

Perdas por imparidade: fatores explicativos e impactos

Joaquim Sant'Ana Fernandes¹

Cristina Gonçalves¹

Cristina Guerreiro¹

Luis Nobre Pereira¹

Universidade do Algarve & Centro de Investigação sobre o Espaço e as Organizações, Faro, Portugal

Recebido em

17/12/2014

Aprovado em

31/05/2016

Editor responsável:

Prof. Dr. Ivam Ricardo Peleias

Processo de Avaliação:

Double Blind Review

Resumo

Objetivo – Analisar o reconhecimento das imparidades nos ativos fixos tangíveis e intangíveis e sua relevância para os investidores nas empresas cotadas nas bolsas de Lisboa e de Madri.

Metodologia – Suporta-se em uma análise quantitativa de dados sobre uma amostra de 80 empresas com títulos cotados nas bolsas de Lisboa e de Madri (2007-2011). Foram estimados modelos de regressão linear e não linear para dados em painel.

Resultado – Constatou-se que o valor de imparidades teve uma tendência crescente e que essas perdas são as mais significativas nos intangíveis (em particular no *goodwill*). Comprovou-se que a probabilidade de reconhecimento das imparidades é influenciada positivamente pela dimensão das entidades e negativamente pelo valor de mercado ($p < 0,10$). As entidades portuguesas orientadas para a exportação têm uma maior probabilidade de não reconhecer imparidades, mas as que apresentam valores de mercado superior têm maior probabilidade de reconhecê-las. Esse comportamento contraria o manifestado pela amostra, em que essa relação é negativa ($p < 0,10$). Os resultados também sugerem que existe efeito de alisamento dos resultados por via das imparidades, sendo ele mais acentuado nas entidades do IBEX35. Quanto à relevância da imparidade para o valor de mercado, confirma-se uma relação negativa significativa, reforçando as conclusões de estudos anteriores.

Contribuições – Esse estudo introduz o fator cultural na análise do reconhecimento das perdas por imparidade, destacando-se comportamentos distintos entre entidades portuguesas e espanholas.

Palavras-chave – Ativos fixos tangíveis; ativos intangíveis; imparidade; valor de mercado.



Revista Brasileira de Gestão e Negócios

DOI: 10.7819/rbgn.v18i60.2300

I Introdução

O conceito de imparidade está associado ao custo histórico, que convencionou que o custo de um ativo deve ser alocado aos resultados através das depreciações/amortizações. Esse processo permitiria refletir anualmente o uso ou perda de valor do investimento, durante sua vida útil. As depreciações/amortizações, contudo, não refletem as alterações de valor corrente dos ativos, surgindo a contabilização das imparidades como suplemento das depreciações/amortizações.

Diversos estudos demonstram que o reconhecimento de perdas por imparidade nos ativos não correntes foi uma prática das entidades antes de os organismos de normalização contábilística definirem critérios de reconhecimento e mensuração específicos. No sentido de incrementar a divulgação das práticas de reconhecimento das perdas por imparidade dos ativos e diminuir a liberdade das administrações o *Financial Accounting Standards Board* (FASB) emitiu em 1995 a *Statement of Financial Accounting for Standards* (SFAS) n.º 121 – *Accounting for Impairment of Long-lived Assets*, substituída em 2001 pela SFAS n.º 144 – *Accounting for Impairment or Disposal of Long-lived Assets*. No mesmo sentido, o *International Accounting Standards Committee* (IASC) preparou e aprovou em 1998 a *International Accounting Standard* (IAS) 36 – *Impairment of Assets*.

Quanto ao *goodwill* (GW), as alterações introduzidas nas normas contábilísticas de referência internacional (SFAS 142 e *International Financial Reporting Standards* (IFRS) 3), no sentido de substituir a amortização linear do GW pela atual análise anual da imparidade (ou mais frequentemente, caso existam indícios), suscitou posicionamentos distintos, se sujeito a uma amortização sistemática (com o problema associado da definição da vida útil), ou a testes de imparidade (com toda a subjetividade associada à previsão dos *cash flows* futuros), para que a medida adotada seja consistente com a avaliação do mercado (Brochet & Welch, 2011; Choi, Kwon & Lobo, 2000; Jennings, Robinson, Thompson & Duvall, 1996; Wines & Ferguson, 1993).

Dessa forma releva-se o tema das imparidades como uma questão de pesquisa associada

não só a práticas contábilísticas das entidades e sua divulgação, fundamentada nas diversas teorias que suportam as escolhas das entidades (teoria institucional, da agência, da legitimidade, entre outras), mas também, na linha da pesquisa positivista, à avaliação que os investidores fazem dessas perdas e seus impactos no valor de mercado das respectivas entidades.

2 Relevância das perdas por imparidade e fatores explicativos

Os fatores explicativos do reconhecimento das perdas por imparidade e seu impacto nos resultados e valor das empresas têm sido objeto de diversos estudos. Aqui se apresentam alguns desses estudos, realizados antes e depois da publicação de normas específicas sobre a imparidade de ativos, que como se referiu remonta a 1995 e que suportam não só essa linha de pesquisa, mas também os principais resultados obtidos.

Entre outros pesquisadores, Strong & Meyer (1987) analisaram indicadores relacionados com o desempenho financeiro das entidades previamente ao anúncio das perdas por imparidade, como o retorno aos investidores, o *market-to-book ratio* e o *cash flow per share*. Os resultados obtidos apontaram, de forma geral, uma reação negativa do mercado aos anúncios de imparidades, bem como um relacionamento direto entre o reconhecimento das perdas e a mudança de membros da gestão de topo. O desempenho financeiro, mensurado com base no *cash flow per share* e no retorno total para os investidores, apresentou-se inferior nas entidades que divulgaram perdas por imparidade. A conclusão também demonstrou impacto negativo no mercado.

Elliott e Shaw (1988) analisaram o desempenho contábilístico e os retornos de mercado de 240 entidades que reconheceram perdas por imparidade (1982 a 1985). Os autores identificaram que as empresas de maior dimensão (vendas e ativos usadas como *proxies*) apresentaram diferenças significativas no reconhecimento das imparidades quando comparadas com entidades de menor dimensão. No mesmo sentido, Kvaal

(2005) confirmou que o volume de negócios está positiva e significativamente associado ao reconhecimento de imparidades totais, enquanto os resultados estão negativamente associados. Elliott e Shaw (1988) também identificaram uma reação negativa do mercado ao reconhecimento das perdas por imparidade, com retornos diários negativos durante a semana da divulgação, o que sugere que as perdas por imparidades têm impacto nas expectativas de ganhos dos investidores. Zucca e Campbell (1992) analisaram 67 empresas registradas na NAARS (1978 a 1983) e anotaram que as empresas revelavam uma aparente discricionariedade entre os ativos sujeitos à imparidade, tendo partilhado os resultados encontrados por Elliott e Shaw (1988), que concluíram o impacto negativo nos mercados.

Francis, Hanna & Vincent (1996) e Elliott & Shaw (1988) confirmaram que os mercados reagem mais às perdas em ativos nos quais a discricionariedade é menor (inventários, edifícios, propriedades, equipamentos) e não reagem à imparidade discricionária do GW.

Por sua vez, Elliott & Hanna (1996) partiram do pressuposto que o reconhecimento de sucessivas imparidades torna mais difícil o mercado analisar os ganhos recorrentes das entidades. Esses autores realizaram um estudo com uma amostra de 2 761 entidades, no período de 1970 a 1994, tendo como metodologia a aplicação de modelos de regressão. Os resultados indicaram que sucessivas perdas por imparidade se refletiam na diminuição da confiança dos investidores para valorizar os ganhos das entidades.

No mercado francês, Feuilloley & Sentis (2006) também testaram a relevância das imparidades do GW através da reação do mercado ao anúncio de perdas por imparidade (2000-2004). Os resultados demonstraram um impacto negativo significativo no valor de mercado, confirmado o impacto econômico desta prática contábilística. Li, Shroff, Venkatamaran & Zhang (2011) analisaram a reação dos investidores e analistas financeiros aos anúncios de perdas por imparidade no período de transição para a SFAS 142. Esses autores concluíram que existia uma reação negativa e que as perdas por imparidade eram seguidas

de um declínio no desempenho subsequente das empresas.

Yanamoto (2008) analisou as perdas por imparidade de ativos não correntes, divulgadas por 357 entidades (2004 a 2006), tendo concluído que o rácio de endividamento, o *Return On Assets* e a participação de investidores estrangeiros são fatores explicativos e relacionados negativamente com o reconhecimento das imparidades, ao passo que os ativos explicam positivamente esse reconhecimento. Esse autor concluiu também que quando o rácio de endividamento, a rentabilidade dos ativos e a participação estrangeira são elevados, menor é a probabilidade de as entidades reconhecerem imparidades. Já quanto aos ativos, a probabilidade de reconhecer perdas por imparidade aumenta com o valor dos ativos. Por sua vez, Lapointe-Antunes, Cormier & Magnan (2009) concluíram existir uma relação negativa entre a imparidade do GW e a cotação das ações, e que essas perdas relatadas são uma medida fiável da redução de valor do GW.

Albuquerque, Almeida & Quirós (2011) estudaram as empresas cotadas na bolsa portuguesa (no ano de 2008, excluindo o setor financeiro e segurador). Esses autores verificaram que o número de empresas que reconheceram imparidade (47,6% da amostra) era muito semelhante ao número que não tinha reconhecido (52,4%). Testaram as variáveis dimensão, dívida e rentabilidade como fatores explicativos do reconhecimento de imparidades, concluindo ser a dimensão o fator que está mais significativamente associado. Por sua vez, Fernandes e Gonçalves (2014), com base em 42 empresas cotadas na *Euronex Lisbon* (2005 a 2010), analisaram em que medida o GW e suas perdas de valor são relevantes para os investidores, refletindo-se no valor de mercado das empresas. Concluíram pela sua relevância, sugerindo que essa reação é diferenciada para as entidades que incluem o índice PSI20, em relação às restantes. Castro (2012) analisou 47 empresas portuguesas retiradas da base de dados SABI e, com base no modelo de regressão logística, aferiu o contributo de um conjunto de variáveis (GW, Vendas, Ativo e EBITDA) para o reconhecimento imparidades no GW (variável dicotômica) e demonstrou a

existência da prática de manipulação de resultados em Portugal. Esse autor confirmou ainda a relevância do GW e do ativo nesse reconhecimento.

AbuGhazaleh, Al-Hares & Haddad (2012) examinaram uma amostra de 528 empresas britânicas cotadas (anos 2005 e 2006) e avaliaram a relevância da imparidade do GW no valor de mercado dessas empresas, no âmbito da aplicação da IFRS 3. Testaram a hipótese de os investidores avaliarem essa informação como relevante e refletida nos preços da cotação ou, em alternativa, essa informação ser encarada como um instrumento da gestão sobre a evolução dos futuros *cash flows*. Concluíram pela relevância da informação, confirmando que o mercado inclui a informação da imparidade do GW nas cotações (relação negativa significativa entre essas duas variáveis).

A revisão da literatura aqui efetuada, apesar de não ser exaustiva sobre toda a pesquisa realizada nesta área, demonstra a diversidade de conclusões encontradas, assim como os diversos fatores que têm sido analisados como potencialmente explicativos das opções contabilísticas das entidades no que concerne às imparidades e aos eventuais impactos no valor de mercado das entidades.

3 Objetivos do estudo e hipóteses de pesquisa

O tema principal deste estudo é a análise do reconhecimento de perdas por imparidade nos ativos fixos tangíveis e intangíveis pelas entidades com títulos sujeitos à negociação nas bolsas de Lisboa e Madri. A revisão da literatura permite-nos fundamentar as hipóteses de existência de fatores internos e externos relacionados com a política de reconhecimento das imparidades. Nesse sentido, procura-se determinar se existem características internas das entidades e fatores externos que influenciam o reconhecimento dessas perdas. Estabelece-se a seguinte hipótese, formulada de forma positiva:

H1: *O reconhecimento de perdas por imparidade está associado a fatores internos e externos das entidades.*

O reconhecimento de perdas por imparidade traduz a expectativa da não recuperabilidade da totalidade, ou parte, de um investimento, quer se trate de uma unidade geradora de caixa, quer de um ativo individual, fato que se reflete necessariamente nos fluxos de benefícios econômicos futuros esperados. Nesse sentido, espera-se que os investidores reflitam essa avaliação no valor de mercado das entidades, penalizando-as em função dessa avaliação, e formula-se a seguinte hipótese, de forma positiva:

H2: *O valor de mercado das entidades é influenciado negativamente pela perda por imparidade e por outros fatores internos e externos.*

4 Metodologia

O presente estudo insere-se na perspectiva positivista, na medida em que se pretende analisar não só fatores que influenciam as opções contabilísticas relacionadas com o reconhecimento de perdas por imparidades, como seus impactos no valor de mercado das entidades. Trata-se de uma pesquisa de base quantitativa, recorrendo aos Relatórios e Contas como fonte primária de informação e a métodos paramétricos para dados em painel, para teste das hipóteses fundamentadas nas teorias e estudos empíricos relacionados.

4.1 Dados

Este estudo incide sobre as empresas portuguesas e espanholas com títulos cotados nas bolsas de Lisboa e Madri. No mercado acionista da *Euronext Lisbon* existiam, em 31/12/2011, 49 entidades com títulos em negociação. Excluíram-se sete entidades do setor financeiro e três sociedades desportivas, em virtude de, no primeiro caso, estarem sujeitas a normas setoriais especificamente aplicáveis, e, no segundo caso, de o período de relato ser diferente do ano civil. Para o mercado espanhol foram consideradas 114 empresas pertencentes ao mercado bolsista espanhol (mercado contínuo). Desse universo foram retiradas 24 ligadas ao setor financeiro pelo mesmo motivo.

Observou-se um conjunto de 80 empresas (62% do total de empresas com títulos cotados nas referidas bolsas) formado por 26 empresas portuguesas e por 54 espanholas (Tabela 1). Decidiu-se observar um conjunto de empresas

representativo da população em termos de país e de setor de atividade. A seleção das empresas para o conjunto em estudo (amostra) foi efetuada de forma aleatória simples em cada subpopulação.

Tabela 1
Distribuição das empresas, por país e setor de atividade

Setor	População de empresas				Amostra de empresas			
	Portugal	Espanha	Total	%	Portugal	Espanha	Total	%
1- Bens de Consumo	3	26	29	22,5	2	16	18	22,5
2- Materiais Industriais e de Construção	17	31	48	37,2	10	19	29	36,2
3- Petróleo e Energia	4	10	14	10,8	3	6	9	11,3
4- Serviços de Consumo	9	16	25	19,4	7	9	16	20,0
5- Tecnologia e Comunicações	6	7	13	10,1	4	4	8	10,0
Total	39	90	129	100,0	26	54	80	100,0

Na Tabela 2 verifica-se que a amostra e a população contêm aproximadamente o mesmo peso de entidades incluídas nos índices, pelo que a

amostra é representativa da população em termos de pertença aos índices.

Tabela 2
Distribuição das empresas, por país e pertença aos índices principais

Pertença ao índice PSI20/ IBEX35	População de empresas				Amostra de empresas			
	Portugal	Espanha	Total	%	Portugal	Espanha	Total	%
Sim	16	23	39	30,2	10	15	25	31,2
Não	23	67	90	69,8	16	39	55	68,8
Total	39	90	129	100,0	26	54	80	100,0

Os dados recolhidos para este estudo reportam-se essencialmente a elementos constantes nos Relatórios e Contas e sobre as cotações dos títulos das respectivas entidades no período em estudo (2007 a 2011). Os dados têm uma estrutura em painel na medida em que combinam dados seccionais (as empresas observadas) e temporais (os anos observados), sendo o número total de observações igual a 400 (painel balanceado).

4.2 Modelos econométricos

Tendo em conta os objetivos, procedeu-se a um trabalho exploratório de modelação econométrica de forma a se identificarem as melhores

especificações dos modelos. Considerou-se que as melhores especificações são aquelas nas quais as variáveis independentes têm capacidade explicativa estatisticamente significativa, a qualidade do ajustamento é boa e são verificados todos os pressupostos dos modelos. Exploraram-se várias especificações alternativas, mas apenas se apresentam os modelos que produziram os melhores resultados. Após esse trabalho exploratório verificou-se que o melhor modelo para avaliar a hipótese 1 é o seguinte:

$$\text{Logit}(\pi_{it}) = F(\alpha + \beta_1 AT_{it+2} + \beta_2 \ln_VN_{it+3} + \beta_3 P_ME_{it+4} + \beta_4 I_Pass_{it+5} + \beta_5 MV_{it+6} + \beta_6 P_MV_{it+7}), \quad \text{Eq. 1}$$

em que $i = 1, \dots, 80, t = 2007, \dots, 2011, \pi_{it} = P(\text{Imp_bin} = 1 | X_{it}), v_i$ mede o efeito não observado (varia entre casos, mas é constante no tempo) podendo ser o efeito aleatório ou fixo, X_{it} é o vetor de variáveis explicativas e $F(\cdot)$ representa a função de distribuição logística, $F(z) = e^z / (1 + e^z)$. Note-se que uma vez que se

está trabalhando com um modelo *logit* (variável dependente binária), o valor estimado indica a probabilidade da variável dependente ser igual a 1, ou seja, de reconhecer perdas por imparidade. Todas as variáveis incluídas neste modelo estão apresentadas na Tabela 3, bem como o sinal esperado de seu coeficiente.

Tabela 3
Variáveis usadas no modelo *logit*

Variável	Descrição	Sinal esperado	Referências
<i>Imp_bin</i>	Assume o valor 1 se a empresa reconhece imparidade e 0 em caso contrário	-	Francis et al. (1996), Kvaal (2005) e Yanamoto (2008)
AT	Ativo total da empresa	+	Elliott & Shaw (1988), Kvaal (2005), Yanamoto (2008) e Li et al. (2011)
ln_VN	Logaritmo natural da variável Volume de negócios	+	Francis et al. (1996), Elliott & Shaw (1988), Kvaal (2005) e Albuquerque et al. (2011)
MV	Cotação de mercado no último dia do ano	-	Francis et al. (1996) e Li et al. (2011)
P_ME	Interação entre País*Mercado Externo (Volume de negócios no mercado externo)	-	Variável exploratória
P_MV	Interação entre País*Cotação de mercado	-	Variável exploratória
I_Pass	Interação entre pertença ao Índice bolsista*Passivo total	-	Variável exploratória

Nota. A variável dependente está assinalada em itálico.

Para se testar a hipótese 2 foi especificado o seguinte modelo linear:

$$MV_{it} = \alpha + \mu_{it} + \beta_1 Div_{it} + \beta_2 AT_{it} + \beta_3 Imp_T_{it} + \beta_4 RL_{it} + \beta_5 Pass_{it} + \beta_6 MI_{it} + \epsilon_{it} \tag{Eq. 2}$$

em que $i = 1, \dots, 80, t = 2007, \dots, 2011$ e μ_{it} representa o erro ou distúrbio idiossincrático porque

varia ao longo de i e de t . As variáveis incluídas nesse modelo estão apresentadas na Tabela 4.

Tabela 4
Variáveis usadas no modelo linear

Variável	Descrição	Sinal esperado	Referências
<i>MV</i>	Cotação no último dia do ano	-	Strong & Meyer (1987), Albuquerque et al. (2011) e Fernandes & Gonçalves (2014)
Div	Dividendos distribuídos	-	Campbell & Shiller (1998) e Shen (2000)
AT	Ativo total da empresa	+	Francis et al. (1996), Yanamoto (2008) e Li et al. (2011)
Imp_T	Imparidades totais (Ativo fixo tangível + Ativo intangível)	-	Francis et al. (1996)
RL	Resultado líquido do período	+	Oliveira, Rodrigues & Craig (2010), Xu, Anandarajan & Curatola (2011) e AbuGhazaleh et al. (2012)
Pass	Passivo total da empresa	-	Albuquerque et al. (2011)
MI	Volume de negócios obtido no mercado interno	-	Variável exploratória

Nota. A variável dependente está assinalada em itálico.



Todos os modelos para dados em painel foram estimados usando o *software* Stata, v.11. Em todos os testes de hipóteses foi considerado um nível de significância máximo de 10%.

5 Resultados

5.1 Perdas por imparidade

O montante das imparidades totais reconhecidas apresenta oscilações pouco relevantes

Tabela 5
Evolução do valor total das perdas por imparidade

Imparidades	2007		2008		2009		2010		2011	
Tangíveis	256,15	48%	228,67	36%	195,33	33%	369,12	59%	274,22	17%
Intangíveis(total)	274,83	52%	399,28	64%	403,62	67%	259,11	41%	1370,89	83%
GW	64,07	23%	251,54	63%	282,70	70%	223,70	86%	942,65	69%
Total/Varição	530,98	---	627,95	+18%	598,95	-5%	628,23	+5%	1645,11	+162%

Nota. Unidade=10⁶ euros.

Constatou-se que 22 entidades (27,5%) nunca reconheceram perdas por imparidade no período em estudo e que a percentagem das empresas espanholas que reconheceu perdas por imparidade, em qualquer dos anos do estudo, é superior à percentagem das portuguesas em cerca de 12,5%. No teste à independência entre

entre 2007 e 2010. Contudo, estas sofreram um aumento exponencial em 2011, mais que duplicando o valor de 2007, fato que se associa a um maior impacto da crise financeira. Essa grande elevação deveu-se ao agravamento no reconhecimento das imparidades nos ativos intangíveis, em especial do GW. Nota-se também uma alteração na composição destas perdas, assumindo os intangíveis um peso predominante, com exceção do ano de 2010 (Tabela 5).

o reconhecimento de perdas por imparidade e o país de pertença das entidades, constatou-se que o reconhecimento (ou não) das perdas por imparidade depende do país ($\chi^2 = 5,524$; $p = 0,019$), apresentando as empresas espanholas percentagens superiores de reconhecimento (Tabela 6).

Tabela 6
Reconhecimento das perdas por imparidade por país

País	Reconhece imparidade		Total
	Não	Sim	
Espanha	143 53,0%	127 47,0%	270 100,0%
Portugal	85 65,4%	45 34,6%	130 100,0%
Total	228 57,0%	172 43,0%	400 100,0%

Nota. 400 observações (80 empresas × 5 anos)

Testou-se a independência entre o reconhecimento de perdas por imparidade e o fato de as entidades integrarem os índices das respectivas bolsas (teste do qui-quadrado). Rejeitou-se a

hipótese de independência ($\chi^2 = 6,009$; $p = 0,014$). Concluiu-se que o reconhecimento (ou não) das perdas por imparidade também depende do índice, sendo que as empresas que estão no índice

PSI20/IBEX35 apresentam uma percentagem maior de reconhecimento das perdas. Analisada a relação entre o valor de mercado e o reconhecimento das perdas por imparidade também se verificou que, em termos médios, são as entidades que reconhecem imparidades as que têm um valor médio de mercado mais elevado. Essa diferença também é estatisticamente significativa (teste de Wilcoxon-Mann-Whitney: $p < 0,05$). Quanto à quantia de imparidade reconhecida como gasto (por unidade de ativo tangível e intangível), verificou-se que não existem diferenças significativas, quer entre países, quer quanto à pertença de um índice bolsista, sugerindo que da aplicação das normas resultam critérios de mensuração e quantias com impactos semelhantes.

Confirmou-se igualmente uma correlação positiva moderada ($r = 0,4346$, $p < 0,01$) entre os resultados (antes de imparidades) e o reconhecimento de imparidades, sugerindo que existe um reconhecimento discricionário das imparidades, maior ou menor, em função dos resultados. Uma análise por país revela que esse comportamento no ajustamento dos resultados apenas é significativo nas empresas espanholas ($r = 0,4779$; $p < 0,05$) e, entre estas, as incluídas no IBEX35 ($r = 0,5272$; $p < 0,05$).

5.2 Modelos econométricos estimados

No que se refere à estimação do modelo *logit* observou-se inicialmente que a variável

dependente não apresenta variação em algumas empresas para o período em análise (algumas empresas reconheceram sempre, ou não, as imparidades). Esse fato levou a que fosse excluída a possibilidade de estimar um modelo *logit* de dados em painel com efeitos fixos, pois tal método de estimação iria eliminar 22 empresas. Assim, em seguida considerou-se a possibilidade de estimar um modelo *logit* com efeitos aleatórios porque esse modelo não elimina as empresas sem variabilidade interna. A estimação de um modelo desse tipo levou a que se verificasse que a estimativa da correlação do termo de erro único fosse próxima de 0 ($\rho_u = 0,08$), razão pela qual não se justifica a utilização de um modelo de efeitos aleatórios porque não existe variabilidade acentuada em v_i entre empresas. Em todo caso, foi efetuado o teste de Hausman ($\chi^2 = 13,95$; $p = 0,030$), que permitiu concluir que a estimação do modelo com efeitos fixos seria preferível. Tal escolha, contudo, levaria à perda de observações, tal como já foi referido. Portanto, como não existe necessidade de controlar os efeitos específicos das empresas, nem se pretende desperdiçar observações, foi usado um modelo *logit* combinado. Os resultados da estimação desse modelo encontram-se na Tabela 7. A qualidade do ajustamento foi avaliada pelo teste de qui-quadrado de Pearson ($\chi^2 = 411,39$; $p = 0,252$) e pelo teste de Hosmer-Lemeshow ($\chi^2 = 18,98$; $p = 0,061$). Ambos os resultados indicam um ajustamento razoável.

Tabela 7

Estimativas do modelo *logit*

Variável	Coefficiente	Exponencial do coeficiente	Erro-padrão	p-value
AT	0,000237 *	1,0002368	0,0000957	0,013
ln_VN	0,356412 ***	1,4281958	0,0861811	<0,001
P_ME	-0,000682 *	0,9993180	0,0002810	0,015
I_Pass	-0,000246 *	0,9997541	0,0001056	0,020
MV	- 0,000091	0,9999093	0,0000529	0,087
P_MV	0,000256	1,0002565	0,0001361	0,060
Constante	-2,665104***		0,5159843	<0,001

Nota.* $p < 0,05$; ** $p < 0,01$; *** $p < 0,001$

De referir que a maioria das variáveis explicativas apresenta significância estatística inferior a 5%, nomeadamente o AT, \ln_VN , P_ME e I_Pass, o que confirma que têm poder para explicar a probabilidade de uma empresa reconhecer perdas por imparidade. Decidiu-se também incluir no modelo as variáveis MV e P_MV, não só porque são estatisticamente significativas a 10%, mas sobretudo porque era de esperar que tivessem algum poder explicativo, conforme se explicou por ocasião da apresentação das variáveis.

Dos estudos referidos, apenas Castro (2012) apresenta algumas semelhanças com o atual, diferenciando-se, contudo, no âmbito do objetivo e da metodologia, pelo que a interpretação dos resultados obtidos resulta das premissas teóricas invocadas na escolha das variáveis.

Tal como esperado, as variáveis de dimensão, ativo e volume de negócios têm uma relação positiva e estatisticamente significativa com a probabilidade de a empresa reconhecer perdas por imparidade. Essa relação é compreensível à luz de diversas teorias e estudos (por exemplo, Francis et al., 1996; Li et al., 2011; Yanamoto, 2008), que associam a dimensão das empresas a uma maior visibilidade e, conseqüentemente, ficando mais expostas ao escrutínio de diversas entidades. Por outro lado, um maior volume de ativos aumenta a probabilidade de alguns desses investimentos entrarem em imparidade.

O sinal negativo da variável I_Pass indica que, quanto maior é o passivo, menor é a probabilidade de as empresas reconhecerem as perdas por imparidade. Este resultado tem suporte na teoria positiva da contabilidade (Watts & Zimmermann, 1986), que argumenta que gestores com maiores níveis de endividamento tenderão a tomar ações que incrementem os resultados.

Apesar de o passivo bruto poder ser relativizado, em função do ativo ou da sua própria constituição em termos de exigibilidade e risco, confirma-se que pode ser indutor de comportamentos mais prudentes em relação ao reconhecimento de imparidades, na medida em que as administrações poderão ser condicionadas pelos impactos, quer nos resultados, quer nos rácios de endividamento.

A influência da exposição das entidades a mercados diferentes do da sua nacionalidade, segundo a expectativa inicial, cria uma maior visibilidade a públicos mais vastos, o que pode conduzir a comportamentos da gestão mais prudentes aos riscos associados ao reconhecimento de perdas por imparidade. Nesse sentido, explica-se o sentido negativo e estatisticamente significativo da variável P_ME. Tratando-se de uma variável de interação entre o país de origem e a variável mercado externo, verifica-se que as empresas nacionais são mais expostas a essa influência, distinguindo-se das entidades espanholas.

O fator país também parece exercer influência quando se considera a influência do valor de mercado nas opções de reconhecimento ou não das perdas por imparidade. Constatou-se, para $\alpha = 10\%$, que as entidades portuguesas têm maior probabilidade de reconhecer imparidades quando apresentam maior cotação de mercado, o que contraria o comportamento da generalidade das entidades, que apresentam uma relação negativa entre o valor de mercado e o reconhecimento de imparidades ($p = 0,087$), resultado que vai ao encontro da expectativa inicial. Esse comportamento diferenciado pode sugerir que as entidades portuguesas com melhor desempenho de mercado estejam mais pressionadas ao cumprimento das normas contabilísticas, evitando, dessa forma, reservas e outras referências de analistas que possam prejudicar sua imagem pública.

Em uma análise comparativa entre as entidades portuguesas e espanholas, os resultados sugerem poder existir constrangimentos das entidades portuguesas em reconhecer as imparidades. Os impactos negativos da imparidade nos resultados e no valor da empresa, assim como a gestão das expectativas de retorno dos investidores (e eventualmente da remuneração das administrações) são razões geralmente invocadas para inibir as administrações desse reconhecimento (Balsam, 1998; Bartov, 1993; Cormier, Magnan & Morard, 2000; Scott, 2003).

Conforme se constatou, um maior reconhecimento de imparidades está relacionado com melhores resultados (antes de imparidades), minimizando dessa forma seu impacto, sugerindo

uma gestão discricionária desses resultados, efeito que nas entidades espanholas parece mais significativo. Esses indícios de utilização discricionária das imparidades são relatados por diversos autores, designadamente Healy & Wahlen (1999), Dechow, Sloan & Sweeney (1995) e Li et al. (2011).

As entidades que integram os índices da bolsa aparentemente são levadas a um comportamento mais conservador no reconhecimento das perdas, porque sujeitas, quer a um maior escrutínio público em geral, quer de investidores e analistas, pelo que evitarão se expor a opiniões adversas quanto à qualidade das suas demonstrações financeiras. É nessas empresas, contudo, com especial ênfase para as do IBEX35, que se constata uma maior dependência entre os resultados e as imparidades, sugerindo que estas são um instrumento de alisamento de resultados.

A relação entre os resultados após imparidades e as imparidades também é significativa para as entidades espanholas. Nas do IBEX35, contudo, essa relação é positiva, o que permite interpretar que o reconhecimento das imparidades está não só dependente do volume dos resultados, como também evita que seu reconhecimento contribua para seu decréscimo. Para as restantes empresas espanholas, essa relação é negativa ($r = -0,5332$; $p < 0,05$), espelhando o comportamento esperado de uma diminuição em função do gasto por imparidades. Nas empresas portuguesas, a relação não é significativa.

Relativamente ao modelo linear (hipótese 2), optou-se pela utilização do modelo da média da população. A escolha deste modelo fundamenta-se no fato de ser esperado que as variáveis apresentassem autocorrelação ao longo dos períodos, pelo que era desejável a utilização de um modelo que permitisse a especificação de uma estrutura de correlações adequadas ao nível de cada empresa. Além disso, é de salientar que as estimativas dos coeficientes de regressão do modelo da média da população são interpretadas como efeitos médios da população, válidos mesmo quando a estrutura de correlação não está totalmente bem especificada, sobretudo quando a estimação é feita de forma robusta (Cameron & Trivedi, 2010). Depois de realizados testes

de diagnóstico, foi constatada a presença de heterocedasticidade (teste modificado de Wald: $p < 0,001$) e de autocorrelação dos resíduos (teste Breusch-Pagan: $p < 0,001$), pelo que se estimou esse modelo com a opção *robust* de forma a acomodar a resolução desses problemas. O modelo estimado encontra-se na Tabela 8.

Tabela 8
Estimativas do modelo da média da população

Variável	Coefficiente	Erro-padrão	p-value
Imp_T	-8,709 **	3,053	0,004
Div	1,209 ***	0,231	<0,001
AT	0,510***	0,151	0,001
Pass	-0,404 *	0,181	0,026
RL	0,863 **	0,301	0,004
MI	0,169	0,247	0,492
Constante	776,12	194,745	<0,001

Nota. * $p < 0,05$; ** $p < 0,01$; *** $p < 0,001$

A globalidade das variáveis explicativas apresenta significância estatística inferior a 5%, com exceção da variável MI, que não apresenta significância estatística a esse nível. Decidiu-se, contudo, manter essa variável no modelo porque sua inclusão conduz a um melhor ajustamento global do modelo.

O sinal negativo das variáveis Imp_T, objeto principal do estudo, confirma os resultados obtidos em estudos diversos e referidos na revisão bibliográfica, designadamente em Strong & Meyer (1987), Elliott & Shaw (1988), Zucca & Campbell (1992) e Fernandes & Gonçalves (2014), entre outros. Confirma-se que a apresentação de imparidades é um dos fatores significativos para a diminuição do valor de mercado das entidades. Invoca-se a natureza dessa perda, cujos efeitos não se extinguem no período de seu reconhecimento, sinalizando uma diminuição da capacidade de alguns investimentos de gerar benefícios econômicos futuros e, dessa forma, reduzir as expectativas sobre o valor das referidas entidades.

Confirma-se uma relação estatisticamente significativa entre os dividendos e o valor de mercado, com sinal, contudo, contrário à expectativa inicial e dos autores referidos. Parece que a política

de dividendos sinaliza positivamente os investidores que veem nesse sinal uma capacidade de retornos futuros sustentados no valor de mercado das entidades.

A relação positiva entre as variáveis explicativas AT e RL e o valor de mercado também eram esperados e sustentados nos estudos referenciados, designadamente em Li et al. (2011) e Oliveira et al. (2010). Confirma-se que a dimensão das empresas medida por seu ativo cria expectativas positivas na capacidade de gerar rendimentos, que dessa forma se refletem em seu valor de mercado. Os resultados da empresa refletem em cada ano, e em seu histórico, os excedentes realizados e são relacionados positivamente com o valor da empresa.

O valor do passivo está negativamente relacionado, e de forma estatisticamente significativa, com o valor de mercado das entidades na linha das expectativas relativamente a essa variável. Essa variável não está presente em muitos estudos relacionados com essa temática, sendo mais comum a utilização do rácio de endividamento, do qual se espera também uma relação negativa.

6 Conclusões

As 80 entidades com títulos à negociação nos mercados de capitais regulamentados em Portugal e Espanha, analisadas neste estudo, são obrigadas a aplicar o mesmo referencial contabilístico - as IAS adotadas pela União Europeia. Esse fato garante a comparabilidade das demonstrações financeiras entre as entidades nos dois países no que diz respeito ao reconhecimento das perdas por imparidade, quer nos procedimentos, quer nos critérios de mensuração e divulgação.

No período em estudo, 2007 a 2011, pesquisou-se a problemática das imparidades cingindo a análise aos ativos fixos tangíveis e intangíveis. Durante esse período, o valor das imparidades manteve-se relativamente constante, com exceção de 2011, quando se verificou um aumento exponencial explicado especialmente pelo aumento das imparidades no GW. Da análise comparativa entre as entidades dos dois países da Península Ibérica, verificou-se que o reconhecimento das imparidades, em termos percentuais

(e em termos médios) é superior na Espanha e a diferença é estatisticamente significativa. O valor reconhecido (por unidade de ativo tangível e intangível), contudo, apesar de menor nas empresas portuguesas, não apresenta diferenças estatisticamente significativas.

Foi possível deduzir um comportamento diferenciado das entidades espanholas, em termos da frequência de reconhecimento, cujas motivações não são identificadas neste estudo, sugerindo-se, contudo, opções do foro contabilístico como instrumento da gestão dos resultados. Constatou-se que empresas dos índices PSI20 e IBEX 35 apresentavam valores percentuais de reconhecimento superiores às outras entidades e uma relação positiva entre o reconhecimento de imparidades e os resultados sugerindo que aquelas são um instrumento de alisamento. Esse efeito tem maior significado nas empresas do IBEX35, que apresentavam, em termos médios, não só maior volume médio de imparidades (eventualmente também justificado pela sua maior dimensão) como uma maior correlação positiva entre estas e os resultados.

Através da aplicação do modelo *logit*, obtiveram-se resultados que globalmente validam a hipótese da existência de fatores explicativos para reconhecimento de imparidades. Validam-se as variáveis AT (ativo total) e \ln_VN (logaritmo natural do Volume de negócios) associadas positivamente à probabilidade de reconhecimento de perdas por imparidade, podendo-se concluir que o fator dimensão potencia políticas de reconhecimento mais frequentes.

As variáveis valor de mercado, mercado externo por país e passivo (relacionada com o fato de a entidade pertencer ou não ao PSI20/IBEX 35) estão negativamente relacionadas com a opção de reconhecimento, podendo indiciar que esses fatores de exposição são condicionantes dessa opção. Considera-se que os gestores pesarão as perdas por imparidade como uma sinalização negativa, quer no mercado de capitais, quer nos mercados geográficos onde se realizam suas atividades. Na sua relação com o passivo poderá estar subjacente que o reconhecimento das imparidades tem um efeito na redução dos capitais próprios (via

resultados ou diretamente nas contas de excedentes de revalorização), o que, associado a valores de passivo elevados, conduzem a uma pior imagem financeira das entidades, designadamente através de alguns indicadores financeiros e econômicos como os de autonomia financeira, solvabilidade e os diversos rácios de rentabilidade.

Na segunda hipótese que relaciona o valor de mercado com diversas variáveis, sendo uma delas o reconhecimento das perdas por imparidade, conclui-se existir uma relação evidenciada em diversos estudos: as perdas por imparidades, em conjunto com outros fatores internos e externos, é fator explicativo, negativo, desse valor.

Essa relação negativa entre a imparidade e o valor de mercado poderá ser explicada pela eventual desconfiança dos mercados perante as empresas que reconhecem imparidades, pois estas indiciam, para além dos efeitos imediatos já anteriormente referidos, uma diminuição da capacidade de gerar benefícios econômicos futuros e, conseqüentemente, a redução de seu desempenho futuro. Esses resultados também apoiam as conclusões daqueles que consideram que o mercado se antecipa ao reconhecimento das imparidades, utilizando diversas fontes de informação, reconhecendo, dessa forma, a perda do valor econômico dos ativos.

Outras variáveis como o ativo total, os resultados líquidos do período e os dividendos também apresentam uma relação positiva significativa. Dessas variáveis, apenas os dividendos têm uma relação de sinal diferente do previsto, sinalizando uma preferência dos investidores pelos retornos de curto prazo em detrimento de retornos futuros.

A relação entre o passivo e o valor de mercado é negativa e estatisticamente significativa, como esperado, confirmando que esse indicador é sensível para quem avalia os riscos intrínsecos às entidades.

Considera-se que este estudo contribuiu para o conhecimento na área da contabilidade, na medida em que introduz a componente cultural como justificativa da permanência de práticas contabilísticas diferenciadas, num contexto de

uniformização contabilística em torno das normas internacionais de contabilidade.

Este estudo apresenta algumas limitações, nomeadamente o fato de recair sobre apenas uma parte das empresas cotadas nas bolsas de Lisboa e de Madri. Essa situação condicionou uma análise setorial, em virtude de alguns setores terem um reduzido número de elementos, o que poderia enviesar os resultados e conduzir a conclusões pouco robustas, pelo que se optou por não aprofundar essa influência.

Referências

- AbuGhazaleh, N. M., Al-Hares, O. M., & Haddad, A. E. (2012). The value relevance of goodwill impairments: UK evidence. *International Journal of Economics and Finance*, 4(4), 206-216.
- Albuquerque, F., Almeida, C. A., & Quirós, J. (2011). The impairment losses in non-financial assets: Evidence from the Portuguese stock exchange. *International Journal of Business Research*, 11(2), 42-52.
- Balsam, S. (1998). Discretionary accounting choices and CEO compensation. *Contemporary Accounting Research*, 15(3), 229-252.
- Bartov, E. (1993). The timing of asset sales and earnings manipulation. *The Accounting Review*, 68(4), 840-855.
- Brochet, F., & Welch, K. (2011). Top executive background and financial reporting choice: The case of goodwill impairment [Working Paper No. 11-088]. *Harvard Business School*. Recuperado de <http://www.hbs.edu/faculty/Publication%20Files/11-088.pdf>
- Cameron, A. C., & Trivedi, P. K. (2010). *Microeconomics using Stata*. College Station, TX: Stata Press.
- Campbell, J. Y., & Shiller, R. J. (1998). Valuation ratios and the long-run stock market outlook. *The Journal of Portfolio Management*, 24(2), 11-26.

- Castro, E. N. (2012). *A manipulação de resultados em Portugal através do Goodwill*. (Dissertação de Mestrado). Instituto Politécnico do Porto, Porto, Portugal.
- Choi, W.W., Kwon, S. S., & Lobo, G. J. (2000). Market valuation of intangible assets. *Journal of Business Research*, 49(1), 35–45.
- Cormier, D., Magnan, M., & Morard, B. (2000). The contractual and value relevance of reported earnings in a dividend-focused environment. *The European Accounting Review*, 9(3), 387–417.
- Dechow, P. M., Sloan, R. G., & Sweeney, A. P. (1995). Detecting earnings management. *The Accounting Review*, 70(2), 193–225.
- Elliott, J., & Hanna, J. (1996). Repeated accounting write-offs and the information content of earnings. *Journal of Accounting Research*, 34(Suppl.), 135–155.
- Elliott, J., & Shaw, W. (1988). Write-downs as accounting procedures to manage perceptions. *Journal of Accounting Research*, 26(Suppl.), 91–119.
- Fernandes, J. S., & Gonçalves, C. I. (2014). A relevância do *goodwill* e respetivas imparidades para o valor de mercado das empresas com títulos cotados: O caso da Euronext Lisbon. *Revista Contabilidade e Gestão*, 15, 117–150.
- Feuilloley, M., & Sentis, P. (2006). Pertinence économique de la norme IFRS 3 – phase 1 - Une analyse des dépréciations du goodwill par les entreprises françaises sur la période 2000–2004. *Comptabilite, Controle, Audit et Institution(s)*. Recuperado de <https://halshs.archives-ouvertes.fr/halshs-00548081/document>
- Francis, J., Hanna, J. D., & Vincent, L. (1996). Causes and effects of discretionary asset write-offs. *Journal of Accounting Research*, 34(Suppl.), 117–134.
- Jennings, R., Robinson, J., Thompson, R., & Duvall, L. (1996). The relationship between accounting goodwill numbers and equity values. *Journal of Business, Finance & Accounting*, 23(4), 513–533.
- Healy, P. M., & Wahlen, J. M. (1999). A review of the earnings management literature and its implications for standard setting. *Accounting Horizons*, 13(4), 365–383.
- Kvaal, E. (2005). Topics in accounting for impairment of fixed assets (Series of Dissertations 3/2005). *BI Norwegian School of Management*. Recuperado de [http://web.bi.no/forskning/papers.nsf/0/6f69655decad80cc125705e0049b44b/\\$FILE/05-03-kvaal.pdf](http://web.bi.no/forskning/papers.nsf/0/6f69655decad80cc125705e0049b44b/$FILE/05-03-kvaal.pdf)
- Lapointe-Antunes, P., Cormier, D., & Magnan, M. (2009). Value relevance and timeliness of transitional goodwill-impairment losses: Evidence from Canada. *The International Journal of Accounting*, 44(1), 56–78.
- Li, Z., Shroff, P. K., Venkatamaran, R., & Zhang, I. X. (2011). Causes and consequences of goodwill impairment losses. *Review of Accounting Studies*, 16(4), 745–778.
- Oliveira, L., Rodrigues, L. L., & Craig, R. (2010). Intangible assets and value relevance: Evidence from the Portuguese stock exchange. *The British Accounting Review*, 42(4), 241–252.
- Scott, W. R. (2003). *Financial accounting theory*. New Jersey: *Prentice Hall*.
- Shen, P. (2000). The P/E ratio and stock market performance (Federal Reserve Bank of Kansas City). *Economic Review*, Fourth Quarter, 23–36.
- Strong, J. S., & Meyer, J. R. (1987). Asset writedowns: Managerial incentives and security returns. *The Journal of Finance*, 42(3), 643–661.
- Yanamoto, T. (2008). Assets impairment accounting and appraisers: Evidence from Japan. *The Appraisal Journal*, 76(2), 179–188.

Watts, L., & Zimmerman, L. (1986). *Positive accounting theory*. New Jersey: Prentice-Hall.

Wines, G., & Ferguson, C. (1993). An empirical investigation of accounting methods for Goodwill and identifiable intangible assets: 1985 to 1989. *Abacus*, 29(1), 90-105.

Xu, W., Anandarajan, A., & Curatola, A. (2011). The value relevance of Goodwill impairment. *Research in Accounting Regulation*, 23(2), 145-148.

Zucca, L. J., & Campbell, D. R. (1992). A closer look at discretionary writedowns of impaired assets. *Accounting Horizons*, 6(3), 30-41.

Agências de Fomento:

Este artigo é financiado por Fundos Nacionais através da FCT - Fundação para a Ciência e a Tecnologia no âmbito do projeto UID/SOC/04020/2013.

Sobre os autores:

1. Joaquim Sant'Ana Fernandes, Doutor em Administração Empresarial, Universidade de Huelva, Espanha. E-mail: jsfer@ualg.pt.

2. Cristina Gonçalves, Mestre em Ciências Empresariais, Universidade do Algarve, Portugal. E-mail: cjesus@ualg.pt.

3. Cristina Guerreiro, Mestre em Contabilidade, Universidade do Algarve, Portugal. E-mail: guerreirocris@hotmail.com.

4. Luis Nobre Pereira, Doutor em Métodos Quantitativos Aplicados à Economia e à Gestão, Universidade do Algarve, Portugal. E-mail: Imper@ualg.pt.

Contribuição por autor:

Contribuição	Joaquim Fernandes	Cristina Gonçalves	Cristina Guerreiro	Luís Pereira
1. Definição do problema de pesquisa	√		√	√
2. Desenvolvimento das hipóteses ou questões de pesquisa (trabalhos empíricos)	√		√	
3. Desenvolvimento das proposições teóricas (ensaios teóricos)	√			
4. Fundamentação teórica/Revisão de Literatura	√	√		
5. Definição dos procedimentos metodológicos				√
6. Coleta de Dados			√	
7. Análise Estatística	√	√		√
8. Análise e interpretação dos dados		√		√
9. Revisão crítica do manuscrito		√		
10. Redação do manuscrito		√	√	
11. Outra (favor especificar)				