

Em Análise

A Relação entre os *Spreads* e a Evolução do Valor Acrescentado Bruto das Atividades Financeiras, de Seguros e Imobiliário

João Leal e Manuel Martins¹

Resumo

Este artigo tem por objetivo testar a hipótese de existência de uma relação de causalidade entre os spreads de taxas de juro dos empréstimos face aos depósitos do setor privado não financeiro e a evolução do Valor Acrescentado Bruto (VAB) das Atividades Financeiras, de Seguros e Imobiliárias (AFSI).

Simultaneamente faz-se uma avaliação do conteúdo informativo destes dados, de frequência mensal, na previsão do VAB das AFSI trimestral.

1. Introdução

Segundo a literatura económica, o Valor Acrescentado Bruto (VAB) das atividades financeiras, de seguros e imobiliárias deverá depender, entre outros, da evolução dos *spreads* implícitos às operações financeiras (diferença entre as taxas de juro ativas e passivas) praticados pelas outras instituições financeiras monetárias ao setor privado não financeiro.

Assim, neste artigo propõe-se verificar a existência de uma relação de causalidade entre os *spreads* e a evolução do VAB deste sector, procurando, seguidamente, verificar em que medida estes constituem uma variável adequada a prever o seu comportamento.

Numa primeira fase serão apresentadas as variáveis a utilizar, procurando estudar a sua evolução e comportamento ao longo da amostra, explicitando o modo como serão calculadas e introduzidas no processo de modelização. Posteriormente, a existência de uma relação de causalidade será avaliada, através de uso de alguns instrumentos econométricos específicos (modelos VAR e teste de causalidade de Granger).

Numa segunda fase, serão apresentadas algumas estimações econométricas que procuram, com base nos resultados já obtidos, antecipar o comportamento do VAB deste setor em termos trimestrais. Assim, serão apresentados 4 modelos alternativos e testada a sua fiabilidade para previsões em tempo real.

Finalmente serão apresentadas as principais conclusões do artigo e sugeridos alguns desenvolvimentos futuros que potenciarão a análise desta temática.

2. Metodologia

Para a realização do exercício proposto neste artigo foram utilizados dados relativos às taxas de juro de empréstimos e depósitos, assim como os *stocks* destes em fim de período, disponibilizadas pelo Banco de Portugal. Recorreu-se, igualmente, a informação relativa ao VAB das AFSI, disponibilizadas pelo INE.

¹ As opiniões expressas no artigo são da responsabilidade dos autores podendo não coincidir com as da instituição. Todos os erros e omissões são da responsabilidade dos autores.

Mais concretamente, relativamente às taxas de juro dos depósitos e montantes de depósitos, foram utilizadas as séries do Boletim Estatístico do Banco de Portugal².

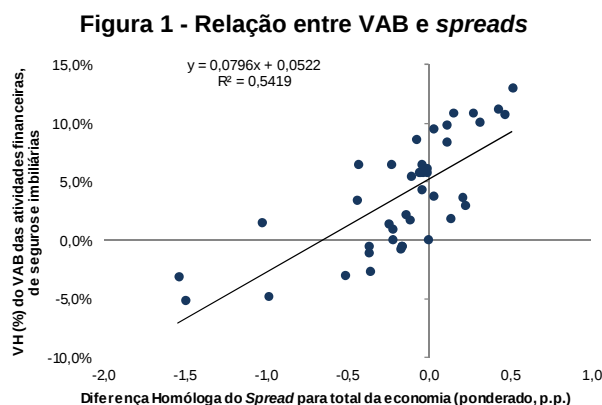
Os dados relativos aos empréstimos foram obtidos de forma análoga³, também tendo como fonte o Banco de Portugal, destacando-se a sua modalidade, finalidade e agente originador. Esta informação é disponibilizada cerca de 40 dias após o término do período de referência⁴.

Deste modo foi possível o cálculo de uma taxa de juro ponderada de empréstimos e depósitos, tanto para particulares como para sociedades não financeiras. O cálculo da média ponderada das diversas taxas de juro pelos montantes em fim de período dos depósitos e empréstimos, permitiu, posteriormente, o cálculo dos respetivos *spreads*, através da computação da diferença entre a taxa de juro ativa (taxa de juro que onera a empréstimos) e passiva (taxa de juro que remunera os depósitos).

Os dados do VAB disponibilizados pelo INE, nas Contas Nacionais Trimestrais, são publicados aproximadamente 60 dias após o término do período de referência⁵, tendo-se utilizado, para efeitos deste artigo, os dados encadeados a preços correntes.

A primeira abordagem à hipótese apresentada é feita explorando a existência, ou não, de uma relação linear contemporânea entre a taxa de variação anual do VAB das AFSI e a diferença anual dos *spreads*. Neste último, poder-se-á diferenciar o nível dos *spreads* implícitos às operações das sociedades não financeiras e famílias, separadamente ou a ponderação de ambos os agentes.

Assim, numa primeira análise é confirmada a hipótese de existência de uma correlação entre ambas as variáveis. Como se pode constatar pela observação da Figura 1, existe uma relação linear entre estes dois indicadores, ao qual corresponde um R^2 de 54,2%. O coeficiente da variável independente apresenta o sinal esperado: um aumento do *spread* praticado pelas outras instituições financeiras monetárias em 1 p.p. deverá conduzir, *ceteris paribus*, a um aumento do VAB destas atividades em cerca de 8%. No entanto, estes valores resultam de uma primeira abordagem aos dados, carecendo assim de um tratamento e estudo econométrico mais aprofundado.



3. Evolução dos Dados

O VAB das AFSI, medido pela sua variação homóloga, apresenta uma evolução relativamente irregular, com flutuações frequentes. A título de exemplo, são identificáveis 3 ciclos em torno da sua tendência de longo prazo, destacando-se: o período compreendido até meados de 2007, o período de desaceleração e

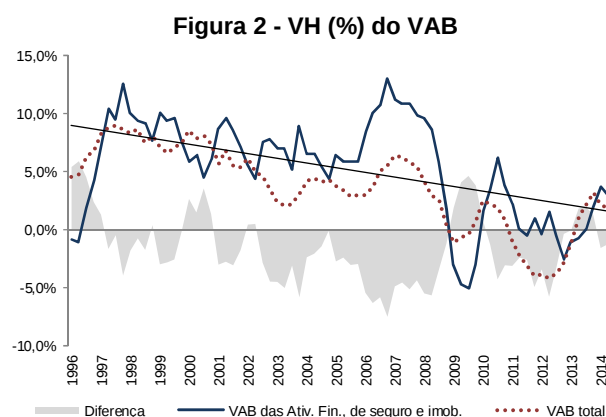
² Referência B 7.1.7 e referência B 7.1.8, que distingue as taxas de juro médias dos *stocks* de depósitos de particulares e sociedades não financeiras de acordo com o prazo contratado:

³ Referências B 7.1.5 e B 7.1.6, que se referem às taxas de juro e montantes, em fim de período, dos *stocks* de empréstimos concedidos a particulares e sociedades não financeiras respetivamente, desgregados por diversas características

⁴ Por exemplo, os dados relativos a setembro de 2014 serão publicados a 11 de novembro de 2014.

⁵ Por exemplo, os dados relativos ao terceiro trimestre de 2014 serão publicados a 28 de novembro de 2014.

contração entre 2007 e meados de 2010 (com o mínimo a ser atingido em 2009) e, por fim, o ciclo que se iniciou em 2010 e que se estendeu até finais de 2013, e com o mínimo no quarto trimestre de 2012, em que o VAB contraiu 2,6%.



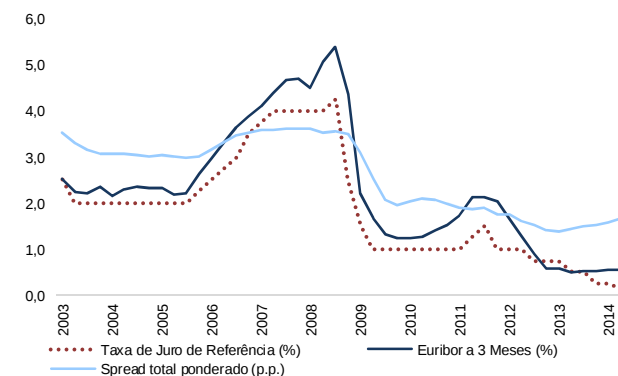
A evolução apresentada por este indicador é mais irregular do que a que caracteriza o VAB para o conjunto da economia. De facto, o desvio padrão médio da série apresentada (primeiro trimestre de 1996 a segundo trimestre de 2014, 74 observações) é de 4,39%, 0,89 p.p. acima do desvio padrão da série do VAB total.

Ainda assim é possível identificar o impacto do ciclo económico, traduzido por uma correlação de 60,3% entre o VAB das AFSI e o VAB total da economia, excluindo as últimas.

Por fim, apesar da média histórica das taxas de crescimento se situar em 5,3%, é possível identificar dois períodos: entre 1996 e 2006, a taxa de variação média homóloga foi de 7,2%, valor que compara com os 2,5% do período subsequente.

Já relativamente à evolução das taxas de juro, tanto no caso das taxas de juro médias praticadas em empréstimos como em depósitos, observou-se uma quebra significativa a partir de finais de 2008, associada principalmente à descida das taxas de juro de referência (aplicadas às principais operações de refinanciamento) por parte do Banco Central Europeu (BCE).

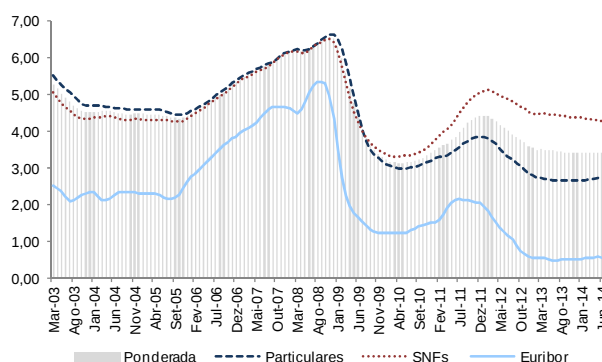
Na Figura 3 é apresentada a evolução conjunta das taxas de juro aplicadas às principais operações de refinanciamento, a Euribor a 3 meses e o *spread* total ponderado. Da análise dos dados resulta a identificação de três períodos distintos, partilhado pelas três séries: o primeiro, que se estende até ao primeiro trimestre de 2006, onde as três variáveis apresentam uma relativa estabilização, sem grandes oscilações; o segundo período, entre o segundo trimestre de 2006 e o terceiro trimestre de 2008, em que se observa uma tendência ascendente, suportada por um aumento da taxa de juro de referência aumentou para 4,3%; por fim, uma última fase, na qual as taxas de juro convergem para valores próximos de 0%.

Figura 3 - Taxa de juro de referência, Euribor a 3 meses e *spread* total ponderado

De forma a melhor compreender a evolução do *spread*, será agora exposto o comportamento das taxas de juro ativas e passivas, procurando isolar o seu contributo.

No caso das taxas de juro dos empréstimos a particulares e sociedades não financeiras será importante referir que, até 2010, estas se encontravam em níveis bastante próximos, com um diferencial médio de 0,19 p.p.. Contudo, após este período, o diferencial médio situou-se em -1,18 p.p., traduzindo, possivelmente, uma diferente perceção de risco entre os agentes. Este movimento consubstancia uma alteração das taxas de juro que, até finais de 2008, apresentavam um valor médio de 5,24% e 5,04% para particulares e sociedades não financeiras, respetivamente. No período subsequente estas reduziram-se para 3,31% e 4,28% respetivamente.

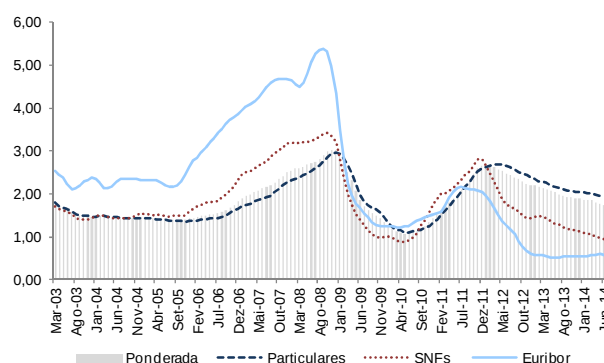
Relativamente à Euribor a 3 meses verifica-se a manutenção do diferencial médio face às taxas de juro ativas praticadas a particulares. Esta evidência não é, contudo, extensível às taxas de juro ativas que oneram os empréstimos das sociedades não financeiras, verificando-se que o diferencial destas face à Euribor a 3 meses aumentou, em especial no período após 2010, em virtude de uma recuperação das taxas de juro ativas das sociedades não financeiras mais rápida do que a da taxa de juro ativa dos particulares.

Figura 4 – Taxas de juro ativas (%)

No caso das taxas de juro dos depósitos bancários, verifica-se que, até 2009, estas se encontravam, em média, 1,5 p.p. (particulares) e 1,2 p.p. (sociedades não financeiras) abaixo da Euribor a 3 meses. Em 2009 assistiu-se a uma descida generalizada e abrupta das taxas de juro passivas, em resposta à descida das taxas de juro diretoras definidas pelo BCE, que culminou com uma convergência das taxas de juro passivas e da Euribor a 3 meses para valores próximos dos 1%. Seguiu-se um processo de recuperação que conduziu a uma nova subida das taxas de juro passivas até valores próximos dos registados em

inícios de 2009. Nos últimos 3 anos esta tendência inverteu-se, dando origem a uma nova divergência entre as taxas de juro passivas de particulares e sociedades não financeiras nos períodos mais recentes, constata-se duas novas tendências: em primeiro lugar, as taxas de juro passivas dos particulares são agora superiores às daquelas das sociedades não financeiras; e que estas se situam a um nível inferior à Euribor a 3 meses.

Figura 5 – Taxas de juro passivas (%)



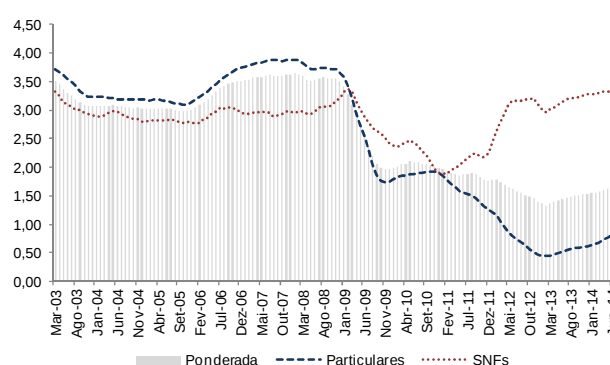
Fonte: BdP, BCE, cálculos dos autores.

Pela observação da Figura 6 constata-se que os *spreads* praticados apresentaram, até finais de 2008, uma evolução relativamente próxima. Em particular, o *spread* implícito a operações com particulares situava-se permanentemente acima daquele que era aplicado às sociedades não financeiras, com um prémio médio de 0,5 p.p..

Após 2009, em virtude da descida generalizada das taxas de juro ativas e passivas aplicadas a particulares e sociedades não financeiras, assistiu-se a uma descida generalizada dos *spreads*, sendo que esta se processou mais rapidamente no caso dos particulares do que no caso das sociedades não financeiras. A título de exemplo, como é patente no Quadro 1, no biénio de 2009 e 2010, o *spread* médio reduziu-se 1,4 p.p. e 0,5 p.p. no caso dos particulares e sociedades não financeiras, respetivamente, face ao período anterior.

A partir de 2011, inicia-se um processo de divergência. De facto, em termos médios, a diferença dos *spreads* evoluiu de -0,5 p.p. no período anterior a 2009 para 2,3 p.p. após 2011, podendo traduzir um aumento da aversão ao risco num ambiente macroeconómico mais desfavorável.

Figura 6 – Spreads praticados (p.p.)



Fonte: BdP, BCE, cálculos dos autores.

Quadro 1 - Evolução dos spreads

	Taxa de Juro Ativa			Taxa de Juro Passiva			Spread		
	Particulares	SNFs	Ponderada	Particulares	SNFs	Ponderada	Particulares	SNFs	Ponderada
2003-2008	5,2	5,0	5,2	1,8	2,1	1,8	3,5	3,0	3,3
2009-2010	3,7	3,8	3,7	1,6	1,3	1,5	2,1	2,5	2,2
2011-2014	3,1	4,5	3,7	2,2	1,4	2,1	0,9	3,2	1,7

Fonte: BdP, cálculos dos autores.

4. Relação de Causalidade e Capacidade de Previsão

Na medida em que a rentabilidade do setor financeiro se baseia sobretudo na exploração dos diferenciais entre as taxas de juro praticadas, o racional económico corroborará a expectativa de que a evolução destas dite o comportamento do VAB deste setor.

Sendo a relação linear entre as variáveis satisfatória, torna-se relevante estudar a existência, ou ausência, de uma relação causal.

Para aferir até que ponto existe uma relação de causalidade entre as variáveis, foram realizados testes de causalidade de Granger utilizando as taxas de juro ativas e passivas.

De forma a determinar o número de desfasamentos a serem utilizados no teste de Granger, foi estimado um modelo VAR sem restrições. Da análise dos resultados conclui-se que o número adequado de desfasamentos é 4⁶, sendo este resultado comum à maioria dos critérios considerados (Quadro 2).

Quadro 2 – Desfasamentos para o teste de Granger

VAR Lag Order Selection Criteria Endogenous variables: LGVA JE_TOTAL JD_TOT Exogenous variables: C Date: 11/03/14 Time: 18:06 Sample: 2003Q1 2014Q2 Included observations: 42						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-33.92736	NA	1.17E-03	1.758446	1.882565	1.80394
1	178.6856	384.7283	7.18E-08	-7.937411	-7.440934	-7.755433
2	219.105	67.36558	1.62E-08	-9.433571	-8.564736*	-9.115108
3	232.3812	20.23047	1.35E-08	-9.637201	-8.396009	-9.182255
4	252.1745	27.33359*	8.34E-09*	-10.15117*	-8.537617	-9.559738*

* indicates lag order selected by the criterion LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level) FPE: Final prediction error AIC: Akaike information criterion SC: Schwarz information criterion HQ: Hannan-Quinn information criterion						
---	--	--	--	--	--	--

Fonte: Cálculos dos autores.

Assim, foi realizado um teste de Granger a 4 desfasamentos, não se conseguindo rejeitar a hipótese nula de não existir causalidade entre as variáveis, a qualquer dos níveis tradicionais de confiança (99%, 95% e 90%)⁷ (Quadro 3).

⁶ Dado tratarem-se de dados trimestrais, considerou-se que os desfasamentos a analisar não deverão exceder os 4 (1 ano).

⁷ Os testes de causalidade de Granger permitem apenas rejeição da hipótese de não existir relação de causalidade, não permitindo confirmar a sua existência efetiva.

Quadro 3 – Teste de causalidade de Granger

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests
 Date: 11/05/14 Time: 17:06
 Sample: 2003Q1 2014Q2
 Included observations: 42

Dependent variable: LGVA

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
----------	--------	----	-------

JD_TOT	6632185	4	0.1566
JE_TOT	5287572	4	0.2590

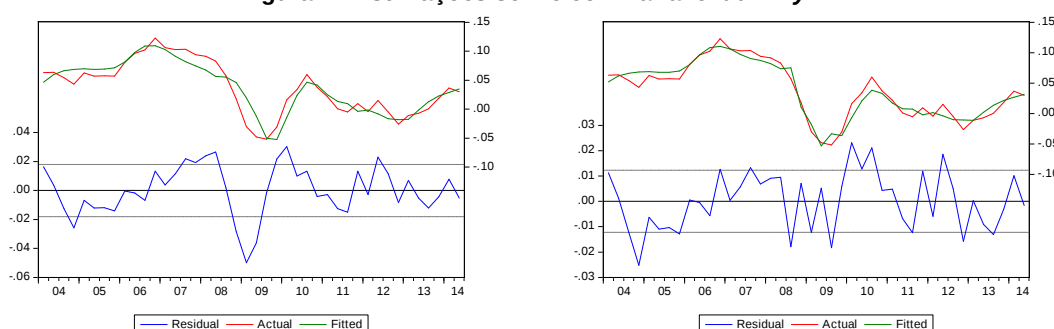
All	8393627	8	0.3960
-----	---------	---	--------

Fonte: Cálculos dos autores.

Contudo, após uma observação atenta do comportamento das variáveis, é possível detetar a existência de um período, entre o quarto trimestre de 2008 e o segundo trimestre de 2009, no qual existe um desfaseamento no seu comportamento, quando comparado com a variável de interesse⁸, algo que não sucede no resto da amostra. De forma a corrigir este comportamento, foi criada uma variável *dummy*, que assumiu os valores 1 no quarto trimestre de 2008 e primeiro e segundo trimestres de 2009, sendo posteriormente adicionada à estimação.

Pela observação da Figura 7, verifica-se que o problema detetado anteriormente foi corrigido, o que é corroborado por um aumento de cerca de 7,7 p.p. no R^2 das estimações e um comportamento mais compatível com um erro *white-noise*.

Figura 7 - Estimações sem e com variável *dummy*⁹



Fonte: Cálculos dos autores.

Foi então estimado um novo modelo VAR sem restrições, do qual resultou que o número ideal de desfaseamentos para o teste de causalidade de Granger é, novamente, 4, resultado comum a todos os critérios utilizados no Quadro 4.

⁸ Este episódio pode estar relacionado com a natureza do choque ocorrido e explicado por factores de natureza exógena,

⁹ As equações utilizadas para estas estimações são, no primeiro caso, $DLOG(GVA,0,4) = C(1) + C(2)*(JE_TOT-JE_TOT(-4)) + C(3)*(JD_TOT-JD_TOT(-4)) + C(4)*JE_TOT + C(5)*JD_TOT$ e, no segundo, $DLOG(GVA,0,4) = C(1) + C(2)*(JE_TOT-JE_TOT(-4)) + C(3)*(JD_TOT-JD_TOT(-4)) + C(4)*JE_TOT + C(5)*JD_TOT + C(6)*D1$.

Quadro 4 – Desfasamentos para o teste de Granger

VAR Lag Order Selection Criteria						
Endogenous variables: LGVA JE_TOTAL JD_TOT D1						
Exogenous variables: C						
Date: 11/03/14 Time: 18:18						
Sample: 2003Q1 2014Q2						
Included observations: 42						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-33.87377	NA	7.13E-05	1.803513	1.969005	1.864172
1	231.388	467.3659	5.02E-10	-10.06609	-9.238633	-9.762797
2	274.0733	67.07685	1.44E-10	-11.33682	-9.847391*	-10.79089
3	294.6648	28.436	1.22E-10	-11.55547	-9.404068	-10.7669
4	325.0794	36.20782*	6.90E-11*	-12.24188*	-9.428507	-11.21067*
* indicates lag order selected by the criterion						
LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)						
FPE: Final prediction error						
AIC: Akaike information criterion						
SC: Schwarz information criterion						
HQ: Hannan-Quinn information criterion						

Fonte: Cálculos dos autores.

Com esta nova formulação, o resultado do teste de causalidade de Granger a 4 desfasamentos permite rejeitar a hipótese nula de não existência de causalidade entre as variáveis, com os resultados a apresentarem-se robustos e significantes a um nível de confiança de 99% (Quadro 5).

Quadro 5 – Teste de causalidade de Granger

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests			
Date: 11/03/14 Time: 18:26			
Sample: 2003Q1 2014Q2			
Included observations: 42			
Dependent variable: LGVA			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
JE_TOTAL	14.95933	4	0.0048
JD_TOT	15.17983	4	0.0043
D1	15.70733	4	0.0034
All	27.48948	12	0.0066

Fonte: Cálculos dos autores.

Desta forma se conclui que os resultados de teste de Granger vão de encontro às expectativas ditas pelo racional económico, o qual fazia antever que a evolução das taxas de juro ativas e passivas afetaria o comportamento da evolução do Valor Acrescentado Bruto das atividades financeiras, de seguros e imobiliárias.

Existe, por fim, a hipótese de a causalidade dos *spreads* diferir de acordo com o agente económico considerado.

Por forma a confirmar a razoabilidade desta conclusão, este exercício foi repetido utilizando, antes, separadamente, os dados dos *spreads* implícitos a operações de particulares e sociedades não financeiras. Assim, os resultados diferem ligeiramente dos obtidos anteriormente, sendo de destacar três principais conclusões:

- A presença da variável *dummy* definida anteriormente continua a ser significativa. A sua não utilização conduziria a uma situação semelhante à descrita previamente, não qual não é passível a rejeição da hipótese nula em nenhum dos casos;
- A estimação do modelo VAR sem restrições concluiu que o número ideal de desfasamentos seria de 3, ao invés de 4, como havia sucedido no caso anterior;

- iii. Os resultados do teste de causalidade de Granger mostram que é possível rejeitar a hipótese de não existir relação de causalidade entre o VAB das atividades financeiras, de seguros e imobiliárias e os *spreads* implícitos aos particulares a um nível de confiança de 95%. Já relativamente aos *spreads* implícitos às sociedades não financeiras, não é possível rejeitar a hipótese nula a qualquer dos níveis tradicionais de confiança (Quadro 6). Este facto pode derivar do comportamento recente dos *spreads* das sociedades não financeiras, nomeadamente a sua divergência face ao observado para os particulares a partir de 2011.

Quadro 6 – Teste de causalidade de Granger

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests			
Date: 11/04/14 Time: 11:48			
Sample: 2003Q1 2014Q2			
Included observations: 43			
Dependent variable: LGVA			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
HOUSEHOLDS	8.25119	3	0.0411
NFIS	1.656457	3	0.6467
D1	11.49057	3	0.0093
All	17.34716	9	0.0435

Fonte: Cálculos dos autores.

Tendo-se concluído, com relativa robustez, da possibilidade de existência de uma relação de causalidade entre as taxas de juro ativas e passivas e o VAB das atividades financeiras, de seguros e imobiliária, tentar-se-á, agora, proceder à construção de um modelo que permita prever o comportamento desta última, comparando a sua fiabilidade *out-of-sample* com um modelo exclusivamente autorregressivo.

Na medida em que as taxas de juro ativas e passivas foram as que permitiram a obtenção de melhores resultados nos testes de causalidade realizados, as propostas de modelização vão, em primeira linha, partir da sua utilização, apresentando-se, também, uma segunda hipótese com a utilização dos *spreads* implícitos. De forma a garantir a comparabilidade dos vários modelos estimados, o horizonte amostral estende-se até ao quarto trimestre de 2012, sendo que as 6 observações subsequentes serão utilizadas para aferir da sua robustez em tempo real (estimação *out-of-sample*). N entanto, a análise encontra-se limitada pela impossibilidade de controlar eventuais revisões de dados que tenham corrido desde então.

A primeira estimação realizada faz depender a evolução do VAB das atividades financeiras, de seguros e imobiliárias do nível do *spread* implícito no período anterior (dado como a diferença das taxas de juro ativas e passivas ponderadas), mas também da evolução das taxas de juro ponderadas (medida pela diferença, em pontos percentuais, das taxas de juro praticadas no período contemporâneo e o valor destas no período homólogo). A expressão pode ser apresentada da seguinte forma:

$$\ln\left(\frac{GVA_t}{GVA_{t-4}}\right) = \beta_1 + \beta_2 \times (JE_{TOT,t-1} - JD_{TOT,t-1}) + \beta_3 \times (JE_{TOT,t} - JE_{TOT,t-4}) + \beta_4 \times (JD_{TOT,t} - JD_{TOT,t-4}) + \beta_5 \times D_1 + \varepsilon_t$$

Com GVA_t a referir-se ao VAB das actividades financeiras, de seguros e imobiliárias no período t ; $JE_{TOT,t}$ a referir-se à taxa de juro ativa observada no período t ; e $JD_{TOT,t}$ a taxa de juro passiva do período t .

O resultado obtido é robusto, com o modelo a apresentar um R^2 de 92,6% e com coeficientes significativos e a apresentarem o sinal esperado. Da mesma forma, a estatística Durbin-Watson fixou-se nos 1,57, mostrando que o modelo se encontra corretamente especificado, não levantando preocupações relativamente à auto-correlação entre os resíduos. Também de realçar o facto de a variável *dummy* (D_1) ser significativa, conforme esperado.

Quadro 7 – Estimação I

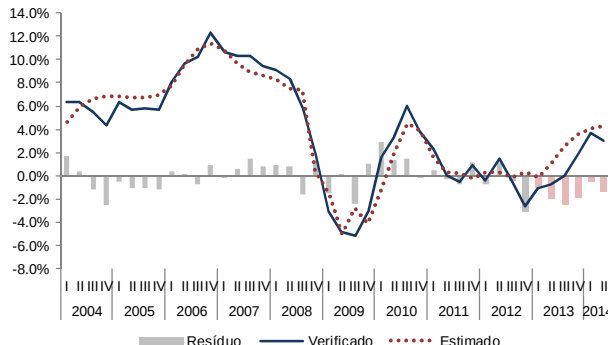
Dependent Variable: DLOG(GVA,0,4)				
Method: Least Squares				
Date: 11/04/14 Time: 16:39				
Sample (adjusted): 2004Q1 2012Q4				
Included observations: 36 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.029011	0.012316	-2.355423	0.025
JE_TOT(-1)-JD_TOT(-1)	0.033004	0.004093	8.063235	0
JE_TOT-JE_TOT(-4)	0.069571	0.00889	7.825363	0
JD_TOT-JD_TOT(-4)	-0.085849	0.013178	-6.514552	0
D1	-0.067483	0.009603	-7.02702	0
R-squared	0.925615	Mean dependent var	0.041963	
Adjusted R-squared	0.916017	S.D. dependent var	0.047737	
S.E. of regression	0.013834	Akaike info criterion	-5.595094	
Sum squared resid	0.005933	Schwarz criterion	-5.375161	
Log likelihood	105.7117	Hannan-Quinn criter.	-5.518331	
F-statistic	96.43751	Durbin-Watson stat	1.567568	
Prob(F-statistic)	0			

Fonte: Cálculos dos autores.

Analisando de forma mais detalhada os coeficientes estimados constata-se que: um aumento de 1 p.p. no *spread* observado em $t-1$ tem um efeito *carry-over* de 3,3 p.p. na variação homóloga do VAB em t ; o impacto de um aumento homólogo em 1 p.p. da taxa de juro passiva acarta um efeito negativo superior ao efeito positivo resultante de um idêntico aumento homólogo da taxa de juro ativa. Este diferencial pode representar a existência de fontes alternativas de rendimento não consideradas.

Ao observar a Figura 8, constata-se que, de um modo geral, o modelo acompanha de uma forma sólida a tendência da variável exógena. Contudo, verifica-se que no período *out-of sample*, o modelo sobrestimou constantemente a evolução do VAB, com a soma do quadrado dos erros a fixar-se nos 0,15%.

Figura 8 – Resultado da Estimação I



Fonte: Cálculos dos autores.

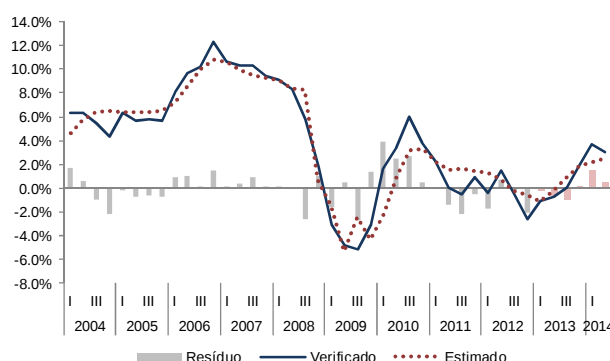
Paralelamente, foi estimada uma formulação alternativa, a qual faz depender a evolução do VAB do nível que o *spread* atingiu no período anterior e da variação deste ao longo dos últimos quatro trimestres. Também neste caso, as conclusões são bastante satisfatórias, apesar de um R^2 marginalmente inferior (90,2%). Já o valor da estatística Durbin-Watson é de 1,36, o que apesar de ser menor do que a da formulação anterior, é um valor que permite rejeitar a possibilidade de existência de forte autocorrelação entre os resíduos (Quadro 8).

Quadro 8 – Estimação II

Dependent Variable: DLOG(GVA,0,4)				
Method: Least Squares				
Date: 11/04/14 Time: 17:10				
Sample (adjusted): 2004Q1 2012Q4				
Included observations: 36 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.043514	0.012898	-3.373674	0.002
TOTAL(-1)	0.036513	0.004449	8.207831	0
TOTAL-TOTAL(-4)	0.049083	0.006818	7.199216	0
D1	-0.073674	0.010618	-6.938425	0
R-squared	0.901987	Mean dependent var	0.041963	
Adjusted R-squared	0.892798	S.D. dependent var	0.047737	
S.E. of regression	0.01563	Akaike info criterion	-5.374803	
Sum squared resid	0.007818	Schwarz criterion	-5.198856	
Log likelihood	100.7464	Hannan-Quinn criter.	-5.313393	
F-statistic	98.16214	Durbin-Watson stat	1.356476	
Prob(F-statistic)	0			

Fonte: Cálculos dos autores.

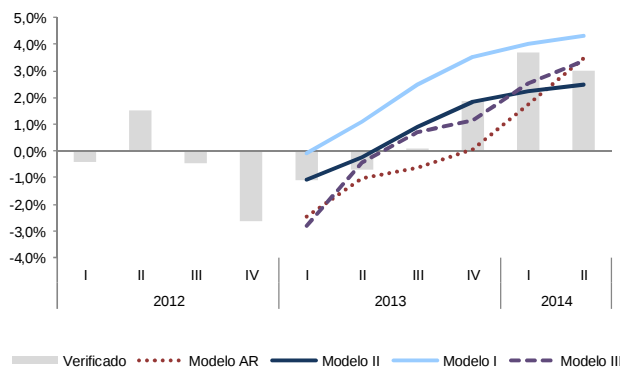
Como é possível observar na Figura 9, esta estimação, à semelhança da anterior, consegue captar a tendência da evolução da variável exógena, não se conseguindo detetar diferenças significativas nas previsões *in-sample* (dentro da amostra). De destacar o facto de a dimensão do efeito *carry-over* ser semelhante ao obtido na estimação anterior. Já relativamente às estimações *out-of-sample* (fora do período amostral), verifica-se que este modelo apresenta previsões que aderem de forma mais significativa aos valores efectivamente verificados. De facto, apesar de esta segunda formulação apresentar, *à priori*, estatísticas de robustez relativamente menos favoráveis, quando comparadas com o anterior, a sua utilização revela um erro *out-of-sample* de 0,03%, sensivelmente 1/5 do anterior.

Figura 9 – Resultado da Estimação II

Fonte: Cálculos dos autores.

Esta análise ficaria incompleta sem o ensaio de duas outras formulações: um modelo autorregressivo (AR) de primeira ordem; um outro que utiliza para cada observação trimestral dos *spreads*, o valor correspondente ao primeiro mês de cada trimestre, e cujos outputs são apresentados em anexo.

Figura 10 – Análise comparativa das estimações realizadas



Fonte: Cálculos dos autores.

A soma do quadrado dos erros *out-of-sample* foi de 0,10%, 0,15%, 0,03% e 0,05% para o Modelo AR, I, II e III respetivamente. Assim, conclui-se que o Modelo II é efetivamente o que apresenta uma melhor capacidade preditiva, seguido do Modelo III que, apesar de apresentar erros marginalmente superiores, potencia o grau de antecipação da variável exógena.

5. Conclusão

O objetivo inicial deste artigo era a análise da existência, ou não, de uma relação de causalidade entre os *spreads* implícitos praticados pelas outras instituições financeiras monetárias e o VAB das atividades financeiras, de seguros e imobiliárias.

Conforme foi possível observar pelos testes realizados, é possível rejeitar a hipótese nula de não existência de uma relação de causalidade. Foi também possível concluir que a forma como a informação se encontra expressa é passível de influenciar os resultados dos testes de causalidade, tendo-se concluído ser preferível a desagregação dos dados em taxas de juro ativas e passivas, em vez da utilização direta dos *spreads*, bom como a inclusão de uma *dummy* para filtrar *outliers* da amostra.

Confirmando-se esta hipótese, foi possível avançar para a estimação de um modelo de previsão que tirasse partido do conteúdo informativo destas variáveis, disponibilizadas com maior frequência, para antecipar a evolução do VAB. Analisou-se, assim, o contributo dos *spreads*, ou das taxas de juro sobre depósitos e empréstimos, separadamente, na explicação dos desenvolvimentos futuros do VAB das atividades financeiras, de seguros e imobiliárias.

Posteriormente foram estimados dois modelos alternativos, utilizando as desagregações que haviam sido apresentadas nos testes de causalidade. Ao contrário do que se poderia inferir inicialmente, o modelo que apresentou o maior conteúdo informativo na estimação *out-of-sample* foi aquele cuja Durbin-Watson e demais estatísticas de robustez se mostravam menos favoráveis. Ainda, foi possível demonstrar que, utilizando unicamente a observação do primeiro mês de cada trimestre, é possível obter, sem grande perda de precisão, previsões para a variável exógena, permitindo antecipar substancialmente a sua evolução.

Com efeito, apesar de os modelos, nas suas formulações atuais, se apresentarem já bastante robustos, é expectável que a inclusão de novas variáveis de natureza estrutural ou cíclica (por exemplo, o hiato do produto), ou outras que reflitam diretamente o evoluir das atividades nos setores de seguros e imobiliário (por exemplo, o preço da habitação), complementadas com um tratamento mais exaustivo destas¹⁰, conduzam a uma melhor especificação dos modelos, aumentando a sua assertividade e diminuindo o seu erro nas estimações realizadas em tempo real.

¹⁰ Por exemplo, através do cálculo dos montantes dos juros efetivamente pagos e recebidos pelas outras instituições financeiras monetárias.

6. Bibliografia

- Banco de Portugal (2014); *Boletim Económico Outono 2014*; Banco de Portugal, Lisboa;
- Banco de Portugal (2014); *Boletim Estatístico 10 / 2014*; Banco de Portugal, Lisboa;
- Burgess, Stephen (2011); *Measuring financial sector output and its contribution to UK GDP*; Bank of England Quarterly Bulletin, 2011 Quarter 3; Bank of England, London;
- European Commission (1996). *European System of Accounts – ESA 1995*; Eurostat, Brussels-Luxembourg;
- European Commission (2013); *European System of Accounts – ESA 2010*; Eurostat, Luxemburg;
- Everett, Mary *et al* (2013).; *Measuring the Value Added of the Financial Sector in Ireland*; Central Bank of Ireland Quarterly Bulletin 2, April 2013; Central Bank of Ireland, Dublin;
- Maer, Lucinda; Broughton, Nida (2012); *Financial Services: contribution to the UK economy*; House of Commons Library, London;
- Widodo, Triono (2008); *Measuring Output and value of Financial Services (banking): the case of Indonesia*; IFC Bulletin no. 28 – August 2008.