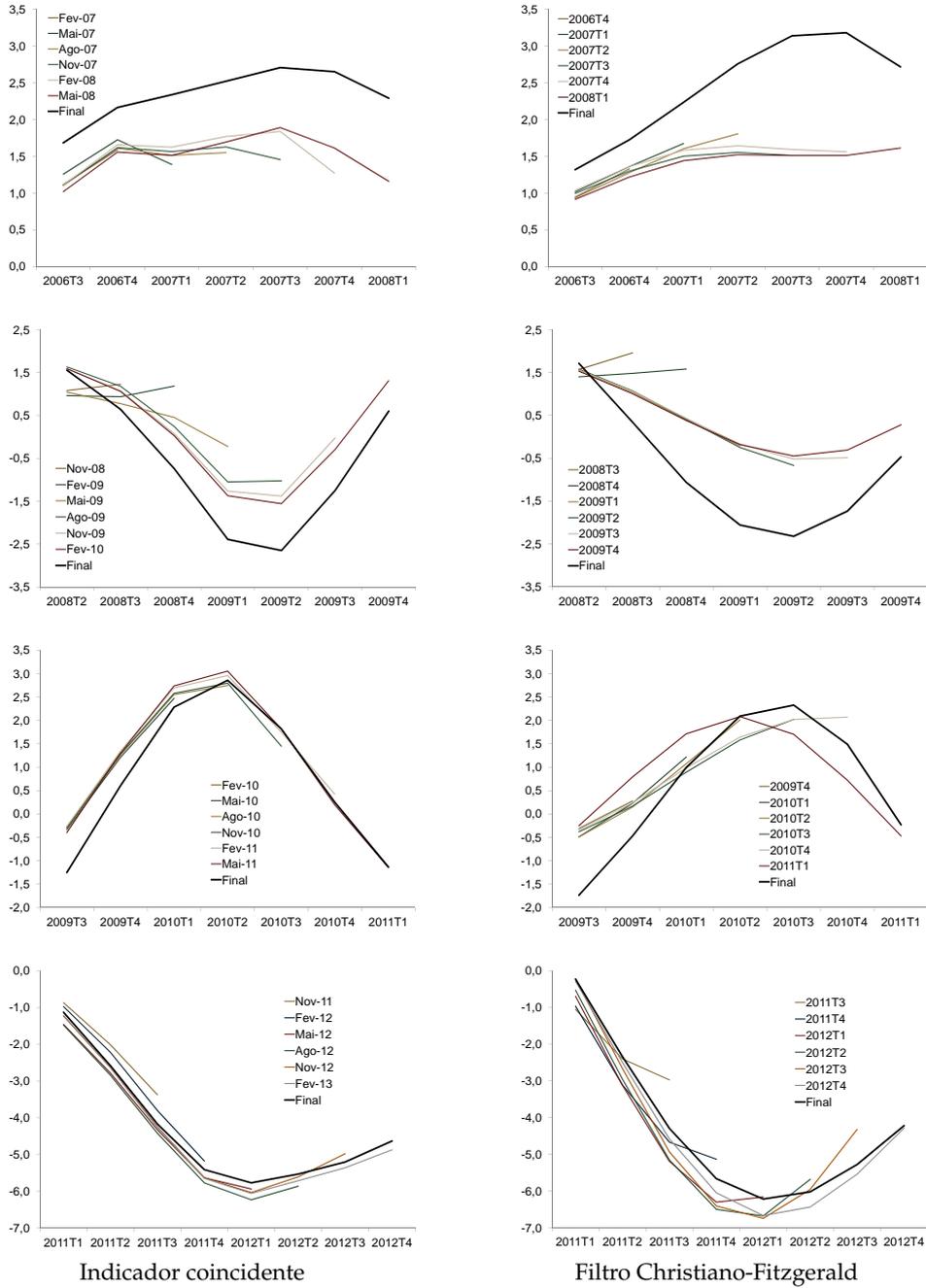


GRÁFICO 6: Indicador coincidente para o consumo privado em termos trimestrais em torno de pontos de inflexão

	Revisões face à estimativa final			Concordância face à estimativa final	
	Média	Mediana	Desvio-padrão	Sinal	Direção
Estimativa trimestral do indicador coincidente aquando da divulgação das Contas Nacionais Trimestrais	-0,1	0,1	0,6	0,96	0,91
Varição homóloga da ciclo-tendência extraída com o filtro Christiano-Fitzgerald	-0,2	-0,1	0,8	0,96	0,74
<i>Por memória</i>					
Primeira estimativa trimestral do indicador coincidente para um dado trimestre	-0,3	0,0	0,8	0,91	0,87

QUADRO 3. Revisões trimestrais do indicador coincidente para a atividade económica em torno de pontos de inflexão

	Revisões face à estimativa final			Concordância face à estimativa final	
	Média	Mediana	Desvio-padrão	Sinal	Direção
Estimativa trimestral do indicador coincidente aquando da divulgação das Contas Nacionais Trimestrais	-0,1	0,0	1,0	0,96	0,83
Varição homóloga da ciclo-tendência extraída com o filtro Christiano-Fitzgerald	-0,3	-0,2	1,1	0,91	0,74
<i>Por memória</i>					
Primeira estimativa trimestral do indicador coincidente para um dado trimestre	-0,4	-0,3	1,5	0,78	0,74

QUADRO 4. Revisões trimestrais do indicador coincidente para o consumo privado em torno de pontos de inflexão

Do ponto de vista quantitativo, as diferentes estimativas dos indicadores coincidentes são relativamente próximas das estimativas precedentes e das imediatamente subsequentes enquanto a indicação dada pela taxa de variação homóloga da ciclo-tendência extraída em tempo real com o filtro estatístico sofreu revisões maiores. Refira-se que face à estimativa final, a magnitude das revisões pode ser mais substancial pelas razões apontadas anteriormente. Em particular, mencione-se que em 2007 ocorreu uma mudança de base das contas nacionais, implicando alterações metodológicas nas contas anuais, o que contribuiu para uma maior discrepância entre as estimativas em tempo real e a estimativa final. De facto, a divulgação das Contas Nacionais Anuais originou uma revisão para o ano de 2007 de 0,5 p.p. no caso do PIB e cerca de 1,0 p.p. no caso do consumo privado. Saliente-se adicionalmente que no caso do consumo privado também se registou uma revisão expressiva em 2009 de -1,5 p.p. com a publicação das Contas Nacionais Anuais referentes a esse ano.

A informação contida nos Gráficos 5 e 6 é complementada com um conjunto de estatísticas apresentadas nos Quadros 3 e 4 respetivamente.

Os Quadros 3 e 4 traduzem quantitativamente a evidência acima mencionada. Quer o indicador coincidente para a atividade económica quer para o consumo privado apresentam uma maior fiabilidade em tempo real do que seria possível obter com recurso ao referido filtro estatístico à luz de todas as estatísticas consideradas. Em particular, a revisão média e a mediana são praticamente nulas em ambos os indicadores coincidentes. Por sua vez, o desvio-padrão das revisões face à estimativa final é maior no caso do consumo privado do que no da atividade económica o que poderá refletir as revisões de maior magnitude ocorridas nesse agregado de contas nacionais. Em termos de concordância, registam-se taxas elevadas quer em sinal quer em direção. Para além da vantagem comparativa de estarem disponíveis numa frequência mais elevada, isto é, permitem um acompanhamento da evolução macroeconómica em termos mensais, também registam um comportamento mais fidedigno em termos trimestrais do que o baseado no filtro estatístico.

Adicionalmente, também foram incluídos os resultados para o caso da primeira estimativa trimestral dos indicadores coincidentes para um dado trimestre. Esta estimativa corresponde à estimativa que é tipicamente possível obter cerca de dois meses antes das restantes estimativas analisadas. Como seria de esperar, dado que o conjunto de informação utilizado é mais limitado e de natureza mais precária, esta estimativa está sujeita a revisões maiores e regista menor conteúdo informativo quando se compara com a estimativa trimestral do indicador coincidente obtida aquando da divulgação das contas nacionais trimestrais. Contudo, refira-se que no caso do indicador coincidente para a atividade económica, esta primeira estimativa apresenta um desempenho semelhante ao obtido com o filtro estatístico registando inclusivamente uma concordância em termos de direção mais elevada. No que diz respeito ao consumo privado, a primeira estimativa trimestral do

indicador coincidente também apresenta um comportamento relativamente próximo do registado com o filtro estatístico.

### **Conclusões**

Após cerca de uma década de divulgação pelo Banco de Portugal, este artigo procurou visitar os indicadores coincidentes mensais em diferentes vertentes. Por um lado, o comportamento dos indicadores mensais como medida subjacente da evolução dos respetivos agregados macroeconómicos foi avaliado. Baseado numa análise formal, foi possível concluir que quer o indicador coincidente mensal para a atividade económica quer para o consumo privado apresentam um conjunto de propriedades estatísticas desejáveis em indicadores de evolução subjacente.

Por outro lado, a análise das revisões a que os indicadores coincidentes têm estado sujeitos desde o início da sua publicação também foi objeto de estudo. Refira-se que não obstante a utilização de informação multivariada poder mitigar a magnitude das revisões e potenciar o conteúdo informativo, é importante ter presente que as dificuldades inerentes na avaliação da evolução subjacente em tempo real dificilmente serão inteiramente ultrapassadas qualquer que seja o instrumento dada a própria natureza deste tipo de análise.

A análise conduzida para aferir o comportamento em tempo real dos indicadores coincidentes mostrou que estes indicadores compósitos se têm revelado muito úteis na monitorização e acompanhamento da evolução da economia Portuguesa, inclusivamente durante períodos de inflexão que são tipicamente caracterizados por uma incerteza acrescida. De facto, os indicadores coincidentes mensais apresentaram um comportamento em tempo real bastante fidedigno, quando avaliados quer em termos da magnitude das revisões quer em termos de concordância na indicação qualitativa.

## Referências

- Azevedo, J., S. Koopman, e A. Rua (2006). "Tracking the business cycle of the Euro area: a multivariate model-based band-pass filter." *Journal of Business & Economic Statistics*, 24(3), 278–290.
- Baxter, M. e R. G. King (1999). "Measuring business cycles: approximate band-pass filters for economic time series." *The Review of Economics and Statistics*, 81, 575–593.
- Burns, A. e W. Mitchell (1946). *Measuring business cycles*. NBER.
- Cardoso, F. e A. Rua (2011). "As contas nacionais trimestrais em tempo real: uma análise das revisões na última década." Boletim Económico outono, 147-164, Banco de Portugal.
- Christiano, L. J. e T. J. Fitzgerald (2003). "The band-pass filter." *International Economic Review*, 44, 435–465.
- Dias, F. (1993). "A composite coincident indicator for the Portuguese economy." Working Paper 18/93, Banco de Portugal.
- Dias, F. (2003). "O indicador coincidente para a economia Portuguesa: Uma avaliação histórica dos seus dez anos de existência." Boletim Económico setembro, 97-104, Banco de Portugal.
- Gomes, F. (1995). "Um indicador coincidente e um indicador avançado para o consumo privado." Boletim Económico setembro, 77-84, Banco de Portugal.
- Harvey, A. e T. Trimbur (2003). "General model-based filters for extracting cycles and trends in economic time series." *The Review of Economics and Statistics*, 85, 244–255.
- Hodrick, R. e E. Prescott (1997). "Postwar U.S. business cycles: an empirical investigation." *Journal of Money, Credit, and Banking*, 29, 1–16.
- Marques, C. R., P. D. Neves, e L. M. Sarmiento (2003). "Evaluating core inflation indicators." *Economic Modelling*, 20, 765–775.
- Rua, A. (2004). "Um novo indicador coincidente para a economia portuguesa." Boletim Económico junho, 21-29, Banco de Portugal.
- Rua, A. (2005). "Um novo indicador coincidente para o consumo privado em Portugal." Boletim Económico outono, 69-76, Banco de Portugal.
- Stock, J. e M. Watson (1989). "New indexes of coincident and leading economic indicators." NBER Macroeconomics Annual, NBER.

## Apêndice

Neste apêndice são apresentados os modelos econométricos utilizados para testar o conjunto de propriedades desejáveis em indicadores destinados a captar a evolução subjacente da variável de referência.

A condição de que não existe uma diferença sistemática entre o indicador coincidente,  $IC$ , e a variável de referência,  $y$ , pode ser aferida estimando o seguinte modelo

$$y_t = \alpha + \beta IC_t + v_t$$

e testando conjuntamente se  $\alpha = 0$  e  $\beta = 1$ .

Em relação à condição de que o indicador coincidente deve ser um atrator da variável de referência, o modelo a estimar é dado por

$$\Delta y_t = \sum_{j=1}^m \alpha_j \Delta y_{t-j} + \sum_{j=1}^n \beta_j \Delta IC_{t-j} - \gamma (y_{t-1} - IC_{t-1}) + \varepsilon_t$$

em que a hipótese a testar é a de que  $\gamma \neq 0$ .

A condição de que a variável de referência não causa o indicador coincidente no sentido de Granger pode ser testada através do modelo

$$IC_t = \mu + \sum_{j=1}^r \delta_j IC_{t-j} + \sum_{j=1}^s \theta_j y_{t-j} + \eta_t$$

e verificando se  $\theta_1 = \theta_2 = \dots = \theta_s = 0$ .

Os principais resultados da estimação dos modelos acima mencionados são apresentados no Quadro 5 sendo possível concluir que ambos os indicadores coincidentes satisfazem todas as condições.

	Indicador coincidente para a atividade económica	Indicador coincidente para o consumo privado
Condição <i>i</i> ) $\alpha = 0$ e $\beta = 1$	$\hat{\alpha} = -0,034$ (0,109) $\hat{\beta} = 1,036$ (0,040) $F(2, 146) = 0,507$ [0, 603]	$\hat{\alpha} = 0,027$ (0,062) $\hat{\beta} = 1,013$ (0,021) $F(2, 146) = 0,568$ [0, 567]
Condição <i>ii</i> ) $\gamma \neq 0$	$\hat{\gamma} = 1,767$ (0,182)	$\hat{\gamma} = 1,124$ (0,170)
Condição <i>iii</i> ) $\theta_1 = \theta_2 = \dots = \theta_s = 0$	$F(4, 135) = 0,333$ [0, 855]	$F(4, 135) = 1,256$ [0, 290]

QUADRO 5. Propriedades de indicadores de evolução subjacente

Nota: Entre parêntesis curvos reportam-se os desvios-padrão corrigidos de autocorrelação e heterocedasticidade e entre parêntesis rectos o *p-value* das estatísticas de teste.

