

EFEITOS NAS COTAÇÕES DO ANÚNCIO DE NOVAS EMISSÕES DE ACÇÕES DE BANCOS PORTUGUESES

MÁRIO COUTINHO DOS SANTOS*
LUÍS KRUG PACHECO*

RESUMO

O presente estudo investiga o efeito nas cotações das acções de bancos Portugueses, do anúncio de uma amostra de trinta novas emissões de acções realizadas entre Novembro de 1993 e Fevereiro de 2001.

Em linha com os resultados de trabalhos similares anteriormente realizados, a evidência

empírica apresentada é consistente com a hipótese de que o anúncio de novas ofertas de subscrição de acções por parte de bancos provoca reacções negativas no preço das suas acções, embora de magnitude inferior às documentadas na literatura para empresas não financeiras, especialmente se não expostas a jurisdição regulatória.

1. INTRODUÇÃO¹

Entre as questões de investigação que mais têm concitado a curiosidade de académicos e profissionais na área das finanças empresariais, está certamente a dos efeitos da escolha da estrutura de capital no valor da empresa. Essa escolha concretiza-se, na sua vertente discricionária, através de novas ofertas de subscrição de títulos que permitam reunir o capital financeiro necessário à concretização dos projectos que compõem a sua carteira de oportunidades de crescimento.

Uma parte relativamente expressiva da investigação empírica neste domínio, estuda o potencial efeito económico das decisões de estrutura de capital no valor da empresa através da estimação do impacto nas cotações das acções do anúncio de novas emissões de títulos.

Da análise desta literatura empírica pode, resumidamente, concluir-se que as novas emissões de acções ordinárias e obrigações convertíveis em acções tendem a produzir reacções negativas na cotação das acções do emitente após o anúncio público da decisão de emissão. Já os trabalhos que estudam os efeitos nos preços das acções do anúncio da realização futura de ofertas de subscrição de acções preferenciais ou de emissões de dívida não estão usualmente associados a variações estatisticamente significativas nas cotações das acções (e.g., Asquith e Mullins 1986; Eckbo 1986; Masulis e Korwar 1986; Mikkelson e Partch 1986; e Korajczyk, Lucas e McDonald 1991).²

Uma vez que uma nova emissão de acções promove implicitamente uma redução do nível

* Faculdade de Economia e Gestão da Universidade Católica Portuguesa

1 - Os autores agradecem o apoio do Dr. João Eduardo Simão na obtenção de dados. Qualquer erro ou omissão é da exclusiva responsabilidade dos autores.

2 - Os resultados de estudos académicos realizados com amostras de empresas não-financeiras e não sujeitas a jurisdição regulatória dos Estados Unidos da América sugerem que, no período de dois dias após o anúncio de novas emissões de acções, as cotações caem em média cerca de 3%. Smith (1986) e Masulis (1988) sumarizam esta literatura empírica.

de endividamento relativo do emitente, esta evidência empírica pode ser interpretada como sugerindo que o mercado valoriza negativamente este tipo de alterações na estrutura de capital. Por implicação, as emissões de títulos que determinem um aumento do grau de endividamento dos emitentes tenderão a ser percebidas pelos investidores como ‘boas notícias’ e consequentemente a provocar uma reacção positiva no seu bem-estar terminal.

Existem contudo argumentos teóricos que sugerem que as decisões de escolha e de reajustamento da estrutura de capitais podem produzir efeitos económicos para além daqueles com elas, directa e indirectamente, relacionados e que se plasman nas expectativas do valor actual do fluxo de *cash flows* futuros do emitente.

As acções, dadas as características de retorno oferecidas aos investidores, são títulos particularmente sensíveis a informação específica dos emitentes. Como tal, a decisão de proceder a uma nova oferta pública de venda de acções, é susceptível de poder revelar aos participantes no mercado de capitais, informação sobre a condição económica actual e futura do emitente, que aqueles desconheciam e era detida privadamente pelos membros dos seus órgãos dirigentes (e.g., Ritter 2003).

Em termos teóricos é relativamente incontroverso que o anúncio de novas emissões de títulos no mercado primário, efectuadas num quadro de desigual distribuição da informação quanto às verdadeiras características do emitente entre este e os investidores, tendem a produzir efeitos de reavaliação dos preços dos títulos já emitidos e transaccionados em mercado secundário organizado (e.g., Ross 1977; Myers e Majluf 1984).³

As funções desempenhadas pelos bancos na economia por um lado e o significativo peso relativo da sua capitalização bolsista em relação ao total do segmento accionista do mercado secundário de títulos doméstico, conferem um particular interesse ao estudo dos efeitos nos preços das acções dos bancos negociadas em mercado secundário regulamentado aos anúncios de lançamento de novas ofertas públicas de subscrição.

Não obstante a relevância do tema, a investigação empírica disponível sobre aqueles efeitos é relativamente escassa incidindo primordialmente sob amostras de bancos Norte Americanos. A maior parte desses estudos apresenta evidência que permite concluir que o impacto dos anúncios de lançamento de novas emissões de acções ordinárias de bancos é negativo, nem sempre estatisticamente significativo, mas tipicamente de magnitude inferior ao impacto esperado para empresas não financeiras, sobretudo se não sujeitas a jurisdição regulatória. A principal explicação oferecida para esta regularidade empírica consiste no menor conteúdo informativo dos anúncios de novas emissões de acções por parte dos bancos, as quais se ficarão a dever sobretudo à extensão e intensidade da acção disciplinadora da regulação a que estão sujeitos.

O objecto do presente trabalho é o de estimar a reacção do preço das acções após o anúncio de uma amostra de trinta novas emissões de acções realizadas por bancos Portugueses entre Novembro de 1993 e Fevereiro de 2001.⁴

A motivação para a realização do presente trabalho fundamenta-se em duas ordens de razão. A primeira, pelo facto de ser bastante escassa a análise empírica deste tipo de eventos em empresas financeiras. A segunda, por se tratar

3 - Tais efeitos, denominados de ‘efeito de anúncio’ (*announcement effect* na gíria anglo-saxónica), constituem um custo indirecto das novas emissões, podem ser quantitativamente expressivos e produzir, em média, uma diminuição do bem-estar terminal dos investidores.

4 - Estão excluídas do âmbito deste estudo as operações de emissão de acções por incorporação de reservas e operações de dispersão de capital.

de uma amostra homogénea em termos de características da sua actividade económica e consequentemente menos exposta aos problemas de índole idiossincrática que necessariamente afectam as amostras transversais.

O remanescente do trabalho está estruturado da seguinte forma: na secção seguinte discute-se o enquadramento teórico do efeito esperado do anúncio de novas emissões de acções em geral e por parte de bancos em particular. A terceira secção do trabalho descreve a metodologia empregue e analisa a constituição da amostra utilizada no teste empírico. Na quarta secção apresentam-se e analisam-se os resultados obtidos. Um sumário de conclusões termina o trabalho.

2. ENQUADRAMENTO TEÓRICO

Num mercado onde emitentes, com oportunidades de investimento a financiar através de novas emissões de títulos, dispõem de superioridade informacional, em relação aos investidores, quanto às verdadeiras características de risco e de retorno desses projectos, dispõem de um incentivo para poder explorar a sua vantagem informativa em benefício próprio, por exemplo, através da emissão de títulos sobreavaliados. Neste contexto, investidores que formulem expectativas racionais reconhecem que a existência de tal incentivo percebendo o anúncio de uma nova emissão de acções como um sinal com conteúdo informativo que contribui para reduzir o nível da assimetria de informação do emitente em relação ao mercado (Ross, 1977; Myers e Majluf 1984).

Num contexto de mercados de capitais eficientes pelo menos na forma semi-forte, os preços de equilíbrio reflectem toda a informação disponível e consideram-se como estimadores

não enviesados do valor intrínseco dos activos, denominando-se os mercados onde tais preços se formam de mercados informacionalmente eficientes. Assumindo racionalidade no comportamento dos agentes económicos o anúncio do evento produziria um impacto imediato na cotação das acções.

Investidores com preferência por emissões de acções com distribuições de probabilidade de retorno específicas, confrontam-se com um problema de escolha, uma vez que as distribuições de probabilidade do retorno são diferentes entre as emissões e, *ex ante*, não dispõem dessa informação, Ross (1977) e Myers e Majluf (1984) mostram que se deve esperar que novas emissões de acções no mercado primário onde emitentes e investidores estão desigualmente informados sobre as ‘verdadeiras’ características de retorno e risco dos primeiros, produzam num horizonte de investimento de curto prazo, efeitos adversos no bem-estar dos segundos.

Existe uma extensa literatura teórica e empírica sobre o efeito do anúncio de novas ofertas de subscrição nas cotações das acções de empresas, excluindo *utilities* e não-financeiras. Nessa literatura é consensual a proposição de que aquele efeito tende a ser negativo e estatisticamente significativo. Os principais argumentos para este fenómeno residem essencialmente em considerações de *adverse selection* determinadas por fenómenos de assimetria de informação.

Ao invés, a literatura que analisa a aplicabilidade da teoria de estrutura de capital aos intermediários financeiros em geral e aos bancos em particular é consideravelmente menos extensa.⁵ Embora aí se reconheça a existência de similitudes entre as decisões financeiras de empresas do sector financeiro e real da economia e a aplicabilidade às primeiras de muitas das teorias

5 - Para uma discussão desta literatura ver Santos (2002).

elaboradas a propósito das últimas, subsistem dúvidas quanto à adequabilidade da aplicação directa de algumas das teorias aos bancos.⁶

O facto de existir um quadro regulatório em termos dos requisitos mínimos de capital dos bancos, introduz a necessidade de distinguir as emissões ‘voluntárias’ de acções decorrentes de decisões discricionárias dos órgãos de gestão, das emissões ‘involuntárias’, as quais resultam da aplicação, explícita ou implícita, dos imperativos de regulação sobre requisitos de capital.

De acordo, entre outros, com Cornett e Tehranian (1994), o anúncio de uma emissão ‘involuntária’ de acções não constituirá um ‘sinal’ com conteúdo informativo negativo, para além da eventual conotação negativa associada à presunção de um risco financeiro elevado, pelo facto das entidades reguladoras disporem de informação privilegiada sobre a condição financeira dos bancos (Keeley, 1989).⁷

Estudos sobre empresas não financeiras em sectores de actividade fortemente submetidos a disciplina regulatória mostram o impacto de anúncios de novas emissões de acções tende igualmente a ser menos negativo do que nas restantes empresas não financeiras.

O conceito de capital nos bancos reveste-se de alguma complexidade técnica o que poderá dificultar a compreensão da sua condição financeira por parte de investidores não especializados, o que consubstancia a hipótese da maior opacidade dos bancos de Allen e Santomero (1998).

Wansley e Dhillon (1989) estimam em $-1,50\%$ o retorno supranormal dois dias após o anúncio de dezanove novas emissões de acções ordinárias realizadas por bancos Norte Americanos entre 1978 e 1985. Polonchek, Slovin e Sucharka (1989) encontram um efeito de $-1,38\%$ após o anúncio de quarenta e uma novas emissões de acções ordinárias no período de 1974 a 1984. Keeley (1989) estuda uma amostra de trinta e quatro novas emissões entre 1975 e 1986 tendo obtido um retorno supranormal de $-0,15\%$.⁸ Cornett e Tehranian (1994) reportam um retorno supranormal de $-1,56\%$ associado ao anúncio de novas emissões voluntárias de acções e de $-0,64\%$ para as emissões involuntárias.⁹ Estes resultados são consistentes com a predição da teoria da sinalização de Stephen Ross (1977) de que o anúncio da novas emissões de acções ordinárias estariam associadas com variações negativas dos preços das acções.¹⁰

A análise de Horvitz, Lee e Robertson (1991) apresenta resultados em linha com estudos anteriores quanto aos efeitos do anúncio de novas emissões de acções preferenciais, de dívida convertível e de dívida ‘*plain vanilla*’. Já quanto à reacção das cotações das acções ao anúncio de ofertas de subscrição de acções ordinárias não foram encontrados retornos supranormais negativos.

A hipótese de investigação formulada para o presente trabalho é a de um retorno supranormal esperado negativo embora não necessariamente significativo em termos estatísticos.

6 - Vide Slovin *et al.* (1991), Cornett e Tehranian (1994) e Allen e Santomero (1998).

7- As exigências de divulgação de informação impostas aos bancos pelas autoridades de regulação e de supervisão atenuam a opacidade informacional do seu balanço, contribuindo para reduzir a desigualdade informativa existente entre os *insiders* e os participantes no mercado.

8- Nestes estudos não se distingue entre emissões voluntárias e involuntárias de acções.

9- Os resultados de Cornett e Tehranian (1994) referem-se a uma janela de evento de dois dias e os retornos supranormais são estatisticamente significativos a 1% e 5% respectivamente.

10- A teoria de ‘*undervaluation*’ de Stewart Myers permite formular uma predição similar.

3. DESCRIÇÃO DA METODOLOGIA E DOS DADOS

Para estimar o efeito nas cotações provocada pelo anúncio de novas emissões de acções por parte dos bancos determinaram-se retornos supranormais diários a partir das séries temporais das respectivas cotações.

Para o efeito adoptou-se a metodologia dos 'event studies' a qual, fundamentando-se nas expectativas racionais dos investidores e das suas implicações em termos da eficiência informacional dos mercados, assume que os eventos são exógenos aos preços, pelo que eventuais alterações na cotação durante o período do evento, ajustadas à evolução normal das cotações do título, são consideradas como o resultado do anúncio do evento.¹¹

A determinação dos retornos supranormais exige a estimação prévia de um modelo gerador de retornos "normais" que constitua o *benchmark* de avaliação do "choque" causado pelo anúncio da nova emissão de acções na respectiva taxa média de retorno.

De acordo com Peterson (1989), Strong (1992) e MacKinlay (1997), entre outros, o procedimento mais correntemente utilizado e divulgado na literatura consiste no recurso ao denominado modelo de mercado o qual relaciona linearmente a taxa de retorno do activo i com a taxa de retorno do índice de mercado M , através da seguinte equação:

$$r_{it} = \alpha_i + \beta_i r_{Mt} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Onde (i) r_{it} representa a taxa de retorno da acção da empresa i no período (das observações) t ; (ii) r_{Mt} a taxa de retorno de um índice de

mercado M ponderado pelo valor, neste caso o BVL-30, no período t ; (iii) α_i o termo independente da equação; (iv) β_i o coeficiente de risco sistemático da acção i ; e (v) ε_{it} o termo estocástico (de espectro branco) associado ao retorno da acção da empresa i no período t .

Como teste de robustez da especificação do modelo de geração de retornos e tendo em consideração que a amostra inclui empresas exclusivamente do mesmo sector de actividade, foi estimado um modelo de geração de retornos bi-factorial, incluindo o índice das acções dos intermediários financeiros transaccionadas no mercado secundário de acções doméstico, tal como sugere Sharpe (1970):

$$r_{it} = \alpha_i + \beta_i r_{Mt} + \varphi_i r_{IFt} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

Onde, adicionalmente, (i) r_{IFt} representa a taxa de retorno de um índice de acções ponderado pelo valor de intermediários financeiros IF no período t e (ii) φ_i representa o coeficiente de sensibilidade da acção i à variação do índice de intermediários financeiros, IF . Tendo os resultados mostrado que a robustez de ambos os modelos era muito semelhante, foi decidido apresentar somente os resultados do modelo de índice único especificado na equação (1).¹²

Definiu-se a 'janela do evento' (*event window* na gíria anglo-saxónica) para estimação do impacto do anúncio evento nas cotações, como um período de dois dias com início na data do respectivo anúncio. A fundamentação da escolha deste intervalo relaciona-se com o facto de, regra geral, as notícias serem divulgadas publicamente num dado dia, sendo publicadas apenas no dia seguinte, o que significa que podem ocorrer transacções induzidas pelo evento no dia do anúncio (no dia anterior à sua publicação

11 - Utilizando dados do mercado de capitais, Fama *et al.* (1969) operacionalizaram a metodologia de condução de estudos de eventos, procedimento que permite estimar o efeito económico de um determinado evento no valor de uma empresa.

12- Os resultados sobre a significância diferencial dos modelos justificam a adopção do modelo de mercado. Os fundamentos da escolha efectuado radicam na semelhança do poder explicativo dos dois modelos para os casos analisados, apresentando sistematicamente diferenças mínimas em termos dos índices de determinação ajustados e não ajustados e quase sempre válidas apenas nos casos em que ambos os modelos eram pouco explicativos.

nos jornais), regra geral por profissionais do mercado de capitais, e no dia seguinte, na sequência da sua divulgação generalizada nos meios de comunicação. Por isso, o efeito do evento deverá surgir em qualquer destes dias, assumindo que o mercado não tenha tomado conhecimento da operação antes do seu anúncio oficial.

A hipótese, também comum na literatura, de um período de evento de três dias (centrado ou não na data do evento) foi preterida para a alternativa de período de evento de dois dias por três motivos. Em primeiro lugar, porque se presume que o mercado de capitais Português é suficientemente eficiente para que o anúncio de um aumento de capital seja conhecido e seja (ou não) considerado como relevante e susceptível de afectar as cotações. Em segundo lugar, um período de evento de três dias prejudicaria a robustez dos testes estatísticos aos resultados obtidos a partir de uma amostra de dimensão relativamente reduzida. Finalmente, a comparabilidade com resultados de investigação anterior ficaria dificultada, uma vez que a janela de evento de dois dias é a mais frequentemente utilizada.

Os parâmetros do modelo de mercado foram estimados utilizando um subconjunto de observações para um período de estimação (*estimation window*) de 200 dias, ou seja, um período dentro do intervalo aconselhado por Peterson (1989) e McWilliams-Siegel (1997),¹³ terminando 20 dias antes do início do período do evento [-220; -21].¹⁴ A robustez da medida dos parâmetros do modelo de geração de retornos normais foi analisada através da utilização de um período de estimação posterior ao período do evento para possibilitar a identifica-

ção de alterações na estrutura do modelo. O período de estimação de validação foi o simétrico ao anterior, i.e., [+21; +220] após o período do evento.

A partir da determinação dos parâmetros da equação do modelo de mercado no período de estimação e assumindo a sua estabilidade no tempo, foram estimados os retornos “normais” esperados diários (r_{it}) de acordo com o grau de risco sistemático do activo i no período do evento, que tenderiam a ocorrer na ausência do evento. Através desses valores foram posteriormente calculados os retornos supranormais diários, RS_{it} , da acção do activo i no período do evento, a partir da seguinte equação:

$$RS_{it} = r_{it} - (a_i + b_i r_{Mt}) \quad (3)$$

Onde a_i e b_i representam as estimativas obtidas pelo método dos mínimos quadrados (*ordinary least squares* na gíria anglo-saxónica) dos parâmetros a_i e b_i do modelo de mercado para o período de estimação, anterior ao evento. Os retornos supranormais RS_{it} representam os retornos da acção i em excesso ao seu retorno esperado normal, ou seja, representam os termos de perturbação do modelo de mercado.

Após esta estimação procedeu-se à agregação dos retornos supranormais dos activos individuais, para posterior teste da significância do seu valor médio, de forma a se poder retirar conclusões sobre o impacto do evento. Neste contexto, mais importante do que atender ao que se verifica com os retornos supranormais de cada emissão, importa analisar o que se passa com o conjunto das observações. Para efeito de análise do evento foi efectuada uma agregação seccional dos retornos supranormais para cada dia do período de evento e, posteriormente, foi

13 - Existe abundante evidência empírica mostrando que os parâmetros do modelo de mercado, pelo menos quando estimados ao nível de um activo individual, tendem a ser relativamente instáveis o que desaconselha períodos de estimação muito longos. Contudo, evitando-se períodos muito curtos consegue-se minimizar o “ruído” estatístico da análise.

14 - Não é conveniente incluir o período de evento para evitar que os efeitos do evento influenciem a determinação de retornos normais.

efectuada a agregação para todo o período do evento. Antes de proceder a qualquer agregação efectuou-se a standardização pelo desvio-padrão dos retornos supranormais.

A determinação dos retornos supranormais standardizados acumulados médios ($RSSAM$) que foram objecto dos testes, foi desenvolvida de acordo com os seguintes passos: (i) Determinação do retorno (standardizado) no período t para cada activo i (RSS_{it});¹⁵ (ii) Cálculo da média do retorno (standardizado) no período t para os n activos ($RSSM_{it}$);¹⁶ e (iii) Cálculo do retorno (standardizado) acumulado dos n activos para o período de estimação ($RSSAM_{it}$).¹⁷

Os testes do nível de significância dos retornos supranormais acumulados médios foram efectuados através de testes paramétricos e não paramétricos.¹⁸ Em primeiro lugar foi realizado o teste paramétrico sugerido por Peterson (1989) para averiguar se a média dos retornos supranormais acumulados é significativamente diferente de zero. Assim, sob a hipótese nula de que os retornos supranormais não são diferentes de zero, supondo que o período de estimação é suficientemente longo (i.e., que $(T-2)/(T-4)$ tende para a unidade) e que o comportamento dos retornos futuros não se altera com o evento, pode ser assumido que os retornos supranormais seguem uma distribuição normal e que são independentes e identicamente distribuídos (i.i.d.) com variância finita, pelo que os retornos supranormais standardizados terão uma distribuição t -Student com $n-1$ graus de liberdade.¹⁹

Em alternativa, foi utilizado o procedimento sugerido por McWilliams-Siegel (1997) que passa pela standardização temporal dos retornos supranormais para cada dia do evento, a sua acumulação temporal e posteriormente a acumulação seccional dos retornos supranormais agregados dos activos individuais.

Através destes dois tipos de testes, a hipótese nula da ausência de retornos supranormais standardizados médios significativos foi testada contra a hipótese alternativa, fundamentada pela literatura, dos retornos supranormais standardizados serem, em média, negativos, testes unilaterais ou *one-sided test* na designação anglo-saxónica.

Pelas dúvidas quanto à razoabilidade da hipótese da normalidade dos retornos, foi ainda utilizado um teste não paramétrico, *sign test*, para testar a robustez das conclusões dos testes paramétricos (MacKinlay 1997) e pela sua suposta capacidade adicional para detectar retornos supranormais significativos (Berry *et al.* 1990).

Nos testes empíricos abaixo é analisada a reacção da cotação das acções ao anúncio de trinta novas emissões de acções realizadas por bancos Portugueses entre Novembro de 1993 e Fevereiro de 2001 (ver Tabela 1). Estas operações constituem o universo das novas emissões de acções, enquanto fonte de financiamento, dos bancos com acções transaccionadas, à data das respectivas emissões no mercado primário de acções doméstico.²⁰

15 - Sob a hipótese nula de ausência de retornos supranormais esperados, seguiu-se a metodologia sugerida por Mikkelsen e Parth (1986) na determinação dos retornos supranormais standardizados (RSS) para a acção i para no dia t do período do evento.

16 - A agregação dos retornos supranormais não standardizados para o conjunto dos activos em cada dia t do período do evento resultou no cálculo de retornos supranormais standardizados médios (Peterson, 1989).

17 - A agregação para todo o período do evento, após a acumulação em todos os activos para cada dia do período do evento, seguiu também Peterson (1989).

18 - Os testes paramétricos assumem que os parâmetros da distribuição não se alteram durante o período do evento. Os testes não-paramétricos dispensam as hipóteses mais comuns das distribuições paramétricas.

19 - Pelo teorema do limite central, o somatório dos retornos supranormais standardizados terá distribuição normal. Como a amostra é constituída por trinta eventos e para obviar a utilização abusiva do teorema do limite central, efectuou-se igualmente o teste com a distribuição de t -Student.

20 - Foram excluídas as emissões de acções promovidas por instituições bancárias pertencentes ao Estado. A opção por incluir apenas empresas cotadas do mercado contínuo visou reduzir o impacto de problemas econométricos relacionados com a baixa liquidez dos activos e com questões de privatizações e operações de *initial public offerings*.

Tabela 1 – Amostra

Anúncios de oferta de subscrição de acções ordinárias realizados por bancos em Portugal entre Novembro de 1993 e Fevereiro de 2001.

Data do anúncio	Emitente	Número de acções emitidas (unidade 10 ⁶)	Peso no valor inicial
30 Nov 1993	Banco Totta & Açores, S.A.	5,0	10,0%
29 Dez 1993	Bpi - SGPS, S.A.	4,3	20,1%
1 Jun 1994	Banco Português do Atlântico, S.A.	10,0	10,0%
14 Jul 1994	Banco Comercial de Macau	n.d.	15,0%
14 Dez 1994	Crédit Lyonnais Portugal, S.A.	7,3	222,5%
22 Jun 1995	Banco Espírito Santo, S.A.	8,1	12,3%
31 Out 1995	Bpi - SGPS, S.A.	20,0	54,8%
1 Mar 1996	Banco Mello, S.A.	12,0	40,0%
3 Abr 1996	Banco Comercial Português, S.A.	27,0	24,5%
26 Jun 1996	Banif - Banco Internacional do Funchal, S.A.	2,5	14,3%
31 Jul 1996	Crédito Predial Português, S.A.	3,0	12,0%
7 Out 1996	Banco Mello, S.A.	16,0	38,1%
1 Nov 1996	Bpi - SGPS, S.A.	21,5	38,1%
7 Mai 1997	Banco Comercial Português, S.A.	13,3	9,7%
2 Set 1997	Crédito Predial Português, S.A.	3,0	10,7%
13 Nov 1997	Banco Mello, S.A.	8,0	13,8%
12 Jan 1998	Banco Comercial Português, S.A.	6,0	4,0%
17 Mar 1998	Banco Comercial Português, S.A.	39,2	24,8%
7 Mai 1998	Banco Espírito Santo, S.A.	12,7	14,5%
7 Mai 1998	Banco Espírito Santo de Investimento, S.A.	4,0	40,0%
14 Mai 1998	Banco Comercial Português, S.A.	6,4	3,4%
18 Mai 1998	Banco Pinto & Sotto Mayor, S.A.	47,5	46,1%
30 Jun 1998	Banco Pinto & Sotto Mayor, S.A.	15,1	10,0%
17 Ago 1998	Banif - Banco Internacional Do Funchal, S.A.	5,0	22,2%
19 Ago 1998	Banco Mello, S.A.	11,0	16,7%
24 Set 1998	Banco Português Do Atlântico, S.A.	16,1	14,6%
30 Abr 1999	Bpi - SGPS, S.A.	9,1	11,7%
28 Jun 2000	Banco Espírito Santo, S.A.	39,8	33,9%
18 Out 2000	Bpi - SGPS, S.A.	14,1	12,5%
12 Fev 2001	Banco Comercial Português, S.A.	48,0	24,0%

nd – não disponível

A escolha do período amostral foi determinada por vários factores. O primeiro relacionado com a necessidade de obtenção de dados posterior à implementação do actual Plano Oficial de Contabilidade do Sector Bancário, que ocorreu em 1991 com efeitos em 1992, evento este que afectou de forma relevante os mapas contabilísticos dos bancos e que, em consequência, poderia afectar a análise dos factores explicativos dos (eventuais) retornos supranormais encontrados neste estudo empírico. A segunda

relaciona-se com o facto de incluir um período que abarca um ciclo bolsista completo, incluindo um período de alguma expansão bolsista que, regra geral, favorece o aparecimento de operações de aumento de capital. Finalmente, decidiu-se utilizar o índice bolsista BVL-30 (actual PSI-30), cuja actividade foi iniciada apenas em 4 de Janeiro de 2003, no qual tipicamente o sector bancário possui um peso menor face à alternativa do PSI-20 mas que inclui um número apreciável de acções cotadas mas com

elevada liquidez (ao contrário do BVL Geral). A circunstância de não se incluírem operações anteriores a Novembro de 1993 relaciona-se com a utilização de um período prévio de estimação dos parâmetros dos modelos de geração de “retornos normais” de 200 dias úteis de acordo com um intervalo de estimação do tipo $[-220; -21]$.²¹

As informações sobre as datas de anúncio das operações foram recolhidas por via de contacto pessoal e através da colaboração dos gabinetes de estudos do BPI e do BSN. Para evitar conflitos de dados foram solicitadas também, entre outras informações, as cotações das acções e do índice BVL-30 utilizadas para o estudo. As cotações das acções em causa encontravam-se já ajustadas a eventos como o pagamento de dividendos, aumentos de capital e operações de

stock split, sendo por isso compatíveis com as datas de anúncio utilizadas. Para este trabalho, e dado o número limitado de operações em análise, evitou-se a exclusão de eventos da amostra (salvo em casos de absoluta necessidade que não ocorreram) como, por exemplo, poderia ser sugerido pela reduzida liquidez de algumas acções, pela existência de eventos contemporâneos relacionados com a acção em causa²² ou de observações “*outliers*”. Não se verificou, também, qualquer caso de emissão simultânea de mais do que um tipo de activos financeiros.

4. RESULTADOS

Para efeito da determinação dos retornos normais para cada acção foram efectuadas regressões para todas as emissões incluídas na amostra, assumindo o modelo de mercado.

Tabela 2 - Retornos supranormais médios

A tabela inclui os retornos supranormais médios estimados para os trinta anúncios de novas emissões de acções realizados por onze bancos Portugueses entre Novembro de 1993 e Fevereiro de 2001 e calculados com base na dimensão relativa da emissão.

Dimensão relativa (DR)	Retornos supranormais a 2 dias	Retornos supranormais standardizados a 2 dias	Dimensão da sub-amostra	Percentagem de valores negativos
$DR \leq 10\%$	-1,68%	-2,57***	6	100,0%
$10\% < DR \leq 20\%$	-1,13%	-1,56%*	11	45,5%
$20\% < DR \leq 30\%$	+0,35%	+0,27%	5	40,0%
$DR > 30\%$	-0,15%	+0,12%	8	75,0% ^b

^a Dimensão relativa consiste na proporção entre o número de acções emitidas e o número de acções inicial.

Os testes estatísticos foram realizados a partir da metodologia sugerida por Peterson (1989). Apesar de não estar incluído na tabela acima, utilizando o teste estatístico de McWilliams-Siegel (1997) os resultados seriam similares. Os testes de significância são meramente indicativos por estarem em causa sub-amostras com dimensões reduzidas.

*** Significante a 1% (*one-sided test*).

** Significante a 5% (*one-sided test*).

* Significante a 10% (*one-sided test*).

^b Para os anúncios de emissões de maior dimensão relativa registam-se retornos supranormais médios positivos, em média elevados e uma alta percentagem de valores negativos.

21 - Este período de estimação de 200 dias úteis encontra-se acima do valor médio dos períodos sugeridos por Peterson (1989) e MacKinlay (1997) e, face à alternativa limite (máximo) de 300 dias úteis (para mercados menos líquidos), apresenta a vantagem de poupar duas observações (significativo numa amostra de 30 eventos).

22- Na referida base de dados encontram-se as datas dos principais eventos associadas a operações que afectam o número de acções no mercado das instituições financeiras analisadas. O jornal ‘Diário Económico’ foi igualmente utilizado para controlar a ausência de outros eventos contemporâneos relacionados com os activos em causa, como anúncios de resultados ou de dividendos. Os eventos contemporâneos relacionados com o sector e com a economia devem ser considerados como factores de risco sistemático e, logo, factores que estão incluídos no modelo de geração de retornos normais.

Uma limitação usualmente associada à realização de estudos de eventos está relacionada com a possibilidade de ocorrência de alterações de estrutura no modelo de geração de retornos normais, temática usualmente discutida a propósito da definição da extensão do período de estimação. A análise das regressões efectuadas para alguns dos anúncios de emissões de acções, sempre assumindo o modelo de mercado, permitiu justificar o receio de ocorrência de des-

continuidades estruturais.²³ Todos os procedimentos sugeridos para a correcção deste problema, incluindo um frequente de combinar betas do período de estimação e do período pós-evento de acordo com um dado ponderador, são claramente *ad hoc* e não geram, regra geral, alterações substanciais nos resultados.

Os resultados dos testes de significância dos retornos supranormais são apresentados na Tabela 3:

Tabela 3 - Síntese dos resultados dos testes estatísticos

Resultados dos testes da hipótese nula (H_0) de ausência de retornos supranormais esperados

	Testes estatísticos paramétricos		Testes estatísticos não paramétricos	
	Petersen (1989)	McWilliams-Siegel (1989)	<i>Sign test</i> Distribuição simétrica	<i>Sign test</i> Distribuição assimétrica.
Valor da estatística	-1,920	-1,911	1,826	1,393
Distribuição normal				
$\alpha = 5\%$	-1,645	-1,645	1,645	1,645
$\alpha = 1\%$	-2,326	-2,326	2,326	2,326
<i>p</i> -value	2,741%	2,803%	3,394%	8,182%
conclusão	Rejeição H_0 a 5%	Rejeição H_0 a 5%	Rejeição H_0 a 5%	Não rejeição H_0
Distribuição <i>t</i> -Student				
$\alpha = 5\%$	-2,462	-2,462	-	-
$\alpha = 1\%$	-1,699	-1,699	-	-
<i>p</i> -value	3,235%	3,299%	-	-
Conclusão	Rejeição H_0 a 5%	Rejeição H_0 a 5%	-	-

Uma breve análise dos valores dos retornos supranormais standardizados não permite afastar a hipótese da existência de valores “*outliers*” que coloquem em questão o valor das estatísticas a utilizar. Por exemplo, o valor encontrado para o dia 1 na emissão BCP 98 (+3,1298) foi considerado especialmente surpreendente pelo facto do seu sinal e da sua magnitude contrastar

com os demais. A remoção deste valor afectaria um pouco as conclusões, no sentido que mais à frente se descreve.

Os resultados dos testes paramétricos permitem concluir que a hipótese nula da não significância estatística dos retornos supranormais é rejeitada apenas para um nível de significância de

23 - Por os resultados serem por si só esclarecedores não foram realizados testes confirmatórios. A título de exemplo refira-se que o coeficiente de risco sistemático do BCP assumido para o período de estimação referente ao anúncio da emissão de 1996 foi de 1,07, mas no período pós-evento com a mesma amplitude o mesmo desceu para 0,73).

5%, assumindo-se a distribuição normal (*p-values* de 2,741% e 2,803%, respectivamente) e a distribuição *t-Student* (*p-values* de 3,235% e 3,299%, respectivamente).

A utilização de testes não paramétricos apresenta resultados semelhantes embora um pouco mais ambíguos. A aplicação do “*sign test*” standard que pressupõe distribuições simétricas, assumindo-se a distribuição normal, resulta nas mesmas conclusões dos testes paramétricos, com valores semelhantes para o *p-value* (entre os 2,8% e os 3,4%). Pelo contrário, se no mesmo teste for considerada a assimetria típica dos retornos supranormais (neste caso substituindo-se a proporção de 50% de retornos supranormais negativos para 53,2%, valor médio do período de estimação para todos os activos), a hipótese alternativa destes retornos serem negativos e estatisticamente significativos não é suportada nem para um nível de significância de 5% (*p-value* de 8,182%), assumindo o pressuposto da normalidade da estatística de teste (Gibbons, 1993).

O efeito contrário ocorre quando se elimina um valor “*outlier*” da série de retornos supranormais, neste caso, o RSS (BCP-98-2, dia 1), que ascende a + 3,1298. Desta forma, o valor das estatísticas dos testes aumentam, levando a que a hipótese nula quase seja rejeitada para um nível de significância de 1% (por exemplo, para o teste de Petersen, o *p-value* desce para 1,005%). Este resultado mostra também a sensibilidade do valor das estatísticas e das conclusões face a alterações em certos valores das observações, facto este que seria expectável em face da reduzida dimensão da amostra.

Sumariando, constata-se que o facto de os resultados dos testes de significância não serem muito robustos devido à reduzida dimensão das sub-amostras. Admite-se igualmente que os resultados possam sofrer de algum

enviesamento provocado pela observação ‘BCP-98-2, dia 1’, já atrás mencionada, uma vez que a percentagem de valores negativos é elevada para o grupo de maior dimensão mas, em média, os retornos supranormais são marginalmente positivos e os retornos supranormais standardizados são ligeiramente negativos.

Um resultado interessante, mas para a qual não se encontrou justificação de índole teórica ou empírica, tem a ver com o facto dos resultados serem negativos e mais significativos para as emissões de menor dimensão.

Finalmente, sublinha-se que os resultados deste estudo parecem confirmar as principais hipóteses de investigação suscitadas pela literatura e os resultados empíricos de investigação anteriormente realizada.

5. CONCLUSÕES

O presente estudo analisa o efeito nas cotações (ajustadas) de anúncios de uma amostra de trinta novas emissões de acções ordinárias realizadas por bancos Portugueses entre 1993 e 2001.

Estudos similares apresentam resultados consistentes com a hipótese de que o anúncio de novas ofertas de subscrição de acções por parte de bancos provoca reacções negativas no preço das suas acções, sempre na vizinhança de valores estatisticamente significativos e inferiores, em média, ao que tende a suceder para empresas não financeiras, em especial de sectores de actividade não expostos à disciplina da regulação.

Os resultados obtidos permitem concluir em sentido idêntico ao de trabalhos anteriores, uma vez que, na maior parte dos casos, a hipótese nula da ausência de reacções negativas é rejeitada para níveis de significância de 5%, mas não é rejeitada para níveis de significância de 1%.

Em termos globais, para além de estar em sintonia com os resultados empíricos conhecidos, os resultados dão suporte às principais teorias relativas a esta temática.

Dadas as limitações intrínsecas do teste empírico realizado, em particular, a reduzida dimensão da amostra e a ausência de ajustamentos empíricos à reduzida liquidez dos activos e a uma provável alteração estrutural nos modelos de geração de retornos normais, os resultados deverão ser interpretados com a devida precaução.



REFERÊNCIAS

- Allen, Franklin e Anthony Santomero. 1998. The Theory of Financial Intermediation. *Journal of Banking and Finance* 21(11, 12): 1461-85.
- Asquith, Paul e David Mullins. 1986. Equity Issues and Offering Dilution. *Journal of Financial Economics* 15(1/2): 61-90.
- Berry, M., G. Gallinger e G. Henderson. 1990. Using Daily Stock Returns in Event Studies and the Choice of Parametric Versus Nonparametric Test Statistics. *Journal of Business and Economics* 29 (1): 70-85.
- Cornett, Marcia e Hassan Tehranian. 1994. An Examination of Voluntary versus Involuntary Securities Issuances by Commercial Banks: The Impact of Capital Regulations on Common Stock Returns. *Journal of Financial Economics* 35(1): 99-122.
- Eckbo, Espen. 1986. Valuation Effects of Corporate Debt Offerings. *Journal of Financial Economics* 15(1/2): 119-151.
- Fama, Eugene, Lawrence Fisher, Michael Jensen e Richard Roll. 1969. The Adjustment of Stock Prices to New Information. *International Economic Review* 10(February): 1-21.
- Gibbons, J. 1993. *Nonparametric Statistics: An Introduction*. Sage Publications.
- Horvitz, Paul, Insup Lee e Kerry Robertson. 1991. Valuation Effects of New Securities Issuance by Bank Holding Companies: New Evidence. *Financial Review* 26(1): 91-104.
- Keeley, Michael. 1989. The Stock Price Effects of Bank Holding Company Securities Issuance. *Economic Review Federal Reserve Bank of San Francisco* N°. 1, winter 3-19.
- Korajczyk, Robert, Deborah Lucas e Robert McDonald. 1991. The Effect of Information Releases on the Pricing and Timing of Equity Issues. *Review of Financial Studies* 4(4): 685-708.
- MacKinlay, A. Craig. 1997. Event Studies in Economic and Finance. *Journal of Economic Literature* 35(1): 13-39.
- Masulis, Ronald. 1988. *The Debt/Equity Choice*. Ballinger Publishing Company.
- Masulis, Ronald e Ashok Korwar. 1986. Seasoned Equity Offerings: An Empirical Investigation. *Journal of Financial Economics* 15(1/2): 91-111.
- McWilliams, Abigail and Donald Siegel. 1997. Event Studies in Management Research: Theoretical and Empirical Issues. *Academy of Management Journal* 40(3): 626-657.
- Mikkelsen, Wayne e M. Megan Partch. 1986. Valuation Effects of Security Offerings and the Issuance Process. *Journal of Financial Economics* 15(1/2): 31-60.
- Myers, Stewart, and Nicholas Majluf. 1984. Corporate Financing and Investment Decisions When Firms Have Information that Investors Do Not Have. *Journal of Financial Economics* 13(2): 187-221.
- Peterson, Pamela. 1989. Event Studies: A Review of Issues and Methodology. *Journal of Business and Economics* 28: 36-66.
- Polonchek, John Myron Slovin e Marie Sushka. 1989. Valuation Effects of Commercial Bank Securities Offerings: A Test of the Information Hypothesis. *Journal of Banking and Finance* 13 (3):443–461.
- Ritter, Jay. 2003. Investment Banking and Securities Issuance. In G. Constantinides, M. Harris and R. Stulz, eds, 255-306. *Handbook of the Economics of Finance, vol 1A: Corporate Finance*. Amsterdam (Holland): Elsevier.

REFERÊNCIAS

- Ross, Stephen. 1977. The Determination of Financial Structure: The Incentive-Signalling Approach. *Bell Journal of Economics* 8(1): 23-40.
- Santos, Mário Coutinho dos. 2002. *Firms's Capital Structure Decisions: Theory and Empirical Evidence From Portuguese Banks*; Dissertação de Doutoramento, Universidade de Aveiro.
- Sharpe, W.; (1970); *Portfolio Theory and Capital Markets*; New York; McGraw-Hill.
- Slovin, Myron, Marie Sushka, e John Polonchek. 1991. The Information Content of Multiple Seasoned Common Stock Offerings by Bank Holding Companies. *Journal of Banking and Finance* 15(3): 633- 646.
- Smith, Clifford, Jr. 1986. Investment Banking and the Capital Acquisition Process. *Journal of Financial Economics* 15(1/2): 3-29.
- Strong, N. 1992. Modelling Abnormal Returns: A Review Article. *Journal of Business Finance and Accounting* 19(4): 533-53.
- Wansley, James, and Upinder Dhillon. 1989. Determinants of Valuation Effects for Security Offerings of Commercial Bank Holding Companies. *Journal of Financial Research* 12(3): 217-234.