

Relação entre Resultados Líquidos, Fluxos de Caixa Operacionais e a Qualidade da Informação Financeira: Estudo para Empresas Portuguesas

Área Temática F: Relato financeiro e não financeiro

Comunicação

Márcio Ricardo Oliveira dos Santos Lopes (marciolopesdx@hotmail.com)

Jorge Manuel Afonso Alves (jorge@ipb.pt). Instituto Politécnico de Bragança/UNIAG/OBEGEF

Nuno Filipe Lopes Moutinho (nmoutinho@ipb.pt). Instituto Politécnico de Bragança

INTRODUÇÃO

O resultado contabilístico de uma empresa encontra-se associado à Qualidade da Informação Financeira (QIF) divulgada pela mesma, sendo relevante a forma como os gestores utilizam essa informação a fim de determinarem soluções úteis para os utilizadores, ou com o intuito de atingirem os seus próprios objetivos. O presente trabalho pretende analisar a relação existente entre Resultados Líquidos do Período (RLP), os Fluxos de Caixa Operacionais (FCO) e a QIF das empresas. Os utilizadores da informação financeira e a própria literatura apontam no sentido de que quando as empresas apresentam RLP e FCO com sentidos ou sinais diferentes, existem fortes indícios de uma menor QIF.

O presente trabalho pretende testar se as empresas que apresentam uma relação de sentido idêntico entre RLP e FCO apresentam também uma melhor QIF. De acordo com Martinez (2008), muitas vezes o desempenho das empresas é medido com base nos resultados contabilísticos, embora possam existir fatores externos que podem levar os executivos a realizarem ajustes nos resultados contabilísticos, em função, por exemplo, de interesses particulares e não terem nenhuma relação com a realidade do negócio. Neste sentido, a existência de uma relação de sentido inverso entre RLP e FCO pode indicar a existência de gestão de RLP nas empresas ou uma fraca QIF. Em suma, pretende-se perceber se as empresas com maior alinhamento dos resultados económicos (evidenciados na demonstração de resultados) com os movimentos (ou fluxos) financeiros (evidenciados na demonstração de fluxos de caixa) apresentam uma melhor QIF. Como forma de aferir a QIF é utilizado o Modelo de Jones (1991). O presente estudo analisa as empresas portuguesas com ativo superior a um milhão de euros, tendo a informação utilizada sido obtida através da base de dados *Bureau van Dijk*- Sistema de

Análise de Balanços Ibéricos (SABI). A amostra usada, após os ajustamentos necessários, é formada por 68.883 observações para os anos de 2010 a 2015.

No que se refere à estrutura do trabalho, este encontra-se dividido em quatro capítulos. A seguir é efetuado o enquadramento teórico, no qual se abordam os aspetos relacionados com os RLP, FCO e QIF e a relação entre eles. No capítulo seguinte, encontra-se a metodologia de investigação, a qual abrange o objetivo do estudo e hipóteses de investigação, assim como o modelo global e como foi constituída a amostra. No capítulo três são apresentados os resultados do estudo e sua discussão. No último capítulo estão as conclusões, limitações e sugestões para estudos futuros.

1-RELAÇÃO ENTRE RESULTADOS LÍQUIDOS DO PERÍODO, FLUXOS DE CAIXA OPERACIONAIS E QUALIDADE DA INFORMAÇÃO FINANCEIRA

Os RLP e os FCO são considerados indicadores complementares da *performance* das empresas. Os analistas, investidores, credores e outros utilizadores da informação financeira prestam muita atenção aos RLP e FCO para analisar e prever a *performance* futura da empresa (Banimahd & Aliabadi, 2013). Ainda segundo estes autores, a média da gestão de RLP e dos FCO são próximos uma da outra durante o período de investigação que realizaram e concluíram, igualmente, que existe uma relação direta e positiva entre gestão de RLP e a gestão de FCO. Daqui se infere que a relação que à partida existe entre RLP e FCO, sem gestão dos mesmos, seja também ela uma relação positiva, ou seja, quando os RLP são positivos/negativos os FCO tendem a ser também positivos/negativos. De outro modo, os RLP e os FCO tendem a apresentar sentido/sinal idêntico.

Na verdade, os fluxos de caixa são úteis à medida que fornecem informações que complementam a relevância da informação contida nos RLP. Os investidores podem utilizar os *cash flows* para

interpretar a informação dos resultados, ao compará-los, por exemplo, aos RLP, porque os *cash flows* são menos subjetivos que os *accruals* (DeFond & Hung, 2003).

Também Nwaeze, Yang e Yin (2006) mencionam que os RLP e os FCO são os indicadores contabilísticos mais reconhecidos na avaliação da *performance* das empresas. Por isso os FCO constituem uma fonte de informação útil na qual ajudam os investidores a interpretar os RLP (DeFond & Hung, 2003).

De notar que uma vez que os RLP são fluxos de caixa ajustados pelos *accruals*, é argumentável que os fluxos de caixa não possam ser mais relevantes que os RLP, nem possam fornecer relevância incremental sobre os RLP (Bartov, Goldberg & Kim, 2001).

Para Bowen, Burgstahler e Daley (1986), na maioria das pesquisas anteriores ao trabalho que realizaram, as correlações entre os RLP e as medidas tradicionais de fluxos de caixa são relativamente altas, enquanto as correlações entre RLP e as medidas alternativas de fluxos de caixa são geralmente baixas. Também Percy e Stokes (1992) concluíram que as medidas tradicionais de fluxos de caixa são altamente correlacionadas com os RLP, enquanto medidas de fluxos de caixa mais refinados possuem menor correlação com os RLP. Por sua vez, Schipper e Vincent (2003) dão a entender que existe uma relação de proporcionalidade estrita entre RLP e FCO.

As ideias anteriores são reforçadas por Nikolaev (2015), segundo o qual os FCO e os RLP refletem o mesmo desempenho económico e convergem em horizontes alargados como meio de identificação da QIF das empresas. Por sua vez, o desempenho dos FCO é frequentemente utilizado para medir a qualidade dos resultados e, assim, consequentemente a QIF (Nwaeze et al., 2006).

Face ao acima exposto, estabelece-se a seguinte hipótese de investigação:

H1 – A QIF é determinante da probabilidade de alinhamento dos RLP com os FCO.

Na secção seguinte apresenta-se a metodologia de investigação com vista ao teste da hipótese de investigação formulada.

2- METODOLOGIA DE INVESTIGAÇÃO

Nesta secção apresenta-se o desenho do estudo empírico, ou seja, a metodologia utilizada com o propósito de obter evidência empírica sobre se a QIF é determinante da probabilidade de alinhamento entre FCO e RLP.

2.1- Objetivo do Estudo e Hipótese de Investigação

Considerando que a gestão/administração da empresa pode gerir as demonstrações financeiras em função dos seus próprios interesses, ou outros, através do RLP e/ou dos FCO, no presente trabalho pretende-se estudar se a relação entre FCO e RLP nas empresas portuguesas é explicada pela QIF das mesmas.

Se a qualidade dos resultados é definida como a relação entre a capacidade de gerar lucro e a capacidade em gerar *cash flow*, pode-se assumir que essa relação pode ser captada pelas mudanças nos fluxos de caixa e resultados (Green, 1999).

A existência de um RLP elevado, em oposição a um fluxo de caixa negativo ou baixo deve gerar suspeitas sobre a qualidade dos resultados e potenciais despesas operacionais elevadas. Simultaneamente, um elevado fluxo de caixa, num contexto de baixa rendibilidade, indica que deve ser feita uma análise minuciosa (Laura, Dumitru & Razvan, 2011).

Ao estabelecer uma situação hipotética em que uma correlação entre as medidas de desempenho de resultados e fluxos de caixa é 100%, em que o aumento de um euro nos fluxos de caixa está associado ao aumento de um euro nos resultados, pode-se argumentar que os resultados são de alta qualidade assim como a relação entre a capacidade em gerar lucro e a capacidade em gerar caixa é perfeita (Green, 1999).

Os analistas preferem relacionar os FCO com os RLP reportados como uma análise de qualidade deste rendimento. Alguns analistas acreditam que quanto maior a proporção de FCO em relação aos RLP, maior é a qualidade deste rendimento (Sloan, 1996). Uma vez que é relativamente fácil gerir *accruals*, Yoon e Miller (2002) evidenciam que empresas com FCO negativos possuem incentivos em relatar RLP positivos.

Neste estudo, além de ser considerada a QIF para explicar a relação entre RLP e FCO, são utilizadas outras variáveis de controlo. Nesse sentido, é considerado o nível de depreciações/amortizações, a dimensão da empresa, se está sujeita ou não a revisão oficial de contas e a indústria a que a empresa pertence.

A utilização das depreciações/amortizações do exercício é relevante pelo facto de serem uma das principais rubricas da demonstração de resultados que não originam qualquer fluxo financeiro e que, por esse motivo, não têm reflexo na demonstração dos fluxos de caixa. Daqui que o registo do desgaste anual dos ativos fixos tangíveis e intangíveis possam causar o não alinhamento dos RLP com o FCO. É também verificado se as empresas têm Revisor Oficial de Contas (ROC) ou Sociedade de Revisores Oficiais de Contas (SROC) nos seus órgãos de fiscalização pois desta forma as demonstrações financeiras das empresas terão uma QIF de maior qualidade. Quanto maior a dimensão da empresa maior poderá ser o nível de controlo interno.

A partir do já exposto, relembra-se a hipótese de investigação anteriormente formulada:

H₁: A QIF é determinante da probabilidade de alinhamento dos RLP com os FCO.

2.2- Modelo Global

No presente estudo é pretendido perceber se as empresas portuguesas com melhor QIF são as que apresentam uma maior probabilidade de apresentar a combinação RLP/FCO mais expetável, ou seja, ambos simultaneamente positivos ou negativos. Para o desenvolvimento desta temática será

utilizado o modelo *Logit* motivado pelo facto de o fator em estudo se concretizar numa variável binária, pelo que na codificação dessa variável se faz corresponder o valor 1 (um) à ocorrência de determinado acontecimento e o valor 0 (zero) à sua não ocorrência (Oliveira, Aguiar, Carvalho, Martins, Mendes & Portugal, 1997).

A regressão logística (*Logit*) consiste numa classificação que permite estimar a probabilidade de um evento ocorrer para uma variável dependente dicotómica e uma ou mais variáveis independentes (Tucker, 1996). Este tipo de regressão tem por objetivo estabelecer a melhor combinação linear de variáveis explicativas, ao maximizar a verosimilhança de obter as frequências observadas na amostra, de forma a fazer previsões e classificar novos casos (Pestana & Gageiro, 2009).

Em termos genéricos, como existe mais de uma variável explicativa, o modelo a utilizar é o seguinte:

$$\text{Logit}(\pi_j) = \beta_0 + \beta_1 X_{1j} + \beta_2 X_{2j} + \dots + \beta_p X_{pj} \quad [1]$$

Neste modelo, o coeficiente β_0 é o valor do $\text{Ln}(\pi/1 - \pi)$ quando todos os $X_i = 0$ ($i=1, \dots, p$) e $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_p$ são os coeficientes *Logit*, ou seja, a variação do *Logit* (π) quando $\Delta X_i = 1$. A função usada na regressão logística para estimar a probabilidade de uma determinada realização j ($j = 1, \dots, n$) da variável dependente ser o “sucesso”, $P = [Y_j=1] = \pi_j$ (Marôco, 2012).

De forma a analisar os fatores que afetam a probabilidade de os RLP e os FCO terem o mesmo sinal num determinado ano, aplica-se o modelo *Logit* a seguir especificado:

$$\text{Logit}(DMR_{it}) = \beta_0 + \beta_1 |QIF|_{it} + \beta_2 \text{LOGAM} + \beta_3 \text{DIM}_{it} + \beta_4 \text{ROC}_{it} + \sum_{n=5}^{85} \beta_5 \quad [2]$$

Em que δ_{it} representa o termo de erro e:

DMR_{it} - Variável binária que assume valor 1 quando o RLP e o FCO da empresa i no ano t apresentam valores com o mesmo sinal (simultaneamente positivos ou simultaneamente negativos) e o valor 0 caso contrário;

$|QIF|_{it}$ - Qualidade da informação financeira da empresa i no ano t , obtida através do valor absoluto dos *accruals* discricionários que correspondem aos resíduos estimados pelo modelo de Jones (1991);

$LOGAM_{it}$ - Logaritmo das depreciações do período da empresa i no ano t ;

DIM - Dimensão da empresa, representada pelo logaritmo do total dos ativos líquidos da empresa i no ano t ;

ROC_{it} - Variável binária que assume o valor 1 se a empresa i no ano t tem ROC ou Sociedade de Revisores Oficiais de Contas que executam procedimentos de auditoria financeira, e 0 caso contrário;

$\sum_{n=5}^{85} \beta_5 IND$ - Variável binária que assume o valor 1 se a empresa i no ano t está classificada numa determinada indústria e 0 caso contrário.

A $|QIF|$ representa o valor absoluto dos *accruals* discricionários estimados de acordo com o Modelo de Jones (1991). Os *accruals* discricionários são usados como uma *proxy* da qualidade dos resultados. Como a QIF é tanto melhor quanto menores forem os *accruals* discricionários (e.g., Carmo, 2013), espera-se uma relação negativa com a variável dependente. Assim, é expectável que as empresas que apresentam menores *accruals* discricionários, ou seja, uma melhor QIF, tenham uma maior probabilidade de apresentar resultados (RLP) e *cash flows* (FCO) alinhados. O Modelo de Jones (1991) permite obter para cada empresa/ano os *accruals* discricionários como sendo o resíduo resultante da estimação, por ano e indústria, do seguinte modelo:

$$TA_{it}/A_{it-1} = \alpha_i \left[\frac{1}{A_{it-1}} \right] + \beta_u [\Delta REV_{it}/A_{it}] + \beta_{2i} [PPE_{it}/A_{it}] + \varepsilon_{it} \quad [3]$$

Em que:

TA_{it} = Total de *accruals* no ano t para a empresa i ;

ΔREV_{it} = Variação das receitas no ano t menos receitas no ano $t-1$ para empresa i ;

PPE_{it} = Propriedades, instalações e equipamentos no ano t para empresa i ;

A_{it-1} = Total de ativos no ano $t-1$ para a empresa i ;

ε_{it} = Termo de erro.

Os *accruals* totais são divididos em duas classes: *accruals* discricionários e não discricionários.

Os *accruals* discricionários (DAC) são vistos como a componente que representa a qualidade dos resultados ou a QIF (Yoon & Miller, 2002).

No subponto seguinte procede-se à descrição da construção e caracterização da amostra.

2.3- Amostra

Os dados para as empresas portuguesas no presente estudo foram obtidos da base de dados SABI para os anos de 2010 a 2015, tendo sido selecionadas as empresas com volume de ativo superior a um milhão de euros no ano de 2015.

A amostra foi constituída de acordo com os passos constantes da Tabela 1.

Tabela 1. Seleção da Amostra

Descrição	Nº de Observações
Base de Dados SABI (2017). Total de observações (empresas-ano) de 59.639 empresas disponíveis para o período entre 2010 a 2015.	357.884
Total de observações (empresas-ano) após retirar as empresas do setor financeiro.	357.823
Total de observações (empresas-ano) após eliminação de observações com falta de informação para uma ou mais variáveis utilizadas. A amostra final é constituída por 18.261 empresas.	68.833

Na secção seguinte apresentam-se os principais resultados do estudo efetuado.

3- RESULTADOS

3.1- Caracterização da Amostra e Estatísticas Descritivas

A Tabela 2 apresenta uma caracterização da amostra no geral, para os anos em análise, de 2010 a 2015. Da tabela abaixo é possível verificar que as empresas da amostra, em média, apresentam um volume de negócios a rondar os 15 milhões de euros e um ativo total de cerca de 25 milhões de euros. O Resultado Antes de Juros e Impostos (EBIT) indica em termos médios um valor próximo dos 900 mil euros, enquanto a média dos DAC é 0.

Tabela 2. Caracterização da Amostra

	Ativo Total	Volume de Negócios	EBIT	DAC
Média	25.944.112	15.240.137	904.509	0,000
Desvio-Padrão	301.913.738	122.436.212	16.265.214	0,418
Máximo	22.437.509.000	10.866.515.916	961.779.152	53,444
Mínimo	27.286	9	- 2.006.808.720	-34,662

Nota:

- 1) A amostra é constituída por 68.833 observações.

O valor médio dos *accruals* discricionários apresentado é zero, dado que se trata dos resíduos do modelo. O desvio-padrão permite observar a dispersão em torno da média da amostra, sendo que se observa uma grande dispersão em torno das médias, enquanto os valores máximos e mínimos demonstram grande disparidade no Ativo Total, Volume de Negócios e EBIT.

A Tabela 3 apresenta os testes estatísticos às médias e às medianas para as observações da amostra, considerando os dois grupos de empresas analisadas – com RLP e FCO com mesmo sinal, ou seja, que apresentam uma relação mais fiável e, empresas com RLP e FCO com sinais

distintos. De acordo com o estudo, foi considerado relevante a análise das médias e medianas por grupo, assim como a aplicação do *t-test* e *Median Test* para a amostra.

Tabela 3. Teste às Médias e às Medianas

DMR_{it}	Média		t-test	Mediana		Median Test
	(1)	(0)		(1)	(0)	
 QIF _{it}	0,117	0,133	(<0,001)	0,065	0,071	(<0,001)
LOGAM_{it}	11,532	11,333	(<0,001)	11,508	11,345	(<0,001)
DIM_{it}	15.863.649	13.882.749	(<0,001)	4.024.994	2.987.481	(<0,001)

Notas:

- 1) A amostra é constituída por 68.833 observações.
- 2) (1)- Grupo de observações/empresas que apresentam RLP e FCO simultaneamente positivos ou simultaneamente negativos; (0) – Grupo de observações/empresas que não apresentam RLP e FCO simultaneamente positivos ou simultaneamente negativos.
- 3) O teste t-student serve para testar se as médias das duas populações são ou não significativamente diferentes e requer que as duas amostras tenham sido obtidas de forma aleatória de duas populações e que as variáveis dependentes possuam distribuição normal e igualdade de variâncias (Marôco, 2012). Ao aplicar este teste verifica-se que existem evidências estatisticamente significativas de que as médias das variáveis QIF, LOGAM, DIM e ROC são diferentes, para um nível de significância de 1%.
- 4) Definição das variáveis: DMR_{it} - Variável binária que assume valor 1 quando o RLP e o FCO da empresa i no ano t apresentam valores com o mesmo sinal (simultaneamente positivos ou simultaneamente negativos) e o valor 0 caso contrário; |QIF|_{it} - Qualidade da informação financeira da empresa i no ano t, obtida através do valor absoluto dos DCA que correspondem aos resíduos estimados pelo modelo de Jones (1991); LOGAM_{it} – Logaritmo das depreciações do período da empresa i no ano t; DIM – Dimensão da empresa, representada pelo logaritmo do total dos ativos líquidos da empresa i no ano t.

Da análise da tabela acima verifica-se que as empresas que possuem RLP e FCO (1) com os mesmos sinais em simultâneo apresentam um menor valor absoluto dos DAC, ou seja, melhor QIF do que as empresas que apresentam RLP e FCO com sinais contrários (0). A mesma conclusão se pode retirar quanto aos valores da mediana para a mesma variável. Estes resultados estão em linha com o previsto na H₁. No que diz respeito à LOGAM e à DIM, estas variáveis apresentam valores maiores para as empresas que contém RLP e FCO com sinais do mesmo sentido. Se relativamente à variável DIM este resultado era esperado, o mesmo não se verifica relativamente à variável LOGAM, relativamente à qual se esperava um comportamento inverso.

Embora essa informação não se encontre tabelada, verifica-se, como era expetável, que há mais observações de empresas com ROC quando DMR=1 face à situação em que DMR=0.

Na Figura 1 é apresentado o número de observações por indústrias para a variável DMR=1. Pode-se verificar que as empresas que pertencem às indústrias de Engenharia Civil (42) e Atividades Especializadas de Construção (43) são as que representam um maior número de frequências na combinação RLP/FCO representativa de início de uma melhor QIF.

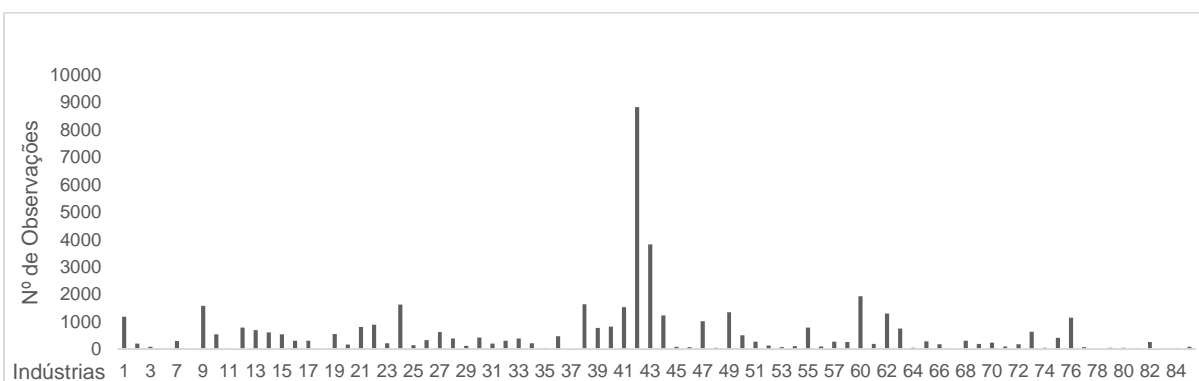


Figura 1. Número de Observações por Indústria com DMR=1

A análise aos dados permitiu verificar a existência de uma relação de sentido idêntico entre RLP e FCO, ou seja, DMR=1 com maior frequência nas empresas das indústrias com o Código de Atividade Empresarial (CAE) descritas na Tabela 4.

Tabela 4. Indústrias com DMR=1 por CAE

CAE	Descrição
9	Atividades dos serviços relacionados com indústrias extrativas
24	Indústrias metalúrgicas de base
38	Recolha, tratamento e eliminação de resíduos; valorização de materiais
41	Promoção imobiliária; construção de edifícios
42	Engenharia Civil
43	Atividades especializadas de construção
49	Transportes terrestres e transportes por oleodutos
60	Atividades de rádio e televisão
62	Consultoria e programação informática e

atividades relacionadas.

Na Figura 2 apresenta-se o número de observações por indústrias em que DMR=0, ou seja, RLP e FCO apresentam sentidos diferentes.

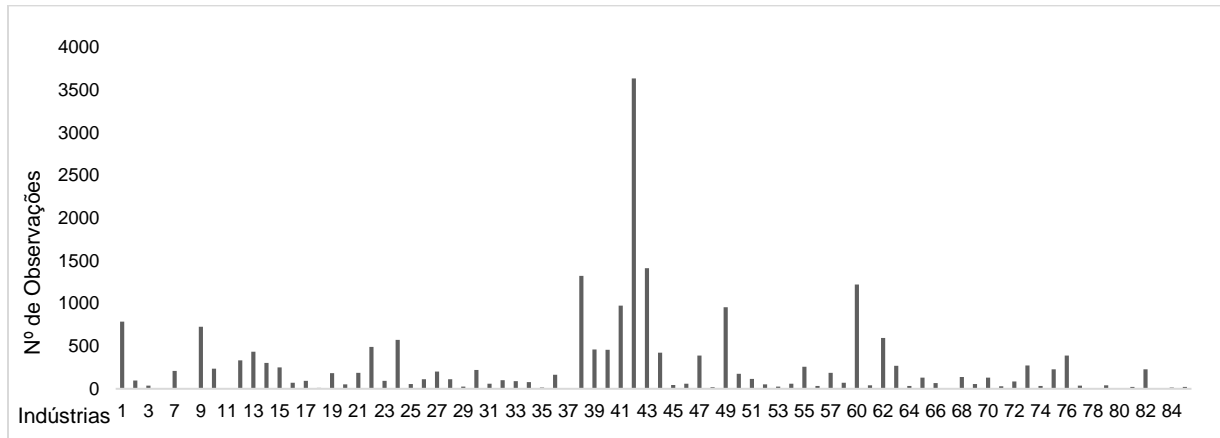


Figura 2. Número de Observações por Indústria DMR=0

Na Figura 2 é possível identificar as indústrias que se encontram abaixo dos primeiros 10%, ou seja, do percentil menor que são as que não apresentam uma relação em que DMR=1, o que permitiu identificar as indústrias apresentadas na Tabela 5.

A indústria 42 aparece representada com maior número de observações em cada uma das figuras por se tratar de uma indústria que tem um elevado número de observações no total da amostra.

Tabela 5. Indústrias com DMR=0 por CAE

CAE	Descrição
6	Extração de petróleo bruto e gás natural.
8	Outras indústrias extrativas
11	Indústria das Bebidas
18	Impressão e reprodução de suportes gravados
37	Recolha, drenagem e tratamento de águas residuais
78	Atividades de emprego
81	Atividades relacionadas com edifícios, plantação e manutenção de jardins

3.2- Matriz da Correlações

A Tabela 6 apresenta a matriz de correlações de *Pearson* e *Spearman*, a fim de observar como a variável dependente é influenciada pelas variáveis explicativas e se existe uma relação forte entre as variáveis.

Tabela 6. Matriz de Correlações de *Pearson* e *Spearman*

	DMR_{it}	QIF_{it}	LOGAM_{it}	DIM_{it}	ROC_{it}
DMR_{it}	1	-0,034 (<i><0,001</i>)	0,051 (<i><0,001</i>)	0,099 (<i><0,001</i>)	0,049 (<i><0,001</i>)
QIF_{it}	-0,019 (<i><0,001</i>)	1	-0,050 (<i><0,001</i>)	-0,042 (<i><0,001</i>)	-0,025 (<i><0,001</i>)
LOGAM_{it}	0,053 (<i><0,001</i>)	-0,026 (<i><0,001</i>)	1	0,526 (<i><0,001</i>)	0,303 (<i><0,001</i>)
DIM_{it}	0,095 (<i><0,001</i>)	-0,029 (<i><0,001</i>)	0,533 (<i><0,001</i>)	1	0,409 (<i><0,001</i>)
ROC_{it}	0,049 (<i><0,001</i>)	-0,008 (<i>0,031</i>)	0,295 (<i><0,001</i>)	0,398 (<i><0,001</i>)	1

Notas:

- 1) Definição das variáveis: ROC_{it} – Variável binária que assume o valor 1 se empresa *i* no ano *t* tem ROC ou SROC que executam procedimentos de auditoria financeira, e 0 caso contrário. As restantes variáveis encontram-se definidas na Tabela 3.
- 2) Na diagonal superior é apresentada a matriz de correlações de *Spearman* e na diagonal inferior é apresentada a matriz de correlações de *Pearson*. O coeficiente de correlação de *Spearman* mede a intensidade da relação entre variáveis ordinais e utiliza esses valores de ordem das observações em vez do seu valor observado. Não é um coeficiente sensível a assimetrias na distribuição, nem à presença de outliers e não exige que os dados provenham de duas populações normais (Pestana & Gageiro, 2000). O coeficiente de correlação *R* de *Pearson* é uma medida de associação linear entre variáveis quantitativas, que se encontram no intervalo de -1 a 1. A associação linear é maior quanto maior os valores estiverem dos extremos (Pestana & Gageiro, 2000).

Ao analisar o coeficiente de correlação de *Pearson*, que se encontra na diagonal inferior da Tabela 6 pode-se observar que nenhuma das variáveis se encontra fortemente correlacionada com as restantes. A variável DMR apresenta uma correlação positiva, mas fraca com as variáveis LOGAM, DIM e ROC, o que indica que vão ao encontro das expectativas de que estas variáveis afetam positivamente a DMR. Todavia, e como esperado, é encontrada uma correlação negativa e fraca entre a DMR e |QIF|, e entre DIM e |QIF|.

Através da matriz de correlações é possível observar se existem potenciais casos de multicolinearidade entre as variáveis independentes, o que não se observa nas variáveis do presente estudo, pois segundo Marôco (2012) para que isso aconteça é necessário que existam correlações bivariadas elevadas entre as variáveis explicativas ($|R| > 0.75$).

Pela análise às correlações de *Spearman*, apresentadas na diagonal superior da Tabela 6, é possível observar que a |QIF| está fraca e negativamente correlacionada com as variáveis DMR, DIM e ROC. A variável DMR está positivamente correlacionada com as outras variáveis, o que sugere que as depreciações do período, a dimensão da empresa e o caso das empresas apresentarem um ROC contribuem para que as empresas tenham comportamentos idênticos em termos de RLP e FCO.

3.3- Probabilidade de Alinhamento entre RLP e FCO

Neste subponto é feita uma análise de regressão logística [2] entre a variável dependente e as variáveis explicativas de forma a testar o modelo global definido na metodologia, sendo os resultados apresentados na Tabela 7.

Considerando que existe uma melhor QIF quanto mais o valor da variável QIF se aproximar de zero, os resultados da tabela abaixo permitem perceber que quanto melhor a QIF maior é a probabilidade de se verificar uma combinação de RLP/FCO mais fiável pelo facto de apresentar simultaneamente RLP e FCO positivos ou simultaneamente negativos. Desta forma, a informação financeira disponibilizada pela demonstração dos resultados e pela demonstração de fluxos de caixa tenderá a ser mais fiável e indiciar informação financeira de melhor qualidade.

Os resultados encontrados estão em linha com a evidência encontrada em estudos anteriores, dado que os FCO e os RLP refletem o mesmo desempenho económico e convergem em horizontes alargados como meio de identificação da QIF das empresas (e.g., Nikolaev, 2015) e

que o desempenho dos FCO é frequentemente utilizado para medir a qualidade dos resultados, ou seja, a QIF (Nwaeze et al., 2006).

Neste trabalho é então evidenciado, conforme assumido pela H_1 , que a QIF é determinante da probabilidade de alinhamento dos RLP com os FCO.

No que diz respeito à variável DIM, os resultados evidenciam uma influência positiva sobre a relação entre os RLP/FCO, pelo que as empresas de maior dimensão aumentam a probabilidade de as empresas terem resultados e *cash flows* alinhados no mesmo sentido.

No que concerne à variável ROC, os resultados evidenciam que as empresas com ROC que efetuam procedimentos de auditoria contribuem para uma maior probabilidade de apresentarem RLP e FCO que sejam simultaneamente positivos ou simultaneamente negativos. A auditoria e a fiscalização das contas das empresas parecem contribuir para que as empresas apresentem RLP e FCO no mesmo sentido.

Tabela 7. Probabilidade de Alinhamento entre RLP e FCO

		Sinal do coeficiente esperado	
QIF _{it}	Coeficiente		-0,100
	$e^{\beta i}$	-	0,905
	Valor de prova		(<0,001)
LOGAM _{it}	Coeficiente		0,003
	$e^{\beta i}$	-	1,003
	Valor de prova		(0,563)
DIM _{it}	Coeficiente		0,101
	$e^{\beta i}$	+	1,106
	Valor de prova		(<0,001)
ROC _{it}	Coeficiente		0,058
	$e^{\beta i}$	+	1,060
	Valor de prova		(0,001)
IND9	Coeficiente		-0,156
	$e^{\beta i}$	+	0,856
	Valor de prova		(0,001)
IND24	Coeficiente		0,182
	$e^{\beta i}$	+	1,200
	Valor de prova		(<0,001)

IND38	Coefficiente		-0,519
	e^{β_i}	+	0,595
			Valor de prova
			(<0,001)
IND41	Coefficiente		-0,444
	e^{β_i}	+	0,641
			Valor de Prova
			(<0,001)
IND42	Coefficiente		0,009
	e^{β_i}	+	1,009
			Valor de prova
			(0,709)
IND43	Coefficiente		0,135
	e^{β_i}	+	1,145
			Valor de prova
			(<0,001)
IND49	Coefficiente		-0,420
	e^{β_i}	+	0,657
			Valor de prova
			(<0,001)
IND60	Coefficiente		-0,128
	e^{β_i}	+	0,880
			Valor de prova
			(<0,002)
IND62	Coefficiente		0,090
	e^{β_i}	+	1,095
			Valor de prova
			(<0,083)
Constante	Coefficiente		-0,746
	e^{β_i}		0,474
			Valor de prova
			(<0,001)
			teste <i>Omnibus</i> (Valor de prova)
			(<0,001)
			χ^2_{HL}
			70,031
			Valor de prova
			(<0,001)
			% de casos corretamente
			classificados
			68,5
			Verossimilhança de Log-2
			84569,3
			R ² de Cox & Snell
			0,015
			R ² de Nagelkerke
			0,022

Notas:

- 1) As variáveis encontram-se definidas na Tabela 2.
- 2) O teste *Omnibus* tem como hipótese nula que todos os coeficientes do modelo de regressão são nulos. As estatísticas do R² de Cox & e Snell e R² de Nagelkerke procuram quantificar a proporção da variação explicada no modelo de regressão logística. O coeficiente de determinação de Nagelkerke varia entre zero e um, e obtém-se a partir da estatística de Verossimilhança de Log-2, corrigindo o R² de Cox & Snell (Pestana & Gageiro, 2009).

No que concerne às variáveis relativas às indústrias, apenas foram introduzidas no modelo as indústrias que se encontram no percentil superior, ou seja, as que mais apresentam uma relação de sentido idêntico entre RLP/FCO. De salientar ainda que a variável relativa às depreciações não

é estatisticamente significativa, deixando, como tal, perceber que a rubrica que potencialmente mais poderia contribuir para que os RLP e FCO não coincidisse não é, efetivamente, relevante para determinar a probabilidade de alinhamento dos RLP com os FCO.

Na Tabela 7 são ainda apresentados diversos testes estatísticos que merecem análise. O teste *Omnibus* possibilita a análise da validade do modelo como um todo, podendo concluir-se que a regressão estimada é globalmente significativa, pelo que o modelo analisado faz sentido. De acordo com o exposto, o modelo global é relevante para a explicação da relação dos RLP/FCO, ou seja, as variáveis introduzidas no modelo mostram ser na totalidade preponderantes para a determinação da QIF na relação RLP/FCO, apesar de nem todas as variáveis apresentarem significância. Nos indicadores relativos à precisão do ajustamento do modelo estimado, verifica-se que 69% dos casos foram corretamente previstos, o que indica a qualidade do modelo na estimação das observações. Na tabela são ainda apresentados dois indicadores (R^2 de *Cox & Snell* e de *Nagelkerke*) relativos ao coeficiente de determinação que permitem evidenciar que apenas 2,2% (ou menos) da variação ocorrida na probabilidade dos RLP/FCO serem simultaneamente positivos ou simultaneamente negativos é explicada pela QIF e pelas variáveis de controlo escolhidas para estimar o modelo.

Quanto à hipótese de investigação levantada (H_1), é possível afirmar que os resultados confirmam a hipótese de investigação, para um nível de significância de 1%. A hipótese H_1 sugere a QIF é determinante da probabilidade de alinhamento dos RLP com os FCO, tal como defendido por Banimahd e Aliabadi (2013): existe uma relação direta e positiva entre a gestão de RLP e gestão de FCO. Os resultados obtidos permitem validar a hipótese H_1 , pelo que a QIF contribui positivamente para o alinhamento dos RLP com os FCO.

CONCLUSÕES

O presente trabalho teve com objetivo estudar se a QIF é determinante da probabilidade de alinhamento dos RLP com os FCO. Neste sentido, é estudado se a QIF releva para se encontrarem empresas com RLP positivos (negativos) e com FCO positivos (negativos). Para aferir a QIF foi utilizado o modelo desenvolvido por Jones (1991), utilizando como *proxy* da QIF os DAC. Além desta variável, foram considerados outros fatores que podem também determinar a probabilidade de alinhamento entre os RLP e os FCO: as depreciações do período, a dimensão da empresa, a existência ou não de um ROC e a indústria. A amostra foi obtida da base de dados *SABI* e é composta por 68.833 observações de 18.261 empresas portuguesas no período de 2010 a 2015.

Com base nos resultados do modelo de regressão logística estimado, verifica-se que a QIF influencia negativamente a probabilidade de alinhamento dos RLP com FCO. A literatura assume que empresas que possuem alta concentração de *accruals* possam estar a manipular os resultados, o que conseqüentemente resulta numa menor QIF, transmitindo assim aos utilizadores da informação financeira e tomadores de decisão uma imagem não confiável dos relatórios financeiros. Conclui-se que o modelo global utilizado no trabalho é significativo para a QIF na relação RLP/FCO, as empresas que apresentam RLP/FCO com sinais idênticos possuem uma melhor QIF, o que vai de acordo com a hipótese de investigação apresentada.

Os resultados obtidos permitem concluir que a QIF, medida pelos DAC, é relevante na probabilidade de alinhamento entre RLP e FCO. Assim, os resultados indiciam que quanto melhor a QIF maior é a probabilidade de se verificar uma combinação de RLP/FCO de sentido idêntico e mais expetável, pelo que a informação financeira disponibilizada pela demonstração de resultados e pela demonstração de fluxos de caixa tenderá a ser mais fiável e indiciar uma QIF de

melhor qualidade. Deste modo, existe evidência de que a QIF é melhor quando as empresas apresentam simultaneamente lucros (prejuízos) no seu RLP e *superavit (deficit)* nos seus FCO.

Os resultados alcançados são úteis para os gestores, pois a QIF influencia de forma positiva os RLP e FCO relatados. Para os utilizadores da informação financeira, o estudo é importante, porque uma melhor QIF dará maior credibilidade aos relatórios financeiros e com certeza influenciará de forma positiva a tomada de decisão.

Sugere-se para trabalhos futuros, a inclusão de outras variáveis explicativas que possam melhorar a influência na relação esperada no modelo global, possibilitando assim novas opções para investigações futuras.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

Banimahd, B., & Aliabadi, M. (2013). A study on relationship between earnings management and operating cash flows management: Evidence from tehran stock exchange. *Management Science Letters*, 3, 1677–1682.

Bartov, E., Goldberg, S., & Kim, M.-S. (2001). The valuation-relevance of earnings and cash flows: An international perspective. *Journal Of International Financial Management and Accounting*, 12(2), 1–31.

Carmo, C. (2013). *Custo do financiamento bancário e qualidade da informação financeira: Estudo para empresas sem valores cotados em bolsa*. Universidade de Aveiro. Obtido de <http://hdl.handle.net/10773/13801>

DeFond, M. L., & Hung, M. (2003). An empirical analysis of analyst' cash flow forecasts. *Journal of Accounting and Economics*, 35(1), 73–100.

Green, J. (1999). The impact of the quality of earnings on the valuation relevance of cash flow disclosures. *British Accounting Review*, 31(4), 387–413.

- Jones, J. (1991). Earnings management during import relief investigations. *Journal of Accounting Research*, 29(2), 193–228.
- Laura, N., Dumitru, M., & Razvan, M. (2011). Cash flow reporting and creative accounting. *Annals of the University of Oradea, Economic Science Series*, 20, 597–602.
- Marôco, J. (2012). *Análise estatística com o spss statistics*. (Pêro Pinheiro, Ed.) (6^a ed.). Report Number.
- Martinez, A. (2008). Detectando earnings management no brasil: Estimando os accruals discricionários. *Revista Contabilidade & Finanças*, 19(46), 7–17.
- Nikolaev, V. (2015). Identifying accounting quality. *Chicago Booth Research*, (15), 1–58.
- Nwaeze, E., Yang, S., & Yin, Q. (2006). Accounting information and ceo compensation: The role of cash flow from operations in the presence of earnings. *Contemporary Accounting Research*, 23(1), 227–265.
- Oliveira, M., Aguiar, Á., Carvalho, A., Martins, F., Mendes, V., & Portugal, P. (1997). *Econometria: Exercícios*. (L. Mc Graw-Hill de Portugal, Ed.).
- Percy, M., & Stokes, D. (1992). Further evidence on empirical relationships between earnings and cash flows. *Accounting and Finance*, 32(1), 27–49.
- Pestana, M., & Gageiro, J. (2000). *Análise de dados para ciências sociais: A complementaridade do spss* (2^a ed.). Lisboa: Edições Sílabo.
- Pestana, M., & Gageiro, J. (2009). *Análise categórica, árvores de decisão, e análise de conteúdo*. Lisboa: Lidel.
- Schipper, K., & Vincent, L. (2003). Earnings quality. *Accounting Horizons*, 17, 97–110.
- Sloan, R. (1996). Do stock prices fully reflect information in accruals and cash flows about future earnings? *The Accounting Review*, 71(3), 289–315. Obtido de <http://www.jstor.org/stable/248290>

Tucker, J. (1996). Neural networks versus logistic regression in financial modelling: A methodological comparison. *Proceedings of the 1996 World First Online Workshop on Soft Computing (WSC1)*, 19–30.

Yoon, S., & Miller, G. (2002). Cash from operations and earnings management in korea. *International Journal of Accounting*, 37(4), 395–412.