

Impacto da Gestão de Fundo de Maneio no Desempenho Económico e Financeiro das Empresas Exportadoras da Indústria Manufatureira Portuguesa.

Impact of Management Fund Management on the Economic and Financial Performance of Exporting Companies of the Portuguese Manufacturing Industry.

Mafalda Pinto¹

Armando Silva²

Sónia Silva³

RESUMO

O objetivo deste trabalho consiste em estudar, de forma empírica, o impacto das decisões de gestão de fundo de maneio no desempenho económico e financeiro das empresas industriais exportadoras portuguesas. Para este efeito, é utilizada uma amostra de empresas da indústria manufatureira portuguesa durante o período de 2010 a 2015. O desempenho económico é medido através da rentabilidade económica e o desempenho financeiro através da rentabilidade dos capitais investidos, enquanto a gestão de fundo de maneio é avaliada através do ciclo financeiro de exploração. A análise empírica foi conduzida através da aplicação de diversas metodologias de dados em painel.

Os resultados obtidos demonstram evidência que a diminuição do ciclo financeiro de exploração conduz a um aumento na rentabilidade. Além disso, uma redução do tempo médio de recebimentos e do tempo médio de inventários em armazém conduz a um aumento na rentabilidade das empresas exportadoras.

Adicionalmente, os nossos resultados demonstram que existem diferenças significativas ao nível do efeito do tempo médio de inventários (sobre a rentabilidade) entre empresas que apenas exportam para a União Europeia (UE) e empresas que exportam para a UE e resto do mundo, o que parece também explicar as diferenças encontradas no efeito do ciclo financeiro de exploração entre os 2 grupos referidos.

Palavras Chave: Gestão do Fundo de Maneio, Rentabilidade, Ciclo financeiro de exploração, Empresas exportadoras.

¹ ISCAP, mafa_pinto@hotmail.com

² ISCAP, CEFUP, armandosilva@eu.ipp.pt

³ Escola Economia e Gestão, Universidade Minho, ISAG, sonianogsilva@gmail.com

ABSTRACT

The aim of this work is to study, empirically, the impact of the working capital management on the economic and financial performance of the Portuguese exporting firms. For this purpose, is used a sample of Portuguese manufacturing companies covering the period 2010-2015. The economic profitability is measured by the return on assets ratio and the financial profitability is measured by the return on investment ratio, whereas the working capital management is appraisal by the net trade cycle indicator. The empirical analysis was conducted under panel data methodology.

The results provide evidence that a reduction in net trade cycle drives to an increase in profitability. Furthermore, a reduction in the average number of days of accounts receivable and in the average number of days inventories leads to an increase in firms' profitability.

In addition, we investigate the differences in working capital management between firms that only export to the European Union and firms that export to countries other than the European Union member states; our results show that there are significant differences in the average number of days inventories, which seems to explain the differences found in the net trade cycle.

Keywords: Working Capital Management, Profitability, Net Trade Cycle, Exporting Companies

Received on: 2018.01.31

Approved on: 2018.03.07

Evaluated by a double blind review system

INTRODUÇÃO

Os estudos anteriores sobre o impacto das decisões financeiras na rentabilidade das empresas focam-se, maioritariamente, em decisões financeiras de longo prazo (García-Teruel & Martínez-Solano, 2007), esquecendo a importância crucial das decisões financeiras de curto prazo no desempenho (a vários níveis) das empresas. Neste sentido, vários estudos (p.e., Wang, 2002; Deloof, 2003; Valadas, 2005; García-Teruel & Martínez-Solano, 2007) apontam para o impacto significativo da gestão de curto prazo, nomeadamente a gestão de fundo de maneio, no desempenho económico e financeiro das empresas.

Globalmente, a gestão de fundo de maneio pode ser caracterizada como conservadora ou agressiva. A maioria dos estudos empíricos anteriores evidenciaram que as políticas agressivas podem aumentar a rentabilidade das empresas (p.e., Jose, Lancaster, & Stevens, 1996; Shin & Soenen, 1998; Wang, 2002; Deloof, 2003; Valadas, 2005; García-Teruel & Martínez-Solano, 2007). Contudo, outros estudos existem argumentando que as políticas conservadoras de capital podem aumentar as vendas e a rentabilidade (p.e., Petersen & Rajan, 1997).

Neste contexto, este trabalho tem como principal objetivo investigar o impacto da gestão de fundo de maneio na rentabilidade das empresas exportadoras portuguesas da indústria manufatureira. O período de análise é de seis anos (entre 2010 a 2015) e a amostra foi recolhida na base de dados SABI sendo formada por empresas de pequena e média dimensão (PME). Neste estudo, embora só se considerem empresas exportadoras, diferenciam-se 2 grupos: empresas que exportam só para os estados-membros da UE e empresas que exportam tanto para estados-membros da UE como para o resto do mundo.

A gestão do fundo de maneio será medida através da duração do ciclo financeiro de exploração (CFE). A rentabilidade económica será medida através dos rácios da rentabilidade operacional do ativo (ROA) e da rentabilidade líquida do Ativo (RA), enquanto o desempenho financeiro será medido através do rácio da rentabilidade do investimento (ROI). Serão aplicadas metodologias de dados em painel para testar as relações entre variáveis.

Os nossos resultados demonstram (no conjunto da amostra) evidências de uma relação negativa entre a rentabilidade e o ciclo financeiro de exploração, o tempo médio de

recebimentos e o tempo médio de inventários em armazém; assim, sugere-se que uma diminuição num desses indicadores conduz a um potencial aumento na rendibilidade.

Por outro lado, considerando as diferenças entre os 2 grupos de exportadoras, os nossos resultados demonstram que existem diferenças significativas, entre os grupos, no tempo médio de inventários, que parece conduzir a diferenças encontradas no ciclo financeiro de exploração entre os referidos grupos de empresas. Além disso, a relação entre as medidas de rendibilidade e o ciclo financeiro de exploração (nas empresas que exportam para dentro e fora da eu) é positiva, o sugere que um aumento no investimento em fundo de maneio, neste caso em inventários, tem um impacto positivo na rendibilidade das empresas exportadoras mais globais.

Este trabalho está organizado da seguinte forma: após a introdução será apresentada breve revisão de literatura relacionada com a gestão de fundo de maneio e sua relação com a rendibilidade. De seguida, descreve-se a amostra e variáveis usadas, bem como as hipóteses que se pretendem testar e a metodologia utilizada. Por fim, apresentam-se os principais resultados empíricos, seguidos das conclusões gerais da investigação.

1. REVISÃO DE LITERATURA E HIPÓTESES DE INVESTIGAÇÃO

A análise do Ciclo Financeiro de Exploração (CFE) revela-se de suma importância na gestão de fundo de maneio, dado o seu impacto significativo no equilíbrio financeiro da empresa (p.e., Richards & Laughlin, 1980). No entanto, a literatura anterior demonstrou que o impacto da gestão de fundo de maneio não é só importante no equilíbrio financeiro, como também se revela um parâmetro explicativo da rendibilidade. Neste contexto, existem vários estudos realizados em diferentes países que evidenciaram um impacto significativo da gestão de fundo de maneio sobre a rendibilidade das empresas (p.e Jose et al., 1996; Deloof, 2003; Wang, 2002; Valadas, 2005; García-Teruel & Martinez-Solano, 2007).

De forma geral, são muito mais numerosos os estudos que demonstraram a existência de uma relação inversa (e estatisticamente significativa) entre a rendibilidade e a gestão do

fundo de maneio (medida pelo CFE ou pelo *Cash Conversion Cycle* - CCC⁴), sugerindo que uma política de gestão de fundo de maneio agressiva corresponde a uma das formas possíveis de aumentar a eficiência do desempenho dos capitais totais investidos na empresa, independentemente da sua origem (p.e., Wang, 2002; Deloof, 2003; Valadas, 2005; García-Teruel & Martínez-Solano, 2007). Assim, o *trade-off* entre a rendibilidade e o risco torna-se uma questão cada vez mais importante, uma vez que as decisões financeiras que potenciam a rendibilidade tendem a aumentar o risco, e *vice-versa* (Smith, 1980).

De acordo com Weinraub e Visscher (1998), que estudaram a adoção de políticas agressivas/conservadoras de gestão de fundo de maneio para empresas norte-americanas, uma política financeira de curto prazo agressiva promove uma maior rendibilidade, um maior risco e um menor nível de fundo de maneio, ao contrário de uma política financeira de curto prazo conservadora. Os riscos aos quais a empresa está exposta ao adotar uma política agressiva de fundo de maneio relacionam-se com a diminuição das vendas, ao reduzir o prazo de recebimentos (p.e., Emery, 1987; Petersen & Rajan, 1997; Smith, 1987), com a interrupção do ciclo de exploração devido a rutura de inventários (p.e, Blinder & Maccini, 1991; Carpenter, Fazzari, Petersen, Kashyap & Friedman, 1994) e com o aumento dos prazos médios de pagamentos que potencia um aumento do custo do crédito comercial devido ao não aproveitamento de descontos de pronto pagamento (p.e, Ng, Smith, & Smith, 1999; Wilner, 2000; Baños-Caballero, García-Teruel, & Martínez-Solano, 2010).

No entanto, a adoção de políticas de fundo de maneio conservadoras ou agressivas também dependem das características intrínsecas de cada empresa. Nesse sentido, Baños-Caballero et al. (2010) encontraram evidências que as empresas mais velhas, de maior dimensão e com maiores fluxos de caixa possuem um CFE mais longo, o que significa a adoção de políticas mais conservadoras de gestão do fundo de maneio. Por outro lado, os autores documentam que as empresas com maior alavancagem financeira, maiores oportunidades de crescimento, maior investimento em ativo fixo e uma rendibilidade do ativo mais elevada adotam uma política de gestão do fundo de maneio

⁴ A nossa escolha do CFE em detrimento do CCC prende-se com o facto de todos os componentes incluídos serem medidos em função das vendas, enquanto o indicador CCC é um somatório de prazos médios de retenção que são calculados em função de diferentes grandezas.

mais agressiva. Estes resultados sugerem que o custo do financiamento externo tem efeito negativo no ciclo financeiro de exploração das empresas, o que indicia que o grau de restrições financeiras sentidas pelas empresas tem impacto na hora de definirem a sua política de gestão do fundo de maneio (p.e., Danielson & Scott, 2000).

Dado o aludido *trade-off* entre rendibilidade e risco, um dos grandes objetivos na investigação da gestão de curto prazo foi o de identificar um ponto ótimo de investimento que maximizasse o rácio de benefício/custo de investir em fundo de maneio (Gitman, 2006:512). A grande questão que se colocava era como quantificar esse ponto ótimo de investimento em fundo de maneio, ultrapassando a limitação dos estudos anteriores que se baseavam numa relação linear entre a rendibilidade e a gestão de fundo de maneio.

Baños-Caballero et al. (2012) avaliaram esse tópico e encontraram evidências de que a relação entre a rendibilidade e o CCC não é linear, mas sim côncava. Tal evidência significa que a relação entre a rendibilidade e o CCC é positiva para níveis mais baixos de investimento em fundo de maneio, sendo negativa para níveis mais elevados de investimento em fundo de maneio. Tal resultado indica que há um nível de fundo de maneio ótimo que maximiza a rendibilidade das empresas e que equilibra os benefícios e os custos de investir em ativos correntes.

Independentemente de tudo o que se referiu, há uma característica transversal a todos os estudos referenciados que é o facto de se dedicarem a analisar a gestão de fundo de maneio das empresas sem distinguir as eventuais diferenças que possam existir entre empresas operam somente no mercado doméstico e as internacionalizadas; na verdade, as evidências, no que diz respeito à gestão do fundo de maneio de empresas exportadoras, continuam a ser escassas, facto que motivou o presente estudo. Nesta sequência e em linha com as evidências documentadas em estudos anteriores (p.e., Jose et al., 1996; Deloof, 2003; Wang, 2002; Valadas, 2005; García-Teruel & Martínez-Solano, 2007), pretende-se testar as seguintes hipóteses:

Hipótese 1. Existe uma relação negativa entre a rendibilidade e os tempos médios de recebimentos e de inventários.

Hipótese 2. Existe uma relação negativa entre a rendibilidade e o tempo médio de pagamentos.

Hipótese 3. Existe uma relação negativa entre a rendibilidade e o ciclo financeiro de exploração.

Complementarmente, é um facto estilizado que a maioria das empresas exportadoras sediadas em Portugal tem como principais destinos os Estados-membros da UE. Este número é justificado pela proximidade geográfica, comportamentos de consumo semelhantes, entre outras características que mitigam o risco da atividade de exportação. Neste contexto, é esperado que a gestão de fundo de maneio das empresas que exportam somente para a UE seja mais agressiva do que a gestão de fundo de maneio das empresas que exportam para dentro e fora da UE. Assim, iremos testar a seguinte hipótese:

Hipótese 4: A gestão de fundo de maneio, medida pelo ciclo financeiro de exploração, é diferente entre empresas que exportam somente para a UE e as empresas que exportam para a UE e para o resto do mundo.

2. AMOSTRA, VARIÁVEIS E EQUAÇÕES EM TESTE

Os dados de natureza financeira necessários à realização deste estudo foram recolhidos na base de dados SABI. Foi selecionado e analisado o universo de empresas consideradas exportadoras e disponíveis na SABI, pertencentes ao setor manufatureiro que inclui os Códigos de Atividade Económica (CAE) 10 a 33, com um volume de negócios de valor igual ou superior a dois milhões de euros até ao limite de cinquenta milhões de euros e com número mínimo de dez e o número máximo de duzentos e cinquenta de trabalhadores (estes critérios correspondem à definição de PME de acordo com a diretiva europeia de 2003/361/CE). O período⁵ da amostra selecionada é de seis anos, entre 2010 a 2015.

Foram excluídas as empresas que não possuíam informações sobre os itens necessários para calcular as variáveis dependentes, independentes e de controlo. Também as observações com anomalias foram eliminadas, como é o caso de variáveis com valores negativos inexplicáveis. Além dos filtros já descritos, foram eliminadas as observações

⁵ O período selecionado tem início com a adoção do novo normativo contabilístico em 2010. Desta forma, a mensuração de várias variáveis que serão utilizadas neste estudo não será afetada por diferentes normas contabilísticas.

cujos prazos médios de recebimentos e pagamentos ultrapassassem os 1000 dias, dado resultarem de observações anómalas não eliminadas pela adoção dos filtros acima apontados.

A amostra final é um painel de dados não balanceados que contém 6.569 observações, relativas a 1.571 empresas exportadoras pertencentes à indústria manufatureira ao longo do período 2010 a 2015. Assim, estão incluídas na amostra empresas exportadoras só para países da UE e empresas que além de exportarem para países da UE, exportam também para o resto do mundo.

As variáveis utilizadas neste estudo foram construídas com base na evidência apontada pela literatura anterior (p.e., Deloof, 2003), dedicada a analisar o *trade-off* que a gestão das necessidades de fundo de maneio promove entre liquidez e rentabilidade.

Todas as variáveis foram submetidas a um processo de *winsorizing*⁶ ao nível de 1% em cada cauda, a fim de evitar problemas de enviesamento da inferência estatística provocado por potenciais *outliers* na análise empírica.

2.1. Variáveis dependentes

Os estudos anteriores usam diferentes medidas de rentabilidade, tais como o rácio da rentabilidade operacional do ativo e o rácio da rentabilidade do investimento (p.e., Deloof, 2003; Bagchi, Chakrabarti, & Roy, 2012). Deste modo, utilizamos como variáveis dependentes os seguintes rácios:

- Rentabilidade operacional do ativo: $ROA = (EBIT^7 / \text{Ativo Total})$
- Rentabilidade Líquida do Ativo: $RA = (\text{Resultado líquido} / \text{Ativo Total})$
- Rentabilidade do Investimento Total: $ROI = (\text{Resultado Líquido} + \text{Custos Financeiros}) / (\text{Capitais Investidos}^8)$

⁶ *Winsorizing* é um procedimento estatístico que tem por objetivo que os valores extremos das variáveis inferiores ao percentil 1 e superiores ao percentil 99 sejam igualados ao respetivo percentil.

⁷ EBIT é o acrónimo de *Earnings Before Interest and Taxes* e corresponde aos resultados antes de juros e impostos.

⁸ Os capitais investidos foram medidos de acordo com Neves (2012:358): Ativo Fixo + Necessidades em Fundo de Maneio + Tesouraria Ativa.

2.2. Variáveis independentes

De acordo com os estudos anteriores (p.e., Jose et al., 1996; Shin & Soenen, 1998; Wang, 2002; Deloof, 2003; Valadas, 2005; García-Teruel & Martínez-Solano 2007) as variáveis explicativas são os componentes do indicador da gestão de fundo de maneio, assim como o próprio indicador de gestão do fundo de maneio. No entanto, e em consonância com Shin e Soenen (1998), o indicador de gestão de fundo de maneio utilizado neste estudo é o CFE, que é um indicador das necessidades de fundo de maneio medido em dias e em função do volume de negócios, daí ser geralmente designado como medido em dias de vendas.

2.2.1. Indicadores de gestão de fundo de maneio

Tempo médio de recebimento: $TMR = [(Clientes / Volume \text{ de negócios}) * 365 \text{ dias}]$

Tempo médio de pagamento: $TMP = [(Fornecedores / Volume \text{ de negócios}) * 365 \text{ dias}]$

Tempo médio de inventários: $TMI = [(Inventários / Volume \text{ de negócios}) * 365 \text{ dias}]$

Ciclo Financeiro de Exploração: $CFE = [TMR+TME-TMP]$.

As restantes variáveis utilizadas na análise empírica são consideradas como variáveis de controlo:

- Dimensão, medida pelo logaritmo do ativo total.
- Endividamento: $[\text{Passivo financeiro curto Prazo/Passivo Total}]$.
- Crescimento das Vendas: $\Delta Vendas = [\text{Volume de Negócios (n) / Volume de Negócios (n-1) - 1}]$.

2.3. Estatística Descritiva

A Tabela 1 apresenta estatísticas descritivas das variáveis dependentes, independentes e de controlo da amostra global, entre 2010-2015.

Tabela 1 - Estatísticas descritivas da amostra global

Variável	n	Média	Desvio Padrão	Mínimo	0,25	Mediana	0,75	Máximo
ROA	6569	0,0233	0,1043	-0,4590	0,0082	0,0280	0,0604	0,3030
RA	6569	0,0040	0,0979	-0,4730	0,0009	0,0103	0,0378	0,2392
ROI	2240	0,0044	0,1569	-0,9455	0,0016	0,0128	0,0493	0,3896
TMR	6569	121,9351	89,3356	5,703	62,0220	103,2667	155,3129	499,2521
TMI	6569	89,2329	124,6055	0,1668	14,3671	42,4248	109,4475	673,6422
TMP	6569	78,5538	72,0293	1,6017	32,5814	61,5853	98,2319	430,9499
CFE	6569	132,8669	147,1801	-87,0186	41,1480	94,5903	173,7666	763,2557
Dimensão	6569	6,5963	1,0576	4,1447	5,8986	6,5420	7,2404	9,3834
Endividamento	3440	0,2098	0,1741	0,0006	0,0685	0,1638	0,3120	0,7320
Δ Vendas	4998	0,0582	0,2781	-0,4795	-0,0994	0,0249	0,1556	1,3161

Esta tabela apresenta as estatísticas descritivas durante o período 2010-2015. As estatísticas descritivas são as seguintes: Número de Observações (n), Média, Desvio Padrão, Mínimo, os Quartis 25, 50 e 75 e Máximo. As variáveis são as seguintes. Rácio da Rendibilidade Operacional do Ativo: ROA = (EBIT/Ativo Total). Rácio da Rendibilidade Líquida do Ativo: RA = (Resultado Líquido/Ativo Total). Rácio da Rendibilidade Operacional do Investimento: ROI = [Resultado Líquido/ (Capital Próprio+ Empréstimos obtidos)]. Tempo Médio de Recebimento: TMR = [(Clientes/Volume de negócios) *365]. Tempo Médio de Inventários: TMI = [(Inventários/Volume de negócios)*365]. Tempo Médio de Pagamento: TMP [(Fornecedores /Volume de negócios)*365]. Ciclo Financeiro de Exploração: CFE = (TMR+TME-TMP). Dimensão. Endividamento: (Passivo financeiro curto Prazo/Passivo Total). Crescimento das Vendas: Δ Vendas = [Volume de Negócios (n) / Volume de Negócios (n-1) -1]

Fonte: Elaboração própria, 2018.

Como pode ser observado nas estatísticas apresentadas na Tabela 1, o ROA é, em média, de 2%, enquanto o RA e o ROI apresentam um valor médio muito mais baixo, de cerca de 0.4%. O ciclo financeiro de exploração (CFE) apresenta com um valor médio de 133 dias, o que significa, que o tempo que decorre entre o recebimento das vendas e o pagamento das compras é, em média, de 133 dias. O ativo total é, em média, inferior a 1 milhão de euros, o peso do endividamento de curto prazo no endividamento total é de 21%, e a taxa de crescimento das vendas é, em média, inferior a 6%.

2.3.1. Análise Empírica

2.3.1.1. Teste às hipóteses 1 a 3

Nesta etapa iremos testar as hipóteses empíricas 1, 2 e 3 descritas anteriormente.

Numa 1ª fase, todos os modelos (1) - (4) foram testados através do método *Pooled-OLS* mas a hipótese nula da significância conjunta dos regressores foi rejeitada (capturado

pelo Teste F)⁹ o que significa que há características das empresas exportadoras que não são observáveis e esses efeitos têm que ser devidamente tratados. Dado que existem efeitos não observáveis, aplicamos o teste de Hausman (1978); a hipótese nula do teste de Hausman (de que os efeitos não observáveis são aleatórios) foi rejeitada, o que significa que os efeitos individuais não observados terão de ser tratados como efeitos fixos. Deste modo, modelamos todas as equações de forma a capturarem a heterogeneidade não observável entre as empresas que compõem a amostra.

As equações (1) e (2) têm como objetivo testar a hipótese 1, a equação (3) destina-se a testar a hipótese 2 e a equação (4) foi modelada para testar a hipótese 3.

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

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

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

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

A variável dependente ($R_{i,t}$) é uma das seguintes medidas alternativas de rendibilidade:

i) a rendibilidade operacional do ativo (ROA), ii) a rendibilidade líquida do ativo (RA), e iii) a rendibilidade operacional do investimento (ROI).

Nas equações acima mencionadas, i identifica as entidades (neste caso, empresas) e t os períodos de tempo. As variáveis independentes são as seguintes: tempo médio de recebimento (TMR), tempo médio de inventários (TMI), tempo médio de pagamento (TMP) e o Ciclo Financeiro de Exploração (CFE). Em relação às variáveis de controlo consideramos a Dimensão, o Endividamento e o Crescimento das Vendas ($\Delta Vendas$). O μ_i mede a heterogeneidade não observável, γ_t corresponde ao conjunto de variáveis temporais introduzido para controlar para esses efeitos e o $\varepsilon_{i,t}$ é o termo de erro. A Tabela 2 apresenta os resultados obtidos para as equações (1) a (4) utilizando a metodologia de efeitos fixos (FE).

⁹ Os resultados estão disponíveis mas não foram apresentados por razões de economia de espaço.

Os resultados reportados na Tabela 2 não suportam a hipótese 1. No que respeita à hipótese 2, que postula uma relação negativa entre o TMP e a rendibilidade, os resultados demonstram evidência que conduzem à não rejeição da hipótese.

No entanto, a evidência é oposta quanto ao formulado na hipótese 3 – relação negativa entre o indicador de gestão e fundo de maneio (CFE) e a rendibilidade. Ao contrário dos estudos anteriores (p.e., Jose et al., 1996; Deloof, 2003; Wang, 2002; Valadas, 2005; García-Teruel & Martínez-Solano, 2007), os resultados da análise de regressão apresentam uma relação positiva entre o CFE e as medidas de rendibilidade utilizadas neste estudo (ROA, RA e ROI). Isto significa que se o CFE aumentasse um dia a rendibilidade aumentaria, em média, 0,1%, *ceteris paribus*(cp).

Contudo, os resultados da Tabela 2 poderão estar a ser afetados por potenciais problemas de endogeneidade, o que enviesaria a inferência estatística. Deste modo, serão tomados os procedimentos econométricos adequados de forma a mitigar potenciais problemas de endogeneidade entre as variáveis.

Vários estudos empíricos anteriores (p.e., Deloof, 2003 e García-Teruel & Martínez-Solano, 2007) demonstram preocupação relativamente a potenciais problemas de endogeneidade entre as variáveis explicadas e explicativas que poderiam afetar os seus resultados. Neste contexto, um dos procedimentos econométricos para mitigação desse problema é a adoção de variáveis instrumentais para cada variável explicativa considerada como sendo uma potencial variável endógena. Assim sendo, as equações foram reestimadas utilizando a metodologia das variáveis instrumentais. Para ser possível testar a qualidade dos instrumentos adotados, foram utilizadas duas variáveis instrumentais por cada variável explicativa potencialmente endógena. Deste modo, foram selecionados como instrumentos válidos: i) o desvio padrão de cada variável independente estimado em função do CAE e desfasado um período, e ii) cada variável independente desfasada um período. Foi adotado o teste estatístico de Hansen sob a hipótese nula que os instrumentos são válidos com um nível de significância de 5%. A Tabela 3 reporta os resultados respetivos.

Tabela 2- Resultados da análise de Regressão utilizando a Metodologia de Efeitos Fixos

Variável Dependente	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
	ROA				RA				ROI			
TMR	-0,0001 (-1,38)				-0,0001 (-1,11)				-0,0001 (-0,98)			
TMI		0,0000 (0,51)				0,0000 (0,81)				0,0000 (0,12)		
TMP			-0,0004*** (-4,15)				-0,0003*** (-3,98)				-0,0007*** (-3,50)	
CFE				0,0001** (2,32)				0,0001*** (2,62)				0,0001* (1,77)
Dimensão	0,0736*** (4,39)	0,0686*** (4,31)	0,0823*** (4,86)	0,0634*** (4,21)	0,0766*** (4,83)	0,0718*** (4,78)	0,0853*** (5,30)	0,0667*** (4,72)	0,0500 (1,47)	0,0431 (1,36)	0,0623* (1,73)	0,0320 (1,02)
Endividamento	-0,0431*** (-2,91)	-0,0424*** (-2,88)	-0,0549*** (-3,69)	-0,0447*** (-3,00)	-0,0428*** (-3,01)	-0,0421*** (-2,99)	-0,0538*** (-3,76)	-0,0448*** (-3,14)	-0,0177 (-0,58)	-0,0166 (-0,53)	-0,0413 (-1,33)	-0,0170 (-0,54)
ΔVendas	0,0540*** (6,53)	0,0580*** (6,92)	0,0449*** (5,63)	0,0626*** (7,06)	0,0504*** (6,46)	0,0550*** (7,00)	0,0416*** (5,56)	0,0592*** (7,11)	0,0631*** (3,95)	0,0669*** (3,95)	0,0494*** (3,12)	0,0764*** (4,26)
Constante	-0,4784*** (-4,03)	-0,4538*** (-3,97)	-0,5168*** (-4,39)	-0,4267*** (-3,93)	-0,5216*** (-4,64)	-0,4973*** (-4,62)	-0,5601*** (-5,01)	-0,4709*** (-4,62)	-0,3389 (-1,38)	-0,3035 (-1,29)	-0,3853 (-1,49)	-0,2398 (-1,02)
Observações	2.700	2.700	2.700	2.700	2.700	2.700	2.700	2.700	1.794	1.794	1.794	1.794
Hausman Test	53,33	86,09	65,88	83,50	63,00	96,80	77,83	92,94	10,90	24,36	11,84	30,86
(P-value)	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,2075	0,0020	0,1587	0,0001
F test	11,87	11,02	12,49	11,31	13,21	12,30	13,75	12,71	3,89	3,67	4,59	3,55
(P-value)	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0002	0,0003	0,0000	0,0005
R ²	0,095	0,094	0,122	0,101	0,102	0,102	0,127	0,111	0,028	0,027	0,050	0,031

Fonte: Elaboração própria, 2018.

Impacto da Gestão de Fundo de Maneio no Desempenho Económico e Financeiro das Empresas Exportadoras da Indústria Manufatureira Portuguesa.

De notar que na tabela 2, as estimativas dos coeficientes de regressão das equações (1) a (4), utilizando a metodologia FE durante o período 2010-2015. ***, ** e * significam significância estatística ao nível de 1%, ao nível de 5% e nível de 10%, respetivamente. As variáveis são as descritas na Tabela 1. C é o termo de interceção. O teste de Hausman é um teste estatístico que avalia a significância estatística de um estimador (RE) *versus* um estimador alternativo (FE). O P-Value do teste Hausman é reportado. O teste F é realizado sob a hipótese nula de que os termos constantes são iguais entre as empresas. A hipótese nula, de ambos os testes, deve ser rejeitada no nível de significância de 5%. P-value do teste F em parênteses. O valor de R quadrado também é reportado.

Ao contrário dos resultados observados na Tabela 2, a maioria das estimativas dos coeficientes é estatisticamente significativa ao nível de 1%. Comparativamente aos anteriores, os resultados reportados na Tabela 3 suportam, em média, as nossas hipóteses 1, 2 e 3.

Assim, e de acordo com o esperado, a relação entre o indicador de gestão de fundo de maneio (CFE) e a rendibilidade é negativa; quando o CFE aumenta 1 dia, o ROA diminui, em média, 0,6%, (cp). A mesma análise é extensível ao prazo médio de recebimentos (medido pelo TMR) e ao prazo médio de inventários em armazém (TMI), que apresentam uma relação negativa e estatisticamente significativa com as medidas de rendibilidade; um aumento no prazo médio de recebimentos ou de inventários tem um impacto negativo na rendibilidade. O mesmo efeito é observado no que respeita ao prazo médio de pagamentos (TMP); um aumento no TMP conduz a uma diminuição na rendibilidade, no entanto as estimativas dos coeficientes reportados na Tabela 3 não são estatisticamente significativas.

Portanto, os resultados suportam as hipóteses 1 e 2, que perante estas novas evidências não serão rejeitadas.

Note-se que os resultados reportados na Tabela 3 são similares aos resultados apresentados, por exemplo, no estudo de García-Teruel e Martínez-Solano (2007), que encontram uma relação negativa e significativa entre a rendibilidade e o CFE, o TMR e o TMI, mas não significativa entre a rendibilidade e o TMP; assim, a evidência não suporta a hipótese 3.

Impacto da Gestão de Fundo de Maneyo no Desempenho Económico e Financeiro das Empresas Exportadoras da Indústria Manufatureira Portuguesa.

Em suma, na presença de potenciais problemas de endogeneidade, a metodologia de variáveis instrumentais origina resultados mais consistentes e significativos do que a metodologia dos FE (efeitos fixos).

Tabela 3- Resultados do teste de análise de regressão para problemas de endogeneidade

Variável Dependente	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
	ROA				RA				ROI			
TMR	-0.0005** (-2.22)				-0.0006** (-2.42)				-0.0006* (-1.69)			
TMI		-0.0007*** (-3.97)				-0.0007*** (-3.90)				-0.0010*** (-3.07)		
TMP			-0.0004 (-1.11)				-0.0003 (-0.90)				-0.0006 (-0.67)	
CFE				-0.0006*** (-3.88)				-0.0006*** (-3.90)				-0.0010*** (-2.58)
Dimensão	0.0862*** (3.67)	0.0909*** (3.53)	0.0734*** (3.67)	0.0962*** (3.58)	0.0933*** (4.12)	0.0949*** (3.83)	0.0760*** (4.03)	0.1007*** (3.88)	0.0862** (2.05)	0.0779** (2.36)	0.0723* (1.82)	0.1199*** (2.65)
Endividamento	-0.0333* (-1.94)	-0.0438** (-2.01)	-0.0478** (-2.43)	-0.0200 (-0.97)	-0.0322** (-1.97)	-0.0423** (-2.02)	-0.0435** (-2.32)	-0.0195 (-0.98)	0.0067 (0.21)	-0.0240 (-0.65)	-0.0090 (-0.21)	0.0115 (0.28)
ΔVendas	0.0346*** (3.12)	-0.0018 (-0.11)	0.0377*** (2.95)	0.0041 (0.24)	0.0305*** (2.84)	-0.0031 (-0.19)	0.0367*** (3.02)	0.0015 (0.10)	0.0589*** (2.77)	0.0059 (0.20)	0.0609** (2.05)	-0.0032 (-0.08)
Observações	1.881	1.881	1.881	1.881	1.881	1.881	1.881	1.881	1.247	1.247	1.247	1.247
Hansen Test	0.930	0.242	1.245	2.404	1.074	0.252	1.007	2.707	0.537	1.690	2.556	1.277
(p-value)	0.3348	0.6224	0.2645	0.1210	0.3001	0.6154	0.3155	0.0999	0.4638	0.1937	0.1099	0.2585
Davidson-MacKinnon	19.0745	151.0676	1.9019	136.8901	22.3756	155.121	1.5663	143.2592	4.56461	27.44585	3.814857	25.04945
(p-value)	-0.0000	-0.0000	0.168	-0.0000	-0.0000	-0.0000	-0.0000	-0.0000	0.0329	-0.0000	0.051	-0.0000
R ²	-0.021	-0.269	0.104	-0.389	-0.037	-0.265	0.114	-0.406	0.004	-0.084	0.051	-0.237

Esta tabela apresenta as estimativas dos coeficientes de regressão para as equações (1) a (4), utilizando a metodologia das variáveis instrumentais, durante o período 2010-2015. ***, ** e * significam significância estatística ao nível de 1%, ao nível de 5% e ao nível de 10%, respetivamente. As variáveis são as descritas na Tabela 1. O teste de Hansen é um teste estatístico sob a hipótese nula de que os instrumentos são válidos. P-value do teste Hansen reportado. O teste de Davidson-MacKinnon é um teste de ausência de endogeneidade, sob a hipótese nula de que os regressores não são afetados por endogeneidade. A hipótese nula, de ambos os testes, deve ser rejeitada no nível de significância de 5%. P-value do teste Davidson-MacKinnon reportado. O valor de R quadrado reportado.

Fonte: Elaboração própria, 2018.

2.3.1.2. Análise *Difference-in-Differences*

Com o objetivo de examinarmos a existência de possíveis diferenças nos efeitos da gestão do fundo de maneio na rendibilidade entre as empresas que exportam só para a UE e as empresas que exportam para dentro e fora da UE, conduzimos uma análise *Difference-in-Differences* que irá também permitir evidenciar se existem diferenças significativas nas políticas de gestão de maneio entre esses dois grupos de empresas (Hipótese 4).

Deste modo, as equações iniciais (1) - (4) foram ajustadas de forma a incluir os termos de interação entre as variáveis independentes e a *dummy* que identifica as empresas que exportam para dentro e fora da UE (EXP); os termos de interação captam os efeitos (sobre as variáveis dependentes) das alterações (nas variáveis independentes) ocorridas somente no grupo de empresas que exporta de forma global e não apenas para a UE.

Foram obtidas as seguintes equações de (5) - (8), modeladas utilizando a técnica *Difference-in-Differences* e o estimador das variáveis instrumentais.

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

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

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

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

As variáveis dependentes, independentes e de controlo são descritas como nas análises anteriores, sendo que a única diferença é a introdução do termo de interação, que consiste na multiplicação de cada variável independente pela *dummy* (EXP), que toma o valor de 1 se a observação pertence a uma empresa que exporta para dentro e fora da UE, e toma o valor de 0 no caso contrário. Os instrumentos utilizados nas equações (5) -

(8) são os mesmos utilizados nas análises anteriores - o desvio padrão de cada variável independente (termo de interação) estimado em função do CAE e desfasado um período e cada variável dependente (termo de interação) desfasada um período.

Os resultados reportados na Tabela 4 demonstram evidência que o tempo médio de inventários e o ciclo financeiro de exploração são diferentes entre empresas exportadoras somente para a UE e empresas que exportam para outros países além dos estados-membros da UE.

No entanto o tempo médio de recebimentos e o tempo médio de pagamentos não revelam ter diferenças entre os 2 grupos, o que sugere que é o tempo médio de inventários que explica o coeficiente significativo do ciclo financeiro de exploração.

Estes resultados suportam a validação da hipótese 4, sugerindo que a gestão de fundo de maneio é diferente entre empresas que exportam somente para a UE e as empresas que exportam para a UE e para o resto do mundo.

Complementarmente, a relação positiva entre as medidas de rendibilidade e ciclo financeiro de exploração sugere que um aumento no investimento em fundo de maneio, neste caso em inventários, tem um impacto positivo na rendibilidade das empresas.

Impacto da Gestão de Fundo de Maneyo no Desempenho Económico e Financeiro das Empresas Exportadoras da Indústria Manufatureira Portuguesa.

Tabela 4- Resultados da análise Difference-in-Differences

Variável Dependente	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)	(19)	(20)	(21)	(22)	(23)	(24)
	ROA				RA				ROI			
EXP	-0,0297 (-0,60)	-0,1433*** (-4,24)	0,0840 (1,20)	-0,1275* (-1,69)	-0,0035 (-0,07)	-0,1371*** (-4,18)	0,0831 (1,26)	-0,1299* (-1,71)	-0,0039 (-0,06)	-0,0590 (-0,90)	0,0011 (0,01)	-0,2133 (-1,15)
TMR					-0,0005* (-1,77)				-0,0003 (-0,57)			
TMR*EXP	0,0003 (0,67)				0,0001 (0,13)				-0,0000 (-0,07)			
TMI		-0,0016*** (-5,27)				-0,0015*** (-5,27)				-0,0007 (-1,35)		
TMI*EXP		0,0017*** (4,54)				0,0016*** (4,47)				0,0005 (0,76)		
TMP			-0,0002 (-0,33)				-0,0001 (-0,13)				-0,0014 (-1,23)	
TMP*EXP			-0,0010 (-1,17)				-0,0010 (-1,25)				-0,0002 (-0,15)	
CFE				-0,0010*** (-3,44)				-0,0010*** (-3,48)				-0,0009 (-1,10)
CFE*EXP				0,0010* (1,80)				0,0010* (1,83)				0,0015 (1,09)
Dimensão	0,0751*** (3,05)	0,0960*** (3,83)	0,0816*** (3,83)	0,0871*** (3,46)	0,0829*** (3,53)	0,0999*** (4,15)	0,0836*** (4,13)	0,0916*** (3,79)	0,0874** (1,98)	0,0681** (2,07)	0,1223*** (2,96)	0,0513 (1,15)
Endividamento	-0,0507** (-2,40)	-0,0523** (-1,98)	-0,0918*** (-3,50)	-0,0440* (-1,72)	-0,0498** (-2,51)	-0,0509** (-2,00)	-0,0864*** (-3,46)	-0,0437* (-1,80)	-0,0059 (-0,15)	-0,0082 (-0,20)	-0,0718 (-1,34)	0,0086 (0,18)
ΔVendas	0,0424** (2,51)	0,0173 (1,06)	0,0336** (2,40)	0,0272 (1,22)	0,0380** (2,44)	0,0163 (1,07)	0,0325** (2,48)	0,0258 (1,20)	0,0550** (2,16)	0,0455** (2,01)	0,0363 (1,42)	0,0618 (1,63)
Observações	1.483	1.483	1.483	1.483	1.483	1.483	1.483	1.483	997	997	997	997
Hansen Test	3,325	2,174	4,398	3,748	3,463	1,942	4,589	4,059	0,854	5,448	4,717	2,157
(p-value)	0,1897	0,3372	0,1109	0,1535	0,1770	0,3787	0,1008	0,1314	0,6524	0,0656	0,0946	0,3402
R2	0,015	-1,235	0,049	-0,815	0,035	-1,249	0,055	-0,902	0,041	-0,027	0,052	-0,559

***, ** e * significam o descrito na Tabela 1. O teste de Hansen é um teste sob a hipótese nula de que os instrumentos são válidos. P-value do teste Hansen e valor de R quadrado reportado.

CONCLUSÕES

O principal objetivo deste trabalho é investigar o impacto da gestão de fundo de maneiio na rendibilidade das empresas exportadoras da indústria manufatureira Portuguesa. O período de análise é entre 2010 e 2015. A recolha da amostra é efetuada através da base de dados, SABI e é formada por PME.

Os nossos resultados (robustos face a potenciais problemas de endogeneidade demonstram evidências de uma relação negativa entre a rendibilidade e o indicador de gestão de fundo de maneiio, o que sugere que os gestores podem aumentar a rendibilidade das empresas exportadoras se reduzirem o ciclo financeiro de exploração. E esta conclusão é extensível ao tempo médio de recebimentos e de inventários; uma diminuição em qualquer dessas variáveis conduz a um aumento da rendibilidade. Estes resultados corroboram os resultados anteriores de Wang (2002); Deloof (2003) e Valadas (2005). No entanto, e de acordo com os resultados de García-Teruel e Martínez-Solano (2007), não encontramos significância estatística que suporte a hipótese que a redução do tempo médio de pagamentos tem um efeito positivo na rendibilidade.

Por outro lado, no que respeita a eventuais diferenças na gestão de fundo de maneiio entre empresas que exportam só para a UE e empresas que exportam para dentro e fora da UE, os nossos resultados sugerem que existem diferenças significativas na gestão do fundo de maneiio entre os dois grupos de empresas, que parecem ser explicadas pelas diferenças encontradas no tempo médio de inventários. Desta forma, e ao contrário das evidências encontradas na análise agregada da amostra, um aumento no ciclo financeiro de exploração causado por um aumento no tempo médio de inventários, parece ter um efeito positivo na rendibilidade das empresas que exportam para a UE e para outros países.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

Bagchi, B., Chakrabarti, J., & Roy, P. B. (2012). Influence of Working Capital Management on Profitability: A Study on Indian FMCG Companies. *International Journal of Business and Management* , 7(22), 1-10.

Baños-Caballero, S., García-Teruel, P. J., & Martínez-Solano, P. (2012). How Does Working Capital Management Affect the Profitability of Spanish SMEs? *Small Business Economics* , 39(2), 517-529.

Baños-Caballero, S., García-Teruel, P. J., & Martínez-Solano, P. (2010). Working Capital Management in SMEs. *Accounting & Finance* , 50(3), 511-527.

Blinder, A. S., & Maccini, L. J. (1991). The Resurgence of Inventory Research: What Have we Learned? *Journal of Economic Surveys* , 5(4), 291-328.

Carpenter, R. E., Fazzari, S. M., Petersen, B. C., Kashyap, A. K., & Friedman, B. M. (1994). Inventory Investment, Internal-Finance Fluctuations, and the Business Cycle. *Brookings Papers on Economic Activity* , 1994(2), 75-138.

Danielson, M.G. & Scott, J. A., Additional Evidence on the Use of Trade Credit by Small Firms: The Role of Trade Credit Discounts. *Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=236260>*

Deloof, M. (2003). Does Working Capital Management Affect Profitability of Belgian Firms? *Journal of business finance & accounting* , 30(3), 573-588.

Emery, G. W. (1987). An Optimal Financial Response to Variable Demand. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* , 22(2), 209-225.

Impacto da Gestão de Fundo de Maneyo no Desempenho Económico e Financeiro das Empresas Exportadoras da Indústria Manufatureira Portuguesa.

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.

Gitman, L. J. (2006). *Principles of Managerial Finance* (4th Edition). New York: Prentice Hall.

Hausman, J. A. (1978). Specification Tests in Econometrics. *The Econometric Society* , 46(6), 1251-1271.

Jose, M. L., Lancaster, C., & Stevens, J. L. (1996). Corporate Returns and Cash Conversion Cycles. *Journal of Economics and Finance* , 20(1), 33-46.

Ng C. K., Smith, J. K., & Smith, R. L. (1999). Evidence on the Determinants of Credit Terms Used in Interfirm Trade. *The Journal of Finance* , 54(3), 1109-1129.

Petersen, M. A., & Rajan, R. G. (1997). Trade Credit: Theories and Evidence. *The Review of Financial Studies* , 10(3), 661-691.

Richards, V. D., & Laughlin, E. J. (1980). A Cash Conversion Cycle Approach to Liquidity Analysis. *Financial Management* , 9(1), 32-38.

Shin, H. H., & Soenen, L. (1998). Efficiency of Working Capital Management and Corporate Profitability. *Financial Practice and Education* , 8, 37-45.

Smith, J. K. (1987). Trade Credit and Informational Asymmetry. *The Journal of Finance*, 42(4), 863-872.

Impacto da Gestão de Fundo de Maneio no Desempenho Económico e Financeiro das Empresas Exportadoras da Indústria Manufatureira Portuguesa.

Smith, K. (1980). Profitability Versus Liquidity Tradeoffs in Working Capital Management. *Readings on the Management of Working Capital*, West Publishing Company, St Paul, MN, 549-562.

Valadas, J. C. (2005). *O Impacto do Ciclo de Exploração na Rendibilidade das Empresas Portuguesas: Um Estudo Empírico*. Dissertação de Mestrado. Instituto Superior de Economia e Gestão, Universidade Técnica de Lisboa .

Wang, Y. J. (2002). Liquidity Management, Operating Performance, and Corporate Value: Evidence from Japan and Taiwan. *Journal of Multinational Financial Management* , 12(2), 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.

Wilner, B. S. (2000). The Exploitation of Relationships in Financial Distress: The Case of Trade Credit. *The Journal of Finance* , 55(1), 153-178.

How to cite this article:

Pinto, M., Silva, A., & Silva, S. (2018). Impacto da Gestão de Fundo de Maneio no Desempenho Económico e Financeiro das Empresas Exportadoras da Indústria Manufatureira Portuguesa. *Portuguese Journal of Finance, Management and Accounting*. 4 (7), 37-91. Disponível em <http://u3isjournal.isvoug.pt/index.php/PJFMA>