

FUNDAÇÃO GETULIO VARGAS
ESCOLA DE ECONOMIA DE SÃO PAULO – EESP

FABÍOLA PAIVA GAMA

**GERENCIAMENTO DO CAPITAL DE GIRO E EXCESSO DE RENTABILIDADE DA
EMPRESA**

SÃO PAULO

2012

FABÍOLA PAIVA GAMA

**GERENCIAMENTO DO CAPITAL DE GIRO E EXCESSO DE RENTABILIDADE DA
EMPRESA**

Dissertação de Mestrado apresentada à Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas, como requisito para a obtenção do título de Mestre em Economia

Área de concentração: Finanças Corporativas

Orientador: Prof. Dr. Ricardo Ratner Rochman

SÃO PAULO

2012

Gama, Fabíola Paiva.

Gerenciamento do Capital de Giro e Excesso de Rentabilidade da Empresa / Fabíola Paiva Gama. – 2012.

57 f.

Orientador: Ricardo Ratner Rocha

Dissertação (mestrado) - Escola de Economia de São Paulo.

1. Capital de giro. 2. Investimentos. 3. Ciclos econômicos. 4. Modelos econométricos. I. Rocha, Ricardo Ratner. II. Dissertação (mestrado) - Escola de Economia de São Paulo. III. Título.

CDU 658.153

FABÍOLA PAIVA GAMA

**GERENCIAMENTO DO CAPITAL DE GIRO E EXCESSO DE RENTABILIDADE DA
EMPRESA**

Dissertação de Mestrado apresentada à Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas, como requisito para a obtenção do título de Mestre em Economia

Campo de conhecimento:
Finanças Corporativas

Data de aprovação:

___/___/___

Banca examinadora:

Prof. Dr. Ricardo Ratner Rochman (Orientador)
EESP-FGV

Prof. Dr. Jose Evaristo dos Santos
EESP-FGV

Prof. Dr. Wilson Nakamura
Universidade Presbiteriana Mackenzie

AGRADECIMENTOS

A Deus, por me amparar nos momentos difíceis e me dar força interior para seguir adiante.

Aos meus pais, Edvaldo e Corina, pelo apoio incondicional traduzido todo o tempo em palavras de encorajamento e amor.

Ao professor Ricardo Rochman, pelos ensinamentos e pela valiosa orientação para a realização deste trabalho.

Ao amigo e professor Marco Antonio, pela amizade, pela paciência e pelos esclarecimentos técnicos durante a realização dos testes econométricos deste trabalho.

Aos novos amigos da turma de Mestrado Profissional em Economia e Finanças de 2010 da EESP-FGV, cujo auxílio e cuja amizade facilitaram a superação dos desafios apresentados.

A todos que, direta ou indiretamente, contribuíram para a realização deste trabalho.

RESUMO

O objetivo principal do presente trabalho é determinar de que forma o capital de giro se relaciona com o excesso de rentabilidade de uma empresa ante a média do setor a que pertence. Analisa-se o efeito combinado dos três principais componentes do capital de giro (estoque, contas a receber e contas a pagar) — por meio do ciclo financeiro e do capital de giro líquido — e os efeitos isolados deles sobre o excesso de rentabilidade — por meio dos prazos médios de renovação dos estoques, de recebimento e de pagamento. Além disso, testou-se se o grau de endividamento e as oscilações na taxa de juros influenciam conjuntamente os investimentos em capital de giro das empresas e o excesso de rentabilidade. Do banco de dados Economática, foram extraídos dados de todas as empresas listadas, entre 2004 e 2011, na BM&FBOVESPA (Brasil), na BMV (México) e na BCBA (Argentina). Adotou-se o método de estimação econométrica de painel e, para a escolha entre os modelos de efeito fixo ou aleatório, foi utilizado o teste de Hausman. Para o Brasil, verificou-se a existência de uma relação negativa entre investimento em capital de giro e excesso de rentabilidade. Por outro lado, os prazos médios de renovação de estoques, de recebimento e de pagamento se mostraram pouco significativos nas estimações quando analisados individualmente. Subentende-se, assim, que o efeito combinado dos três principais componentes do capital de giro sobrepõe-se às suas influências individuais na definição da rentabilidade da empresa. Apenas para o Brasil ratificou-se que o grau de endividamento influencia conjuntamente os investimentos/desinvestimentos adicionais em capital de giro e o excesso de rentabilidade. O mesmo não foi observado para oscilações na taxa de juros no Brasil e na Argentina. De uma maneira geral, observou-se para o México e a Argentina resultados com uma menor significância estatística.

Palavras-chave: Capital de giro. Ciclo financeiro. Excesso de rentabilidade.

ABSTRACT

The main objective of this paper is to determine how the working capital of a company that has excess profitability relates to that of the industry's average profitability. The combined effect on profitability of the three main components of working capital—inventory, accounts receivable, and accounts payable—was analyzed through the cash cycle, as were the separate effects of working capital's components on excess returns through receivables, inventory, and payables turnover. In addition, it was checked if variations in a company's leverage and the prevailing interest rate could maximize the effects of changes in working capital on a company's excess returns. Data for all companies listed on three exchanges, the BM&FBOVESPA (Brazil), BMV (Mexico), and BCBA (Argentina), were extracted from the Economática database for 2004-2011. The panel data method for econometric estimates was adopted and the Hausman test was used to choose between employing the fixed or random effects model. For Brazil, a negative relationship was proven to exist between investment in working capital and excess returns. On the other hand, receivables, inventory, and payables turnovers were not statistically significant factors at 5%, which implies that the combined effect of working capital's three main components on excess profitability outweigh their individual influences on a company's profitability. While it was confirmed that leverage influences investments in working capital, increasing the impact on excess returns for companies listed in Brazil, no such relationship was observed for fluctuations in interest rates. Overall, the results for Mexico and Argentina showed less statistical significance.

Keywords: Working capital. Cash conversion cycle. Excess profitability.

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Estatística descritiva das variáveis	31
Tabela 2 – Coeficientes de correlação de Pearson – Brasil.....	34
Tabela 3 – Coeficientes de correlação de Pearson – México	35
Tabela 4 – Coeficientes de correlação de Pearson – Argentina	36
Tabela 5 – Testes econométricos – Brasil	38
Tabela 6 – Testes econométricos - México.....	38
Tabela 7 – Testes econométricos – Argentina	39
Tabela 8 – Coeficientes e p-valores – Brasil.....	45
Tabela 9 – Coeficientes e p-valores – México.....	46
Tabela 10 – Coeficientes e p-valores – Argentina.....	47

LISTA DE QUADROS

Quadro 1 – Resumo da bibliografia	17
Quadro 2 – Variáveis independentes e expectativas	25
Quadro 3 – Resultados obtidos	48

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO.....	9
2	REVISÃO BIBLIOGRÁFICA	11
3	METODOLOGIA.....	20
4	DADOS E ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS	29
	4.1 Amostra	29
	4.2. Estatísticas descritivas	30
	4.3. Análise de correlação	33
5	RESULTADOS OBTIDOS	37
	5.1 Métodos de estimação.....	37
	5.2 Interpretações dos resultados.....	39
6	CONCLUSÕES.....	50
7	REFERÊNCIAS	53

1 INTRODUÇÃO

O gerenciamento dos financiamentos e dos investimentos de curto prazo, sobretudo do capital de giro, possui papel estratégico no desempenho econômico-financeiro das empresas. Um dos principais objetivos do administrador financeiro focado na gestão de capital de giro de uma empresa é equilibrar seus ativos e passivos circulantes para que a relação rentabilidade-solvência seja a mais benéfica possível (ROSS; WESTERFIELD; JAFFE, 2002). Para Almeida (2010), a gestão eficiente do capital de giro é uma parte fundamental da estratégia global de qualquer empresa para se criar valor aos acionistas.

Segundo Lamberson (1995), o processo de decisão das políticas de capital de giro e o monitoramento de cada um dos componentes deste, assim como a criação de ações que minimizem erros nas projeções dos fluxos de caixa futuros, são tarefas repetitivas e que consomem tempo, entretanto vitais para garantir a sobrevivência e a competitividade das empresas.

De acordo com Smith (1973), a falência de um grande número de empresas pode ser atribuída ao mau planejamento e ao inadequado controle de ativos e passivos circulantes. Assim, os gestores de capital de giro procuram eliminar o risco de não cumprimento das obrigações de curto prazo sem, para isso, investir excessivamente em ativos circulantes, o que impactaria negativamente a rentabilidade da empresa. A concessão de crédito ao consumidor final estimula as vendas, mas implica aumento das contas a receber e, conseqüentemente, do investimento em capital de giro. De forma semelhante, a manutenção de um grande estoque reduz o risco de perda de clientes pela falta de produtos, impulsionando, concomitantemente, as vendas e o volume de recursos imobilizados na operação na forma de capital de giro. Por outro lado, a obtenção de crédito junto a fornecedores é uma fonte de financiamento alternativa que reduz o investimento em capital de giro. Assim, o administrador financeiro, por meio de políticas de vendas e negociação com *stakeholders*, determina o volume de investimento em capital de giro requerido para a empresa funcionar.

Dessa forma, o objetivo principal do presente trabalho é determinar de que forma o capital de giro se relaciona com a rentabilidade de uma empresa ante a média do setor a que pertence. Para tanto, serão analisados o efeito combinado dos

três principais componentes do capital de giro (estoque, contas a receber e contas a pagar) — por meio do ciclo financeiro e do capital de giro líquido — e os efeitos isolados deles sobre o excesso de rentabilidade — por meio dos prazos médios de renovação dos estoques, de recebimento e de pagamento.

Conforme levantado na revisão bibliográfica do presente trabalho, diversas análises empíricas já comprovaram a influência do capital de giro e do ciclo financeiro na definição da rentabilidade. Nenhum estudo, entretanto, tratou da influência do capital de giro sobre o excesso de rentabilidade entre as empresas de um mesmo setor.

Testa-se também se o grau de endividamento e as oscilações na taxa de juros influenciam conjuntamente os investimentos em capital de giro das empresas e o excesso de rentabilidade. Com relação ao endividamento, Raheman e Nasr (2007) observaram, em seus trabalhos, que investimentos em capital de giro a níveis acima do ótimo (o nível que maximiza a rentabilidade sem colocar em risco a liquidez da empresa), impulsionados por uma menor alavancagem financeira, influenciam negativamente a rentabilidade. Por outro lado, espera-se que reduções nas taxas de juros, que implicam barateamento das linhas de crédito, impulsionem os investimentos em capital de giro e, conseqüentemente, o excesso de rentabilidade.

Este trabalho está estruturado da seguinte forma: após esta introdução apresenta-se o levantamento bibliográfico; em seguida descrevem-se os caminhos metodológicos utilizados para a condução do estudo, as hipóteses estabelecidas e a amostra em detalhes; na sequência apresentam-se os resultados e a discussão da pesquisa empírica; por fim apresentam-se as considerações finais, sugestões, limitações e as referências bibliográficas.

2 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

Ao longo dos últimos anos muitas pesquisas analisaram diferentes aspectos da administração financeira de curto prazo, sobretudo do capital de giro. Assim, a seguir são expostos os principais conceitos relacionados ao objetivo do presente trabalho e as pesquisas de referência sobre esse assunto.

Segundo Assaf Neto (2006), o capital de giro (CG) de uma firma compreende os ativos circulantes que sustentam suas operações diárias. Esses ativos, que em algum momento foram recursos financeiros e que comumente representam uma parte significativa dos ativos totais das empresas, são recuperados ao término do ciclo operacional da firma — este compreende a compra de matérias-primas, a confecção do produto final, a estocagem de insumos e/ou produtos prontos, a venda do produto final e o recebimento pela venda. Assim, decisões sobre volume de vendas, política de crédito e nível de estoque determinam o montante de capital de giro e impactam sobremaneira o fluxo de caixa de uma empresa.

Gitman (1997) define capital de giro líquido (CGL) como a diferença entre ativos e passivos circulantes, a qual reflete o volume de recursos que está empregado na operação da empresa. Quando positivo, indica que a empresa goza de grande liquidez, o que deprime sua rentabilidade. De forma similar, se negativo, indica que ativos de longo prazo estão financiando obrigações de curto prazo, situação essa que pode ser classificada como de baixa liquidez, porém de rentabilidade mais alta.

Assim, o desafio do administrador financeiro consiste em, tomando ciência do *trade off* entre rentabilidade e liquidez, equilibrar os volumes de ativos e passivos circulantes, abrindo mão de rentabilidade por solvência em algumas situações e vice-versa (ROSS; WESTERFIELD; JAFFE, 2002).

Os estudos empíricos que analisaram a gestão de capital de giro tem em comum a noção de que empresas que apresentam uma boa gestão de ativos e passivos circulantes tendem a apresentar melhores resultados operacionais no médio prazo. Segundo Smith e Begemann (1997), a gestão de capital de giro afeta a rentabilidade e os fatores de risco da empresa e, portanto, desempenha papel importante na criação de valor para os acionistas.

Blinder e Maccini (1991) acreditam que a política conservadora de investir pesadamente em capital de giro pode impulsionar a rentabilidade de algumas

formas. Grandes níveis de estoque facilitam a condução do processo produtivo de forma ininterrupta, evitando desvios de custos diretos, além de garantirem o pleno atendimento da demanda de mercado e protegerem as empresas contra flutuações de preço.

Além disso, aumentar o prazo médio de recebimento beneficia as vendas das empresas. Vendas a prazo (o que implica aumento das contas a receber e, conseqüentemente, do capital de giro) agem de forma semelhante a descontos de preço, pois incentivam as vendas mesmo quando a demanda está desaquecida (PETERSEN; RAJAN, 1997).

Focados na criação de valor para os acionistas, Shin e Soenen (1998) reconheceram a importância de uma gestão eficiente de capital de giro. Eles encontraram uma forte relação inversa entre o ciclo de conversão de caixa e a rentabilidade e, também, entre o ciclo de conversão de caixa e o retorno ajustado pelo risco das ações. Com dados de 58.985 firmas listadas nos Estados Unidos no período de 1974 a 1994, os autores não observaram, no nível da indústria, o mesmo poder explicativo da relação.

Deloof (2003) ampliou os estudos sobre gestão de capital de giro e rentabilidade, adicionando os prazos médios operacionais nos modelos. Excluindo os setores bancário e financeiro, de energia e de água, o autor analisou observações de 1.009 empresas belgas entre 1992 e 1996, encontrando uma relação negativa entre a rentabilidade — medida como receita operacional bruta — e os períodos médios de recebimento, de renovações dos estoques e de pagamento. Assim, seria possível adicionar valor para os acionistas reduzindo tais prazos médios.

Na visão de Deloof (2003), a relação inversa entre prazo médio de recebimento e rentabilidade pode sugerir que os clientes desejam ter mais tempo para avaliar a qualidade dos produtos adquiridos de empresas cujas rentabilidades estejam caindo. Contrariamente, os modelos financeiros citados nos trabalhos de Schwartz (1974) e Emery (1984) indicam que as empresas mais lucrativas, sustentadas por seus balanços mais líquidos, tendem a adotar políticas de crédito mais flexíveis para seus clientes, implicando, assim, a existência de uma relação positiva entre prazo médio de recebimento e rentabilidade.

Para Deloof (2003), a relação inversa entre o prazo médio de renovação dos estoques e a rentabilidade se fundamenta na conseqüente redução do resultado líquido das empresas diante da desaceleração de vendas ao mesmo tempo que os

estoques aumentam. Por fim, a relação também negativa entre o prazo médio de pagamento e a rentabilidade sugere que empresas menos rentáveis preferem postergar o pagamento das suas contas.

Teruel e Solano (2007) exploraram os efeitos da gestão de capital de giro sobre a rentabilidade de 8.872 pequenas e médias empresas espanholas entre 1996 e 2002. Segundo os autores, a gestão de capital de giro é particularmente importante para esse grupo de empresas não apenas porque grande parte de seus ativos são circulantes, mas também pelo fato de seus passivos circulantes serem a principal fonte de financiamento.

Além dos resultados já apresentados de estudos anteriores (SHIN; SOENEN, 1998; DELOOF, 2003), Teruel e Solano (2007) não conseguiram confirmar que o prazo médio de pagamento afeta a rentabilidade das pequenas e das médias empresas, dado que essa relação perdeu significância quando controles foram efetuados para evitar possíveis problemas de endogeneidade.

As pesquisas de Eljelly (2004) confirmaram o *trade off* existente entre rentabilidade e liquidez analisando empiricamente dados de uma amostra de 29 empresas que representavam os principais setores da economia da Arábia Saudita entre os anos de 1996 e 2000. Liquidez foi medida tanto como o índice de liquidez corrente quanto como o ciclo de conversão de caixa.

Observou-se que a relação negativa entre rentabilidade e liquidez é mais forte para empresas com alto índice de liquidez e longo ciclo de conversão de caixa. Adicionalmente, quando as indústrias foram analisadas separadamente, o ciclo de conversão de caixa apresentou maior poder explicativo que o índice de liquidez. Sob a mesma ótica, ou seja, considerando uma indústria específica e não a amostra total, o tamanho da empresa mostrou afetar sua rentabilidade. Essa relação foi particularmente forte para setores considerados de alta tecnologia ou de capital intensivo, como o manufatureiro e o agrícola.

Raheman e Nasr (2007) também observaram essa forte relação entre tamanho e rentabilidade. De acordo com seus testes, a rentabilidade das empresas cresce à medida que suas operações (medida como o logaritmo natural das vendas) se expandem. Ademais, os autores constataram uma relação inversa entre endividamento e rentabilidade. O endividamento foi analisado como alternativa de financiamento, uma vez que as necessidades de capital de giro podem também ser supridas por linhas de crédito. Assim, num cenário de oferta abundante de crédito,

as empresas tenderiam a aumentar o investimento em capital de giro (dando mais prazo para os clientes e produzindo mais, por exemplo) a níveis acima do ótimo (o nível que maximiza a rentabilidade sem colocar em risco a liquidez da empresa), o que invariavelmente implicaria perda de rentabilidade.

Alternativamente, Savoia e Michalischen (2007) utilizam o modelo Fleuriet para analisar a dinâmica do investimento em capital de giro e a rentabilidade. Os autores observaram as políticas de capital de giro de empresas do setor de construção civil entre janeiro de 2000 e dezembro de 2005, com o intuito de verificar como as empresas analisadas lidaram com a gestão de capital de giro ao longo do período observado e como essas políticas refletiram em seus resultados em termos de rentabilidade. Embora neste estudo não tenha sido observado um padrão entre política de curto prazo e rentabilidade, todas as empresas apresentaram valores positivos em *necessidade de capital de giro*, o que reflete uma aplicação permanente de fundos. Também conhecido como *análise dinâmica do capital de giro*, o modelo Fleuriet propõe uma nova classificação gerencial para as contas de ativo e passivo circulantes, segundo sua natureza financeira ou operacional, sendo essa segregação essencial para o processo de avaliação das necessidades de capital de giro. Informações mais detalhadas podem ser obtidas em Fleuriet, Kehdy e Blanc (2003).

Com dados de 93 empresas listadas na BM&FBOVESPA entre 2001 e 2004, Nakamura e Palombini (2010) investigaram os fatores determinantes da gestão de capital de giro tomando como base as importantes teorias de finanças corporativas Pecking Order Theory, de Myers e Majluf (1984), e Teoria da Agência, de Jensen e Meckling (1976).

Os resultados mostraram que alavancagem, fluxo de caixa, tamanho da empresa e velocidade de crescimento podem afetar a gestão de capital de giro. A relação negativa entre grau de endividamento e ciclo de conversão de caixa é consistente com a Pecking Order Theory, pois sugere que empresas alavancadas objetivam trabalhar com baixos investimentos em capital de giro para evitar novas emissões de dívidas ou ações. Validam essa afirmação a relação direta observada entre alavancagem e prazo médio de pagamento e a relação inversa entre alavancagem e prazo médio de renovação dos estoques. Adicionalmente, os autores observaram que fluxo de caixa e ciclo de conversão de caixa são inversamente

proporcionais, o que pode sugerir que empresas com rentabilidade mais alta apresentam menos investimento em capital de giro.

Com relação às variáveis de controle, tamanho e velocidade de crescimento, o estudo sugere que empresas de maior porte ou que estão em fase de expansão das operações apresentam menor volume de recursos imobilizados na operação na forma de capital de giro. De forma similar, empresas de menor porte ou que apresentam reduzida velocidade de crescimento tendem a possuir mais investimentos em capital de giro.

Weinraub e Visscher (1998) levantaram a evolução de ativos e passivos, circulantes e totais, de 216 empresas classificadas em 10 setores diferentes, para avaliar o grau de agressividade de políticas de capital de giro. Segundo os autores, a gestão de ativos de curto prazo é tão agressiva quanto menor for a participação dos ativos circulantes nos ativos totais. De forma semelhante, quanto mais as linhas de financiamento de curto prazo forem utilizadas, normalmente mais baratas, mais agressiva será a política de financiamento.

Os resultados mostraram significativa variação nas políticas tanto de gestão de ativos de curto prazo quanto de financiamento adotadas pelos diferentes setores. Por outro lado, a classificação das indústrias pelo grau de agressividade da gestão de ativos exibiu considerável estabilidade no período analisado. Por fim, constatou-se o balanceamento da política agressiva de gestão de ativos de curto prazo com a utilização de uma política relativamente conservadora de financiamento de curto prazo.

Filbeck e Krueger (2005) analisaram dados de aproximadamente 1.000 empresas que, segundo as pesquisas anuais sobre gestão de capital de giro conduzida pela revista CFO Magazine entre 1996 e 2000, se destacaram nos seus setores por seus desempenhos operacionais. Os resultados mostraram que os indicadores de gestão de capital de giro (ciclo de conversão de caixa, prazos médios de recebimento, de renovação dos estoques e de pagamento, bem como volume de investimentos em capital de giro) variam não apenas entre indústrias, mas também, ao longo do tempo, dentro de uma mesma indústria.

Essas mudanças podem ser explicadas em parte por fatores macroeconômicos. De acordo com os pesquisadores, mudanças na taxa de juros, a presença de inovações e a situação competitiva dos mercados impactam a gestão de capital de giro. Quando a taxa de juros aumenta, a predisposição para efetuar

pagamentos mais cedo diminui, aumentando, dessa forma, os prazos médios de pagamento e de recebimento. Observou-se também que, durante períodos de recuperação econômica, o giro dos ativos, em média, melhorou, enquanto um menor giro foi observado em períodos de recessão.

Caballero, Teruel e Solano (2009) analisaram como as imperfeições do mercado afetam a gestão de capital de giro. Os resultados de suas pesquisas, as quais analisaram dados de empresas espanholas não financeiras relativos ao período compreendido entre 1997 e 2004, indicam que o poder de barganha da empresa em relação a seus fornecedores e clientes, a disponibilidade de financiamento e o acesso ao mercado de capitais influenciam o ciclo de conversão de caixa.

Em um contexto em que as vendas crescem como resultado de modificações na política de preços, Fusco (1996) examinou o relacionamento entre o nível de vendas e o volume de capital de giro necessário para manter a continuidade operacional dos negócios. Segundo o autor, o aumento de vendas produz semelhantes necessidades adicionais e imediatas de estoques, contas a receber e, talvez, balanços de caixa, as quais devem ser financiadas. Assim, torna-se indispensável que a empresa, por meio de uma eficiente administração de caixa, mensure o real impacto de suas decisões sobre o capital de giro e, conseqüentemente, sobre a liquidez de curto prazo da empresa.

Dentre outras variáveis, Gupta (1969) estudou o efeito da velocidade de crescimento das empresas e do tamanho destas nos seus índices de atividade e rentabilidade. Embora tenha sido descoberta uma relação positiva entre velocidade de crescimento e diversos giros (do ativo total, do ativo circulante e do estoque), o autor não encontrou uma relação significativa entre crescimento e rentabilidade. Segundo ele, uma empresa com posição dominante no mercado, seja por conta de barreiras de entrada, seja por se tratar de um oligopólio, pode manter altos lucros mesmo em fases de desaceleração do crescimento.

Para Gupta (1969), a relação inversa entre tamanho e giro do estoque e a relação positiva entre tamanho e prazo médio de recebimento são justificadas pelo fato de as empresas de menor porte não terem acesso ao mercado de capitais, o que as leva a racionalizar seus recursos, mantendo baixos estoques e disponibilidades apenas para motivos transacionais. Por outro lado, as estruturas organizacionais mais complexas das grandes corporações podem justificar o menor

giro do estoque. Não menos importante, embora as empresas de menor porte apresentem margens mais baixas na média (em razão de deseconomias de escala ou de baixa reputação dos produtos), elas giram seus ativos mais rapidamente. Não foi encontrada nenhuma relação significativa entre tamanho e rentabilidade das empresas.

Quadro 1 – Resumo da bibliografia (continua)

Autores	Objetivos do artigo	Resultados
Gupta (1969)	Analisar o efeito da velocidade de crescimento de uma empresa nos seus índices de atividade e rentabilidade.	Há relação positiva entre velocidade de crescimento e diversos giros. Não foi encontrada relação significativa entre crescimento e rentabilidade.
Blinder e Maccini (1991)	Analisar como os estoques, que estabilizam a produção das firmas, serem um fator desestabilizador no nível macroeconômico.	Grandes níveis de estoque facilitam a condução do processo produtivo de forma ininterrupta. Grandes estoques garantem o pleno atendimento da demanda e protegem as empresas contra flutuações de preços.
Fusco (1996)	Examinar o relacionamento entre nível de vendas e capital de giro necessário para manter a continuidade operacional dos negócios em um contexto em que as vendas crescem como resultado de modificações na política de preços.	O aumento de vendas produz semelhantes necessidades adicionais e imediatas de estoques, contas a receber e, talvez, balanços de caixa.
Smith e Begemann (1997)	Avaliar as relações existentes entre medidas tradicionais e alternativas de capital de giro e rentabilidade das empresas listadas na Bolsa de Valores de Joanesburgo.	Há relação negativa entre capital de giro e rentabilidade. Confirmação do conflito entre liquidez e rentabilidade.

Quadro 1 – Resumo da bibliografia (continuação)

Autores	Objetivos do artigo	Resultados
Shin e Soenen (1998)	Analisar as relações existentes entre ciclo financeiro e rentabilidade de empresas listadas nos EUA.	Há relação negativa entre ciclo financeiro e rentabilidade. No nível da indústria não foi observado o mesmo poder explicativo da relação. Gestão de capital de giro exerce papel importante na criação de valor para o acionista.
Weinraub e Visscher (1998)	Avaliar o grau de agressividade das políticas de capital de giro.	Há variação nas políticas tanto de gestão de ativos de curto prazo quanto de financiamento adotadas pelos diferentes setores. Há estabilidade na classificação das indústrias pelo grau de agressividade da gestão de ativos.
Deloof (2003)	Avaliar as relações existentes entre a gestão de capital de giro (por meio dos prazos médios operacionais) e a rentabilidade de empresas belgas.	Há relação negativa e significativa entre os prazos médios de renovação dos estoques, de recebimento e de pagamento e a receita operacional bruta.
Eljelly (2004)	Examinar empiricamente a relação entre rentabilidade e liquidez em um mercado emergente (Arábia Saudita).	Há relação negativa entre rentabilidade e liquidez.
Filbeck e Krueger (2005)	Prover ideias sobre o desempenho de empresas que se destacaram nos seus setores segundo pesquisa da revista CFO Magazine.	Os indicadores de gestão de capital de giro variaram não apenas entre indústrias, mas também ao longo do tempo. Essas mudanças podem ser explicadas por fatores macroeconômicos.
Raheman e Nasr (2007)	Avaliar as relações existentes entre capital de giro, tamanho e endividamento e rentabilidade das empresas paquistanesas.	Há forte relação negativa entre variáveis relacionadas à gestão de capital de giro e rentabilidade. Há forte relação positiva entre tamanho e rentabilidade. Há relação inversa entre endividamento e rentabilidade.

Quadro 1 – Resumo da bibliografia (conclusão)

Autores	Objetivos do artigo	Resultados
Savoia e Michalischen (2007)	Verificar de que forma as diferentes políticas de capital de giro adotadas pelas empresas do setor de construção civil impactavam seus resultados ao longo do período observado.	Os resultados encontrados não permitiram generalizar um padrão entre política de curto prazo adotada e a rentabilidade auferida. Observou-se que todas as empresas analisadas apresentavam valores positivos em <i>necessidade de capital de giro</i> .
Teruel e Solano (2007)	Prover evidência empírica sobre os efeitos da gestão de capital de giro sobre a rentabilidade de pequenas e médias empresas espanholas.	Administradores podem criar valor reduzindo seus estoques e diminuindo o prazo médio de recebimento. A redução do ciclo financeiro também melhora a rentabilidade da empresa. Não foi confirmado que o prazo médio de pagamento afeta a rentabilidade.
Caballero, Teruel e Solano (2009)	Examinar se a gestão de capital de giro é sensível às imperfeições do mercado.	O poder de barganha da empresa com seus fornecedores e clientes, a disponibilidade de financiamento e acesso ao mercado de capitais influenciam o ciclo de conversão de caixa.
Nakamura e Palombini (2010)	Analisar os fatores determinantes da gestão de capital de giro no mercado brasileiro.	Relação negativa entre endividamento e ciclo financeiro; alavancagem e prazo médio de renovação dos estoques; e fluxo de caixa e ciclo financeiro; Relação direta entre alavancagem e prazo médio de pagamento.

Fonte: Elaborado pelo autor.

3 METODOLOGIA

O presente trabalho desenvolve uma metodologia semelhante à utilizada por Shin e Soenen (1998) e posteriormente por Deloof (2003), analisando as relações entre X e Y. Entretanto, diferentemente desses autores, que usaram uma medida de rentabilidade como variável dependente, no modelo aqui utilizado a variável dependente é a diferença entre a rentabilidade da empresa *i* e a rentabilidade média do setor a que a empresa *i* pertence. O excesso de rentabilidade é mensurado setorialmente, porque a rentabilidade difere entre os setores em virtude dos diferentes potenciais de geração de lucros que cada setor oferece. O indicador de rentabilidade escolhido foi o retorno sobre o capital investido (ROIC), definido por:

$$\text{ROIC} = (\text{LAJIR} - \text{impostos}) / (\text{dívida financeira bruta} + \text{patrimônio líquido}),$$

onde:

LAJIR = lucro antes dos juros e do imposto de renda

Dívida financeira bruta = dívida financeira bruta de curto e de longo prazo

No presente trabalho essa variável, a variável dependente, é representada por $\text{ROIC}_{i,t} - \text{ROIC}_{i,t}^s$, com o *s* sobrescrito indicando a rentabilidade média do setor a que a empresa *i* pertence no período *t*.

O ROIC parece ser uma medida mais adequada pois, ao mesmo tempo que o capital de giro é financiado por recursos próprios e de terceiros, o ROIC mensura o retorno para ambas as fontes de financiamento, ao passo que o retorno sobre o patrimônio líquido mensura apenas o retorno para os acionistas. Importante mencionar que o retorno sobre o patrimônio líquido foi testado como métrica de rentabilidade, porém os resultados não foram estatisticamente significantes.

As variáveis independentes identificadas durante a pesquisa da literatura sobre o tema podem ser divididas em três grupos: (1) variáveis que se relacionam diretamente com a gestão de capital de giro; (2) variáveis de controle; e (3) variáveis interativas.

No primeiro grupo de variáveis encontram-se: o capital de giro líquido (CGL), que corresponde à diferença aritmética entre o ativo circulante e o passivo circulante

menos o caixa; o ΔCGL , que é a variação do CGL entre os períodos t e $t-1$; o prazo médio de renovação dos estoques (PME), definido pelo quociente entre estoque e custo dos produtos vendidos multiplicado por 365; o prazo médio de recebimento (PMR), que corresponde aos recebíveis de curto prazo divididos pelas vendas multiplicado por 365; o prazo médio de pagamento (PMP), que corresponde ao contas a pagar de curto prazo dividido pelo custo dos produtos vendidos multiplicado por 365; e, por fim, o ciclo financeiro (CF), definido pela equação $\text{PME} + \text{PMR} - \text{PMP}$.

Ross, Westerfield e Jaffe (2002) recomendam que o administrador financeiro focado na gestão de curto prazo acompanhe não apenas a evolução dos ativos circulantes da empresa, mas também o prazo dos passivos que os financiam. Por essa razão será analisado o efeito combinado dos três principais componentes do capital de giro (estoque, contas a receber e contas a pagar), por meio do ciclo financeiro, e do capital de giro líquido, bem como os efeitos isolados desses três componentes (por meio do PME, PMR e PMP) sobre o excesso de rentabilidade.

Considerando que existem outros fatores que podem ajudar a explicar o excesso de rentabilidade entre as empresas de um mesmo setor e, ao mesmo tempo, estar correlacionados com as variáveis mencionadas, foram inseridas em todos os modelos variáveis de controle.

Para capturar a influência do ambiente econômico sobre a rentabilidade das empresas, foram utilizados o crescimento anual real do PIB (ΔPIB) e a variação da taxa de juros (ΔJUR). As demais variáveis de controle referem-se a características específicas das empresas, como tamanho, grau de endividamento, velocidade de crescimento das operações, geração de fluxo de caixa operacional e presença de governança corporativa diferenciada, definidas como segue:

- Tamanho da empresa (TAM): calculado pelo logaritmo natural do ativo total. A suposição é de que as grandes empresas tendem a ser menos rigorosas na gestão de capital de giro por possuírem, em teoria, mais acesso a fontes alternativas de capital para suportarem suas operações. A relação, entretanto, não seria estritamente direta, pois, ao mesmo tempo que um maior número de vendas pode requerer investimentos mais altos em capital de giro, as grandes empresas podem usar seus poderes de barganha junto a fornecedores para

obter descontos e/ou, se beneficiando da reputação de seus produtos, adotar uma política de crédito mais restritiva, o que resultaria em menores volumes de capital de giro.

- Grau de endividamento (DIV): mensurado como o quociente entre as dívidas financeiras de curto e longo prazo e o ativo total. De acordo com Modigliani e Miller (1963), num mundo com impostos, ao elevar-se o endividamento, reduz-se o custo total de capital, beneficiando, dessa forma, a rentabilidade da empresa. Entretanto, para os autores, à medida que o endividamento aumenta, aumentam também os riscos de insolvência e falência, até o ponto em que os benefícios fiscais são totalmente anulados. Assim, a natureza da relação do endividamento com o excesso de rentabilidade dependerá do grau de endividamento. Supondo que apenas poucas empresas que compõem as amostras estejam em situação de insolvência, a teoria aponta para uma relação direta entre grau de endividamento e excesso de rentabilidade.
- Crescimento das operações (CRES): definido por $(\text{vendas no ano } t - \text{vendas no ano } t-1) / \text{vendas no ano } t-1$. Vislumbrando um maior número de vendas no futuro, os administradores financeiros podem decidir aumentar os níveis de estoques da empresa (Gupta, 1969). Assim, espera-se encontrar uma relação direta e positiva entre CRES e CGL, mas uma relação negativa entre CRES e rentabilidade.
- Geração de fluxo de caixa operacional (FCX): trata-se do logaritmo natural do fluxo de caixa operacional, definido como: lucro líquido + depreciação/amortização +/- variação do CGL. De acordo com Jensen e Meckling (1976), num contexto de forte geração de caixa, e objetivando algum tipo de gratificação pessoal, os administradores podem investir em projetos com valor presente líquido negativo, aumentando o problema de agência entre administradores e acionistas. Por outro lado, considerando a existência de controles internos e auditorias que garantam o alinhamento de interesses entre administradores e acionistas, poder-se-ia esperar que empresas com forte geração de caixa, ou seja, com menos restrições orçamentárias, possam escolher um número maior

de projetos rentáveis. Nesse cenário, geração de fluxo de caixa e rentabilidade se relacionariam de forma positiva.

- Presença de governança corporativa diferenciada (GOV): à luz do objetivo principal da governança corporativa — alinhar os interesses de acionistas, administradores e *stakeholders* de forma a maximizar o valor da empresa —, esperamos encontrar uma relação direta e positiva entre excesso de rentabilidade e presença de governança corporativa diferenciada. A variável GOV, entretanto, foi considerada apenas para as empresas listadas no Brasil, porque não existem níveis diferenciados de governança corporativa nos demais países. De fato, leis locais definem, na Argentina e no México, o mesmo nível de governança corporativa para todas as empresas.

No Brasil a BM&FBOVESPA criou, em 2000, níveis diferenciados de governança corporativa aos quais as empresas listadas poderiam voluntariamente aderir. Isso posto, utilizamos a composição do Índice de Ações com Governança Corporativa Diferenciada (IGC), que engloba empresas que aderiram às regras de negociação do nível 1, do nível 2 ou do Novo Mercado da BM&FBOVESPA, para classificar as empresas. As empresas que compuseram o IGC pelo menos uma vez no ano formam o grupo das empresas com governança corporativa diferenciada.

Finalmente, a seguir são detalhadas duas variáveis interativas, que foram obtidas a partir do produto de uma variável que se relaciona diretamente com a gestão de capital de giro, e uma variável de controle. Essas variáveis interativas compõem os modelos 3 e 4 para responder às hipóteses secundárias deste trabalho.

- Interação entre variação do CGL e grau de endividamento ($\Delta\text{CGL}*\text{DIV}$): trata-se do produto entre a variação do CGL e o grau de endividamento. A suposição é de que empresas menos alavancadas tendem a ser menos rigorosas na gestão de capital de giro por ainda poderem optar por capital de terceiros para financiar suas operações. Assim, como Raheman e Nasr (2007) observaram em seus trabalhos, investimentos em capital de giro a níveis acima do ótimo (o nível que maximiza a rentabilidade sem colocar em risco a liquidez da empresa),

impulsionados por uma menor alavancagem financeira, devem influenciar negativamente o excesso de rentabilidade.

- Interação entre variação do CGL e variação da taxa de juros ($\Delta\text{CGL} \cdot \Delta\text{JUR}$): trata-se do produto entre a variação do CGL e a variação da taxa de juros. Assumindo que a atratividade das linhas de crédito é um importante dado na decisão de investimentos, espera-se que oscilações na taxa de juros influenciem as variações do CGL.

Isso posto, apresenta-se em (1) o primeiro modelo a ser testado:

$$\begin{aligned} \text{ROIC}_{i,t} - \text{ROIC}_{i,t}^s = & \beta_0 + \beta_1 \Delta\text{PIB}_{i,t} + \beta_2 \Delta\text{JUR}_{i,t} + \beta_3 \text{TAM}_{i,t} + \beta_4 \text{DIV}_{i,t} + \\ & \beta_5 \text{CRES}_{i,t} + \beta_6 \text{FCX}_{i,t} + \beta_7 \text{GOV}_{i,t} + \beta_8 \text{CF}_{i,t} + \\ & \beta_9 \text{CGL}_{i,t} + \beta_{10} \Delta\text{CGL}_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (1)$$

A diferença do ROIC da empresa i em relação ao ROIC de seu setor s , no período t , é função do crescimento anual real do PIB (ΔPIB), da variação da taxa de juros (ΔJUR), do tamanho da empresa (TAM), do grau de endividamento (DIV), do crescimento das operações (CRES), da geração de fluxo de caixa operacional (FCX), da presença de governança corporativa diferenciada (GOV) — variáveis de controle — e do ciclo financeiro (CF), do capital de giro líquido (CGL) e da variação do capital de giro líquido (ΔCGL) — variáveis que se relacionam com a gestão de capital de giro. CGL e ΔCGL foram padronizadas pelo total de ativos, para evitar que as grandes empresas dominassem os resultados.

Dado o modelo (1), substituiu-se a variável CF pelas variáveis PME , PMR e PMP , obtendo-se (2). O objetivo desse segundo modelo é capturar os efeitos isolados dos principais componentes do capital de giro (estoque, contas a receber e contas a pagar) sobre o excesso de rentabilidade.

$$\begin{aligned} \text{ROIC}_{i,t} - \text{ROIC}_{i,t}^s = & \beta_0 + \beta_1 \Delta\text{PIB}_{i,t} + \beta_2 \Delta\text{JUR}_{i,t} + \beta_3 \text{TAM}_{i,t} + \beta_4 \text{DIV}_{i,t} + \\ & \beta_5 \text{CRES}_{i,t} + \beta_6 \text{FCX}_{i,t} + \beta_7 \text{GOV}_{i,t} + \beta_8 \text{PME}_{i,t} + \\ & \beta_9 \text{PMR}_{i,t} + \beta_{10} \text{PMP}_{i,t} + \beta_{11} \text{CGL}_{i,t} + \beta_{12} \Delta\text{CGL}_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (2)$$

O modelo (3) é o modelo (1) acrescido da variável interativa $\Delta\text{CGL}*\text{DIV}$. Pretende-se verificar se o grau de endividamento influencia os investimentos/desinvestimentos em capital de giro de forma a impactar o excesso de rentabilidade. Testa-se se as empresas menos alavancadas — e que, portanto, podem financiar necessidades adicionais de capital de giro com dívida — penalizam suas rentabilidades por carregarem investimentos excessivos em capital de giro.

$$\begin{aligned} \text{ROIC}_{i,t} - \text{ROIC}^s_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1\Delta\text{PIB}_{i,t} + \beta_2\Delta\text{JUR}_{i,t} + \beta_3\text{TAM}_{i,t} + \beta_4\text{DIV}_{i,t} + \\ & \beta_5\text{CRES}_{i,t} + \beta_6\text{FCX}_{i,t} + \beta_7\text{GOV}_{i,t} + \beta_8\text{CF}_{i,t} + \\ & \beta_9\text{CGL}_{i,t} + \beta_{10}\Delta\text{CGL}_{i,t} + \beta_{11}\Delta\text{CGL}_{i,t}*\text{DIV}_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (3)$$

Similarmente, o modelo (4) é o modelo (1) acrescido da variável $\Delta\text{CGL}*\Delta\text{JUR}$, que é a interação entre a variação do CGL e a variação da taxa de juros. O objetivo da inclusão dessa variável é verificar se o encarecimento das linhas de crédito — movimento que se espera que desacelere os investimentos em capital de giro, dada a redução dos projetos que se mantêm rentáveis — reduz o excesso de rentabilidade, na medida em que diminui o potencial de crescimento das empresas.

$$\begin{aligned} \text{ROIC}_{i,t} - \text{ROIC}^s_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1\Delta\text{PIB}_{i,t} + \beta_2\Delta\text{JUR}_{i,t} + \beta_3\text{TAM}_{i,t} + \beta_4\text{DIV}_{i,t} + \\ & \beta_5\text{CRES}_{i,t} + \beta_6\text{FCX}_{i,t} + \beta_7\text{GOV}_{i,t} + \beta_8\text{CF}_{i,t} + \\ & \beta_9\text{CGL}_{i,t} + \beta_{10}\Delta\text{CGL}_{i,t} + \beta_{11}\Delta\text{CGL}_{i,t}*\Delta\text{JUR}_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (4)$$

O quadro 2, a seguir, resume os resultados esperados para cada uma das variáveis que serão testadas. Vale a pena ressaltar que pela primeira vez o excesso de rentabilidade, e não simplesmente a rentabilidade, está sendo utilizado como variável dependente.

Quadro 2 – Variáveis independentes e expectativas (continua)

Variáveis independentes	Sigla	Expectativas	Sinal do coeficiente	Referência bibliográfica
Variação da taxa de juros	ΔJUR	Taxas menores de juros fomentam a atividade econômica, impactando positivamente a rentabilidade das empresas	NA	NA

Quadro 2 – Variáveis independentes e expectativas (continuação)

Variáveis independentes	Sigla	Expectativas	Sinal do coeficiente	Referência bibliográfica
Crescimento anual real do PIB	Δ PIB	Durante períodos de maior crescimento econômico, a rentabilidade deve ser maior	+	Filbeck e Krueger (2005)
Tamanho da empresa	TAM	Quanto maior a empresa, maior deverá ser a rentabilidade	NS +	Gupta (1969) Raheman e Nasr (2007)
Grau de endividamento	DIV	Quanto maior a alavancagem financeira, menor deverá ser a rentabilidade	- +	Raheman e Nasr (2007) Modigliani e Miller (1963)
Crescimento das operações	CRES	Quanto maior a velocidade de crescimento das operações, menor deverá ser a rentabilidade	NS	Gupta (1969)
Fluxo de caixa operacional	FCX	Quanto maior a geração de fluxo de caixa, maior deverá ser a rentabilidade	NA	Jensen e Meckling (1976)
Governança corporativa	GOV	Quanto maior o nível de governança corporativa, maior deverá ser a rentabilidade	NA	NA
Capital de giro líquido	CGL	Quanto maior o investimento em capital de giro, menor deverá ser a rentabilidade	-	Nakamura e Palombini (2010)
Variação do CGL	Δ CGL	Quanto maior o investimento em capital de giro, menor deverá ser a rentabilidade	-	Nakamura e Palombini (2010)
Ciclo financeiro	CF	Quanto maior o ciclo financeiro, menor deverá ser a rentabilidade	-	Shin e Soenen (1998) e Deloof (2003)
Prazo médio de renovação dos estoques	PME	Quanto maior o prazo médio de renovação dos estoques, menor deverá ser a rentabilidade	-	Deloof (2003)
Prazo médio de recebimento	PMR	Quanto maior o prazo médio de recebimento, menor deverá ser a rentabilidade	+ -	Schwartz (1974) e Emery (1984) Deloof (2003)
Prazo médio de pagamento	PMP	Quanto maior o prazo médio de pagamento, menor deverá ser a rentabilidade	- NS	Deloof (2003) e Teruel e Solano (2007)

Quadro 2 – Variáveis independentes e expectativas (conclusão)

Variáveis independentes	Sigla	Expectativas	Sinal do coeficiente	Referência bibliográfica
Interação entre variação do CGL e grau de endividamento	ΔCGL^* DIV	O grau de endividamento influencia conjuntamente a variação do CGL e o excesso de rentabilidade	NA	NA
Interação entre variação do CGL e variação da taxa de juros	ΔCGL^* ΔJUR	A variação da taxa de juros influencia conjuntamente a variação do CGL e o excesso de rentabilidade	NA	NA

Fonte: Elaborado pelo autor. NS = não significativo. NA = não disponível.

Além disso, testou-se se o grau de endividamento e as oscilações na taxa de juros influenciam conjuntamente os investimentos em capital de giro das empresas e o excesso de rentabilidade.

Foi escolhido o método de estimação econométrica de painel, que combina a estrutura de *cross-section* (observações de diversas empresas em um momento do tempo) com a de séries de tempo (observações, ao longo do tempo, de uma mesma empresa). A principal vantagem das estimações em painel está na possibilidade de se considerar explicitamente a existência de um efeito não observado, próprio de cada empresa, ao longo do tempo. A equação básica de uma estimação em painel é:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 X_{it} + a_i + u_{it}, \text{ onde:}$$

t = período

i = empresa

a_i = componente não observado da empresa i , no período t

u_{it} = erro da regressão

O termo a_i representaria um componente não observado de cada empresa i , fixo no tempo — por exemplo, uma característica própria de gestão que não é capturada por nenhuma variável explicativa. Caso esse termo não fosse considerado nas estimações, a equação anterior ficaria:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 X_{it} + e_{it}$$

$$e_{it} = a_i + u_{it}, \text{ onde:}$$

e_{it} = erro composto

Caso a_i não seja correlacionado com as variáveis explicativas, teríamos que o erro composto e_{it} também não seria correlacionado e os coeficientes estimados seriam não viesados. Porém, a presença de a_i dentro de e_{it} faria que esse resíduo composto fosse autocorrelacionado ao longo do tempo, o que invalidaria, assim, as inferências dos coeficientes (como a análise do p-valor). No caso de existir a correlação entre a_i e as variáveis explicativas, teríamos, então, estimações viesadas dos coeficientes, invalidando toda a análise.

Os métodos de estimação em painel testados aqui são os de *efeitos fixos* e os de *efeitos aleatórios*. O primeiro considera que a_i é correlacionado com as variáveis explicativas, garantindo, assim, uma estimação consistente. Já o segundo método assume que a_i não é correlacionado com as variáveis explicativas, o que pode levar a um viés caso essa hipótese não seja verdadeira, mas a estimadores mais eficientes (ou seja, com uma menor variância) caso a hipótese assumida seja correta.

Para a escolha dos modelos, foram utilizados os testes F e Chi-Quadrado para a existência de a_i — confirmando ou não a necessidade da estimação em painel — e o teste de Hausman para a escolha entre os modelos de efeito fixo ou aleatório. O teste de especificação de Hausman avalia a consistência de um estimador comparado a outro estimador alternativo. Informações mais detalhadas podem ser obtidas em Wooldridge (2002).

4 DADOS E ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS

4.1 Amostra

A amostra inicial deste trabalho é formada por todas as empresas listadas na BM&FBOVESPA (Brasil), na BMV (México) e na BCBA (Argentina). As empresas listadas na BCS (Chile) não puderam ser analisadas pela ausência de dados referentes a endividamento e ciclo financeiro de períodos anteriores a 2009.

Os dados utilizados foram extraídos do banco de dados Economática e abrangem o período de 2004 a 2011. O início do período coincide com a retomada dos lançamentos de ofertas públicas iniciais, usualmente referidas como IPOs (do inglês *initial public offering*) impulsionada pelos sólidos fundamentos macroeconômicos da economia brasileira, pelas melhorias no arcabouço regulatório (a reforma da Lei das S. A. em 2001 e das leis disciplinando as atribuições e as responsabilidades da CVM em 2002, além da criação de níveis diferenciados de governança corporativa pela BMF&BOVESPA em 2000) e pela farta liquidez internacional.

Foram excluídas da amostra as empresas de serviços financeiros e aquelas que não possuíam classificação setorial. Para Copeland, Koller e Murrin (2002), as demonstrações financeiras dos bancos apresentam diferenças em relação às demonstrações das empresas convencionais. Os bancos podem emprestar um determinado percentual de seus passivos de forma a gerar receita financeira, o que significa que não há uma clara diferenciação entre seus ativos e passivos. Por essa razão, os ativos dos bancos são ativos financeiros e não são como os ativos reais convencionais da economia, como os estoques e os ativos imobilizados. Além disso, o nível de caixa em instituições financeiras não tem o mesmo significado do nível de caixa em empresas não financeiras. Essas diferenças invalidam o conceito de *capital de giro* adotado no presente trabalho, motivando, dessa forma, a exclusão das ações das instituições financeiras da amostra inicial.

Por fim, as empresas sem clara classificação setorial foram eliminadas, bem como aquelas que apresentavam patrimônio líquido negativo, reduzindo a amostra para 258 empresas no Brasil, 88 no México e 67 na Argentina.

Para a exclusão das observações *outliers* da amostra, utilizou-se o método do escore Z, ou do desvio padrão. Neste trabalho foram consideradas *outliers* todas as observações que se encontravam a dois desvios padrões acima ou abaixo da média.

Com esse tratamento, 54 observações foram eliminadas para o Brasil, 42 para o México e 30 para a Argentina, ficando os modelos *ex-outliers* com 618, 175 e 136 observações respectivamente.

Assim, os quatro modelos apresentados na metodologia foram executados com a base de dados sem nenhum tratamento, cujos resultados foram convenientemente classificados sob a rubrica “painel sem restrição”, e também com a mesma base de dados após a exclusão dos *outliers*, de forma similar classificados sob a rubrica “painel *ex-outliers*”.

4.2. Estatísticas descritivas

A tabela 1 apresenta as estatísticas descritivas de todas as variáveis utilizadas neste trabalho separadas por país para o período de 2004 a 2011, totalizando 1.054 observações.

Embora o excesso de rentabilidade médio (ROIC - ROIC^s) da base completa seja 1,7%, ele é praticamente inexistente no México (0,1%). O Brasil se destaca por ser o país com o maior desvio padrão nessa variável (27,4%), o que demonstra maior variabilidade dos retornos das empresas brasileiras em relação à amostra total.

Com relação às variáveis que se relacionam diretamente com a gestão de capital de giro, as empresas brasileiras apresentaram o maior ciclo financeiro, enquanto as mexicanas apresentaram mais investimentos em capital de giro com relação a seu total de ativos.

Tabela 1 – Estatística descritiva das variáveis (continua)

Variável	ROIC - ROIC^s	ΔPIB	ΔJUR	TAM	DIV	CRES	FCX	
Unidade de medida	Variação %	Variação %	Variação %	log natural	%	Variação %	log natural	
BRASIL	Média	2,1	3,9	-2,1	13,88	0,36	13,28	11,40
	Mediana	0,9	4,0	-2,6	13,92	0,27	13,49	11,49
	Desvio padrão	27,4	2,4	3,4	1,97	0,77	2,32	2,25
	Nº de observ.	672	672	672	672	672	672	672
MÉXICO	Média	0,1	2,4	0,0	16,32	0,25	15,88	13,51
	Mediana	0,1	3,2	0,1	16,46	0,23	15,96	13,58
	Desvio padrão	7,8	3,4	1,5	1,63	0,17	2,06	2,16
	Nº de observ.	216	216	216	216	216	216	216
ARGENTINA	Média	1,8	7,8	0,9	13,22	0,23	12,97	10,39
	Mediana	0,1	8,9	2,0	13,29	0,17	12,91	10,23
	Desvio padrão	18,5	2,5	3,2	1,90	0,22	1,84	2,33
	Nº de observ.	166	166	166	166	166	166	166
BASE COMPLETA	Média	1,7	4,2	-1,2	14,27	0,32	13,79	11,69
	Mediana	0,6	4,0	-0,1	14,29	0,25	13,92	11,81
	Desvio padrão	23,3	3,1	3,3	2,18	0,63	2,45	2,48
	Nº de observ.	1.054	1.054	1.054	1.054	1.054	1.054	1.054

Fonte: Económica. Nota: Dados trabalhados pelo autor.

Tabela 1 – Estatística descritiva das variáveis (conclusão)

Variável		CGL	ΔCGL	CF	PME	PMR	PMP	ΔCGL*DIV	ΔCGL*ΔJUR
Unidade de medida		% do ativo total	% do ativo total	dias	dias	dias	dias		
BRASIL	Média	7,8	2,0	118	102	88	67	0,50%	-0,07%
	Mediana	10,4	0,5	69	65	60	44	0,03%	0,00%
	Desvio padrão	41,8	17,8	236	167	163	161	30,23%	0,52%
	Nº de observ.	672	672	672	672	672	672	672	672
MÉXICO	Média	14,6	1,5	97	111	58	72	0,15%	-0,01%
	Mediana	14,0	0,4	59	67	42	57	0,01%	0,00%
	Desvio padrão	26,3	12,2	200	175	60	73	5,04%	0,17%
	Nº de observ.	216	216	216	216	216	216	216	216
ARGENTINA	Média	9,7	2,7	84	103	59	77	0,82%	0,02%
	Mediana	9,3	0,8	47	69	50	66	0,02%	0,00%
	Desvio padrão	24,2	13,4	168	164	55	52	8,29%	0,48%
	Nº de observ.	166	166	166	166	166	166	166	166
BASE COMPLETA	Média	9,6	2,0	109	104	77	70	0,48%	-0,04%
	Mediana	10,9	0,5	65	66	54	49	0,02%	0,00%
	Desvio padrão	36,4	16,0	219	168	134	133	24,18%	0,46%
	Nº de observ.	1.054	1.054	1.054	1.054	1.054	1.054	1.054	1.054

Fonte: Economática. Nota: Dados trabalhados pelo autor.

4.3. Análise de correlação

As tabelas 2, 3 e 4 apresentam os coeficientes de correlação de Pearson para todas as variáveis consideradas (mesmo aquelas que não aparecem concomitantemente nos mesmos modelos) para o Brasil, o México e a Argentina respectivamente.

No caso do Brasil observa-se uma correlação negativa entre o excesso de rentabilidade e todas as variáveis que se relacionam diretamente com a gestão de capital de giro (CGL, Δ CGL, CF, PME, PMR e PMP). De forma geral, esse resultado confirma a visão de que um menor ciclo financeiro, ou seja, a redução do tempo decorrido entre a compra de matéria-prima e o recebimento pela venda dos produtos finais, afeta positivamente a rentabilidade de uma empresa. Por outro lado, em relação ao México e à Argentina, não foi observada a mesma consistência.

No que diz respeito às correlações entre as variáveis independentes, fortes relações foram encontradas entre TAM e FCX (Brasil: 0,86; México: 0,83; Argentina: 0,90) e entre DIV e CGL (Brasil: -0,40; México: -0,19; Argentina: -0,53). Conforme esperado, uma vez que CF é definido pela equação $PME + PMR - PMP$, fortes correlações foram encontradas entre CF e PME (Brasil: 0,81; México: 0,90; Argentina: 0,94) e entre CF e PMR (Brasil: 0,74; México: 0,34; Argentina: 0,28). Por essa razão, no Modelo 2 do presente trabalho, que considera os ciclos de renovação dos estoques, de recebimento e de pagamento, não está incluído o ciclo financeiro.

Tabela 2 – Coeficientes de correlação de Pearson – Brasil

	ROIC - ROICs	ΔJUR	ΔPIB	TAM	DIV	CRES	FCX	CGL	ΔCGL	CF	PME	PMR	PMP	ΔCGL*DIV	ΔCGL*ΔJUR
ROIC - ROICs	1,000	-0,023	-0,022	-0,003	-0,062	0,014	0,092	-0,064	-0,013	-0,082	-0,083	-0,034	-0,025	0,013	-0,020
ΔJUR		1,000	0,088	0,104	0,016	0,036	0,081	0,009	-0,052	-0,016	-0,009	0,013	0,045	-0,011	0,116
ΔPIB			1,000	0,019	-0,010	0,066	-0,017	0,027	0,032	0,005	0,029	-0,010	0,010	-0,037	-0,031
TAM				1,000	-0,123	0,029	0,865	0,191	0,050	-0,145	-0,160	-0,081	-0,001	0,003	0,023
DIV					1,000	-0,032	0,007	-0,402	-0,014	-0,014	-0,048	0,004	0,265	0,038	0,011
CRES						1,000	0,016	0,049	0,015	0,057	0,079	-0,019	-0,019	-0,033	-0,015
FCX							1,000	-0,055	-0,042	-0,204	-0,218	-0,087	0,165	0,020	-0,005
CGL								1,000	0,337	0,198	0,129	0,055	-0,125	0,171	-0,125
ΔCGL									1,000	0,135	0,132	0,026	-0,012	0,652	-0,568
CF										1,000	0,810	0,736	-0,115	0,017	-0,082
PME											1,000	0,358	0,132	0,009	-0,118
PMR												1,000	0,198	0,006	0,027
PMP													1,000	0,003	0,015
ΔCGL*DIV														1,000	-0,453
ΔCGL*ΔJUR															1,000

Nota: Dados extraídos do Economática e trabalhados pelo autor.

Tabela 3 – Coeficientes de correlação de Pearson – México

	ROIC - ROICs	ΔJUR	ΔPIB	TAM	DIV	CRES	FCX	CGL	ΔCGL	CF	PME	PMR	PMP	ΔCGL *DIV	ΔCGL *ΔJUR
ROIC - ROICs	1,000	0,077	0,029	0,053	-0,169	0,012	-0,001	0,136	0,104	0,014	-0,004	-0,070	-0,079	0,050	0,022
ΔJUR		1,000	0,324	-0,022	-0,060	0,119	-0,029	0,016	-0,026	-0,043	-0,040	0,019	0,048	-0,053	0,196
ΔPIB			1,000	-0,014	-0,034	0,121	0,000	0,038	0,010	-0,048	-0,052	0,030	0,036	-0,020	0,104
TAM				1,000	0,183	0,048	0,830	0,037	0,066	-0,065	-0,115	-0,060	-0,124	0,068	-0,064
DIV					1,000	-0,043	0,170	-0,192	-0,102	0,060	-0,002	0,148	-0,029	-0,067	-0,061
CRES						1,000	0,098	0,092	0,020	-0,030	-0,042	0,108	-0,046	0,001	0,003
FCX							1,000	-0,102	-0,141	-0,064	-0,091	-0,143	-0,107	-0,102	-0,048
CGL								1,000	0,405	0,624	0,455	0,292	-0,327	0,289	0,003
ΔCGL									1,000	0,133	0,078	0,135	-0,075	0,889	-0,180
CF										1,000	0,902	0,342	-0,278	0,068	-0,018
PME											1,000	0,116	0,049	0,039	-0,030
PMR												1,000	0,135	0,100	0,048
PMP													1,000	-0,015	0,005
ΔCGL*DIV														1,000	-0,263
ΔCGL*ΔJUR															1,000

Nota: Dados extraídos do Economática e trabalhados pelo autor.

Tabela 4 – Coeficientes de correlação de Pearson – Argentina

	ROIC - ROICs	ΔJUR	ΔPIB	TAM	DIV	CRES	FCX	CGL	ΔCGL	CF	PME	PMR	PMP	ΔCGL *DIV	ΔCGL *ΔJUR
ROIC - ROICs	1,000	0,058	-0,007	-0,128	-0,095	-0,028	-0,105	0,170	-0,071	0,034	-0,021	-0,026	-0,116	0,010	-0,131
ΔJUR		1,000	-0,146	0,073	-0,143	0,038	-0,047	0,172	0,071	-0,007	0,037	-0,039	0,073	0,018	0,066
ΔPIB			1,000	-0,037	0,076	-0,103	-0,003	-0,059	0,084	0,043	0,026	-0,020	-0,063	0,096	-0,008
TAM				1,000	0,237	-0,040	0,901	-0,375	-0,065	-0,228	-0,157	-0,139	0,104	-0,021	-0,045
DIV					1,000	-0,052	0,170	-0,529	0,052	-0,098	-0,115	-0,073	-0,100	0,194	-0,162
CRES						1,000	-0,002	0,022	-0,116	-0,052	-0,032	-0,062	-0,051	-0,004	0,034
FCX							1,000	-0,478	-0,304	-0,122	-0,040	-0,277	0,050	-0,154	-0,147
CGL								1,000	0,257	0,321	0,245	0,154	-0,091	0,080	0,076
ΔCGL									1,000	0,059	0,066	0,058	0,005	0,736	0,119
CF										1,000	0,941	0,280	-0,026	0,032	0,027
PME											1,000	0,101	0,168	0,020	0,051
PMR												1,000	0,410	0,031	0,046
PMP													1,000	0,010	0,023
ΔCGL*DIV														1,000	-0,344
ΔCGL*ΔJUR															1,000

Nota: Dados extraídos do Economática e trabalhados pelo autor.

5 RESULTADOS OBTIDOS

Nesta seção são analisados os resultados dos modelos detalhados na metodologia deste trabalho. Inicialmente, no item 5.1, define-se o método de estimação e explica-se o processo de escolha dos modelos econométricos para cada país. Já no item 5.2, analisam-se os resultados encontrados nas regressões agrupando as variáveis explicativas em três categorias: variáveis de controle, variáveis relacionadas à gestão de capital de giro e variáveis interativas.

5.1 Métodos de estimação

Objetivando explorar ao mesmo tempo as variações dos determinantes do excesso de rentabilidade ao longo do tempo e entre diferentes empresas, adotou-se o método de estimação com dados em painéis balanceados.

As tabelas 5, 6 e 7 sumarizam os resultados dos testes econométricos aplicados aos dados amostrais para a escolha do melhor modelo econométrico para cada país. Observa-se que os modelos selecionados variaram de país para país, considerando um nível de significância de 5%.

Para o Brasil, adotou-se o modelo de dados em painel (pelo teste F — ou teste a_i para efeito fixo — e pelo teste Chi-Quadrado — ou teste a_i para efeito aleatório) com efeito fixo (pelo teste de Hausman). A estimação de efeito fixo assume a existência de uma variável não observada, a_i , constante ao longo do tempo e própria de cada empresa, que não é independente de alguma das variáveis explicativas. Conhecendo a diversidade cultural brasileira, entende-se que essa variável não observada seja o perfil da administração de cada empresa.

Para o México, a escolha variou entre as bases de dados utilizadas (sem restrição e *ex-outliers*) e entre os modelos. Para a Argentina, houve consistência na escolha do modelo de dados em painel com efeito aleatório, o que sugere que a variável não observada (a_i) não é correlacionada com as variáveis explicativas. De forma simplificada, a adoção do efeito aleatório pressupõe a aleatoriedade dos efeitos não observáveis.

Tabela 5 – Testes econométricos – Brasil

Valor de prob	Painel sem restrição			Painel ex-outliers		
	Teste a_i (efeito fixo)	Teste a_i (efeito aleatório)	Teste de Hausman	Teste a_i (efeito fixo)	Teste a_i (efeito aleatório)	Teste de Hausman
Modelo 1	0.0000	0.0000	<u>0.0476</u>	0.0000	0.0000	<u>0.0088</u>
Escolha	Painel	Painel	<u>Efeito fixo</u>	Painel	Painel	<u>Efeito fixo</u>
Modelo 2	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Escolha	Painel	Painel	Efeito fixo	Painel	Painel	Efeito fixo
Modelo 3	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Escolha	Painel	Painel	Efeito fixo	Painel	Painel	Efeito fixo
Modelo 4	0.0000	0.0000	<u>0.0013</u>	0.0000	0.0000	0.0000
Escolha	Painel	Painel	<u>Efeito fixo</u>	Painel	Painel	Efeito fixo
Modelo 5	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Escolha	Painel	Painel	Efeito fixo	Painel	Painel	Efeito fixo

Nota: Dados trabalhados pelo autor.

Tabela 6 – Testes econométricos - México

Valor de prob	Painel sem restrição			Painel ex-outliers		
	Teste a_i (efeito fixo)	Teste a_i (efeito aleatório)	Teste de Hausman	Teste a_i (efeito fixo)	Teste a_i (efeito aleatório)	Teste de Hausman
Modelo 1	0.0000	0.0000	<u>0.0006</u>	0.0000	0.0000	<u>0.0620</u>
Escolha	Painel	Painel	<u>Efeito fixo</u>	Painel	Painel	<u>Efeito aleatório</u>
Modelo 2	0.0000	0.0000	<u>0.0117</u>	0.0000	0.0000	<u>0.2193</u>
Escolha	Painel	Painel	<u>Efeito fixo</u>	Painel	Painel	<u>Efeito aleatório</u>
Modelo 3	0.0000	0.0000	<u>0.0171</u>	0.0000	0.0000	<u>0.0254</u>
Escolha	Painel	Painel	<u>Efeito fixo</u>	Painel	Painel	<u>Efeito fixo</u>
Modelo 4	0.0000	0.0000	<u>0.0445</u>	0.0000	0.0000	<u>0.2354</u>
Escolha	Painel	Painel	<u>Efeito fixo</u>	Painel	Painel	<u>Efeito aleatório</u>
Modelo 5	0.0000	0.0000	<u>0.0132</u>	0.0000	0.0000	<u>0.1153</u>
Escolha	Painel	Painel	<u>Efeito fixo</u>	Painel	Painel	<u>Efeito aleatório</u>

Nota: Dados trabalhados pelo autor.

Tabela 7 – Testes econométricos – Argentina

Valor de prob	Painel sem restrição			Painel ex-outliers		
	Teste a_i (efeito fixo)	Teste a_i (efeito aleatório)	Teste de Hausman	Teste a_i (efeito fixo)	Teste a_i (efeito aleatório)	Teste de Hausman
Modelo 1	0.0000	0.0000	<u>0.7153</u>	0.0000	0.0000	<u>0.1956</u>
Escolha	Painel	Painel	<u>Efeito aleatório</u>	Painel	Painel	<u>Efeito aleatório</u>
Modelo 2	0.0000	0.0007	<u>0.8939</u>	0.0000	0.0000	<u>0.2634</u>
Escolha	Painel	Painel	<u>Efeito aleatório</u>	Painel	Painel	<u>Efeito aleatório</u>
Modelo 3	0.0000	0.0005	<u>0.9104</u>	0.0000	0.0000	<u>0.2450</u>
Escolha	Painel	Painel	<u>Efeito aleatório</u>	Painel	Painel	<u>Efeito aleatório</u>
Modelo 4	0.0000	0.0003	<u>0.9329</u>	0.0000	0.0000	<u>0.2686</u>
Escolha	Painel	Painel	<u>Efeito aleatório</u>	Painel	Painel	<u>Efeito aleatório</u>
Modelo 5	0.0000	0.0006	<u>0.9085</u>	0.0000	0.0000	<u>0.3042</u>
Escolha	Painel	Painel	<u>Efeito aleatório</u>	Painel	Painel	<u>Efeito aleatório</u>

Nota: Dados trabalhados pelo autor.

5.2 Interpretações dos resultados

De uma maneira geral, os resultados para o Brasil confirmaram a principal hipótese deste trabalho: que o excesso de rentabilidade é explicado, dentre outros fatores, pela gestão de capital de giro. Por outro lado, os resultados para o México e para a Argentina mostraram poucas variáveis estatisticamente significativas.

A análise dos resultados está organizada da seguinte maneira: no item 5.2.1, analisam-se os resultados das variáveis de controle (Δ JUR, Δ PIB, TAM, DIV, CRES, FCX e GOV — a última, exclusivamente para Brasil); no item 5.2.2, com o objetivo de testar a primeira hipótese deste trabalho, analisam-se os resultados das variáveis relacionadas à gestão de capital de giro (CGL, Δ CGL, CF, PME, PMR e PMP); e, por fim, no item 5.2.3, analisam-se os resultados das variáveis interativas Δ CGL*DIV e Δ CGL* Δ JUR presentes nos modelos 4 e 5, respectivamente.

5.2.1 Variáveis de controle

Os resultados não mostraram uma relação causal entre a variação da taxa de juros e o excesso de rentabilidade para as empresas no Brasil e na Argentina. Para as empresas no México, entretanto, o coeficiente associado a ΔJUR foi estatisticamente significativo a 1% em todos os modelos.

O crescimento anual real do PIB (ΔPIB) e o excesso de rentabilidade são grandezas inversamente proporcionais, de acordo com os resultados encontrados apenas para o Brasil. Poder-se-ia dizer que as empresas se diferenciam menos em períodos de intenso crescimento econômico (dadas as numerosas e amplas oportunidades de investimento que surgem nesses períodos), o que culminaria na convergência de rentabilidade nos diversos setores da economia. Esse resultado não contraria as pesquisas de Filbeck e Krueger (2005), pois podemos concluir apenas que a diferenciação em termos de rentabilidade (quanto maior o excesso de rentabilidade, maior a diferenciação) foi menor em períodos de maior crescimento econômico, o que não significa que não seja observada uma maior rentabilidade isoladamente nesses períodos. Para o México e para a Argentina não foi encontrada nenhuma relação com significância estatística.

Significativa para os três países em todos os modelos a 5%, a variável *tamanho da empresa* (TAM) se relacionou negativamente com o excesso de rentabilidade. Os resultados indicam que quanto maior o tamanho das empresas, mais a rentabilidade delas se aproxima da média setorial, implicando a compressão do excesso de rentabilidade. Isso sugere que as vantagens competitivas oriundas do maior porte (acesso a crédito e a linhas mais baratas, maior poder de barganha junto a fornecedores etc.) são de certa forma neutralizadas por problemas relacionados à manutenção de uma maior estrutura organizacional.

Foi encontrada uma relação negativa entre a variável *grau de endividamento* (DIV), significativa a 5% em todos os modelos para as empresas listadas na bolsa brasileira, e o excesso de rentabilidade. Enquanto para as empresas argentinas não foi encontrada nenhuma relação, a variável DIV também foi significativa a 5% para as empresas mexicanas, porém apenas para os modelos que foram executados com a base de dados sem nenhum tratamento. Portanto, os resultados encontrados confirmaram a expectativa da existência de uma relação inversa entre grau de endividamento e rentabilidade.

A variável *crescimento* (CRES) foi estatisticamente significativa a 5% para o México apenas para os modelos executados na base de dados sem nenhum tratamento. Para os outros países, não foi verificada nenhuma significância estatística. Dessa forma pode-se dizer que não foi encontrada uma relação direta entre crescimento e rentabilidade, assim como nos trabalhos de Gupta (1969).

Já a variável *geração de caixa* (FCX) foi significativa a 1% em todos os modelos para o Brasil e para a Argentina. Para o México, ela foi significativa a 5% apenas para alguns modelos rodados com a base de dados livre de *outliers*. Esses resultados demonstram que uma forte geração de caixa impacta positivamente não apenas a rentabilidade, conforme Jensen e Meckling (1976), mas também o excesso de rentabilidade. Considerando que as empresas não podem realizar todos os seus projetos de investimento, dadas suas restrições orçamentárias, se entende que aquelas que geram caixa podem escolher um número maior de projetos rentáveis e, com isso, se diferenciar no seu setor.

Por fim, a variável *governança* (GOV) não se mostrou significativa para o Brasil, não sendo possível, portanto, tecer considerações sobre a influência da presença de governança corporativa diferenciada sobre o excesso de rentabilidade. Vale lembrar que, dada a ausência de dados, essa variável foi incluída apenas nos modelos para o Brasil.

Considerando que a forma de gestão de capital de giro pode variar entre os diversos setores da economia, a depender da relevância das contas do ativo circulante, e também em períodos de instabilidade econômica, inicialmente foram incluídas variáveis para controlar a influência da indústria e da crise financeira que se iniciou em 2008. Ambas as variáveis, entretanto, mostraram-se não significativas em todos os modelos. Uma explicação advém da definição da variável dependente, que, sendo a diferença entre a rentabilidade da empresa e a do setor a que pertence, já normaliza a influência da indústria e da crise financeira de 2008.

5.2.2 Variáveis relacionadas à gestão de capital de giro

Como em Nakamura e Palombini (2010), o coeficiente da variável CGL veio com sinal negativo para as empresas listadas na bolsa brasileira. Conforme observado na tabela 8, a variável CGL foi significante ao nível de 1% apenas para os modelos sem *outliers* e a 10% para os demais modelos.

Assim, complementa-se a visão de que a minimização dos investimentos em capital de giro a patamares que não acarretem risco de solvência não apenas beneficia a rentabilidade das empresas, mas também permite uma maior diferenciação das empresas no quesito *rentabilidade* dentro de uma mesma indústria.

Ainda para o Brasil, os resultados encontrados para o ciclo financeiro (nos modelos representados pela variável CF), que também pode ser entendido como uma medida de gestão de capital de giro, reforçam a visão supramencionada. Os coeficientes negativos encontrados para a variável CF, estatisticamente significativos a 5% em todos os modelos testados, indicam uma relação negativa entre CF e excesso de rentabilidade. Em outras palavras, quanto maior o ciclo financeiro, maior a necessidade de investimento em capital de giro, o que penaliza a rentabilidade da empresa, assim como Shin e Soenen (1998) e Deloof (2003) apontaram em seus estudos.

Por outro lado, quando analisados separadamente no modelo 2, os três componentes do ciclo financeiro, os prazos médios de renovação de estoques, de recebimento e de pagamento (PME, PMR e PMP, respectivamente) se mostraram estatisticamente insignificantes a 5%. O PME foi significativo a 10% apenas na regressão sem restrições. Subentende-se, assim, que o efeito combinado dos três componentes sobrepõe-se às suas influências individuais na definição da rentabilidade da empresa.

Para a Argentina, não foi encontrada significância estatística entre as variáveis CGL, CF, PME, PMR e PMP e o excesso de rentabilidade. De forma similar, para o México a variável CGL foi significativa a 5% praticamente apenas para os modelos rodados com a base de dados livre de *outliers*. Nesse caso, o sinal positivo do coeficiente da variável CGL também contrariou as expectativas, indicando uma relação positiva entre investimento em capital de giro e excesso de rentabilidade. Com relação ao ciclo financeiro e aos prazos médios, apenas o PMR foi estatisticamente significativo a 1%. O coeficiente negativo denota que quanto maior for o prazo médio de recebimento, menor será o excesso de rentabilidade, confirmando os estudos de Deloof (2003) que analisaram a rentabilidade.

Embora sem nenhuma significância para o México, a variável ΔCGL foi significativa a 1% para o Brasil e para a Argentina em todos os modelos. Calculado pela variação do CGL entre os períodos t e $t-1$, o ΔCGL pode ser positivo ou

negativo. ΔCGL negativo significa que a empresa está liberando capital de giro, enquanto ΔCGL positivo significa que a empresa está aumentando o investimento em capital de giro. O coeficiente positivo encontrado nos casos significativos demonstra uma relação positiva entre o ΔCGL e o excesso de rentabilidade. Em outras palavras, o aumento do investimento em capital de giro (ΔCGL positivo) implica maior excesso de rentabilidade, assim como a redução (ΔCGL negativo) implica menor excesso de rentabilidade.

5.2.3 Variáveis interativas

No modelo 3 testou-se se o efeito da variação do CGL sobre o excesso de rentabilidade era influenciado pelo grau de endividamento das empresas. Os coeficientes da variável interativa $\Delta\text{CGL}*\text{DIV}$ foram negativos e estatisticamente significativos a 1% para o Brasil e a 5% e a 10% apenas para o modelo de painel sem a exclusão dos *outliers* para o México e para a Argentina, respectivamente. Entendendo que a exclusão de *outliers* deveria melhorar os resultados dos testes, acredita-se que os resultados para o México e para a Argentina, que foram apenas significativos para os painéis sem a exclusão de *outliers*, são pouco conclusivos.

Considerando a hipótese de que empresas menos alavancadas tendem a ser menos rigorosas na gestão de capital de giro por ainda poderem optar por capital de terceiros para financiar suas operações, seria razoável esperar que mais recursos fossem empregados na operação na forma de capital de giro nesse grupo de empresas. Assim, como Raheman e Nasr (2007) observaram em seus trabalhos, investimentos em capital de giro em níveis acima do ótimo (o nível que maximiza a rentabilidade sem colocar em risco a liquidez da empresa), impulsionados por uma menor alavancagem financeira, influencia negativamente o excesso de rentabilidade.

No modelo 4 testou-se se a variação do CGL e o excesso de rentabilidade eram influenciados pela variação da taxa de juros. Assim como a variável ΔJUR , que se mostrou não significativa para o Brasil e para a Argentina, a variável interativa $\Delta\text{CGL}*\Delta\text{JUR}$ também não foi estatisticamente significativa para esses países. Por outro lado, entre as empresas mexicanas, observou-se que oscilações na taxa de juros influenciam o efeito das variações do CGL sobre o excesso de rentabilidade. A variável interativa $\Delta\text{CGL}*\Delta\text{JUR}$ foi significativa a 5% quando o modelo foi rodado na

base de dados sem *outliers* e a 10% quando os dados sem nenhum tratamento foram utilizados.

Com base nesses resultados, portanto, não se pode confirmar a hipótese testada neste trabalho de que, à medida que as linhas de crédito se tornam mais baratas (barateamento esse mensurado via redução da taxa de juros), as empresas reavaliam suas necessidades de capital de giro, trazendo, dessa forma, efeitos adversos sobre o excesso de rentabilidade.

As tabelas 8, 9 e 10, a seguir, trazem os coeficientes e os p-valores de todas as variáveis para o Brasil, o México e a Argentina. O quadro 3 contrapõe os resultados obtidos aos esperados segundo revisão bibliográfica.

Tabela 8 – Coeficientes e p-valores – Brasil

Variáveis	Painel sem restrição				Painel ex-outliers			
	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
Δ JUR	-0,1371730 0,203	-0,135848 0,209	-0,1421648 0,179	-0,1371692 0,203	-0,1340778 0,185	-0,1253126 0,218	-0,1332137 0,180	-0,1291388 0,203
Δ PIB	-0,2445071** 0,040	-0,240984** 0,044	-0,2705314** 0,021	-0,2437794** 0,041	-0,2210098* 0,050	-0,2008247* 0,077	-0,2305969** 0,038	-0,22025* 0,051
TAM	-0,037351*** 0,000	-0,038237*** 0,000	-0,032701*** 0,001	-0,037498*** 0,000	-0,039562*** 0,000	-0,038603*** 0,000	-0,035630*** 0,001	-0,038768*** 0,000
DIV	-0,1111655** 0,017	-0,111197** 0,018	-0,1611348** 0,001	-0,1103008** 0,019	-0,1067111** 0,016	-0,1132661** 0,011	-0,1444701** 0,001	-0,1062998** 0,017
CRES	0,0000372 0,980	0,0000426 0,977	0,0004665 0,744	0,0000431 0,976	0,003217 0,828	0,0002669 0,985	0,0018287 0,900	0,0030727 0,836
FCX	0,020750*** 0,000	0,020754*** 0,000	0,019891*** 0,000	0,020780*** 0,000	0,022226*** 0,000	0,021974*** 0,000	0,019671*** 0,000	0,022078*** 0,000
GOV	-0,0200563 0,176	-0,019841 0,184	-0,0228922 0,117	-0,020009 0,178	-0,0178987 0,191	-0,0184253 0,177	-0,0192982 0,152	-0,0187005 0,173
CGL	-0,0834053* 0,077	-0,0822419* 0,083	-0,0795745* 0,087	-0,0839205* 0,077	-0,144506*** 0,002	-0,138849*** 0,004	-0,140581*** 0,003	-0,141982*** 0,003
Δ CGL	0,390914*** 0,000	0,38948*** 0,000	0,678668*** 0,000	0,394821*** 0,000	0,480885*** 0,000	0,497191*** 0,000	0,763030*** 0,000	0,476797*** 0,000
CF	-0,0002016** 0,031	-	-0,000192** 0,037	-0,0002025** 0,031	-0,0002088** 0,037	-	-0,000209** 0,033	-0,0002114** 0,035
PME	-	-0,0002319* 0,063	-	-	-	-0,0001754 0,215	-	-
PMR	-	-0,0001537 0,253	-	-	-	-0,0001078 0,388	-	-
PMP	-	0,0002272 0,151	-	-	-	0,0002305 0,153	-	-
Δ CGL*DIV	-	-	-1,065904*** 0,000	-	-	-	-1,198729*** 0,000	-
Δ CGL* Δ JUR	-	-	-	0,2133427 0,884	-	-	-	0,2474276 0,879

*** Significativo ao nível de 1%. ** Significativo ao nível de 5%. * Significativo ao nível de 10%. Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 9 – Coeficientes e p-valores – México

Variáveis	Painel sem restrição				Painel ex-outliers			
	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
Δ JUR	1,541119*** 0,000	1,515783*** 0,000	1,592136*** 0,000	1,552108*** 0,000	1,08872*** 0,000	1,136746*** 0,000	1,094974*** 0,000	1,063027*** 0,000
Δ PIB	-0,1502561 0,119	-0,1473495 0,133	-0,1533783 0,108	-0,1497806 0,118	-0,0422793 0,583	-0,0824687 0,313	-0,044016 0,570	-0,0368849 0,634
TAM	-0,0311058** 0,034	-0,0336343** 0,022	-0,0281749* 0,052	-0,030758** 0,034	-0,0142668** 0,028	-0,0321994** 0,019	-0,014208** 0,029	-0,0143926** 0,024
DIV	-0,1328757** 0,027	-0,1159797* 0,055	-0,1415752** 0,018	-0,1279361** 0,032	-0,0572487 0,122	-0,0227256 0,679	-0,0595046 0,116	-0,0467666 0,203
CRES	0,0495461** 0,020	0,0531778** 0,014	0,0463679** 0,028	0,0537718** 0,012	-0,011013 0,564	0,0154469 0,471	-0,0106753 0,578	-0,0164897 0,394
FCX	0,0037526 0,400	0,0016262 0,722	0,0047937 0,280	0,0022924 0,612	0,0092181** 0,035	0,0014074 0,804	0,009367** 0,033	0,0094208** 0,032
GOV	-	-	-	-	-	-	-	-
CGL	0,0829822 0,221	0,1061514 0,126	0,1202138* 0,083	0,0919001 0,174	0,0929952** 0,024	0,2431001*** 0,000	0,0915122** 0,027	0,0857233** 0,039
Δ CGL	0,0876823 0,403	0,0519264 0,624	0,2940388** 0,040	0,0778545 0,455	0,1316138 0,115	-0,0473725 0,657	0,1589596 0,190	0,0915538 0,291
CF	-0,0001702 0,177	-	-0,0001431 0,253	-0,0001922 0,127	-0,0000504 0,555	-	-0,0000455 0,600	-0,0000516 0,538
PME	-	-0,0001848 0,181	-	-	-	-0,0000196 0,922	-	-
PMR	-	-0,0006555** 0,034	-	-	-	-0,000489 0,105	-	-
PMP	-	0,0002828 0,209	-	-	-	-0,0000294 0,915	-	-
Δ CGL*DIV	-	-	-0,7080704** 0,036	-	-	-	-0,1248012 0,761	-
Δ CGL* Δ JUR	-	-	-	0,0067904* 0,095	-	-	-	0,0099134** 0,047

*** Significativo ao nível de 1%. ** Significativo ao nível de 5%. * Significativo ao nível de 10%. Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 10 – Coeficientes e p-valores – Argentina

Variáveis	Painel sem restrição				Painel ex-outliers			
	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
ΔJUR	0,6620133 0,171	0,693767 0,152	0,6968091 0,145	0,6305869 0,195	-0,0377049 0,847	-0,054275 0,784	-0,0378293 0,847	-0,0601726 0,760
ΔPIB	-0,3042287 0,564	-0,288494 0,587	-0,3535009 0,498	-0,3309449 0,532	0,0109488 0,959	0,0085778 0,969	0,009926 0,963	0,006261 0,977
TAM	-0,084126 0,000***	-0,0784448 0,001***	-0,0912618 0,000***	-0,0852586 0,000***	-0,027262 0,028**	-0,0309876 0,013**	-0,0267998 0,031**	-0,0288958 0,021**
DIV	-0,081216 0,456	-0,125703 0,293	-0,1389025 0,219	-0,0782222 0,474	-0,0008213 0,990	0,0200842 0,769	-0,0051699 0,939	0,0047503 0,944
CRES	0,0134386 0,707	0,0131794 0,714	0,0078018 0,826	0,011723 0,744	-0,0035938 0,806	-0,0045754 0,756	-0,0032606 0,824	-0,0052275 0,723
FCX	0,0642101*** 0,000	0,0613988*** 0,001	0,0718182*** 0,000	0,0650781*** 0,000	0,026508*** 0,001	0,0281724*** 0,001	0,0262661*** 0,001	0,0272391*** 0,001
GOV	-	-	-	-	-	-	-	-
CGL	-0,0122477 0,932	-0,0759423 0,636	-0,0420723 0,770	-0,0130799 0,927	0,0359851 0,633	0,0482236 0,538	0,0352642 0,641	0,0357811 0,635
ΔCGL	0,8074933*** 0,002	0,832721*** 0,002	1,213563*** 0,000	0,9111011*** 0,004	0,4751886*** 0,000	0,4904085*** 0,000	0,5294341*** 0,002	0,5342085*** 0,000
CF	0,0000289 0,822	-	-0,0000208 0,872	-0,0000197 0,880	-0,0000748 0,564	-	-0,0000723 0,579	-0,0000885 0,498
PME	-	0,0000007 0,958	-	-	-	-0,0000555 0,679	-	-
PMR	-	0,0002417 0,754	-	-	-	-0,0000207 0,955	-	-
PMP	-	-0,0005445 0,335	-	-	-	0,0003852 0,186	-	-
ΔCGL*DIV	-	-	-1,376841* 0,054	-	-	-	-0,3511173 0,616	-
ΔCGL*ΔJUR	-	-	-	-0,0045501 0,560	-	-	-	-0,0030569 0,354

*** Significativo ao nível de 1%. ** Significativo ao nível de 5%. * Significativo ao nível de 10%. Fonte: Elaborado pelo autor.

Quadro 3 – Resultados obtidos (continua)

Variáveis independentes	Sigla	Sinal do coeficiente esperado	Brasil*		México*		Argentina*		Referência bibliográfica
			Painel sem restrição	Painel ex-outliers	Painel sem restrição	Painel ex-outliers	Painel sem restrição	Painel ex-outliers	
Variação da taxa de juros	Δ JUR	NA	NS	NS	+	+	NS	NS	NA
Crescimento anual real do PIB	Δ PIB	+	-	-	NS	NS	NS	NS	Filbeck e Krueger (2005)
Tamanho da empresa	TAM	NS	-	-	-	-	-	-	Gupta (1969)
Grau de endividamento	DIV	+	-	-	-	NS	NS	NS	Raheman e Nasr (2007)
Crescimento das operações	CRES	NS	NS	NS	+	NS	NS	NS	Modigliani e Miller (1963)
Fluxo de caixa operacional	FCX	NA	+	+	NS	+	+	+	NA
Governança corporativa	GOV	NA	NS	NS	NA	NA	NA	NA	NA
Capital de giro líquido	CGL	-	-	-	NS	+	NS	NS	Nakamura e Palombini (2010)
Variação do CGL	Δ CGL	-	+	+	NS	NS	+	+	Nakamura e Palombini (2010)

Fonte: Elaborado pelo autor. *Ao nível de significância de 10%. NS = não significante. NA = não disponível.

Quadro 3 – Resultados obtidos (conclusão)

Variáveis independentes	Sigla	Sinal do coeficiente esperado	Brasil*		México*		Argentina*		Referência bibliográfica
			Painel sem restrição	Painel ex-outliers	Painel sem restrição	Painel ex-outliers	Painel sem restrição	Painel ex-outliers	
Ciclo financeiro	CF	-	-	-	NS	NS	NS	NS	Shin e Soenen (1998) e Deloof (2003)
Prazo médio de renovação dos estoques	PME	-	-	NS	NS	NS	NS	NS	Deloof (2003)
Prazo médio de recebimento	PMR	+	NS	NS	-	NS	NS	NS	Schwartz (1974) e Emery (1984) Deloof (2003)
Prazo médio de pagamento	PMP	- NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS	Deloof (2003) Teruel e Solano (2007)
Interação entre variação do CGL e grau de endividamento	Δ CGL* DIV	NA	-	-	-	NS	-	NS	NA
Interação entre variação do CGL e variação da taxa de juros	Δ CGL* Δ JUR	NA	NS	NS	+	-	NS	NS	NA

Fonte: Elaborado pelo autor. *Ao nível de significância de 10%. NS = não significante. NA = não disponível.

6 CONCLUSÕES

Foram examinados os fatores determinantes do excesso de rentabilidade entre os anos de 2004 e 2011 para as empresas listadas na BM&FBOVESPA (Brasil), na BMV (México) e na BCBA (Argentina). Adotou-se o método de estimação econométrica de painel, que combina a estrutura de *cross-section* com a de séries de tempo. Os modelos foram escolhidos entre efeito fixo ou efeito aleatório de acordo com o teste de Hausman e rodados com e sem *outliers* para testar as hipóteses deste trabalho.

De uma maneira geral, os resultados relacionados ao Brasil confirmaram que o excesso de rentabilidade é explicado, dentre outros fatores, pelos investimentos em capital de giro e pelo ciclo financeiro. Para o México e a Argentina, por outro lado, os resultados tiveram menor significância estatística.

Para o Brasil, foi verificada a existência de uma relação negativa entre investimento em capital de giro e excesso de rentabilidade, hipótese central deste trabalho. Tanto o coeficiente da variável CGL como o da variável CF foram negativos e estatisticamente significativos. Por outro lado, a relação positiva encontrada entre a variável ΔCGL e o excesso de rentabilidade enfraquece essa hipótese à medida que variações positivas de CGL implicam maiores investimentos em capital de giro.

Por outro lado, quando analisados separadamente, os três principais componentes do ciclo financeiro — os prazos médios de renovação de estoques, de recebimento e de pagamento (PME, PMR e PMP, respectivamente) — se mostraram estatisticamente não significativos a 5%. O PME foi significativo a 10% apenas na regressão sem restrições. Subentende-se, assim, que o efeito combinado dos três componentes sobrepõe-se às suas influências individuais na definição da rentabilidade da empresa.

Para o Brasil, também se ratificou que o grau de endividamento influencia conjuntamente os investimentos/desinvestimentos adicionais em capital de giro e o excesso de rentabilidade. Uma possível razão para a relação negativa entre a variável interativa $\Delta CGL * DIV$ e o excesso de rentabilidade seria uma maior predisposição das empresas menos alavancadas a gerenciarem seus ativos e passivos circulantes de forma menos rigorosa, o que acarretaria níveis de investimentos em capital de giro acima do ótimo. Por outro lado, para o México e a

Argentina acredita-se que os resultados são pouco conclusivos por serem apenas significativos para os painéis sem a exclusão de *outliers*.

Também não foi verificada para o Brasil e a Argentina a hipótese de que o barateamento das linhas de crédito influencia conjuntamente os investimentos em capital de giro das empresas e o excesso de rentabilidade. De fato, não foram observadas relações estatisticamente significantes para as variáveis ΔJUR e $\Delta\text{CGL}*\Delta\text{JUR}$ em ambos os países. Por outro lado, entre as empresas mexicanas, observou-se que oscilações na taxa de juros influenciam o efeito das variações do CGL sobre o excesso de rentabilidade. A variável interativa $\Delta\text{CGL}*\Delta\text{JUR}$ foi significativa a 5% quando o modelo foi rodado na base de dados sem *outliers* e a 10% quando os dados sem nenhum tratamento foram utilizados.

Assim, com base nesses resultados, se confirmou apenas para o México a hipótese testada neste trabalho de que, à medida que as linhas de crédito se tornam mais baratas (barateamento esse mensurado via redução da taxa de juros), as empresas reavaliam suas necessidades de capital de giro, trazendo, dessa forma, efeitos adversos sobre o excesso de rentabilidade.

Para o México, considerando os modelos de painel após a exclusão de *outliers*, identificou-se que a variação da taxa de juros e o capital de giro líquido se relacionam positivamente com o excesso de rentabilidade. Assim como para o Brasil e para a Argentina, e contrariando as expectativas, verificou-se que o excesso de rentabilidade e o tamanho da empresa se relacionam de forma inversa. Por fim, e ainda considerando apenas os modelos ex-*outliers*, as únicas variáveis significativas para a Argentina foram tamanho, geração de fluxo de caixa e variação do capital de giro líquido.

Os resultados com menor significância estatística encontrados para a Argentina podem ser atribuídos às perdas sofridas pela indústria durante a crise de conversibilidade nos anos anteriores ao do início da amostra. Embora no período de 2003 a 2008 a economia argentina tenha voltado a crescer, ainda hoje se acredita que a Argentina está em um processo de reindustrialização. De forma semelhante, os reflexos, no México, da crise financeira norte-americana na indústria podem justificar os resultados menos expressivos encontrados.

Recomenda-se que trabalhos futuros utilizem a taxa de financiamento para capital de giro em vez da taxa básica da economia, para melhor capturar a atratividade dessas linhas de financiamento. Além disso, alguma defasagem pode se

fazer necessária, dado que a decisão de aumentar a alavancagem da empresa ante uma redução nos juros pode não ser imediata. Finalmente, futuras pesquisas poderiam verificar se a gestão de capital de giro é mais relevante para pequenas e médias empresas, dado o acesso restrito desse grupo a fontes alternativas de capital, e também verificar se as relações encontradas neste trabalho se mantêm na esfera da indústria.

7 REFERÊNCIAS

- ALMEIDA, J. R. *Gestão do capital de giro, acesso a financiamentos e valor da empresa*. 2010. 53 f. Dissertação (Mestrado em Administração de Empresas)– Escola de Administração de Empresas de São Paulo, Fundação Getulio Vargas, São Paulo, 2010.
- ASSAF NETO, A. *Finanças corporativas e valor*. São Paulo: Atlas, 2006.
- BLINDER, A. S.; MACCINI, L. J. The resurgence of inventory research: what have we learned? *Journal of Economic Survey*, v. 5, p. 291-328, 1991.
- CABALLERO, S. B.; TERUEL, P. J. G.; SOLANO, P. *How do market imperfections affect working capital management?* Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas working paper. 2009. Disponível em: <<http://www.ivie.es/downloads/docs/wpasec/wpasec-2009-14.pdf>>. Acesso em: 25 jul. 2012.
- COPELAND, T.; KOLLER, T.; MURRIN, J. *Avaliação de empresas. Valuation: calculando e gerenciando o valor das empresas*. São Paulo: Pearson Makron, 2002.
- DELOOF, M. Does working capital management affect profitability of Belgian firms. *Journal of Business, Finance and Accounting*, v. 30, n. 3-4, p. 573-587, 2003.
- ELJELLY, A. M. A. Liquidity-profitability tradeoff: an empirical investigation in an emerging market. *International Journal of Commerce & Management*, v. 14, p. 48-61, 2004.
- EMERY, G. W. A pure financial explanation for trade credit. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, v. 9, n. 3, p. 271-285, 1984.
- FILBECK, G.; KRUEGER, T. M. An analysis of working capital management results across industries. *Mid-American Journal of Business*, v. 20, n. 2, p. 11-18, 2005.
- FLEURIET, M.; KEHDY, R.; BLANC, G. *O modelo Fleuriet. A dinâmica financeira das empresas brasileiras: um novo método de análise, orçamento e planejamento*. Rio de Janeiro: Campus, 2003.
- FUSCO, J. P. A. Necessidade de capital de giro e nível de vendas. *Revista de Administração de Empresas*, v. 36, n. 2, p. 53-56, 1996.
- GITMAN, I. J. *Princípios de administração financeira*. São Paulo: Harbra, 1997.
- GUPTA, M. C. The effect of size, growth, and industry on the financial structure of manufacturing companies. *Journal of Finance*, v. 24, n. 3, p. 517-529, 1969.

JENSEN, M.; MECKLING, W. Theory of the Firm: managerial behavior, agency costs and ownership structure. *Journal of Financial Economics*, v. 3, p. 305-360, 1976.

LAMBERSON, M. Changes in working capital of small firms in relation to changes in economic activity. *Mid-American Journal of Business*, v. 10, n. 2, p. 45-50, 1995.

MODIGLIANI, F.; MILLER, M. Corporate income taxes and the cost of capital: a correction. *American Economic Review*, v. 53, n. 3, p. 433-443, 1963.

MYERS, S. C.; MAJLUF, N. S. , M. Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have. *Journal of Financial Economics*, v. 13, n. 2, p. 187-221, 1984.

NAKAMURA, W. T.; PALOMBINI, N. V. N. The determinant factors of working capital management in the Brazilian market. In: ENCONTRO BRASILEIRO DE FINANÇAS, 10., 2010, São Paulo. Disponível em: <<http://bibliotecadigital.fgv.br/ocs/index.php/ebf/10EBF/paper/viewFile/1975/1028>> . Acesso em: 31 jul. 2012.

PETERSEN, M. A.; RAJAN, R. G. Trade credit: theories and evidence. *Review of Financial Studies*, v. 10, p. 661-691, 1997.

RAHEMAN, A.; NASR, M. Working capital management and profitability: case of Pakistani firms. *International Review of Business Research Papers*, v. 3, n. 1, p. 279-300, 2007.

ROSS, S. A.; WESTERFIELD, R. W.; JAFFE, J. F. *Administração financeira: corporate finance*. São Paulo: Atlas, 2002.

SAVOIA, J. R. F.; MICHALISCHEN, F. A dinâmica do investimento em capital de giro e a rentabilidade da empresa: uma análise utilizando o modelo Fleuriet. In: SEMEAD – SEMINÁRIOS EM ADMINISTRAÇÃO, 9., 2007, São Paulo, SP. Disponível em: <http://www.ead.fea.usp.br/semead/9semead/resultado_semead/trabalhosPDF/391.pdf>. Acesso em: 31 jul. 2012.

SCHWARTZ, R. A. An economic model of trade credit. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, v. 9, n. 4, p. 643-657, 1974.

SHIN, H. H.; SOENEN, L. Efficiency of working capital and corporate profitability. *Financial Practice and Education*, v. 8, n. 2, p. 37-45, 1998.

SMITH, K. V. State of the art of working capital management. *Financial Management*, p. 50-55, autumn 1973.

SMITH, M.; BEGEMANN, E. Measuring association between working capital and return on investment. *South Africa Journal of Business Management*, v. 28, n. 1, p. 1-9, 1997.

TERUEL, P. J. G.; SOLANO, P. M. Effects of Working Capital Management on SME Profitability. *International Journal of Managerial Finance*, v. 3, n. 2, p. 164-177, 2007.

WEINRAUB, H. J.; VISSCHER, S. Industry practice relating to aggressive and conservative working capital policies. *Journal of Financial and Strategic Decisions*, v. 11, n. 2, p. 11-17, 1998.

WOOLDRIDGE, J. M. *Introductory econometrics: a modern approach*. South-Western College, 2002.