

## ARTIGO

## Frequência do Relato Intercalar e Perdas por Imparidade de Ativos Financeiros

Ana Clara Ferreira

anacgf46859@aln.iseg.ulisboa.pt |  0000-0001-5436-8108

Ana Moraes

anamoraais@iseg.ulisboa.pt |  0000-0001-7251-6418

### RESUMO

O estudo analisa o impacto do aumento da frequência do relato intercalar no valor das perdas por imparidade do período de ativos financeiros, nos bancos cotados. O método utilizado é o *difference-in-differences* aplicado a uma amostra emparelhada de 36 bancos da EU-15, de 2009 a 2018. Os resultados sugerem que existe uma associação significativa e negativa entre o aumento da frequência do relato e o valor das perdas por imparidade do período de ativos financeiros. O estudo é útil para os reguladores e supervisores, uma vez que apresenta conclusões as quais podem ser relevantes para a definição dos períodos de relato intercalar e esclarece algumas das consequências provocadas pelo aumento da frequência deste tipo de relatórios.

### PALAVRAS-CHAVE

Relatório, Frequência, Imparidade, Ativos Financeiros

ISEG, Lisboa, Portugal

Recebido: 17/05/2021.

Revisado: 21/03/2022.

Aceito: 18/05/2022.

Publicado Online em: 23/12/2022.

DOI: <http://dx.doi.org/10.15728/bbr.2023.20.2.1.pt>

## 1. INTRODUÇÃO

O estudo do relatório financeiro intercalar (RFI) e das suas consequências, nomeadamente o estudo dos efeitos provocados pelo aumento da frequência dos relatórios intercalares, é ainda muito limitado (Yee, 2004; King, 2018). Acresce ainda que analisando a literatura existente é possível verificar a inconsistência dos resultados obtidos, nomeadamente em nível dos mercados financeiros pois, considerando Van Buskirk (2012), a divulgação de informação financeira mais frequente resulta em preços de ações mais eficientes. Por outro lado, King (2018) argumenta que um intervalo demasiado pequeno entre reportes aumenta os incentivos para praticar gestão de resultados de forma a atingir os resultados intercalares previstos pelos analistas ou pelos executivos da entidade. King (2018) acrescenta que considerando um intervalo maior entre reportes, o risco de os investidores tomarem decisões de investimento com base em informação obsoleta aumenta.

Assim, é possível verificar a existência simultânea de benefícios e custos associados à divulgação do RFI e ao aumento da sua frequência, sendo os principais custos associados ao facto de existir maior incentivo para a realização de gestão de resultados. Esse comportamento e a grande controvérsia dos resultados associados ao RFI devem-se, em grande parte, à subjetividade e necessidade de julgamento inerentes à norma (Huu Cuong et al., 2013; King, 2018), a *International Accounting Standard (IAS) 34 – Relato Financeiro Intercalar*, bem como ao facto de o RFI nem sempre estar sujeito a uma auditoria externa (Brown & Pinello, 2007), o que pode criar oportunidades para os gestores tomarem decisões as quais podem afetar os resultados reportados. Relativamente à IAS 34, é ainda importante considerar que esta não define a frequência com que devem ser reportados esses relatórios. No contexto da União Europeia, em 2004, foi emitida a Diretiva de Transparência da União Europeia que exigia o reporte de relatórios de gestão trimestralmente, tendo sido revista em 2013. Tal revisão passou apenas a exigir a divulgação do RFI semestralmente, pois a divulgação trimestral originava elevados custos para as pequenas e médias empresas (PME) (Gigler & Hemmer, 1998) e maior possibilidade de realizar gestão de resultados em curto prazo (Link, 2012).

Na divulgação do RFI, existem alguns acontecimentos e transações cuja divulgação é exigida por parte da norma que os regula, devido à sua relevância e ao maior controlo que exigem por implicarem o cálculo de estimativas, sendo uma delas o valor das perdas por imparidade de ativos financeiros (AF).

Desta forma, considerando a incerteza e controvérsia relativa à divulgação do RFI e a relevância do valor das perdas por imparidade dos AF no setor da banca (Gebhardt, 2008), surge a oportunidade de analisar se o aumento da frequência do relato tem implicações no valor reportado como perdas por imparidade do período de AF neste setor. Até 2017, e por via da aplicação da IAS 39, o reconhecimento de perdas por imparidade deve existir apenas quando se verifica a ocorrência de um evento de crédito. A partir de 2018, e com a adoção da IFRS 9 – *Instrumentos Financeiros*, os bancos passaram a reconhecer perdas por imparidade de acordo com o modelo das perdas antecipadas, reconhecendo perdas por imparidade mesmo antes de ter ocorrido qualquer evento de crédito. Para que, a cada data de relato, a provisão para perdas esteja reconhecida pela quantia que as normas definem, a entidade deve reconhecer nos seus resultados, como um ganho ou perda por imparidade, a quantia das perdas de crédito ou reversões, esperadas.

Para realizar este estudo, e de forma a isolar o efeito que o aumento da frequência do relato tem sobre o valor das perdas por imparidade do período de AF, foi utilizado o método *difference-in-differences* aplicado a uma amostra emparelhada de 36 bancos da EU-15 de 2009 a 2018. Os resultados obtidos confirmam a hipótese formulada de que existe uma associação negativa e significativa entre o aumento da frequência do relato e o valor das perdas por imparidade do período de AF, ou seja, perante o aumento da frequência do relato verifica-se uma diminuição no

valor reconhecido na rubrica em estudo, o que suporta o facto de que existe maior incentivo para atingir os resultados esperados quando a frequência do relato é maior. Os resultados mantêm-se quando se introduz o efeito da alteração do normativo contabilístico, da IAS 39 para a IFRS 9.

Este estudo é relevante porque apresenta diversos contributos para a literatura. Primeiro, tanto quanto se sabe, não existe até ao momento na literatura nenhum estudo que analise a relação entre as duas temáticas em causa (o aumento da frequência do relato e o valor das perdas por imparidade do período de AF). Segundo, permite contribuir para a literatura que aborda os efeitos do aumento da frequência do RFI que, tal como referido anteriormente, é ainda limitada e apresenta conclusões pouco consistentes (Yee, 2004; King, 2018). Terceiro, ao analisar os efeitos do aumento da frequência do relato no valor das perdas por imparidade do período de AF, este estudo contribui também para o estudo dessa rubrica, permitindo reforçar a subjetividade a que esse valor está sujeito. Para além das contribuições para a literatura, este estudo é ainda útil para os reguladores e supervisores, uma vez que apresenta conclusões as quais podem ser relevantes para a definição dos períodos de relato intercalar, ajudando a esclarecer algumas das consequências provocadas pelo aumento da frequência desse tipo de relatórios.

## 2. REVISÃO DE LITERATURA

Apesar de existirem já diversos estudos sobre a importância do RFI, estes são ainda muito limitados (Yee, 2004; King, 2018), e as conclusões obtidas, pouco consistentes entre si. O tema do RFI origina grande controvérsia devido, em grande parte, à subjetividade inerente à norma que regula esses relatórios, a IAS 34 (Huu Cuong et al., 2013; King, 2018). Essa norma apresenta o conteúdo mínimo do RFI e a forma como este deve ser construído. No entanto, sendo uma norma mais baseada em princípios do que em regras (Morais, 2020), a sua aplicação exige julgamento, podendo criar oportunidade para os gestores tomarem determinadas decisões que podem afetar os resultados reportados. Além disso, a frequência do relato financeiro tem consequências em nível da assimetria de informação e do custo capital (Fu et al., 2012; Van Buskirk, 2012; Kim & Verrecchia, 1994), da volatilidade do preço de mercado das ações (Mensah & Werner, 2008) e nos custos de reporte (Gigler & Hemmer, 1998).

Assim, determinar a frequência do RFI mais indicada provoca ainda opiniões muito distintas, o que se deve em parte, ao facto de esse tipo de relatórios poder originar comportamentos de gestão pouco adequados (King, 2018). Esses comportamentos podem resultar do facto de, na altura da divulgação dos relatórios intercalares, existir uma revisão das previsões dos analistas relativamente aos resultados esperados (Kubota et al., 2010). Assim, caso as previsões dos analistas sejam demasiado elevadas, o resultado será abaixo do nível esperado, o que poderá provocar consequências negativas no mercado de capitais (Mindak et al., 2016). Contudo, se as expectativas dos analistas forem abaixo do resultado, poderá, por um lado, existir o interesse por parte da gestão em descer esse resultado, mas por outro os analistas poderão ser influenciados a estabelecer previsões futuras mais elevadas, provocando maiores dificuldades em atingir as expectativas no futuro (King, 2018). Além disso, a IAS 34 permite maior flexibilidade na construção do RFI, quando comparado com o relatório anual, existindo forte evidência de que esta é utilizada, como é comprovado por Brown and Pinello (2007), Huu Cuong et al. (2013) e King (2018), o que representa maior incentivo para os gestores poderem gerir o resultado apresentado no RFI.

Por outro lado, tal como é evidenciado em diversos estudos, as imparidades reconhecidas no período são uma importante ferramenta que permite a gestão de resultados (Chen et al., 2009; Stępień, 2015; Abrigo & Ferrer, 2016), nomeadamente as imparidades do período de AF que são também alvo de elevada subjetividade no seu reconhecimento e mensuração (Gebhardt, 2008; Curcio & Hasan, 2015; Gebhardt, 2016).

Desta forma, conjugando a elevada tendência para a utilização das imparidades do período de AF na gestão de resultados e a subjetividade inerente ao seu cálculo, com a maior flexibilidade permitida no RFI, é expectável que o aumento da frequência deste influencie significativamente o valor reconhecido nas imparidades do período de AF. Neste sentido, formula-se a primeira hipótese:

- **H:** Existe uma associação entre o aumento da frequência do relatório financeiro intercalar e o valor das perdas por imparidade do período de ativos financeiros.

### 3. AMOSTRA E METODOLOGIA

#### 3.1. AMOSTRA

A amostra é composta inicialmente por todas as observações do período entre 2009 e 2018 disponíveis na *Thomson Reuters Eikon* para os bancos cotados dos países da EU-15 (1279 observações). O período foi escolhido de forma a permitir a análise de 10 anos utilizando os dados mais recentes. Todos os dados foram obtidos a partir da base de dados anterior, à exceção da frequência do relato obtida através da *Datastream/Worldscope*, e da informação relativa ao Produto Interno Bruto (PIB) obtida na *Eurostat*.

A amostra final é composta por 318 observações distribuídas por 11 países, sendo uma amostra não balanceada. Dessas observações, 141 respeitam a 18 bancos que aumentaram a frequência do relato no período (grupo de estudo), e 177 observações são relativas a 18 bancos que mantiveram a frequência (grupo de controlo) (Tabela 1).

**Tabela 1**

*Processo de seleção da amostra*

	N.º de Obs.
Bancos cotados nos países da EU-15 entre 2009 e 2018	1279
Informação inválida relativamente à frequência do relato	(286)
Entidades que não reportam de acordo com as IFRS	(90)
Sem informação válida nas perdas por imparidade do período para AF	(62)
Com dados inválidos para o emparelhamento	(107)
Entidades não utilizadas no emparelhamento	(416)
Amostra final emparelhada	318

*Fonte:* dados da pesquisa.

A Tabela 2 apresenta a distribuição das observações por países no grupo de estudo e no grupo de controlo, assim como a distribuição da amostra total emparelhada. O Reino Unido apresenta forte representatividade no grupo de estudo (61,70% das observações), seguido da Alemanha (10,64%). Por outro lado, no grupo de controlo, os países que apresentam maior número de observações são a Itália e a França, ambas com 22,60%.

#### 3.2. PROCESSO DE EMPARELHAMENTO DA AMOSTRA

Para analisar o efeito que o aumento da frequência do RFI tem no valor das perdas por imparidade do período de AF, é realizada uma análise baseada numa amostra emparelhada. Desta forma, são comparadas as diferenças no valor das perdas por imparidade de AF de entidades que aumentaram

a frequência do RFI (grupo de estudo), com as diferenças desse mesmo valor em entidades cuja frequência do RFI não se alterou (grupo de controlo). Para construir a amostra emparelhada, por cada entidade que aumenta a frequência do RFI, é incluída na amostra uma entidade que não aumenta a frequência, mas que é semelhante à primeira em determinadas características, e isso faz com que exista na amostra igual número de entidades no grupo de estudo e no de controlo. Para fazer esse emparelhamento, é utilizado o *Propensity Score Matching*, o qual cria um *score* que representa a probabilidade de uma entidade ser do grupo de estudo, considerando um conjunto de características, sendo emparelhadas as entidades com *score* semelhante.

**Tabela 2***Distribuição da amostra por país*

País	Grupo de Estudo		Grupo de Controlo		Amostra Final	
	Obs.	Percentagem	Obs.	Percentagem	Obs.	Percentagem
Alemanha	15	10,64%	10	5,65%	25	7,86%
Áustria	3	2,13%	10	5,65%	13	4,09%
Dinamarca	6	4,26%	30	16,95%	36	11,32%
Espanha	6	4,26%	17	9,60%	23	7,23%
França	0	0,00%	40	22,60%	40	12,58%
Holanda	6	4,26%	10	5,65%	16	5,03%
Irlanda	10	7,09%	0	0,00%	10	3,14%
Itália	8	5,67%	40	22,60%	48	15,09%
Portugal	0	0,00%	10	5,65%	10	3,14%
Reino Unido	87	61,70%	0	0,00%	87	27,36%
Suécia	0	0,00%	10	5,65%	10	3,14%
Total	141	100,00%	177	100,00%	318	100,00%

**Fonte:** dados da pesquisa.

Para a realização do emparelhamento entre as entidades dos dois grupos, à semelhança de Fu et al. (2012), Ernstberger et al. (2017), Iyer et al. (2014) e Cutura (2021), é considerada a dimensão (logaritmo natural do total de ativos), a *performance* (rácio da rendibilidade do ativo) e o rácio de adequação de capital (quociente entre os fundos próprios dos bancos e os ativos ponderados em função do risco).

Para o procedimento de emparelhamento, visto que o período de análise é entre 2009 e 2018, são consideradas as médias das variáveis para os anos 2007 a 2009, de forma a realizar o emparelhamento com base em valores anteriores ao aumento da frequência do relato. As entidades são associadas utilizando um modelo *logit* no qual o emparelhamento é realizado de um para um sem reposição, para que cada entidade do grupo de estudo seja associada apenas a uma entidade do grupo de controlo e para que cada entidade desse grupo seja utilizada como par apenas de uma entidade do grupo de estudo. Consequentemente, são excluídas as entidades do grupo de controlo que não são utilizadas no emparelhamento.

Mediante a análise realizada, é possível concluir que o processo de emparelhamento permite diminuir a percentagem de desvio existente entre as variáveis utilizadas, nos dois grupos de cerca de 15,4% para 3,2% depois do emparelhamento (resultados não tabelados), sendo 5% o valor considerado como aceitável pela maioria dos estudos empíricos (Caliendo & Kopeinig, 2008).

Acresce ainda que a mediana das diferenças entre os *scores* dos pares emparelhados é próxima de 0,001 (resultados não tabelados), o que é apresentado por Ernstberger et al. (2017) como um critério de avaliação do emparelhamento.

### 3.3. METODOLOGIA

Com o objetivo de analisar se o aumento da frequência com que é reportado o RFI tem influência no valor reconhecido de imparidades de AF, é aplicado o método *difference-in-differences* à amostra emparelhada de acordo com as características anteriormente referidas. Nessa amostra, o grupo de estudo é constituído por entidades que, no período de 2009 a 2018, aumentaram a frequência do relato. Por sua vez, por cada entidade do grupo de estudo é adicionada à amostra outra entidade que seja semelhante à primeira, mas que não tenha alterado a frequência do RFI. A utilização desse método irá permitir analisar a diferença entre o valor das imparidades de AF, antes e depois do aumento da frequência, no grupo de estudo, comparando essa diferença com a do grupo de controlo. Assim, é possível controlar diferentes fatores que, caso não sejam controlados podem causar endogeneidade no modelo (Bertrand et al., 2004; Crown, 2014). Desta forma, para testar a H1, foi construído o seguinte modelo:

$$PPI_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \text{Trat}_{i,t} + \beta_2 \text{Dep}_{i,t} + \beta_3 \text{Trat} * \text{Dep}_{i,t} + \beta_4 \text{ROA}_{i,t} + \beta_5 \Delta \text{PIB}_{i,t} + \beta_6 \text{PPI}_{i,t-1} + \beta_7 \text{CAR}_{i,t} + \beta_8 \ln(\text{TA})_{i,t} + \beta_9 \text{País}_{i,t} + \beta_{10} \text{Ano}_{i,t} + v_i + \varepsilon_{i,t}$$

A variável dependente que se pretende explicar através das variáveis independentes/explicativas,  $PPI_{i,t}$ , representa o valor das perdas por imparidade do período de AF, em milhões de euros, reconhecidas pela entidade *i* no ano *t*.

Relativamente às variáveis explicativas, para implementar o método *difference-in-difference*, utiliza-se  $\text{Trat}_{i,t}$  que assume o valor 1 caso a entidade seja do grupo de estudo, e 0 caso seja do grupo de controlo. Assim, o seu coeficiente irá evidenciar a diferença no valor das PPI entre entidades dos grupos de estudo e de controlo. É também utilizada  $\text{Dep}_{i,t}$  que toma o valor 1 se a observação for relativa a um ano posterior ao aumento da frequência do relato, e 0 caso contrário. Por fim, é ainda utilizada a interação entre as duas variáveis anteriores,  $\text{Trat} * \text{Dep}_{i,t}$ , que irá permitir analisar se o aumento da frequência do RFI tem influência significativa na variável dependente, permitindo testar a hipótese formulada.

As restantes variáveis explicativas apresentadas no modelo são variáveis de controlo. Para controlar a *performance*, é ainda incluída a rendibilidade do ativo,  $\text{ROA}_{i,t}$ , que se traduz no rácio entre o resultado antes de juros e impostos e o ativo médio em *t* (Ernstberger et al., 2017). Para tais variáveis, não é possível prever qual o valor do coeficiente associado. Como variável de controlo, foi também incluída a taxa de crescimento do PIB *per capita* a preços constantes,  $\Delta \text{PIB}_{i,t}$ , com o objetivo de controlar o efeito cíclico da economia que afeta o valor reconhecido nas PPI, captando simultaneamente outros efeitos macroeconómicos os quais possam influenciar esse valor (Laeven & Majnoni, 2003; Fonseca & Gonzalez, 2008; Leventis et al., 2011; Curcio & Hasan, 2015). É esperado que as entidades reduzam as PPI para aumentar o resultado quando se verifica uma desaceleração da economia, isso porque existe um desfasamento entre o momento no qual são reconhecidas as PPI, que são perdas potenciais, e o momento em que as perdas ocorrem efetivamente.  $\text{PPI}_{i,t-1}$ , representa a variável do ano anterior que irá controlar o valor esperado desta e também os custos de ajustamento que restringem a adaptação completa até um nível de equilíbrio (Fonseca & Gonzalez, 2008; Norden & Stoian, 2014), reduzindo os potenciais problemas relacionados com variáveis omitidas (Laeven & Majnoni, 2003), sendo esperado um valor positivo para o coeficiente associado.

Segundo Ahmed et al. (1999), Fonseca and Gonzalez (2008), Leventis et al. (2011), ao estudar o comportamento das PPI de AF é necessário controlar o potencial uso desse valor na gestão de capital visto que ele influencia o valor dos fundos próprios. Como tal, é também incluída  $CAR_{i,t}$ , que representa o rácio de adequação de capital, o qual consiste no quociente entre os fundos próprios de nível 1 e 2 e os ativos ponderados pelo risco. A variável  $\ln(TA)_{i,t}$  é também incluída no modelo e consiste no logaritmo natural do valor dos ativos e que irá permitir controlar a influência que a dimensão das entidades exerce sobre a variável dependente (Beatty & Harris, 1999; Kanagaretnam et al., 2003; Leventis et al., 2011; Ernstberger et al., 2017).

Por fim, integram também o modelo variáveis para o país e para o ano, de forma a controlar diferenças específicas no nível das PPI entre países e para captar os efeitos não observáveis que variam com o tempo e não entre bancos. Para o país, é inserida uma variável *dummy*,  $Pais_{i,t}$ , que separa os países de acordo com a classificação de Nobes (1998, 2011), que divide os países de acordo com o seu sistema contabilístico, em Continental e Anglo Saxónico. Essa classificação mostra-se relevante pois Ball et al. (2000) demonstram que os países com sistema Anglo-Saxónico são mais conservadores na realização das demonstrações financeiras pelo que tendem a realizar maior reconhecimento de imparidades. Além disso, Nobes (2011) conclui que, apesar do processo de harmonização contabilístico ocorrido com a adoção das IFRS, a classificação dos países em dois grupos, Continental e Anglo-Saxónico, continua adequada. Desta forma, a variável será igual a 0 para países com sistema Anglo-Saxónico, Irlanda e Reino Unido, e 1 para os restantes países que apresentam um sistema contabilístico Continental, sendo expectável um coeficiente negativo. Para o ano, é incluída uma variável *dummy*,  $Ano_{i,t}$ , que apresenta o valor 0 para observações relativas a anos anteriores a 2014 e 1 para observações de 2014 ou posteriores. A inclusão dessa *dummy* justifica-se pelo facto de, em 2014, ter sido implementado o Mecanismo Único de Supervisão no setor bancário europeu. Tal Mecanismo tem como principal objetivo garantir uma regulamentação e supervisão dos bancos mais eficientes e harmonizadas, e a sua introdução fez com que as responsabilidades de supervisão fossem transferidas das autoridades supervisoras nacionais para o Banco Central Europeu, com o principal objetivo de assegurar a estabilidade e robustez desse setor (Fiordelisi et al., 2017). Apesar de o aumento na harmonização da regulamentação e supervisão dos bancos poder contribuir para uma melhoria na qualidade da informação financeira, a redução das atribuições das autoridades supervisoras nacionais poderá ter um impacto negativo na regulamentação e supervisão em nível nacional. Assim, é expectável que a introdução do Mecanismo Único de Supervisão possa ter impacto na qualidade da informação financeira e, em particular, numa das principais estimativas dos bancos, as perdas por imparidade.

Visto que serão analisados dados de painel, por existirem observações para vários anos e para diversos bancos, foi necessário realizar um teste de Hausman. Para o modelo (1), o *p-value* é 0,3322, e isso permite concluir que o estimador dos EA é o mais adequado para o modelo em estudo, pois é consistente e eficiente. Para o modelo (2), o *p-value* é 0,0000, pelo que deve ser utilizado o estimador dos EF.

A Tabela 3 descreve as variáveis.

## 4. RESULTADOS EMPÍRICOS

### 4.1. ESTATÍSTICA DESCRITIVA

Como é possível verificar por meio da análise da Tabela 4, a média do valor das perdas por imparidade do período de AF é 1.307,28 milhões de euros. Por outro lado, a mediana apresenta um valor significativamente inferior de 314,27 milhões de euros, o que sugere a existência de observações com valores muito elevados, os quais influenciam a média, sendo a maioria das

observações concentradas em valores abaixo desta. O mesmo se verifica para  $RAIP_t$ , que apresenta uma média de 3.025,98 milhões de euros e mediana de 565,96 milhões de euros. Relativamente às variáveis de controlo, é possível concluir que, em média, o ativo apresenta uma rentabilidade média de 1,13%. No que diz respeito ao capital, os fundos próprios de nível 1 e 2 representam, em média, cerca de 16,86% do valor dos ativos ponderados pelo risco, valor consideravelmente superior aos 8% exigidos. Conclui-se também que a dimensão média é de 77.481.109.871,3 euros ( $e^{25,0733}$ ), que 69,5% das observações são relativas a países com sistema contabilístico Continental e que 55,97% são relativas a anos posteriores a 2013.

**Tabela 3***Descrição das variáveis*

Variável	Descrição
$Ano_t$	Assume o valor 1 para observações de anos a partir de 2014, inclusive e 0 caso contrário
$CAR_t$	Rácio de Adequação do Capital, em percentagem
$Dep_t$	Assume o valor 1 caso a observação respeite a um ano posterior ao aumento da frequência do RFI e 0 caso contrário
$\ln(TA)_t$	Logaritmo natural do valor total dos ativos
$País_t$	Assume o valor 1 caso o país tenha sistema contabilístico Continental e 0 caso contrário
$PPI_t$	Valor das perdas por imparidade do período de ativos financeiros, em milhões de euros
$PPI_{t-1}$	Valor das perdas por imparidade do período de ativos financeiros do ano anterior, em milhões de euros
$ROA_t$	Rácio entre o resultado antes de juros e impostos e o ativo médio
$Trat_t$	Assume o valor 1 se o banco for do grupo de estudo e 0 se for do grupo de controlo
$Trat * Dep_t$	Interação entre $Trat_t$ e $Dep_t$
$Trat * Dep * RAIP_t$	Interação entre $Trat_t$ , $Dep_t$ e $RAIP_t$
$\Delta PIB_t$	Taxa de crescimento do PIB <i>per capita</i> a preços constantes

**Fonte:** dados da pesquisa.**Tabela 4***Estatística descritiva*

Variável	Obs.	Média	Mediana	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
$PPI_t$	316	1307,28	314,27	2761,55	-1352	26488
$Trat_t$	318	0,4434	0	0,4976	0	1
$Dep_t$	318	0,5660	1	0,4964	0	1
$ROA_t$	317	0,0113	0,0103	0,0130	-0,0442	0,0944
$\Delta PIB_t$	318	0,0073	0,0110	0,0246	-0,0596	0,2402
$PPI_{t-1}$	305	1455,634	343,098	2988,822	-1352	26488
$CAR_t$	273	16,8646	16,1000	4,0639	5,5	31
$\ln(TA)_t$	318	25,0733	25,0234	2,1453	18,5673	28,6215
$País_t$	318	0,6950	1	0,4611	0	1
$Ano_t$	318	0,5597	1	0,4972	0	1

Todas as variáveis estão definidas na Tabela 3.

**Fonte:** dados da pesquisa.

## 4.2. MATRIZ DE CORRELAÇÃO DE PEARSON

A Tabela 5 apresenta a matriz de correlação de Pearson. Analisando a relação entre  $PPI_t$  e  $Trat_t$  e  $Dep_t$ , é possível verificar que existe uma associação negativa entre essas variáveis,  $r_{PPI\,Trat\,Dep} = -0,0048$  (resultado não tabelado), não sendo, no entanto, estatisticamente significativa.

**Tabela 5**

Matriz de correlação de Pearson

	$PPI_t$	$Trat_t$	$Dep_t$	$ROA_t$	$\Delta PIB_t$	$PPI_{t-1}$	$CAR_t$	$\ln(TA)_t$	País <sub>t</sub>	Ano <sub>t</sub>
$PPI_t$	1,0000									
$Trat_t$	0,1540***	1,0000								
$Dep_t$	-0,0999*	0,1301**	1,0000							
$ROA_t$	-0,2042***	0,0537	0,0867	1,0000						
$\Delta PIB_t$	-0,2457***	0,1712***	0,3425***	0,0148	1,0000					
$PPI_{t-1}$	0,7795***	0,2003***	-0,0366	-0,2190***	-0,0324	1,0000				
$CAR_t$	-0,1227**	0,2686***	0,0891	0,3707***	0,1616***	-0,1073*	1,0000			
$\ln(TA)_t$	0,4996***	-0,0141	-0,0597	-0,2528***	-0,0281	0,5145***	0,0593	1,0000		
País <sub>t</sub>	-0,2853***	-0,7423***	-0,1529***	-0,0201	-0,1163**	-0,3252***	-0,2114***	-0,1226**	1,0000	
Ano <sub>t</sub>	-0,2672***	0,1157**	0,4760***	0,1115**	0,4380***	-0,2456***	0,3056***	-0,0339	-0,0097	1,0000

Todas as variáveis estão definidas na Tabela 3.

\*\*\* Nível de significância de 1%; \*\* Nível de significância de 5%; \* Nível de significância de 10%

Fonte: dados da pesquisa.

## 4.3. ANÁLISE DE RESULTADOS

### 4.3.1. Análise Univariada

A Tabela 6 apresenta os resultados da análise *difference-in-differences* univariada que consiste na realização de diversos testes de igualdade de médias entre os grupos de estudo e de controle, antes e depois do aumento de frequência do RFI, permitindo analisar a associação entre o aumento da frequência do relato e o valor reconhecido como perdas por imparidade do período de AF,  $PPI_t$ . Para esta análise são consideradas 316 observações, tendo sido eliminadas duas observações por não apresentarem valores para  $PPI_t$ .

**Tabela 6**

Análise univariada do modelo (1)

$PPI_t$	Antes do aumento da frequência do RFI ( $Dep_t=0$ )		Depois do aumento da frequência do RFI ( $Dep_t=1$ )		Diferenças		
Grupo de controle ( $Trat_t=0$ )		1016,586		848,354	-168,231	(0,75)	
Grupo de estudo ( $Trat_t=1$ )		2649,593		1286,095	-1363,498	(2,08)**	
Diferenças		1633,008	(3,42)***	437,741	(1,08)	-1195,267	(1,91)*

Todas as variáveis estão definidas na Tabela 3.

\*\*\* Nível de significância de 1%; \*\* Nível de significância de 5%; \* Nível de significância de 10%

Fonte: dados da pesquisa.

Considerando o período anterior ao aumento da frequência do relato, é possível verificar que o valor de  $PPI_t$  do grupo de estudo é superior ao apresentado pelo grupo de controlo, sendo essa diferença estatisticamente significativa (nível de significância 1%). Ao analisar o período posterior ao aumento da frequência do RFI, conclui-se que a diferença no valor das perdas por imparidade do período de AF entre os dois grupos deixa de ser significativa. Relativamente ao grupo de controlo, comparando o valor da variável dependente antes e depois do aumento da frequência do RFI, conclui-se a existência de uma diminuição no seu valor, não sendo essa diferença significativa. Da mesma forma, no grupo de estudo verifica-se uma diminuição do valor reconhecido antes e depois do aumento da frequência, mas nesse grupo a diferença é significativa (nível de significância 5%).

Por fim, analisando a diferença das diferenças, que compara as mudanças no grupo de estudo com as mudanças no grupo de controlo, verifica-se uma diminuição no valor de  $PPI_t$  de cerca de 1.200 milhões de euros significativa a um nível de significância de 10%, e isso representa uma evidência inicial que confirma a hipótese formulada, na medida em que existe uma relação significativa entre o aumento da frequência do relato e o valor de  $PPI_t$ . No entanto, tal valor é influenciado por outros fatores incluídos no modelo (1) que não são considerados nesta análise, pelo que se revela necessário realizar uma análise multivariada para testar as hipóteses em estudo.

#### 4.3.2. Análise Multivariada

A Tabela 7 apresenta os resultados obtidos para os estimadores do modelo (1) que permite analisar a influência que o aumento da frequência do relato provoca no valor das perdas por imparidade do período de AF, considerando ao mesmo tempo outros fatores, os quais podem também influenciar esse valor. Os resultados obtidos resultam da aplicação dos estimadores de efeitos aleatórios. O valor do desvio-padrão é calculado de acordo com o seu valor robusto de forma a evitar problemas de heteroscedasticidade, e a análise é realizada considerando *clusters* por banco. Nesta análise, devido à existência de *missing values*, passaram a ser consideradas apenas 263 observações de 36 bancos.

O teste de significância conjunta indica que os regressores são conjuntamente significativos e relevantes para explicar a variável dependente,  $PPI_t$ , apresentando um elevado poder explicativo como é possível concluir pelos valores de  $R^2$  (resultados não tabelados).

Considerando a significância estatística individual dos regressores, é possível verificar que as variáveis  $Dep_t$ ,  $ROA_t$  e  $\Delta PIB_t$  são estatisticamente significativas a um nível de significância de 10%. As variáveis  $Trat_t$ ,  $Trat * Dep_t$  e  $\ln(TA)_t$  são significativas a um nível de 5%. Por fim,  $PPI_{t-1}$  apresenta significância estatística a 1%.

Relativamente à variável de interesse do modelo (1),  $Trat * Dep_t$ , é significativa, o que confirma a hipótese formulada, existindo desta forma, uma associação significativa entre o aumento da frequência do RFI e o valor das perdas por imparidade do período de AF. É ainda importante destacar que essa relação é negativa, ou seja, o aumento da frequência do relato provoca uma diminuição no valor reconhecido como PPI. Tal conclusão está de acordo com Mindak et al. (2016) e Halaoua et al. (2017), defensores da existência de maior incentivo para atingir os resultados esperados quando a frequência do relato é maior, o que conciliado com o facto de existir elevada subjetividade no cálculo das perdas por imparidade do período de AF (Gebhardt, 2008; Curcio & Hasan, 2015; Gebhardt, 2016) justifica a relação obtida. Para além disso, tal como defendido por Brown and Pinello (2007), Huu Cuong et al. (2013) e King (2018), existe maior flexibilidade na construção do RFI, quando comparado com o relatório anual, o que suporta também a obtenção dessa relação significativa. Tais conclusões suportam os resultados obtidos anteriormente na análise univariada do modelo (1).

**Tabela 7**  
Análise multivariada do modelo (1) de EA

Variável	Sinal esperado	Coefficiente	Desvio Padrão Robusto	p-value
Constante	+/-	-1013,608	833,289	0,224
$Trat_t$	+/-	673,968**	335,487	0,045
$Dep_t$	+/-	322,104*	185,235	0,082
$Trat * Dep_t$	+/-	-897,926**	382,280	0,019
$ROA_t$	+/-	-21073,13*	11798,420	0,074
$\Delta PIB_t$	+	-16106,02*	9505,899	0,090
$PPI_{t-1}$	+	0,6396***	0,0846	0,000
$CAR_t$	+/-	-1,418	12,681	0,904
$\ln(TA)_t$	+/-	69,986**	31,187	0,025
$País_t$	-	-328,988	195,196	0,092
$Ano_t$	+/-	-24,692	204,119	0,904
R <sup>2</sup> : <i>Within</i> =0,5008			N.º de observações=263	
<i>Between</i> =0,9468			N.º de grupos=36	
<i>Overall</i> =0,7228			Wald $\chi^2(11)=364,88$	
Corr( $v_t$ , X)=0 (assumido)			<i>p-value</i> =0,0000	

Todas as variáveis estão definidas na Tabela 3.

\*\*\* Nível de significância de 1%; \*\* Nível de significância de 5%; \* Nível de significância de 10%

**Fonte:** dados da pesquisa.

Nas variáveis de controlo, verifica-se que  $PPI_{t-1}$  é relevante na explicação do valor do período  $t$ , e isso corrobora os valores obtidos por Fonseca and Gonzalez (2008) e Norden and Stoian (2014). A variável PIB apresenta um coeficiente negativo significativo, o que confirma o que é defendido por Laeven and Majnoni (2003), Fonseca and Gonzalez (2008), Leventis et al. (2011) e Curcio and Hasan (2015). Por sua vez,  $ROA_t$  apresenta uma relação negativa com a variável dependente, e para  $\ln(TA)_t$  verifica-se a existência de uma relação positiva com a mesma variável. Essas conclusões indicam uma tendência para o reconhecimento de perdas por imparidade do período de AF superiores, em bancos com menor rendibilidade do ativo e de maior dimensão.

Assim, conclui-se que, com o aumento da frequência do relato, existe uma diminuição no valor reconhecido como PPI.

Em 2018 entrou em vigor a IFRS 9 – Instrumentos financeiros que substitui a IAS 39 – Instrumentos financeiros: reconhecimento e mensuração e que vem introduzir alterações substanciais no modelo de imparidade de ativos financeiros. Uma das alterações principais consiste na passagem de um modelo de perdas incorridas, previsto na IAS 39, para o modelo das perdas esperados, contemplado na IFRS 9. No modelo das perdas incorridos, a perda de imparidade só é reconhecida caso ocorra um acontecimento (evento de crédito). No modelo das perdas esperadas, os bancos devem calcular o valor das perdas de crédito esperadas, mesmo antes de ter ocorrido qualquer evento de crédito. Desta forma, o modelo das perdas de crédito esperadas antecipa o momento de reconhecimento de perdas por imparidade. De modo a testar se a adoção da IFRS 9 tem impacto nos resultados apresentados na Tabela 7, incluiu-se no modelo 1 uma variável *dummy*, IFRS, que assume o valor 1, caso o ano da observação seja

2018, e 0 caso contrário. Os resultados (resultados não tabelados) mantêm-se, continuando as variáveis *Trat* e *Dep* a apresentarem coeficientes positivos e estatisticamente significativos, com um nível de significância de 5% e 10%, respectivamente. A interação da variável *Trat* com a variável *Dep* continua a apresentar um coeficiente negativo e estatisticamente significativo, para um nível de significância de 5%. A variável IFRS apresenta um coeficiente negativo, mas não é estatisticamente significativa.

Por último, alterou-se o modelo 1 de modo a considerar como variável dependente a variável *PPI*, deflacionada pelo total do ativo. Os resultados (resultados não tabelados) evidenciam que a variável *Trat* mantém o coeficiente positivo e estatisticamente significativo, para um nível de significância de 10%, e isso significa que os bancos do grupo de estudo apresentam um valor de *PPI* superior aos do grupo de controlo. Contudo, a variável *Dep* deixa de ser estatisticamente significativa. As variáveis *PPI*-1 deflacionada pelo total do ativo e *País* apresentam coeficientes positivos e estatisticamente significativo para um nível de significância de 1%.

## 5. CONCLUSÃO

Com o objetivo de isolar o efeito que o aumento da frequência do relato tem sobre o valor das perdas por imparidade do período de AF, foi utilizado o método *difference-in-differences* aplicado a uma amostra emparelhada de 36 bancos europeus de 2009 a 2018. Os resultados obtidos mostram que, ao aumentar a frequência do relato, se verifica uma diminuição do valor reconhecido como perdas por imparidade do período de AF, suportando Mindak et al. (2016) e Halaoua et al. (2017), que demonstram existir maior incentivo para atingir os resultados esperados quando a frequência do relato é maior, sendo tais resultados suportados pela análise adicional realizada. Esse resultado mostra também a elevada subjetividade a que o cálculo das perdas por imparidade do período de AF está sujeito (Gebhardt, 2008; Curcio & Hasan, 2015; Gebhardt, 2016), de tal forma que permite a diminuição no valor reconhecido nessa rubrica quando se verifica o aumento da frequência do relato.

Desta forma, o presente estudo contribui para a literatura que analisa os efeitos da apresentação do RFI, nomeadamente os efeitos provocados pelo aumento da frequência desse tipo de relatórios, literatura essa que é ainda muito limitada de acordo com Yee (2004) e King (2018). Os resultados obtidos permitem também suportar os estudos existentes, os quais evidenciam a subjetividade inerente ao cálculo das perdas por imparidade do período de AF, sendo o presente estudo, tanto quanto se sabe, pioneiro na análise da relação entre o aumento da frequência do relato e o valor dessa rubrica, o que por um lado dificulta a obtenção de suporte teórico para as conclusões obtidas, mas por outro, representa uma oportunidade para a realização de um estudo relevante.

A principal limitação deste estudo centra-se no número reduzido de observações analisadas, devido, por um lado, à dificuldade na obtenção de dados válidos relativamente à frequência do relato, e por outro ao processo de emparelhamento da amostra. Consequentemente, alguns países da EU-15 deixaram de ser representados na amostra final.

## REFERÊNCIAS

- Abrigo, L., & Ferrer, R. (2016). The effect of management compensation and debt requirements on earnings management concerning the impairment of assets. *Journal of Accounting and Investment*, 17(1), 1-21. <https://doi.org/10.18196/jai.2016.0041.1-21>
- Ahmed, A. S., Takeda, C., & Thomas, S. (1999). Bank loan loss provisions: A reexamination of capital management, earnings management and signaling effects. *Journal of Accounting and Economics*, 28(1), 1-25. [https://doi.org/10.1016/S0165-4101\(99\)00017-8](https://doi.org/10.1016/S0165-4101(99)00017-8)

- Ball, R., Kothari, S. P., & Robin, A. (2000). The effect of international institutional factors on properties of accounting earnings. *Journal of Accounting and Economics*, 29(1), 1-51. [https://doi.org/10.1016/S0165-4101\(00\)00012-4](https://doi.org/10.1016/S0165-4101(00)00012-4)
- Beatty, A. & Harris, D. (1999). The effects of taxes, agency costs and information asymmetry on earnings management: A comparison of public and private firms. *Review of Accounting Studies*, 4(3-4), 299-326. <https://doi.org/10.1023/A:1009642403312>
- Bertrand, M., Duflo, E., & Mullainathan, S. (2004). How much should we trust differences-in-differences estimates? *The Quarterly Journal of Economics*, 119(1), 249-275. <https://doi.org/10.1162/003355304772839588>
- Brown, L. D., & Pinello, A. S. (2007). To what extent does the financial reporting process curb earnings surprise games? *Journal of Accounting Research*, 45(5), 947-981. <https://doi.org/10.2139/ssrn.700672>
- Caliendo, M., & Kopeinig, S. (2008). Some practical guidance for the implementation of propensity score matching. *Journal of Economic Surveys*, 22(1), 31-72. <https://doi.org/10.1111/j.1467-6419.2007.00527.x>
- Chen, S., Wang, Y., & Zhao, Z. (2009). Regulatory incentives for earnings management through asset impairment reversals in China. *Journal of Accounting, Auditing & Finance*, 24(4), 589-620. <https://doi.org/10.1177/0148558X0902400405>
- Crown, W. H. (2014). Propensity-score matching in economic analyses: comparison with regression models, instrumental variables, residual inclusion, differences-in-differences, and decomposition methods. *Applied Health Economics and Health Policy*, 12(1), 7-18. <https://doi.org/10.1007/s40258-013-0075-4>
- Curcio, D., & Hasan, I. (2015). Earnings and capital management and signaling: the use of loan-loss provisions by European banks. *The European Journal of Finance*, 21(1), 26-50. <https://doi.org/10.1080/1351847X.2012.762408>
- Cutura, J. (2021). Debt holder monitoring and implicit guarantees: Did the BRRD improve market discipline?, *Journal of Financial Stability*, 54(C), 100879. <https://doi.org/10.1016/j.jfs.2021.100879>
- Ernstberger, J., Link, B., Stich, M., & Vogler, O. (2017). The real effects of mandatory quarterly reporting. *The Accounting Review*, 92(5), 33-60. <https://doi.org/10.2308/accr-51705>
- European Union (EU) (2004). Directive 2004/109/EC of the European Parliament and of the Council.
- European Union (EU) (2013). Directive 2013/50/EU of the European Parliament and of the Council.
- Fiordelisi, F., Ricci, O. & Stentella Lopes, F. S. (2017). The unintended consequences of the launch of the single supervisory mechanism in Europe. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 52(6), 2809-2836. <https://doi.org/10.1017/S0022109017000886>
- Fonseca, A. R., & Gonzalez, F. (2008). Cross-country determinants of bank income smoothing by managing loan-loss provisions. *Journal of Banking & Finance*, 32(2), 217-228.
- Fu, R., Kraft, A., & Zhang, H. (2012). Financial reporting frequency, information asymmetry, and the cost of equity. *Journal of Accounting and Economics*, 54(2-3), 132-149.
- Gebhardt, G. (2008). Accounting for credit risk: Are the rules setting the right incentives? *International Journal of Financial Services Management*, 3(1), 24-44. <https://doi.org/10.1504/IJFSM.2008.016697>
- Gebhardt, G. (2016). Impairments of Greek government bonds under IAS 39 and IFRS 9: A case study. *Accounting in Europe*, 13(2), 169-196. <https://doi.org/10.1080/17449480.2016.1208833>

- Gigler, F., & Hemmer, T. (1998). On the frequency, quality, and informational role of mandatory financial reports. *Journal of Accounting Research*, 36, 117-147. <https://doi.org/10.2307/2491310>
- Halaoua, S., Hamdi, B., & Mejri, T. (2017). Earnings management to exceed thresholds in continental and Anglo-Saxon accounting models: The British and French cases. *Research in International Business and Finance*, 39, 513-529. <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2016.09.019>
- Huu Cuong, N., Gallery, G., & Artiach, T. C. (2013). Interim financial reporting in the Asia-Pacific region: A review of regulatory requirements. *Corporate Ownership & Control*, 10(3), 380-388. <https://doi.org/10.22495/cocv10i3c3art4>
- Iyer, R., Peydró, J., Rocha-Lopes, S., & Schoar, A. (2014). Interbank liquidity crunch and the firm credit crunch: Evidence from the 2007-2009 crisis. *The Review of Financial Studies*, 27(1), 347-372. <https://doi.org/10.1093/rfs/hht056>
- International Accounting Standard Board. (1999). IAS 34 – Interim Financial Reporting.
- Kanagaretnam, K., Lobo, G. J., & Mathieu, R. (2003). Managerial incentives for income smoothing through bank loan loss provisions. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 20(1), 63-80. <https://doi.org/10.1023/A:1022187622780>
- Kim, O., & Verrecchia, R. E. (1994). Market liquidity and volume around earnings announcements. *Journal of Accounting and Economics*, 17(1-2), 41-67. [https://doi.org/10.1016/0165-4101\(94\)90004-3](https://doi.org/10.1016/0165-4101(94)90004-3)
- King, T. A. (2018). How frequently should listed companies report results? *Research in Accounting Regulation*, 30(2), 176-179. <https://doi.org/10.1016/j.racreg.2018.09.007>
- Kubota, K., Suda, K., & Takehara, H. (2010). Dissemination of Accruals Information, Role of Semi-Annual Reporting, and Analysts' Earnings Forecasts: Evidence from Japan. *Journal of International Financial Management & Accounting*, 21(2), 120-160. <https://doi.org/10.1111/j.1467-646X.2010.01038.x>
- Laeven, L., & Majnoni, G. (2003). Loan loss provisioning and economic slowdowns: too much, too late? *Journal of Financial Intermediation*, 12(2), 178-197. [https://doi.org/10.1016/S1042-9573\(03\)00016-0](https://doi.org/10.1016/S1042-9573(03)00016-0)
- Leventis, S., Dimitropoulos, P. E., & Anandarajan, A. (2011). Loan loss provisions, earnings management and capital management under IFRS: The case of EU commercial banks. *Journal of Financial Services Research*, 40(1-2), 103-122. <https://doi.org/10.1007/s10693-010-0096-1>
- Link, B. (2012). The struggle for a common interim reporting frequency regime in Europe. *Accounting in Europe*, 9(2), 191-226. <https://doi.org/10.1080/17449480.2012.720874>
- Mensah, Y. M., & Werner, R. H. (2008). The capital market implications of the frequency of interim financial reporting: An international analysis. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 31(1), 71-104. <https://doi.org/10.1007/s11156-007-0069-0>
- Mindak, M. P., Sen, P. K., & Stephan, J. (2016). Beating threshold targets with earnings management. *Review of Accounting and Finance*, 15(2), 198-221. <https://doi.org/10.1108/RAF-04-2015-0057>
- Morais, A. (2020). Are changes in international accounting standards making them more complex? *Accounting Forum*, 44(1), 35-63. <https://doi.org/10.1080/01559982.2019.1573781>
- Nobes, C. (1998). Towards a general model of the reasons for international differences in financial reporting. *Abacus*, 34(2), 162-187. <https://doi.org/10.1111/1467-6281.00028>

- 
- Nobes, C. (2011). IFRS practices and the persistence of accounting system classification. *Abacus*, 47(3), 267-283. <https://doi.org/10.1111/j.1467-6281.2011.00341.x>
- Norden, L., & Stoian, A. (2014). Bank earnings management through loan loss provisions: A double-edged sword? *De Nederlandsche Bank Working Paper*, (404).
- Stepień, K. (2015). Estimated values: the provisions and the write-downs of assets as tools to manipulate financial results of enterprises. *Copernican Journal of Finance & Accounting*, 4(1), 157-171.
- Van Buskirk, A. (2012). Disclosure frequency and information asymmetry. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 38(4), 411-440. <https://doi.org/10.1007/s11156-011-0237-0>
- Yee, K. K. (2004). Interim reporting frequency and financial analysts' expenditures. *Journal of Business Finance & Accounting*, 31(1-2), 167-198. <https://doi.org/10.1111/j.0306-686X.2004.00005.x>

#### CONTRIBUIÇÕES DE AUTORIA

ACF: Contribuição principal com a definição do objetivo da investigação, revisão da literatura, desenvolvimento de hipóteses, metodologia e resultados. AM: Contribuição principal com a definição do objetivo da investigação, desenvolvimento de hipóteses, método, resultados e conclusões.

#### CONFLITO DE INTERESSE

Os autores declaram não ter nenhum conflito de interesse.