

**IMPACTO DA GESTÃO DE CURTO PRAZO NA RENDIBILIDADE DAS EMPRESAS PORTUGUESAS  
DA INDÚSTRIA DA CONSTRUÇÃO**

**Juliana Silva**

ISCAP- Instituto Politécnico do Porto  
[julianassilvaa@gmail.com](mailto:julianassilvaa@gmail.com)

**Sónia Silva**

Escola de Economia e Gestão da Universidade do Minho  
[sonia@eeg.uminho.pt](mailto:sonia@eeg.uminho.pt)

**ABSTRACT**

The aim of this study is to analyze the effects of working capital management on the profitability of Portuguese firms in the construction sector. For this purpose, longitudinal data were collected from the SABI database between 2008 and 2016. The research hypotheses were tested using panel data methodologies. Our results provide evidence of a negative linear relationship between the profitability and working capital management indicator, which is consistent with several previous studies. It also appears that a reduction in the average number of days of inventories and an increase in the average number days of payables leads to an increase in the profitability of construction companies. However, unlike the previous research, we find evidence of a convex relationship between the profitability and working capital management.

In addition, we also analyze the differences in the working capital management policies during the most recent financial crisis relative to the post-crisis period. In this context, firms must adjust working capital policies in line with the business cycle.

**Keywords:** Working Capital Management, Profitability, Net Trade Cycle, Crisis

**RESUMO**

O objetivo deste estudo é analisar os efeitos da gestão do fundo de maneiio na rendibilidade das empresas portuguesas do setor da construção. Para esse efeito, foram recolhidos dados longitudinais da base de dados SABI entre 2008 e 2016. As hipóteses de investigação são testadas com recurso a metodologias de dados em painel. Os nossos resultados demonstram evidência de uma relação linear negativa entre a rendibilidade e o indicador de gestão de fundo de maneiio, o que é consistente com vários estudos anteriores. Também se verifica que uma redução do prazo médio de inventários em armazém e um aumento do prazo médio de pagamentos conduz a um aumento na rendibilidade das empresas do setor da construção. No entanto, e ao contrário da investigação anterior, encontramos evidências de uma relação convexa entre a rendibilidade e a gestão do fundo de maneiio.

Adicionalmente, analisamos as diferenças nas políticas de gestão do fundo de maneiio durante a mais recente crise financeira relativamente ao período pós-crise. Neste contexto, as empresas devem ajustar as políticas de fundo de maneiio em função do ciclo económico.

**Palavras-chave:** Gestão de fundo de maneiio, Rendibilidade, Ciclo financeiro de exploração, Crise

## 1. Introdução

Os estudos empíricos anteriores sobre decisões financeiras de curto prazo revelam que a gestão de fundo de manuseio tem um impacto significativo na rentabilidade das empresas (e.g., Deloof, 2003). De acordo com Hawawini *et al.* (1986), as empresas apresentam diferentes necessidades de fundo de manuseio dependendo da indústria e setor de atividade em que operam. Identificar o ponto de equilíbrio entre as necessidades cíclicas (concessão de crédito a clientes, permanência de inventários em armazém) e os recursos cíclicos (crédito concedido pelos fornecedores) é um dos principais objetivos da gestão do fundo de manuseio. Neste contexto, o desafio passa por gerir o *trade-off* constante entre necessidades e recursos que, tal como documentado pela literatura anterior (e.g., Baños-Caballero *et al.*, 2010), tem impacto na rentabilidade das empresas.

Dada a evidência demonstrada pela literatura anterior, o nosso principal objetivo consiste em analisar a relação entre o desempenho económico-financeiro, medido por rácios de rentabilidade económica e financeira, e a gestão do fundo de manuseio, medida pelo ciclo financeiro de exploração, das empresas portuguesas do setor da indústria da construção, entre 2008 e 2016. Este intervalo temporal foi selecionado com o intuito de permitir analisar o período da mais recente crise financeira despoletada em 2008 (European Commission, 2009), e cujos efeitos só começaram a ser atenuados em meados de 2013 em Portugal (European Central Bank, 2016). A escolha do setor da construção deve-se ao facto de ser uma área com pouca evidência empírica e também por ser um setor que foi fortemente afetado pela crise financeira. Segundo a Nota de Informação Estatística publicada pelo Banco de Portugal em 2016, o número de empresas do setor diminuiu 1,9 pontos percentuais em relação a 2011 (representando em 2015 cerca de 11% do tecido empresarial).

Neste contexto, e de acordo com a literatura anterior (e.g., Jose *et al.*, 1996; Deloof, 2003; Wang, 2002; Lazaridis & Tryfonidis, 2006; García-Teruel & Martínez-Solano, 2007; Nazir & Afza, 2009; Silva, 2011; Gomes, 2013; Gama & Pais, 2015; Silva & Vieira, 2017), os nossos resultados demonstram evidência de uma relação linear negativa entre a rentabilidade e o indicador de gestão financeira de curto prazo, pelo que uma redução do ciclo financeiro de exploração conduz a um potencial aumento na rentabilidade das empresas. Além disso, a diminuição do prazo médio de permanência de inventários em armazém assim como um aumento do prazo médio de pagamentos estão associados a uma maior rentabilidade, o que sugere que uma eficiente gestão de curto prazo melhora o desempenho económico-financeiro das empresas.

Adicionalmente, os nossos resultados sugerem que durante a mais recente crise financeira sentida em Portugal, uma diminuição no prazo médio de recebimentos tem um impacto positivo na rendibilidade, assim como um aumento no prazo médio de inventários em armazém e uma diminuição no prazo de pagamento aos fornecedores.

Por último, e seguindo uma linha recente de estudos que colocam em questão a relação linear entre a rendibilidade e a gestão e fundo de maneiio (e.g., Baños-Caballero *et al.*, 2011; Silva, 2011; Gomes, 2013; Gama & Pais, 2015), foi testada a existência de uma relação não linear (côncava) entre a rendibilidade e a gestão de fundo de maneiio. Ao contrário dos estudos anteriores (e.g., Baños-Caballero *et al.*, 2011; Silva, 2011; Gomes.2013; Gama & Pais, 2015), os nossos resultados demonstram evidência de uma relação (não linear) convexa entre as variáveis.

Relativamente à estrutura do trabalho, este está organizado nas seguintes secções: a próxima secção apresenta uma breve revisão de literatura relacionada com as hipóteses a testar; a secção 3 descreve a metodologia aplicada para testar as hipóteses de investigação, a amostra e as variáveis utilizadas; a secção 4 reporta e analisa os resultados empíricos. Por fim, na última secção são apresentadas as principais conclusões.

## **2. Enquadramento Teórico e Formulação das Hipóteses**

De acordo com Smith (1980), a gestão de fundo de maneiio tem um impacto significativo na rendibilidade e risco de uma empresa, que se traduz num *trade-off* entre rendibilidade e liquidez; decisões conducentes a maximizar a rendibilidade tendem a reduzir a liquidez da empresa, assim como um maior foco na liquidez tende a afetar a rendibilidade.

A escolha entre rendibilidade e risco irá depender das políticas de gestão de fundo de maneiio adotadas pelas empresas. A política de gestão de fundo de maneiio conservadora envolve níveis elevados de inventários em armazém, prazos de concessão de crédito a clientes mais alargados e redução dos prazos de financiamento dos fornecedores. As políticas de gestão de fundo de maneiio conservadoras podem resultar num aumento das vendas devido à manutenção de níveis elevados de inventários e da concessão de prazos mais alargados de recebimento (Petersen & Rajan, 1997; Blinder & Maccini, 1991), assim como a obtenção de descontos de pronto pagamento resultantes da antecipação de pagamentos aos fornecedores, (Baños-Caballero *et al.*, 2010). Assim, a adoção de políticas conservadoras pode conduzir a um aumento da rendibilidade como consequência de um aumento das vendas e da obtenção de descontos de pronto

pagamento, mas também pode conduzir a custos elevados devido à manutenção de elevados stocks, o que pode afetar a rentabilidade.

Do outro lado desta discussão estão as políticas de gestão de fundo de maneiio agressivas, que se caracterizam por reduzidos prazos de concessão de crédito a clientes, redução ao nível mínimo exigível do nível de existências em armazém e pela dilatação dos prazos de pagamentos aos fornecedores. Estas características conduzem a uma diminuição dos custos de armazenamento e também a uma diminuição do crédito incobrável (e.g., Petersen & Rajan, 1997), o que potencia a rentabilidade.

Neste contexto, grande parte dos estudos empíricos anteriores (e.g., Jose *et al.*, 1996; Shin & Soenen, 1998; Wang, 2002; García-Teruel & Martínez- Solano, 2007) defendem a adoção de políticas de fundo de maneiio agressivas como forma de aumentar a rentabilidade. Jose *et al.* (1996) analisaram a relação entre a rentabilidade e a gestão de fundo de maneiio, para uma amostra de empresas dos Estados Unidos (EUA) de diversos setores; os autores demonstram evidência que as políticas de gestão de fundo de maneiio agressivas aumentam a rentabilidade das empresas. Contudo, também documentam que há exceções em setores de atividade específicos. Esta evidência é consistente com os estudos de Hawawini *et al.* (1986) e Weinraub e Visscher (1998), que analisaram a adoção de políticas agressivas/conservadoras de gestão de fundo de maneiio e concluem que as diferentes indústrias adotam políticas de gestão de fundo de maneiio agressivas/conservadoras significativamente diferentes e que se caracterizam por se manterem estáveis ao longo do tempo.

Ainda para o mercado dos EUA, Shin e Soenen (1998) demonstram evidência de uma relação negativa entre a rentabilidade e a gestão do fundo de maneiio, medida pelo *net trade cycle*<sup>1</sup>, traduzido como ciclo financeiro de exploração. Os autores concluem que um ciclo financeiro de exploração mais curto é uma forma de criar valor para os acionistas e de reduzir a necessidade de financiamento externo, o que permite melhorar o desempenho financeiro da empresa.

Seguiram-se outros estudos aplicados a outros mercados e com resultados semelhantes, sendo que a maior diferença entre esses estudos reside na dimensão da empresa: i) empresas de grande dimensão (Wang (2002) estudou o mercado Japonês e de Taiwan, Deloof (2003) analisa uma amostra de empresas belgas, Lazaridis & Tryfonidis (2006) usaram uma amostra de empresas gregas; Nazir & Afza (2009) investigaram uma amostra de empresas cotadas paquistanesas); ii) empresas de pequena e média dimensão. Do conjunto de estudos que se focaram na análise a

---

<sup>1</sup> O *net trade cycle* é definido como sendo o rácio entre (Clientes + Inventários – Fornecedores) / (Volume de negócios) \* 365, sendo usado como medida de eficiência da gestão de fundo de maneiio.

pequenas e médias empresas (PME), destaca-se Valadas (2005) que analisou uma amostra de PME portuguesas de vários setores de atividade e concluiu que quanto menor for o tempo médio de permanência de inventários em armazém, maior será a rentabilidade. Também Gama & Pais (2015) analisaram uma amostra de PME portuguesas e concluíram que uma redução em todos os componentes da gestão do fundo de maneio (tempo médio de recebimento dos clientes, pagamento aos fornecedores e permanência de inventários em armazém) conduz a um aumento da rentabilidade. García-Teruel e Martínez-Solano (2007) usaram uma amostra de PME espanholas, representativas de todos os setores de atividade; os seus resultados demonstram evidência de uma relação negativa entre a rentabilidade das empresas e o ciclo de caixa. Estes estudos realçam a importância da gestão de fundo de maneio nas PME dado que o nível de ativos e passivos de curto prazo é muito maior neste tipo de empresas, assim como a dificuldade em obter crédito. A grande diferença entre os resultados de García-Teruel e Martínez-Solano (2007) e dos estudos anteriores é que estes autores não documentam um impacto significativo na rentabilidade causado pelo aumento do prazo médio de pagamentos.

Com base na evidência apontada pela literatura anterior, formulamos a primeira hipótese de investigação, dividida em três sub-hipóteses.

*Hipótese 1: Existe uma relação negativa entre a rentabilidade e o ciclo financeiro de exploração.*

*Hipótese 1.a: Existe uma relação negativa entre a rentabilidade e o prazo médio de recebimentos.*

*Hipótese 1.b: Existe uma relação negativa entre a rentabilidade e o prazo médio de permanência de inventários em armazém.*

*Hipótese 1.c: Existe uma relação positiva entre a rentabilidade e o prazo médio de pagamentos.*

De acordo com Petersen e Rajan (1997), as empresas apresentam maior facilidade em serem financiadas pelos fornecedores do que pelas entidades financeiras, o que pode ser justificado pelo grau de assimetria de informação entre a empresa e a entidade financeira, que é de menor magnitude entre a empresa e o fornecedor. A literatura anterior (e.g., Fazzari & Petersen, 1993) documenta uma correlação positiva entre o crédito comercial e a dimensão da empresa, ou seja, empresas de maior dimensão oferecem mais crédito comercial aos seus clientes. Esta questão é mais pertinente em contexto de PME que estão mais dependentes deste tipo de crédito, tal como é apontado por Baños-Caballero *et al.* (2010) para uma amostra de empresas espanholas e por Silva e Carreira (2010) para uma amostra de PME portuguesas. Assim, os fornecedores possuem uma vantagem comparativa (por comparação com as instituições financeiras) relativamente à

concessão de crédito de curto prazo, devido aos problemas de assimetria de informação e à turbulência dos ciclos económicos, como é o caso de ciclos recessivos ou de crise. Neste contexto, Love *et al.* (2007) estudaram o efeito das crises financeiras da década de 1990 sobre o crédito comercial para uma amostra de 890 empresas em seis economias emergentes. Os autores documentam que as empresas mais vulneráveis financeiramente, isto é, empresas que antes da crise apresentavam um forte endividamento de curto prazo, concederam menos crédito aos seus clientes e tornaram-se mais dependentes do crédito comercial após a crise. Também Yang (2011) analisou a relação entre o crédito comercial e o financiamento bancário durante e depois da mais recente crise financeira do *subprime*, numa amostra de empresas dos EUA, demonstrando assim que o financiamento bancário diminuiu drasticamente no período durante a crise financeira, pelo que as empresas mais afetadas pela crise são mais propensas a reduzirem o fornecimento de crédito aos seus clientes e a aumentar o uso de crédito dos fornecedores. Assim, é esperado que as empresas adotem políticas de fundo de maneo ainda mais agressivas durante um período de crise financeira, tal como formulado na nossa segunda hipótese:

*Hipótese 2: As políticas de gestão de fundo de maneo são mais agressivas em período de crise financeira.*

Apesar de toda a discussão em torno das várias componentes da gestão de fundo de maneo – recebimentos, manutenção de inventários e pagamentos - vários estudos anteriores (e.g., Deloof, 2003) apontaram como principal objetivo a identificação de um ponto ótimo de investimento em fundo de maneo que maximizasse a rentabilidade. Nesse sentido, vários estudos anteriores, (e.g., Baños-Caballero *et al.*, 2011; Silva, 2011; Gomes, 2013; Gama & Pais, 2015) examinaram uma relação não linear entre a rentabilidade e a gestão do fundo de maneo para uma amostra PME espanholas e demonstraram evidência que as empresas apresentam um nível de gestão de fundo de maneo ótimo que permite um equilíbrio entre custos e benefícios e que maximiza a rentabilidade. Estas evidências apontadas pela literatura anterior dão suporte à última hipótese de investigação.

*Hipótese 3: A relação entre a rentabilidade e o indicador de gestão de fundo de maneo é não linear (côncava).*

Em suma, a literatura anterior evidencia uma relação negativa entre a rentabilidade e a gestão de fundo de maneo, sendo que a adoção de políticas de gestão de fundo de maneo agressivas aumenta a rentabilidade das empresas. Posteriormente, um estudo pioneiro realizado por Baños-

Caballero *et al.* (2011) para o mercado Espanhol mostra que a relação entre essas duas variáveis é não linear, o que indica que existe um nível ótimo de gestão de fundo de maneiio que maximiza a rendibilidade da empresa. Essas conclusões foram corroboradas para o mercado Português (e.g., Silva, 2011; Gomes, 2013; Gama & Pais, 2015).

### 3. Descrição da Metodologia, Amostra e Variáveis

#### 3.1 Metodologia

A amostra usada neste trabalho corresponde a um painel longitudinal de dados, pelo que as nossas hipóteses serão testadas com recurso a metodologias de dados em painel. Neste sentido, a identificação e estimativa do modelo a selecionar requer testes econométricos adequados. Assim, será aplicado o teste de Hausman (1978), cuja hipótese nula sugere que os efeitos decorrentes da heterogeneidade da amostra são aleatórios; a rejeição da hipótese nula conduz à conclusão que esses efeitos são fixos dado que são constantes ao longo do tempo.

Dada a heterogeneidade existente entre as empresas da nossa amostra, prevemos que existam efeitos fixos que devem ser devidamente tratados. Neste caso, os dados passam por um processo em que a média de cada variável é subtraída a cada observação e, de seguida, é aplicado o estimador *Ordinary Least Squares* (OLS). Este processo permite controlar os efeitos individuais das empresas incluídas na amostra. Contudo, o modelo de efeitos fixos pode ser afetado por problemas de endogeneidade. Se os resultados da análise de regressão forem afetados por problemas de endogeneidade, é provável que as variáveis independentes estejam a ser afetadas pela variável dependente e não o contrário. Desta forma, é importante aplicar uma metodologia que permita mitigar os problemas associados à endogeneidade, tal como a metodologia das variáveis instrumentais. Esta metodologia baseia-se no pressuposto que num modelo de efeitos fixos é aceitável que as observações da mesma empresa em dois períodos de tempo distintos estejam correlacionadas, mas as observações de duas empresas diferentes não deverão estar (Cameron e Triverdi, 2009). Desta forma, assume-se que as variáveis independentes desfasadas um ou mais períodos no tempo podem ser consideradas instrumentos válidos. A validade dos instrumentos é inferida através da aplicação do teste de Hansen. No entanto, para a realização deste teste é necessário que cada variável considerada potencialmente endógena corresponda a, pelo menos, dois instrumentos. Após a seleção de instrumentos válidos, é aplicado o estimador *Generalized Method of Moments* (GMM).

Adicionalmente, será adotada a técnica *Difference-in-differences* com o objetivo de testar as diferenças da gestão de fundo de maneiio das empresas no período de crise financeira e no período pós-crise financeira. Esta técnica consiste em estimar as diferenças entre duas subamostras, que neste caso são o período de crise financeira e o período pós-crise financeira. Os resultados deste teste possibilitam identificar a existência de diferenças significativas entre as subamostras.

### **3.2 Definição da amostra**

Os dados necessários para a análise empírica foram obtidos da base de dados SABI. A amostra recolhida para este estudo é composta por um conjunto de empresas do setor da indústria da construção, pertencentes ao Código de Atividade Económica 41200. De acordo com a nossa pretensão de analisar o período durante e após a mais recente crise financeira, o período da amostra está compreendido entre 2008 e 2016.

A amostra final é o resultado da aplicação de um conjunto de filtros. Deste modo, foram excluídas as observações de empresas que não possuíam informação ou que tinham registado informação anómala nas seguintes rubricas: total do ativo, resultados, contas a receber, inventários, contas a pagar, volume de negócios, ativo corrente, passivo corrente e não corrente. De modo a limitar a influência de valores extremos nas estimativas dos coeficientes, todas as variáveis contínuas foram submetidas a um processo de *winsorizing*<sup>2</sup> ao nível de 1% em cada cauda da distribuição.

As subamostras foram construídas em função do período considerado de crise entre 2008 e 2012, e o período pós-crise entre 2013<sup>3</sup> e 2016. A nossa amostra final é um painel não balanceado de dados, composto por 40213 observações relativas a 4533 empresas.

### **3.3 Definição das variáveis**

De acordo com a literatura anterior (e.g., Jose *et al.*, 1996; Shin and Soenen, 1998; Wang, 2002; Deloof, 2003; Valadas, 2005; García-Teruel and Martínez-Solano, 2007; Nazir & Afza, 2009; Silva, 2011), e com o objetivo de testar as hipóteses formuladas na secção 2, as variáveis dependentes, independentes e de controlo para a execução da análise empírica são as que se seguem.

---

<sup>2</sup> *Winsorizing* é um processo em que os valores extremos das variáveis inferiores (percentil 1) e superiores (percentil 99) foram iguallados ao respetivo percentil.

<sup>3</sup> Em 2013, e devido à intervenção do Banco Central Europeu que alterou a sua política monetária, os Estados intervencionados, como era o caso de Portugal, iniciaram um processo de recuperação económica.

**Variáveis dependentes:**

- Rendibilidade Operacional do Ativo (ROA), rácio entre o resultado operacional antes de juros e impostos (EBIT) e o ativo total (AT):  $ROA = EBIT/AT$ . O ROA é uma medida de rendibilidade económica.
- Rendibilidade Líquida do Ativo (RA), rácio entre o resultado líquido (RL) e o ativo total (AT):  $RA = RL / AT$ . Este rácio é uma medida alternativa de rendibilidade económica.
- Rendibilidade dos Capitais Próprios (RCP), rácio entre o resultado líquido (RL) e o valor dos capitais próprios (CP):  $RCP = RL/CP$ . É uma medida de rendibilidade financeira.

**Variáveis independentes:**

- Ciclo Financeiro de Exploração (CFE), calculado pelo rácio  $((Clientes + Inventários - Fornecedores)/Volume\ de\ negócios) * 365$ . Este rácio mede o número de dias (em função das vendas) que a empresa terá de financiar a sua atividade de exploração, sendo também designado por necessidades de fundo de maneio. O CFE foi proposto por Soenen (1993). O autor argumenta que o CFE é uma medida mais eficiente do que o ciclo de caixa tradicional porque os três componentes que integram a gestão do fundo de maneio – Prazo Médio de Recebimentos, Prazo Médio de Inventários e Prazo Médio de Pagamentos – são medidos em função da variável vendas, sendo desta forma possível a sua adição.
- Prazo Médio de Recebimentos:  $PMR = Clientes/Volume\ de\ negócios) * 365$ .
- Prazo Médio de Inventários em armazém:  $PMI = Inventários/Volume\ de\ negócios) * 365$ .
- Prazo Médio de Pagamentos:  $PMP = Fornecedores/Volume\ de\ negócios) * 365$ .

**Variáveis de controlo:**

- Dimensão da empresa (logaritmo do total de ativos). Esta variável é frequentemente usada na literatura anterior para controlar o impacto significativo que a dimensão da empresa possa ter na formação da sua rendibilidade.
- Taxa de crescimento das vendas:  $\Delta Vendas = Volume\ de\ Negócios\ (n)/Volume\ de\ Negócios\ (n-1) - 1$ . Estudos anteriores (e.g., Deloof, 2003) sugerem uma relação positiva entre o crescimento das vendas e a rendibilidade.
- Endividamento, medido pelo rácio entre o passivo total e o ativo total. Este rácio mede o nível de utilização de capitais alheios pela empresa no financiamento das suas atividades (e.g., Garcia-Teruel & Martínez-Solano, 2007).
- Crise é uma variável *dummy* que assume o valor de 1 para o período de crise financeira (2008-2012) e o valor de zero para o período pós-crise financeira (2013-2016).

A tabela 1 apresenta as estatísticas descritivas para a amostra global, para o período 2008-2016.

**Tabela 1 - Estatísticas descritivas da amostra global**

<i>Variável</i>	<i>n</i>	<i>Média</i>	<i>Desvio Padrão</i>	<i>Mínimo</i>	<i>0.25</i>	<i>Mediana</i>	<i>0.75</i>	<i>Máximo</i>
ROA	40213	0,0237	0,1458	-0,7313	0,0081	0,0313	0,0699	0,4257
RA	40213	0,0044	0,1383	-0,7474	0,0017	0,0158	0,0465	0,3502
RCP	40213	0,0481	0,7447	-4,3469	0,0081	0,0543	0,1542	3,3474
PMR	40213	152,5430	145,9601	0,0000	49,6478	113,3044	204,2106	745,1624
PMI	40213	134,4797	207,9724	0,0000	0,0000	36,0746	173,4581	908,6414
PMP	40213	75,2835	91,5396	0,0000	15,6912	47,4915	97,5230	517,2670
CFE	40213	211,3814	220,6597	-1,2e+02	63,9270	142,2916	291,5020	987,6967
Dimensão	40213	12,4500	1,3994	9,6570	11,4586	12,2662	13,2678	16,5198
$\Delta$ Vendas	35680	0,2411	0,9585	-0,8435	-0,3055	0,0000	0,4432	5,2970
Endividamento	40211	0,6546	0,3409	0,0316	0,4449	0,6624	0,8238	2,3565

A tabela 1 apresenta as estatísticas descritivas para o período 2008-2016. As estatísticas descritivas são as seguintes: Número de observações (n), Média, Desvio Padrão, Mínimo, Percentis: 25, 50 (Mediana) e 75, Máximo. As variáveis são as seguintes: ROA = EBIT/Ativo Total; RA = Resultado Líquido/Ativo Total; RCP = Resultado Líquido/Capitais Próprios; PMR = Clientes/Volume de negócios\*365; PMI = Inventários/Volume de negócios\*365; PMP = Fornecedores/Volume de negócios\*365; CFE = PMR+PMI-PMP; Dimensão = ln(Total Ativos);  $\Delta$ Vendas = Volume de Negócios (n)/Volume de Negócios (n-1) -1; Endividamento = Passivo Total/Ativo Total.

Conforme observado na **tabela 1**, a rentabilidade dos capitais próprios (RCP) supera, em média, as restantes medidas de rentabilidade, apresentando um valor de, aproximadamente, 5%. Relativamente às medidas de rentabilidade do ativo - ROA e RA - estas apresentam um valor médio de 2% e 0,4%, respetivamente. No entanto, o RCP é também a medida de rentabilidade que apresenta maior desvio padrão face à média.

O prazo médio de recebimento (PMR) apresenta um valor médio de, aproximadamente, 153 dias, sendo que o valor médio do prazo médio de permanência de inventários em armazém (PMI) é de cerca de 134 dias e que o prazo médio de pagamentos (PMP) apresenta um valor médio de 75 dias. Relativamente ao ciclo financeiro de exploração (CFE), este apresenta um valor médio de 211 dias. O crescimento das vendas é, em média, de 24%, sendo que apresenta um desvio padrão de 96% face a esse valor médio. Quanto ao endividamento, verificamos que o nível médio de endividamento das empresas do setor da construção entre 2008 e 2016 é de cerca de 65%.

A **tabela 2** apresenta os coeficientes de correlação de Pearson e respetiva significância estatística para todas as variáveis que serão utilizadas na análise empírica. De acordo com os resultados apresentados, verificamos uma relação negativa entre os indicadores de rentabilidade (ROA, RA e RCP) e o indicador de gestão do fundo de maneo (CFE) e os componentes da gestão de fundo

de maneiio, prazo médio de recebimentos (PMR), prazo médio de inventários (PMI) e prazo médio de pagamentos (PMP).

A variável Dimensão apresenta uma relação positiva com os indicadores de rentabilidade ROA e RA. Por outro lado, apresenta uma relação negativa com o indicador de rentabilidade RCP. Estes resultados vão ao encontro das evidências demonstradas por Fama e French (2004), que documentam um desempenho financeiro superior das chamadas *small caps* relativamente às empresas de maior dimensão. De acordo com as nossas expectativas, os coeficientes de correlação entre a variável taxa de crescimento das vendas e os indicadores de rentabilidade sugerem uma relação positiva entre a rentabilidade e o crescimento das vendas. Também de acordo com o esperado, a variável Endividamento apresenta um coeficiente de correlação negativo entre os indicadores de rentabilidade ROA e RA. No entanto, observa-se uma relação positiva entre o Endividamento e a rentabilidade dos capitais próprios (RCP), o que pode ser explicado por um efeito positivo da alavancagem na rentabilidade desses capitais.

**Tabela 2 - Matriz de Correlação de Pearson**

	ROA	RA	RCP	PMR	PMI	PMP	CFE	Dimensão	ΔVendas	Endividamento	Crise
<i>ROA</i>	1,0000 6569										
<i>RA</i>	0,9712* 0,0000 40213	1,0000									
<i>RCP</i>	0,2053* 0,0000 40213	0,2066* 0,0000	1,0000								
<i>PMR</i>	-0,0685* 0,0000 40213	- 0,0534* 0,0000	- 0,0351* 0,0000	1,0000							
<i>PMI</i>	-0,0709* 0,0000 40213	- 0,0525* 0,0000	- 0,0417* 0,0000	- 0,0966* 0,0000	1,0000						
<i>PMP</i>	-0,1285* 0,0000 40213	- 0,1110* 0,0000	-0,0079 0,1114 0,0000	0,2507* 0,0000 0,0000	0,2558* 0,0000 0,0000	1,0000					
<i>CFE</i>	-0,0614* 0,0000 40213	- 0,0417* 0,0000	- 0,0592* 0,0000	0,4570* 0,0000 0,0000	0,7464* 0,0000 0,0000	- 0,0115* 0,0216	1,0000				
<i>Dimensão</i>	0,0987* 0,0000 40213	0,1008* 0,0000 40213	- 0,0152* 0,0023	0,1794* 0,0000 40213	0,3329* 0,0000 40213	0,1777* 0,0000 40213	0,3538* 0,0000 40213	1,0000			
<i>ΔVendas</i>	0,1413* 0,0000 35680	0,1274* 0,0000 35680	0,0402* 0,0000 35680	- 0,1522* 0,0000	- 0,1007* 0,0000	- 0,0708* 0,0000	- 0,1649* 0,0000	0,0920* 0,0000 35680	1,0000		
<i>Endividamento</i>	-0,3447* 0,0000 40211	- 0,3736* 0,0000	0,0431* 0,0000 40211	-0,0003 0,9571 40211	0,0785* 0,0000 40211	0,2981* 0,0000 40211	- 0,0458* 0,0000	-0,0543* 0,0000 40211	-0,0051 0,3368 35679	1,0000	
<i>Crise</i>	-0,0035 0,4824 40213	-0,0058 0,2454 40213	- 0,0130* 0,0093	- 0,0623* 0,0000	0,0462* 0,0000 40213	0,0340* 0,0000 40213	- 0,0119* 0,0171	0,0321* 0,0000 40213	0,0757* 0,0000 35680	0,0135* 0,0068 40211	1,0000 40213

A tabela 2 apresenta os coeficientes de correlação de Pearson durante o período 2008-2016. É reportado o coeficiente, o p-value associado e o número de observações. As variáveis são as seguintes: ROA = EBIT/Ativo Total; RA = Resultado Líquido/Ativo Total; RCP = Resultado Líquido/Capitais Próprios; PMR = Clientes/Volume de negócios \* 365; PMI = Inventários/Volume de negócios \* 365; PMP = Fornecedores/Volume de negócios \* 365; CFE = PMR+PMI-PMP; Dimensão = ln(Total Ativos); ΔVendas = Volume de Negócios (n)/Volume de Negócios (n-1) -1; Endividamento = Passivo Total/Ativo Total. Crise é uma variável binária que assume o valor de 1 no período entre 2008-2012, e zero caso contrário. \* indica significância ao nível de, pelo menos, 5%.

#### 4. Análise Empírica

##### 4.1 Hipótese 1 – Análise à relação linear entre as variáveis

Formulamos como hipótese 1 a existência de uma relação negativa entre a rentabilidade e o indicador de gestão de fundo de maneo – o ciclo financeiro de exploração. A hipótese 1 foi decomposta em 3 sub-hipóteses que postulam a existência de relações negativas entre a rentabilidade e o prazo médio de recebimentos e o prazo médio de inventários, e de uma relação

positiva entre a rentabilidade e prazo médio de pagamentos. No sentido de testarmos a hipótese 1, modelamos as equações (1) a (4). Dada a estrutura longitudinal da nossa base de dados, foi aplicado o teste de *Hausman* para se inferir qual o modelo mais adequado: modelo de efeitos fixos ou o modelo de efeitos aleatórios. A hipótese nula do teste é rejeitada, pelo que os efeitos individuais não observados são considerados fixos. De acordo com os resultados destes testes prévios, nas equações seguintes foi incluído um termo que captura essa heterogeneidade não observada ( $\mu_i$ ).

$$R_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 CFE_{i,t} + \beta_2 Dimensão_{i,t} + \beta_3 \Delta Vendas_{i,t} + \beta_4 Endividamento_{i,t} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$$R_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 PMR_{i,t} + \beta_2 Dimensão_{i,t} + \beta_3 \Delta Vendas_{i,t} + \beta_4 Endividamento_{i,t} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$R_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 PMI_{i,t} + \beta_2 Dimensão_{i,t} + \beta_3 \Delta Vendas_{i,t} + \beta_4 Endividamento_{i,t} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$R_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 PMP_{i,t} + \beta_2 Dimensão_{i,t} + \beta_3 \Delta Vendas_{i,t} + \beta_4 Endividamento_{i,t} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

Onde  $i$  identifica as entidades em estudo e  $t$  os períodos de tempo.  $R_{i,t}$  representa as variáveis dependentes: Rentabilidade Operacional do Ativo (ROA), Rentabilidade Líquida do Ativo (RA) e Rentabilidade dos Capitais Próprios (RCP). As variáveis independentes: Ciclo Financeiro de Exploração (CFE), Prazo médio de recebimentos (PMR), Prazo médio de inventários em armazém (PMI) e Prazo médio de pagamentos (PMP). As variáveis de controlo: Dimensão, Taxa de Crescimento das Vendas ( $\Delta Vendas$ ) e Endividamento. O parâmetro  $\mu_i$  mede a heterogeneidade não observável.  $\gamma_t$  corresponde ao conjunto de *dummies* temporais, introduzido para controlar para os efeitos temporais.  $\varepsilon_{i,t}$  é o termo de erro.

A tabela 3 disponibiliza os resultados das estimativas dos coeficientes das equações (1) a (4) utilizando a metodologia dos efeitos fixos. Os resultados demonstram evidência de que a rentabilidade, independentemente da forma como é medida, está negativamente relacionada com os componentes da gestão do fundo de maneió - PMR, PMI e o PMP – e com o indicador de gestão de fundo de maneió – CFE. Isto significa que um aumento em qualquer uma das componentes da gestão do fundo de maneió conduz à diminuição da rentabilidade. Em consonância com os resultados apresentados na matriz de correlação de Pearson, a relação entre

a rentabilidade e a taxa de crescimento das vendas ( $\Delta$ Vendas) é positiva e significativa, sendo a relação com o Endividamento negativa (à exceção da relação com o RCP). A relação entre a rentabilidade e a Dimensão é positiva e significativa.

Estes resultados são consistentes com a literatura anterior (e.g., Jose *et al.*, 1996; Deloof, 2003; Wang, 2002; Lazaridis & Tryfonidis, 2006; García-Teruel & Martínez-Solano, 2007; Nazir & Afza, 2009; Silva, 2011; Gama & Pais, 2015; Silva & Vieira, 2017). No entanto, alguns destes estudos alertam para o problema de as variáveis explicativas serem potencialmente endógenas (e.g., García-Teruel & Martínez-Solano, 2007; Silva, 2011) o que pode enviesar a inferência estatística. Este problema será tratado na próxima subsecção.

**3 - Resultados da análise de regressão utilizando o modelo de efeitos fixos**  
**Tabela**

Equação	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)
Regressão	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
Variável Dependente	ROA	ROA	ROA	ROA	RA	RA	RA	RA	RCP	RCP	RCP	RCP
CFE	-0,0001*** (-10,10)				-0,0001*** (-8,66)				-0,0002** (-6,06)			
PMR		-0,0001*** (-10,28)				-0,0001*** (-8,52)				-0,0002*** (-3,99)		
PMI			-0,0001*** (-10,66)				-0,0001*** (-9,17)				-0,0002*** (-6,06)	
PMP				-0,0001*** (-10,23)				-0,0001*** (-8,48)				-0,0003*** (-3,39)
DIMENSAO	0,0524*** (15,94)	0,0539*** (16,18)	0,0541*** (16,21)	0,0536*** (16,19)	0,0561*** (17,80)	0,0576*** (18,01)	0,0576*** (18,01)	0,0573*** (18,01)	0,0270* (1,71)	0,0390** (2,44)	0,0294* (1,81)	0,0373** (2,34)
ΔVENDAS	0,0117*** (12,57)	0,0117*** (12,19)	0,0122*** (13,28)	0,0113*** (11,50)	0,0091*** (10,74)	0,0090*** (10,24)	0,0095*** (11,33)	0,0087*** (9,64)	0,0214*** (4,16)	0,0180*** (3,52)	0,0228*** (4,57)	0,0167*** (3,16)
ENDIVIDAMENTO	-0,2160*** (-28,86)	-0,2158*** (-28,92)	-0,2068*** (-27,10)	-0,2188*** (-29,34)	-0,2158*** (-29,73)	-0,2156*** (-29,77)	-0,2085*** (-28,10)	-0,2180*** (-30,13)	0,1204*** (4,40)	0,1241*** (4,55)	0,1384*** (4,90)	0,1135*** (4,15)
C	-0,4325*** (-11,09)	-0,4501*** (-11,41)	-0,4552*** (-11,46)	-0,4454*** (-11,36)	-0,5057*** (-13,56)	-0,5222*** (-13,84)	-0,5243*** (-13,84)	-0,5179*** (-13,81)	-0,2803 (-1,46)	-0,4151** (-2,15)	-0,3143 (-1,60)	-0,3899** (-2,03)
Hausman test (P-value)	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0004	0,0000	0,0003	0,0000
Observações	35,679	35,679	35,679	35,679	35,679	35,679	35,679	35,679	35,679	35,679	35,679	35,679
R <sup>2</sup>	0,181	0,180	0,182	0,181	0,189	0,189	0,190	0,189	0,007	0,008	0,007	0,008

A tabela 3 apresenta as estimativas dos coeficientes das equações (1) a (4). As variáveis são as seguintes: ROA = EBIT/Ativo Total; RA = Resultado Líquido/Ativo Total; RCP = Resultado Líquido/Capitais Próprios; PMR = Clientes/Volume de negócios \* 365; PMI = Inventários/Volume de negócios \* 365; PMP = Fornecedores/Volume de negócios \* 365; CFE = PMR+PMI-PMP; Dimensão = ln(Total Ativos); ΔVendas = Volume de Negócios (n)/Volume de Negócios (n-1) -1; Endividamento = Passivo Total/Ativo Total. \*\*\*, \*\* e \* significam significância estatística ao nível de 1%, de 5% e de 10%, respetivamente. C é o termo de interceção que captura a heterogeneidade não observada. O teste de Hausman é um teste estatístico sob a hipótese nula dos efeitos não observáveis serem aleatórios. Só o P-Value do teste de Hausman é reportado. O valor de R quadrado é reportado.

#### 4.1.1 Hipótese 1 – Teste de Robustez

A literatura anterior aponta que a evidência demonstrada relativamente à relação entre a rentabilidade e a gestão do fundo de maneo poderá ser afetada por potenciais problemas de endogeneidade entre as variáveis (e.g., Baños-Caballero *et al.*, 2010). Tal como já referido na secção 3.1, uma forma de ultrapassar este tipo de problemas é através da metodologia das variáveis instrumentais. Assim, após ser testada a exogeneidade das variáveis independentes e ser rejeitada a hipótese nula do teste de Davidson-MacKinnon, que postula que as relações entre as variáveis são exógenas, foram selecionados instrumentos considerados válidos de acordo com o teste estatístico de Hansen, sob a hipótese nula da validade das variáveis instrumentais. A tabela 4 reporta os resultados da estimação das equações (1) a (4) através da metodologia das variáveis instrumentais. Os instrumentos utilizados foram as variáveis independentes desfasadas um e dois períodos, respetivamente. De acordo com o teste de Hansen, em média os instrumentos são considerados válidos, conforme reportado na **Tabela 4**.

Os resultados apresentados na Tabela 4 são semelhantes aos da Tabela 3 relativamente ao sinal, magnitude e significância dos coeficientes, exceto na relação entre a rentabilidade e o prazo médio de recebimentos (PMR), que perde a sua significância estatística. Também a relação entre a rentabilidade e o prazo médio de pagamentos (PMP) assume nesta nova estimação um sinal positivo; este resultado vai ao encontro com o previsto e é consistente com estudos anteriores (e.g., Silva & Vieira, 2017). Os resultados sugerem uma relação negativa e significativa entre a rentabilidade e o indicador de gestão do fundo de maneo – CFE - o que conduz à não rejeição da hipótese 1. A título de exemplo, na regressão 1, quando o CFE aumenta 1 dia, o ROA diminui 0,03%.

Relativamente às relações entre a rentabilidade e os componentes da gestão de fundo de maneo, os resultados não suportam a hipótese 1.a, que postula uma relação negativa entre a rentabilidade e o PMR. No que respeita à relação entre a rentabilidade e o PMI, a evidência suporta a hipótese 1.b dado que os coeficientes são negativos e estatisticamente significativos em todos os modelos. A hipótese 1.c prevê uma relação positiva entre a rentabilidade e o PMP, e os resultados documentam isso mesmo: uma relação positiva e significativa, à exceção da regressão 11 cujo coeficiente não é significativo; assim, os resultados suportam, pelo menos de forma parcial, a hipótese 1.c. Deste modo, nas regressões 4 e 8, quando o PMP aumenta 1 dia a rentabilidade aumenta 0,05%.

**Tabela 4 - Resultados da análise de regressão com recurso a variáveis instrumentais**

Equação	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)
Regressão	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
Variável Dependente	ROA	ROA	ROA	ROA	RA	RA	RA	RA	RCP	RCP	RCP	RCP
<i>CFE</i>	-0,0003*** (-8,49)				-0,0002*** (-8,37)				-0,0004** (-2,27)			
<i>PMR</i>		-0,0001 (-0,83)				-0,0001 (-0,17)				-0,0003 (-1,51)		
<i>PMI</i>			-0,0003*** (-6,42)				-0,0002*** (-6,28)				-0,0004* (-1,88)	
<i>PMP</i>				0,0005*** (6,53)				0,0005*** (7,39)				-0,0002 (-0,64)
<i>DIMENSAO</i>	0,0615*** (12,10)	0,0814*** (13,99)	0,0385*** (6,87)	0,0877*** (15,12)	0,0653*** (13,29)	0,0855*** (15,17)	0,0418*** (7,79)	0,0915*** (16,26)	0,0439* (1,79)	0,0548** (2,02)	0,0348 (1,31)	0,0634** (2,29)
<i>ΔVENDAS</i>	0,0160*** (10,18)	0,0089*** (5,21)	0,0226*** (15,66)	0,0031 (1,50)	0,0140*** (9,36)	0,0066*** (4,06)	0,0203*** (15,22)	0,0010 (0,51)	0,0225** (2,46)	0,0206** (2,45)	0,0289*** (3,84)	0,0125 (1,16)
<i>ENDIVIDAMENTO</i>	-0,2359*** (-25,86)	-0,2248*** (-23,69)	-0,2712*** (-23,65)	-0,2357*** (-25,32)	-0,2348*** (-26,29)	-0,2235*** (-24,04)	-0,2719*** (-24,14)	-0,2339*** (-25,65)	0,1548*** (4,17)	0,1603*** (4,30)	0,1654*** (3,56)	0,1435*** (3,88)
<i>Hansen J test (P-value)</i>	0,1412	0,8074	0,0001	0,3735	0,0989	0,7412	0,0000	0,4712	0,0863	0,5021	0,1139	0,6608
<i>Davidson-MacKinnon test (P-value)</i>	0,0352	0,0000	0,0000	0,0000	0,0080	0,0000	0,0000	0,0000	0,9657	0,6050	0,1995	0,2310
<i>Observações</i>	26,356	26,356	26,356	26,356	26,356	26,356	26,356	26,356	26,356	26,356	26,356	26,356
<i>R<sup>2</sup></i>	0,161	0,148	0,105	0,143	0,169	0,158	0,108	0,151	0,004	0,004	0,003	0,004

A tabela 4 reporta as estimativas dos coeficientes das equações (1) a (4). As variáveis são as seguintes: ROA = EBIT/Ativo Total; RA = Resultado Líquido/Ativo Total; RCP = Resultado Líquido/Capitais Próprios; PMR = Clientes/Volume de negócios \* 365; PMI = Inventários/Volume de negócios \* 365; PMP = Fornecedores/Volume de negócios \* 365; CFE = PMR+PMI-PMP; Dimensão = ln(Total Ativos); ΔVendas = Volume de Negócios (n)/Volume de Negócios (n-1) - 1; Endividamento = Passivo Total/Ativo Total. \*\*\*, \*\* e \* significam significância estatística ao nível de 1%, de 5% e de 10%, respetivamente. C é o termo de interceção que captura a heterogeneidade não observada. O teste de Hansen é um teste estatístico cuja hipótese nula postula que os instrumentos são válidos. O teste de Davidson-MacKinnon é um teste estatístico sob a hipótese nula de que os regressores são exógenos. Só o P-value dos testes são reportados. O valor de R quadrado é reportado.

## 4.2 Hipótese 2 – Análise do impacto da crise nas políticas de gestão do fundo de maneo

De forma a testarmos a existência de diferenças nas políticas de gestão de fundo de maneo em período de crise financeira, as equações inicialmente modeladas (1) a (4) foram reestimadas incluindo uma variável *dummy* que identifica o período de crise financeira e um termo de interação entre essa variável *dummy* e cada variável independente – CFE, PMR, PMI e PMP. O objetivo desta variável de interação é capturar as diferenças na relação entre a rentabilidade e a gestão do fundo de maneo no período de crise em comparação com o período pós-crise. Desta forma, as equações (5) – (8) foram modeladas aplicando a técnica *Difference-in-differences* e estimadas através do método das variáveis instrumentais. A **Tabela 5** apresenta os resultados.

$$R_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 CFE_{i,t} + \beta_2 CFE_{i,t} \times Crise + \beta_3 Crise + \beta_4 Dimensão_{i,t} + \beta_5 \Delta Vendas_{i,t} + \beta_6 Endividamento_{i,t} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

$$R_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 PMR_{i,t} + \beta_2 PMR_{i,t} \times Crise + \beta_3 Crise + \beta_4 Dimensão_{i,t} + \beta_5 \Delta Vendas_{i,t} + \beta_6 Endividamento_{i,t} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

$$R_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 PMI_{i,t} + \beta_2 PMI_{i,t} \times Crise + \beta_3 Crise + \beta_4 Dimensão_{i,t} + \beta_5 \Delta Vendas_{i,t} + \beta_6 Endividamento_{i,t} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

$$R_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 PMP_{i,t} + \beta_2 PMP_{i,t} \times Crise + \beta_3 Crise + \beta_4 Dimensão_{i,t} + \beta_5 \Delta Vendas_{i,t} + \beta_6 Endividamento_{i,t} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{i,t} \quad (8)$$

Nesta análise, as variáveis de interesse são as de interação entre as variáveis independentes e a variável Crise. Neste sentido, os resultados sugerem que, em período de crise, as empresas devem diminuir o PMR e aumentar o PMI para aumentarem a sua rentabilidade, o que é consistente com Love *et al.* (2007) e Yang (2011). No entanto, e ao contrário do documentado por Love *et al.* (2007) e Yang (2011), a nossa evidência demonstra uma relação negativa entre a rentabilidade económica e o prazo médio de pagamentos em período de crise, logo uma diminuição do PMP conduz a um aumento da rentabilidade. Uma explicação razoável para este resultado é o facto de as empresas aproveitarem potenciais descontos de pronto pagamento concedidos pelos fornecedores. Quanto à relação entre a rentabilidade e o CFE, os resultados apontam para diferenças não significativas em relação à rentabilidade económica, sendo que a diminuição do CFE aparenta ter efeitos positivos na rentabilidade financeira. Posto isto, e dada a mistura de evidências demonstradas nos resultados, a hipótese 2 é rejeitada.

**Tabela 5 - Resultados da análise *Difference-in-Differences***

Equação	(5)	(6)	(7)	(8)	(5)	(6)	(7)	(8)	(5)	(6)	(7)	(8)
Regressão	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
Variável Dependente	ROA	ROA	ROA	ROA	RA	RA	RA	RA	RCP	RCP	RCP	RCP
CFE	-0,0003*** (-8,35)				-0,0003*** (-8,15)				-0,0004*** (-2,64)			
CFE*CRISE	-0,0001 (-0,06)				-0,0001 (-0,93)				-0,0004** (-2,45)			
PMR		-0,0001 (-0,53)				0,0001 (0,20)				-0,0003* (-1,71)		
PMR*CRISE		-0,0001*** (-3,89)				-0,0002*** (-4,70)				-0,0007*** (-3,38)		
PMI			-0,0003*** (-6,44)				-0,0003*** (-6,24)				-0,0004* (-1,72)	
PMI*CRISE			0,0001** (2,22)				0,0001* (1,96)				-0,0001 (-0,39)	
PMP				0,0006*** (7,40)				0,0006*** (8,19)				-0,0001 (-0,33)
PMP*CRISE				-0,0003*** (-4,61)				-0,0003*** (-4,63)				-0,0002 (-0,56)
CRISE	0,0177*** (3,15)	-0,0014 (-0,46)	0,0179*** (3,74)	-0,0045 (-0,82)	0,0213*** (3,92)	-0,0014 (-0,46)	0,0171*** (3,65)	-0,0006 (-0,12)	0,0750** (2,27)	-0,0054 (-0,32)	-0,0032 (-0,13)	0,0459 (1,48)
DIMENSAO	0,0661*** (12,71)	0,0787*** (13,77)	0,0424*** (7,74)	0,0896*** (15,05)	0,0705*** (14,01)	0,0831*** (15,04)	0,0456*** (8,72)	0,0949*** (16,36)	0,0786*** (3,07)	0,0574** (2,13)	0,0376 (1,41)	0,1014*** (3,55)
ΔVENDAS	0,0146*** (9,04)	0,0093*** (5,53)	0,0220*** (15,31)	0,0026 (1,25)	0,0124*** (8,11)	0,0070*** (4,37)	0,0199*** (14,99)	0,0001 (0,05)	0,0119 (1,24)	0,0207** (2,44)	0,0295*** (3,85)	0,0000 (0,00)
ENDIVIDAMENTO	-0,2306*** (-24,59)	-0,2259*** (-23,77)	-0,2707*** (-23,77)	-0,2353*** (-25,18)	-0,2289*** (-24,91)	-0,2245*** (-24,12)	-0,2720*** (-24,37)	-0,2331*** (-25,39)	0,1690*** (4,50)	0,1618*** (4,35)	0,1643*** (3,54)	0,1482*** (3,98)
Hansen J test (P-value)	0,1261	0,5082	0,4513	0,0026	0,0841	0,3621	0,4327	0,0014	0,3278	0,5069	0,5479	0,1061
Observações	26,356	26,356	26,356	26,356	26,356	26,356	26,356	26,356	26,356	26,356	26,356	26,356
R <sup>2</sup>	0,160	0,150	0,111	0,139	0,167	0,160	0,113	0,144	-0,001	0,004	0,003	-0,000

A Tabela 5 apresenta as estimativas dos coeficientes das equações (5) a (8). As variáveis são as seguintes: ROA = EBIT/Ativo Total; RA = Resultado Líquido/Ativo Total; RCP = Resultado Líquido/Capitais Próprios; PMR = Clientes/Volume de negócios \* 365; PMI = Inventários/Volume de negócios \* 365; PMP = Fornecedores/Volume de negócios \* 365; CFE = PMR+PMI-PMP; Dimensão = ln(Total Ativos); ΔVendas = Volume de Negócios (n)/Volume de Negócios (n-1) -1; Endividamento = Passivo Total/Ativo Total. \*\*\*, \*\* e \* significam significância estatística ao nível de 1%, de 5% e de 10%, respetivamente. C é o termo de interação que captura a heterogeneidade não observada. Crise é uma variável binária que assume o valor de 1 no período entre 2008-2012, e zero caso contrário. As variáveis de interação: CFE\*CRISE, PMR\*CRISE, PMI\*CRISE e PMP\*CRISE, resultam do produto entre cada variável independente e a variável Crise. O teste de Hansen é um teste estatístico cuja hipótese nula postula que os instrumentos são válidos. Só o P-value dos teste é reportado. O valor de R quadrado é reportado.

### 4.3 Hipótese 3 – Análise à relação não linear entre a Rendibilidade e o Ciclo Financeiro de Exploração

Uma corrente de estudos anteriores iniciada por Baños-Caballero *et al.* (2011) evidencia uma relação não linear, nomeadamente côncava, entre a rendibilidade e a gestão de fundo de maneo. Deste modo, os autores identificam um ponto ótimo de investimento em fundo de maneo que corresponde ao ponto de rendibilidade máxima. Seguindo esta intuição, formulamos a hipótese 3 que postula uma relação não linear (côncava) entre a rendibilidade e a gestão de fundo de maneo, medida pelo CFE. De modo a testarmos a hipótese 3, modelamos a seguinte equação:

$$R_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 CFE_{i,t} + \beta_2 CFE^2_{i,t} + \beta_3 Dimensão_{i,t} + \beta_4 \Delta Vendas_{i,t} + \beta_5 Endividamento_{i,t} + \mu_1 + \gamma_t + \varepsilon_{i,t} \quad (9)$$

Para testarmos uma relação não linear (côncava) entre a rendibilidade e o CFE, foi introduzido o parâmetro quadrático da variável CFE. As restantes variáveis são as mesmas utilizadas nas equações (1) a (4). A equação (9) foi estimada com recurso à metodologia de efeitos fixos e variáveis instrumentais. **A tabela 6** apresenta os resultados.

**Tabela 6** - Resultados da análise de regressão à relação não-linear entre a rendibilidade e o CFE

Equação	(9)		
Regressão	(1)	(2)	(3)
<i>Variável Dependente</i>	ROA	RA	RCP
CFE	-0,0006*** (-6,96)	-0,0006*** (-6,99)	-0,0006 (-1,18)
CFE <sup>2</sup>	5,01e-07*** (4,14)	4,81e-07*** (4,13)	3,06e-07 (0,40)
DIMENSAO	0,0890*** (15,18)	0,0930*** (16,33)	0,0662** (2,41)
ΔVENDAS	0,0033 (1,62)	0,0011 (0,57)	0,0117 (1,09)
ENDIVIDAMENTO	-0,2454*** (-24,94)	-0,2433*** (-25,23)	0,1373*** (3,39)
Hansen test (P-value)	0,7001	0,7204	0,7092
Observações	26,356	26,356	26,356
R <sup>2</sup>	0,130	0,138	0,004

A tabela 6 reporta as estimativas dos coeficientes da equação (9). As variáveis são as seguintes: ROA = EBIT/Ativo Total; RA = Resultado Líquido/Ativo Total; RCP = Resultado Líquido/Capitais Próprios; CFE = PMR+PMI-PMP; CFE<sup>2</sup> = CFE<sup>2</sup>; Dimensão = ln(Total Ativos); ΔVendas = Volume de Negócios (n)/Volume de Negócios (n-1) - 1; Endividamento = Passivo Total/Ativo Total. \*\*\*, \*\* e \* significam significância estatística ao nível de 1%, de 5% e de 10%, respetivamente. O teste de Hansen é um teste estatístico cuja hipótese nula postula que os instrumentos são válidos. Só o P-value do teste Hansen é reportado. O valor de R quadrado é reportado.

A relação entre a rendibilidade e o CFE só poderá ser considerada côncava, isto é, só poderá atingir um ponto máximo se o coeficiente de  $\beta_2$  for negativo. Como observado na Tabela 6, apesar dos coeficientes do CFE e do seu termo quadrático serem estatisticamente significativos nas regressões (1) e (2), o sinal é contrário ao esperado. De acordo com os resultados reportados, verificamos que existe uma relação negativa entre a rendibilidade e o CFE, mas positiva entre a

rentabilidade e o CFE<sup>2</sup>, exceto na última regressão. Estes resultados sugerem uma relação não linear entre a rentabilidade económica e a gestão de fundo de maneo, mas ao contrário do esperado, a relação não é côncava, mas sim convexa. Estudos anteriores que analisaram a mesma relação para o contexto Português (Silva, 2011; Gomes, 2013; Gama & Pais, 2015) documentaram relações côncavas entre a rentabilidade e o indicador de gestão e fundo de maneo. Uma possível justificação para a nossa evidência é que a rentabilidade das empresas do setor da construção aumenta para um determinado nível de investimento em fundo de maneo. Assim, quando o investimento em fundo de maneo não atinge esse determinado montante, a rentabilidade diminui e só inverte essa tendência quando a empresa aumenta o investimento em fundo de maneo. Esse investimento em fundo de maneo necessário pode ser vital para evitar paragens no processo produtivo, o que pode colocar em causa a sustentabilidade futura da empresa.

Posto isto, os resultados não suportam a hipótese 3.

## 5. Conclusão

O principal objetivo deste trabalho consiste em analisar a relação entre o desempenho económico-financeiro, medido pela rentabilidade, e a gestão financeira de curto prazo, nomeadamente, a gestão de fundo de maneo das empresas portuguesas do setor da construção medida pelo indicador Ciclo Financeiro de Exploração.

Neste sentido, os resultados demonstram uma relação linear negativa entre a rentabilidade e o indicador de gestão financeira de curto prazo, concluindo-se assim que os gestores podem melhorar a rentabilidade das suas empresas através da redução do ciclo financeiro de exploração. Estes resultados são consistentes com a literatura anterior (e.g., Jose *et al.*, 1996; Deloof, 2003; Wang, 2002; Valadas, 2005; Lazaridis & Tryfonidis, 2006; García-Teruel & Martínez-Solano, 2007; Nazir & Afza, 2009; Silva, 2011; Gama & Pais, 2015; Silva & Vieira, 2017). De igual forma, foi demonstrado que uma diminuição do prazo médio de permanência de inventários em armazém está associada a uma maior rentabilidade. Por outro lado, um aumento do prazo médio de pagamentos está associado a uma maior rentabilidade, o que sugere que empresas que negociam com os seus fornecedores a dilatação dos prazos de pagamento melhoram o seu desempenho económico.

Em consonância com estudos anteriores (Baños-Caballero *et al.*, 2011; Silva, 2011; Gomes, 2013; Gama & Pais, 2015), testamos a existência de uma relação não linear (côncava) entre a

rendibilidade e a gestão de fundo de maneiio; os nossos resultados suportam uma relação não linear, mas convexa e não côncava, pelo que a nossa hipótese de relação côncava entre as variáveis é rejeitada.

Em conclusão, as empresas do setor da construção devem focar-se em diminuir os prazos médios de inventários em armazém e negociar com os fornecedores prazos de pagamento mais alargados de modo a aumentar a sua rendibilidade económica e financeira. No entanto, em períodos de crise, as empresas devem ajustar as suas políticas de gestão de fundo de maneiio. Neste sentido, os nossos resultados sugerem que, em período de crise financeira, uma diminuição no prazo médio de recebimentos tem um impacto positivo na rendibilidade, assim como um aumento no prazo médio de inventários em armazém e uma diminuição no prazo de pagamento aos fornecedores.

### Referências Bibliográficas

- Banco de Portugal, (2016). Nota de Informação Estatística - Análise do setor da construção 2011-2016.
- Baños-Caballero, S., García-Teruel, P. & Martínez-Solano, P. (2010), “Working capital management in SME’s”, *Accounting and Finance*, 50(3), 511-527.
- Baños-Caballero, S., García-Teruel, P. & Martínez-Solano, P. (2011), “How does working capital management affect Spanish SMEs profitability?”, *Small Business Economics*, 36, 1-13.
- Blinder, A. S. & Maccini, L. J. (1991), “The resurgence of inventory research: what have we learned?” *Journal of Economic Survey*, 5(4), 291-328.
- Cameron, A. C., & Trivedi, P. K. (2009). *Microeconometrics Using Stata*. Texas: Stata Press.
- Deloof, M. (2003). "Does working capital management affects profitability of Belgian firms?", *Journal of Business Finance and Accounting*, 30(3), 573–587.
- European Central Bank, (2016, 27 July). Monetary developments in the euro area. ECB.
- European Commission, (2009). Economic crisis in Europe: causes, consequences and responses. European Economy 2009, 7.
- Fama, E.F. & French, K R. (2004), “The Capital Asset Pricing Model: Theory and Evidence”, *Journal of Economic Perspectives*, 18(3), 25-46.
- Fazzari, S.M. & Petersen, B. (1993), “Working capital and fixed investment: new evidence on financing constraints”, *Rand Journal of Economics*, 24(3), 328-342.
- Gama, P. & Pais, M. (2015) “Working capital management and SMEs profitability: Portuguese evidence”, *International Journal of Managerial Finance*. 11(3), 341-358.
- García-Teruel, P. & Martínez-Solano, P. (2007), “Effects of working capital management on SME profitability”, *International Journal of Managerial Finance*, 3(2), 164-77.
- Gomes, D. (2013), “How does working capital management affect firms’ profitability? – Evidence from Portugal”, Dissertação de Mestrado em Finanças, Instituto Superior de Economia e Gestão, Universidade Técnica de Lisboa, Lisboa.
- Hausman, J.A. (1978), “Specification tests in econometrics”, *The Econometric Society*, 46(6), 1251-1271.
- Hawawini, G., Viallet, C. & Vora, A. (1986), “Industry influence on corporate working capital decisions”, *Sloan Management Review*, 27(4), 15-24.
- Jose, M.L., Lancaster, C. & Stevens, J.L. (1996), “Corporate return and cash conversion cycle”, *Journal of Economics and Finance*, 20, 33-46.
- Lazaridis, I & Tryfonidis, D. (2006), “Relationship Between Working Capital Management and

- Profitability of Listed Companies in the Athens Stock Exchange”. *Journal of Financial Management and Analysis*, 19(1), 26-38.
- Love, I., Preve, L. A., & Sarria-Allende, V. (2007). "Trade credit and bank credit: Evidence from recent financial crises". *Journal of Financial Economics*, 83(2), 453-469.
- Nazir, M & Afza, T. (2009), “Impact of Aggressive Working Capital Management Policy on Firms’ Profitability”. *The IUP Journal of Applied Finance*, 15(8), 19-30.
- Petersen, M.A. & Rajan, R.G. (1997), “Trade credit: theories and evidence”, *Review of Financial Studies*, 10(3), 661-691.
- Shin, H.H. & Soenen, L. (1998), “Efficiency of working capital and corporate profitability”, *Financial Practice and Education*, 8, 37-45.
- Silva, F. & Carreira, C. (2010), “Measuring firms’ financial constraints: Evidence for Portugal through different approaches” Estudos do GEMF, Faculdade de Economia, Universidade de Coimbra, Coimbra.
- Silva, L. R. & Vieira, E. S. (2017), “O equilíbrio financeiro de curto prazo e a rentabilidade das empresas portuguesas”, *Revista Estudos do ISCA, Série IV*, 15, 1-31.
- Silva, S. (2011), “Effects of Working Capital Management on the Profitability of Portuguese Manufacturing Firms”, *Dissertação de Mestrado em Finanças, Escola de Economia e Gestão, Universidade do Minho, Braga*.
- Smith, K. (1980), “Profitability versus liquidity tradeoffs in working capital management”, in Smith, K.V. (Ed.), *Readings on the Management of Working Capital, West Publishing Company, St Paul, MN*, 549-562.
- Soenen, L. (1993) “Cash conversion cycle and corporate profitability”, *Journal of Cash Management*, 13(4), 53-57.
- Valadas, J.C. (2005), “O impacto do ciclo de exploração na rentabilidade das empresas portuguesas – Um estudo empírico”, *Dissertação de Mestrado em Gestão, Instituto Superior de Economia e Gestão, Universidade Técnica de Lisboa, Lisboa*.
- Wang, Y.J. (2002), “Liquidity management, operating performance, and corporate value: evidence from Japan and Taiwan”, *Journal of Multinational Financial Management*, 12, 159-169.
- Weinraub, H. J., & Visscher, S. (1998). Industry Practice Relating to Aggressive Conservative Working Capital Policies. *Journal of Financial and Strategic Decision*, 11(2), 11-18.
- Yang, X. (2011). "The role of trade credit in the recent subprime financial crisis". *Journal of Economics and Business*, 63(5), 517-529.