

O EQUILÍBRIO FINANCEIRO DE CURTO PRAZO E A RENDIBILIDADE DAS EMPRESAS PORTUGUESAS

Luís R. Silva

Instituto Superior de Contabilidade e Administração – Universidade de Aveiro
lmrs@ua.pt

Elisabete S. Vieira

Membro da Unidade de Investigação GOVCOPP
Instituto Superior de Contabilidade e Administração – Universidade de Aveiro
elisabete.vieira@ua.pt

ABSTRACT

This study intends to analyze the relation between the short-term financial balance and the profitability, considering a sample of 49 listed firms in the Euronext Lisbon, for the period between 2006 and 2013, considering a panel data approach. The profitability (dependent variable) was measured through the variable return on assets. We consider as independent variables the average duration of inventories, the accounts payable period, the accounts receivable period and the cash conversion cycle. The general debt ratio and the company dimension were considered as control variables. Although all variables present the expected signal, they are not statistically significant, so we cannot consider that the independent variables are explanatory of the profitability, which is consistent with other studies. When we consider the return on equity as a dependent variable, we find a positive and significant relationship between firm size and profitability.

Keywords: Financial equilibrium, working capital, profitability, panel data

RESUMO

Este estudo pretende analisar a relação entre o equilíbrio financeiro de curto prazo e a rentabilidade, numa amostra composta por 49 empresas com títulos cotados na *Euronext Lisbon*, para o período compreendido entre 2006 e 2013, recorrendo à metodologia de dados em painel. A rentabilidade (variável dependente) foi medida através da rentabilidade operacional do ativo. Foram consideradas como variáveis independentes a duração média de inventários, o prazo médio de pagamentos, o prazo médio de recebimentos e o ciclo de conversão de caixa. O rácio de endividamento geral e a dimensão da empresa foram consideradas como variáveis de controlo. Embora todas as variáveis apresentem o sinal esperado, não apresentam significância estatística, pelo que não podemos considerar que as variáveis independentes sejam explicativas da rentabilidade, o que é consistente com os resultados de outros estudos. Quando consideramos a rentabilidade do capital próprio como variável dependente, encontramos uma relação positiva e significativa entre a dimensão das empresas e a rentabilidade.

Palavras-chave: Equilíbrio financeiro, fundo de maneio, rentabilidade, dados painel

1. Introdução

Para que uma empresa seja viável, é necessário obter recursos suficientes para o seu desenvolvimento, garantindo a minimização do custo médio ponderado de capital e a otimização do valor da empresa.

Embora a gestão de fundo de maneiio (GFM) não tenha em consideração os princípios das finanças (Emery, Finnerty e Stowe 2004), este é um procedimento bastante útil para garantir o equilíbrio financeiro de curto prazo (Fernandes *et al.*, 2016). O foco principal da GFM é manter o equilíbrio entre cada um dos componentes do fundo de maneiio (FM) (Nazir e Afza, 2009). O sucesso das empresas depende da capacidade dos gestores gerirem eficazmente o prazo médio de pagamentos (PMP), a duração média de inventários (DMI) e o prazo médio de recebimentos (PMR) (Filbeck e Krueger, 2005), de tal modo que consigam fazer face aos seus compromissos de curto prazo atempadamente. Segundo Mukhopadhyay (2004), o FM é um fator crucial para a manutenção da liquidez, sobrevivência, solvabilidade e rentabilidade dos negócios. Uma GFM eficiente é essencial para a criação de riqueza de uma empresa, uma vez que influencia diretamente a rentabilidade e a liquidez da mesma (Shin e Soenen, 1998; Raheman e Nasr, 2007; Naser *et al.*, 2013).

Egbide (2009) concluiu que um grande número de falências de empresas no passado se deve à incapacidade do gestor financeiro planear e controlar o FM das respetivas empresas. Segundo Qazi *et al.* (2011), se os objetivos de maximizar a rentabilidade e otimizar a liquidez das empresas forem ignorados, a sobrevivência das empresas não é possível por um longo período de tempo, podendo a insolvência ou falência vir a ser uma realidade. Nesse sentido, Charitou, Elfani e Lois (2010) afirmam que a utilização eficaz de recursos da empresa leva ao aumento da rentabilidade e reduz a volatilidade, o que permite a redução do risco de incumprimento, aumentando o valor da empresa. Assim, o desafio está na GFM capaz de manter o equilíbrio entre liquidez e rentabilidade (Smith, 1980; Raheman e Nasr, 2007). Adicionalmente, Enqvist *et al.* (2013) concluíram que a relação entre a GFM e a rentabilidade é afetada pelas condições económicas, sendo que, em períodos de recessão (expansão) económica, a rentabilidade das empresas é negativamente (positivamente) afetada.

Dada a importância desta temática e a insuficiência de estudos entretanto levados a cabo em Portugal, pretendemos analisar a relação entre o equilíbrio financeiro de curto prazo e a

rendibilidade das empresas, recorrendo, para tal, a uma amostra de 49 empresas com títulos cotados na *Euronext Lisbon* (EL), para o período compreendido entre 2006 e 2013.

O presente trabalho está estruturado da seguinte forma. A secção 2 contém um enquadramento teórico sobre a temática a abordar. Na terceira secção são formuladas as hipóteses a testar, e são expostas a metodologia a adotar e a seleção da amostra. A secção 4 expõe os resultados empíricos. Por fim, a última secção apresenta as principais conclusões.

2. Revisão da literatura

Vários foram os estudos que se debruçaram sobre a GFM e a rendibilidade.

A GFM é importante, nomeadamente por causa dos seus efeitos sobre a rendibilidade, o risco e o valor de uma empresa (Smith, 1980). Segundo Crum, Klingman, e Tavis, (1983), a GFM é importante para as operações do dia-a-dia, sendo que a decisão tomada sobre uma componente de FM tem impacto sobre as outras componentes das empresas.

Nwankwo e Osho (2010) referem que o FM¹ é essencial para satisfazer as necessidades financeiras diárias de uma empresa, a fim de garantir o bom funcionamento do ciclo operacional, sendo vital para qualquer organização. Segundo o mesmo autor, a sobrevivência, crescimento e estabilidade de uma empresa depende, em parte, da eficiência da sua GFM, a fim contribuir para o aumento do valor da empresa, determinando a composição e o nível de investimento em ativo corrente, bem como nas respetivas fontes de financiamento.

De acordo com Gitman (2009), o objetivo da GFM é minimizar o ciclo de conversão de caixa (CCC)², dado que este reflete o capital empatado no ativo corrente da empresa. Segundo Bellouma (2010), o principal objetivo da GFM é manter uma combinação ideal entre os seguintes indicadores: DMI, PMP e PMR. Assim, a GFM envolve a gestão de inventários, das contas a receber e das contas a pagar.

A gestão de inventários envolve o planeamento, a coordenação e o controlo das atividades relacionadas com os fluxos de inventários (Horngren, Datar e Foster, 2003). Na opinião de Brigham e Houston (2002), a gestão de inventários tem um duplo objetivo. Por um lado, garantir o *stock* necessário para sustentar as operações imediatas e por outro, manter o custo de

¹ Algebricamente, o FM é calculado através da diferença entre os capitais permanentes e o ativo não corrente, ou entre o ativo corrente e o passivo corrente (Fernandes *et al.*, 2016).

² O CCC representa a média do intervalo de tempo que decorre entre o pagamento da matéria-prima e o recebimento pela venda do produto acabado, refletindo as decisões sobre o montante investido em inventários e no crédito a clientes, para além do valor do crédito obtido por parte dos fornecedores. É também designado por ciclo financeiro ou de caixa.

armazenamento e manutenção dos *stocks* nos níveis mais baixos possíveis. A decisão da empresa manter níveis de *stock* mais elevados pode estar associada a três motivos principais. Primeiro, para salvaguardar uma antecipação de vendas futuras, para reduzir o risco de rutura de *stocks* e para evitar perdas no próprio negócio e de potenciais clientes (Scherr, 1989; Deloof, 2003; Garcia-Teruel e Martínez-Solano, 2007; Caballero *et al.*, 2014); segundo, para evitar a flutuação de preços. Se estes forem favoráveis, a empresa pode adquirir inventários, conseguindo uma redução do custo de fornecimento (Scherr, 1989; Caballero *et al.*, 2014); por último, para retirar vantagens de potenciais descontos de quantidade, e assim colocar-se numa posição mais competitiva perante os seus concorrentes (Scherr, 1989; Martins *et al.*, 2009).

A componente de FM relativa às contas a receber representa, por norma, uma parcela significativa dos ativos da empresa (Martin, Petty, Keown e Scott, 1991). O principal objetivo da gestão de contas a receber centra-se na minimização do tempo que medeia entre a conclusão das vendas ou prestação de serviços e o respetivo recebimento (Kelly e McGowen, 2010; Lo, Yeung, e Cheng, 2009; Zietlow *et al.*, 2007).

A concessão de crédito aos clientes tem implícito um conjunto de vantagens, nomeadamente o incremento das vendas da empresa, que poderia não atingir o mesmo nível caso apenas se vendesse a pronto (Martins *et al.*, 2009; Caballero *et al.*, 2014). Contudo, caso os clientes não paguem atempadamente, a empresa pode apresentar dificuldades no cumprimento das suas obrigações financeiras, pelo que é desejável a existência de um fundo de maneiio funcional capaz de fazer face a contingências desta natureza (Kelly e McGowen, 2010; Lo, Yeung e Cheng, 2009; Zietlow *et al.*, 2007). Kelly e McGowen (2010) sugerem que os clientes com créditos concedidos que atrasam os pagamentos ou que não pagam o total em dívida, agravam a situação financeira das empresas e pioram a reputação destas no mercado. Assim, é importante que o responsável pelas contas a receber estabeleça uma política de crédito que equilibre as vantagens da oferta de crédito com os custos que lhe estão associados.

No que respeita à gestão de contas a pagar, as empresas devem tentar prolongar o tempo de pagamento tanto quanto possível (Maness e Zietlow, 2005), dentro da política de crédito definida com os fornecedores. Caso estes concedam a possibilidade de descontos associados ao pagamento antecipado da dívida, é necessário assegurar que a taxa de desconto é mais elevada do que a taxa de juro que a empresa teria de pagar por um empréstimo para o mesmo período de tempo. Caso não se coloque esta possibilidade, as empresas devem usufruir da totalidade do período de crédito. Deve evitar-se o pagamento para além do prazo de pagamento estabelecido,

sob pena de se incorrerem em custos desnecessários, como sejam juros de mora ou a descontinuidade dos fornecimentos.

As políticas financeiras de curto prazo são estratégias que servem de orientação para gerir os ativos e passivos correntes, potenciando a redução do risco e a melhoria da rentabilidade (Afza e Nazir, 2007).

Vários foram os autores que se debruçaram sobre a temática da relação entre a GFM e a rentabilidade das empresas.

No contexto do mercado americano, Gill *et al.* (2010) estudaram a relação entre a GFM e rentabilidade de 88 empresas americanas com títulos cotados na *New York Stock Exchange* (NYSE) para o período de 2005 a 2007, não tendo os autores encontrado uma relação estatisticamente significativa entre o PMP, a DMI e a dimensão da empresa (SIZE), e a rentabilidade. Contudo, os resultados demonstram uma relação positiva entre o CCC e a rentabilidade. Adicionalmente, os autores encontraram uma relação negativa entre o PMR e a rentabilidade, concluindo que as empresas podem melhorar a sua rentabilidade através da redução do PMR. Amarjit, Nahum e Neil (2010) estudaram o mesmo tipo de relação, também para uma amostra de empresas com títulos cotados na NYSE, encontrando uma relação negativa entre o PMP e a rentabilidade, e uma relação positiva entre o CCC e rentabilidade.

Vários foram os estudos que se debruçaram sobre países europeus.

Deloof (2003) investigou a relação entre a GFM e a rentabilidade das empresas numa amostra constituída por 1.009 grandes empresas não financeiras belgas, para o período de 1992 a 1996, encontrando uma relação negativa entre o resultado operacional e os indicadores PMR, DMI e PMP. Os resultados sugerem que os gestores podem aumentar a rentabilidade das empresas reduzindo o PMR para um mínimo razoável, e que as empresas menos rentáveis esperam mais tempo para pagar as suas dívidas, aproveitando o período de crédito concedido pelos seus fornecedores.

Lazaridis e Tryfonidis (2006) investigaram a relação entre a gestão dos vários componentes do FM e a rentabilidade de 131 empresas com títulos cotados na bolsa de valores de Atenas para o período compreendido entre 2001 e 2004. Os resultados deste estudo evidenciam uma relação negativa entre o CCC, o PMR, a DMI, a dívida financeira, e a variável dependente (rentabilidade), e uma relação positiva entre o PMP e a rentabilidade. Consequentemente, os autores concluíram

que as empresas podem criar valor, gerindo de forma eficiente o CCC nas suas diferentes componentes (PMR, PMP e DMI).

Garcia-Teruel e Martínez-Solano (2007) investigaram os efeitos da GFM na rentabilidade de 8.872 pequenas e médias empresas espanholas para o período compreendido entre 1996 e 2002. Os resultados mostram uma relação negativa entre o PMR, a DMI, o PMP e o CCC, e a rentabilidade. Consequentemente, os gestores podem criar valor para a empresa reduzindo a DMI e o PMR para níveis razoáveis, o que implica uma diminuição do CCC, e, consequentemente, um aumento da rentabilidade.

Karaduman *et al.* (2010) investigaram o impacto das práticas de GFM na rentabilidade de 140 empresas com títulos cotados Bolsa de Valores de Istambul, considerando o período compreendido entre 2005 e 2008. Os resultados evidenciaram uma relação negativa entre os indicadores PMR e DMI e a rentabilidade da empresa, medida através da rentabilidade operacional do ativo (ROA). Contudo, o estudo revela uma relação positiva entre o PMP e a ROA. Desta forma, o estudo demonstrou a importância da gestão efetiva e eficiente do FM das empresas no sentido de garantir uma maior rentabilidade. Analisando o mesmo mercado, mas considerando uma amostra de 120 empresas industriais, e os anos de 2003 a 2012, Samiloglu e Akgün (2016) encontraram evidência de uma relação negativa entre o PMR e a rentabilidade das empresas.

Magalhães (2010) analisou os efeitos da GFM na rentabilidade das empresas, considerando uma amostra de empresas europeias de comércio a retalho para o período compreendido entre 1998 e 2008. Os resultados demonstram que os gestores podem aumentar a rentabilidade do ativo, reduzindo o PMR e o PMP. Concluem que um melhor desempenho operacional está associado a empresas com maior dimensão e com menor recurso a financiamento externo. A autora concluiu ainda que empresas mais rentáveis apresentam PMP mais reduzidos e uma menor dimensão.

Foram desenvolvidos alguns estudos empíricos especificamente no mercado português.

Mota (2013) investigou a relação entre a gestão financeira de curto prazo e a rentabilidade das empresas para 2 períodos de 2 anos: 2007-2008, e 2009-2010, estando integradas na amostra 2.565 e 2.608 empresas, respetivamente, tendo os resultados evidenciado uma relação significativa entre os principais indicadores de gestão financeira de curto prazo e a rentabilidade das empresas.

Dias (2013) estudou o impacto da GFM na rentabilidade das empresas do setor da cortiça em Portugal. Tendo por base uma amostra de 329 empresas e o período compreendido entre 2010 e

2012, os resultados evidenciaram que o CCC afeta de forma significativa a rentabilidade das empresas. Os gestores poderão aumentar a rentabilidade da empresa através da redução do CCC, da DMI e do PMR. Ao contrário do esperado, a relação encontrada entre o PMP e a rentabilidade foi negativa.

Pais (2014) analisou o mesmo fenómeno em 6.065 empresas e cobrindo o período compreendido entre 2002 e 2009, tendo concluído que a redução do PMP, do PMR e da DMI se encontram associadas a uma maior rentabilidade das empresas.

Costa (2014) analisou uma amostra de empresas portuguesas pertencentes ao setor da indústria alimentar, da madeira e da cortiça, do comércio a retalho e do comércio por grosso, para o período de 2010 a 2012. Com base nos resultados obtidos, o autor concluiu que a GFM afeta a rentabilidade das empresas através do impacto que exerce sobre as seguintes rubricas: rotação do ativo, juros suportados, imparidades de dívidas a receber e descontos de pronto pagamento obtidos e concedidos.

Nas últimas décadas, foram levados a cabo vários estudos, tendo por base amostras de países asiáticos.

Narware (2004) investigou a avaliação do impacto do FM sobre a rentabilidade da companhia nacional de fertilizantes da Índia, para o período compreendido entre 1991 e 2000, concluindo que o PMR, o PMP e a DMI têm uma relação positiva com a rentabilidade. Anos mais tarde, Sharma e Kumar (2011) examinaram uma amostra de 263 empresas não financeiras com títulos cotados na bolsa de valores do mesmo país, e um período de 9 anos (2000-2008), tendo os resultados revelado que a DMI e o PMP têm uma relação negativa com a rentabilidade, ao passo que o PMR e o CCC apresentam uma relação positiva. Mais recentemente, também Sivashanmugam e Krishnakumar (2016) analisaram uma amostra de empresas indianas (35), estudando o período compreendido entre 2010 e 2014. Os seus resultados indicam que o CCC apresenta uma relação negativa com a rentabilidade e sugerem que os gestores podem melhorar a rentabilidade, diminuindo o PMR e a DMI, e aumentando o PMP.

Afza e Nazir (2007) investigaram a relação entre a GFM e rentabilidade das empresas, considerando uma amostra de 204 empresas não financeiras com títulos cotados no mercado paquistanês, e cobrindo o período compreendido entre 1998 e 2005. Os autores encontraram evidência de uma relação negativa entre o grau de agressividade do investimento em FM e as políticas de financiamento, e a rentabilidade, verificando-se uma diferença significativa entre as

necessidades de fundo de maneo (NFM)³ e as políticas de financiamento em diferentes sectores de atividade.

Debruçando-se sobre o mesmo país, Raheman e Nasr (2007) analisaram uma amostra de 94 empresas com títulos cotados na Bolsa de Valores de Karachi, Paquistão, cobrindo um período de seis anos (1999-2004). Os resultados mostram uma relação negativa entre as variáveis associadas à GFM e a rentabilidade das empresas. Com base nestes resultados, os autores concluíram que com o aumento do CCC, a rentabilidade da empresa diminui, pelo que os gestores podem aumentar a riqueza dos acionistas se reduzirem o CCC para um mínimo aceitável, através da gestão dos seus componentes. Para os autores, a relação negativa entre o PMP e a rentabilidade é consistente com a visão de que as empresas com menor rentabilidade esperam mais tempo para pagar as suas contas. Adicionalmente, os resultados evidenciam uma relação negativa entre o endividamento e a rentabilidade, e uma relação positiva entre a dimensão da empresa e a sua rentabilidade. Segundo os autores, a eficiência da GFM, a manutenção da dívida em níveis razoáveis e o aumento das vendas são fatores determinantes da rentabilidade das empresas.

Uns anos mais tarde, também Khan *et al.* (2012) analisaram o efeito da GFM na rentabilidade das empresas do Paquistão, para o período compreendido entre 2004 e 2009, tendo em consideração diferentes setores de atividade: têxtil, químico, engenharia, açúcar e setores aliados. No caso do setor têxtil, os resultados mostraram uma relação negativa entre a DMI e a rentabilidade, e uma relação positiva entre o PMP, o rácio de liquidez geral, a dimensão, e a rentabilidade. Contudo, não foi encontrada evidência de uma relação significativa entre o PMR e o índice de dívida, e a rentabilidade. Para os setores da engenharia e químico, os resultados são idênticos, à exceção da variável dívida, que se relaciona negativamente com a rentabilidade, no que se refere ao setor da engenharia. Os resultados obtidos na subamostra referente ao setor do açúcar e aliados são semelhantes aos dos setores da engenharia e químico, com exceção do PMR, que tem uma relação positiva com a rentabilidade, enquanto o PMP não exerce influência sobre o nível de rentabilidade. Com base nestes resultados, os autores concluem que cada setor tem a sua própria dinâmica, evidenciando que as variáveis de FM reagem de forma diferente com a rentabilidade de cada sector. Contudo, os setores que apresentam uma GFM mais eficiente, são aqueles que alcançam maiores níveis de rentabilidade.

³ NFM (necessidades cíclicas – recursos cíclicos) demonstram as necessidades de financiamento do ciclo de exploração.

Dong e Su (2010) analisaram a relação entre os componentes do FM e a rentabilidade das empresas, considerando os títulos cotados na bolsa do Vietnã para o período compreendido entre 2006 e 2008. Os autores encontraram uma relação negativa entre os indicadores DMI, PMR e CCC, e a rentabilidade, e uma relação positiva entre o PMP e a rentabilidade, concluindo que quanto maior o tempo necessário para a venda dos inventários e para o recebimento dos clientes, menor a rentabilidade da empresa, e que quando o CCC é mais longo, a rentabilidade do capital próprio é menor. Por outro lado, o crédito concedido pelos fornecedores potencia a obtenção de rentabilidade.

Mohamad e Saad (2010) investigaram o efeito da GFM na rentabilidade das empresas com títulos cotados na bolsa de valores da Malásia. Os dados contêm informação de 172 empresas para um período de 5 anos, compreendido entre 2003 e 2007. Os resultados mostram uma relação negativa entre as variáveis do FM e a rentabilidade das empresas, destacando-se a importância da GFM para garantir uma melhor rentabilidade das empresas.

Nobanee, Abdullatif e Al Hajjar (2011) analisaram uma amostra de 2.123 empresas com títulos cotados na bolsa de valores Japonesa para o período compreendido entre 1990 e 2004. Os resultados sugerem que quanto menor o PMP, a DMI e o CCC, mais rentáveis são as empresas e que, quanto maior o PMP, menor a rentabilidade. Os autores consideram que uma possível razão para a relação negativa entre estas duas variáveis se deve ao facto do aumento do PMP poder prejudicar a reputação de crédito da empresa.

Almazari (2013) investigou o mesmo tipo de relação considerando uma amostra de 8 empresas de produção de cimento com títulos cotados na bolsa de valores da Arábia Saudita, para o período compreendido entre 2008 e 2012, tendo o autor encontrado evidência de uma relação positiva entre a GFM e a dimensão das empresas, e a rentabilidade.

Finalmente, têm-se intensificado os estudos que analisam mercados africanos.

Padachi (2006) analisou a relação entre as componentes do FM e a rentabilidade, considerando uma amostra de empresas industriais das Maurícias, para o período compreendido entre 1998 e 2003, tendo o autor encontrado uma relação positiva entre as componentes do FM e a rentabilidade das empresas.

Vários estudos debruçaram-se sobre a realidade nigeriana. Samiloglu e Demirgunes (2008) analisaram o efeito da GFM na rentabilidade das empresas de cimento com títulos cotados na bolsa de valores da Nigéria para o período compreendido entre 2001 e 2008. O estudo revela

que, quanto menor o PMR e a DMI, maior é a rentabilidade das empresas. Contudo, não foi encontrada uma relação significativa entre o CCC e a rentabilidade. Falope e Ajilore (2009) examinaram 50 empresas nigerianas não financeiras, para o período compreendido entre 1996 e 2005. Os resultados evidenciam uma relação negativa entre a ROA e as seguintes variáveis: PMR, DMI e CCC. Os autores concluíram que os gestores podem criar valor para a empresa, e, consequentemente, para os seus acionistas, se gerirem o FM de forma mais eficiente, reduzindo o PMR e a DMI para um nível mínimo considerado razoável. Egbide (2009) analisou uma amostra de empresas do mesmo país, nos anos de 2005 e 2006, não tendo encontrado uma relação significativa entre as componentes do FM e a rentabilidade, à exceção do PMR, que apresentou uma relação negativa com a rentabilidade. Mais recentemente, Adekola, Samy e Knight (2017) analisaram o mesmo tipo de influência em 50 empresas de serviços com títulos cotados na Bolsa da Nigéria, para o período entre 2002 e 2011, tendo encontrado uma relação negativa entre o CCC e a rentabilidade das empresas.

Mathuva (2009) analisou a influência dos componentes de GFM na rentabilidade das empresas Quenianas através de uma amostra de 30 empresas com títulos cotados na Bolsa de Valores de Nairobi, para o período compreendido entre 1993 e 2008. O autor encontrou uma relação negativa entre o PMR e rentabilidade. Contrariamente ao esperado, os resultados evidenciaram uma relação positiva entre a DMI e a rentabilidade. Segundo o autor, esta evidência pode estar associada às vantagens da manutenção de um elevado nível de inventários, como seja a redução dos custos de possíveis interrupções no processo de produção e perda de negócios devido à escassez de produtos, o que reduz os custos de fornecimento e protege as empresas contra eventuais variações de preços (Scherr, 1989; Deloof, 2003; Garcia-Teruel e Martínez-Solano, 2007; Caballero *et al.*, 2014). Finalmente, foi registada uma relação positiva entre o PMP e a rentabilidade.

Zariyawati *et al.* (2009) investigaram a relação entre a GFM e a rentabilidade das 1.628 empresas com títulos cotados na bolsa de valores da Malásia, considerando seis setores económicos e o período compreendido entre 1996 e 2006. Os resultados evidenciaram uma relação negativa entre o CCC e a rentabilidade das empresas, pelo que, quanto mais rápido for o recebimento, melhor é a rentabilidade. Mohamad e Saad (2010) investigaram o mesmo efeito, também na Malásia, considerando uma amostra de 172 empresas e o período de 2003 a 2007. Os resultados mostram uma relação negativa entre as variáveis do FM e a rentabilidade das empresas, destacando-se a importância da GFM para garantir uma melhor rentabilidade das empresas.

Akoto, Awunyo-Vitor e Angmor (2013) analisaram a relação entre a GFM e a rentabilidade das 13 empresas industriais com títulos cotados na bolsa de valores do Gana para o período compreendido entre 2005 e 2009, tendo encontrado evidência de uma relação negativa entre o PMR e a rentabilidade, e uma relação positiva entre o CCC, a DMI e a dimensão, e a rentabilidade.

3. Hipóteses, metodologia e amostra

3.1. Hipóteses a testar

Tendo por base a revisão de literatura e os resultados dos estudos empíricos, entretanto levados a cabo, e com o objetivo de testar a relação entre as componentes do FM e a rentabilidade das empresas portuguesas com títulos cotados em bolsa, passamos à formulação das hipóteses.

A maioria dos estudos analisados encontrou uma relação negativa entre o PMR e a rentabilidade das empresas, concluindo que quanto menor o crédito dado aos clientes, e, conseqüentemente, quanto mais curto o prazo de realização deste ativo, maior é a rentabilidade das empresas (Deloof, 2003; Lazaridis e Tryfonidis, 2006; Padachi, 2006; Raheman e Nasr, 2007; Zariyawati *et al.*, 2009; Mathuva, 2010; Dias, 2013; Pais, 2014). Com base nesta evidência empírica, formulamos a primeira hipótese:

H₁: Existe uma relação negativa entre o PMR e a rentabilidade das empresas.

Teoricamente, espera-se uma relação positiva entre o PMP e a rentabilidade, dado que, quanto maior o PMP, maior o crédito concedido pelos fornecedores, ou seja, maior o prazo de exigibilidade das dívidas, o que resulta em menores necessidades de financiamento do ciclo de exploração, e em melhores níveis de liquidez, que se refletirá numa melhoria da rentabilidade (Fernandes *et al.*, 2016).

Contudo, os resultados dos estudos empíricos não são consensuais. Enquanto alguns estudos encontraram uma relação positiva entre o PMP e a rentabilidade, como sejam os trabalhos de Narware (2004), Lazaridis e Tryfonidis (2006), Dong e Su (2010), Gill *et al.* (2010), Mathuva (2010) e Khan *et al.* (2012), outros encontraram uma relação negativa entre o PMP e a rentabilidade (Deloof, 2003; Padachi, 2006; Garcia-Teruel Martinez-Solano, 2007; Raheman e Nasr, 2007; Pais, 2014). Estes autores tentaram justificar esta relação, nomeadamente pelo facto do atraso no pagamento aos fornecedores poder implicar a não obtenção de descontos de pronto pagamento, acarretando um aumento de custos. Tendo por base a teoria associada, bem como o facto de vários estudos encontrarem a relação esperada, formulamos a seguinte hipótese:

H₂: Existe uma relação positiva entre o PMP e a rentabilidade das empresas.

Um número significativo de estudos empíricos encontrou, de acordo com o esperado, uma relação negativa entre a DMI e a rentabilidade (Deloof, 2003; Lazaridis e Tryfonidis, 2006; Padachi, 2006; Raheman e Nasr, 2007; Falope e Ajilore, 2009; Zariyawati *et al.*, 2009; Nobanee *et al.*, 2011; Pais, 2014). Contudo, existem estudos que encontraram, ao contrário do esperado, uma relação positiva entre a DMI e a rentabilidade (Narware, 2004; Mathuva, 2010). O resultado de Narware (2004) poderá estar relacionado com o facto deste autor ter usado uma medida de rentabilidade distinta dos outros autores, o que pode influenciar os resultados finais⁴. A evidência de Mathuva (2010) pode ser explicada pelo facto de que, aumentando a DMI, pode reduzir-se uma possível perda de vendas causada por ruturas de *stocks*, bem como pelo facto de que pode reduzir-se os custos de fornecimento e as flutuações dos preços causados por movimentos macroeconómicos adversos. Considerando a relação esperada, bem como os resultados da maioria dos estudos empíricos levados a cabo sobre esta temática, a próxima hipótese é formulada do seguinte modo:

H₃: Existe uma relação negativa entre a DMI e a rentabilidade das empresas.

Espera-se que o efeito das componentes da GFM (CCC) na rentabilidade das empresas seja negativo, resultado do facto de se esperar que tanto o PMR como a DMI estejam negativamente relacionados com a rentabilidade das empresas. Essa expectativa é apoiada pela vasta evidência empírica encontrada pelos autores que estudaram o efeito do CCC na rentabilidade (Shin e Soenen, 1998; Deloof, 2003; Lazaridis e Tryfonidis, 2006; Garcia-Teruel e Martinez Solano, 2007; Raheman e Nasr, 2007; Samiloglu e Demirgunes, 2008; Zariyawati *et al.*, 2009; Falope e Ajilore, 2009; Dong e Su, 2010; Mathuva, 2010; Karaduman *et al.*, 2011). Neste contexto, formulamos a última hipótese:

H₄: Existe uma relação negativa entre o CCC e a rentabilidade das empresas.

3.2. Variáveis

A variável dependente é usada para medir o desempenho das empresas, pelo que recorreremos a um rácio de rentabilidade, dado que estes medem a eficiência e eficácia na criação de resultados pelas empresas. No nosso caso, e seguindo vários autores (Deloof, 2003; Lazaridis e Tryfonidis, 2006; Raheman e Nasr, 2007; Zariyawati *et al.*, 2009; Mathuva, 2010), recorreremos à rentabilidade operacional do ativo (ROA) para medir a rentabilidade da empresa, calculada da seguinte forma:

⁴ Enquanto Narware (2004) recorreu à rentabilidade do investimento (ROI) para medir a rentabilidade, os outros autores recorreram, na generalidade, à rentabilidade do ativo (ROA).

$$ROA = \frac{EBIT}{Ativo\ Total} \quad (1)$$

Foi considerado o resultado antes dos juros e impostos (EBIT) para evitar o efeito de incentivos fiscais.

Como variáveis independentes, consideramos o PMR, o PMP, a DMI e o CCC.

Uma forma simples de calcular o PMR consiste em dividir o valor que os clientes devem à empresa num determinado momento, pelo valor das vendas anuais, multiplicando o valor por 365, para obter o rácio em dias⁵:

$$PMR = \left(\frac{Clientes}{Vendas \times (1 + Tx\ Iva)} \right) \times 365 \quad (2)$$

O PMP expressa o tempo que a empresa demora a pagar aos seus fornecedores. A fórmula de cálculo deste rácio⁶ é a seguinte (expressa em dias)⁷:

$$PMP = \frac{Fornecedores}{CMVMC \times (1 + Tx\ Iva)} \times 365 \quad (3)$$

A DMI mede o número médio de dias que os inventários permanecem em armazém. Este rácio avalia a eficácia na gestão dos inventários, pois se a empresa tem uma DMI elevada, terá de fazer um esforço maior de tesouraria. Contudo, se for demasiado baixa, pode ser um indício de que a empresa poderá perder vendas pelo facto de não dispor de *stock* suficiente.

A DMI (em dias) é calculada através da seguinte fórmula:

$$DMI = \left(\frac{Inventários}{CMVMC} \right) \times 365 \quad (4)$$

O ciclo operacional inicia-se com a compra de matérias-primas (indústria) ou de mercadorias para revenda (comércio), e encerra-se com a venda ou serviços prestados, e com sequente

⁵ No cálculo do PMR convém ter em consideração que normalmente o saldo de clientes, obtido a partir do balanço, inclui o Imposto sobre o Valor Acrescentado (IVA) liquidado, enquanto o valor das vendas é líquido deste imposto. Para corrigir eventuais distorções no cálculo e análise deste rácio, considerar o IVA no denominador.

⁶ A fórmula do PMP não se encontra totalmente correta, ficando a faltar a componente de fornecimentos e serviços externos (FSE) que é paga a prazo, mas como não dispomos dessa informação, não incluímos no rácio. Foi considerado o CMVMC, e não as compras, como seria mais correto, dada a falta de informação necessária para cálculo deste indicador.

⁷ Tal como acontece com o rácio anterior, o saldo da conta de fornecedores inclui normalmente o valor do IVA dedutível, pelo que deveremos ajustar o denominador, acrescentando o valor deste imposto.

recebimento por parte do cliente. É assim dividido em duas partes: a primeira, que vai do início do ciclo até a venda, e a segunda, que vai da venda até à liquidação financeira.

Como normalmente as empresas trabalham com diversos produtos e realizam muitas operações de compra, venda e liquidação financeira que não são simultâneas, o ciclo operacional é medido em termos de períodos médios. A primeira parte do ciclo, que se encerra com a venda, é medida pela DMI, enquanto a segunda parte do ciclo é medida pelo PMR.

O CCC (também chamado “Ciclo Financeiro”) é definido como a diferença entre o ciclo operacional e o PMP. Assim:

$$CCC = PMR + DMI - PMP \quad (5)$$

Adicionalmente, consideramos como variáveis de controlo a dimensão das empresas (SIZE) e o índice de endividamento geral (IEG), a fim de controlar outros fatores que podem influenciar a rentabilidade das empresas (Deelof, 2003; Eljelly, 2004; Lazaridis e Tryfonidis, 2006; Padachi, 2006; Afza e Nazir, 2007).

Está amplamente evidenciado que a dimensão das empresas afeta a rentabilidade das mesmas, pelo que a consideramos como uma variável de controlo, calculando-a através do logaritmo do volume de negócios (Ln VN). Assim:

$$SIZE = LN VN \quad (6)$$

O índice de endividamento geral (IEG) mede a percentagem de recursos fornecidos pelos credores. Este rácio é calculado do seguinte modo:

$$IEG = \frac{Dívida Total}{Ativo Total} \quad (7)$$

A Tabela 1 apresenta as variáveis independentes, bem como a sua fórmula de cálculo e o sinal esperado.

Tabela 1 - Variáveis independentes e respetivo sinal esperado

Variável	Descrição	Fórmula	Sinal Esperado
PMR	Prazo médio de recebimento	$PMR = (\text{Clientes} / (\text{Vendas} \times (1 + \text{tx iva})) \times 365$	Negativo
PMP	Prazo médio de pagamento	$PMP = (\text{Fornecedores} / (\text{CMVMC} \times (1 + \text{tx iva})) \times 365$	Positivo
DMI	Duração média de inventários	$DMI = (\text{Inventários} / \text{CMVMC}) \times 365$	Negativo
CCC	Ciclo de conversão de caixa	$CCC = PMR + DMI - PMP$	Negativo

3.3. Metodologia

Os dados serão analisados tendo por base a metodologia de dados em painel.

Segundo Verbeek (2004), esta metodologia confere modelos mais realistas do que a seção transversal ou uma série temporal, colmatando resultados enviesados, pois permite controlar a heterogeneidade individual. Outra vantagem atribuída a esta metodologia é referida por Gujarati (2003), enunciando o autor que os dados em painel são mais adequados para o estudo da dinâmica da mudança, podendo a utilização desta técnica econométrica valorizar a análise empírica, que seria impossível apenas com recurso a séries temporais ou *cross-section*.

Para a aplicação da metodologia de dados em painel, recorreremos à aplicação de três técnicas, que consistem no *ordinary least squares* (OLS), no modelo dos efeitos fixos (MEF), e no modelo dos efeitos aleatórios (MEA). O recurso à estatística F, relativa à diferenciação dos termos individuais, e ao teste de Hausman (1978), permite-nos selecionar a técnica de regressão mais adequada.

Numa primeira fase, recorreremos ao modelo *pooled* OLS e analisamos a estatística F, que testa a hipótese nula dos termos constantes serem todos iguais. Em concordância com a hipótese nula, o estimador eficiente é o OLS. Caso o OLS seja o melhor modelo para a estimativa, significa que não existe um efeito específico relacionado com cada uma das empresas. Numa segunda fase, recorreremos ao teste de Hausman, que permite avaliar o ajustamento dos modelos MEF e MEA. Este teste permite testar a hipótese nula de que o modelo MEA é o mais apropriado para uma determinada amostra quando comparado com o MEF. Isto significa que se os resultados forem similares, o modelo mais eficiente é o modelo MEA, ocorrendo a hipótese nula quando os

coeficientes são semelhantes nos dois modelos. Se a hipótese nula for rejeitada, optamos pelo modelo MEF, uma vez que o modelo MEA apresenta resultados enviesados, pelo que é mais apropriado o uso do modelo MEF. Desta forma, com a estatística de Hausman, é possível decidir qual destes dois modelos apresenta a melhor estimativa para um determinado conjunto de dados. Teve-se ainda em consideração o teste de Breusch-Pagan, que permite analisar a adequabilidade do MEA, comparativamente ao modelo *pooled* OLS.

O modelo de regressão adotado para analisar o impacto da GFM sobre o desempenho das empresas tem por base o modelo estimado por Raheman e Nasr (2007):

$$\begin{aligned} ROA_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 PMR_{i,t} + \beta_2 DMI_{i,t} + \beta_3 PMP_{i,t} + \beta_4 Size_{i,t} \\ & + \beta_5 IEG_{i,t} + \epsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (8)$$

Onde:

- $ROA_{i,t}$ = Rendibilidade operacional do ativo da empresa i no período t ;
- β_0 = Interceção da equação;
- β_i = Coeficiente de variação;
- $PMR_{i,t}$ = Prazo médio de recebimento da empresa i no período t ;
- $DMI_{i,t}$ = Duração média do inventário da empresa i no período t ;
- $PMP_{i,t}$ = Prazo médio de pagamento da empresa i no período t ;
- $Size_{i,t}$ = Dimensão da empresa i no período t ;
- $IEG_{i,t}$ = Índice endividamento geral da empresa i no período t ;
- $\epsilon_{i,t}$ = Termo de erro.

3.4. Amostra

Os dados recolhidos para o presente estudo serviram para investigar a existência da relação entre as componentes do FM e a rentabilidade das empresas com títulos cotados na EL.

As demonstrações financeiras anuais para a realização do estudo foram recolhidas a partir da base de dados Sistema de Análise de Balanços Ibéricos (SABI) para o período compreendido entre 2006 e 2013, cobrindo assim 8 anos de análise, tendo recolhido as demonstrações financeiras mais atuais à data da recolha de dados.

Das 58 empresas com títulos cotados na EL, foram retiradas 5 empresas por pertencerem ao sector bancário e 4 por serem sociedades anónimas desportivas, pelo que a amostra final é

composta por 49 empresas, correspondendo a um total de 1.946 observações, após retirar os *outliers*⁸. A nossa amostra é composta por um painel não balanceado, uma vez que existem unidades de observação que não estão presentes em todos os períodos da base de dados⁹.

3.5. Análise descritiva

A Tabela 2 apresenta as estatísticas descritivas para as variáveis usadas no estudo, considerando a média, a mediana, o desvio padrão e os valores máximos e mínimos das várias variáveis.

Tabela 2 - Estatística descritiva

	N	MÉDIA	MEDIANA	MINIMO	MÁXIMO	DESVIO PADRÃO
ROA	382	0,0164	0,0010	-0,4632	1,6759	0,1150
PMR	171	258	161	17	1072	260
PMP	141	200	110	2	1092	214
DMI	128	85	41	0	665	107
CCC	184	146	100	-1092	1052	341
SIZE	309	9,20	8,98	4,64	15,65	2,12
IEG	342	0,5004	0,4971	0,0001	1,5737	0,2517

De acordo com os valores apresentados na tabela, a média da ROA é de aproximadamente 1,6%, com um máximo de 167,59% e um mínimo de -46,32%, sendo o desvio padrão de 11,5%. Verifica-se assim, que, em média, as empresas portuguesas apresentam baixos níveis de rentabilidade. Contudo, existe uma grande variabilidade da rentabilidade, como se pode constatar pela diferença entre o valor máximo e o valor mínimo, e pelo desvio padrão.

Em média, os clientes demoram 258 dias a pagar aos seus fornecedores, valor espelhado pelo rácio do PMR. Este rácio varia entre um mínimo de 17 dias e um máximo de 1.072 dia. Metades das empresas da amostra recebem as dívidas dos seus clientes em 161 dias. O PMP médio é de 200 dias, com um máximo de 1.092 dias e um mínimo de 2 dias. Se compararmos as médias do PMR e do PMP, verificamos que, em média, as empresas demoram mais tempo a receber do que a pagar, o que contribui negativamente para o CCC.

⁸ Algumas das variáveis apresentavam *outliers* que iriam distorcer os resultados do modelo, por isso foram eliminados, considerando os extremos a 1% e 99%.

⁹ O uso de dados em painel não balanceados não interfere na qualidade dos resultados, na medida em que existe *software* econométrico capaz de lidar com este tipo de amostra (Greene, 2003).

Metade das empresas da amostra tem uma duração média de inventários (DMI) de 41 dias, apesar de a média ser de 85 dias. O tempo máximo de permanência dos inventários nas empresas é de 665 dias e o mínimo de 0 (zero) dias, possivelmente explicado pela existência de empresas de serviços na amostra.

Em média, o tempo que medeia entre a entrada de inventários na empresa e o recebimento dos clientes (CCC) é de 146 dias. No entanto, algumas das empresas podem levar até 1.052 dias, dependendo estes valores da duração do ciclo operacional das respetivas organizações.

A variável SIZE apresenta uma média de 9,20, com um máximo de 15,65 e um mínimo de 4,64, sendo o desvio padrão é de 2,12. Deste modo, podemos verificar que as empresas da amostra apresentam alguma dispersão em termos de dimensão.

Finalmente, a média do IEG é de 50%, o que espelha um endividamento algo moderado. Contudo, existe uma grande variabilidade entre os valores deste rácio de endividamento, dado que o valor mínimo é de 0,01%, e o valor máximo é de 157,37%.

4. Resultados empíricos

A Tabela 3 apresenta a matriz dos coeficientes de correlação de *Pearson* para as variáveis independentes e de controlo, com o objetivo de visualizar o grau de associação linear entre as variáveis explicativas consideradas no estudo.

Tabela 3 - Matriz de correlação de *Pearson* das variáveis independentes e de controlo

	PMR	PMP	DMI	CCC	SIZE	IEG
PMR	1					
PMP	0,1951	1				
DMI	-0,1502	0,1141	1			
CCC	0,7760	-0,6680	0,3098	1		
SIZE	-0,2818	-0,2685	-0,0645	-0,0909	1	
IEG	-0,2411	0,2742	-0,0517	-0,3611	0,2812	1

Como podemos observar, existem dois pares de variáveis explicativas que apresentam uma correlação linear acentuada. O coeficiente de correlação mais elevado regista-se entre as variáveis CCC e PMR, sendo positivo, indicando que alterações dos valores ao nível do prazo médio de recebimentos estão associadas a alterações do ciclo de conversão de caixa no mesmo sentido, ou seja, empresas com PMR elevados, evidenciam maiores ciclos de conversão de caixa. O segundo

coeficiente de correlação mais elevado verifica-se entre as variáveis CCC e PMP, e é negativo, ou seja, empresas com elevados PMP evidenciam menores ciclos de conversão de caixa. Estes resultados explicam-se pela natureza da relação entre as respetivas variáveis.

À exceção destes dois coeficientes de correlação, que apresentam os valores de 77,60% e -66,80%, respetivamente, não observamos mais nenhum coeficiente com uma correlação linear acentuada, estando todos os outros valores abaixo dos 50%. Assim, dado que apenas dois pares de variáveis têm correlação linear acentuada, significando que os coeficientes não são significativamente elevados, podemos concluir que não existem problemas de multicolinearidade entre as variáveis a utilizar na estimação dos modelos (Gujarati, 2003).

De seguida, analisamos as regressões efetuadas com recurso ao *software* GRETL através da aplicação dos modelos OLS, MEF e MEA, assim como da análise dos testes F e de Hausman. Atendendo a que a estatística F, medida que procura verificar se existe diferenciação entre os termos independentes para cada empresa, não é significativa, e cujo valor é de 1,167, não rejeitamos a hipótese nula dos termos constantes serem idênticos, como se pode observar na Tabela 4, o que indica que o modelo mais adequado para análise dos resultados é o modelo OLS¹⁰.

Tabela 4 - Resultado da Regressão

	OLS		
	Coefficiente	rácio-t	valor p
Constante	-0,0648	-0,522	0,6025
PMR	-0,0001	-0,484	0,6287
PMP	0,0001	1,08	0,2823
DMI	-0,0001	-1,210	0,2286
SIZE	0,0138	1,316	0,1908
IEG	-0,0583	-1,193	0,2352
Teste F		1,167	

A Tabela 5 apresenta os resultados obtidos através do modelo OLS, considerado o mais indicado¹¹, cuja variável dependente é dada pelo rácio de rentabilidade operacional do ativo, evidenciando o sinal esperado para cada uma das variáveis independentes.

¹⁰ O teste de Breusch-Pagan leva-nos à mesma conclusão.

¹¹ Por questões de simplificação, os resultados dos modelos FEM e REM não são apresentados, mas serão fornecidos se pedidos aos autores.

Tabela 5 - Método dos Mínimo Quadrados

OLS				
	Sinal esperado	Coefficiente	rácio-t	valor p
Constante		-0,0648	-0,522	0,6025
PMR	-	-0,0001	-0,484	0,6287
PMP	+	0,0001	1,08	0,2823
DMI	-	-0,0001	-1,210	0,2286
SIZE		0,0138	1,316	0,1908
IEG		-0,0583	-1,193	0,2352
R ²		0,0458		
R ² Ajustado		0,0020		

Como podemos verificar, no que respeita ao sinal obtido, verificamos que todas as variáveis estão em consonância com os sinais esperados anteriormente. Contudo, não existe nenhuma variável estatisticamente significativa, pelo que não podemos suportar as hipóteses em estudo. Consequentemente, podemos concluir que nenhuma variável tem poder explicativo sobre a ROA.

Como teste à validação da seleção do modelo, podemos realçar o valor do coeficiente de determinação ajustado, que se situa nos 0,0020, significando que as variáveis independentes explicam aproximadamente 0,2% do comportamento da variável dependente, o que indicia a possibilidade de existirem outras variáveis explicativas da ROA, que não foram usadas no modelo.

A variável PMR apresenta o sinal esperado, mostrando uma relação negativa, mas não significativa, entre o PMR e a ROA. Assim, concluímos que o PMR não é um fator determinante para a ROA, no caso da nossa amostra. Esta conclusão é consistente com as de Costa (2014), para o setor da indústria alimentar, e de Qazi *et al.* (2011), dado que estes autores também não encontraram uma relação significativa entre o PMR e a rentabilidade. Dado que o coeficiente da variável não é estatisticamente significativo, não encontramos evidência capaz de suportar a hipótese de que existe uma relação negativa entre o PMR e a ROA (H_1).

De acordo com o esperado, o PMP tem um sinal positivo. Contudo, este valor não apresenta valores estatisticamente significativos, pelo que não encontramos evidência capaz de suportar a hipótese de que existe uma relação positiva entre o PMP e a ROA (H_2). Esta conclusão é consistente com a não evidência de uma relação significativa entre as duas variáveis no caso dos estudos de Qazi *et al.* (2011), Costa (2014) e Javid (2014).

A variável DMI apresenta um sinal negativo, de acordo com o esperado, mostrando uma relação negativa entre a DMI e a ROA. Contudo, à semelhança das variáveis anteriores, esta não é uma variável explicativa da rentabilidade das empresas, dado que o coeficiente não apresenta um valor estatisticamente significativo. Consequentemente, a evidência não permite suportar a hipótese de que existe uma relação negativa entre a DMI e a ROA (H_3). Os resultados referentes a esta relação são análogos aos de Gill *et al.* (2010) e Qazi *et al.* (2011), que também não encontraram uma relação estatisticamente significativa entre as variáveis DMI e ROA.

Dado que não incluímos no modelo (8) a variável CCC, por motivos de colinearidade exata, não é possível testar H_4 nesta fase (será testado através de testes de robustez).

No que diz respeito às variáveis de controlo, a variável SIZE apresenta uma relação positiva, mas não significativa com a ROA, pelo que podemos concluir que a variável SIZE não influencia a ROA, o que vai ao encontro das conclusões de Falope e Ajilore (2009) e Qazi *et al.* (2011), já que estes autores concluíram igualmente que a variável SIZE não explica, de forma significativa, a variável dependente (ROA).

Finalmente, o IEG apresenta um sinal negativo, mostrando uma relação negativa entre o IEG e a ROA. Contudo, esta relação não é significativamente diferente de zero, apresentando resultados análogos aos de Zariyawati *et al.* (2009).

Com o objetivo de analisar a robustez dos resultados entretanto obtidos, optámos por levar a cabo dois testes adicionais.

Inicialmente, elaborámos uma regressão recorrendo ao modelo OLS, e considerando como variável independente o CCC, excluída inicialmente do modelo, e não considerando, neste modelo, as variáveis de controlo. A Tabela 6 apresenta os resultados da regressão, evidenciando igualmente o sinal esperado da variável, de acordo com a hipótese entretanto formulada.

Tabela 6 - Método dos Mínimos Quadrados para a variável independente CCC

	OLS			
	Sinal esperado	Coefficiente	rácio-t	valor p
Constante		-0,0648	-0,522	0,6025
CCC	-	-0,0001	-0,3754	0,7078
R^2		0,0007		
R^2 Ajustado		-0,0047		

A variável CCC apresenta o sinal esperado, mostrando uma relação negativa entre o CCC e a ROA, contudo esta não é estatisticamente significativa, o que é consistente com os resultados de Zariyawati (2010) e Qazi *et al.* (2011), que também evidenciaram uma relação negativa, mas não significativa entre a variável independente CCC e a variável dependente ROA. Consequentemente, os resultados não nos permitem suportar a hipótese de que existe uma relação negativa entre o CCC e a ROA (H_4).

Posteriormente, consideramos como variável dependente a rentabilidade do capital próprio (RCP), calculado através do quociente entre o resultado líquido do período e o capital próprio, e que permite aferir sobre a capacidade da empresa remunerar os seus acionistas. Esta serve também para complementar a análise efetuada com base na variável dependente ROA.

A Tabela 7 apresenta os resultados da regressão, bem como a apresentação do teste F e H, considerando como variável dependente a RCP, em alternativa à ROA.

Tabela 7 - Resultado da Regressão: RCP

	OLS		
	Coefficiente	rácio-t	valor p
Constante	-0,7660	-1,477	0,1425
PMR	-0,0001	-0,166	0,8684
PMP	0,0002	0,449	0,6546
DMI	0,0001	0,079	0,9382
SIZE	0,0739	1,693	0,0933 *
IEG	-0,0538	-0,263	0,7925
Teste F		0,7157	
Teste H		9,6555	

* Significativamente diferente de zero ao nível de 10%

Atendendo a que a estatística F, medida que procura verificar se existe diferenciação entre os termos independentes para cada empresa, não é significativa, e cujo valor é de 0,7157, não rejeitamos a hipótese nula dos termos constantes serem idênticos, como se pode observar na tabela 7, o que incentiva a utilização do modelo OLS.

A Tabela 8 apresenta os resultados obtidos através do OLS de acordo com o sinal preconizado anteriormente.

Tabela 8 - Método dos Mínimos Quadrados: RCP

OLS				
	Sinal esperado	Coefficiente	rácio-t	valor p
Constante		-0,7660	-1,477	0,1425
PMR	-	-0,0001	-0,166	0,8684
PMP	+	0,0002	0,449	0,6546
DMI	-	0,0001	0,079	0,9382
SIZE		0,0739	1,693	0,0933 *
IEG		-0,0538	-0,263	0,7925
R ²		0,0284		
R ² Ajustado		-0,016		

* Significativamente diferente de zero ao nível de 10%

De uma forma geral podemos concluir que o mesmo conjunto de variáveis explicativas tem uma contribuição inferior na explicação da variável dependente (RCP), como é perceptível pela comparação dos coeficientes de determinação dos ajustamentos, onde se verificou uma diminuição de 0,0020 para (0,0160).

Com este novo modelo, podemos verificar que apenas a variável SIZE apresenta significância estatística, significando que apenas esta variável é considerada uma determinante da RCP nas empresas com títulos cotados em bolsa, sendo que, quanto maior a dimensão das empresas, maior é a RCP.

Para além desta alteração, podemos verificar que o sinal esperado para as variáveis PMR e PMP não se alterou com a substituição da variável dependente, sendo que o PMR manteve um sinal negativo, o que indica que quanto maior for o tempo de recebimento dos nossos clientes, menor será a rendibilidade, e o PMP obteve um sinal positivo, o que pressupõe que quanto mais tarde pagarmos aos nossos fornecedores, maior será a rendibilidade. Contudo, nenhuma dos dois coeficientes apresenta valores estatisticamente significativos.

Neste seguimento, e analisando agora a variável independente DMI, concluímos que o sinal esperado da regressão se alterou face à anterior variável dependente, inicialmente analisada. Portanto, esta variável alcançou um sinal positivo, mas não significativo.

5. Conclusões

Este trabalho teve como principal objetivo a análise do impacto da GFM na rentabilidade das empresas com títulos cotados em bolsa. Para tal, recorremos a uma amostra de empresas portuguesas com títulos cotados na EL, para o período compreendido entre 2006 e 2013, o que permitiu obter 1.946 observações para um total de 49 empresas.

Para investigar o impacto da GFM na rentabilidade, recorremos à metodologia de dados em painel, nomeadamente dados em painel não balanceados, devido à existência de “*missing data*”. O recurso à estatística F, relativa à diferenciação dos termos individuais, e ao teste de Hausman (1978), permitiu-nos selecionar a técnica de regressão mais adequada.

A matriz dos coeficientes de correlação de *Pearson* para avaliar as variáveis independentes, permitiu-nos observar o grau de associação linear entre as variáveis explicativas consideradas no estudo, verificando-se dois pares de variáveis explicativas que apresentam uma correlação linear acentuada. A relação mais acentuada foi verificada entre as variáveis CCC e PMR, com um sinal positivo, seguido do par de variáveis CCC e PMP, com um sinal inverso.

Os resultados alcançados através do modelo OLS no que respeita às variáveis PMR, PMP e DMI, não permitiram suportar as hipóteses um, dois e três, respetivamente, já que, embora os coeficientes apresentassem os sinais esperados, não eram estatisticamente significativos. Concluindo, estas variáveis não podem ser consideradas variáveis explicativas da rentabilidade. A não evidência de uma relação significativa entre as variáveis que compõem o CCC e a rentabilidade é consistente, de um modo geral, com os resultados de Gill *et al.* (2010), Qazi *et al.* (2011), Costa (2014) e Javid (2014).

Por razões de robustez dos resultados, decidimos analisar isoladamente a variável CCC face à ROA, não tendo a evidência suportado a hipótese quatro. A variável CCC apresentou o sinal esperado, mostrando uma relação negativa, mas não significativa entre o CCC e a ROA, apresentando resultados análogos aos de Zariyawati (2010) e Qazi *et al.* (2011).

Posteriormente, introduzimos uma reformulação do estudo através da consideração de uma nova variável dependente, denominada RCP. A alteração da variável dependente levou-nos a concluir que apenas uma variável, SIZE, apresentou significância estatística, significando que apenas esta variável é considerada uma determinante da RCP nas empresas com títulos cotados em bolsa. Contudo, concluímos que o mesmo conjunto de variáveis explicativas tem uma contribuição inferior na explicação da variável dependente (RCP).

Finalmente, e quando analisamos a variável independente DMI, concluímos que o sinal esperado da regressão se alterou, ou seja, passou a ser positivo face à anterior variável dependente, contudo, continuou a não ter significância estatística.

Como limitações deste estudo, podemos apontar a pequena dimensão da bolsa de valores portuguesa, o que limita a dimensão da amostra, e algumas anomalias nos dados constituintes da amostra, resultantes da falta ou distorção dos valores de algumas rubricas que compõem os rácios do estudo, e que podem, eventualmente, influenciar os resultados.

Como investigação futura sobre a temática, gostaríamos de aplicar abordagens metodológicas mais robustas, no sentido de verificar se os resultados se mantêm, nomeadamente a aplicação do método de regressão com recurso a procedimentos que conduzem à obtenção de estimadores robustos na heterocedasticidade e autocorrelação, e/ou a consideração de diferentes métricas para as variáveis, como sejam diferenças ou taxas. Seria igualmente enriquecedor alargar este estudo para todos os países pertencentes à União Europeia, com o objetivo de ter uma amostra mais abrangente. Adicionalmente, seria interessante a influência da crise financeira na relação estudada. Finalmente, julgamos ser conveniente adicionar ao modelo variáveis de controlo macroeconómicas.

Bibliografia

- Adekola, A., Samy, M., & Knight, D., (2017). Efficient working capital management as the tool for driving profitability and liquidity: a correlation analysis of Nigerian companies. *International Journal of Business and Globalisation*, 8(2), 1-14.
- Afza, T., & Nazir, M. S., (2007, February 24-25). *Working Capital Management Policies of Firms: Empirical Evidence from Pakistan*. Paper presented at the Proceedings of 9th South Asian Management Forum (SAMF), North South University, Dhaka, Bangladesh.
- Akoto, R. K., Awunyo-Vitor, D., & Angmor, P.L., (2013). Working capital management and profitability: Evidence from Ghanaian listed manufacturing firms. *Journal of Economics and International Finance*, 5(9), 373-379.
- Almazari, A. A., (2013). The Relationship between Working Capital Management and Profitability: Evidence from Saudi Cement Companies. *British Journal of Economics, Management & Trade*, 4(1).
- Amarjit, G., Nahum, B., & Neil, M., (2010). "The Relationship between Working Capital Management and Profitability: Evidence from the United States"; *Business and Economics Journal*, BEJ-10.
- Bellouma, M., (2010). Effect of capital investment on working capital management: Evidence on Tunis an export SME. *The International Journal of Finance*, 22(3), 6498-6509.
- Brigham, E. F., & Houston, J. F., (2002). *Fundamentals of financial management*. Ohio: Sout-west division of Thompson Learning Incorporation.
- Caballero, S. B., Teruel P. G., & Solano P. M., (2014). "Working Capital Management, Corporate Finance and Financial Constraints". *Journal of Business Research*, Vol. 67, pp. 332-338.
- Charitou, M., Elfani, M., & Lois, P., (2010). "The Effect of Working Capital Management On Firm's Profitability: Empirical Evidence From An Emerging Market," *Journal of Business & Economics Research*, vol. 8, No. 12, pp. 63-68.
- Costa, R., (2014). "Gestão do Fundo de Maneio e Rentabilidade da empresa: O impacto da Duração do Ciclo de Tesouraria". Mestrado em Contabilidade e Controlo de Gestão. Faculdade de Economia do Porto.

- Crum, R. L., Klingman, D. D., & Tavis, L. A., (1983). An operational approach to integrated working capital planning. *Journal of Economics and Business*, 35(3,4), 343-378.
- Deloof, M., (2003). “Does Working Capital Management Affect Profitability of Belgian Firms?”, *Journal of Business, Finance and Accounting*, 30(3/4): 573-587.
- Dias, M., (2013). “*A Rentabilidade das Indústrias Nacionais de Cortiça: na Ótica da Gestão de Tesouraria*”. Mestrado Contabilidade e Finanças. Instituto Superior de Contabilidade e Administração do Porto.
- Dong, H. P., & Su J., (2010). “The Relationship between Working Capital Management and Profitability: A Vietnam Case”, *International Research Journal of Finance and Economics*, 49, 59-67.
- Egbide, B., (2009). “Working Capital Management and Profitability of Listed Companies in Nigeria”; *Nigeria Research Journal of Accountancy (NRJA)* 1/1, 44-53.
- Emery D. R, Finnerty J. D. & Stowe J. D., (2004): *Corporate Financial Management* 2nd Ed. New Jersey: Pearson Education Inc.
- Enqvist, J., M. Graham & Nikkinen J., (2013). "The Impact of Working Capital Management on Firm Profitability in Different Business Cycles: Evidence from Finland", http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1794802 acedido em 11 de junho de 2016.
- Falope, O. I., & Ajilore O. T., (2009). “Working Capital Management and Corporate Profitability: Evidence from Panel Data Analysis of Selected Quoted Companies in Nigeria”, *Research Journal of Business Management*, 3, 73-84.
- Fernandes, C., Peguinho, C., Vieira, E. e Neiva, J. (2016), “*Análise Financeira: Teoria e Prática – Aplicação no âmbito do SNC*”, Edições Sílabo. 4.ª Edição, ISBN 978-972-618-685-4.
- Filbeck, G., & Krueger, M. T., (2005). An Analysis of Working Capital Management Results Across Industries. *Mid-American Journal of Business*, (20), 11-18.
- García-Teruel, P. J., & Martínez-Solano, P., (2007). Effects of Working Capital Management on SME Profitability. *International Journal of Managerial Finance*, 3(2), 164-177.
- Gill, A., Biger, N., & Mathur, N., (2010). The Relationship Between Working Capital Management And Profitability: Evidence From The United States. *Business and Economics Journal*, 1-9.

- Gitman, L. J., (2009). *Principles of Managerial finance* (12th ed.). Boston, MA: Pearson Prentice Hall.
- Gujarati, D. 2004, “Basic econometrics” 4th ed McGraw–Hill Companies.
- Greene, W. H. (2003). *Econometric Analysis*. (5th Edition). Prentice-Hall: New Jersey.
- Gujarati, D. N. (2003). *Basis Econometrics*, 4ª Edição, McGraw-Hill.
- Hausman, J. A. (1978). *Specification Tests in Econometrics*. *Econometrica*, 46(6), 1251- 1271.
- Horngren, C. T., Datar, S. M., & Foster, G., (2003). Cost accounting 11th ed. India: Dorling Kindersley Private Ltd. *Journal of Business Finance & Accounting*, 30(3,4), 573-587.
- Javid, S., 2014. Effect of Working Capital Management on SME’s Performance in Pakistan, *European Journal of Business and Management*, ISSN 2222-1905 (Paper) ISSN 2222-2839 (Online) 6(12), 207-220.
- Karaduman, H. A., Akbas, H. E., Ozsozgun, A., & Salih, D., (2010). “Effects of Working Capital Management on Profitability: The Case for Selected Companies in The Istanbul Stock Exchange (2005-2008)”, *International Journal of Economics and Finance Studies*, 2(2), 47-54.
- Kelly, M., & McGowen, J., (2010). *BUSN* (3rd ed.). Mason, OH: Cengage Learning.
- Keown, A. J., Martin, J. D., Petty, J. W., & Scott Jr., D. F., (2005). *Financial management: Principles and applications*, (10th Ed.). Upper Saddle River, NJ: Pearson Prentice Hall.
- Khan, Z., Jawaid, S. T., Imtiaz Arif, I., & Khan, M. N., (2012). “Working Capital Management and Firm’s Profitability in Pakistan: A Disaggregated Analysis”; *African Journal of Business Management* 6/9, 3253-3261.
- Lazaridis, I., & Tryfonidis, D., (2006). “The relationship Between Working Capital Management and Profitability of Listed Companies in the Athens Stock Exchange”, *Journal of Financial Management and Analysis*, 19, 26-35.
- Lo, C., Yeung, A., & Cheng, T., (2009). ISO 9000 and supply chain efficiency: Empirical evidence on inventory and account receivable days. *International Journal of Production Economics*, 118(2), 367-374.
- Magalhães, C., (2010). “*Gestão de Fundo de Maneio e Rentabilidade das Empresas: O Sector do Comércio*”. Mestrado Finanças. Escola de Economia e Gestão da Universidade do Minho.

- Maness, T. S., & Zietlow, J. T., (2005). "*Short-Term Financial Management*" (3rd ed.): South-Western / Thomson Corporation.
- Martin, J. D., Petty, J. W., Keown, A. J., & Scott, D. F., (1991). *Basic Financial Management*. Prentice Hall: Englewood Cliffs, NJ.
- Martins, A., Cruz I., Augusto, M., Silva, P., & Gonçalves P., (2009). *Manual de Gestão Financeira Empresarial* (323-428). Coimbra Editora.
- Mathuva, D. M., (2009). "The Influence of Working Capital Management Components on Corporate Profitability: A Survey on Kenyan Listed Firms", *Research Journal of Business Management*, 4(1), 1-11.
- Mohamad, N. E. A. B., & Saad, N. B. M., (2010). Working Capital Management: The Effect of Market Valuation and Profitability in Malaysia. *International Journal of Business and Management*, 5(11), 140-147.
- Mota, E., (2013). "*O Impacto da Gestão Financeira de Curto Prazo no Desempenho das Empresas - Análise ao Mercado Português*". Mestrado Finanças. Faculdade de Economia do Porto.
- Mukhopadhyay, D., (2004). Working Capital Management in Heavy Engineering Firms: A Case Study.
- Narware P. C. (2004). Working capital and profitability- an empirical analysis. *The Management Accountant*, Vol, 39 (6), pp 120-127.
- Naser K, Nuseith R, Al-hadeya A., (2013). "Factors Influencing Corporate Working Capital Management: Evidence from An Emerging Economy" *J. Contemporary Issues Bus. Res.* 2(1):11-30.
- Nazir, M. S. & Afza, T., (2009). *Working Capital Requirements and the Determining Factors in Pakistan*. ICAFI J Journal of Applied Finance, 15(4), pp. 1109 – 1129.
- Nobanee, H., Abdullatif, M., & Al Hajjar, M., (2011). Cash Conversion Cycle and Firm's Performance of Japanese Firms. *Asian Review of Accounting*, 19 (2).
- Nwankwo, O., & Osho, G. S., (2010). An empirical analysis of corporate survival and growth: Evidence from efficient working capital management. *International Journal of Scholarly Academic Intellectual Diversity*, 12(1), 1-13.

- Padachi, K., (2006). Trends in working capital management and its impact on firms' performance: an analysis of Mauritian small manufacturing firms. *International Review of Business Research Papers*, 2 (2), 45 - 58.
- Pais, M., (2014). “Eficiência da Gestão do Fundo de Maneio e Rentabilidade: O Caso das PME Portuguesas”. Mestrado de Gestão. Faculdade de Economia da Universidade de Coimbra.
- Qazi, H. A., Shah, S. M. A., Abbas, Z., & Nadeem, T., (2011): “Impact of Working Capital on Firms' Profitability”; *African Journal of Business Management* 5/27, 11005-11010.
- Raheman, A., Afza, T., Qayym, A., & Mahmood, A., (2010). Working Capital Management and Corporate performance of manufacturing sector in Pakistan. *International Research Journal of Finance and Economics*.
- Raheman, A., & Nasr, M., (2007). “Working Capital Management and Profitability – Case of Pakistani Firms”, *International Review of Business Research Papers*, 3(1), 279-300.
- Samiloglu, F., & Demirgunes, K., (2008). The Effects of Working Capital Management on Firm Profitability: Evidence from Turkey. *The international Journal of Applied Economics and Finance*, 2(1), 44-50.
- Samiloglu, F., & Akgün, A., (2016). The Relationship between Working Capital Management and Profitability: Evidence from Turkey. *Business and Economics Research Journal*, 7(2), 1-14.
- Scherr, F. C., (1989). *Modern Working Capital Management*. Prentice-Hall.
- Sharma, A. K., & Kumar, S., (2011). Effect of working capital management on firm profitability: Empirical evidence from India. *Global Business Review*, 12 (1) 159-173.
- Shin, H. H., & Soenen, L., (1998). “Efficiency of Working Capital and Corporate Profitability”, *Financial Practice and Education*, 8(2), 37-45.
- Sivashanmugam, C., & Krishnakumar, S., (2016).”Working Capital Management and Corporate Profitability: Empirical Evidences from Indian Cement Companies”, *Asian Journal of Research in Social Sciences and Humanities*, 6(7), 1471-1486.
- Smith, K., (1980). Profitability versus Liquidity Tradeoffs in working capital management. *Readings on the Management of Working Capital*, 549-62.
- Verbeek, M. (2004). *A Guide to Modern Econometrics*, 2ª Edição, John Wiley & Sons, Ltd.

Zariyawati, M., Annuar, M., Taufiq, H., & Rahim, A., (2009). Working capital management and corporate performance: Case of Malaysia. *Journal of Modern Accounting and Auditing*, 5(11), 47-54.

Zietlow, J., Hankin, J., & Seidner, A., (2007). *Financial management for nonprofit organizations: Policies and practices* (1st ed.). Hoboken, NJ: Wiley.