

**Alexandre Majola Gava**

**MENSURAÇÃO SIMULTÂNEA DO IMPACTO NO MERCADO DE  
CAPITAIS DAS DECISÕES DE INVESTIMENTO E FINANCIAMENTO  
DA EMPRESA: UM ESTUDO DE EVENTO**

Tese de Doutorado apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Administração da Universidade Federal do Rio Grande do Sul, como requisito parcial para a obtenção do título de Doutor em Administração.

Orientador: Prof. Dr. Jairo Laser Procianoy

Porto Alegre  
2006

## AGRADECIMENTOS

Agradeço a todos que, direta ou indiretamente, contribuíram para a consecução desta tese. Em especial, ao Prof. Dr. Jairo Laser Procianoy, pelo minucioso e instigante trabalho de orientação. E à Daiane, pela compreensão e estímulo sem os quais este trabalho não se tornaria realidade, minha eterna gratidão e amor.

## RESUMO

O presente trabalho traz evidências empíricas, a partir de um estudo de evento segundo o modelo de mercado, de que não há reflexo no preço das ações das empresas no mercado de capitais quando da efetivação de alterações na alavancagem das firmas. A realização destes financiamentos é mensurada pela variação de contas contábeis, em sua efetivação, dado o baixíssimo nível de emissões de dívida no Brasil, sendo o evento considerado a entrega das demonstrações financeiras por parte das empresas à Comissão de Valores Mobiliários (CVM). Foram usados modelos de regressão múltipla para explicação dos retornos anormais cumulativos (CAR) encontrados no estudo de evento, sendo as variáveis independentes a realização de financiamentos, investimentos e os controles sugeridos pela teoria financeira, destacando-se entre eles o lucro operacional, a presença de fluxo de caixa livre e as oportunidades de crescimento. As conclusões sugerem que alterações na alavancagem não parecem criar valor para as empresas, mas sim as efetivações de investimento, e que, portanto, na inter-relação entre decisões de investimento e financiamento, há um maior peso informacional para o investimento na percepção dos investidores no mercado de capitais.

Palavras-chave: **estrutura de capital; decisões de investimento e financiamento; estudo de evento.**

## ABSTRACT

This dissertation provides empirical evidence through an event study based on the market model, that changes to leverage levels have no impact to the market price of a stock. Since Brazilian companies present a very low level of bond issues, the date of event employed in this study was the delivery of financial statements to the Comissão de Valores Mobiliários (CVM). Multiple regression models were applied in order to explain the abnormal cumulative returns (CAR) obtained. The independent variables used in the multiple regression were changes in leverage; changes in investment level; free cash flow level; profitability; and growth opportunities. The results obtained suggest that changes in the debt level do not increase the value of a firm, whereas changes in investment level partially explain the CAR. It therefore seems that in Brazil investment decisions have more informational content than financing decisions.

Keywords: **capital structure; investment and financing decisions; event study.**

## SUMÁRIO

1	Introdução.....	7
1.1	Problema de Pesquisa.....	9
1.2	Objetivos.....	11
1.2.1	Objetivo Geral.....	11
1.2.2	Objetivos Específicos.....	11
1.3	Justificativa.....	11
2	Quadro Teórico de Referência.....	13
2.1	Evidências empíricas relacionadas à decisão de investimento.....	13
2.1.1	Evidências Internacionais.....	14
2.1.1.1	Evidências Internacionais em Anúncios de Investimento.....	14
2.1.1.2	Evidências Internacionais em Realizações de Investimento.....	22
2.1.2	Evidências no Brasil.....	23
2.1.2.1	Evidências no Brasil em Anúncios de Investimento.....	23
2.1.2.2	Evidências no Brasil em Realizações de Investimento.....	24
2.1.3	Resumo das Evidências.....	27
2.2	Evidências empíricas relacionadas à decisão de financiamento.....	27
2.2.1	Evidências Internacionais.....	30
2.2.2	Evidências no Brasil.....	32
2.2.3	Resumo das Evidências.....	33
2.3	Evidências empíricas concernentes à relação entre investimento e financiamento.....	34
2.3.1	Evidências Internacionais.....	34
2.3.2	Evidências no Brasil.....	36
2.3.3	Resumo das Evidências.....	37
3	Procedimentos Metodológicos.....	38
3.1	Método.....	38
3.1.1	<i>Pooled Time Series</i> .....	44
3.2	Amostra.....	46
3.3	Proxies.....	47
3.3.1	Retorno de Mercado.....	47
3.3.2	Efetivação dos Investimentos.....	48
3.3.2.1	Efetivação de Investimentos em Ativo Permanente.....	48
3.3.2.2	Efetivação de Investimentos em Ativo Imobilizado.....	49
3.3.3	Varição no Endividamento.....	49
3.3.4	Oportunidades de Crescimento.....	51
3.3.5	Tamanho da Empresa.....	52
3.3.6	Tipo de Controlador.....	52
3.3.7	Segmento de Atuação.....	52
3.3.8	Volume de Fluxo de Caixa Livre.....	53
3.3.9	Lucratividade Operacional.....	54
3.4	Quadro Resumo das Proxies Apresentadas.....	54
3.5	Regressões para Explicação do CAR.....	56
4	Resultados.....	59
4.1	Alterações Percentuais Nas Efetivações de Investimento e Financiamento.....	59
4.2	Retornos Anormais.....	61
4.3	Análise entre CAR e Variáveis de Investimento.....	64
4.4	Análise entre CAR, Variáveis de Investimento e Financiamento.....	72

4.5	Análise entre CAR, Variáveis de Investimento e Financiamento e Variáveis de Controle .....	78
4.6	Resumo dos Resultados .....	87
5	Conclusões.....	89
	Referencial Bibliográfico .....	92

## 1 Introdução

A sobrevivência e a prosperidade de uma empresa são determinadas, em última instância, pela sua habilidade de reinventar-se por meio da alocação de capital para uso produtivo, por meio da realização de investimentos (ARNOLD e HATZOPOULOS, 2000).

Logicamente, para cada investimento efetuado, deve haver uma necessária contrapartida em termos de financiamento. A forma como estes ativos são financiados (por diferentes investidores) resulta na estrutura de capital da empresa.

Para Chung, Wright e Charoenwong (1998), as empresas estão constantemente lidando com três tipos de decisões principais, relativas aos investimentos permanentes, à política de dividendos e às decisões de financiamento.

Segundo Copeland, Weston e Shastri (2004), alterações nas fontes de financiamento da empresa constituem um assunto complexo para testes empíricos, pois freqüentemente alterações no ativo são acompanhadas de mudanças na estrutura de capital, tornando-se difícil a separação entre o impacto causado pela decisão de investimento e de financiamento.

O presente trabalho insere-se neste contexto numa contribuição inédita para o entendimento destas questões, por meio do exame da interdependência das decisões de investimento e financiamento das empresas e do seu impacto no preço das ações das mesmas no mercado de capitais.

Na literatura internacional hoje existente sobre o tema, basicamente foram mensurados os efeitos sobre o mercado de capitais das decisões de investimento das empresas, a partir do anúncio dos referidos investimentos. Apesar de serem utilizadas diversas variáveis de controle nestes trabalhos, nenhuma atenção foi dada à **forma** com que estes investimentos foram financiados, mesmo havendo evidências cada vez mais fortes de que há uma inter-relação nestes processos (conforme seção 2.3 deste trabalho). Visando apresentar evidências inovadoras, a presente pesquisa utilizou o método de estudo de evento para examinar o impacto das decisões de investimento e financiamento no preço das ações da empresa no mercado de capitais, a partir de sua efetivação, ou seja, da publicação dos demonstrativos financeiros que comprovem estas decisões. Esta metodologia permitiu um exame simultâneo da forma de financiamento escolhida pelas empresas para a realização destes dispêndios de capital, e a mensuração do seu efeito. Concomitantemente, as variáveis de controle usualmente empregadas neste tipo de estudo (conforme seção 2) foram utilizadas. O resultado

constituiu um exame simultâneo do impacto das decisões de investimento e financiamento das empresas no mercado de capitais, o que trouxe uma nova perspectiva empírica acerca do campo de estudo de finanças corporativas.

Neste momento, resta discutir uma importante questão - o fato de que, no momento da divulgação dos demonstrativos, já tenha havido a reação nos preços das ações das empresas no mercado de capitais. Isto porque, tomando-se como base a definição de eficiência de mercado conforme Copeland, Weston e Shastri (2004), num mercado de capitais eficiente, os preços refletirão completa e instantaneamente toda informação relevante disponível.

Neste contexto, os impactos nos preços das ações em função de decisões de investimento e financiamento deveriam ocorrer no momento de sua divulgação (anúncio), já que se trata de informações públicas, desde que o mercado seja eficiente em sua forma semi-forte, conforme definido por Fama (1991).

Esta linha de pensamento, apesar de constituir uma argumentação plausível, é contrariada por pesquisas anteriores no Brasil, que reportaram a existência de significativas reações do mercado de capitais a partir da efetivação de investimentos por parte das empresas<sup>1</sup>. Importa ressaltar que tais estudos trataram a questão do investimento a partir de sua realização, ou seja, da divulgação dos mesmos nos demonstrativos contábeis das firmas.

Na realidade, o fato de reações de mercado acontecerem na realização dos investimentos não necessariamente constitui-se em uma ineficiência, pois essa reação no momento da efetivação pode simplesmente representar uma desconfiança dos investidores quanto às reais intenções das empresas<sup>2</sup>, bastante aceitável num mercado onde os problemas de governança corporativa são muito acentuados, e focados essencialmente na relação entre acionistas controladores e minoritários<sup>3</sup>. Neste sentido, Doukas e Switzer (1992), analisando anúncios de investimento relacionados à pesquisa e desenvolvimento, argumentam que estes eventos não representam compromissos irreversíveis, e que, portanto, podem não ser sempre dignos de crédito com relação aos investidores. Afirmam ainda Titman, Wei e Xie (2003) que provavelmente exista uma tendência das firmas tornarem públicos somente os anúncios de investimentos que provavelmente serão vistos de forma positiva pelo mercado. Finalmente, cabe destacar a recente pesquisa de Lucchesi e Famá (2005), detalhada na seção 2.1.2 deste trabalho, que, ao analisar o impacto de anúncios de investimento no valor das empresas no

---

<sup>1</sup> Vide seção 2.1.

<sup>2</sup> Argumento apresentado por PROCIANOY e ANTUNES (2002).

<sup>3</sup> Para uma descrição detalhada dos problemas de governança no Brasil, vide LEAL e OLIVEIRA (2002); RABELO e VASCONCELOS (2002) e GORGA (2003).



Brasil, encontrou resultados estatisticamente significativos para anúncios referentes à alteração do nível de investimento do ano anterior, mas nenhuma reação para anúncios que se referiam à alteração do nível de investimento do ano corrente.

Por outro lado, as emissões públicas de dívida no Brasil constituem uma parcela muito pequena do financiamento total das empresas. Segundo Gava e Vieira (2003), na média do período de 1995 até 2002, apenas 6% do passivo de longo prazo (e 2% do de curto prazo) das firmas foi originado em emissões de dívida. Assim sendo, os investidores só vão tomar conhecimento de alterações de alavancagem quando do exame das Demonstrações Financeiras das empresas.

Os resultados alcançados neste trabalho indicam que a efetivação dos investimentos, analisada por meio da divulgação dos demonstrativos contábeis das empresas, tem um papel importante na explicação do retorno anormal gerado nestes eventos, e que a forma de financiamento adotada não se relaciona de maneira significativa a este retorno. Importa ressaltar que foram utilizadas nos testes as variáveis de controle sugeridas na literatura do tema, e que nenhuma delas, nem mesmo o lucro, afetou a relação inicialmente encontrada, ou seja, de que os retornos anormais são dependentes do investimento, e não do financiamento adotado pelas empresas analisadas. Estes fatos indicam que alterações na estrutura de capital das firmas não parecem criar valor para a empresa.

Para atingir o fim a que se propõe, este trabalho apresenta nas próximas seções o problema de pesquisa, os objetivos e a justificativa. Em seguida, discute as evidências empíricas relacionadas à decisão de investimento, financiamento, e da relação entre ambas. Posteriormente, apresenta a amostra, a metodologia e as *proxies* utilizadas. Finalmente, discute os resultados e as conclusões alcançadas.

## **1.1 Problema de Pesquisa**

Segundo a maioria das pesquisas efetuadas nesta área, o anúncio de investimentos por parte de uma empresa acarreta um retorno anormal positivo das suas ações por parte do mercado. As evidências empíricas relacionadas ao anúncio de investimentos principiam por McConnell e Muscarella (1985), e passam por Woolridge (1988); Doukas e Switzer (1992); Chan, Gau e Wang (1995); Szewczyk, Tsetsekos e Zantout (1996); Blose e Shieh (1997); Vogt (1997); Park e Kim (1997); Kim (1997); Chen e Ho (1997), Chung, Wright e

Charoenwong (1998); Jones (2000); Lamont (2000), Del Brio, Perote e Pindado (2003) e finalmente Kim, Lyn, Park e Zychowicz (2005).

No Brasil, os trabalhos de Procianoy e Antunes (2002) e Lamb (1993) sinalizam que a efetivação dos investimentos, representada pela alteração nos demonstrativos financeiros das empresas, também gera retornos anormais positivos das ações por parte do mercado. Finalmente, o trabalho de Lucchesi e Famá (2005) sugere que anúncios de investimentos das empresas geram retornos anormais positivos por parte do mercado, mais especificamente quando os anúncios referem-se a alterações nos níveis de investimento do ano anterior (e não do ano corrente).

Com relação ao impacto de alterações no endividamento da empresa na riqueza do acionista, conforme a maioria dos artigos publicados neste campo, as reações do mercado a elevações (reduções) de alavancagem são positivas (negativas), como pode ser observado em Masulis (1980); Smith (1986); Masulis e Korwar (1986); Copeland, Weston e Shastri (2004) e Kemsley e Nissim (2002).

No Brasil, o trabalho de Pereira (2000) sinaliza que o mercado valoriza positivamente o aumento da alavancagem. Por outro lado, Millan (1992) encontrou retornos anormais negativos nas ações de empresas que emitiram debêntures (simples ou conversíveis). Finalmente, Garcia e Bertucci (2002) encontraram reações de mercado estatisticamente significativas e negativas quando da emissão de ações por parte das firmas de sua amostra.

Neste contexto, o problema de pesquisa aqui abordado é a inexistência de estudos que analisem a resposta nos preços das ações no mercado de capitais para as decisões de investimento e financiamento da empresa, de forma simultânea, utilizando-se ainda as variáveis de controle presentes na literatura sobre o tema. Ou seja, o problema é a inexistência de estudos que procurem explicar os retornos anormais gerados no momento da divulgação das demonstrações financeiras das empresas, a partir das efetivações de investimento e financiamento tornadas públicas naquele momento, levando em conta as variáveis de controle usuais neste campo de estudo.

## **1.2 Objetivos**

Esta seção apresentará o objetivo geral e os objetivos específicos do presente trabalho.

### **1.2.1 Objetivo Geral**

O presente trabalho pretende examinar o impacto nos preços das ações negociadas no mercado de capitais das decisões de investimento e financiamento das empresas brasileiras, de maneira interdependente, considerando para tanto, como data de evento, o momento da divulgação das demonstrações financeiras. Este procedimento permitirá o exame conjunto do reflexo das decisões de investimento e financiamento das empresas na riqueza dos acionistas, possibilitando ainda o uso das variáveis de controle usuais neste tipo de pesquisa.

### **1.2.2 Objetivos Específicos**

- a) Verificar o impacto conjunto das decisões de investimento e financiamento das empresas, a partir de sua realização, no preço das ações das mesmas no mercado de capitais brasileiro, de maneira interdependente;
- b) Mensurar o efeito das decisões de investimento e financiamento das empresas, a partir de sua realização, no preço das ações das mesmas no mercado de capitais brasileiro, utilizando como variáveis de controle a presença de oportunidades de crescimento, o tamanho da empresa, o tipo de controlador, o segmento de atuação da firma, o fluxo de caixa livre e a lucratividade operacional.

## **1.3 Justificativa**

A questão da estrutura de capital, desde o artigo seminal de Modigliani e Miller (1958), vem sendo objeto de estudo da teoria financeira, sem que, contudo, se tenha chegado a

uma solução universalmente aceita para o problema. Por outro lado, poucos artigos<sup>4</sup> têm tentado examinar a questão de uma maneira interdependente, ou seja, buscando relações entre as decisões de investimento e financiamento das empresas e seu impacto no preço das ações das mesmas no mercado de capitais. O presente estudo pretende contribuir significativamente para o entendimento destas questões, procurando examiná-las conjuntamente, de modo a captar os efeitos combinados de alterações na estrutura de capital e do ativo permanente, quando da divulgação das demonstrações financeiras das empresas. Com isso, objetiva-se uma contribuição significativa para o entendimento das questões de usos e fundos de recursos, tanto na teoria financeira quanto na prática empresarial.

Na realidade, as evidências internacionais quanto ao problema de pesquisa analisam a decisão de investimento a partir de sua divulgação. Apesar de permitir o uso de algumas variáveis de controle, esta abordagem não consegue abarcar a questão do tipo do financiamento adotado, pois, no momento da divulgação do investimento, a forma de financiamento pode não estar definida, ou não ser simplesmente anunciada naquele instante.

Por verificar a decisão do investimento no momento de sua efetivação, e não de seu anúncio, o presente trabalho poderá avaliar o impacto do tipo de financiamento adotado para a reação do mercado de capitais quanto ao investimento. Desta forma, será verificado o efeito simultâneo das decisões de investimento e financiamento das empresas sobre o preço das ações das mesmas no mercado acionário, numa importante contribuição para o campo de estudo de finanças.

A importância do presente estudo reside, portanto, justamente no fato da apresentação de evidências inéditas para a literatura de finanças corporativas, mais especificamente no que tange à estrutura de capital, uma vez que as decisões de investimento e financiamento das empresas estarão sendo analisadas conjuntamente num estudo de evento. A inovação da abordagem a partir do exame não do anúncio, mas sim da efetivação dos investimentos e financiamentos, permitirá, portanto, um exame mais completo acerca destas importantes questões.

---

<sup>4</sup> Vide a seção 2.3 deste estudo, que apresenta três artigos neste sentido.

## 2 Quadro Teórico de Referência

O presente trabalho não pretende efetuar uma revisão exaustiva de temas tão vastos quanto estrutura de capital e decisões de investimento, mas somente apresentar os artigos mais relevantes relacionados aos objetivos do mesmo. Privilegiam-se, portanto, neste tópico, as pesquisas que examinaram o impacto de decisões de investimento, financiamento, ou da inter-relação entre ambas, na valorização da empresa pelo mercado de capitais.

### 2.1 Evidências empíricas relacionadas à decisão de investimento

A decisão de investimento<sup>5</sup> é usualmente tratada na teoria financeira como de vital importância para a sobrevivência da empresa. Apesar disso, esta é uma área ainda relativamente inexplorada<sup>6</sup> de pesquisa<sup>7</sup>.

Num mercado perfeito, o valor da empresa é reflexo de todas as informações relevantes existentes sobre a mesma (COPELAND, WESTON e SHASTRI, 2004). Estas informações referem-se basicamente a fluxos de caixa futuros. Assim, para Mcconnell e Muscarella (1985), o mercado ajustará o preço dos ativos se uma nova informação que afeta esses fluxos futuros tornar-se disponível, sendo que, usualmente, o mercado interpretará aumentos nos níveis de investimento como possibilidades de incremento no fluxo de caixa futuro da firma.

As seções seguintes apresentarão evidências empíricas relacionadas ao reflexo no preço das ações no mercado de capitais de decisões de investimento das empresas, pelo seu anúncio ou efetivação.

---

<sup>5</sup> No presente trabalho, investimento será entendido como um comprometimento durável de capital, efetuado com o propósito da manutenção ou melhora da situação econômica do agente que realiza a ação de investir (GALESNE, FENSTERSEIFER e LAMB, 1999).

<sup>6</sup> Para NOWAK (1998) há muito poucos estudos neste sentido que se referem ao mercado alemão. BURTON, LONIE e POWER (1999) fazem a mesma afirmação com relação ao mercado inglês.

<sup>7</sup> Doravante, a não ser quando expressamente indicado em contrário, as análises estarão se referindo ao mercado norte-americano.

### **2.1.1 Evidências Internacionais**

Neste tópico serão tratadas as evidências internacionais sobre o tema, inicialmente aquelas que tratam de anúncios de investimento, e, num segundo momento, as relacionadas com efetivações de investimento.

#### **2.1.1.1 Evidências Internacionais em Anúncios de Investimento**

Num dos primeiros trabalhos acerca do tema, McConnell e Muscarella (1985) analisaram anúncios de investimento<sup>8</sup> no período de 1975 até 1981. Foram analisadas 285 empresas privadas em 547 anúncios, e 72 empresas públicas em 111 anúncios, segmentando-se a amostra em função do tipo de anúncio (aumento ou redução de investimento, compra de equipamentos, pesquisa e desenvolvimento, etc.). Os anúncios representavam, em média, de 2,5% até 5,8% do valor de mercado das firmas anunciantes, nas categorizações por tipo de investimento anunciado. Para a mensuração dos retornos anormais, foi usada uma metodologia de agrupamento das firmas em carteiras, onde foram somados os retornos do dia do anúncio e do dia imediatamente anterior, para serem comparados com a média de retorno dessa mesma carteira num período de sessenta dias ao redor do evento, excluindo-se uma janela de dez dias ao redor do mesmo. Para avaliar a significância dos retornos encontrados, o trabalho utilizou os testes estatísticos de diferença de médias. Em geral, os resultados suportam a teoria financeira, segundo os autores – nas empresas privadas, anúncios de investimento (desinvestimento) são acompanhados de retornos anormais positivos (negativos) por parte do mercado, não havendo reação significativa nas empresas públicas<sup>9</sup>. Na média, os retornos anormais acumulados do dia do evento e do dia imediatamente anterior montam a 1,21% para anúncios de investimento e a -1,52% para anúncios de desinvestimento. Importa ressaltar finalmente que, segundo McConnell e Muscarella (1985), 36% dos anúncios das empresas privadas e 49% dos anúncios das empresas públicas continham outras informações sobre a empresa, tais como lucros esperados ou realizados, política de dividendos ou atividades de fusão ou aquisição. Para evitar problemas de superposição de informações, os

---

<sup>8</sup> Para DEL BRIO, MIGUEL E PINDADO (2002), este trabalho é o ponto de partida dos estudos da relação entre investimento e valor da firma.

<sup>9</sup> Afirmam os autores que este fato ocorre em função de que empresas públicas apresentam projetos com valor presente líquido (VPL) igual a zero.

autores repetiram seus procedimentos metodológicos, eliminando da amostra esses eventos. Os resultados foram muito similares aos originais (amostra inteira), sendo que para os autores isso indica que os retornos anormais não foram causados por outras informações além das contidas no anúncio de investimento ou desinvestimento<sup>10</sup>. Cabe finalmente destacar que McConnell e Muscarella (1985) reportaram que em mais de 90% dos anúncios não havia nenhum comentário acerca da forma de financiamento que seria utilizada para os investimentos analisados.

A resposta do mercado a decisões de investimento e desinvestimento, segundo a orientação estratégica dos anúncios, é o foco da pesquisa de Woolridge (1988). A amostra compreendeu 634 anúncios no período entre 1972 e 1984. Segundo o autor, houve distinção por parte do mercado na reação a diferentes tipos de anúncios de investimento, conforme sua orientação estratégica: *joint ventures*, pesquisa e desenvolvimento, estratégia de produto e finalmente investimentos em modernização ou expansão. Foi efetuado um estudo de evento a partir do modelo de mercado, sendo encontrados retornos anormais positivos e significativos (com média de 0,7%), mas variando segundo as diferentes classificações efetuadas, destacando-se retornos maiores para o segmento “pesquisa e desenvolvimento” (com retornos anormais cumulativos do dia do evento e imediatamente posterior de 1,2%).

Anúncios de aumentos de investimento em pesquisa e desenvolvimento por parte das empresas estão associados com retornos anormais positivos no mercado acionário, contudo somente para mercados altamente concentrados - em mercados de baixa concentração, o efeito é não estatisticamente significativo (sempre que as quatro maiores empresas do setor controlassem mais de 40% do mercado, este foi considerado de alta concentração). Na pesquisa de Doukas e Switzer (1992) foi analisado o período entre 1965 e 1984, sendo utilizados 87 anúncios de 45 empresas, em um estudo de evento baseado no modelo de mercado de cuja amostra final fizeram parte apenas anúncios que se relacionassem única e exclusivamente à política de pesquisa e desenvolvimento da empresa. Cabe ressaltar ainda que a reação concentrou-se no segundo e primeiro dias anteriores ao da data do evento, sendo que o retorno anormal mensurado foi de 1,12% positivo para mercados de alta concentração. No que tange ao método, os autores buscaram a explicação dos retornos anormais cumulativos (CAR) da sua amostra utilizando-se de regressões de mínimos quadrados ordinários, a partir do investimento anunciado e do nível de concentração do mercado como

---

<sup>10</sup> Segundo BURTON, LONIE e POWER (1999), o fato dos resultados nas pesquisas serem semelhantes ao examinar-se a amostra inteira ou segmentações eliminando algumas observações em função do problema de superposição de informações é recorrente neste tipo de estudo.

variáveis independentes, encontrando a relação estatisticamente significativa e positiva anteriormente mencionada.

Mensurar a reação do mercado a 447 anúncios de transferências da sede ou planta produtiva de empresas no período compreendido entre 1978 e 1990 é o objetivo do trabalho de Chan, Gau e Wang (1995). Os autores segmentaram sua amostra segundo diferentes motivos para a realização da transferência – expansão do negócio; redução de custos; redução da capacidade produtiva; consolidação de instalações; outras razões e finalmente sem razão explícita. O retorno anormal aos acontecimentos foi mensurado a partir de um estudo de evento com o modelo de mercado, utilizando-se uma janela de vinte dias antes até cinco dias após os anúncios analisados. O retorno anormal cumulativo do dia do evento e imediatamente posterior foi não significativo para a amostra como um todo, mas atingiu significância quando da sua segmentação em função do tipo de investimento anunciado – positiva para anúncios relacionados à expansão do negócio (0,69%) ou redução de custos (2,29%); negativa para notícias referentes à redução da capacidade produtiva (-2,24%) e consolidação das instalações (-1,53%). Os autores efetuaram ainda regressões de mínimos quadrados ordinários para mensurar, a partir de variáveis *dummy*, se o tipo de instalação a ser transferido (sede ou planta produtiva) ou o motivo da transferência (conforme definido acima) explicavam melhor o retorno anormal cumulativo encontrado. Segundo Chan, Gau e Wang (1995), o mercado reage em função do motivo da transferência, e não a partir do tipo de instalação que está sendo transferida. Finalmente, afirmam os autores que dos 447 anúncios reportados, 180 traziam informações concomitantes a respeito de outros aspectos da empresa (tais como mudanças no gestor principal, alterações em lucros e compra ou venda de ativos fixos). Porém, efetuando os mesmos testes com a amostra depurada destes 180 anúncios, Chan, Gau e Wang (1995) indicaram que os resultados não se alteraram, apenas tornaram-se mais robustos estatisticamente.

O trabalho de Szewczyk, Tsetsekos e Zantout (1996) reportou uma relação positiva entre anúncios de dispêndios de pesquisa e desenvolvimento e o valor da firma, numa análise de 121 eventos deste tipo entre junho de 1979 e dezembro de 1992. O retorno anormal cumulativo do dia do evento e imediatamente posterior teve um valor de 0,47% (estatisticamente significativo a 1%). O anúncio, para fazer parte da amostra, deveria representar um incremento nas despesas de pesquisa e desenvolvimento da firma, não poderia estar relacionado a contratos governamentais e tampouco vinculado a *joint ventures* ou contratos de cooperação com outras firmas. Foi aplicado o método de estudo de evento padrão



neste tipo de estudo, segundo os autores. Quando da segmentação da amostra, empresas com alto Q de Tobin tiveram retornos anormais em seus anúncios de investimento (0,93%), enquanto que empresas com baixo índice Q apresentaram impacto negativo e não significativo. Por outro lado, quanto ao controle da presença de fluxo de caixa livre, não houve diferença na reação do mercado em função do mesmo. Finalmente, o trabalho apresentou uma análise de regressão múltipla tendo os retornos anormais como variável dependente, e o índice Q, o fluxo de caixa livre, e algumas variáveis de controle como variáveis independentes. A regressão apresentou resultados semelhantes aos atingidos pela segmentação da amostra.

O impacto de anúncios de investimento (desinvestimento) no mercado de capitais, segundo Blose e Shieh (1997), é positivo (negativo), e mais significativo para empresas maiores, com índice Q superior, ou com níveis de investimento mais elevados, sendo que para empresas públicas não foi encontrada nenhuma relação. O estudo apresentou diversas segmentações da amostra para atingir estes resultados, examinando globalmente 313 ocorrências (271 de empresas industriais e 42 de empresas públicas) no período compreendido entre 1985 e 1989. Para a determinação dos retornos anormais, foi aplicado um estudo de evento com o modelo de mercado, sendo utilizada uma janela de 20 dias ao redor do anúncio, com um período de estimação para o coeficiente Beta de 190 dias. Segundo os autores, o retorno anormal cumulativo (CAR) usado nos testes foi calculado pela soma do retorno anormal do dia do anúncio e do dia imediatamente posterior, capturando-se assim o efeito dos anúncios nos preços mesmo quando a informação fosse liberada após o fechamento do pregão. O CAR para a amostra global foi de 0,22% para anúncios de investimento e de -0,49% para anúncios de desinvestimento. Finalmente, Blose e Shieh (1997) apresentaram uma regressão de mínimos quadrados ordinários com o CAR como variável dependente e o volume de investimento anunciado e o índice Q como variáveis explicativas, sendo os resultados semelhantes aos já comentados relativos à segmentação da amostra – uma relação estatisticamente significativa e positiva entre o volume de investimento anunciado, Q e CAR.

Para Vogt (1997), a resposta do mercado a anúncios de investimento é positiva e está relacionada negativamente com o nível de fluxo de caixa livre existente e o tamanho da firma; e positivamente com a percentagem de gestores proprietários de ações e com as oportunidades de investimento da empresa. A amostra do estudo de evento constituiu-se de 561 anúncios (421 de aumento e 140 de decréscimo nos investimentos) compreendidos entre janeiro de 1979 e junho de 1993, sendo que foram efetuadas diversas segmentações da amostra original

na busca dos resultados anteriormente comentados. A metodologia empregada calculou os retornos anormais a partir de um estudo de evento usando o modelo de mercado, com uma janela de estimação para os parâmetros de duzentos dias, sendo que os retornos anormais cumulativos (CAR) foram obtidos pela soma dos retornos anormais do dia do evento e do dia imediatamente posterior. O valor do CAR foi de 0,45% para a amostra como um todo, num valor estatisticamente significativo a 1%. Finalmente, foi efetuada uma regressão múltipla de mínimos quadrados ordinários tendo o CAR como variável explicada e o nível de investimentos, o índice Q e o fluxo de caixa livre como variáveis explicativas, sem que o procedimento, segundo Vogt (1997), trouxesse informações adicionais ao estudo.

Segundo Park e Kim (1997) o impacto do anúncio de *joint ventures* no mercado acionário é geralmente positivo<sup>11</sup>, conforme um estudo de evento que analisou 158 ocorrências no período compreendido entre 1979 e 1988. Os retornos anormais foram mensurados a partir do modelo de mercado com uma janela de estimação de parâmetros de 264 dias, sendo acumulados pela soma algébrica dos retornos anormais de dois dias antes até um dia após o anúncio. Foi usada a metodologia de mínimos quadrados generalizados, com ajuste para a heteroscedasticidade. A reação do mercado ao anúncio das *joint ventures* parece variar segundo o potencial da aliança e o nível e tipo de controle que os acionistas envolvidos poderão exercer mutuamente. Portanto, são variáveis que devem ser controladas neste tipo de acordo, segundo Park e Kim (1997): a relação entre os parceiros; a extensão do controle exercido pelos mesmos; a governança corporativa nas empresas participantes e o tamanho relativo dos mesmos.

O estudo de Kim (1997) examinou a reação do mercado acionário com relação a anúncios de investimentos ou desinvestimentos de operações estrangeiras por parte das empresas constantes de sua amostra – trinta e três firmas norte-americanas, que perfizeram um total de 595 eventos no período compreendido entre 1980 e 1994. Foi usado o método de estudo de evento, com retornos anormais calculados a partir do modelo de mercado, com uma janela de estimação dos parâmetros de duzentos dias. Para acúmulo dos retornos anormais, foram usadas janelas de três, cinco e vinte e um dias, segundo o autor, para contornar os efeitos de outros eventos que pudessem ocorrer no período de análise. Kim (1997) utilizou-se em sua pesquisa de uma regressão múltipla (incluindo também variáveis *dummy*) para explicar os retornos anormais acumulados encontrados. Os resultados indicaram que o impacto no mercado de capitais na expansão ou retração das operações foi geralmente

---

<sup>11</sup> O retorno anormal do dia do evento para a amostra como um todo foi de 0,76% significativo a 1%.

positivo, mas não uniforme, dependendo das características do segmento de atividade, com um retorno anormal médio de 0,25% para expansões (significativo a 5%). Neste sentido, houve maior valorização positiva na expansão para indústrias do que para firmas do setor primário. Quanto à valorização do dólar, houve incremento no valor da firma para expansões (retrações) em períodos de dólar forte (fraco). Finalmente, no que tange ao grau de exposição ao risco internacional (medido pela razão entre vendas externas e vendas totais), houve valorização positiva nas expansões (retrações) quando a empresa que o fazia tinha pouca (muita) participação de sua receita total no mercado internacional.

Chen e Ho (1997) estudaram o impacto de anúncios de investimento no mercado de Singapura, no período de 1983 a 1991. Foram analisados 164 anúncios de 72 diferentes firmas. Utilizou-se o método de estudo de evento a partir do modelo de mercado, com uma janela de estimação de parâmetros de 140 dias. Os retornos anormais cumulativos para o dia do evento e imediatamente anterior foram de 0,75% para a amostra integral, sendo que foi verificada uma janela de 20 dias antes e após a data do anúncio. Os autores segmentaram a amostra para a presença de oportunidades de investimento (medida a partir do índice Q), sendo que somente as empresas com Q acima de um apresentaram retornos anormais positivos. Outra segmentação, testando a presença ou não de fluxo de caixa livre para as empresas anunciantes, não ocasionou diferença nos retornos anormais encontrados. Finalmente, CHEN e HO efetuaram regressões múltiplas para explicar o CAR, sendo que não houve informações adicionais a serem reportadas a partir deste procedimento, segundo os autores.

Para Chung, Wright e Charoenwong (1998), anúncios de investimento (desinvestimento) são positivamente (negativamente) recebidos pelo mercado para empresas que apresentam oportunidades de investimento (fato medido pelos autores por meio do índice Q de Tobin). Foram analisados 308 anúncios de investimento no período de 1981 a 1995, por meio de um estudo de evento tradicional, usando o modelo de mercado<sup>12</sup>. A janela de estimação de parâmetros foi de 120 dias, sendo utilizados vários intervalos diferentes para estimação dos retornos anormais cumulativos. Os retornos anormais no dia do evento foram de 0,75% (significativo a 1%) para anúncios de investimento em empresas de alto índice Q; e de -1,15% (também significativo a 1%) para anúncios de desinvestimento nestas mesmas empresas. Os autores procuraram explicar ainda os retornos anormais encontrados a partir de

---

<sup>12</sup> Foi usado também o modelo de retornos ajustados à média, sem que houvesse alteração nas análises ou conclusões alcançadas.

uma regressão múltipla contendo também variáveis *dummy*. Os resultados, segundo os autores, sugerem que uma variável crítica para a determinação do impacto no mercado de capitais de uma decisão de investimento de uma empresa é a percepção quanto à qualidade do mesmo.

A pesquisa de Jones (2000) observou a reação do mercado britânico a várias categorias de anúncios de investimentos, por meio do exame de 563 ocorrências entre 1991 e 1996, utilizando um estudo de evento com retornos ajustados ao mercado, ou seja, a partir da consideração de que todas as ações têm coeficiente Beta de um e Alfa de zero. Segundo Jones (2000), este método tem a vantagem de eliminar a necessidade do cálculo do Beta, sendo que sua eficiência como estimador de retornos anormais foi explicitada por Brown e Warner (1985). Os retornos anormais foram pequenos e positivos, na média atingindo o valor de 0,71% no dia do evento (estatisticamente significativo a 1%), sendo que, na segmentação da amostra, anúncios de aquisição de imobilizado, diversificação de mercado ou de produto e pesquisa e desenvolvimento apresentaram retornos anormais positivos, e anúncios de redução de custos, retornos anormais negativos. Na segmentação por tamanho de empresa, as com valor de mercado abaixo da mediana apresentaram significância estatística dos retornos anormais para todas as categorias de investimento, enquanto que para as maiores empresas (situadas acima da mediana) apenas anúncios de pesquisa e desenvolvimento apresentaram retornos anormais significativos. A pesquisa utilizou o método de regressão múltipla para explicar os retornos anormais encontrados, sendo que houve indicação, segundo Jones (2000), de baixo poder explicativo, mas de significância estatística, especialmente no que se refere ao retorno anormal em relação ao tamanho do projeto anunciado.

Para Lamont (2000), as empresas intensificam seus investimentos em períodos em que a taxa de juros da economia diminui, pois a rejeição dos projetos avaliados se torna mais difícil, o que provocaria a elevação dos preços no mercado acionário, devido ao incremento nos fluxos de caixa esperados para o futuro. Neste contexto, o autor verificou a existência de relações entre planos de investimento e retornos do mercado acionário, por meio de análises de correlação e de regressão múltipla de mínimos quadrados ordinários. Tais planos de investimento foram coletados no período entre 1947 e 1993 pelo departamento de comércio dos EUA, e compreendiam uma projeção anual, por parte das empresas, das suas expectativas de investimento para o ano corrente, sendo tal pesquisa realizada nos meses de fevereiro de cada ano. Os planos obtiveram historicamente um nível de acerto de cerca de 75% com

relação às despesas de capital reais efetuadas, sendo positivamente correlacionados com retornos correntes do mercado acionário (mensurados pelo índice *S&P Composite*).

Del Brio, Perote e Pindado (2003) analisaram 114 anúncios de investimento e desinvestimento no mercado espanhol, no período compreendido entre janeiro de 1991 e junho de 1997. Foi usado um estudo de evento a partir do modelo de mercado<sup>13</sup>. A estimação de parâmetros compreendeu um período de 120 dias, sendo analisada uma janela de dez dias anteriores e posteriores à data do evento. Na amostra como um todo, os autores encontraram evidência de retornos anormais positivos (2,17%) somente no período anterior à data do evento, ao nível de significância de 5%. Na segmentação da amostra, quando analisados os anúncios de investimento, houve uma reação positiva de 1,04%, no período anterior ao evento. Ainda, quando verificados os anúncios de desinvestimento, houve também retorno anormal positivo (no valor de 6,39%), igualmente no período anterior à data zero. Del Brio, Perote e Pindado (2003) usaram controles para oportunidade de investimento (pelo índice Q) e presença de fluxo de caixa livre, segmentando a amostra. Nestes casos, houve reação positiva e significativa após o período do evento somente para empresas que anunciaram investimentos, apresentavam oportunidades de crescimento e um baixo nível de fluxo de caixa. Os autores finalmente efetuaram procedimentos de regressão múltipla na explicação do CAR, encontrando relação significativa entre CAR e fluxo de caixa livre, mas não entre o CAR e as oportunidades de investimento da empresa (mensuradas pelo índice Q).

O trabalho de Kim, Lyn, Park e Zychowicz (2005) analisou uma amostra de 697 anúncios de investimentos em empresas coreanas, no período compreendido entre 1992 e 1999. Foi efetuado um estudo de evento tradicional, segundo os autores, sendo aplicado o modelo de mercado, com o uso de uma janela de oito dias ao redor do evento para acumulação dos retornos anormais (CAR). Os resultados sugerem a presença de retornos anormais positivos e significativos, sendo que o CAR da janela de oito dias ao redor do evento atingiu um valor de 0,79% com uma significância estatística de 1%. Por outro lado, ao segmentar a amostra, os autores encontraram retornos anormais positivos somente para empresas não participantes da forma de organização em grupos empresariais conhecida como *chaebol*. Kim, Lyn, Park e Zychowicz (2005) usaram ainda o índice Q de Tobin como variável de controle, mas não encontraram relação entre ele e os retornos anormais. Finalmente, os autores utilizaram-se de um procedimento de regressão múltipla tendo o CAR

---

<sup>13</sup> Os autores também aplicaram o modelo de mercado corrigido pelo método de Scholes e Williams em função da presença de dias sem negociação na amostra, bem como um modelo com correção para heteroscedasticidade, sendo que os resultados foram bastante semelhantes.

como variável dependente e como variáveis independentes o índice Q, uma *dummy* para controle da participação em grupo empresarial (*chaebol*), o tamanho da empresa e o volume do investimento efetuado. Com exceção da variável *dummy*, nenhum dos controles apresentou significância estatística.

### 2.1.1.2 Evidências Internacionais em Realizações de Investimento

A partir de uma amostra de 7268 empresas (excluindo instituições financeiras e empresas públicas) no período compreendido entre 1981 e 2001, Chen, Goldstein e Jiang (2003) mediram a relação entre investimentos realizados (mensurados a partir dos registros contábeis de despesas de capital efetuadas) e a valorização das ações (medida a partir do índice Q), utilizando como variáveis de controle o nível informacional das ações das empresas (o quanto de informação idiossincrática o ativo individual apresenta, calculado a partir da variabilidade não explicada do ativo com relação ao mercado como um todo e ao seu setor de atividade específico<sup>14</sup>, empregando-se para tanto regressões múltiplas), o volume de fluxo de caixa livre existente (representado pelo lucro operacional somado à depreciação, amortização e despesas de pesquisa e desenvolvimento) e a lucratividade (representada pelo retorno futuro esperado dos próximos três anos). A metodologia empregou regressões múltiplas contemplando efeitos fixos (para os diferentes anos e empresas). Os autores reportaram uma correlação positiva entre preços das ações e investimentos realizados (com significância estatística de 1%), mais significativa para empresas com maior informação idiossincrática e com mais fluxo de caixa livre. Por outro lado, a lucratividade futura apresentou relação negativa com o nível de investimento.

Em seu trabalho, Porter (2005) afirma que o suporte empírico para a teoria do índice Q de oportunidades de crescimento ainda não se apresenta de forma clara na literatura existente sobre o tema. Buscando esclarecer estes dilemas, o autor mensurou retornos sobre investimentos efetuados pelas firmas e retornos obtidos pelas mesmas no mercado acionário, a partir de demonstrativos contábeis anuais e dados diários de preços de ações, no período compreendido entre 1951 e 2001. A inovação metodológica de Porter (2005) encontra-se na aplicação de um período de atraso (*lag*) de dez meses entre ambas as variáveis, por conta da

---

<sup>14</sup> Como medida alternativa, foi usado o *PIN – Probability of Informed Trading*, conforme definido no trabalho de CHEN, GOLDSTEIN e JIANG (2003).

demora natural na tomada da decisão de investimento e na sua efetivação. A partir daí, o autor encontrou uma correlação significativa entre retornos sobre investimentos e retornos do mercado acionário. Porter (2005) trabalhou com portfólios de empresas divididos por setores de atividade, sendo que a exigência mínima era de que existissem pelo menos três empresas por setor – esse fato fez com que restassem 31 setores na amostra final.

### **2.1.2 Evidências no Brasil**

A literatura brasileira quanto a este tópico apresenta uma diferença importante em relação à internacional – enquanto esta última tem examinado geralmente o impacto de **anúncios** de investimento no mercado de capitais (quando da sua primeira aparição na mídia), a primeira preocupou-se em avaliar as efetivações de investimento e seus efeitos nos preços das ações, normalmente a partir da mensuração de alterações nos demonstrativos financeiros entregues pelas empresas à Comissão de Valores Mobiliários (CVM) e de seus reflexos nas cotações do mercado. A exceção a este fato é o trabalho de Lucchesi e Famá (2005).

#### **2.1.2.1 Evidências no Brasil em Anúncios de Investimento**

O trabalho de Lucchesi e Famá (2005) verificou o impacto das decisões de investimento das empresas brasileiras, divulgadas a partir de seus anúncios, no valor das cotações das suas ações negociadas na Bovespa, no período compreendido entre janeiro de 1996 e dezembro de 2003. Os anúncios foram extraídos dos arquivos eletrônicos dos jornais *O Estado de São Paulo*, *Gazeta Mercantil* e *Valor Econômico*, tendo sido usadas as palavras-chave “investimento”, “orçamento” e “dispêndio”. Os anúncios foram posteriormente categorizados em quatro grandes grupos: aumento no nível de investimento com relação ao ano anterior; redução no nível de investimento com relação ao ano anterior; aumento no nível de investimento com relação ao ano corrente; redução no nível de investimento com relação ao ano corrente. Foi usado um estudo de evento, sendo considerada como data zero a publicação do anúncio nos periódicos mencionados. A janela estabelecida para análise foi de 5 dias antes até 10 dias após o evento, usando-se um período de 50 dias para estimação dos parâmetros necessários ao modelo de mercado. Foi escolhido o índice Ibovespa para representar os

retornos do mercado, sendo utilizados preços de fechamento com correção de proventos. Foram excluídos os eventos para os quais o coeficiente Beta não apresentou significância ao nível de 10% ou apresentou-se negativo. Os autores excluíram ainda os eventos que apresentaram violação de pelo menos duas das três suposições necessárias ao modelo de regressão linear simples – homoscedasticidade, ausência de autocorrelação e normalidade dos resíduos. Após estes procedimentos, restou uma amostra de 95 eventos de 43 empresas (62 referentes a aumentos e 33 a reduções de investimentos). Para a amostra completa de empresas que anunciaram aumentos no nível de investimento, houve um CAR<sup>15</sup> de 2,8% significativo a 5%. Na segmentação, o CAR continuou significativo e positivo para empresas que anunciaram aumentos no nível de investimento com relação ao ano anterior, não havendo reação significativa para as empresas que anunciaram aumentos com relação ao ano corrente. Para a amostra completa de empresas que anunciaram redução no nível de investimento, houve um CAR negativo (-5,1%) e significativo a 1%. Efetuando-se a segmentação, o CAR manteve-se significativo e negativo para empresas anunciando reduções de investimento com relação ao ano anterior. Quando se consideraram as reduções de investimento com relação ao ano corrente, houve significância a 5% no CAR (negativo) apenas no primeiro dia após o evento. Os autores afirmam que seu trabalho sugere que os gestores revelam informações importantes para a avaliação da empresa por parte do mercado a partir dos anúncios de planos de investimento, sendo que o mercado reage positivamente (negativamente) a aumentos (reduções) nos níveis de investimento anunciados.

### **2.1.2.2 Evidências no Brasil em Realizações de Investimento**

A pesquisa de Lamb (1993) reportou uma relação positiva entre a ocorrência de investimentos e a valorização da empresa no mercado acionário, medida a partir da análise de correlação entre a variação no ativo permanente de uma empresa e o seu preço negociado no mercado de capitais. A amostra constituiu-se de quarenta firmas não financeiras participantes do IBOVESPA que compunham o índice em pelo menos quatro momentos alternados (ou os três últimos seguidos) quando analisados os períodos de março de 1977, 1982, 1987, 1990 e 1992, sendo o foco do estudo o período de 1987 a 1991, em dados trimestrais e anuais em termos de demonstrações contábeis e diários em termos de cotações de ações. Em sua

---

<sup>15</sup> A janela do CAR correspondeu a 5 dias antes até 10 dias após o evento, totalizando portanto 16 dias.



metodologia, o estudo utilizou regressões simples, considerando como variável independente a variação percentual da conta ativo permanente, e como variável dependente, o lucro anormal da empresa (definido como o excesso com relação ao IBOVESPA). Todas as variáveis foram deflacionadas pela variação do dólar. Para Lamb (1993), os resultados das regressões indicam que o retorno anormal das empresas analisadas está relacionado à variação da conta de ativo permanente, o que sugere que a imobilização em ativos fixos externada pela empresa em seus demonstrativos financeiros pode ser considerada como uma sinalização onerosa da existência de oportunidades de crescimento. Finalmente, afirma o autor que este fato pode sugerir uma descrença dos investidores quanto à credibilidade do discurso dos dirigentes das empresas.

Segundo o estudo de evento apresentado por Procianoy e Antunes (2002), o mercado reage às alterações de ativo permanente (AP) e de ativo imobilizado (AI) efetuadas nas empresas. Há sinais destes ajustes no momento em que essas informações são enviadas pelas empresas à Comissão de Valores Mobiliários (CVM), por meio de suas demonstrações contábeis. A amostra analisada abrangeu 87 firmas participantes da BOVESPA no período compreendido entre março/89 e agosto/99, o que representava 24,2% da sua população de empresas não financeiras. Para mensuração dos retornos anormais foi usado o modelo de mercado, com uma janela de 5 dias antes até 5 dias após o evento, partindo-se de um período de estimação de 239 dias. Como havia a presença de negociações infreqüentes na amostra, foi usado o procedimento *trade-to-trade* descrito e testado por Maynes e Rumsey (1993). Quanto aos resultados, os retornos anormais concentraram-se nos primeiros dias após o evento, sendo que alterações positivas (negativas) de AP e AI são recebidas positivamente (negativamente) pelo mercado, gerando-se nestes casos retornos anormais positivos (negativos). A partir de sucessivas segmentações da amostra, os autores concluem que as reações de mercado ocorrem apenas para variações de ativo permanente e imobilizado superiores a +10% ou inferiores a -10%. Estes fatos são interpretados pelos autores como um descrédito por parte dos investidores pelos anúncios de investimentos efetuados pelos gestores das empresas.

O trabalho de Espíndola (2004) estendeu a pesquisa original de Procianoy e Antunes (2002) ao analisar a mesma amostra, no mesmo período de tempo, mas incluindo no conjunto de variáveis explicativas aquelas relacionadas ao lucro divulgado nos mesmos demonstrativos contábeis usados para determinar as efetivações de investimento e desinvestimento reportadas pelas empresas. Trata-se, portanto, de um estudo de evento que usou o modelo de mercado e o procedimento *trade-to-trade* para obtenção dos retornos anormais quando da divulgação dos demonstrativos contábeis das empresas constantes da amostra, e que procurou explicar os

retornos anormais do dia do evento e os retornos anormais acumulados (CAR) a partir de regressões de mínimos quadrados ordinários, usando como variáveis independentes:

- a) As variações percentuais trimestrais de ativo permanente e imobilizado;
- b) As alterações percentuais trimestrais no lucro bruto, operacional e líquido;
- c) As margens bruta, operacional e líquida obtidas em cada trimestre;
- d) Os índices trimestrais de retorno sobre o ativo total e patrimônio líquido;
- e) O lucro inesperado trimestral ou anual;
- f) A margem bruta inesperada trimestral ou anual;
- g) A margem operacional inesperada trimestral ou anual;
- h) A margem líquida inesperada trimestral ou anual;
- i) O retorno sobre o ativo total inesperado trimestral ou anual;
- j) O retorno sobre o patrimônio líquido total inesperado trimestral ou anual;
- l) Valores de receita operacional líquida, ativo total e patrimônio líquido (usados para mensurar o tamanho da empresa);
- m) Variáveis *dummy* representando os setores de atividade da amostra e os anos pesquisados.

Os retornos anormais encontrados por Espíndola (2004) foram os mesmos de Procianoy e Antunes (2002). Por outro lado, aplicando o método de regressão multivariada, Espíndola (2004) não encontrou relação significativa entre as variáveis explicadas e as explicativas mencionadas anteriormente, afirmando que as variáveis de lucratividade, investimento, tamanho e *dummies* não podem ser consideradas explicativas dos retornos anormais encontrados no estudo de evento, contrariamente a Procianoy e Antunes (2002) no que se refere à variável de investimento. Estas divergências com relação ao trabalho de Procianoy e Antunes (2002) são, segundo Espíndola (2004), possivelmente geradas pelo tratamento estatístico diverso e pelo diferenciado critério de segmentação da amostra.

Num trabalho recente, Procianoy (2006) sugere que a reação dos investidores representada pela variação dos preços das ações no mercado de capitais às decisões de investimento se dá em dois momentos distintos – primeiramente quando do anúncio, e complementarmente na efetivação. Segundo ele, semelhante comportamento não se traduz em ineficiência de mercado, mas sim em desconfiança, por parte dos investidores, quanto às reais

intenções dos gestores das empresas, o que está de acordo com o comportamento humano e com as teorias de *behavioral finance*.

### **2.1.3 Resumo das Evidências**

No plano internacional, há uma indicação, segundo os artigos examinados neste tópico, de que há reações por parte do preço das ações da empresa emitente no mercado de capitais quando da divulgação de anúncios ou efetivações de investimentos por parte das empresas. Esta reação tende a ser positiva (negativa) quando do anúncio ou efetivação de investimentos (desinvestimentos). Em termos metodológicos, há preponderância no exame de anúncios de investimento, predominando o estudo de evento com a utilização do modelo de mercado, havendo a segmentação da amostra e o uso de regressão multivariada na busca de explicações para os retornos anormais e retornos anormais cumulativos gerados. Neste aspecto, como variáveis de controle destacam-se o índice Q de Tobin, o fluxo de caixa livre, o tamanho da firma e o tipo de investimento anunciado ou efetivado.

No Brasil, também há indicação de que há reações por parte do preço das ações das empresas no mercado de capitais quando da divulgação de anúncios ou efetivações de investimentos por parte das mesmas, sendo que esta reação tende a ser positiva (negativa) quando do anúncio ou efetivação de investimentos (desinvestimentos). Predominou, em nosso país, o exame das efetivações de investimento, a partir de sua divulgação nos demonstrativos contábeis das empresas, a partir do método de estudo de evento, sendo a exceção o trabalho de Lucchesi e Famá (2005), que examinou anúncios de investimento, também a partir de um estudo de evento.

## **2.2 Evidências empíricas relacionadas à decisão de financiamento**

Segundo Copeland, Weston e Shastri (2004), cada categoria de investidor da firma (fornecedor de recursos) enfrenta um tipo diferente de risco, e por isso exige um retorno também diferenciado. As características dos tipos de financiamento, bem como as suas possivelmente diferentes exigências em termos de retorno, geram uma das mais importantes questões em finanças, a da estrutura de capital.

Para Harris e Raviv (1991), os estudos que focaram a relação da estrutura de capital com características específicas de empresas ou ramos de atuação geralmente apontaram para o mesmo conjunto de conclusões – a alavancagem tende a ter uma correlação positiva com o volume de ativos fixos, a presença de oportunidades de crescimento e o tamanho da empresa. Por outro lado o nível de dívida tende a ter uma correlação negativa com a volatilidade dos lucros; despesas de propaganda, pesquisa e desenvolvimento; probabilidade de falência; lucratividade e nível de exclusividade do produto. Ainda segundo os autores, diferentes empresas no mesmo ramo de atuação tendem a apresentar estruturas de capital semelhantes, enquanto que mensurações *cross-sectional* apresentam diferenças de estrutura de capital entre os grupos analisados, diferenças estas consistentes no tempo.

Na América Latina, Terra (2002) verificou os determinantes do endividamento utilizando como variáveis explicativas da alavancagem a lucratividade, o tamanho e as oportunidades de crescimento. Foi efetuada uma análise em painel sobre uma amostra que abrangeu o período de 1986 a 2000, nos seguintes países: Argentina, Brasil, Chile, Colômbia, México, Peru e Venezuela. O autor conclui que os determinantes da estrutura de capital parecem muito similares nos países da América Latina e nos Estados Unidos, sendo o fator lucratividade o único consistente para toda a amostra e para diferentes *proxies* de alavancagem.

Especificamente com relação ao tema do presente trabalho, há vários argumentos na teoria financeira relacionando elevações na alavancagem positivamente com o valor da empresa, segundo Copeland, Weston e Shastri (2004).

Primeiramente, a partir da famosa Proposição I de Modigliani e Miller (1958), o valor de mercado de uma empresa é independente da sua estrutura de capital (num mundo hipotético, livre de imperfeições<sup>16</sup>). Neste mundo, não há diferença no valor da empresa que possa ser gerada por diferentes estratégias de financiamento, pois qualquer violação neste sentido geraria oportunidades de arbitragem. Contudo, estas não são premissas coerentes no mercado real, onde há o benefício fiscal da dívida, decorrente do escudo fiscal gerado pelo pagamento de juros dedutíveis do imposto de renda. Segundo Modigliani e Miller (1963), este benefício da dívida deve ser contraposto aos custos de falência (que aumentam com o

---

<sup>16</sup> As características desse mercado são as seguintes: não há custos de transação; todos os indivíduos podem emprestar ou tomar emprestado à taxa livre de risco; não há custos de falência; há somente dois tipos de títulos – dívida livre de risco e ações (com risco); todas as empresas têm a mesma classificação de risco; não há impostos; não há crescimento nas empresas; a informação é a mesma para todos participantes do mercado e não há custos de agência (pois os gerentes agem sempre no sentido da maximização da riqueza dos acionistas).

endividamento). Quanto aos custos de falência, Altman (1984) analisou 19 falências no período entre 1970 e 1978, encontrando evidências de que os custos a elas associados são suficientemente grandes para poderem justificar uma teoria que os contraponha aos ganhos gerados pela alavancagem. Ainda com relação ao benefício fiscal da dívida, Miller (1977) estendeu o modelo original levando em conta a existência de taxas corporativas e pessoais. Ao considerar que taxas pessoais são maiores para títulos de dívida do que para ações, mesmo porque a tributação de ganhos de capital pode ser indefinidamente deferida, o autor afirma que os ganhos da alavancagem são menores do que o originalmente proposto em Modigliani e Miller (1963). Finalmente, DeAngelo e Masulis (1980) propuseram um modelo considerando a existência de outros tipos de escudos fiscais, tais como a depreciação, chegando à conclusão de que há uma estrutura ótima de capital única para cada empresa, podendo haver ganhos, portanto, daí decorrentes.

Em segundo lugar, o mercado tenderia a interpretar positivamente a escolha por capital de terceiros no financiamento da empresa, já que isso seria um sinal de otimismo por parte dos gestores com relação ao futuro da firma. Um dos primeiros autores a sugerir este efeito de sinalização foi Ross (1977). Para ele, os gerentes conhecem melhor que o mercado a distribuição dos retornos futuros da empresa, sendo estes gerentes penalizados se a firma for à falência. Como a probabilidade de falência cresce com o endividamento, o mercado interpretará positivamente elevações na alavancagem, pois o fato representaria um sinal de qualidade superior nos projetos da empresa. Para Myers (1984), uma possível interpretação para o fato de elevações na alavancagem serem recebidas positivamente pelo mercado seria a assimetria de informação<sup>17</sup>: os investidores têm menos informações sobre a empresa do que seus gestores; assim, emissões de novas ações seriam interpretadas pelo mercado como um sinal negativo (a administração acredita que a ação está supervalorizada). Na emissão de dívida, ocorre o raciocínio contrário, com os investidores pensando que a administração acredita que a ação está subvalorizada.

Finalmente, há a teoria da agência, sugerida por Jensen e Meckling (1976). Primeiramente, sugerem os autores que a redução do fluxo de caixa livre em função do pagamento de juros e do principal das dívidas torna menos provável, por parte dos gestores, a realização de desembolsos que não venham a agregar valor ao negócio. Afirmam ainda os

---

<sup>17</sup> Para Macho-Stradler e Pérez-Castrillo (1997), informação assimétrica constitui-se de uma situação onde existe uma relação contratual entre duas pessoas ou instituições na qual uma delas sabe coisas relevantes que a outra ignora, ou seja, há vantagem informacional por parte de um dos lados da relação. As duas partes envolvidas são definidas como o principal (ou contratante) e o agente (ou contratado).

autores que há um maior monitoramento em empresas endividadas, efetuadas por meio de, por exemplo, auditorias, o que tende a alinhar as ações dos gestores com os interesses dos proprietários. Todos estes fatos, segundo Jensen e Meckling (1976), têm papel preponderante para evitarem-se desperdícios por parte dos gestores.

Os artigos a seguir apresentam evidências empíricas com relação ao efeito no preço das ações no mercado de capitais de alterações na alavancagem das firmas.

### **2.2.1 Evidências Internacionais**

Ao analisar uma amostra de 163 eventos relativos a alterações de alavancagem (substituição de dívida por capital próprio ou vice-versa), conhecidos como *exchange offers*, durante o período de 1962 até 1976, Masulis (1980) encontrou evidência de retornos anormais no período de anúncio da troca. Metodologicamente, torna-se interessante o exame deste tipo de evento porque ele não apresenta nenhuma alteração concomitante nos ativos da empresa, representando assim uma ocorrência puramente de alteração na estrutura financeira da firma. Para elevações de alavancagem, houve um retorno anormal positivo de 7,6%, enquanto que para reduções de endividamento foi computado um retorno anormal negativo de -5,4%. Segundo o autor, estes resultados são consistentes com as seguintes teorias: há expectativa por parte do mercado de criação de valor para a empresa quando do endividamento, via escudo fiscal; e elevar a alavancagem é um sinal de que a administração da empresa está confiante no seu futuro.

Dietrich (1984) estudou alterações na estrutura de capital das empresas onde havia troca de dívida por dívida, ainda que com outras características (tais como taxa de juros e forma de pagamento do principal). Sua amostra se baseou em 36 firmas no período compreendido entre 1971 e 1980, sendo utilizado para determinação dos retornos anormais um estudo de evento a partir do modelo de mercado, com uma janela de 120 dias antes do anúncio para determinação dos parâmetros do modelo. Foi determinado um período de cinco dias antes até cinco dias após o evento para cálculo dos retornos anormais cumulativos. Ainda que, segundo o autor, este tipo de operação possa afetar a lucratividade, o fluxo de caixa e o nível de pagamento de dividendos, suas conclusões indicam não haver retornos anormais no período de anúncio.

Em se tratando de emissões de ações, conforme Masulis e Korwar (1986), há uma interpretação negativa por parte do mercado (-3,25%, em média), sendo que não houve reação estatisticamente significativa por parte do mercado quando da emissão de títulos de dívida, o que é consistente com a teoria do *pecking order*. Foram analisadas 1396 ocorrências no período entre 1963 e 1980, sendo definido como data do evento o dia do anúncio da emissão (o dia imediatamente posterior foi também considerado para cálculo dos retornos anormais cumulativos). O retorno anormal foi definido como o do dia do evento menos a média dos sessenta dias subseqüentes ao mesmo. Cabe destacar que os resultados são mais negativos para empresas que não fazem emissões freqüentemente e para empresas privadas. Há também uma amplificação no efeito negativo quando o anúncio de emissão de ações envolve uma redução na propriedade por parte dos gestores da empresa. Finalmente, reportaram os autores, a partir de análise de regressão múltipla, que alterações na alavancagem têm uma correlação positiva com o retorno anormal encontrado.

O trabalho de Smith (1986) resume as evidências empíricas associadas ao processo de levantamento de fundos por parte das empresas e os efeitos destes fatos no mercado de capitais. Segundo o autor, quanto maior é a alteração na alavancagem da empresa, maior é o retorno anormal reportado pelos estudos analisados, sendo que as reações do mercado a anúncios de elevações (reduções) de alavancagem são positivas (negativas). A metodologia predominante nos estudos examinados por Smith (1986) tem sido o estudo de evento. Os retornos anormais negativos mais significativos são os associados à emissão de novas ações – em torno de -3%. Neste sentido, segundo Copeland, Weston e Shastri (2004), em geral, aumentos (reduções) de endividamento são interpretados positivamente (negativamente) pelo mercado.

Ainda no contexto da valoração do endividamento, o trabalho de Kemsley e Nissim (2002) procurou determinar o valor do escudo fiscal da dívida, por meio do uso de regressões *cross-sectional* (utilizando a metodologia de Fama e Macbeth) aplicadas sobre uma base de 42505 observações anuais de firmas não financeiras no período compreendido entre 1963 e 1993. A regressão múltipla efetuada considerou como variável independente o lucro operacional futuro, e como variáveis explicativas o endividamento, o beta do setor de atividade, o tamanho da firma e *dummies* representativas do ramo de atividade. Os autores reportaram que, em média, o valor do escudo fiscal é de aproximadamente 40% do valor do endividamento reportado no balanço patrimonial das empresas, ou de cerca de 10% do valor da firma.

### 2.2.2 Evidências no Brasil

Millan (1992) estudou 38 emissões de debêntures no período entre 1989 e 1990. A partir do método de estudo de evento (com o modelo de mercado), o autor chega à conclusão de que há resíduos (retornos anormais) estatisticamente significativos e negativos quando da decisão de emissão das debêntures. Em se tratando de debêntures conversíveis, há ainda retornos negativos e significativos, porém de menor montante. Foram analisados dois eventos – a primeira convocação pública da assembléia que deliberou sobre a emissão de debêntures e a realização da assembléia, sendo que foram usadas janelas de 10 dias antes e depois da data do evento para determinação dos resíduos. Para o cálculo do retorno normal foi usado um período de 60 dias antes e após a data do evento, sendo excluídos os dados provenientes de 20 pregões antes até 10 depois da data do evento. Afirma ainda o autor que o impacto negativo citado é independente da destinação dada ao endividamento (financiamento de novos projetos, reforço de capital de giro ou reestruturação de passivos da empresa). Finalmente, afirma o autor que os resíduos são relacionados negativamente com o tamanho da emissão.

O estudo de Pereira (2000) buscou determinar a relação entre valor da empresa e alavancagem no mercado brasileiro. A amostra constituiu-se de cerca de 200 empresas, analisadas nos anos de 1992, 1995 e 1998, em dados anuais, por meio do método estatístico de regressões múltiplas. A autora utilizou o Q de Tobin como variável dependente (calculado como o valor de mercado das ações somado à dívida da empresa dividido pelo valor patrimonial destes elementos), sendo as variáveis independentes compostas pela alavancagem (definida como um coeficiente resultante da divisão das dívidas da empresa pelo seu ativo total), potencial de crescimento da empresa (cuja *proxie* escolhida foi o índice P/L), concentração do controle acionário (percentual de ações possuído pelo grupo de controle) e procedência do grupo controlador (dividido em estatal, privado nacional, estrangeiro e investidores institucionais brasileiros). A autora comenta inicialmente que os níveis de endividamento (menos de 28%) apresentaram-se baixos quando comparados ao padrão internacional, e que a média de índice Q encontrada (inferior à unidade) sugere uma fraca expectativa dos investidores quanto ao desempenho das empresas. Apenas a alavancagem apresentou relação estatisticamente significativa com a variável dependente utilizada, o que evidencia, segundo o trabalho, que o mercado brasileiro acredita no valor gerado pelo endividamento.



Nakamura e Mota (2002) aplicaram um questionário sobre uma amostra representativa das empresas brasileiras para apurar a prática das decisões referentes à estrutura de capital em nosso país. Partindo do envio do material para gerentes ou diretores financeiros de todas as firmas de capital aberto do Brasil, a análise final foi baseada na resposta de 94 empresas, sendo que praticamente todas elas, segundo os autores, são referência nos mercados em que atuam, sendo, portanto, questionada uma parcela altamente representativa do cenário empresarial brasileiro. O estudo reportou que os administradores acreditam fortemente que decisões de estrutura de capital podem criar valor para a firma. A maioria dos respondentes (77%) afirmou seguir uma hierarquia de fontes de financiamento, enquanto 23% procuram seguir uma estrutura-meta de capital. No primeiro caso, a hierarquia é plenamente compatível com o *pecking order*.

O trabalho de Garcia e Bertucci (2002) procura avaliar o impacto no valor da firma quando de novas emissões de ações, no período entre julho de 1994 e setembro de 2001, tendo sido examinadas 137 ocorrências na Bovespa. Foi usado o método de estudo de evento a partir do modelo de mercado, com uma janela de sessenta dias para estimação dos parâmetros. A data do evento foi definida como a que decidiu pela subscrição, sendo usado na acumulação dos retornos anormais também o dia seguinte a essa data. Como variáveis de controle, os autores consideraram a liquidez da empresa emitente, o tamanho das emissões, o grau de transparência das firmas frente ao mercado e as atitudes de ativismo societário praticadas por grupos qualificados de acionistas (tais como fundos de pensão). Foi reportada uma perda de valor estatisticamente significativa de 0,87% no dia +1, ou seja, no dia imediatamente posterior ao conhecimento pelo mercado de uma dada subscrição, o que, segundo os autores, está de acordo com evidências internacionais, e reforça a teoria do *pecking order* em nosso país. Ao executar uma regressão múltipla para tentar explicar este retorno anormal gerado a partir das variáveis de controle anteriormente comentadas, os autores concluem que, quanto maiores o tamanho relativo da emissão e a liquidez da empresa emitente, maior o retorno anormal negativo.

### **2.2.3 Resumo das Evidências**

Tanto internacional quanto nacionalmente, segundo as pesquisas apresentadas neste tópico, há uma indicação de que elevações (reduções) do nível de endividamento por parte da

empresas são interpretadas positivamente (negativamente) pelo mercado. Predomina metodologicamente o estudo de evento por meio do modelo de mercado, sendo utilizadas ainda regressões múltiplas procurando explicar o valor da empresa a partir de variáveis relacionadas ao nível de endividamento (com o uso de variáveis de controle relativas ao tamanho da empresa, risco e setor de atividade, dentre outras).

### **2.3 Evidências empíricas concernentes à relação entre investimento e financiamento**

É consenso entre os estudiosos da teoria financeira que, sendo um dos mais importantes aspectos da matéria, a questão da estrutura de capital está longe ainda de ser completamente entendida. Visando fazer frente a esta situação, nos últimos anos alguns estudos vêm tentando abordar a questão por meio de um ângulo mais abrangente, ou seja, procurando estudar o problema por meio da inter-relação entre as decisões de financiamento e investimento e seu impacto no valor da firma.

#### **2.3.1 Evidências Internacionais**

Neste sentido, o mercado de ações alemão, analisado no período de 1967 a 1991, é o objeto de estudo de Nowak (1998). Sua pesquisa objetiva compreender o impacto no valor das empresas a partir de realizações de investimentos e financiamentos das firmas negociadas no mercado de ações da Alemanha. O tamanho da amostra varia de 124 a 479 empresas por ano, tendo uma média de 400. O método de pesquisa é o de regressões múltiplas *cross-sectional*, desenvolvido por Fama e Macbeth, no qual um conjunto de variáveis que incluem *proxies* para lucratividade, alavancagem, expectativa de investimento e política de dividendos é utilizado para explicar o valor de mercado da empresa<sup>18</sup>. O autor reportou uma relação negativa entre o nível de alavancagem e o valor da empresa, porém relação positiva entre alavancagem, lucratividade e investimentos. Encontrou ainda relação positiva entre realização de investimentos e valor da empresa, mas esta relação não é estatisticamente significativa ao incluir-se na análise a política de dividendos, alavancagem e lucratividade. Conclui Nowak

---

<sup>18</sup> Os dados foram retirados das demonstrações contábeis das empresas, bem como de bancos de dados com cotações praticadas no mercado acionário.

(1998) que as firmas alemãs parecem investir mais quando há crescimento na lucratividade, mas financiando parte deste investimento com dívida.

Burton, Lonie e Power (1999) estudaram anúncios de investimento feitos por empresas no Reino Unido no período entre 1989 e 1991. A amostra foi segmentada em investimentos de curto e longo prazo, bem como em investimentos individuais ou *joint ventures*. Foi examinado também o fato de a empresa haver ou não captado fundos no mercado no período anterior ao do anúncio de investimento, sendo que dos 499 anúncios analisados, em 444 casos não havia indícios de levantamento prévio de fundos. Foi usado um estudo de evento a partir do modelo de mercado, com uma janela de estimação de parâmetros de 150 dias. A reação do mercado (medida pelos retornos anormais cumulativos do dia do evento e imediatamente posterior) foi positiva (1,6%) e significativa apenas para as *joint ventures*, sendo que este fato não se deveu a efeito tamanho. Reportaram os autores que empresas menores tendem a investir em projetos que gerem caixa no curto prazo, o que é consistente com o fato de que essas firmas são mais sensíveis ao risco de fluxos de caixa mais distantes no tempo. A variabilidade do retorno anormal foi maior para empresas que não fizeram captações de fundos em período anterior ao anúncio do investimento, o que, segundo os autores, é explicável pelo fato de o levantamento de fundos auxiliar o mercado a prever a realização futura de investimentos.

Del Brio, Miguel e Pindado (2002), usando dados em painel, encontraram reação positiva do mercado a realizações de investimento, incremento no nível de caixa e de dívida, e reação negativa a incrementos no nível de capital próprio. A metodologia consistiu basicamente no uso de regressões múltiplas, tendo como variável dependente o valor da firma, e como variáveis independentes os níveis de investimento, caixa, emissão de dívida ou ações. Reportaram ainda os autores uma relação significativa e inversamente proporcional entre volume de investimento e reação do mercado ao valor da empresa. Não houve diferença de reação entre investimentos (ou desinvestimentos) que foram ou não previamente anunciados – sendo que os autores chegaram a esta conclusão a partir do uso de *dummies* na regressão anteriormente comentada. Introduzindo o índice Q de Tobin como variável de controle, Del Brio, Miguel e Pindado (2002) afirmaram que a criação de valor é maior para empresas com oportunidades de investimento valiosas. Com relação a desinvestimentos, quando a empresa que os realiza apresenta fluxo de caixa livre, a resposta do mercado é positiva, sendo negativa caso contrário. Pode-se dizer que, no modelo proposto, são buscadas alterações no valor da empresa causadas por variações no nível de investimento, fluxo de caixa e incremento na

dívida ou no capital próprio. Os dados utilizados compreenderam uma amostra de 80 empresas não financeiras da Espanha, no período de 1990 a 1997, consistindo de demonstrações contábeis publicadas anualmente.

### **2.3.2 Evidências no Brasil**

O trabalho de Procianoy e Caselani (1997) testou a destinação dada aos recursos levantados pela emissão de ações no mercado brasileiro, a partir de uma amostra referente ao período de 1988 a 1993, constituída de 102 firmas. Os autores levantaram três hipóteses: os fundos levantados seriam destinados a investimentos em ativos permanentes, não-permanentes ou para a redução de passivos. As mencionadas hipóteses foram testadas para a amostra como um todo e também para segmentações por controle acionário, tamanho, ano de emissão e setor de atividade, a partir de testes de análise de variância (ANOVA) e de mínima diferença significativa (LSD). O exame de 171 emissões revelou que em praticamente a metade das mesmas a priorização do uso dos recursos se deveu a investimentos em ativos permanentes. Contudo, a partir da segmentação da amostra, indica o trabalho que, em função do ano da emissão, a estratégia mudou – 1991 foi um ano caracterizado por investimentos em ativos permanentes, e 1993 por reduções de passivos, o que sugere que aspectos conjunturais da economia impactam na escolha da estratégia das companhias após a emissão. Finalmente, a partir da análise por setor de atividade, afirmam Procianoy e Caselani (1997) que os resultados obtidos indicam a existência de correlação entre atividade operacional das firmas analisadas e a estrutura de capital escolhida pelas mesmas.

Por outro lado, o trabalho de Procianoy e Krämer (2001) utilizou indicadores de endividamento, buscando verificar se algum deles é capaz de sinalizar que a tolerância da firma à captação de novos recursos de terceiros tenha sido esgotada. Desta forma, a empresa, ao atingir esse limite de endividamento, emitiria ações para alcançar uma estrutura financeira menos alavancada. Os índices estudados foram:

a) O quociente entre o passivo exigível a longo prazo e o patrimônio líquido, ou seja:  $PELP / PL$ ;

b) O quociente entre o passivo exigível a longo prazo mais o passivo circulante e o patrimônio líquido, ou seja,  $(PELP + PC) / PL$ ;

- c) O quociente entre o passivo circulante e o patrimônio líquido, ou seja,  $PC / PL$ ;
- d) O quociente entre o passivo circulante e o passivo exigível a longo prazo mais o patrimônio líquido, ou seja,  $PC / (PELP + PL)$ ;
- e) O resultado financeiro sobre a receita operacional líquida, ou seja,  $RF / ROL$ .

A amostra incluiu todas as empresas que tenham recorrido ao mercado mobiliário brasileiro para emissão de ações entre julho de 1988 e dezembro de 1994. Foram selecionados 324 eventos de 154 empresas. Empregaram-se testes de análise de variância, que sugeriram que o indicador representado por  $PC / (PELP + PL)$  é um sinalizador eficiente de que os riscos financeiros chegaram a patamares indesejados, suscitando a emissão de ações por parte das empresas.

### **2.3.3 Resumo das Evidências**

Os estudos internacionais e nacionais anteriormente abordados nesta seção indicam que existe uma inter-relação, sinalizada por evidências empíricas, entre as decisões de investimento e financiamento das empresas e a reação dos preços das ações das empresas no mercado de capitais a essas decisões. Como metodologia, predomina o uso de regressão múltipla, havendo ainda a presença de estudo de evento e testes de análise de variância. A relação existente entre a realização ou anúncio de investimentos e o valor da empresa parece ser positiva e significativa, e persistir com a presença de variáveis relacionadas ao endividamento da empresa e com variáveis de controle tais como oportunidades de investimento e fluxo de caixa (dentre outras). Contudo, a relação entre retornos anormais e anúncios ou efetivações de investimentos ou financiamentos não aparece de forma claramente definida nos artigos pesquisados, sendo que o presente trabalho pretende contribuir significativamente para o entendimento da questão.

### 3 Procedimentos Metodológicos

O objetivo da presente seção é o de apresentar sucintamente o método de trabalho, a amostra e as *proxies* que serão utilizadas para a realização desta pesquisa.

#### 3.1 Método

Conforme a literatura examinada nas seções anteriores deste trabalho, em geral anúncios ou realizações de investimento (desinvestimento) são positivamente (negativamente) recebidos pelo mercado. Por outro lado, normalmente as reações do mercado a elevações (reduções) de alavancagem são positivas (negativas).

No Brasil, há evidências de que a divulgação das demonstrações financeiras por parte das empresas é uma sinalização onerosa das suas decisões de investimento (ANTUNES e PROCIANOY, 2003). Além disso, Schiehll (1996) afirma que a divulgação das demonstrações financeiras anuais e trimestrais produz efeitos estatisticamente significativos no mercado acionário brasileiro. Para Lopes (2002), a divulgação dos demonstrativos financeiros é um fato que afeta significativamente o mercado de capitais nos EUA e em países emergentes<sup>19</sup>. Partindo deste contexto, o presente estudo levanta a seguinte hipótese – o retorno anormal gerado a partir da divulgação das demonstrações financeiras das empresas será influenciado segundo as decisões de investimento e de financiamento adotadas, levando-se em conta algumas variáveis de controle relevantes, conforme indicado nas seções anteriores desta pesquisa.

Desta forma, a primeira descrição desta seção deve ser a da geração do retorno anormal, que foi determinado com o uso do método denominado estudo de evento. Para Kloeckner (1995), estudos de evento podem ser definidos como a análise do efeito de informações específicas sobre o preço de determinadas ações. Desta forma, o método é focado na anormalidade do retorno das ações consideradas em torno ou na data do anúncio do evento.

---

<sup>19</sup> Num estudo efetuado entre 1995 e 1999 a partir do banco de dados Economatica, o autor encontrou grande relação entre os preços dos ativos na Bovespa e as informações contábeis.

Questão fundamental para o método, portanto, é a determinação destes retornos anormais. Para isso, contudo, é preciso ter-se uma estimativa dos retornos que aconteceriam caso não existisse o evento em questão, chamados de retornos de controle, normais ou esperados.

Há três modelos principais para a geração de retornos de controle, segundo Brown e Warner (1980, 1985). São eles: retorno ajustado à média, ajustado ao mercado e ajustado ao risco e ao mercado. Neste estudo, será utilizado o modelo de ajuste ao risco e ao mercado, que, conforme Procionoy e Antunes (2002), é comumente usado neste tipo de estudo no Brasil. Ratificam esta questão Soares, Rostagno e Soares (2002), afirmando, a partir de um estudo de simulação, que o modelo ajustado ao risco e ao mercado é o mais eficaz na captação de anormalidades. Este modelo é chamado normalmente de “modelo de mercado”, sendo que a sua representação matemática é a seguinte:

$$AR_{it} = R_{it} - \alpha_i - \beta_i R_{mt} \quad \text{Equação 1}$$

Onde:  $AR_{it}$  = retorno anormal do ativo i no período t;

$R_{it}$  = retorno do ativo i no período t;

$R_{mt}$  = retorno do mercado no período t;

$\alpha_i$  = intercepto da regressão efetuada para o ativo i;

$\beta_i$  = coeficiente da regressão efetuada para o ativo i.

Neste caso, os parâmetros  $\alpha$  e  $\beta$  são resultantes da regressão linear dos retornos da ação sobre os retornos do mercado. Quando o  $\beta$  não apresentou significância igual ou superior a 10% (conforme o teste  $t$ ), bem como quando não houve negociação em todo o período da janela do evento, o respectivo evento foi retirado da amostra, conforme Procionoy e Antunes (2002). Cabe ainda destacar que, quando houve sobreposição (*clustering*) na data do evento, os respectivos eventos foram retirados da amostra, pois haveria neste caso violação da propriedade de independência *cross-sectional* entre os resíduos, e problemas para a validação dos testes estatísticos.

Importa destacar que os retornos anormais e desvios-padrão devem ser agregados, segundo Kritzman (1994). Ou seja: o retorno médio anormal do período é a soma dos retornos anormais dos diferentes ativos dividido pelo número destes ativos na amostra. Matematicamente:

$$\overline{A}_t = \frac{\sum_{i=1}^N A_{i,t}}{N}$$

**Equação 2**

Onde:  $\overline{A}_t$  = retorno médio anormal do período;

$A_{i,t}$  = retorno anormal observado do ativo i no período t;

N = número de ativos analisados.

Por outro lado, o desvio-padrão acumulado dos retornos anormais é determinado pela raiz quadrada da soma das variâncias dos retornos anormais dividida pelo número de ativos na amostra, conforme equação abaixo.

$$\sigma_{N,pre} = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^N \sigma_{i,pre}^2}{N}}$$

**Equação 3**

Onde:  $\sigma_{N,pre}$  = desvio-padrão acumulado dos retornos anormais;

$\sigma_{i,pre}^2$  = variâncias dos retornos anormais;

N = número de ativos na amostra.

Finalmente, cabe testar-se a hipótese dos retornos anormais serem significativamente diferentes de zero. Isso pode ser feito com a ajuda do teste t estatístico, conforme Kritzman (1994):

$$t - statistic = \frac{\overline{A}_t}{\sigma_{N,pre}}$$

**Equação 4**

Onde:  $\overline{A}_t$  = retorno médio anormal do período;

$\sigma_{N,pre}$  = desvio-padrão acumulado dos retornos anormais.

Cabe destacar neste ponto que, segundo Maynes e Rumsey (1993), a ferramenta de estudo de evento foi desenvolvida a partir de um mercado onde o problema de negociações infrequentes não é muito severo. Todavia, em mercados emergentes (como o brasileiro), esse fator deve ser levado em conta. Sugerem os autores, para tanto, o uso do procedimento *trade-to-trade*.



Neste caso, supõe-se que o retorno observado num intervalo de negociação infrequente seja expresso como a soma dos retornos diários não observados. Matematicamente, para Maynes e Rumsey (1993):

$$R_{j,nt} = \ln \left[ \frac{\hat{P}_{j,t} \hat{P}_{j,t-1} \hat{P}_{j,t-s}}{\hat{P}_{j,t-1} \hat{P}_{j,t-2} \hat{P}_{j,t-nt}} \right] \quad \text{Equação 5}$$

Onde:  $nt$  é o intervalo decorrido entre as duas últimas negociações observadas;

$P_{j,t}$  é o preço da ação  $j$  no dia  $t$ ;

$P_{j,t-s}$  é o preço não observado da ação  $j$  em  $t-s$ , para os diferentes valores de  $s$ .

Neste caso,  $R_{j,nt}$  é expresso como a soma dos não-observados “ $nt$ ” retornos diários. Dessa forma, ajusta-se o modelo de geração de retornos esperados para o que segue:

$$R_{j,nt} = \alpha_j nt + \beta_j R_{m,nt} + \sum_{s=0}^{nt-1} \varepsilon_{j,t-s} \quad \text{Equação 6}$$

Importa destacar que o retorno de mercado ( $R_{m,nt}$ ) deve ser ajustado para o período de negociação efetivamente observado na ação individual. Segundo Maynes e Rumsey (1993), o erro observado na equação imediatamente anterior é heteroscedástico, com variância igual a  $nt\sigma_j^2$ . Portanto, na estimação dos parâmetros da regressão, os dados são ajustados para a presença de heteroscedasticidade, dividindo-se os mesmos pela raiz quadrada do número de dias entre as negociações ( $nt$ ).

Ainda, o retorno esperado (para geração dos retornos anormais) é calculado, segundo Maynes e Rumsey (1993), por:

$$E[R_{j,nt}] = \hat{\alpha}_j nt + \hat{\beta}_j R_{m,nt} \quad \text{Equação 7}$$

Por outro lado, o retorno anormal médio é medido, para uma amostra de  $J$  ações no dia  $t$  da janela do evento, pela equação a seguir, conforme Maynes e Rumsey (1993).

$$\overline{AR}_t = \frac{1}{J} \sum_{j=1}^J AR_{jt} \quad \text{Equação 8}$$

Ainda segundo estes autores, o desvio-padrão estimado da ação  $j$  é dado pela seguinte expressão, onde  $T_j$  informa o número de dias nos quais efetivamente houve negociação durante o período de estimação e o somatório usa somente os valores efetivamente observados de  $t$ , ou seja, os dias sem negociação são desprezados.

$$S(AR_j) = \sqrt{\frac{1}{T_j} \sum_{t=1}^{T_j} \left[ \frac{AR_{jt}}{\sqrt{n_t}} \right]^2} \quad \text{Equação 9}$$

Maynes e Rumsey (1993) sugerem também o uso da estatística de ordem (*rank test*). Neste caso, são construídos *ranks* para cada ação  $j$ , usando os dias  $t$  da janela de estimação e do evento. Matematicamente:

$$K_{jt} = \text{rank} \left( \frac{AR_{jt}}{\sqrt{n_t} S(AR_j)} \right) \quad \text{Equação 10}$$

O *rank* médio é definido, para  $T_j$  dias de negociação, segundo Maynes e Rumsey (1993), como:

$$\bar{K}_j = \frac{1}{2}(T_j + 1) \quad \text{Equação 11}$$

Para Maynes e Rumsey (1993), o desvio-padrão deve ser calculado como:

$$\sigma(K_j) = \sqrt{\frac{T_j^2 - 1}{12}} \quad \text{Equação 12}$$

Sendo ainda necessário padronizar os rankings por meio de:

$$K'_{jt} = \frac{K_{jt} - \bar{K}_j}{\sigma(K_j)} \quad \text{Equação 13}$$

Finalmente, segundo Maynes e Rumsey (1993), os rankings são uniformemente distribuídos com média zero e desvio-padrão unitário para todos os resíduos, sendo que dessa forma o teste estatístico pode ser definido como:

$$r = \frac{1}{\sqrt{N}} \sum_{j=1}^N K'_{jt} \quad \text{Equação 14}$$

Pode-se dizer que, sob a hipótese nula, este teste apresenta uma distribuição aproximadamente normal padronizada. Essa aproximação, segundo Maynes e Rumsey (1993),

melhora à medida que aumenta o número de casos, e quando diminui a dependência *cross-sectional* dos resíduos. Para tanto, não deve haver sobreposição na janela dos eventos<sup>20</sup>.

Definindo-se o método de cálculo dos AR, deve-se agora explicitar que o uso do retorno médio acumulado (doravante CAR) permitiu avaliar a reação do mercado ao longo da janela do evento. Para Brown e Warner (1980) e Doukas e Switzer (1992), a técnica consiste na mera soma algébrica dos diferentes retornos anormais que compõem a janela do evento. Matematicamente:

$$CAR_t = CAR_{t-1} + AR_t \quad \text{Equação 15}$$

A janela do evento compreendeu 11 dias, 5 anteriores e 5 posteriores ao mesmo. Para Sawyer e Gygax (2001), o tamanho da janela deve ser o menor possível, para evitar-se instabilidade na estimação da variável dependente. Segundo Kritzman (1994), se a informação sobre o evento estiver disponível num dia específico, este momento recebe a denominação de data zero. No caso do presente estudo, este momento é a entrega das demonstrações financeiras por parte das empresas analisadas à CVM – Comissão de Valores Mobiliários. Ainda, o período de mensuração a ser analisado será de 250 dias no entorno do evento, conforme Procianoy e Antunes (2002), estabelecidos de -244 até -6 com relação à data zero. Pode-se dizer que, como foram analisadas as Demonstrações Financeiras trimestrais e anuais entre 1990 e 1998, houve 36 eventos potenciais para cada ação.

Num segundo passo, foi efetuado um teste de regressão múltipla para explicação dos retornos anormais gerados pelo estudo de evento. Optou-se pelo uso do CAR como variável dependente em função de que o mesmo capta de forma mais abrangente o impacto do evento, cabendo ressaltar ainda que Espíndola (2004), ao trabalhar com a mesma amostra em procedimento semelhante, obteve resultados sempre mais significativos a partir do uso dos CAR (e não do retorno anormal do dia do evento). Cabe ainda destacar que Del Brio, Perote e Pindado (2003) usaram em seu trabalho, para um procedimento semelhante, o CAR de toda a janela do evento (do dia -10 até o dia +10), em função de que diferentes segmentações de sua amostra sinalizaram diferentes momentos de significância nos retornos anormais. Utilizaram-se como variáveis independentes as *proxies* correspondentes às decisões de investimento e financiamento das empresas, bem como as variáveis de controle sugeridas pela literatura. O tópico seguinte irá discutir as implicações do modelo de regressão que será aqui utilizado.

---

<sup>20</sup> Devido a esse fato, eventos com a mesma data de ocorrência foram eliminados da amostra, conforme anteriormente comentado nesta seção.

### 3.1.1 Pooled Time Series

Foi usado no presente estudo o procedimento conhecido como “*pooled time series*”. Segundo Sayrs (1989), este termo define regressões em que séries temporais são combinadas com análises longitudinais (*cross-section*), formando um conjunto único de dados. Para este autor, o principal motivo para a realização deste tipo de análise é o aumento no número de observações válidas, o que permite que se calculem estatísticas que de outro modo seriam altamente problemáticas. Para Jha (1996), o uso deste tipo de regressão auxilia o pesquisador a capturar os efeitos combinados de alterações no comportamento das variáveis ao longo do tempo e espaço, o que a torna um expediente interessante em muitos casos.

Antes de mais nada, conforme Sayrs (1989), é importante observar se as unidades de medida dos diferentes grupos que serão combinados são de alguma forma homogêneas, sendo o ideal alguma espécie de padronização nos dados.

Para Gujarati (2000), a técnica denomina-se de “regressão combinada”, sendo que, se o modelo está corretamente especificado, a mesma permite que se façam estimativas, inferências e previsões de modo mais eficiente. Segundo Sayrs (1989), este tipo de análise vem sendo utilizado desde a década de cinquenta, sendo que a forma de agrupamento depende somente da questão de pesquisa que está sendo examinada. O modelo geral da equação é o seguinte:

$$\mathbf{Y}_{nt} = \mathbf{X}_{knt} \mathbf{B}_k + \mathbf{u}_{nt} \quad \text{Equação 16}$$

Onde: Y = vetor da variável dependente;

X = matriz de variáveis explicativas;

B = vetor de coeficientes;

K = número de variáveis explicativas;

n = 1 ... N representam as divisões *cross-section*;

t = 1 ... T representam o número de pontos no tempo;

u = vetor do termo de erro.

Ao definir-se o desenho da *pooled regression*, pode-se iniciar pelas suposições do modelo de regressão linear (doravante OLS), quais sejam<sup>21</sup>:

- a)  $E(u_{nt}) = 0$  para todo  $n$ ;
- b)  $V(u_{nt}) = \sigma^2$  para todo  $n$ ;
- c)  $COV(u_{it}, u_{jt}) = 0$  para quaisquer  $i, j, t$ ;
- d)  $COV(u_{it}, x_{it}) = 0$  para qualquer  $i, t$ ;
- e)  $U_{nt} \sim N(0, \sigma^2)$ .

Essas suposições indicam, conforme Sayrs (1989), que não há relação entre os pontos no tempo dentro de um *cross-section*, ou entre pontos no tempo através das divisões *cross-section*; bem como entre as divisões *cross-section* dentro de um ponto no tempo ou entre os pontos no tempo<sup>22</sup>. Um problema que surge geralmente em *pooled regressions* aparece quando há relações entre essas variáveis, e elas não são explicitamente consideradas no modelo, aparecendo somente no erro e contaminando os estimadores da regressão. Ainda segundo o trabalho de Sayrs (1989), há diversos modelos estatísticos para serem usados e que tentam resolver este e outros problemas da análise, dentre os quais os que serão a seguir explicitados.

Para Sayrs (1989), no modelo de coeficientes constantes (*constant coefficients model*), os estimadores que caracterizam os efeitos das variáveis independentes nas dependentes são considerados os mesmos, independente das alterações de espaço e tempo. Em resumo, a relação entre a variável explicada e a explicativa é considerada sempre **constante**. Neste caso, o simples uso de OLS pode ser efetuado. Em função das hipóteses bastante restritivas do modelo, o exame dos resíduos em busca de anomalias reveste-se de ainda maior importância, especialmente no que se refere à heteroscedasticidade e à autocorrelação.

Para Williams (2003), o uso de OLS em regressões combinadas deve ser precedido de um cuidadoso exame nos dados, já que as hipóteses necessárias para tanto são bastante exigentes.

---

<sup>21</sup> Define-se as variáveis conforme a equação anterior, com exceção de  $i$  e  $j$ , que representam casos individuais (no caso presente, diferentes empresas).

<sup>22</sup> Num exemplo esclarecedor, este autor comenta um caso onde tem-se uma análise por país e por ano, afirmando que (hipoteticamente) não deveria haver conexão entre a divisão *cross-section* “França” e a divisão “Inglaterra” no ano de “1942”; bem como dentro da divisão “Inglaterra” nos anos “1942” e “1943”, e finalmente entre os pontos “Inglaterra” em “1942” e “França” em 1943. Se houver alguma relação teórica entre estes diferentes pontos não explicitada no modelo, ela será capturada no erro, contaminando-o.

O uso de OLS em regressões combinadas, segundo Sayrs (1989), é atrativo porque os procedimentos de teste são bastante simples e conhecidos, o que induz o pesquisador a estar bastante próximo dos dados, e especialmente a analisar cuidadosamente seus resíduos. A simplicidade do modelo leva a identificações mais rápidas de suposições incorretas, e dificulta o aparecimento de resultados “artificiais”. Por outro lado, uma fragilidade considerável do mesmo é a sua inabilidade de distinguir a variância que se refere unicamente às diferentes *cross-sections*. Além disso, quando há um grande número de grupos envolvidos, a suposição de que a relação entre a variável explicativa e a explicada será a mesma para todos os grupos é irrealista.

No entender de Sayrs (1989), como alternativa ao procedimento OLS, o modelo de variáveis *dummy* (*Least Squares Dummy Variable*<sup>23</sup>, doravante LSDV) permite que o intercepto da regressão varie de grupo para grupo, capturando uma variação específica que de outra forma perturbaria o termo de erro. Em outras palavras, é utilizado um intercepto para capturar efeitos únicos aos grupos (*cross-sections*) e únicos em função da passagem do tempo. Contudo, quando as variáveis explicativas usadas na regressão tiverem pouca variabilidade, o modelo LSDV pode não ser o mais apropriado. Diante do exposto, cabe ressaltar que o modelo LSDV foi aplicado no presente estudo, em função de suas características.

### **3.2 Amostra**

A amostra foi constituída das empresas participantes na BOVESPA no período entre 1990 e 1998. Para manutenção da comparabilidade de resultados, foi adotada a mesma seleção utilizada por Procianoy e Antunes (2002).

Assim sendo, foram selecionadas as empresas disponíveis na BOVESPA, que contava com uma população de 394 ações de 305 empresas. Retirando-se inicialmente as instituições financeiras, em função de suas características peculiares<sup>24</sup>, obtiveram-se 360 ações de 282 empresas. Foram excluídas, posteriormente, empresas que deixaram de publicar pelo menos três Balanços Patrimoniais (ou ITR's) no período em questão. Após estes procedimentos, foram selecionadas as 100 empresas de maior liquidez média no referido período, a partir do

---

<sup>23</sup> Também chamado de “fixed effect model” ou modelo de efeitos fixos.

<sup>24</sup> Para KIM (1997), normalmente as instituições financeiras são retiradas de amostras neste tipo de estudo de evento em função de suas características diferenciadas das demais empresas. O mesmo argumento é citado no recente estudo de KIM, LYN, PARK e ZYCHOWICZ (2005)

índice de liquidez anual disponível no banco de dados ECONOMÁTICA. Das 100 empresas, 13 apresentaram duas classes de ações, tendo sido selecionada somente a mais líquida (pelo mesmo critério anteriormente comentado). Esta amostra final de 87 empresas representava quase um quarto da população de ações de firmas não financeiras da BOVESPA.

Foram necessários dados trimestrais referentes às demonstrações financeiras (deflacionadas pelo IGP-DI e em moeda original<sup>25</sup>) e dados diários com relação aos preços das ações, deflacionados pelo IGP-DI, em função do forte processo inflacionário presente em ao menos metade da amostra. Foram eliminadas oscilações nos preços ocasionadas por pagamento de dividendos, dividendos em ações ou bônus de subscrição.

### **3.3 Proxies**

Para o alcance dos objetivos determinados no presente estudo, a partir do método anteriormente explicitado, foram necessárias as *proxies* definidas nos tópicos seguintes.

#### **3.3.1 Retorno de Mercado**

Na representação do retorno de mercado para determinação dos retornos anormais, foi usado o FGV100, conforme Procianoy e Antunes (2002) e Espíndola (2004). As cotações diárias do FGV100 foram deflacionadas pelo IGP-DI para representarem o real retorno do mercado no período, em função do forte processo inflacionário presente em pelo menos metade da amostra. Cabe destacar que o FGV100 reúne as cotações de 100 empresas não-financeiras e privadas negociadas na bolsa de valores de São Paulo, sendo, portanto, mais pulverizado do que o Índice BOVESPA. O critério de seleção para o FGV100 inclui a dimensão, o desempenho econômico-financeiro e a liquidez.

---

<sup>25</sup> Isso foi feito em virtude de que apesar do processo inflacionário ser bastante representativo em pelo menos metade da amostra (período pré-Real), neste mesmo período havia a figura da Correção Monetária de Balanço, o que poderia influenciar a visão dos investidores com relação ao exame das variações.

### 3.3.2 Efetivação dos Investimentos

Para Copeland, Weston e Shastri (2004), o valor de uma empresa deve refletir todas as informações relevantes sobre a mesma, estando essas informações basicamente relacionadas aos seus fluxos de caixa futuros, num mercado perfeito. Neste contexto, segundo McConnell e Muscarella (1985), se uma nova informação que afeta estes fluxos futuros torna-se disponível, o mercado deverá ajustar o preço do ativo atingido. Se esta informação for relacionada a novos níveis de investimento, há um aumento da expectativa em termos de fluxos de caixa futuros, o que eleva o valor da firma. Assim, espera-se que os coeficientes da regressão relacionando o CAR às variáveis de investimento sejam positivos e significativos, conforme Espíndola (2004), Procianny e Antunes (2002) e Lamb (1993).

#### 3.3.2.1 Efetivação de Investimentos em Ativo Permanente

No presente trabalho, a variação percentual trimestral da conta de ativo permanente representará um sinal oneroso da decisão de investimento da empresa para o mercado, a partir de sua efetivação, conforme Lamb (1993). A determinação dos investimentos totais realizados, em termos percentuais, para a empresa  $i$  no momento  $t$ , será representada por:

$$\%AP_{it} = (AP_{it} - AP_{i(t-1)}) / AP_{i(t-1)} \quad \text{Equação 17}$$

Onde:  $\%AP_{it}$  = variação percentual trimestral da conta de Ativo Permanente para a empresa  $i$  no momento  $t$ ;

$AP_{it}$  = valor da conta de Ativo Permanente da empresa  $i$  no momento  $t$ .

Destaca-se que o momento  $t$  refere-se ao instante correspondente à divulgação das demonstrações financeiras por parte da empresa  $i$ . Desta forma,  $t-1$  representará o trimestre imediatamente anterior.



### 3.3.2.2 Efetivação de Investimentos em Ativo Imobilizado

Será usada ainda a variação na conta de ativo imobilizado, para determinação dos investimentos fixos realizados, em termos percentuais, para a empresa  $i$  no momento  $t$ , a partir de:

$$\%AI_{it} = (AI_{it} - AI_{i(t-1)}) / AI_{i(t-1)} \quad \text{Equação 18}$$

Onde:  $\%AI_{it}$  = variação percentual trimestral da conta de Ativo Imobilizado para a empresa  $i$  no momento  $t$ ;

$AI_{it}$  = valor da conta de Ativo Imobilizado da empresa  $i$  no momento  $t$ .

Da mesma forma que no item anterior, a variação percentual trimestral da conta de ativo imobilizado representará um sinal oneroso da decisão de investimento da empresa para o mercado, a partir de sua efetivação, o que pode ser observado em Procianoy e Antunes (2002).

A escolha das duas *proxies* baseou-se na manutenção da comparabilidade de resultados com os trabalhos de Espíndola (2004) e Procianoy e Antunes (2002), bem como no fato de que a variação no ativo permanente espelha os investimentos totais efetuados em algum período, enquanto que a variação de ativo imobilizado contém somente os investimentos em ativos fixos, sendo que o mercado pode interpretar estas diferentes categorias de investimento de forma diversa (vide a esse respeito a seção 2.1).

### 3.3.3 Variação no Endividamento

Para Copeland, Weston e Shastri (2004), a teoria financeira apresenta vários argumentos relacionando elevações na alavancagem positivamente com o valor da empresa, atribuindo esse fato:

- a) Ao benefício fiscal da dívida (limitado por possíveis custos de falência);
- b) A possíveis interpretações por parte do mercado acerca da saúde financeira da empresa quando da escolha por capital próprio ou de terceiros no seu financiamento (teoria da sinalização);

c) À teoria da agência, na qual a redução do fluxo de caixa livre e um maior monitoramento em empresas endividadas têm papel preponderante.

Como *proxie* desta variável, foi escolhida inicialmente a variação no endividamento de curto prazo<sup>26</sup>, em termos percentuais, para a empresa *i* no momento *t*:

$$\%PC_{it} = (PC_{it} - PC_{i(t-1)}) / PC_{i(t-1)} \quad \text{Equação 19}$$

Onde:  $\%PC_{it}$  = variação percentual trimestral da conta de Passivo Circulante para a empresa *i* no momento *t*;

$PC_{it}$  = valor da conta de Passivo Circulante da empresa *i* no momento *t*.

Utilizou-se ainda a variação no endividamento de longo prazo, em termos percentuais, para a empresa *i* no momento *t*:

$$\%ELP_{it} = (ELP_{it} - ELP_{i(t-1)}) / ELP_{i(t-1)} \quad \text{Equação 20}$$

Onde:  $\%ELP_{it}$  = variação percentual trimestral da conta de Passivo Exigível a Longo Prazo para a empresa *i* no momento *t*;

$ELP_{it}$  = valor da conta de Passivo Exigível a Longo Prazo da empresa *i* no momento *t*.

Usou-se também a variação no endividamento total, em termos percentuais, para a empresa *i* no momento *t*:

$$\%PT_{it} = (PC_{it} + ELP_{it} - PC_{i(t-1)} - ELP_{i(t-1)}) / (PC_{i(t-1)} + ELP_{i(t-1)}) \quad \text{Equação 21}$$

Onde:  $\%PT_{it}$  = variação percentual trimestral da conta de Passivo Total para a empresa *i* no momento *t*;

$PC_{it}$  e  $ELP_{it}$  definem-se como nas equações anteriores desta seção.

Finalmente, calculou-se a alavancagem da empresa *i* no momento *t*:

$$ALAV_{it} = (PC_{it} + ELP_{it}) / (AT_{it}) \quad \text{Equação 22}$$

Onde:  $ALAV_{it}$  = grau de endividamento da empresa *i* no momento *t*;

$PC_{it}$  e  $ELP_{it}$  definem-se como nas equações anteriores desta seção;

$AT_{it}$  = ativo total da empresa *i* no momento *t*.

<sup>26</sup> Apesar da literatura internacional utilizar predominantemente o endividamento de longo prazo em análises de estrutura de capital, a falta de empréstimos de longo prazo no Brasil indica o uso desta variável no presente estudo.

Dentre os estudos que relacionam positivamente alavancagem e valor da firma, podem ser citados Kemsley e Nissim (2002), Garcia e Bertucci (2002), Pereira (2000), Smith (1986), Masulis e Korwar (1986) e Masulis (1980). Dessa forma, esperam-se coeficientes positivos e significativos na relação entre as variáveis de endividamento e o CAR.

### 3.3.4 Oportunidades de Crescimento

Esta é uma variável de controle importante à medida que existem estudos que reportam respostas diferenciadas do mercado para decisões de investimento na presença ou ausência de oportunidades de crescimento, como pode ser observado em Chung, Wright e Charoengwong (1998).

Para representar essa variável, foi usado o  $Q_{it}$  de Tobin, calculado como o quociente entre a dívida mais o valor de mercado das ações da empresa  $i$  no momento  $t$  e a dívida somada ao valor patrimonial da empresa  $i$  no momento  $t$ . Ou seja:

$$Q_{it} = (D_{it} + VM_{it}) / (D_{it} + VP_{it}) \quad \text{Equação 23}$$

Onde:  $Q_{it}$  = Índice Q da empresa  $i$  no momento  $t$ ;

$D_{it}$  = valor da dívida total da empresa  $i$  no momento  $t$ ;

$VM_{it}$  = valor de mercado da empresa  $i$  no momento  $t$ ;

$VP_{it}$  = valor patrimonial da empresa  $i$  no momento  $t$ .

Ainda para representar as oportunidades de crescimento da empresa  $i$  no momento  $t$ , foi utilizado o Índice Preço / Lucro ( $PL_{it}$ ), determinado pelo valor de mercado das ações dividido pelo lucro líquido da firma, conforme Pereira (2000):

$$PL_{it} = VM_{it} / LL_{it} \quad \text{Equação 24}$$

Onde:  $PL_{it}$  = Índice Preço / Lucro da empresa  $i$  no momento  $t$ ;

$VM_{it}$  = valor de mercado da empresa  $i$  no momento  $t$ ;

$LL_{it}$  = valor do lucro líquido da empresa  $i$  no momento  $t$ .

É esperada uma relação positiva e significativa entre o CAR e estas *proxies*, uma vez que a reação do mercado a uma efetivação de investimento potencialmente seja mais positiva para firmas com maiores possibilidades de crescimento futuras, já que nesse caso a hipótese

dos investimentos serem criadores de Valor Presente Líquido (VPL) positivo se torna mais provável. Estes resultados podem ser observados em Del Brio, Miguel e Pindado (2002), Chung, Wright e Charoenwong (1998), Blose e Shieh (1997), Vogt (1997) e Szewczyk, Tsetsekos e Zantout (1996).

### **3.3.5 Tamanho da Empresa**

Estudos anteriores reportaram diferenciação no recebimento do mercado a notícias de investimento em função do tamanho da empresa (JONES, 2000). Desta forma, será usado como *proxy* para esta variável o logaritmo natural das vendas totais da empresa  $i$  no momento  $t$ , sendo a variável representada por  $V_{it}$ .

Espera-se uma relação positiva e significativa entre o CAR e esta variável de controle, em função do reportado em Jones (2000) e Blose e Shieh (1997), apesar de o contrário ser afirmado por Vogt (1997).

### **3.3.6 Tipo de Controlador**

Mcconnell e Muscarella (1985) e Blose e Shieh (1997) reportaram diferença nos retornos anormais de mercado provenientes de anúncios de investimento em se tratando de empresas públicas ou privadas, já que apenas empresas privadas perseguem, segundo os autores, investimentos de valor presente líquido positivo.

No presente trabalho, foi usada uma variável *dummy* para o controle do tipo de controlador (público ou privado), representada por  $CT_{it}$ . Diante do exposto no parágrafo anterior, espera-se que apenas as empresas privadas apresentem relação positiva entre a efetivação de investimentos e os retornos anormais (representados pelo CAR).

### **3.3.7 Segmento de Atuação**

Copeland, Weston e Shastri (2004) afirmam que as diferenças *cross-sectional* nos níveis de endividamento são antigas e persistentes no mercado dos EUA. Assim sendo, torna-

se importante o controle do setor de atividade das empresas estudadas na amostra, já que este fato pode influenciar os níveis de alavancagem praticados.

Para tanto, utilizaram-se nas regressões variáveis *dummy* representativas das classificações de setor do banco de dados Economática, sendo que estiveram presentes os ramos de Siderurgia e Metalurgia (ramo base); Têxtil (DUMTEX); Papel e Celulose (DUMPAP); Alimentos e Bebidas (DUMALIM); Veículos e Peças (DUMVEIC); Químico (DUMQUIM); Eletroeletrônicos (DUMELETR); Mineração (DUMMIN); Comércio (DUMCOM); Energia Elétrica (DUMEE); Minerais não Metálicos (DUMMINM); Outros (DUMOUT); Máquinas Industriais (DUMMAQUI); Petróleo e Gás (DUMPETR); Telecomunicações (DUMTELEC) e Transportes (DUMTRANS).

Conforme o exposto nesta seção, espera-se que as variáveis *dummy* empregadas apresentem valores estatisticamente significativos nas equações de regressão que buscarão explicar os retornos anormais encontrados (CAR).

### 3.3.8 Volume de Fluxo de Caixa Livre

Para Copeland, Weston e Shastri (2004), a presença de fluxo de caixa livre é um fator que pode afetar negativamente a percepção dos investidores acerca da qualidade de novos investimentos efetuados pelas empresas, em função da possibilidade de existência de conflitos entre gestão e propriedade descritos especialmente na teoria da agência.

O volume de fluxo de caixa livre será calculado para a empresa *i* no momento *t*, por meio do lucro líquido acrescido de todas as deduções de lucro não representativas de saídas de caixa (basicamente depreciação, amortização e exaustão), dividido pelo ativo total, conforme Del Brio, Miguel e Pindado (2002). Afirmam estes autores que a resposta do mercado a decisões de investimento varia conforme a quantidade de fluxo de caixa livre. Matematicamente:

$$\%FC_{it} = (LL_{it} + DE_{it} + AM_{it} + EX_{it}) / AT_{it} \quad \text{Equação 25}$$

Onde:  $\%FC_{it}$  = fluxo de caixa líquido da empresa *i* no momento *t*;

$LL_{it}$  = valor do lucro líquido da empresa *i* no momento *t*;

$DE_{it}$  = depreciação da empresa *i* no momento *t*;

$AM_{it}$  = amortização da empresa  $i$  no momento  $t$ ;

$EX_t$  = exaustão da empresa  $i$  no momento  $t$ ;

$AT_{it}$  = ativo total da empresa  $i$  no momento  $t$ .

Sendo assim, a variável será aqui representada por  $\%FC_{it}$ , sendo que espera-se uma relação negativa e significativa entre o CAR e esta *proxie*, uma vez que a efetivação de investimentos com a presença de excesso de caixa poderia não estar alinhada ao interesse dos acionistas, conforme a teoria da agência (vide, a esse respeito, COPELAND, WESTON e SHASTRI, 2004). Evidências empíricas neste sentido foram apresentadas por Vogt (1997).

### 3.3.9 Lucratividade Operacional

Nowak (1998) descreve em seu trabalho relações positivas entre alavancagem, investimento e lucratividade, sendo esta última variável importante para a explicação do valor da empresa.

Esta *proxie* será mensurada a partir do nível de lucratividade da empresa  $i$  no momento  $t$ , calculada como o lucro operacional dividido pelo ativo total, sendo assim representada por  $\%LO_{it}$ . Matematicamente:

$$\%LO_{it} = LO_{it} / AT_{it} \quad \text{Equação 26}$$

Onde:  $\%LO_{it}$  = percentual do lucro operacional da empresa  $i$  no momento  $t$ ;

$LO_{it}$  = lucro operacional da empresa  $i$  no momento  $t$ ;

$AT_{it}$  = ativo total da empresa  $i$  no momento  $t$ .

Espera-se uma relação positiva e significativa entre essa *proxie* e o CAR, uma vez que incrementos no nível de lucratividade tendem a ser interpretados positivamente pelo mercado.

### 3.4 Quadro Resumo das Proxies Apresentadas

A seguir será apresentado um quadro que procurará resumir as *proxies* utilizadas no presente estudo, suas expectativas, a teoria subjacente e as evidências empíricas que indicam seu uso.

Quadro 1 – Proxies Utilizadas, Expectativas e Evidências Empíricas

Coeficiente	Proxy para	Expectativa da Relação	Teoria Subjacente	Evidências Empíricas Relacionadas
%AP; %AI	Decisão de Investimento	Positiva e Significativa	Novos investimentos aumentam a expectativa quanto aos fluxos de caixa futuros da firma	Espíndola (2004), Procianny e Antunes (2002) e Lamb (1993)
%PC; %ELP; %PT; ALAV	Decisão de Financiamento	Positiva e Significativa	O endividamento proporciona o benefício fiscal da dívida; o mercado interpreta positivamente o endividamento como uma sinalização de saúde financeira; a redução de fluxo de caixa livre e o maior monitoramento em empresas endividadas reduz os problemas de agência	Kemsley e Nissim (2002), Garcia e Bertucci (2002), Pereira (2000), Smith (1986), Masulis e Korwar (1986) e Masulis (1980)
Q; PL	Oportunidades de Crescimento	Positiva e Significativa	Firmas com maiores possibilidades de crescimento futuro tem maior probabilidade de estarem executando investimentos com VPL positivo	Del Brio, Miguel e Pindado (2002), Chung, Wright e Charoenwong (1998), Blose e Shieh (1997), Vogt (1997) e Szewczyk, Tsetsekos e Zantout (1996)
V	Tamanho da Empresa	Positiva e Significativa	Empresas maiores mais frequentemente apresentam vantagens competitivas sustentáveis, que geram projetos de VPL positivo	Jones (2000) e Blose e Shieh (1997)
CT	Tipo de Controlador	<i>Dummy</i> estatisticamente significativa	Somente empresas privadas buscam exclusivamente projetos de VPL positivo	McConnell e Muscarella (1985) e Blose e Shieh (1997)
SEG <sub>n</sub>	Segmento de Atuação	<i>Dummies</i> estatisticamente significativas	Diferentes segmentos podem apresentar diferentes níveis de alavancagem, e gerar diferentes percepções quanto ao resultado de investimentos efetivados	Copeland, Weston e Shastri (2004)
%FC	Fluxo de Caixa Líquido	Negativa e Significativa.	A presença de fluxo de caixa livre pode levar à execução de projetos não alinhados ao interesse dos acionistas	Copeland, Weston e Shastri (2004); Vogt (1997)
%LO	Lucro Operacional	Positiva e Significativa	Incrementos nos níveis de lucratividade tendem a ser interpretados positivamente pelo mercado	Nowak (1998)

### 3.5 Regressões para Explicação do CAR

Tendo-se definido o método de obtenção dos retornos anormais conforme a seção 3, e as *proxies* correspondentes às decisões de investimento e financiamento das empresas, bem como as variáveis de controle usuais presentes neste tipo de estudo conforme a literatura pesquisada, procurou-se determinar, via regressão múltipla, o tipo e a significância das relações entre as variáveis. Optou-se pela divisão do trabalho em três equações diferentes, para que se pudesse detalhar a busca objetivada no presente estudo, dividindo-a em etapas progressivas.

A primeira equação procurará explicar os retornos anormais cumulativos (CAR) a partir das efetivações de investimento por parte das empresas, sendo seu objetivo detectar a relação entre o CAR e as comprovações de investimentos da empresa em ativos permanente e imobilizado, destacando-se que o CAR foi obtido a partir de uma janela de 5 dias antes até 5 dias após o evento. Semelhante procura pode ser observada nos trabalhos de Procianny e Antunes (2002) e Espíndola (2004), a partir de metodologias distintas, sendo que esta primeira etapa proporcionará a comparabilidade de resultados entre estas pesquisas e o presente estudo.

Na segunda equação, buscou-se determinar se a reação do mercado quanto aos investimentos efetivados é dependente da forma pela qual foi realizado o financiamento. Em função da abordagem, será possível verificar se a reação depende da decisão de investimento, de financiamento ou de uma combinação de ambas. Aqui está a contribuição inédita do presente estudo, que é justamente verificar se os retornos anormais encontrados são provenientes da decisão de investimento, de financiamento, ou de uma combinação de ambas.

Finalmente, a terceira equação agregará à segunda anteriormente mencionada todas as variáveis que poderiam afetar o impacto, no preço das ações no mercado de capitais, das efetivações de investimento por parte da empresa. Essas variáveis atuarão como controles, de modo a procurar-se estabelecer uma relação o mais pura possível entre os retornos anormais e as decisões de investimento e financiamento da empresa.

Assim sendo, a primeira equação examina as relações entre o CAR e as efetivações de investimento por parte da empresa:

$$CAR_{it} = \beta_0 + \beta_1 \%AP_{it} + \beta_2 \%AI_{it} + \epsilon$$

**Equação 27**



Onde:  $CAR_{it}$  = é o retorno anormal obtido da empresa  $i$  no momento  $t$ ;

$\%AP_{it}$  é a variação na conta de ativo permanente, para determinação dos investimentos totais realizados, em termos percentuais, para a empresa  $i$  no momento  $t$ ;

$\%AI_{it}$  é a variação na conta de ativo imobilizado, para determinação dos investimentos fixos realizados, em termos percentuais, para a empresa  $i$  no momento  $t$ .

Prosseguindo-se conforme mencionado no início desta seção, para a segunda equação foram agregadas as *proxies* correspondentes às decisões de financiamento das empresas quanto àqueles investimentos que foram efetuados. Matematicamente:

$$CAR_{it} = \beta_0 + \beta_1\%AP_{it} + \beta_2\%AI_{it} + \beta_5\%PC_{it} + \beta_6\%ELP_{it} + \beta_7\%PT_{it} + \beta_8\%ALAV_{it} + \epsilon$$

### Equação 28

Onde:  $CAR_{it}$ ,  $\%AP_{it}$  e  $\%AI_{it}$  definem-se como na equação anterior;

$\%PC_{it}$  é a variação no endividamento de curto prazo, em termos percentuais, para a empresa  $i$  no momento  $t$ ;

$\%ELP_{it}$  é a variação no endividamento de longo prazo, em termos percentuais, para a empresa  $i$  no momento  $t$ ;

$\%PT_{it}$  é a variação no endividamento total, em termos percentuais, para a empresa  $i$  no momento  $t$ ;

$\%ALAV_{it}$  é o grau de endividamento total para a empresa  $i$  no momento  $t$ .

Por fim, além das decisões de investimento e de financiamento, foram agregadas no processo de regressão todas as variáveis que, de uma forma ou outra, podem afetar a reação do mercado a estas decisões, conforme a literatura pesquisada sobre o tema. Estas *proxies* foram definidas na seção 3.3, e são representadas conforme a seguinte equação:

$$CAR_{it} = \beta_0 + \beta_1\%AP_{it} + \beta_2\%AI_{it} + \beta_3Q_{it} + \beta_4PL_{it} + \beta_5\%PC_{it} + \beta_6\%ELP_{it} + \beta_7\%PT_{it} + \beta_8\%ALAV_{it} + \beta_9\ln V_{it} + \beta_{10}CT_{it} + \beta_{11}\%FC_{it} + \beta_{12}\%LO_{it} + \beta_nSEG_n + \epsilon$$

### Equação 29

Onde:  $CAR_{it}$ ,  $\%AP_{it}$  e  $\%AI_{it}$ ;  $\%PC_{it}$ ;  $\%ELP_{it}$ ;  $\%PT_{it}$  e  $ALAV_{it}$  definem-se como na equação anterior;

$Q_{it}$  e  $PL_{it}$  representam oportunidades de crescimento da empresa  $i$  no momento  $t$ ;

$V_{it}$  é o tamanho da empresa  $i$  no momento  $t$ ;

$CT_{it}$  é o tipo de controlador da empresa  $i$  no momento  $t$ ;

$\%FC_{it}$  é o volume de fluxo de caixa livre da empresa  $i$  no momento  $t$ ;

$\%LO_{it}$  é o nível de lucratividade da empresa  $i$  no momento  $t$ ;

$SEG_{it}$  representa o vetor de variáveis *dummy* para controle do segmento de atuação da empresa  $i$  no momento  $t$ .

## 4 Resultados

Inicialmente, foram examinados os eventos de entrega das demonstrações financeiras por parte das 87 empresas selecionadas<sup>27</sup> em nossa amostra à CVM – Comissão de Valores Mobiliários, no período de janeiro de 1990 até dezembro de 1998, sendo considerados balanços anuais e trimestrais.

Após, os eventos que apresentaram sobreposição na data de entrega foram eliminados, restando 435 eventos passíveis de utilização.

Seguindo-se o método proposto, para calcular-se o retorno anormal foi necessária a utilização do parâmetro  $\beta$ . Em 10 casos ele não alcançou significância estatística (ultrapassando o valor de 10% no teste F da regressão), sendo estes eventos eliminados da amostra. Semelhante procedimento foi usado em Lucchesi e Famá (2005).

Finalmente, um evento foi excluído em função de a empresa não apresentar os dados necessários para os cálculos das variáveis de variação no investimento e endividamento ocorridos.

Assim sendo, restou uma amostra de 424 eventos que foi utilizada em todos os cálculos.

### **4.1 Alterações Percentuais Nas Efetivações de Investimento e Financiamento**

Dentre os eventos pesquisados, houve 223 com variação percentual de permanente (%AP) positiva, e 201 eventos com variação percentual de permanente (%AP) negativa. Por outro lado, em termos da magnitude dos investimentos ou desinvestimentos realizados pelas empresas, pode-se observar o quadro que segue:

---

<sup>27</sup> Conforme seção 3.2 deste trabalho.

**Quadro 2 – Variação de %AP e de %AI por Intervalos de Classe – 424 Eventos**

<b>Classes</b>	<b>Número de Eventos</b>		<b>Frequência %</b>	
	<b>%AP</b>	<b>%AI%</b>	<b>%AP</b>	<b>%AI</b>
-100% a -90,01%	0	1	0,0%	0,2%
-90% a -80,01%	0	0	0,0%	0,0%
-80% a -70,01%	0	0	0,0%	0,0%
-70% a -60,01%	0	0	0,0%	0,0%
-60% a -50,01%	0	4	0,0%	0,9%
-50% a -40,01%	0	0	0,0%	0,0%
-40% a -30,01%	5	2	1,2%	0,5%
-30% a -20,01%	9	10	2,1%	2,4%
-20% a -10,01%	9	11	2,1%	2,6%
-10% a -0,01%	178	196	42,0%	46,2%
0% a 10%	180	159	42,5%	37,5%
10,01% a 20%	14	8	3,3%	1,9%
20,01% a 30%	7	6	1,7%	1,4%
30,01% a 40%	4	2	0,9%	0,5%
40,01% a 50%	1	3	0,2%	0,7%
50,01% a 60%	4	1	0,9%	0,2%
60,01% a 70%	2	3	0,5%	0,7%
70,01% a 80%	6	6	1,4%	1,4%
80,01% a 90%	0	1	0,0%	0,2%
90,01% a 100%	3	0	0,7%	0,0%
mais de 100%	2	11	0,5%	2,6%
<b>TOTAL</b>	<b>424</b>	<b>424</b>	<b>100,0%</b>	<b>100,0%</b>

Verifica-se no Quadro 2 que cerca de 90% das variações percentuais de ativo permanente e de ativo imobilizado encontram-se no intervalo de magnitude de -20% até +20%. Nota-se ainda que há uma ligeira predominância dos investimentos (52,6%) contra os desinvestimentos (47,4%) em ativo permanente. Com relação ao ativo imobilizado, também há uma leve superioridade dos desinvestimentos (52,8%) contra os investimentos (47,2%).

No que tange às variáveis de endividamento, a distribuição de frequências pode ser observada a seguir:

**Quadro 3 –Variação de %PC, %ELP e %PT por Intervalos de Classe – 424 Eventos**

Classes	Número de Eventos			Frequência %		
	%PC	%ELP	%PT	%AP	%AI	%PT
-100% a -90,01%	4	5	3	0,90%	1,20%	0,70%
-90% a -80,01%	2	3	1	0,50%	0,70%	0,20%
-80% a -70,01%	3	2	3	0,70%	0,50%	0,70%
-70% a -60,01%	6	3	2	1,40%	0,70%	0,50%
-60% a -50,01%	7	2	6	1,70%	0,50%	1,40%
-50% a -40,01%	13	6	7	3,10%	1,40%	1,70%
-40% a -30,01%	14	10	7	3,30%	2,40%	1,70%
-30% a -20,01%	18	19	19	4,20%	4,50%	4,50%
-20% a -10,01%	46	38	36	10,80%	9,00%	8,50%
-10% a -0,01%	80	141	97	18,90%	33,30%	22,90%
0% a 10%	99	74	125	23,30%	17,50%	29,50%
10,01% a 20%	38	38	46	9,00%	9,00%	10,80%
20,01% a 30%	30	17	23	7,10%	4,00%	5,40%
30,01% a 40%	14	8	13	3,30%	1,90%	3,10%
40,01% a 50%	8	9	8	1,90%	2,10%	1,90%
50,01% a 60%	12	8	7	2,80%	1,90%	1,70%
60,01% a 70%	4	4	3	0,90%	0,90%	0,70%
70,01% a 80%	5	3	5	1,20%	0,70%	1,20%
80,01% a 90%	1	4	1	0,20%	0,90%	0,20%
90,01% a 100%	1	3	1	0,20%	0,70%	0,20%
mais de 100%	19	27	11	4,50%	6,40%	2,60%
TOTAL	424	424	424	100,00%	100,00%	100,00%

Percebe-se uma dispersão maior nas variáveis de endividamento do que nas variáveis de investimento, dado que a frequência para o intervalo de -20% até +20% na variável %PC é de 62%, sendo este número de 68% para %ELP e de 71% para %PT.

## 4.2 Retornos Anormais

Foram encontradas evidências de retornos anormais nas ações analisadas, quando da entrega dos demonstrativos financeiros à Comissão de Valores Mobiliários, idênticas a Procianoy e Antunes (2002) e a Espíndola (2004). No que se refere à amostra completa, os resultados podem ser observados no quadro a seguir:

**Quadro 4 – Retornos Anormais e Significância dos AR's (Rank Test) – 424 eventos**

t	AR <sub>t</sub>	CAR <sub>t</sub>	r	1%	5%	10%	15%
-5	0,038%	0,038%	1,7			*	
-4	0,196%	0,234%	0,569				
-3	0,091%	0,325%	1,174				
-2	0,063%	0,388%	1,637				*
-1	0,481%	0,869%	1,358				
0	0,316%	1,185%	0,371				
1	0,036%	1,221%	1,937			*	
2	0,045%	1,266%	2,193		*		
3	-0,503%	0,764%	5,145	*			
4	-0,117%	0,646%	3,348	*			
5	0,078%	0,725%	0,624				

Pode-se observar para a amostra completa que, dos 11 dias da janela do evento, dois apresentaram retornos anormais em níveis de significância de 1%, e um em nível de 5%. Ao se considerar um nível de 10%, outros dois dias podem ser considerados com retornos anormais significativos. Finalmente, um dia tem retorno anormal significativo ao se observar um nível de 15%. Verifica-se ainda que o retorno anormal cumulativo do período inicia positivo, com valor de 0,038%, e termina com valor de 0,725%, apresentando-se positivo durante toda a janela do evento.

No que tange à amostra de empresas que efetuaram investimentos (cujo valor de %AP resultou positivo), os resultados podem ser observados no quadro seguinte:

**Quadro 5 – Retornos Anormais e Significância dos AR's (Rank Test) – %AP (+) – 223 Eventos**

t	AR <sub>t</sub>	CAR <sub>t</sub>	r	1%	5%	10%	15%
-5	0,055%	0,055%	1,732			*	
-4	0,204%	0,259%	0,42				
-3	-0,107%	0,152%	1,792			*	
-2	0,370%	0,522%	0,054				
-1	0,255%	0,777%	0,616				
0	0,602%	1,380%	1,053				
1	-0,014%	1,366%	1,442				*
2	-0,291%	1,075%	2,861	*			
3	-0,212%	0,863%	2,657	*			
4	-0,072%	0,791%	2,226		*		
5	0,144%	0,935%	0,066				

Pode-se observar no Quadro 5 que os dias +2 e +3 da janela do evento apresentaram significância estatística ao nível de 1%, e que o dia +4 apresentou significância ao nível de

5%. Sendo considerada a significância de 10%, os dias -5 e -3 da janela podem ser considerados também significativos. Ao se trabalhar com uma significância de 15%, o dia +1 também apresenta retorno anormal.

Desta forma, considerando-se a janela do evento como um todo, houve um CAR de 0,935% para as empresas que efetuaram investimentos. Este valor é semelhante ao dos estudos mencionados na seção 2.1 deste trabalho, que examinaram o impacto de anúncios de investimento, tal como pode ser observado em McConnell e Muscarella (1985), que reportaram um CAR de 1,25%, em Szewczyk, Tsetsekos e Zantout (1996), que encontraram um CAR de 0,47% (ambos para o mercado norte-americano), em Jones (2000), que encontrou um CAR de 0,71% examinando o mercado britânico, e finalmente em Kim, Lyn, Park e Zychowicz (2005), que encontraram um CAR de 0,79% analisando o mercado coreano. No Brasil, Lucchesi e Famá (2005) reportaram um CAR de 2,8% significativo a 5% para a amostra completa de empresas que anunciaram investimentos.

Examinou-se ainda o grupo de empresas que efetuaram desinvestimentos, tendo-se o que segue como resultado:

**Quadro 6 – Retornos Anormais e Significância dos AR's (Rank Test) – %AP (-) – 201 Eventos**

t	AR <sub>t</sub>	CAR <sub>t</sub>	r	1%	5%	10%
-5	0,018%	0,018%	0,646			
-4	0,188%	0,206%	0,384			
-3	0,310%	0,516%	0,182			
-2	-0,278%	0,238%	2,322		*	
-1	0,733%	0,971%	1,324			
0	-0,002%	0,969%	1,648			*
1	0,092%	1,061%	1,294			
2	0,418%	1,479%	0,172			
3	-0,826%	0,653%	4,674	*		
4	-0,167%	0,486%	2,519		*	
5	0,005%	0,491%	0,975			

Observam-se os dias -2 e +4 com significância estatística ao nível de 5%, o dia 0 com significância a 10% e finalmente o dia 3 com significância a 1% (não houve observações com significância a 15%).

Considerando-se a janela do evento como um todo, para esta segmentação (empresas que efetuaram desinvestimentos), houve um CAR de 0,49%. Este resultado, sendo positivo, diverge de alguns artigos que podem ser examinados na seção 2.1 deste trabalho. McConnell e Muscarella (1985), por exemplo, encontraram um CAR de -1,52% para as empresas que efetuaram desinvestimentos em sua amostra, enquanto que Blose e Shieh (1997) reportaram

um CAR de -0,49% para o mesmo tipo de segmentação (ambos observando o mercado norte-americano). No Brasil, Lucchesi e Famá (2005) reportaram um retorno anormal cumulativo de -5,1%, significativo a 1%, para empresas que anunciaram desinvestimentos. Por outro lado, Del Brio, Perote e Pindado (2003) encontraram retornos positivos (6,39%) e significativos a 5% para anúncios de desinvestimento na sua pesquisa.

### 4.3 Análise entre CAR e Variáveis de Investimento

Havendo evidência da presença de retornos anormais, conforme evidenciado na seção anterior, prossegue-se para o passo seguinte: relacionar estes retornos com a existência de investimentos por parte das empresas, a partir de uma regressão múltipla com características de *pooled regression* (pois se tem uma combinação de dados o longo do tempo e entre diferentes empresas).

Inicialmente, pode-se observar o quadro de correlação<sup>28</sup> entre as variáveis CAR (retorno acumulado por evento), %AP (variação do ativo permanente da empresa correspondente ao evento) e %AI (variação do ativo imobilizado da empresa correspondente ao evento), com as variáveis de investimento corrigidas monetariamente pelo IGP-DI.

Cabe destacar que as variáveis em questão não apresentaram normalidade a partir do teste Kolmogorov-Smirnov (doravante KS) do software SPSS, e que foi utilizado um teste não-paramétrico, portanto, para esta análise<sup>29</sup> (o teste rho de Spearman).

**Quadro 7 – Correlação entre as Variáveis de Investimento e CAR – 424 Eventos**

		CAR	%AP	%AI	
Spearman's rho	CAR	Correlation Coefficient	1	0,042	0,04
		Sig. (2-tailed)	,	0,388	0,41
	%AP	Correlation Coefficient	0,042	1	,570(**)
		Sig. (2-tailed)	0,388	,	0
	%AI	Correlation Coefficient	0,04	,570(**)	1
		Sig. (2-tailed)	0,41	0	,

\*\* Correlation is significant at the .01 level (2-tailed).

Pode-se observar no quadro anterior que a variável CAR não apresenta correlação significativa com as variáveis de investimento. Por outro lado, as variações percentuais no

<sup>28</sup> Este procedimento é utilizado, dentre outros, por PARK e KIM (1997), NOWAK (1998), JONES (2000) e LAMONT (2000). Cabe destacar que todos os cálculos estatísticos a seguir foram efetuados no software SPSS. Algumas tabelas foram trabalhadas previamente no Microsoft Excel.

<sup>29</sup> A não normalidade dos retornos anormais foi reportada também por JONES (2000).



permanente e no imobilizado apresentam correlação significativa a 1%. Contudo, a sua magnitude provavelmente não seja suficiente para apresentar problemas de multicolinearidade na regressão a ser efetuada<sup>30</sup>, o que será verificado a seguir.

Da mesma forma, efetuou-se a análise com as variáveis de investimento calculadas a partir da moeda original<sup>31</sup> nos balanços.

**Quadro 8 – Correlação entre Variáveis de Investimento (moeda original) e CAR - 424 Eventos**

		CAR	%AP	%AI	
Spearman's rho	CAR	Correlation Coefficient	1	-0,032	-0,02
		Sig. (2-tailed)	,	0,508	0,681
	%AP	Correlation Coefficient	-0,032	1	,914(**)
		Sig. (2-tailed)	0,508	,	0
	%AI	Correlation Coefficient	-0,02	,914(**)	1
		Sig. (2-tailed)	0,681	0	,

\*\* Correlation is significant at the .01 level (2-tailed).

Neste caso, vê-se mantida a ausência de correlação entre a variável CAR e as variáveis de investimento. Contudo, o grau de correlação entre as variáveis de investimento desaconselha o seu uso num processo de regressão múltipla, em função do problema de multicolinearidade.

A primeira análise de regressão múltipla foi efetuada a partir do software SPSS, tendo como variável dependente o CAR e como independentes %AP e %AI (conforme equação 27 anterior), em moeda corrigida pela inflação, segundo o método enter (o que implica a entrada de todas as variáveis escolhidas no modelo). Para efeito de clareza na exposição, apresenta-se novamente a equação 27:

$$CAR_{it} = \beta_0 + \beta_1 \%AP_{it} + \beta_2 \%AI_{it} + \epsilon$$

Os resultados indicaram haver relação estatisticamente significativa entre as variáveis, a partir de um valor F de 4,798 (significativo a 1%), porém um fraco poder explicativo, pois o R<sup>2</sup> alcançou o valor de 0,022, e o R<sup>2</sup> ajustado a monta de 0,018.

Em termos das variáveis individuais, tem-se o que segue:

<sup>30</sup> Vide a esse respeito PESTANA e GAGEIRO (2000), que sugerem um valor limite de 0,9.

<sup>31</sup> Efetuou-se este procedimento em função de que o acompanhamento dos resultados divulgados (demonstrações contábeis) poderia estar se dando a partir da análise em moeda original, e não corrigida pela inflação, até pela presença da correção monetária de balanço em parte representativa da amostra.

**Quadro 9 – Coeficientes e Significância das Variáveis de Investimento - 424 Eventos**

	Beta	t	Sig.
(Constant)		0,697	0,486
%AP	0,137	2,848	0,005
%AI	-0,064	-1,324	0,186

Embora a variável de %AP apresente significância estatística, a %AI não a apresentou. Merece destaque o fato de o coeficiente da variável estatisticamente significativa ser positivo (0,137), numa indicação de relação positiva entre a mesma e o retorno anormal representado pelo CAR. Cabe destacar que os resultados apresentados por Espíndola (2004) também reportaram significância para a variável %AP e uma relação positiva da mesma com a variável CAR, bem como inexistência de significância estatística para a variável %AI.

Antes de prosseguir-se com a análise, contudo, devem ser analisados alguns problemas potenciais do processo de regressão. Com relação à multicolinearidade, analisou-se o *condition index* do SPSS, o qual apresentou valores de 1,11 (%AP) e 1,20 (%AI), não indicando a presença de multicolinearidade<sup>32</sup>, o que já havia sido indicado pela análise prévia de correlação do Quadro 7.

No que tange à autocorrelação, o valor da estatística de Durbin-Watson do SPSS (doravante DW) forneceu um valor de 1,892. O teste sugerido por Gujarati (2000) é que se  $d_s < d < 4 - d_s$ , então se pode dizer que não há indícios de autocorrelação nos dados. Levando-se em consideração a amostra de 424 casos e duas variáveis explicativas,  $d_s$  assume um valor de 1,778, conforme a tabela observada em Gujarati (2000). Como  $1,778 < 1,892 < 2,222$ , não há indícios de autocorrelação na presente análise.

Posteriormente, a presença de heteroscedasticidade foi verificada a partir do teste de correlação de ordem de Spearman, que é obtido a partir da ordenação dos valores absolutos dos erros e dos valores previstos da variável dependente, conforme especifica Gujarati (2000). O valor do teste apresentou um resultado para o coeficiente de 0,064, com significância estatística de 0,095, indicando portanto inexistência de heteroscedasticidade nos resíduos.

Finalmente, efetuou-se o teste K-S nos resíduos, sendo que o mesmo apresentou um valor de probabilidade de 0,053, indicando dessa forma a normalidade dos resíduos.

<sup>32</sup> Segundo PESTANA e GAGEIRO (2000), o *condition index* é a raiz quadrada do quociente entre o maior autovalor e o autovalor em questão. Um valor maior que 15 indica possíveis problemas de multicolinearidade e acima de 30 indica sérios problemas neste sentido.

Diante do exposto, pode-se dizer que a verificação dos resíduos não apresentou nenhuma característica fora dos padrões exigidos para a aplicação da técnica de regressão. Ressalte-se que esse fato suporta também o uso de OLS para a presente análise.

Por outro lado, dada a falta de significância estatística da variável %AI, e também o baixo poder explicativo da regressão (apesar de sua significância em termos de teste F), torna-se interessante a verificação de outras possibilidades para o modelo. Isso pode ser efetuado por meio do uso do método *stepwise* de regressão, disponível no SPSS, que insere e retira automaticamente as variáveis explicativas do modelo em função de uma melhora ou piora no teste F global. Os resultados deste procedimento são apresentados a seguir.

Inicialmente, pode-se dizer que o SPSS optou pela inclusão de somente uma variável explicativa, %AP, optando por retirar %AI (ambas calculadas sobre os valores de balanço corrigidos pelo IGP-DI), em função de que o valor de teste F deste modelo aumentou de 4,798 para 7,828 (significativo a 1%). Apesar disso, o nível explicativo global baixou<sup>33</sup>, o que pode ser observado nos novos valores de  $R^2$  (0,018) e  $R^2$  ajustado (0,016). O valor do coeficiente da variação de %AP alterou-se muito pouco, de 0,137 para 0,135, e sua significância estatística permaneceu praticamente a mesma (0,005).

Estas análises foram efetuadas também para as variáveis explicativas a partir de variações percentuais dos balanços consecutivos em moeda original. Estes resultados não apresentaram significância estatística, e seu poder explicativo foi zero, não sendo, portanto, aqui reportados. Esse fato pode sinalizar que o acompanhamento dos investidores sobre as empresas se dá a partir de balanços corrigidos monetariamente.

Cabe ainda discutir-se a questão de que a reação do mercado às decisões de investimento ou desinvestimento pode se dar de maneira diversa, e ao analisar-se a amostra inteira (que é composta de %AP positivas e negativas), se estaria desprezando este efeito.

Para verificar este fato, incluiu-se na análise uma variável *dummy* aditiva com valor 1 sempre que o evento apresentasse %AP>0 e 0 se %AP<0. Esta variável *dummy* também foi incluída como multiplicadora de %AP. Desta forma, pôde-se captar o efeito (significativo ou não) da diferença de reação entre investimento e desinvestimento sobre o intercepto e sobre o coeficiente de inclinação<sup>34</sup>. Os resultados são apresentados a seguir.

---

<sup>33</sup> O teste de DW (1,884) continuou rejeitando a autocorrelação, o teste de Spearman indicou ausência de heterocedasticidade (valor p de 0,126), e o teste KS indicou normalidade nos resíduos (valor p de 0,057).

<sup>34</sup> Esta técnica é sugerida por GUJARATI (2000).

O poder explicativo do modelo não sofreu alterações relevantes com relação aos níveis anteriores, tendo um  $R^2$  de 0,02 e um  $R^2$  ajustado de 0,013. O teste F apresentou-se significativo a 5%, com valor de 0,034. Contudo, o coeficiente do intercepto diferencial e o coeficiente da inclinação diferencial não apresentaram significância estatística, conforme pode ser observado:

**Quadro 10 – Coeficientes Diferenciais e Significância de %AP>0 – 424 Eventos**

	Beta	t	Sig.
(Constant)		0,992	0,322
%AP	0,181	0,949	0,343
Dummy se %AP>0;=1;0	-0,054	-0,934	0,351
Dummy* %AP	-0,024	-0,134	0,894

Estes fatos<sup>35</sup> sugerem que, possivelmente, não haja diferença na percepção do mercado em função do sinal de %AP.

Por outro lado, uma questão importante neste ponto é a de saber se há diferenças de percepção em função do setor de atividade da empresa. Hipoteticamente, um investimento efetuado no setor de Mineração talvez pudesse ser interpretado diferentemente de um investimento na área de Alimentos e Bebidas. Além disso, se esse fato for verdadeiro, a sua não consideração poderia reduzir sensivelmente o poder explicativo do modelo (SAYRS, 1989). Para tratar dessa questão foram criadas variáveis *dummy* correspondentes a cada um dos setores, conforme a classificação do banco de dados Econômica. Originalmente, existem 20 setores, na presente amostra constam<sup>36</sup> 16. Assim, foram geradas 15 variáveis *dummy*. Os resultados dessa regressão, em que CAR é a variável dependente, %AP é a variável independente, e foram adicionadas estas variáveis *dummy*, podem ser observados a seguir.

Inicialmente, cabe destacar que houve significância estatística, representada por um F de 2,284, significativo a 1%. O poder explicativo<sup>37</sup> também melhorou com relação aos

<sup>35</sup> A estatística DW apresentada (1,89) é menor que 2,307 e maior que 1,693, o que sinaliza ausência de autocorrelação. Por outro lado, o teste de Spearman indicou presença de heterocedasticidade nos dados (coeficiente de 0,129 significativo a 1%), e o teste KS indicou ausência de normalidade nos resíduos já que a probabilidade associada foi de 0,036. Calculando-se erros padrão consistentes com a presença de heterocedasticidade conforme WHITE (1980), as duas *dummies* continuam não significativas com valores de probabilidade de, respectivamente, 0,31 e 0,87. O valor de prova de %AP também permanece não significativo, com valor de 0,17. O parâmetro  $R^2$  ficou inalterado, contudo o teste F não resultou significativo, tendo um valor de prova de 0,23.

<sup>36</sup> Os setores são: Siderurgia e Metalurgia; Têxtil; Papel e Celulose; Alimentos e Bebidas; Veículos e Peças; Químico; Eletroeletrônicos; Mineração; Comércio; Energia Elétrica; Minerais não Metálicos; Outros; Máquinas Industriais; Petróleo e Gás; Telecomunicações e Transportes.

<sup>37</sup> O teste DW de 1,923 não indicou presença de autocorrelação. Contudo, o teste de Spearman sugeriu a presença de heterocedasticidade com um coeficiente de 0,105 com significância de 0,015. Por fim, o teste KS apontou para a ausência de normalidade, com um valor de probabilidade de 0,02.

modelos anteriores, com um  $R^2$  de 0,082 e um  $R^2$  ajustado de 0,046. Com relação aos coeficientes individuais, pode-se observar no quadro a seguir que a variável %AP apresentou um coeficiente em torno de 0,12, semelhante aos modelos anteriores, mantendo sua significância ao nível de 5%. O setor de Comércio apresentou um coeficiente significativo a 5%, o de Transportes a 1%, e o setor de Outros ficou muito próximo da significância a 5%, indicando que os mesmos são significativamente diferentes do setor-base (Siderurgia). Resumidamente, portanto, há evidências de que o setor de atividade é importante no impacto das decisões de investimento no mercado, o que é sugerido pelo melhor ajuste obtido por esse modelo com relação aos anteriores.

**Quadro 11 – Coeficientes e Significância de %AP com Efeitos Fixos de Setor – 424 Eventos**

	Beta	t	Sig.
(Constant)		-0,262	0,793
%AP	0,119	2,486	0,013
DUMTEX	0,01	0,186	0,852
DUMPAP	0,018	0,335	0,738
DUMALIM	0,034	0,583	0,56
DUMVEIC	-0,018	-0,341	0,734
DUMQUIM	0,039	0,694	0,488
DUMELETR	-0,002	-0,037	0,97
DUMMIN	-0,006	-0,112	0,911
DUMCOM	-0,111	-2,257	0,025
DUMEE	0,03	0,509	0,611
DUMMNM	-0,047	-0,971	0,332
DUMOUT	0,113	1,895	0,059
DUMMAQI	-0,047	-0,963	0,336
DUMPETR	-0,078	-1,516	0,13
DUMTELEC	0,069	1,38	0,168
DUMTRANS	0,145	2,991	0,003

Por outro lado, em virtude da sugestão de heteroscedasticidade na regressão, utilizou-se o método de White (1980) para a consideração da mesma no cálculo dos erros padrão. Como resultado, os setores de Transporte, Comércio e Outros continuaram com a significância praticamente inalterada; contudo, o valor do teste t para a variável %AP passou para 1,43 com valor de prova 0,15. A significância do teste F manteve-se, bem como o poder explicativo representado pelo  $R^2$ .

Efetuuou-se ainda neste sentido uma regressão semelhante à que originou o Quadro 11, incluindo-se %AI como variável explicativa. Seu coeficiente permaneceu negativo e não significativo. Todos os demais parâmetros foram bastante semelhantes, e por este motivo não são aqui reportados.

Finalmente, pode-se supor também que a percepção dos investidores sofra alterações no decorrer do tempo. Para examinar esse efeito, foi efetuada uma análise com o CAR como variável dependente, %AP como independente e uma série de oito *dummies* representando os anos de 1990 até 1998 para espelhar os efeitos fixos provenientes da passagem do tempo.

O resultado foi um modelo com poder explicativo de 0,039 ( $R^2$ ) e de 0,018 ( $R^2$  ajustado). No entanto, não houve significância estatística<sup>38</sup>, com um F de valor 1,854 (e probabilidade 0,057).

O comportamento dos coeficientes pode ser observado no Quadro 12.

**Quadro 12 – Coeficientes e Significância de %AP com Efeitos Fixos de Tempo – 424 Eventos**

	Beta	t	Sig.
(Constant)		-1,314	0,19
%AP	0,117	2,237	0,026
DUM91	0,076	1,099	0,272
DUM92	0,099	1,395	0,164
DUM93	0,15	2,174	0,03
DUM94	0,024	0,351	0,726
DUM95	0,098	1,412	0,159
DUM96	0,074	1,105	0,27
DUM97	0,019	0,3	0,764
DUM98	0,122	1,873	0,062

Percebe-se que o valor do coeficiente de %AP segue positivo (0,117) e significativo a 5% (0,026). Dentre os coeficientes representativos dos anos, somente 1993 apresentou significância a 5% (0,03), ou seja, somente esse ano é significativamente diferente do ano base (1990).

Ao aplicar-se a correção de White (1980) em função da heteroscedasticidade sugerida pelo teste de Spearman, manteve-se o poder explicativo do  $R^2$ , sendo que o valor de prova do teste F passou para 0,11. Continuou a significância estatística do ano de 1993, e o valor de probabilidade do teste t para a variável %AP passou para 0,15.

Executou-se ainda outra regressão com um modelo semelhante ao do Quadro 12 anterior, mas com a inclusão da variável explicativa %AI. O valor do seu coeficiente foi não significativo, o poder explicativo global baixou e não houve significância estatística a 5% pelo teste F, portanto os resultados globais deste modelo não serão reportados na íntegra. Cabe destacar que a variável %AP continuou significativa (coeficiente de 0,119 e significância de 0,023).

<sup>38</sup> Quanto ao teste DW, o valor de 1,876 sugeriu ausência de autocorrelação nos dados. A presença de heteroscedasticidade foi sugerida a partir de um valor de Spearman de 0,13, com significância de 0,004. Finalmente, o teste KS indicou normalidade nos resíduos (com valor de prova de 0,065).

Finalmente, executou-se uma regressão com CAR como variável dependente, %AP como independente, e as *dummies* correspondentes a setor de atividade e ano. Os resultados indicaram um teste F de 1,820 (com significância 0,011), um poder explicativo indicado pelo  $R^2$  de 0,099, e de 0,044 pelo  $R^2$  ajustado<sup>39</sup>.

Com relação aos coeficientes individuais, eles podem ser observados a seguir.

**Quadro 13 – Coeficientes e Significância de %AP e Efeitos Fixos (Tempo e Setor) – 424 Eventos**

	Beta	t	Sig.
(Constant)		-1,376	0,17
%AP	0,101	1,935	0,054
DUM91	0,068	0,969	0,333
DUM92	0,097	1,38	0,168
DUM93	0,124	1,792	0,074
DUM94	0,027	0,399	0,69
DUM95	0,1	1,438	0,151
DUM96	0,069	1,021	0,308
DUM97	0,028	0,43	0,667
DUM98	0,127	1,945	0,052
DUMTEX	0,012	0,233	0,816
DUMPAP	0,023	0,433	0,665
DUMALIM	0,036	0,595	0,552
DUMVEIC	-0,012	-0,217	0,829
DUMQUIM	0,032	0,55	0,582
DUMELETR	0,003	0,046	0,963
DUMMIN	-0,002	-0,028	0,978
DUMCOM	-0,111	-2,24	0,026
DUMEE	0,03	0,501	0,617
DUMNM	-0,044	-0,907	0,365
DUMOUT	0,11	1,827	0,069
DUMMAQI	-0,047	-0,953	0,341
DUMPETR	-0,075	-1,455	0,146
DUMTELEC	0,064	1,273	0,204
DUMTRANS	0,143	2,912	0,004

Observa-se que a variável %AP apresentou valor de significância de 0,054, bastante próximo do limite de 5%, e um coeficiente positivo de 0,101. Nas demais, apenas as *dummies* correspondentes aos setores Comércio e Transportes apresentaram significância estatística a 5% (ou seja, diferença com relação ao setor base – Siderurgia).

A inclusão da variável explicativa %AI no modelo anterior aumentou levemente a significância estatística e o poder explicativo da regressão, e tornou o coeficiente de %AP significativo a 5%. Quanto ao próprio coeficiente de %AI, continuou negativo e não significativo. Os demais coeficientes não mudaram significativamente.

<sup>39</sup> O teste DW de 1,909 não apontou existência de autocorrelação. O valor de 0,062 com significância 0,102 para o teste de Spearman indicou ausência de heterocedasticidade. Contudo, o teste KS apresentou um valor de 0,019 indicando não normalidade dos resíduos.

Em resumo, a variável %AP emerge como positiva e significativa na relação com o CAR em todos os modelos testados, tendo um coeficiente em torno de 0,12. A variável %AI apresentou uma relação negativa, porém não significativa com o CAR. As relações aqui mencionadas somente surgiram quando foram considerados os balanços corrigidos monetariamente pela inflação. Em todos os modelos, o poder explicativo é baixo, sendo o melhor alcançado na regressão com efeitos fixos setoriais e anuais, na qual o  $R^2$  assumiu um valor de 0,099 e o  $R^2$  ajustado um valor de 0,044, sendo que dois setores (mas nenhum período anual) apresentaram significância estatística (ou seja, diferença com relação ao setor base - Siderurgia). Quando houve presença de heteroscedasticidade, os modelos foram corrigidos, sendo que nestes o valor de prova da variável %AP situou-se em torno de 0,15.

#### **4.4 Análise entre CAR, Variáveis de Investimento e Financiamento**

Neste tópico será efetuada a investigação das relações entre as variáveis de investimento e financiamento e o CAR, conforme equação 28 da seção de método, que será aqui reproduzida para fins de maior clareza na exposição:

$$CAR_{it} = \beta_0 + \beta_1\%AP_{it} + \beta_2\%AI_{it} + \beta_5\%PC_{it} + \beta_6\%ELP_{it} + \beta_7\%PT_{it} + \beta_8\%ALAV_{it} + \epsilon$$

Principia-se pela verificação da correlação. As variáveis representativas das decisões de investimento (%AP e %AI) já haviam sido testadas na seção anterior quanto à distribuição, e apresentaram não normalidade. As variáveis de financiamento, representadas pela variação percentual no passivo circulante (doravante %PC), pela variação percentual no passivo exigível a longo prazo (doravante %ELP) e pela variação percentual no passivo total (doravante %PT) também não apresentaram normalidade, sendo novamente usada, portanto, a correlação não-paramétrica. Os resultados são explicitados a seguir.



**Quadro 14 – Correlação entre Variáveis de Investimento, Financiamento e CAR – 424 Eventos**

	Spearman's rho	%AP	%AI	%PC	%ELP	%PT	ALAV	CAR
%AP	Correlation Coefficient	1	0,5699	0,1216	0,2813	0,2348	-0,0482	0,0421
	Sig. (2-tailed)	,	0	0,0122	0	0	0,3221	0,3877
%AI	Correlation Coefficient	0,5699	1	0,1642	0,2279	0,2858	0,0352	0,0401
	Sig. (2-tailed)	0	,	0,0007	0	0	0,4703	0,41
%PC	Correlation Coefficient	0,1216	0,1642	1	-0,0315	0,7281	0,1214	0,0468
	Sig. (2-tailed)	0,0122	0,0007	,	0,518	0	0,0124	0,3369
%ELP	Correlation Coefficient	0,2813	0,2279	-0,0315	1	0,461	0,0504	-0,0057
	Sig. (2-tailed)	0	0	0,518	,	0	0,3009	0,9069
%PT	Correlation Coefficient	0,2348	0,2858	0,7281	0,461	1	0,1572	-0,0111
	Sig. (2-tailed)	0	0	0	0	,	0,0012	0,8191
ALAV	Correlation Coefficient	-0,0482	0,0352	0,1214	0,0504	0,1572	1	-0,0332
	Sig. (2-tailed)	0,3221	0,4703	0,0124	0,3009	0,0012	,	0,4956
CAR	Correlation Coefficient	0,0421	0,0401	0,0468	-0,0057	-0,0111	-0,0332	1
	Sig. (2-tailed)	0,3877	0,41	0,3369	0,9069	0,8191	0,4956	,

Em termos do problema de multicolinearidade, seguindo-se o parâmetro de Pestana e Gageiro (2000), não há relações significativas acima de 0,9, e, portanto, há indícios de que se poderá usar todas as variáveis na regressão múltipla a ser efetuada (embora, a exemplo da seção anterior, esse fato venha a ser testado posteriormente a partir do *condition index*).

Novamente, não há correlação entre o CAR e as variáveis testadas. Nota-se ainda uma maior correlação entre as variáveis de investimento e o %ELP, o que pode ser interpretado como uma tendência no financiamento de longo prazo para investimentos de longa maturação financeira (o que está de acordo com o esperado pela teoria). Observa-se que a alavancagem tem uma relação positiva e significativa com as variações de passivo circulante e total, não havendo sugestão de relação entre a mesma e os passivos de longo prazo.

Efetuiu-se ainda o mesmo exame de correlação sobre as variáveis em moeda original (que também não apresentaram normalidade). Os resultados podem ser observados na seqüência.

**Quadro 15 – Correlação entre as Variáveis de Investimento, Financiamento  
(em Moeda Original) e CAR – 424 Eventos**

		CAR	%AP	%AI	%PC	%ELP	%PT	ALAV
CAR	Correlation Coefficient	1	-0,0322	-0,02	-0,0311	-0,0281	-0,0663	-0,0332
	Sig. (2-tailed)		0,5078	0,6812	0,5225	0,5639	0,1729	0,4956
%AP	Correlation Coefficient	-0,0322	1	0,914	0,6832	0,6854	0,7867	-0,0793
	Sig. (2-tailed)	0,5078		0	0	0	0	0,1028
%AI	Correlation Coefficient	-0,02	0,914	1	0,6534	0,642	0,7613	-0,043
	Sig. (2-tailed)	0,6812	0		0	0	0	0,3766
%PC	Correlation Coefficient	-0,0311	0,6832	0,6534	1	0,4728	0,8714	0,0409
	Sig. (2-tailed)	0,5225	0	0		0	0	0,4005
%ELP	Correlation Coefficient	-0,0281	0,6854	0,642	0,4728	1	0,7417	0,0635
	Sig. (2-tailed)	0,5639	0	0	0		0	0,1919
%PT	Correlation Coefficient	-0,0663	0,7867	0,7613	0,8714	0,7417	1	0,0424
	Sig. (2-tailed)	0,1729	0	0	0	0		0,3834
ALAV	Correlation Coefficient	-0,0332	-0,0793	-0,043	0,0409	0,0635	0,0424	1
	Sig. (2-tailed)	0,4956	0,1028	0,3766	0,4005	0,1919	0,3834	

O CAR continua sem apresentar correlação com as variáveis. Há o surgimento de algumas correlações que sugerem problemas de multicolinearidade (entre %AI e %AP e entre %PC e %PT).

Em seguida, efetuou-se a regressão múltipla da equação 28, com as variáveis de investimento e financiamento calculadas em moeda corrigida monetariamente. O resultado<sup>40</sup> apresentou um teste F de 1,927 com significância a 10% (0,075). O poder explicativo foi de 0,027 ( $R^2$ ) e de 0,013 ( $R^2$  ajustado). Somente a variável %AP apresentou significância estatística pelo seu coeficiente, conforme pode ser observado a seguir.

**Quadro 16 – Coef. e Significância das Variáveis de Investimento e Financiamento – 424 Eventos**

	Beta	t	Sig.
(Constant)		0,554	0,58
%AP	0,141	2,877	0,004
%AI	0,044	0,298	0,766
%PC	0,041	0,655	0,513
%ELP	-0,049	-0,982	0,327
%PT	-0,122	-0,783	0,434
ALAV	-0,009	-0,189	0,85

Com a presença de vários coeficientes não significativos nesta regressão<sup>41</sup>, e dado o seu baixo poder explicativo, torna-se interessante o uso do método *stepwise*. O resultado foi a

<sup>40</sup> Um valor DW de 1,892 sugeriu ausência de autocorrelação ( $d_s = 1,831$  para 6 variáveis explicativas). Os valores do *condition index* não indicaram problemas de multicolinearidade pois situaram-se abaixo do limite de 15 (ficaram abaixo de 2 com exceção de um valor de 4,1 e outr de 6,5). A ausência de heterocedasticidade foi sugerida pelo teste de Spearman (coeficiente de 0,016 com significância de 0,373). O teste KS forneceu um valor de 0,069 indicando normalidade nos resíduos.

<sup>41</sup> Ao executar-se o mesmo procedimento com os valores das variáveis de investimento e financiamento em moeda original, obteve-se um poder explicativo nulo e nenhuma significância estatística, a exemplo do que

escolha somente de %AP para compor o modelo, sendo que os demais resultados não serão apresentados porque esta regressão específica (%AP explicando CAR) já foi apresentada na seção anterior.

A exemplo do que foi efetuado na seção anterior, é interessante verificar ainda se os efeitos fixos têm alguma influência nos resultados das regressões. Inicialmente, foi efetuado um teste com variáveis *dummy* setoriais, mais as variáveis já mencionadas de investimento e financiamento. Os resultados<sup>42</sup> indicaram significância a 1% (valor de 1,973 para o F, com probabilidade 0,007) e um poder explicativo de 0,093 ( $R^2$ ) e 0,046 ( $R^2$  ajustado). Os coeficientes individuais apresentaram significância a pelo menos 5% apenas para %AP, e para os setores de Comércio, Outros e Transportes.

**Quadro 17 – Coeficientes e Significância das Variáveis de Investimento e Financiamento com Efeitos Fixos de Setor – 424 Eventos**

	Beta	t	Sig.
(Constant)		-0,339	0,735
%AP	0,129	2,642	0,009
%AI	0,045	0,303	0,762
%PC	0,037	0,6	0,549
%ELP	-0,063	-1,275	0,203
%PT	-0,126	-0,808	0,42
ALAV	0,015	0,276	0,782
DUMTEX	0,004	0,081	0,936
DUMPAP	0,017	0,319	0,75
DUMALIM	0,048	0,808	0,42
DUMVEIC	-0,022	-0,404	0,687
DUMQUIM	0,037	0,65	0,516
DUMELETR	-0,005	-0,076	0,939
DUMMIN	-0,001	-0,016	0,987
DUMCOM	-0,115	-2,287	0,023
DUMEE	0,027	0,458	0,647
DUMNM	-0,046	-0,935	0,35
DUMOUT	0,123	2,039	0,042
DUMMAQI	-0,049	-0,982	0,326
DUMPETR	-0,08	-1,555	0,121
DUMTELEC	0,069	1,382	0,168
DUMTRANS	0,141	2,791	0,005

Em outra possibilidade, foram testadas as variáveis de investimento e financiamento com efeitos fixos de tempo<sup>43</sup>. O resultado foi um  $R^2$  de 0,047 e um  $R^2$  ajustado de 0,014. O

---

aconteceu somente com as variáveis de investimento na seção anterior, havendo ainda indícios de multicolinearidade. Dessa forma, esses resultados não serão aqui reportados na íntegra.

<sup>42</sup>O teste DW (com valor de 1,939) sugere ausência de autocorrelação nos dados. A presença de heterocedasticidade, com um coeficiente pelo teste de Pearson de 0,076 (significância de 0,06) é rejeitada. Contudo, a normalidade dos resíduos é rejeitada por um valor KS de 0,021).

<sup>43</sup> Um valor do teste DW de 1,878 sugere ausência de autocorrelação. O teste de Spearman indicou ausência de heterocedasticidade (0,052), e o teste KS indicou normalidade (0,092).

teste F não apresentou significância, com valor de 1,441 e probabilidade de 0,131. Os valores dos coeficientes podem ser observados a seguir, sendo que somente a variável %AP e o ano de 1993 apresentaram significância estatística a 5%.

**Quadro 18 – Coeficientes e Significância das Variáveis de Investimento e Financiamento com Efeitos Fixos de Tempo – 424 Eventos**

	Beta	t	Sig.
(Constant)		-1,188	0,235
%AP	0,121	2,293	0,022
%AI	0,055	0,365	0,715
%PC	0,037	0,59	0,556
%ELP	-0,052	-1,038	0,3
%PT	-0,125	-0,796	0,427
ALAV	0,007	0,134	0,893
DUM91	0,08	1,155	0,249
DUM92	0,109	1,527	0,128
DUM93	0,152	2,199	0,028
DUM94	0,034	0,492	0,623
DUM95	0,097	1,392	0,165
DUM96	0,076	1,13	0,259
DUM97	0,02	0,304	0,761
DUM98	0,124	1,888	0,06

Efetuuou-se também uma regressão com os efeitos fixos de tempo e setor concomitantemente<sup>44</sup>. Os resultados apresentaram um  $R^2$  de 0,109 e um  $R^2$  ajustado de 0,046. O teste F apresentou valor de 1,73 com significância de 0,013. Os valores dos coeficientes podem ser observados a seguir.

<sup>44</sup> Um valor DW de 1,920 sugere ausência de autocorrelação nos resíduos. O teste de Spearman com significância de 0,116 sugeriu ausência de heterocedasticidade. Contudo, o teste KS sugeriu ausência de normalidade nos resíduos, com valor de 0,016.

**Quadro 19 – Coeficientes e Significância das Variáveis de Investimento e Financiamento com Efeitos Fixos de Setor e de Tempo – 424 Eventos**

	Beta	t	Sig.
(Constant)		-1,526	0,128
%AP	0,107	2,034	0,043
%AI	0,055	0,368	0,713
%PC	0,035	0,556	0,578
%ELP	-0,067	-1,332	0,184
%PT	-0,13	-0,822	0,411
ALAV	0,032	0,587	0,557
DUM91	0,075	1,066	0,287
DUM92	0,115	1,615	0,107
DUM93	0,129	1,864	0,063
DUM94	0,038	0,548	0,584
DUM95	0,101	1,438	0,151
DUM96	0,072	1,064	0,288
DUM97	0,029	0,454	0,65
DUM98	0,129	1,976	0,049
DUMTEX	0,005	0,084	0,933
DUMPAP	0,021	0,399	0,69
DUMALIM	0,05	0,827	0,409
DUMVEIC	-0,017	-0,317	0,751
DUMQUIM	0,03	0,518	0,605
DUMELETR	-0,001	-0,021	0,983
DUMMIN	0,006	0,104	0,917
DUMCOM	-0,118	-2,328	0,02
DUMEE	0,028	0,461	0,645
DUMMNM	-0,042	-0,854	0,394
DUMOUT	0,121	2,004	0,046
DUMMAQI	-0,052	-1,032	0,303
DUMPETR	-0,078	-1,508	0,132
DUMTELEC	0,066	1,316	0,189
DUMTRANS	0,135	2,627	0,009

Somente a variável %AP e as *dummies* para os setores Comercial, Outros e Transportes e para o ano de 1998 apresentaram significância estatística a pelo menos 5%.

Finalmente, efetuou-se a discriminação dos valores de endividamento em grupos de contas, conforme segue: Outros Passivos de Curto Prazo; Adiantamentos de Contratos de Câmbio; Debêntures de Curto Prazo; Debêntures de Longo Prazo; Dividendos a Pagar no Curto Prazo; Financiamentos de Curto Prazo; Financiamentos de Longo Prazo; Fornecedores; Outros Passivos de Curto Prazo; Contas a Pagar a Controladas no Curto Prazo; Contas a Pagar a Controladas no Longo Prazo; Provisões a Pagar no Curto Prazo e Provisões a Pagar no Longo Prazo. Nenhuma das contas apresentou relação significativa com a variável CAR.

Em resumo, as variáveis de financiamento não apresentaram relação significativa com o CAR em nenhum momento. A variável %AP continuou apresentando significância e seu

coeficiente permaneceu semelhante ao que era antes da inclusão das variáveis de financiamento. Os resultados com Balanços em moeda original não apresentaram nenhuma relação estatística significativa. A inclusão dos efeitos fixos não modificou os resultados, somente elevou o poder explicativo do modelo, a exemplo da seção anterior. Por fim, a utilização de grupos de contas de passivo, em vez dos grandes grupos de circulante e exigível a longo prazo, não resultou em nenhum poder explicativo adicional.

#### **4.5 Análise entre CAR, Variáveis de Investimento e Financiamento e Variáveis de Controle**

Neste tópico, procurou-se medir a relação entre o CAR e as variáveis de investimento e financiamento, adicionando-se as variáveis de controle presentes na literatura conforme a equação 29 anterior, que será reproduzida abaixo por conveniência:

$$CAR_{it} = \beta_0 + \beta_1 \%AP_{it} + \beta_2 \%AI_{it} + \beta_3 Q_{it} + \beta_4 PL_{it} + \beta_5 \%PC_{it} + \beta_6 \%ELP_{it} + \beta_7 \%PT_{it} + \beta_8 \%ALAV_{it} + \beta_9 \ln V_{it} + \beta_{10} CT_{it} + \beta_{11} \%FC_{it} + \beta_{12} \%LO_{it} + \beta_n SEG_n + \epsilon$$

Num primeiro momento, foram mensuradas as correlações entre as variáveis<sup>45</sup>. Os resultados podem ser observados a seguir.

---

<sup>45</sup> Apenas uma entre as cinco variáveis de controle adicionadas aos testes apresentou normalidade segundo o teste KS, num valor de 0,079. As demais exibiram não normalidade no nível de 1%. Dessa forma, continuou-se a usar a correlação não paramétrica.

**Quadro 20 – Correlação entre as Variáveis de Investimento, Financiamento, Controles e CAR - 424 Eventos**

		CAR	%AP	%AI	%PC	%ELP	%PT	ALAV	Q	PL	V	%FC	%LO
CAR	Correl. Coeff.	1	0,042	0,04	0,047	-0,006	-0,011	-0,033	-0,071	0,092	-0,051	0,033	,101(*)
	Sig. (2-tailed)		,388	0,41	0,337	0,907	0,819	0,496	0,145	0,061	0,34	0,497	0,037
%AP	Correl. Coeff.	0,042	1	,570(**)	,122(*)	,281(**)	,235(**)	-0,048	0,074	,151(**)	-0,051	-,445(**)	,202(**)
	Sig. (2-tailed)	0,388		0	0,012	0	0	0,322	0,129	0,002	0,336	0	0
%AI	Correl. Coeff.	0,04	,570(**)	1	,164(**)	,228(**)	,286(**)	0,035	,104(*)	0,066	0,068	-,271(**)	,136(**)
	Sig. (2-tailed)	0,41	0		0,001	0	0	0,47	0,032	0,182	0,204	0	0,005
%PC	Correl. Coeff.	0,047	,122(*)	,164(**)	1	-0,031	,728(**)	,121(*)	-0,018	0,007	-,115(*)	0,017	,136(**)
	Sig. (2-tailed)	0,337	0,012	0,001		0,518	0	0,012	0,712	0,888	0,032	0,735	0,005
%ELP	Correl. Coeff.	-0,006	,281(**)	,228(**)	-0,031	1	,461(**)	0,05	0,012	0,047	-0,025	-,219(**)	0
	Sig. (2-tailed)	0,907	0	0	0,518		0	0,301	0,809	0,339	0,643	0	1
%PT	Correl. Coeff.	-0,011	,235(**)	,286(**)	,728(**)	,461(**)	1	,157(**)	0	-0,001	-,164(**)	-,122(*)	0,081
	Sig. (2-tailed)	0,819	0	0	0	0		0,001	0,995	0,992	0,002	0,012	0,098
ALAV	Correl. Coeff.	-0,033	-0,048	0,035	,121(*)	0,05	,157(**)	1	,216(**)	-0,051	,116(*)	-,127(**)	-,207(**)
	Sig. (2-tailed)	0,496	0,322	0,47	0,012	0,301	0,001		0	0,299	0,029	0,009	0
Q	Correl. Coeff.	-0,071	0,074	,104(*)	-0,018	0,012	0	,216(**)	1	,253(**)	,127(*)	,189(**)	,295(**)
	Sig. (2-tailed)	0,145	0,129	0,032	0,712	0,809	0,995	0		0	0,018	0	0
PL	Correl. Coeff.	0,092	,151(**)	0,066	0,007	0,047	-0,001	-0,051	,253(**)	1	,114(*)	,216(**)	,436(**)
	Sig. (2-tailed)	0,061	0,002	0,182	0,888	0,339	0,992	0,299	0		0,036	0	0
V	Correl. Coeff.	-0,051	-0,051	0,068	-,115(*)	-0,025	-,164(**)	,116(*)	,127(*)	,114(*)	1	,143(**)	0,1
	Sig. (2-tailed)	0,34	0,336	0,204	0,032	0,643	0,002	0,029	0,018	0,036		0,007	0,06
%FC	Correl. Coeff.	0,033	-,445(**)	-,271(**)	0,017	-,219(**)	-,122(*)	-,127(**)	,189(**)	,216(**)	,143(**)	1	,654(**)
	Sig. (2-tailed)	0,497	0	0	0,735	0	0,012	0,009	0	0	0,007		0
%LO	Correl. Coeff.	,101(*)	,202(**)	,136(**)	,136(**)	0	0,081	-,207(**)	,295(**)	,436(**)	0,1	,654(**)	1
	Sig. (2-tailed)	0,037	0	0,005	0,005	1	0,098	0	0	0	0,06	0	

\* Correlation is significant at the .05 level (2-tailed).

\*\* Correlation is significant at the .01 level (2-tailed).

Dentre as correlações encontradas, segundo o sugerido por Pestana e Gageiro (2000), não parece haver problemas com relação à multicolinearidade, embora este fato venha a ser testado mais formalmente adiante a partir do *condition index* do SPSS.

Analisando-se especialmente as relações estatisticamente significativas entre as variáveis adicionadas neste tópico e o conjunto de variáveis do quadro, há uma relação positiva entre alavancagem e o índice Q, o que pode indicar uma valorização positiva por parte do mercado em incrementos de endividamento. Nota-se também uma relação positiva entre alavancagem e tamanho da empresa, o que sugere maior facilidade de obtenção de dívida por parte de firmas maiores, e uma relação negativa entre alavancagem e fluxo de caixa e lucro operacional, o que está de acordo com o suposto no *pecking order*.

O índice Q apresenta uma relação positiva com as variações de imobilizado, o que pode sugerir valorização positiva por parte do mercado para decisões de investimento. Há relação também positiva entre Q e o PL, o que era esperado, dado que ambos podem ser usados para mensurar oportunidades de crescimento. Nota-se também uma relação positiva entre o Q e o tamanho da empresa, o fluxo de caixa e a lucratividade operacional, o que pode sugerir uma avaliação positiva do mercado para empresas com maiores lucros e geração de caixa.

O quociente preço/lucro (P/L) apresentou correlações semelhantes ao índice Q, conforme esperado, já que ambos estão sendo usados para mensurar as oportunidades de crescimento da firma. As características diferenciadas foram a correlação do P/L com a variação no permanente, e não no imobilizado, conforme ocorreu com o índice Q, e a inexistência de correlação entre P/L e alavancagem (que ocorreu entre Q e alavancagem).

O tamanho da empresa, representado pelo ln de suas vendas, apresentou correlação negativa com as variações percentuais de endividamento de curto prazo e de endividamento total. Isso sugere que empresas menores tendem a ter as maiores variações percentuais na dívida, o que é coerente com o fato de empresas maiores (e talvez mais maduras) terem alterações menos representativas em seu nível de dívida. Por fim, o tamanho da firma mostrou relação positiva com o fluxo de caixa, o que indica que talvez firmas maiores gerem mais caixa.

Por sua vez, o fluxo de caixa (%FC) exibiu correlações negativas com as variações de investimento, sugerindo que o caixa gerado internamente seja uma fonte importante no financiamento dos ativos de longo prazo. Da mesma forma, o FC relacionou-se negativamente com as variações de endividamento de curto prazo e total, o que aponta para o fato de a



empresa usar dívida somente quando não houver caixa suficiente disponível. Por fim, o FC apresentou uma esperada relação positiva com o lucro operacional, que é uma de suas fontes.

Finalmente, o lucro operacional (%LO) mostrou relação positiva com o CAR, o que sugere uma reação positiva do mercado para os lucros divulgados. Há ainda uma relação positiva entre LO e as variáveis de investimento e de financiamento de curto prazo. Talvez esses fatos representem a possibilidade de a empresa realizar investimentos em momentos de melhor situação econômica (geração de lucros).

Dando-se prosseguimento à análise, efetuou-se a regressão múltipla explicitada na equação 29. Os resultados apresentaram um  $R^2$  de 0,144 e um  $R^2$  ajustado de 0,071. O teste F apresentou significância estatística ao nível de 1%. A significância dos coeficientes individuais pode ser observada no quadro a seguir<sup>46</sup>.

---

<sup>46</sup> O valor de 2,002 do teste DW sugere ausência de problemas de autocorrelação, já que para 342 casos com 26 variáveis explicativas  $d_s = 1,991$  conforme GUJARATI (2000). O teste de Spearman indicou ausência de heterocedasticidade nos dados, com um valor de 0,055. Finalmente, o teste KS indicou normalidade dos resíduos com um valor de 0,05.

**Quadro 21 – Coeficientes e Significância das Variáveis de Investimento, Financiamento e Controles – 342 Eventos**

	Beta	t	Sig.
(Constant)		1,599	0,111
%AP	0,412	2,699	0,007
%AI	0,033	0,452	0,652
%PC	0,012	0,21	0,834
%ELP	-0,108	-1,271	0,205
%PT	-0,017	-0,192	0,848
ALAV	-0,025	-0,372	0,71
Q	-0,084	-1,304	0,193
PL	0,076	1,235	0,218
V	-0,11	-1,536	0,126
%LO	-0,219	-2,283	0,023
%FC	0,431	2,533	0,012
CT	0,014	0,175	0,861
DUMTEX	0,013	0,219	0,826
DUMPAP	0,054	0,943	0,346
DUMALIM	0,051	0,782	0,435
DUMVEIC	0,043	0,701	0,484
DUMQUIM	0,114	1,822	0,069
DUMELETR	0,049	0,75	0,454
DUMMIN	0,042	0,69	0,491
DUMCOM	-0,109	-1,924	0,055
DUMEE	0,088	1,074	0,284
DUMNM	0,034	0,539	0,59
DUMOUT	0,206	3,182	0,002
DUMMAQI	-0,033	-0,595	0,552
DUMPETR	-0,026	-0,355	0,723
DUMTELEC	0,007	0,125	0,9
DUMTRANS	0,189	3,314	0,001

Pode-se observar que a variação do permanente e o %FC apresentam relação positiva e significativa com o CAR. Por sua vez, a variável %LO apresentou relação negativa e significativa com o CAR, contrariamente às expectativas anteriormente mencionadas. Finalmente, três setores apresentaram diferenças significativas para com o setor base (Siderurgia). Cabe destacar que não houve diferença entre empresas públicas e privadas, conforme a variável CT, o que também está divergindo do previsto.

Contudo, a regressão efetuada anteriormente apresentou, segundo o *condition index* do SPSS, problemas de multicolinearidade, dado que uma das dimensões fornecidas informou um valor de 41,08 (superior a 30). A partir daí, foram efetuadas várias tentativas para determinar-se a origem do problema, sendo que a exclusão da variável do ln das vendas solucionou a questão.

Neste novo modelo, o  $R^2$  ficou em 0,12 e o  $R^2$  ajustado em 0,061. O teste F indicou valor de prova de 0,002. Os coeficientes individuais não se alteraram significativamente, conforme pode ser observado no Quadro 22:

**Quadro 22 – Coef. e Signif. das Variáveis de Investimento, Financiamento e Controles sem Ln Vendas – 415 Eventos**

	Beta	t	Sig.
(Constant)		0,405	0,686
%AP	0,393	2,873	0,004
%AI	0,018	0,123	0,903
%PC	0,038	0,612	0,541
%ELP	-0,064	-1,289	0,198
%PT	-0,101	-0,645	0,519
ALAV	-0,001	-0,019	0,985
Q	-0,076	-1,369	0,172
PL	0,06	1,086	0,278
%LO	-0,215	-2,331	0,02
%FC	0,337	2,109	0,036
CT	0,026	0,354	0,724
DUMTEX	-0,006	-0,118	0,906
DUMPAP	0,02	0,386	0,7
DUMALIM	0,054	0,886	0,376
DUMVEIC	-0,005	-0,091	0,927
DUMQUIM	0,098	1,738	0,083
DUMELETR	0	-0,004	0,997
DUMMIN	0,011	0,201	0,841
DUMCOM	-0,116	-2,288	0,023
DUMEE	0,013	0,18	0,858
DUMMNM	0,017	0,294	0,769
DUMOUT	0,155	2,511	0,012
DUMMAQI	-0,046	-0,908	0,364
DUMPETR	-0,086	-1,361	0,174
DUMTELEC	0,071	1,306	0,192
DUMTRANS	0,143	2,815	0,005

Os resultados não se alteraram do modelo anterior para este, pois %AP e %FC apresentaram relação positiva e significativa com o CAR, e %LO relação negativa e significativa. Os setores de Comércio, Outros e Transportes apresentaram-se significativamente diferentes do setor base (Siderurgia)<sup>47</sup>.

Como houve sugestão de heteroscedasticidade no modelo anterior, aplicou-se novamente a correção sugerida por White (1980). O poder explicativo medido pelo  $R^2$  e a significância do teste F mantiveram-se inalterados. Os novos valores do teste t podem ser observados no Quadro 23. Percebe-se que %AP passou a ser significativo a 10%, bem como o endividamento de curto prazo representado pela variável %PC. A variável de controle P/L passou a ser significativa a 1%, embora seu coeficiente seja muito próximo de zero. As

<sup>47</sup> Cabe destacar que o *condition index* neste caso indicou inexistência de problemas de multicolinearidade, já que seu valor máximo ficou em 9,1. O valor DW de 1,934 sugeriu inexistência de autocorrelação. A existência de heteroscedasticidade foi, contudo, sugerida pelo teste de Spearman com significância de 0,021. Finalmente, a hipótese de normalidade nos resíduos foi rejeitada a partir do teste KS de valor 0,035.

variáveis %FC e %LO perderam a significância mesmo a 15%. Os setores Químico, Comércio, Outros e Transportes apresentaram-se significativamente diferentes do setor base (Siderurgia).

**Quadro 23 – Coeficientes e Significância das Variáveis de Investimento, Financiamento e Controles (sem Ln Vendas) e com Efeitos Fixos de Setor - Corrigidos para Heteroscedasticidade conforme White (1980) – 415 Eventos**

	Coeff	SE(HC)	t	P> t
Constant	0,0083	0,0165	0,5038	0,6147
%AP	0,2666	0,164	1,6261	0,1047
%AI	0,0005	0,0022	0,2272	0,8204
%PC	0,0022	0,0013	1,6638	0,097
%ELP	-0,0032	0,0028	-1,1475	0,2519
%PT	-0,0042	0,0036	-1,1682	0,2434
ALAV	-0,0008	0,0449	-0,0175	0,986
Q	-0,0181	0,013	-1,3895	0,1655
PL	0	0	3,2335	0,0013
%FC	0,2604	0,2219	1,1735	0,2413
%LO	-0,3344	0,25	-1,3378	0,1817
CT	0,0113	0,0287	0,3941	0,6937
DUMTEX	-0,0041	0,0482	-0,0844	0,9328
DUMPAP	0,0133	0,0256	0,5194	0,6037
DUMALIM	0,0222	0,0237	0,9372	0,3492
DUMVEIC	-0,0032	0,0341	-0,0928	0,9261
DUMQUIM	0,0514	0,0236	2,1797	0,0299
DUMELETR	-0,0002	0,0258	-0,0061	0,9951
DUMMIN	0,0066	0,0291	0,2249	0,8222
DUMCOM	-0,1426	0,0534	-2,6685	0,0079
DUMEE	0,0052	0,0295	0,1768	0,8598
DUMMNM	0,0231	0,0403	0,5735	0,5666
DUMOOUT	0,0622	0,0248	2,5107	0,0125
DUMMAQI	-0,0561	0,0695	-0,8064	0,4205
DUMPETR	-0,066	0,0394	-1,6748	0,0948
DUMTELEC	0,0692	0,0573	1,2071	0,2281
DUMTRANS	0,2243	0,0639	3,5122	0,0005

Incluindo-se as variáveis *dummy* representativas dos anos no modelo, não houve alteração no quadro geral de resultados, e, embora atenuados, os problemas de heteroscedasticidade (0,023) e não normalidade (0,04) continuaram. Os anos de 1993 e 1998 mostraram-se significativamente diferentes com relação à base de 1990.

Executando-se este teste com a correção para heteroscedasticidade de White (1980), teve-se um  $R^2$  de 0,1386, e um valor de teste F de 14,45 significativo a 1%. Os valores do teste t individuais alteraram-se pouco do quadro anterior, conforme pode ser observado a seguir:

**Quadro 24 – Coeficientes e Significância das Variáveis de Investimento, Financiamento e Controles (sem Ln Vendas) com Efeitos Fixos de Setor e de Tempo – Corrigidos para Heteroscedasticidade conforme White (1980) – 415 Eventos**

	Coeff	SE(HC)	t	P> t
Constant	-0,0358	0,0262	-1,367	0,1724
%AP	0,2411	0,1542	1,5629	0,1189
%AI	0,001	0,0023	0,4303	0,6672
%PC	0,0022	0,0014	1,6125	0,1077
%ELP	-0,0033	0,0029	-1,133	0,2579
%PT	-0,0048	0,0038	-1,2734	0,2037
ALAV	0,0136	0,0449	0,3026	0,7623
Q	-0,0186	0,0129	-1,4413	0,1503
PL	0	0	2,973	0,0031
FC	0,2568	0,2101	1,2227	0,2222
LO	-0,3452	0,2429	-1,4214	0,156
DUM_PUB1	0,0101	0,0291	0,3483	0,7278
DUMTEX	-0,0046	0,0466	-0,0983	0,9217
DUMPAP	0,016	0,0264	0,6061	0,5448
DUMALIM	0,0231	0,0238	0,9689	0,3332
DUMVEIC	-0,0018	0,0358	-0,0513	0,9591
DUMQUIM	0,0492	0,0235	2,0914	0,0372
DUMELETR	0,0028	0,0263	0,1075	0,9145
DUMMIN	0,0121	0,0271	0,4458	0,656
DUMCOM	-0,1507	0,0602	-2,5041	0,0127
DUMEE	0,0074	0,0298	0,249	0,8035
DUMNM	0,036	0,0475	0,7578	0,449
DUMOUT	0,062	0,0246	2,5159	0,0123
DUMMAQI	-0,0614	0,0707	-0,8688	0,3855
DUMPETR	-0,0644	0,0412	-1,5632	0,1188
DUMTELEC	0,0691	0,0593	1,1639	0,2452
DUMTRANS	0,2092	0,0755	2,7711	0,0059
DUM91	0,0498	0,0351	1,4195	0,1566
DUM92	0,0586	0,0357	1,6407	0,1017
DUM93	0,0563	0,0282	1,9975	0,0465
DUM94	0,0247	0,0315	0,7848	0,4331
DUM95	0,0481	0,0255	1,8856	0,0601
DUM96	0,033	0,0256	1,2884	0,1984
DUM97	0,0224	0,0275	0,8143	0,416
DUM98	0,0644	0,0281	2,2879	0,0227

Pode-se dizer que o fato de %LO, %FC e %AP apresentarem correlações significativas entre si não prejudicou o modelo geral, pela ausência de multicolinearidade segundo o *condition index*. Destaca-se ainda o fato de que, corrigindo-se os valores dos testes t para a presença de heteroscedasticidade, conforme apresentado anteriormente, %LO e %FC perdem a significância estatística, sendo que %AP permanece significativo ao nível de 15%.

Porém, é interessante verificar, dada a expressiva correlação entre estas variáveis, e a relação inesperada de %LO com o CAR, como a regressão se comportaria em diferentes possibilidades envolvendo estes três elementos.

Uma regressão simples entre %LO e CAR resultou em um valor F não significativo a um nível de 5% e um poder explicativo nulo. Já entre %FC e CAR, o procedimento resultou num F significativo a 5%, mas num poder explicativo também nulo – neste caso, o fato curioso é que o coeficiente de FC tornou-se negativo. Finalmente, a regressão entre %AP e CAR foi apresentada na seção 4.3, e mostrou resultados mais satisfatórios. Estes fatos sinalizam um melhor ajustamento da variável %AP ao CAR.

Por outro lado, como o modelo baseado na equação 29 está apresentando muitas variáveis sem significância, torna-se interessante a aplicação do método *stepwise*, conforme comentado nas seções anteriores deste trabalho. O modelo resultante desta sistemática utilizou somente quatro variáveis explicativas, gerando um  $R^2$  de 0,063 e um  $R^2$  ajustado de 0,054. O teste F apresentou valor de significância de 0,000. Os coeficientes individuais podem ser vistos no Quadro 25.

**Quadro 25 – Coeficientes e Significância das Variáveis de Investimento, Financiamento e Controles sem Ln Vendas – Escolhidas pelo Método Stepwise**

	Beta	t	Sig.
(Constant)		0,087	0,931
DUMTRANS	0,143	2,988	0,003
%AP	0,118	2,453	0,015
DUMCOM	-0,115	-2,408	0,016
DUMOUT	0,102	2,13	0,034

Pode-se observar que foram escolhidas pelo modelo<sup>48</sup> as variáveis representativas dos setores de Transporte, Comércio e Outros, bem como a variação do ativo permanente, que permanece relacionada positivamente com o CAR, em mais uma evidência de que %AP parece explicar melhor o CAR do que %FC ou %LO.

Em resumo, a introdução das variáveis de controle não alterou as indicações que já haviam sido destacadas nas seções anteriores deste trabalho – a variável %AP é a mais robusta nas explicações dos retornos anormais encontrados, não havendo significância nas variáveis representativas do endividamento, exceto quando da consideração dos modelos nos quais houve correção para heteroscedasticidade – nestes casos, a variação percentual dos passivos de curto prazo apresentou uma relação positiva e significativa com o CAR (ao nível de 10%). Por outro lado, as *dummies* setoriais e de tempo apresentam significância estatística em vários pontos. Ainda, a variável representativa do tamanho da empresa teve de ser excluída do modelo, por gerar problemas de multicolinearidade, e as *proxies* das oportunidades de crescimento não

<sup>48</sup> Este modelo não apresentou sinais de autocorrelação, conforme o teste DW de 1,912. A heteroscedasticidade foi rejeitada por um valor de 0,145 no teste de Spearman. A hipótese de normalidade dos resíduos foi aceita através de um teste KS com valor 0,057.

apresentaram significância estatística (contrariamente ao esperado), novamente sendo exceção os modelos corrigidos para heteroscedasticidade, em que houve significância da variável P/L (embora seu coeficiente tenha se apresentado com valor muito baixo). Finalmente, as variáveis %LO e %FC parecem dever a sua relação com o CAR à correlação com %AP.

#### **4.6 Resumo dos Resultados**

Com relação aos resultados alcançados, inicialmente cabe destacar que o evento aqui tratado, a entrega das demonstrações financeiras pelas empresas à CVM, apresentou a geração de retornos anormais idênticos a Procianny e Antunes (2002) e a Espíndola (2004). Considerando-se as empresas que realizaram investimentos, o retorno anormal foi positivo e significativo, sendo que houve um CAR de 0,935%, semelhante ao dos estudos mencionados na seção 2.1 deste trabalho<sup>49</sup>. No que tange aos desinvestimentos, encontrou-se um CAR de 0,49%, sendo que este resultado positivo diverge da maioria do referencial teórico aqui apresentado.

Quanto à relação entre o CAR e as variáveis de investimento<sup>50</sup>, a variável %AP emerge como positiva e significativa na relação com o CAR em todos os modelos testados, com um coeficiente em torno de 0,12. A variável %AI, por sua vez, apresentou uma relação negativa, porém não significativa com o CAR. O poder explicativo medido pelo  $R^2$  é baixo, atingindo quase 10% no melhor modelo de regressão (com efeitos fixos setoriais e anuais).

Considerando-se a relação entre o CAR e as variáveis de investimento e financiamento, pode-se dizer que a inclusão destas últimas não alterou a relação estabelecida anteriormente entre o CAR e a variável %AP. As *proxies* representativas da decisão de financiamento da empresa não apresentaram relação significativa com o CAR em nenhum momento. A inclusão dos efeitos fixos por meio das *dummies* representativas dos setores de atividade e dos diferentes anos não modificou os resultados, somente elevou o poder explicativo do modelo (que ficou com um  $R^2$  de cerca de 10%). Finalmente, a utilização de grupos de contas de passivo, em vez dos grandes grupos de circulante e exigível a longo prazo, não resultou em nenhum poder explicativo adicional.

<sup>49</sup> Tome-se como exemplo MCCONNELL e MUSCARELLA (1985).

<sup>50</sup> As relações mencionadas nesta seção somente surgiram quando foram considerados os balanços corrigidos monetariamente pela inflação.

Finalmente, ao serem incluídas as variáveis de controle na análise (presentes na seção 2 deste estudo), não houve alteração no fato de que a variável %AP é a mais robusta nas explicações dos retornos anormais encontrados, não havendo significância nas variáveis representativas do endividamento. A exceção é representada pelos modelos corrigidos para heteroscedasticidade, nos quais a variável %PC apresentou uma relação positiva e significativa com o CAR ao nível de 10% (embora com um baixo coeficiente). O poder explicativo do  $R^2$  nestes modelos de regressão ficou em torno de 13%. Destaca-se ainda que as *dummies* setoriais e de tempo apresentaram significância estatística em vários momentos, e que foi necessária a exclusão da variável de controle para o tamanho da empresa, em função de problemas de multicolinearidade. A significância das *proxies* para oportunidades de crescimento ocorreu apenas nos modelos corrigidos para heteroscedasticidade (na variável P/L, mas com um coeficiente muito baixo). Destaca-se, finalmente, que as variáveis %LO e %FC parecem dever a sua relação com o CAR à correlação com %AP, fato sugerido a partir das várias regressões simples e múltiplas efetuadas.



## 5 Conclusões

As decisões de investimento e de suas formas de financiamento são vitais para a sobrevivência das empresas. Situando-se neste contexto, o presente trabalho apresentou evidências inovadoras acerca do impacto das efetivações de investimento e financiamento das firmas no preço das ações no mercado de capitais brasileiro.

Segundo a teoria subjacente<sup>51</sup>, novos investimentos aumentam a expectativa quanto aos fluxos de caixa futuros da firma. Por outro lado, considerando-se a contrapartida referente ao financiamento, observa-se que o endividamento proporciona o benefício fiscal da dívida, e que o mercado interpreta o endividamento como uma sinalização de saúde financeira. Finalmente, pode-se dizer que a redução de fluxo de caixa livre e o maior monitoramento em empresas endividadas tende a minimizar os problemas de agência. Em teoria, estes fatos apontam para uma valorização, no preço das ações no mercado de capitais, para empresas que realizarem investimentos e que elevarem seu endividamento.

Empiricamente, há uma sinalização de que elevações (reduções) nos níveis de investimento pelas firmas acarretam impactos positivos (negativos) no mercado de capitais, o que pode ser observado na seção 2.1 deste estudo (tome-se como exemplo o recente trabalho de KIM, LYN, PARK e ZYCHOWICZ, 2005). Da mesma forma, elevações (reduções) no nível de endividamento da firma tendem a ser interpretadas positivamente (negativamente) pelo mercado, conforme sinalizado na seção 2.2 deste estudo (observe-se, por exemplo, o clássico trabalho de SMITH, 1986).

Neste contexto, os resultados resumidos na seção anterior fornecem subsídios para algumas conclusões que serão explicitadas a partir deste momento.

Inicialmente, pode-se dizer que a principal conclusão deste estudo é a indicação de que as alterações no nível de alavancagem parecem não influenciar os retornos anormais detectados no estudo de evento. Modificações no nível de dívida, mensuradas a partir da sua efetivação (variações nas contas contábeis), não apresentaram poder explicativo quanto aos retornos anormais gerados na amostra. Esse resultado permaneceu com a inclusão de diversas variáveis de controle presentes na literatura sobre o tema, tais como a lucratividade, a presença de fluxo de caixa livre e de oportunidades de crescimento.

---

<sup>51</sup> Veja-se, por exemplo, COPELAND, WESTON e SHASTRI (2004).

Por outro lado, há poder explicativo na consideração da efetivação dos investimentos por parte das empresas constantes da amostra. Ou seja: a reação no preço das ações no mercado de capitais encontrada é explicada parcialmente pela realização de investimentos, mas não há poder explicativo na forma de financiamento adotada.

Portanto, o resultado da presente pesquisa sugere, a partir de um teste simultâneo de alterações na estrutura de capital e no ativo permanente das empresas, que a forma de financiamento não tem poder explicativo quanto aos retornos anormais gerados na divulgação das demonstrações financeiras das firmas, mas que a efetivação de investimentos o tem. Do ponto de vista teórico, na inter-relação entre decisões de investimento e financiamento, as primeiras parecem ter um peso muito maior na interpretação dos investidores quando da liberação de informações ao mercado, dada a concentração de poder explicativo dos retornos anormais nas mesmas (quantificada por um  $R^2$  de cerca de 10%). Cabe destacar que os resultados gerados têm que ser interpretados com cautela, já que são circunscritos ao período e amostra testados, mas indicam que parece não haver criação de valor quando da alteração da estrutura de capital das empresas presentes neste estudo.

Pode-se dizer adicionalmente que há implicações nos fatos acima citados que sugerem que o entendimento do fenômeno da reação nos preços das ações no mercado de capitais aos investimentos das empresas passa pela inter-relação das teorias de sinalização e de finanças comportamentais, o que é sugerido por Procianny (2006). Questões relacionadas à governança corporativa no Brasil, apresentadas por Leal e Oliveira (2002), podem também apresentar importante papel no entendimento da aparente desconfiança dos investidores aos anúncios de investimentos das empresas.

Importa destacar que os resultados alcançados restringem-se à presente amostra e ao período de estudo, devendo haver cautela quanto a generalizações. Enfatiza-se ainda que o cumprimento da própria metodologia empregada reduziu sensivelmente o número de eventos disponíveis para teste.

Sugere-se para trabalhos futuros a ampliação da amostra aqui estudada, em termos temporais e também em número de empresas. Sugere-se ainda o exame do reflexo no mercado de capitais de uma amostra com controle para o anúncio e a realização de investimentos e financiamentos. A segmentação da amostra em termos de tamanho relativo das efetivações de

financiamento também pode trazer informações adicionais. Finalmente, sugere-se a inclusão de variáveis de controle detalhadas relacionadas aos aspectos de governança corporativa.

Outro ponto de desenvolvimento que deve ser mencionado é a busca de uma teoria formal que procure reunir elementos de sinalização, finanças comportamentais e governança corporativa numa explicação única e abrangente para um melhor entendimento das decisões de investimento e financiamento e de seu reflexo no preço das ações no mercado de capitais, de forma a aclarar estes complexos mecanismos relacionados à própria sobrevivência das firmas.

## REFERENCIAL BIBLIOGRÁFICO

ALTMAN, E. A further empirical investigation of the bankruptcy costs question. **Journal of Finance**, p. 1067 –1089, September 1984.

ANTUNES, M.; PROCIANOY, J. L. Os Efeitos das Decisões de Investimento das Empresas Sobre os Preços de suas Ações no Mercado de Capitais. **Revista de Administração**, v. 38, n.1, jan/mar 2003.

ARNOLD, G.; HATZOPOULOS, P. The Theory-Practice Gap in Capital Budgeting: Evidence from the United Kingdom. **Journal of Business Finance and Accounting**, v. 27, June/July 2000.

BLOSE, L. E.; SHIEH, J. C. P. Tobin's q-Ratio and Market Reaction to Capital Investment Announcements. **The Financial Review**, v.32, n.3, Aug. 1997.

BROWN, S.; WARNER, J. Measuring Security Price Performance. **Journal of Financial Economics**, v.8, n.3, September 1980.

\_\_\_\_\_. Using Daily Stock Returns: The Case of Event Studies. **Journal of Financial Economics**, v.14, n. 4, March 1985.

BURTON, B.; LONIE, A.; POWER, D. The Stock Market Reaction to Investment Announcements: The Case of Individual Capital Expenditure Projects. **Journal of Business Finance and Accounting**, v. 26, June / July 1999.

CHAN, S.; GAU, G.; WANG, K. Stock Market Reaction to Capital Investment Decisions: Evidence from Business Relocations. **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, v. 30, n.1, 1995.

CHEN, Q.; GOLDSTEIN, I.; JIANG, W. Price Informativeness and Investment Sensitivity to Stock Prices. **SSRN**: disponível em <<http://ssrn.com>>. Acesso em: 8 nov. 2003.

CHEN, S.; HO, K. W. Market Response to Product-Strategy and Capital Expenditure Announcements in Singapore: Investment Opportunities and Free Cash Flow. **Financial Management**, vol. 26, n. 3, p. 82-88, 1997.

CHUNG, K.; WRIGHT, P.; CHAROENWONG, C. Investment Opportunities and Market Reaction to Capital Expenditure Decisions. **Journal of Banking & Finance**, v. 22, p. 41-60, 1998.

COPELAND, Thomas E., WESTON, J. Fred., SHASTRI, Kuldepp. **Financial Theory and Corporate Policy**. 4.ed. Reading, Mass: Addison-Wesley , 2004.

DEANGELO, H.; MASULIS, R. W. Optimal Capital structure Under Corporate and Personal Taxation. **Journal of Financial Economics**, v. 8, p.3-29, 1980.

DEL BRIO, E.; MIGUEL, A.; PINDADO, J. Investment and Firm Value: an Analysis Using Panel Data. **SSRN**: disponível em <<http://ssrn.com>>. Acesso em: 20 jul. 2002.

DEL BRIO, E.; PEROTE, J.; PINDADO, J. Measuring the Impact of Corporate Investment Announcements on Share Prices: The Spanish Experience. **Journal of Business Finance and Accounting**, v. 30, 2003.

DIETRICH, J. R. Effects of Early Bond Refundings: An Empirical Investigation of Security Returns. **Journal of Accounting and Economics**, p. 67-96, April 1984.

DOUKAS, J.; SWITZER, L. The Stock Market's Valuation of R&D Spending and Market Concentration. **Journal of Economics and Business**, v. 44, p. 95-114, 1992.

ESPÍNDOLA, Márcio. **Lucratividade versus Investimentos: Um estudo de Caso sobre Eficiência Informacional no Mercado Brasileiro**. 2004. Dissertação (Mestrado em Administração) – Programa de Pós-Graduação em Administração, Escola de Administração, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2004.

FAMA, E. Efficient Capital Markets: II. **Journal of Finance**, vol. 46, n.5, p. 1575-1611, December 1991.

GALESNE, Alain; FENSTERSEIFER, Jaime; LAMB, Roberto. **Decisões de Investimentos da Empresa**. São Paulo: Atlas, 1999.

GARCIA, F. G.; BERTUCCI, L. A. A estratégia de Financiamento com Ações: o Caso de Empresas Emitentes na Bolsa de Valores de São Paulo. In: ASSEMBLÉIA DO CONSELHO LATINO-AMERICANO DE ESCOLAS DE ADMINISTRAÇÃO, 37, 2002, Porto Alegre, RS. **Anais...** Porto Alegre: CLADEA, 2002.

GAVA, A. M.; VIEIRA, K. M. Investimento, Lucratividade e Endividamento: O Que Financiou o Crescimento das Empresas Brasileiras no Período Pós Plano Real? **READ - Revista Eletrônica da Administração** (UFRGS), v. 9, 2003.

GORGA, E. C. R. Does Culture Matter for Corporate Governance ? **SSRN**: disponível em <<http://ssrn.com>>. Acesso em: 12 jan. 2004.

GUJARATI, Damodar N. **Econometria Básica**. São Paulo: Makron Books, 2000.

HARRIS, M.; RAVIV, A. The Theory of Capital Structure. **Journal of Finance**, vol. 46, n.1, March 1991, 297-355.

JHA, S. K. The Kuznets Curve: A Reassessment. **World Development**, vol. 24, n. 4, p. 773-780, 1996.

JENSEN, M.; MECKLING, W. Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs, and Ownership Structure. **Journal of Financial Economics**, p. 305-360, 1976.

JONES, E. Company Investment Announcements and the Market Value of the Firm. **SSRN**: disponível em <<http://ssrn.com>>. Acesso em: 27 abr. 2003.

KEMSLEY, D.; NISSIM, D. Valuation of the Debt Tax Shield. **Journal of Finance**, v. 57, p. 2045-2073, October 2002.

KIM, Y. C. Stock Price Reaction to International Investment and Divestiture and Management of Currency Operating Exposure. **Journal of Economics and Business**, v. 49, p. 419-437, 1997.

KIM, W. S.; LYN, E.; PARK, T. e ZYCHOWICZ, E. The Wealth Effects of Capital Investment Decisions: An Empirical Comparison of Korean Chaebol and Non-Chaebol Firms. **Journal of Business Finance & Accounting**, v. 32, p. 945-971, June/July 2005.

KLOECKNER, G. O. Estudos de Evento: a Análise de um Método. **Revista Brasileira de Administração Contemporânea**, v.1, n.2, p. 261-270, 1995.

KRITZMAN, M. What Practitioners Need to Know About Event Studies. **Financial Analysts Journal**, p. 17-20, 1994.

LAMB, Roberto. **A Decisão de Investimento nas Empresas e a Reação do Mercado de Capitais: uma Abordagem Informacional**. 1993. Dissertação (Mestrado em Administração) – Programa de Pós-Graduação em Administração, Escola de Administração, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 1993.

LAMONT, O. Investment Plans and Stock Returns. **Journal of Finance**, v. 55, p. 2719-2745, December 2000.

LEAL, R. P. C.; OLIVEIRA, C. L. T. An Evaluation of Board Practices in Brazil. **Corporate Governance**, v. 2, n. 3, p. 21-25, 2002.

LOPES, Alexsandro Broedel. **A Informação Contábil e o Mercado de Capitais**. São Paulo: Pioneira Thomson Learning, 2002.

LUCCHESI, E.; FAMÁ, R. O Impacto das Decisões de Investimento das Empresas no Valor de Mercado das Ações Negociadas na Bovespa no Período de 1996 a 2003. In: ENCONTRO NACIONAL DOS PROGRAMAS DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ADMINISTRAÇÃO, 29, 2005, Brasília, DF. **Anais...**Brasília: ANPAD, 2005.

MACHO-STRADLER, I.; PÉREZ-CASTRILLO, D. **An Introduction to the Economics of Information: Incentives and Contracts**. Oxford: Oxford University Press, 1997.

MASULIS, R. The Effects of Capital Structure Change on Security Prices: A Study of Exchange Offers. **Journal of Financial Economics**, p. 139-178, June 1980.

MASULIS, R.; KORWAR, A. Seasoned Equity Offerings: An Empirical Investigation. **Journal of Financial Economics**, p. 91-118, January - February 1986.

MAYNES, E.; RUMSEY, J. Conducting Event Studies with Thinly Traded Stocks. **Journal of Banking and Finance**. v.17, p.145-157,1993.

McCONNELL, J.; MUSCARELLA, C. Corporate Capital Expenditure Decisions and the Market Value of the Firm. **Journal of Financial Economics**, v.14, p. 399-422, 1985.

MILLAN, Paulo Sérgio. **Emissão de Debêntures, Mudança de Estrutura de Capital e Valor da Empresa**. 1992. Dissertação (Mestrado em Administração) – Universidade de São Paulo, São Paulo, 1992.

MODIGLIANI, F.; MILLER, M. H. The Cost of Capital, Corporation Finance and the Theory of Investment. **American Economic Review** n. 48, p. 655-669, 1958.

MODIGLIANI, F.; MILLER, M. H. Taxes and the Cost of Capital: A Correction. **American Economic Review**, p. 433-443, 1963.

MYERS, S. The Capital Structure Puzzle. **Journal of Finance**, p. 575-592, July 1984.

NAKAMURA, W.; MOTA, A. Decisões de Estrutura de Capital de Empresas Brasileiras: Um Estudo Empírico In: ASSEMBLÉIA DO CONSELHO LATINO-AMERICANO DE ESCOLAS DE ADMINISTRAÇÃO, 37, 2002, Porto Alegre, RS. **Anais...** Porto Alegre: CLADEA, 2002.

NOWAK, E. Finance, Investment, and Firm Value in Germany and the US – a Comparative Analysis. **SSRN**: disponível em <<http://ssrn.com>>. Acesso em: 15 fev. 2003.

PARK, S. H.; KIM, D. Market Valuation of Joint Ventures: Characteristics and Wealth Gains. **Journal of Business Venturing** n. 12, p. 82-108, 1997.

PEREIRA, S. Análise da Relação entre Valor e Alavancagem no Mercado Brasileiro. In: ENCONTRO NACIONAL DOS PROGRAMAS DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ADMINISTRAÇÃO, 24, 2000, Florianópolis, SC. **Anais...**Florianópolis: ANPAD, 2000.

PESTANA, Maria Helena; GAGEIRO, João Nunes. **Análise de Dados para Ciências Sociais – A complementaridade do SPSS**. 2 ed. Lisboa: Silabo, 2000.

PORTER, R. B. Connecting Optimal Capital Investment and Equity Returns. **Financial Management**, p. 63-98, 2005.

PROCIANOY, J. L. A New Signaling More Complete Explanation: Investors Behavior to Corporate Announcements. **Working Paper**, UFRGS, 2006.

PROCIANOY, J. L.; ANTUNES, M. Stock Price Reaction to Corporate Investment Decisions: Discredit of Investors and Market Reaction only after Corporate Investment Confirmation. **Working Paper**, UFRGS, 2002.

PROCIANOY, J. L.; CASELANI, C. A Emissão de Ações como Fonte de Crescimento ou como Fator de Redução do Risco Financeiro: Resultados Empíricos. **Revista de Administração**, v. 32, n. 3, p. 70-81, julho / setembro 1997.

PROCIANOY, J. L.; KRÄMER, R. Estruturas de Capital: Um Enfoque Sobre a Capacidade de Utilização de Recursos de Terceiros das Empresas Negociadas na Bolsa de Valores de São Paulo. In: Ricardo P. C. Leal; Newton C. A. da Costa Jr.; Eduardo Facó Lemgruber. (Org.). **Finanças Corporativas**. 1 ed. São Paulo, 2001, p. 58-73.

RABELO, F. M.; VASCONCELOS, F. C. Corporate Governance In Brazil. **Journal of Business Ethics**, v. 37, p. 321-335, 2002.

ROSS, S. The Determination of Financial Structure: The Incentive Signaling Approach. **Bell Journal of Economics**, p. 23-40, 1977.

SAWYER, K. R.; GYGAX, A. How Eventful are Event Studies? **Working Paper**, University of Melbourne, February 2001.

SAYRS, Lois. W. **Pooled Time Series Analysis**. Sage University Paper Series on Quantitative Applications in the Social Sciences, n. 70. Beverly Hills: Sage Pubns, 1989.

SCHIEHL, Eduardo. **O Efeito da Divulgação das Demonstrações Financeiras no Mercado de Capitais Brasileiro: Um Estudo sobre a Variação do Preço das Ações**. 1996. Dissertação (Mestrado em Administração) – Programa de Pós-Graduação em Administração, Escola de Administração, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 1996.

SMITH, C. W. Investment Banking and the Capital Acquisition Process. **Journal of Financial Economics**, v. 15, p. 3-29, 1986.

SOARES, R.; ROSTAGNO, L.; SOARES, K. Estudo de Evento: o Método e as Formas de Cálculo do Retorno Anormal. In: ENCONTRO NACIONAL DOS PROGRAMAS DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ADMINISTRAÇÃO, 26, 2002, Bahia, BA. **Anais...**Salvador: ANPAD, 2002.

SZEWCZYK, S. H.; TSETSEKOS, G. P.; ZANTOUT, Z. The Valuation of Corporate R&D Expenditures: Evidence from Investment Opportunities and Free Cash Flow. **Financial Management**, v. 25, n. 1, p. 105-110, spring 1996.

TITMAN, S.; WEI, K. C. J.; XIE, F. Capital Investments and Stock Returns. **SSRN**: disponível em <<http://ssrn.com>>. Acesso em: 27 nov. 2003.

VOGT, S. C. Cash Flow and Capital Spending: Evidence from Capital Expenditure Decisions. **Financial Management**, v. 26, n. 2, p. 44-57, summer 1997.

WHITE, H. A Heterosketasticity – Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heterosketasticity. **Econometrica**, 1980.

WILLIAMS, B. **Domestic and International Determinants of Bank Profits: Foreign Banks in Australia**. *Journal of Banking and Finance*, v. 27, p. 1185-1210, 2003.

WOOLRIDGE, J. R. Competitive Decline and Corporate Restructuring: Is a Myopic Stock Market to Blame? **Journal of Applied Corporate Finance**, v. 1, p. 26-36, 1988.