



**A DINÂMICA DA RELAÇÃO ENTRE OS LUCROS CONTÁBEIS E OS RETORNOS
ACIONÁRIOS NAS EMPRESAS BRASILEIRAS DE CAPITAL ABERTO**

ISABEL CRISTINA HENRIQUES SALES

**BRASÍLIA
2011**

UNIVERSIDADE DE BRASÍLIA – UnB

Reitor:

Professor Doutor José Geraldo de Sousa Júnior

Vice-Reitor:

Professor Doutor João Batista de Sousa

Decana de Pesquisa e Pós-Graduação:

Professora Doutora Denise Bomtempo Birche de Carvalho

Diretor da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade:

Professor Doutor Tomás de Aquino Guimarães

Chefe do Departamento de Ciências Contábeis e Atuariais:

Professor Mestre Wagner Rodrigues dos Santos

**Coordenador Geral do Programa Multiinstitucional e Inter-regional de Pós Graduação
em Ciências Contábeis da UnB, UFPB e UFRN**

Professor Doutor César Augusto Tibúrcio Silva



ISABEL CRISTINA HENRIQUES SALES

**A DINÂMICA DA RELAÇÃO ENTRE OS LUCROS CONTÁBEIS E OS RETORNOS
ACIONÁRIOS NAS EMPRESAS BRASILEIRAS DE CAPITAL ABERTO**

Dissertação apresentada como requisito parcial à obtenção do título de Mestre em Ciências Contábeis ao Programa Multiinstitucional e Inter-Regional de Pós-Graduação em Ciências Contábeis da Universidade de Brasília, Universidade Federal da Paraíba e Universidade Federal do Rio Grande do Norte

Linha de Pesquisa: Contabilidade e Mercado Financeiro.

Grupo de Pesquisa: Mercado Financeiro e Capitais.

Orientador:
Prof. Otávio Ribeiro de Medeiros, Ph. D.

BRASÍLIA
2011

Sales, Isabel Cristina Henriques

A Dinâmica Da Relação Entre Os Lucros Contábeis E Os Retornos Acionários Nas Empresas Brasileiras De Capital Aberto / Isabel Cristina Henriques Sales – Brasília, DF, 2011.

89 f.

Orientador: Prof. Otávio Ribeiro de Medeiros, Ph. D.

Dissertação (mestrado) – Universidade de Brasília. Faculdade de Economia, Administração e Ciências Contábeis e Atuariais – FACE. Programa Multiinstitucional e Inter-Regional de Pós-Graduação em Ciências Contábeis (UnB/UFPB/UFRN).

1. Lucro Contábil. 2. Retornos Acionários. 3. Relação Lucros-Retornos. 4. Mercado Acionário. 5. Empresas Brasileiras. I. DE MEDEIROS, Otávio Ribeiro. II. Universidade de Brasília. III. Universidade Federal da Paraíba. IV. Universidade Federal do Rio Grande do Norte. V. Título.

ISABEL CRISTINA HENRIQUES SALES

**A DINÂMICA DA RELAÇÃO ENTRE OS LUCROS CONTÁBEIS E OS RETORNOS
ACIONÁRIOS NAS EMPRESAS BRASILEIRAS DE CAPITAL ABERTO**

Dissertação apresentada ao Programa Multiinstitucional e Inter-Regional de Pós-Graduação em Ciências Contábeis da Universidade de Brasília, Universidade Federal da Paraíba e Universidade Federal do Rio Grande do Norte como requisito para a obtenção do título de Mestre em Ciências Contábeis

Comissão Avaliadora:

Professor Otávio Ribeiro de Medeiros, Ph. D.

Programa Multiinstitucional e Inter-regional de Pós-Graduação em Ciências Contábeis da
UnB/UFPB/ UFRN
(Presidente da Banca)

Prof. Dr. Rodrigo de Souza Gonçalves

Programa Multiinstitucional e Inter-regional de Pós-Graduação em Ciências Contábeis da
UnB/UFPB/ UFRN
(Membro Examinador Interno)

Prof. Dr. José Carneiro da Cunha Oliveira Neto

Programa de Pós-Graduação em Administração da Universidade de Brasília
(Membro Examinador Externo)

Brasília, 19 de agosto de 2011.

Sempre e com muito orgulho: aos meus pais.
Ao grande guerreiro e avô, Manuel Vieira Henriques (*in memoriam*).
Ao novo conquistador da família, Henrique Hideki Sales Cavalcanti.
Ao meu amor e amigo, André.

AGRADECIMENTOS

Eu acredito que nos agradecimentos de uma dissertação é imprescindível resgatar todos aqueles que contribuíram para que eu iniciasse e continuasse a minha jornada como mestranda. Felizmente fui abençoada com muitos bons amigos e companheiros. Infelizmente, esta seção tem um clima subjacente de premiação televisiva na qual o tempo é limitado e é impossível ser fiel e justa com todos que merecem o meu agradecimento. Aos que não estiverem aqui citados, peço que perdoem a minha limitação, pois tenho sincera gratidão por todos que acrescentaram boas energias à minha vida.

Aos meus pais: Daniel Castro Sales e Laurentina de Fátima Dias Henriques Sales, também conhecidos como os melhores pais do mundo, agradeço por ser sua filha. Nada que eu escreva fará jus à imensidão de reconhecimento e amor que tenho por vocês, por termos terminado juntos o mestrado. Obrigada por sempre me apoiarem e caminharem ao meu lado. Por rezarem comigo e por mim, por aceitarem as minhas decisões momentaneamente teimosas, mesmo quando sabiam que havia uma trilha mais agregadora. Agradeço por acolherem as minhas horas exageradamente penduradas em livros e simplesmente por serem pessoas maravilhosas, batalhadoras, corretas, bondosas que me moldaram e me trouxeram até aqui.

Minha gratidão aos meus irmãos, que me fazem sentir uma pessoa sortuda. Ao Paulo Roberto Henriques Sales pelo abraço mais importante, à Renata Andrea Henriques Sales por ser a pessoa mais doce e cuidadosa que conheço, à Jaqueline Louise Henriques Sales por ser uma grande amiga, que não só aguentou o meu mau humor, como não deixou de estar comigo por causa dele. À Marinalva Gonçalves da Silva por ser membro fundamental para que essa fraternidade funcione. À Sandra Kuchiki Sales e ao João Victor Cavalcanti por aumentarem o amor que há na família e por cuidarem dos meus irmãos enquanto estive ausente.

Ao meu pequeno príncipe, Henrique Hideki Sales Cavalcanti: muito obrigada. A minha dissertação sem você, meu amado sobrinho, teria sido simplesmente insossa. Obrigada por me inspirar, me acompanhar em ótimos momentos de descontração para que a sua gargalhada me desse a energia que eu precisei para me abastecer enquanto dissertava.

Agradeço aos meus avôs Manuel Dias Henriques (*in memorian*) e Manoel Sales (*in memorian*) pelo legado que me deixaram. As minhas amadas avós, grandiosas mulheres, merecem muitos abraços e agradecimentos infintos. Ana Dias Henriques e Maria do Rosário Sales: duas guerreiras, mulheres de caráter, coragem, honestidade e amor. Vocês, avós adoradas, cunharam a melhor família possível para que eu pudesse ter um ambiente que me permitisse crescer e me desenvolver, sendo continuamente apoiada. Família amada, eu não posso citar todos por tamanha a sorte de sermos numerosos e ao mesmo tempo unidos. Mas saiba que vocês são a razão da minha vida, e estão presentes em cada suspiro que acompanhou este trabalho.

Algumas pessoas são um pouco complicadas de serem agradecidas, porque elas se tornam tão parte da gente, que a conquista fica impregnada a elas. Como agradecer alguém que é parte intrínseca da vitória? Mas André Luis Vidigal Soares de Andrade: obrigada. Obrigada e obrigada! Obrigada. Por tudo o que você sabe que deve ser agradecido e por tudo o mais que não consigo colocar em palavras. Eternamente: obrigada.

À futura M. Sc. Luciana Miyuki Ikuno o que sinceramente agradeço foi por me mostrar que, quando menos esperamos, a vida nos dá um presente, que milagres acontecem todos os dias. Que a academia não fique ressentida, mas o melhor de todo o mestrado foi conhecer uma amiga simples, leal e única como você, minha irmã de outras vidas.

Agradeço ao meu orientador, professor Otávio Ribeiro de Medeiros, Ph. D., por tudo a que se agradece a um ótimo mentor: pelos ensinamentos, paciência, didática, disponibilidade, disposição, mansidão. Por ter respondido minhas muitas perguntas, por ter me ensinado métodos quantitativos de uma forma que realmente me ajudou e por ter me oferecido todo o material e base que precisei para me desenvolver. Mas agradeço mais ainda pelo companheirismo quando eu tive que me afastar, por ter entendido os meus momentos de tribulações com sinceridade. E obrigada por ter se reunido comigo por vários e vários dias seguidos no auge desta pesquisa, por ter segurado a minha ansiedade e por ter sido sempre um super orientador.

Agradeço ainda a dois professores em especial: ao professor Dr. Jorge Katsumi Niyama por ser superexigente em sala de aula e ultra carismático em momentos não acadêmicos. Você é o exemplo que sigo ao lecionar. Ao professor Dr. César Augusto Tibúrcio Silva, o contador mais criativo que já conheci, agradeço pelas palavras que me fizeram aceitar o meu destino como professora, assim como a oportunidade de participar do blog Contabilidade Financeira. À medida que eu ia experimentado no mestrado, ia escrevendo para o blog e, não só foi terapêutico, como foi o trabalho mais divertido que já tive.

Tive a sorte de passar por um mestrado sendo ensinada por docentes que admiro e que me inspiram. Agradeço ao meu querido professor Dr. Paulo Roberto Barbosa Lustosa, que me acompanhou por um bom tempo na graduação e com quem voltei a conviver no Programa. A sua matéria foi muito importante para que eu moldasse esta dissertação! Obrigada.

Agradeço ao professor Dr. Edilson Paulo, Dr. José Dionísio Gomes da Silva, Dr. Paulo Amilton Maia Leite Filho, M. Sc. Cláudio Moreira Santana e Dra. Fátima de Souza Freire pelos ensinamentos e pelo apoio. Aos professores Dr. Ivan Ricardo Gartner e Dr. Anderson Luiz Rezende Mól agradeço, ainda, as considerações tão construtivas feitas ao meu projeto de pesquisa.

Aos queridos funcionários da Secretaria do Programa Multiinstitucional e Inter-regional, Aline Feitosa e Rodolfo Santos, agradeço pela presteza e atenção. Agradeço também aos funcionários do Departamento de Ciências Contábeis da Universidade de Brasília e aos amigos: Neander Nazário, M. Sc. Meg Sarkis, M. Sc. José Lúcio Tozzeti, Eduardo Bona e M. Sc. Tatiana Moreira.

Agradeço aos membros da comissão que participaram do processo seletivo e formaram a 19ª turma do Programa. Os meus colegas de mestrado, com quem compartilhei uma história que nos une por toda a vida, formaram um organismo perfeitamente integrado para que cada um se desenvolvesse um pouco mais em áreas que não conheciam. Ao meu batalhão excepcional: Clésio Gomes, Ednilto Júnior, Flávia Carvalho, Giovanni Lustosa, Glauber Barbosa, Luciana Ikuno (você merece aparecer de novo!), Luiz Felipe Andrade, Michele Machado, Odair Corrêa e Rodrigo Miranda: OBRIGADA!!! Foi uma experiência valiosa e inesquecível.

Tenho um agradecimento essencial a um amigo querido, que me enviou o edital do mestrado: M. Sc. José Humberto da Cruz Cunha. Obrigada por esse gesto que me ajudou a abrir a porta de tão rico universo! Ao meu eterno orientador e querido amigo M. Sc. Alex Laquis Resende, agradeço pela coerção a não largar a graduação, por me iniciar na pesquisa acadêmica e pelo companheirismo constante. À amiga M. Sc. Ludmila Melo, pelas experiências passadas a frente, pelas conversas de incentivo, por ter me feito nessa caminhada não só me tornar mestre, como também conquistar uma amizade imensurável.

Obrigada aos meus amigos de longa data, influentes antes mesmo de eu saber o que era contabilidade: Ângela Karina Pitel, Celso Fernando Munhoz, Juliana Paiva dos Santos,

Luiz Fernando Lemos e Milena Zamian Danilow. Aos amigos, igualmente de longa data, que aprenderam comigo as maravilhas dessa Ciência Contábil: Núbia Maria Maciel, Lígia Mansur Paulino e Jorge Souto. Aos meus amigos de não tão longa data, mas do mesmo modo importantes: Francisco Fernandes de Sousa e Giovana von Mühlen Brandalise. Vocês não só perdoaram a minha ausência constante, como sempre foram amigos fiéis nos momentos em que “apareci”. Que a nossa amizade e apoio sejam sempre incondicionais.

Agradeço aos amigos que me protegeram com um abraço, uma palavra de força, uma oração: Izalci Lucas Ferreira, Ivone Fernandes Ferreira, Renato Fernandes Ferreira, uma família muito especial. Aos amigos das Nações Unidas que sempre me foram um exemplo: Oreste Brandi, Sílvia Morimoto, Cláudia Sayuri Miyaki, Danuza Lucena. Na Eletrobrás-Eletronorte, agradeço ainda à Erika de Lacerda Braga, à Vanda Cássia dos Santos da Luz e a todos os colegas que me ensinaram e apoiaram. Igualmente agradeço ao Ernesto Frederico Roller Filho, ao Cleber Luis Teles, ao José Francisco Abreu, à Isolda Maciel de Almeida e ao Jéssus Alves da Costa.

Obrigada a todos que me ajudaram a revisar esse trabalho e acrescentaram considerações inestimáveis: Daniel (pai), André, Eduardo, Flávia, Glauber, Luciana, Ludmila e Luiz Felipe. Agora sim, não é mais apenas um rascunho!

Mas o mais importante: agradeço a Deus pela força e coragem que me deu para viver essa fase tão grandiosa em minha vida. Ao meu anjo da guarda, à Nossa Senhora da Ternura e ao São Miguel Arcanjo, obrigada por me defenderem, regerem e iluminarem. Não poderia me tornar mestre sem as bênçãos que recebi.

“A viagem não acaba nunca. Só os viajantes acabam. E mesmo estes podem prolongar-se em memória, em lembrança, em narrativa. Quando o viajante se sentou na areia da praia e disse: ‘Não há mais o que ver’, sabia que não era assim. O fim duma viagem é apenas o começo doutra. É preciso ver o que não foi visto, ver outra vez o que se viu já, ver na primavera o que se viu no verão, ver de dia o que se viu de noite, com sol onde primeiramente a chuva caía, ver a seara verde, o fruto maduro, a pedra que mudou de lugar, a sombra que aqui não estava. É preciso voltar aos passos que já foram dados, para os repetir, e para traçar caminhos novos ao lado deles. É preciso recomeçar a viagem. Sempre.”

José Saramago

RESUMO

A presente dissertação tem por objetivo identificar empiricamente a dinâmica da relação entre lucro líquido e retorno acionário das empresas brasileiras de capital aberto. Relações dinâmicas entre variáveis são aquelas nas quais a interação entre elas ocorre com defasagens temporais, enquanto relações estáticas são aquelas nas quais a interação é contemporânea. Para alcançar o objetivo estabelecido foram testadas três hipóteses de pesquisa: (i) a relação entre o lucro líquido e o retorno acionário das empresas brasileiras de capital aberto é dinâmica, isto é, distribuída ao longo do tempo; (ii) o mercado se antecipa à formação do lucro líquido do exercício precificando as ações ao longo do exercício, de modo que os retornos lideram o lucro líquido; (iii) o mercado se antecipa à divulgação do lucro líquido e continua ajustando a precificação das ações no período entre o término do exercício e a divulgação do lucro líquido. O espaço amostral envolveu nove períodos, de 2001 a 2009, e a metodologia se baseou na regressão reversa entre lucros e retornos, na qual o lucro líquido está linearmente relacionado aos retornos acionários passados e aos retornos acionários futuros esperados. Os parâmetros foram estimados pelo método dos mínimos quadrados ordinários e pelo método dos mínimos quadrados em dois estágios aplicados por meio de *pooled regression* e de dados em painel. Os resultados evidenciaram que a relação entre o lucro líquido e o retorno acionário das empresas brasileiras é dinâmica e o mercado se antecipa à formação do lucro líquido precificando as ações ao longo do exercício, até a divulgação do resultado. A estimação com dados em painel por mínimos quadrados em dois estágios demonstrou que a partir de janeiro do ano corrente os retornos acionários já refletem as informações a respeito do lucro do fim do exercício, corroborando que a relação lucros-retornos é distribuída no tempo. Os retornos associados aos meses de agosto, setembro, outubro e dezembro, entretanto, não se mostraram significantes. Isso se deve, possivelmente, ao fato de as informações transmitidas nesses meses pelas empresas não terem sido consideradas suficientemente relevantes para alterar os preços das ações. Por fim, foi observado que o mercado continua ajustando a precificação das ações após o término do exercício.

Palavras-chave: Lucro contábil, Retornos acionários, Relação lucros-retornos, Mercado acionário, Empresas brasileiras.

ABSTRACT

This dissertation is aimed at identifying empirically the dynamics of the relationships between net earnings and stock returns of publicly listed Brazilian companies. Dynamic relationships between variables occur when their interactions take place with time leads or lags, while static relationships are those where their interactions is contemporary. To achieve the proposed aim, three research hypotheses were tested: (i) the relationship between net earnings and stock returns of Brazilian publicly listed companies is dynamic, i.e. distributed through time; (ii) the stock market anticipates the formation of the fiscal year's net earnings, pricing stocks throughout the year, so that returns lead earnings; (iii) the stock market anticipates the disclosure of net earnings and keep adjusting the stock pricing during the period from the end of the fiscal year and the disclosure of net earnings. The sampling space included nine years, from 2001 to 2009, and the methodology is based on the reverse regressions between earnings and returns where net earnings is linearly related to lagged stock returns and expected future stock returns. The regressions were estimated by ordinary least squares (OLS) and two-stage least squares (MQ2E) both as pooled data and panel data. The results show that the relationship between net earnings and stock returns of Brazilian listed companies is dynamic and the stock market anticipates the formation of net earnings, pricing stocks throughout the fiscal year until the disclosure of net earnings. The estimation by MQ2E in panel data shows that from January of the current year, stock returns already reflect information concerning the earnings of the year end, which corroborates that the earnings-return relationship is distributed in time. However, stock returns associated to the months of August, September, October, and December were not found to be significant. This is possibly due to the fact that the information transmitted in these months was not considered sufficiently relevant by the market to change prices. Finally, it was found that the market keeps adjusting stock prices after the end of the fiscal year.

Keywords: Net earnings, stock returns, earnings-returns relationship, stock market, Brazilian companies.

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1: Histograma dos resíduos da amostra.....	56
Gráfico 2: Estatísticas t dos retornos mensais ao longo do exercício (R_{t-11} a R_{t+3}).....	64
Gráfico 3: Estatísticas t dos retornos mensais ao longo do exercício (R_{t-23} a R_{t+6}).....	89

LISTA DE QUADROS

Quadro 1: Estudos sobre a hipótese do mercado eficiente no Brasil.....	31
Quadro 2: Resultados das hipóteses de pesquisa.....	65
Quadro 3: Empresas que compõem a amostra da pesquisa.....	78
Quadro 4: Empresas excluídas da amostra da pesquisa.....	80

LISTA DE TABELAS

Tabela 1: Estatística descritiva e Jarque-Bera.....	56
Tabela 2: Testes de raiz unitária.....	57
Tabela 3: Estimação como <i>pooled regression</i> por MQO.....	58
Tabela 4: Estimação como <i>pooled regression</i> por MQ2E.....	59
Tabela 5: Teste de Hausman.....	60
Tabela 6: Estimação como dados em painel por MQO.....	61
Tabela 7: Estimação como dados em painel por MQ2E.....	62
Tabela 8: Efeitos fixos seccionais das estimações como dados em painel.....	81
Tabela 9: Estimação como <i>pooled regression</i> por MQO.....	83
Tabela 10: Estimação como <i>pooled regression</i> por MQ2E.....	84
Tabela 11: Estimação como dados em painel por MQO.....	85
Tabela 12: Estimação como dados em painel por MQ2E.....	86
Tabela 13: Efeitos fixos seccionais das estimações como dados em painel.....	87

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

3SLS	<i>Three-Stage Least Squares</i>
ADF	<i>Augmented Dickey-Fuller</i>
ADR	<i>American Depositary Receipt</i>
AnpCont	Associação Nacional dos Programas de Pós-Graduação em Ciências Contábeis
BLUE	<i>Best Linear Unbiased Estimator</i>
BM&FBovespa	Bolsa de Mercadorias & Futuros e Bolsa de Valores de São Paulo
CAPES	Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior
CRL	Coeficiente de Resposta do Lucro
CVM	Comissão de Valores Mobiliários
EnAnpad	Encontro da Associação Nacional de Pós-Graduação e Pesquisa em Administração
FASB	<i>Financial Accounting Standards Board</i>
FIML	<i>Full Information Maximum Likelihood</i>
GMM	<i>Generalized Method of Moments</i>
HME	Hipótese do Mercado Eficiente
IASB	<i>International Accounting Standards Board</i>
IBrX	Índice Brasil de Ações
IGC	Índice de Governança Corporativa Diferenciada
IPS	Im, Pesaran e Shin
LL	Lucro Líquido
LLC	Levin, Lin e Chu
MQ2E	Mínimos Quadrados em Dois Estágios
MQO	Mínimos Quadrados Ordinários
NYSE	<i>New York Stock Exchange</i>
PP	Phillips-Perron
SFAC	<i>Statement of Financial Accounting Concepts</i>
USP	Universidade de São Paulo
VM	Valor de Mercado

SUMÁRIO

LISTA DE GRÁFICOS	12
LISTA DE QUADROS.....	13
LISTA DE TABELAS.....	14
LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS.....	15
1 INTRODUÇÃO.....	18
1.1 Formulação da Situação-Problema	20
1.2 Objetivos.....	20
1.3 Hipóteses de Pesquisa	21
1.4 Justificativa e Relevância	21
1.5 Delimitação do Estudo	22
1.6 Estrutura do Trabalho.....	23
2 REFERENCIAL TEÓRICO.....	24
2.1 Eficiência de Mercado.....	24
2.2 O Positivismo, a Estrutura Conceitual e o Conservadorismo Contábil.....	32
2.3 Relações Dinâmicas e o Efeito <i>Lead-Lag</i>	35
2.4 A Relação Lucros-Retornos e o Coeficiente de Resposta do Lucro	38
2.5 A Relação Lucros-Retornos e o Método de Regressão Reversa.....	42
3 METODOLOGIA.....	45
3.1 Amostra e Critério de Seleção dos Dados	45
3.2 Modelo Econométrico	46
3.3 Estimação.....	48
3.4 Testes Estatísticos	49
3.4.1 Normalidade dos Resíduos: Jarque-Bera.....	49
3.4.2 Heteroscedasticidade de White	50
3.4.3 Autocorrelação dos Erros: Durbin-Watson.....	50
3.4.4 Significância: Teste <i>t</i> e Teste F	51
3.4.5 Testes de Raiz Unitária.....	51
3.5 <i>Panel and Pooled Data</i>	52
3.5.1 <i>Pooled Regression</i>	53
3.5.2 Dados em Painel (<i>Panel Data</i>).....	53
3.6 Limitações.....	55

4 RESULTADOS E ANÁLISES	56
4.1 Estimação Como <i>Pooled Regression</i>	57
4.2 Estimação Como Dados em Painel	60
4.3 Análise das Hipóteses e Objetivos Estabelecidos	64
5. CONSIDERAÇÕES FINAIS	67
REFERÊNCIAS	69
APÊNDICE A: Composição da Amostra	78
APÊNDICE B: Efeitos Fixos Seccionais	81
APÊNDICE C: Estimações Com Retornos Anteriores a R_{t-11} e Posteriores a R_{t+3}	83

1 INTRODUÇÃO

A Hipótese do Mercado Eficiente, a economia positiva e a utilização de modelos econométricos possibilitaram o nascimento das pesquisas relacionando a contabilidade e os mercados de capitais nos anos 1960 (KOTHARI, 2001). Em meados da década seguinte, Watts e Zimmerman (1978) observaram que grande parte das técnicas contábeis eram normativas e, por isso, com pouco valor científico. Fazia-se necessário desenvolver teorias positivas para explicar as práticas contábeis efetivas. Assim, a integração à contabilidade das teorias de finanças e economia forma a base, segundo Kothari (2001), para o sucesso futuro dos estudos sobre o mercado de capitais.

Uma pergunta igualmente importante para contadores e participantes do mercado de capitais pondera como o lucro contábil e o retorno acionário se relacionam. Para Nichols e Wahlen (2004) os lucros representam a mensuração contábil final do desempenho da entidade e demonstram uma medida contábil da mudança do valor da empresa para os acionistas durante um período (sem considerar os efeitos das transações diretas com acionistas, tal como a distribuição de dividendos). Os autores acrescentam que o retorno acionário (que é equivalente à alteração do valor de mercado da empresa durante um período adicionando-se os dividendos) representa a mensuração final do mercado de capitais para o desempenho da empresa.

A tradição em estudos sobre a relação entre retornos acionários e lucros contábeis se iniciou com Ball e Brown (1968). Anos depois, Lev (1989) realizou um levantamento sobre as pesquisas que envolveram a relação lucros-retornos e observou que os lucros explicavam apenas uma pequena variação dos retornos acionários. Uma possível causa seria o fato de o conteúdo informacional dos lucros atuais publicados quanto a resultados futuros ser pouco relevante: os lucros divulgados não seriam capazes de transmitir eventos *value-relevant*. Lev (1989) advertiu que seria necessário um reexame dos paradigmas das pesquisas sobre a relação entre lucros e retornos.

Lundholm e Myers (2002, p. 809) acreditam que as evidenciações das empresas podem “antecipar o futuro”¹ ao revelar informações no período corrente que alteram as expectativas a respeito de lucros futuros. Assim, a combinação do que seriam informações atuais e informações futuras é transformada e refletida no retorno acionário. Beaver, Lambert e Morse (1980) demonstram que o preço das ações incorpora informações a respeito do lucro

¹ “Bring the future forward”.

líquido. No entanto, segundo Bernard e Thomas (1990), o mercado não capta o conteúdo informacional do lucro de forma completa.

Em um trabalho sobre os determinantes dos coeficientes de resposta dos lucros, Collins e Kothari (1989) ressaltaram a importância de se considerar a dinâmica da relação entre os retornos e os lucros, isto é, os efeitos *lead-lag* entre essas variáveis, já que as informações existentes nos lucros contábeis provavelmente não seriam capturadas pelos preços acionários durante o período fiscal de forma contemporânea. Efeitos *lead-lag* entre duas variáveis ocorrem quando, ao longo do tempo, a determinação de uma das variáveis antecede a determinação da outra, de modo que o comportamento da primeira lidera e indica qual será o desempenho da outra, que é liderada.

Outras pesquisas demonstraram que o coeficiente de resposta do lucro varia de acordo com as características da empresa, tais como riscos, suas oportunidades de crescimento, a persistência do lucro (LIPE; KORMEDI, 1994; JONES; MORTON; SCHAEFER, 2000; CHAMBERS; FREEMAN; KOCH, 2005). Trabalhos anteriores também concluíram que as associações entre lucros e retornos aparentam ser não lineares (FREEMAN; TSE, 1992), variam entre países (CAHAN; EMANUEL; SUN, 2009) e diferem entre empresas com lucros ou prejuízos (HAYN, 1995).

Nota-se que existem diversos estudos analisando a associação entre o lucro contábil e os retornos acionários, ou examinando o coeficiente de determinação (R^2) nas regressões dos retornos sobre os lucros. A presente pesquisa busca contribuir com um melhor entendimento sobre a dinâmica entre o lucro e o retorno e para isso será realizada a estimação na forma de *pooled regression* e de dados em painel.

Nas relações estáticas entre as variáveis, as interações entre elas são contemporâneas. Neste estudo, acredita-se, contudo, que a relação entre o lucro e o retorno das ações é dinâmica e apresenta defasagens temporais. Assim, o preço da ação no mercado é influenciado pelo lucro esperado da empresa. Ao mesmo tempo, considera-se o preço acionário ao se projetar o lucro líquido. No entanto é importante averiguar se, ao longo de um exercício social, o mercado projeta o lucro e precifica a ação da empresa, nessa ordem, antecipando-se ao término do exercício e à divulgação do lucro e se, após o término do exercício, o mercado continua precificando a ação até o mês de divulgação do lucro.

Não obstante, além dos elementos contábeis, espera-se que todas as informações relativas à entidade sejam incorporadas aos preços das ações. A Hipótese do Mercado Eficiente – HME, formulada por Fama (1965, 1970, 1991), desempenhou papel importante no

desenvolvimento da pesquisa em contabilidade. Segundo a HME, toda e qualquer informação que esteja disponível estará, automaticamente, refletida nos preços das ações. Assim, embora se admita que anomalias possam ocorrer, essas serão rapidamente corrigidas pela difusão dos dados no mercado.

No presente trabalho, supõe-se que o mercado precifica as ações das empresas de forma dinâmica, levando em consideração as informações públicas sobre as empresas (notícias na mídia, divulgação de demonstrações financeiras trimestrais, etc.) à medida que elas se tornam disponíveis. Assim, embora não seja objeto deste estudo testar a Hipótese do Mercado Eficiente, o trabalho assume que a relação entre o lucro líquido e o retorno acionário enquadra-se na forma semiforte de eficiência de mercado.

1.1 Formulação da Situação-Problema

Em uma concepção estática seria esperado que a divulgação do lucro líquido da empresa tivesse um impacto imediato sobre o preço da ação. A divulgação de lucros líquidos positivos causaria aumentos no preço da ação – esses aumentos seriam tanto maiores, quanto maiores fossem os lucros líquidos divulgados, e vice-versa. No entanto, diversos estudos empíricos (COLLINS; KOTHARI, 1989; KALLUNKI; MARTIKAINEN, 1997) demonstram que não é isso o que ocorre na prática. Na verdade, o mercado acionário se antecipa à divulgação do lucro líquido e, até mesmo, ao término do exercício corrente e busca precificar a ação ao longo do exercício. Isso produz uma relação dinâmica entre o preço da ação (transformada em retorno) e o lucro líquido da empresa, que é conhecida na literatura como efeito *lead-lag*.

Assim, considerando que as pesquisas sobre a relação entre lucro líquido e preço da ação e, particularmente, sobre a dinâmica dessas relações no mercado acionário brasileiro ainda são pouco exploradas, surge a questão-problema desta pesquisa: qual é a dinâmica da relação entre lucro líquido e preço da ação das empresas brasileiras de capital aberto?

1.2 Objetivos

Este estudo tem o objetivo de identificar e testar empiricamente a dinâmica da relação entre lucro líquido e retorno acionário das empresas brasileiras de capital aberto. Para atingir o objetivo geral, têm-se os seguintes objetivos específicos:

- i. Determinar empiricamente se a relação entre lucro líquido e retorno acionário é dinâmica, isto é, distribuída no tempo.
- ii. Demonstrar empiricamente se o mercado se antecipa à formação do lucro líquido do exercício precificando as ações ao longo do exercício, de modo que os retornos liderem o lucro líquido.
- iii. Demonstrar empiricamente se o mercado se antecipa à divulgação do lucro líquido e continua ajustando a precificação das ações no período entre o término do exercício e a divulgação do lucro líquido.

1.3 Hipóteses de Pesquisa

Para o desenvolvimento do presente estudo foram elaboradas as seguintes hipóteses de pesquisa:

H₁: A relação entre o lucro líquido e o retorno acionário das empresas brasileiras de capital aberto é dinâmica, isto é, distribuída ao longo do tempo.

H₂: O mercado se antecipa à formação do lucro líquido do exercício precificando as ações ao longo do exercício, de modo que os retornos lideram o lucro líquido.

H₃: O mercado se antecipa à divulgação do lucro líquido e continua ajustando a precificação das ações no período entre o término do exercício e a divulgação do lucro líquido.

1.4 Justificativa e Relevância

O lucro contábil é uma das informações mais utilizadas para avaliar o desempenho de uma empresa. São vários os estudos brasileiros sobre reações do mercado ao anúncio dos resultados das empresas (MARTINEZ, 2004; SARLO NETO, 2004; PEREIRA, 2006; ORTOLAN, 2007; SANTOS; LUSTOSA, 2008; TAKAMATSU; LAMOUNIER; COLAUTO, 2008), mas a questão sobre a relação específica entre lucros e retornos acionários é ainda um tema em aberto, que não foi concluído.

Beaver (2002) realizou uma análise dos trabalhos sobre mercado de capitais com o propósito de fornecer perspectivas sobre as maiores áreas de pesquisas que produziram contribuições para o entendimento dos números contábeis. Dentre outras, uma das questões

assinaladas foi a falta de investigações que comprovassem que os preços tanto lideram (*lead*) quanto são liderados (*lag*) em relação às informações contábeis.

Niyama (2010) apontou que no Brasil são poucos os estudos que testam a reação do mercado de ações a variáveis contábeis, sendo esse um campo de pesquisa ainda a se consolidar nacionalmente. No país, as pesquisas com foco na relação *lead-lag* são recentes e ainda escassas. De tal modo, este trabalho é relevante por contribuir para um melhor entendimento da dinâmica entre os lucros contábeis e os retornos acionários referentes a empresas listadas na Bolsa de Mercadorias & Futuros e Bolsa de Valores de São Paulo – BM&FBovespa, em linha com os estudos de Collins e Kothari (1989), realizados em empresas norte-americanas, e de Kallunki e Martikainen (1997), em empresas finlandesas.

1.5 Delimitação do Estudo

Como base para a realização dos testes econométricos este estudo utiliza o lucro contábil anual, o valor de mercado anual (valor de fechamento) e o retorno mensal das ações (valor da data de fechamento do último dia útil do mês) de empresas listadas na BM&FBovespa, excluindo-se as instituições financeiras.

O lucro líquido foi coletado no espaço temporal entre 2001 e 2009. O valor de mercado defasado, variável escalonar do lucro líquido, se refere aos anos de 2000 a 2008. Para os parâmetros do retorno das ações utilizaram-se os preços mensais de fechamento entre 1999 e 2010. Ao calcular o retorno das ações, o espaço amostral passou para 2000 a 2010.

A amostra inicial era composta por 87 empresas. As instituições financeiras foram excluídas por apresentarem características contábeis, operacionais e financeiras específicas e diversas das demais empresas. Ademais, foram excluídas da amostra duas empresas (Bradespar S.A. e Mendes Júnior Trading e Engenharia S.A.) por não disporem dos dados necessários de forma completa. A adoção dos critérios de seleção resultou em uma amostra composta por 75 empresas.

Consoante ao exposto acima, os parâmetros foram apurados a partir das informações disponíveis no banco de dados Economatica. As análises econométricas foram realizadas por meio do aplicativo EViews, versão 6.

1.6 Estrutura do Trabalho

Para que se possa desenvolver a pesquisa apresentada nesta introdução, são utilizadas quatro seções adicionais, além das referências e apêndices. A Seção 2 apresenta o referencial teórico, que visa alicerçar o desenvolvimento deste trabalho, com foco na Hipótese de Mercado Eficiente, na teoria positiva da contabilidade, no conservadorismo contábil, na relação entre lucros contábeis e retornos acionários e nas pesquisas que utilizam em sua metodologia a regressão reversa. A Seção 3 discorre sobre a metodologia de pesquisa, com a apresentação dos dados amostrais e dos modelos econométricos. A Seção 4 enfatiza os resultados e as análises para que, em seguida, na Seção 5, sejam apontadas as considerações finais deste estudo.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

Nesta Seção são apresentados os tópicos pertinentes à compreensão do tema, da seguinte forma: na Seção 2.1 apresenta-se uma base histórica para a Hipótese de Mercado Eficiente, assim como os principais conceitos e trabalhos sobre o tema. Na Seção 2.2 é discutida a teoria positiva, a estrutura conceitual e o conservadorismo contábil. Em seguida, na Seção 2.3, discorre-se sobre as relações dinâmicas e o efeito *lead-lag*. A relação lucros-retornos e o coeficiente de resposta do lucro compõem a Seção 2.4. Por fim, na Seção 2.5, são debatidos os estudos que utilizaram a relação lucros-retornos e o método de regressão reversa.

2.1 Eficiência de Mercado

Mandelbrot e Hudson (2004) escreveram sobre Louis Bachelier, um matemático francês que defendeu, em março de 1900, a sua tese de doutoramento intitulada "*Théorie de la spéculation*". Esse trabalho não foi bem aceito por seus pares à época, mas cerca de meio século depois foi publicado por um *journal* de destaque e recebeu atenção da academia, estabelecendo alguns dos fundamentos das finanças. Em 1965, Bachelier reapareceu na literatura econômica como um precursor reconhecido da tese de precificação de opções de Paul Samuelson, economista estudante do Instituto de Tecnologia de Massachusetts². Posteriormente, Eugene Fama, um aluno da Universidade de Chicago, discutiu com seu orientador as ideias de Bachelier para além do modelo de incrementos independentes dos preços e, subsequentemente, sistematizou a Hipótese de Mercado Eficiente (MANDELBROT; HUDSON, 2004).

Watts e Zimmerman (1986) comentam que a HME exerceu uma função singular no desenvolvimento da pesquisa em contabilidade. Essa Hipótese afirma que um mercado é eficiente se os preços dos ativos refletem o valor presente de seus fluxos de caixa futuros. Nesse ambiente um investidor não receberá retornos superiores a média, de forma consistente, considerando as informações publicamente disponíveis sobre as entidades nas quais investe.

A Hipótese de Caminho Aleatório antecedeu a Hipótese de Mercado Eficiente. Ely (2010) realça que em um caminho aleatório não há possibilidade de se prever valores e comportamentos futuros com base em informações passadas a respeito da série temporal. Fox

² *Massachusetts Institute of Technology*

(2011) expõe que Fama, em 1965, foi o responsável pela elucidação do porquê de os movimentos dos preços acionários serem aleatórios.

LeRoy (1989) enfatiza que a teoria dos mercados eficientes requer que o preço das ações de uma empresa seja negociado de modo que não ocorram ganhos extraordinários de capital. O autor acrescenta que, para que regras de negociação rentáveis ocorressem, seria necessário que as informações não estivessem completamente refletidas no preço.

Assim, os mercados são eficientes e se ajustam corretamente a novas informações conforme Malkiel (2005). Em seu estudo, o autor adiciona que se os preços fossem frequentemente irracionais e se o retorno dos mercados fosse tão previsível quanto alguns críticos da HME acreditam, um fundo de investimentos gerenciado ativamente certamente superaria um índice passivo de fundos que simplesmente compra e vende o *portfólio* de mercado.

Diferenças momentâneas entre os preços de um mesmo ativo, conforme De Lima (2005), não implicam ineficiência de mercado, pois a ação dos investidores tende a anular as divergências ao longo do tempo, num processo denominado arbitragem. Fernandes (2008) complementa que, na Hipótese do Mercado Eficiente, as arbitragens ocorrem quando as decisões irracionais são revertidas pela ação dos investidores racionais.

De acordo com Shleifer (2000), a base teórica da HME se sustenta em três principais argumentos:

- Assume-se que os investidores são racionais e por essa razão avaliam as ações de forma racional;
- Na medida em que alguns investidores não são racionais, suas negociações são consideradas aleatórias e, então, cancelam umas às outras sem afetar os preços;
- Na medida em que os investidores são irracionais de formas semelhantes, suas influências são eliminadas do preço por investidores racionais que realizam arbitragens.

A eficiência de mercado pode ser considerada em sua forma fraca, semiforte ou forte. Na forma fraca, os preços acionários devem retratar todas as informações históricas. A forma semiforte incorpora as características da eficiência fraca e acrescenta que os preços acionários devem transmitir todas as informações disponíveis. Por fim, a forma forte requer que os preços reflitam as informações passadas, disponíveis e privadas.

A teoria só poderá ser empiricamente testada com base em um modelo que especifique a natureza do equilíbrio do mercado quando os preços refletirem completamente as informações disponíveis (FAMA, 1970). Assim, em um trabalho posterior à formalização da

HME, Fama (1970) analisou as pesquisas empíricas existentes sobre o assunto, classificando-as em três áreas distintas:

- (i) Forma fraca de eficiência de mercado: os testes empíricos nos estudos observados utilizam o subconjunto de informações que se restringe a preços históricos e sequências de retornos;
- (ii) Forma semiforte de eficiência de mercado: nas pesquisas analisadas, os testes adotam um subconjunto de dados que inclui todas as informações publicamente disponíveis de forma mais evidentes;
- (iii) Forma forte de eficiência de mercado: nos trabalhos observados, os testes têm como foco analisar se investidores individuais ou grupos teriam acesso monopolizador a qualquer informação relevante à formação de preços.

Fama (1970, p. 35) resumizou e concluiu que as evidências que apoiam a eficiência do modelo de mercado são extensas, todavia o assunto não é considerado encerrado e o autor reconhece que “há muito a ser feito”.

Cerca de 20 anos depois, Fama (1991) publicou novamente uma pesquisa com o objetivo de revisar os trabalhos que existiam sobre a Hipótese do Mercado Eficiente, separando-os em três categorias:

- (i) Testes para a previsibilidade de mercado: ao invés de utilizar apenas testes para a forma fraca, que se baseiam somente no poder preditivo de retornos passados, como no estudo de 1970, essa categoria passou a considerar também os trabalhos sobre a previsibilidade dos retornos com a utilização de distribuição de dividendos, taxas de juros e outras variáveis;
- (ii) Estudo de eventos: categoria utilizada ao invés de teste de forma semiforte de ajustamento dos preços a anúncios públicos, como no estudo de 1970. A alteração ocorreu apenas no título e não no conteúdo dos testes examinados;
- (iii) Testes sobre informações privilegiadas: categoria utilizada ao invés de forma forte de mercado, como no estudo de 1970. Tal como na forma semiforte, a mudança ocorreu apenas no título e não no conteúdo dos testes avaliados.

A principal diferença conceitual entre os trabalhos publicados em 1970 e em 1991 por Fama (1970, 1991) é que a forma fraca de eficiência de mercado passou a aceitar testes de categoria mais geral de previsibilidade de retorno. Outro ponto mencionado pelo autor (FAMA, 1991) foi o grande crescimento de artigos na área, consequência principalmente do

desenvolvimento tecnológico que promoveu o acesso a bancos de dados informatizados e a ferramentas de análise das informações.

Ball e Brown (1968) sustentam que a Hipótese do Mercado Eficiente serviu de alicerce para que se adotasse o comportamento das ações em testes operacionais de utilidade das informações. A eficiência de mercado é uma premissa empregada em vários trabalhos sobre finanças, mas a relação de *lead-lag* aqui pesquisada não sugere necessariamente ineficiência de mercado, pois não possibilita estratégias que gerem ganhos econômicos para os usuários das informações contábeis. Mais precisamente, assume-se a hipótese semiforte de eficiência, pois se supõe que o mercado precifica as ações das empresas de forma dinâmica, utilizando, para isso, as informações públicas sobre a empresa.

2.1.1 Estudos sobre a Hipótese de Mercado Eficiente

A Índia se tornou independente do domínio britânico em 1947. Em 1987 foi criada a sua comissão de valores mobiliários, a *Securities and Exchange Board of India*. O mecanismo regulatório evoluiu e por volta do ano 2000 iniciou-se a negociação com derivativos no país, cooperando para o desenvolvimento do mercado de capitais indiano. Atualmente os investidores estrangeiros são participantes ativos no mercado financeiro do país (PANAGARIYA, 2008). Com a motivação de testar a eficiência do mercado indiano após essas alterações, Thomas e Kumar (2010) aplicaram um estudo que resultou no reconhecimento da forma fraca de eficiência de mercado na amostra considerada. Os autores supõem que essas conclusões sejam consequência das escolhas políticas indianas inapropriadas e sugerem que os normatizadores e reguladores adotem uma visão de longo prazo ao adotar políticas e programas na Índia. Nota-se que o trabalho de Thomas e Kumar (2010) teve foco no mercado de capitais, porém foi, outrossim, utilizado para avaliar as práticas contábeis adotadas no país.

A crise financeira na região Ásia-Pacífico, em 1997, foi outro fator histórico importante que chamou a atenção dos pesquisadores interessados na HME. Kan e Andreosso-O'Callaghan (2007) analisaram a Hipótese do Mercado Eficiente em dez países: Coréia do Norte, Taiwan, Tailândia, Indonésia, Malásia, Filipinas, Japão, Singapura, Austrália e Nova Zelândia. O espaço temporal foi de 31 de dezembro de 1995 a 15 de maio de 2003, totalizando 1.649 observações de taxas de câmbio futuras. Para testar a HME entre países foram estabelecidas duplas: cada país foi testado de forma pareada em relação aos demais. Por

fim, foi observada a violação da HME para os seguintes pares: Coréia-Indonésia; Coréia-Tailândia; Taiwan-Tailândia.

O Modelo de Martingale é uma versão generalizada do caminho aleatório, mencionado anteriormente. Se um ativo segue um *martingale*, então o seu retorno é imprevisível, conseqüentemente são nulos os retornos anormais. Com base nesses conceitos, Kim e Shamsuddin (2008) testaram a Hipótese de Martingale nos preços acionários de nove países asiáticos entre 1990 e 2005: Hong Kong, Indonésia, Japão, Coréia do Norte, Malásia, Filipinas, Singapura, Taiwan e Tailândia. Concluiu-se que a eficiência varia de acordo com o nível de desenvolvimento do mercado de capitais. De tal modo, os países desenvolvidos demonstraram a forma fraca de eficiência enquanto os mercados emergentes secundários se mostraram ineficientes.

Além de trabalhos na Ásia e no Pacífico, a HME ainda é pesquisada nos demais continentes e regiões. Pradhan e Upadhyay (2006) concluíram que o mercado de ações do Nepal é eficiente em sua forma fraca. Onwukwe (2008) estudou o mercado de capitais da Nigéria entre 1993 e 2007, o que o permitiu concluir a não observância de aspectos de eficiência nesse mercado.

No Canadá, Alexeev e Tapon (2011) aplicaram uma nova metodologia para testar a hipótese de eficiência fraca. Para isso, utilizaram um modelo baseado em *bootstrap*,³ que gerou uma série de testes simultâneos e aplicou um algoritmo de reconhecimento de mapas de padrões modificados em todas as ações listadas na Bolsa de Valores de Toronto. Não foi possível rejeitar a hipótese nula de eficiência fraca no mercado de capitais. Todavia, concluiu-se que alguns setores econômicos são menos eficientes que outros no Canadá.

Além de figurar em pesquisas que corroboram ou refutam suas características, a HME foi creditada como responsável por ofuscar a visão dos economistas que falharam ao reconhecer a bolha que se tornou popular por volta de 2008 e, assim, prevenir o colapso dos preços dos ativos (BROWN, 2011). Não obstante, há confusão entre Hipótese do Mercado Eficiente e Hipótese do Caminho Aleatório. Em seu trabalho, Brown (2011) destaca que na Hipótese do Caminho Aleatório os retornos acionários são variáveis randômicas, independentes e uniformemente distribuídas, com variância finita. O autor ressalta que essa é uma proposição mais forte que a da HME e tem a vantagem de possuir uma tecnologia estatística estabelecida para testá-la.

³ Um método computacional utilizado para se estimar viés, erro padrão e estabelecer intervalos de confiança para parâmetros quando a forma de distribuição é desconhecida.

Por outro lado, para que se prove a violação da HME, é necessário demonstrar a previsibilidade e evidenciar a lucratividade decorrente de uma estratégia de negociação baseada em informações disponíveis no momento da negociação (BROWN, 2011). Frente a essa visão, Brown (2011) realçou que a HME nada tem a ver com equilíbrio competitivo ou bolhas de ativos, e que seria mais correto afirmar que a falha na credibilidade da hipótese foi a responsável pela crise.

A variabilidade de estudos, que inclui tanto fatores relacionados à crise quanto as características dos mercados após algum evento econômico significativo, demonstram que os trabalhos envolvendo a HME ainda não alcançaram uma conclusão indiscutível. Isso atrai o olhar dos pesquisadores para novas metodologias e técnicas, diferentes amostras e períodos, integração com outras áreas – figurando não apenas o trio administração-contabilidade-economia, mas também incluindo ciências como as de sistemas de informação e de redes. Nota-se que a HME continua em pauta, mesmo cerca de meio século após a sua formalização.

Kothari (2001) ressalta que estudos futuros sobre a eficiência de mercado serão produtivos se reconhecerem que escolhas na delimitação da pesquisa podem criar falsos aspectos de ineficiência de mercado. O autor também aponta que os defensores da ineficiência de mercado devem propor hipóteses e testes robustos para diferenciar as teorias de finanças comportamentais da Hipótese do Mercado Eficiente – que não conta com o comportamento racional.

2.1.2 Hipótese de Eficiência de Mercado no Brasil

Esta pesquisa não tem como objetivo avaliar a eficiência do mercado brasileiro, todavia, a relação dinâmica entre os lucros e retornos pode acarretar inferências sobre esse aspecto. Frente à discussão sobre a Hipótese do Mercado Eficiente apresentada anteriormente, nesta Seção optou-se por destacar as pesquisas empíricas publicadas no Brasil nos últimos anos, em eventos ligados especificamente às ciências contábeis.

Para tanto, foram selecionados os congressos de controladoria e contabilidade da Universidade de São Paulo (USP), da Associação Nacional dos Programas de Pós-Graduação em Ciências Contábeis (AnpCont), além do Encontro da Associação Nacional de Pós-Graduação e Pesquisa em Administração (EnAnpad), considerados com a melhor

classificação, E1⁴, pela Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES, 2009).

Tendo em vista que foram encontrados apenas sete artigos nos eventos analisados, optou-se por acrescentar periódicos na realização deste levantamento. As revistas selecionadas foram as que apresentaram no título as palavras-chave: “contabilidade”, “contábil” ou “contábeis”. O intuito inicial era selecionar apenas os periódicos com classificação A pela Capes. No entanto, não foram obtidos resultados. De tal modo, acrescentaram-se os periódicos com classificação B, perfazendo o total de nove, a saber: Contabilidade Vista e Revista; Contabilidade e Finanças; Revista Contemporânea de Contabilidade; Revista de Contabilidade do Mestrado em Ciências Contábeis da Universidade Estadual do Rio de Janeiro; Revista Contabilidade e Organizações; Revista Educação e Pesquisa em Contabilidade; Pensar Contábil; Revista de Informação Contábil; Revista Universo Contábil.

Há de se ressaltar que o espaço amostral utilizado é variado, pois depende da quantidade de anos disponibilizada por cada base de dados pesquisada. Ademais, não são considerados os periódicos e eventos nas diversas áreas da economia e administração. O objetivo desta Seção é demonstrar as últimas pesquisas em contabilidade que analisam empiricamente a HME – motivo pelo qual foram feitas as restrições nas bases de consulta – e não desenvolver uma análise bibliométrica sobre o assunto de uma forma geral no Brasil.

Para a investigação das publicações pertinentes, foram pesquisadas as palavras-chave: “hipótese do mercado eficiente”, “HME”, “hipótese de eficiência de mercado” e “mercado eficiente” no título, no resumo e nas palavras-chave dos artigos. Destarte, foram avaliados individualmente os resumos dos estudos para que fossem selecionados apenas os com objetivo de testar a eficiência de mercado, excluindo-se os trabalhos teóricos ou que testam somente a Hipótese do Caminho Aleatório.

Com base na amostra selecionada, foi possível verificar que os estudos empíricos sobre a HME em eventos contábeis são escassos, já que no universo pesquisado foram encontrados apenas oito artigos, detalhados no Quadro 1, a seguir. Não obstante a amostra ter posteriormente incluído periódicos específicos de contabilidade, foi encontrado adicionalmente um artigo. Apesar de alguns outros trabalhos mencionarem a HME, não tiveram como objetivo testá-la, além dos destacados no Quadro 1:

⁴ A CAPES (2009) classifica as melhores revistas como “A” e os melhores eventos como E1.

Quadro 1: Estudos sobre a hipótese do mercado eficiente no Brasil

Ano	Evento	Artigo	Autores	Objetivo	Resultados
2005	Congresso USP	A eficiência de mercado na América Latina	Caldeira; Camargo Júnior; Pimenta Júnior.	Verificar se os retornos semanais dos indicadores latino americanos não rejeitam a hipótese do caminho aleatório, o que demonstraria sinais de eficiência de mercado em sua forma fraca entre 1998 e 2004.	Eficiência de mercado fraca no Brasil.
2006	Revista de Contabilidade e Finanças	Análise do “efeito tamanho” nos retornos das ações das empresas listadas na Bovespa	Antunes; Lamounier; Bressan.	Investigar a eficiência informacional do mercado brasileiro nas formas semiforte e fraca.	Eficiência de mercado semiforte no Brasil.
2007	Congresso USP	Anomalias do mercado acionário	Santos; Mussa; Rêgo; Silva.	Investigar a existência do efeito segunda-feira no mercado acionário brasileiro.	Rejeita a hipótese do mercado eficiente, pois considera a corrente das finanças comportamentais.
2008	Congresso USP	Anomalias do mercado acionário	Rêgo; Mussa.	Investigar o efeito feriado no mercado acionário brasileiro.	Rejeita a hipótese do mercado eficiente, pois considera a corrente das finanças comportamentais.
2008	EnAnpad	Teste da hipótese de eficiência do mercado no Brasil	Baesso; Coscarelli; Amaral; Silva; Amaral.	Testar a eficiência do mercado brasileiro no período de 2003 a 2007 por meio da aplicação de filtros ótimos.	Eficiência de mercado fraca no Brasil.
2009	AnpCont	Teste da hipótese do caminho aleatório no Brasil e nos Estados Unidos	Farias; Ceretta; Rosa.	Testar a hipótese de caminho aleatório no Brasil e nos Estados Unidos	Eficiência de mercado fraca no Brasil.
2009	Congresso USP	Testes de quociente de variância do caminho aleatório no Ibovespa e no S&P500	Farias; Ceretta; Rosa.	Testar a hipótese do caminho aleatório no Ibovespa e no S&P 500.	Eficiência de mercado fraca no Brasil.
2010	EnAnpad	Sistemas técnicos de <i>trading</i> no mercado de ações brasileiro	Serafini; Pereira.	Verificar se as séries históricas dos ativos possuem algum poder preditivo, o que invalidaria a hipótese de mercado eficiente.	Não pode ser comprovada a eficiência de mercado fraca no Brasil.

Baesso et al (2008) enfatizam que nos anos 1990 muitos estudos desenvolvidos no Brasil sobre a HME concluíam a ineficiência do mercado. Com a globalização, a intensificação do comércio internacional e a estabilização da economia, as pesquisas posteriores a essa década apontam a forma de eficiência fraca no país. Nota-se que os estudos apresentados no Quadro 1 corroboram essa afirmação, tendo em vista que quatro (57%) concluíam a forma fraca de eficiência de mercado.

O levantamento apresentado aponta para a forma fraca de eficiência. Todavia, outros estudos publicados em outros veículos, além dos aqui analisados, apontam a eficiência de forma semiforte no Brasil, dentre eles o de Forti, Peixoto e Santiago (2009) que demonstram que dos trabalhos que testam a forma fraca no Brasil, 58% rejeitam essa classificação. Outrossim, dos trabalhos que testam a forma semiforte, 100% aceitam a HME. Para essa conclusão os autores analisaram trabalhos dos principais congressos nacionais de finanças.

2.2 O Positivismo, a Estrutura Conceitual e o Conservadorismo Contábil

As pesquisas iniciais em contabilidade tinham um foco puramente normativo, tendo como metodologia a prescrição de uma teoria contábil. Por volta dos anos 1960, com a ajuda de teorias econômicas e financeiras, os estudos foram se modificando e começou a haver uma preocupação em explicar as práticas contábeis.

Scott (2006) destaca que a pesquisa positivista foi popularizada na economia por Friedman, que a utilizou para distinguir entre os trabalhos que focavam explicar e prever dos que objetivavam fornecer receitas, tal como os estudos normativos. A contabilidade positivista é enraizada na teoria econômica e se fortificou com a utilização de *softwares* com bases de dados e com ferramentais estatísticos para a análise das informações.

Ball e Brown (1968) são considerados os pioneiros nessa área por, teoricamente embasados, terem aplicado o empirismo em seu estudo. O objetivo do trabalho foi estimar a utilidade dos lucros contábeis e, para isso, examinou-se o conteúdo informacional do lucro e a oportunidade em seu reconhecimento. Concluiu-se que cerca de 50% de todas as informações disponíveis em um ano sobre uma empresa são capturados pelos lucros contábeis. Os autores afirmaram que o resultado é compreensível, tendo em vista que a eficiência de mercado é amplamente determinada pela adequabilidade de suas fontes de recursos e, assim, o mercado se voltará para as fontes que possam ser mais prontamente utilizadas que o lucro líquido.

O objetivo da teoria contábil, segundo Watts e Zimmerman (1986), principais responsáveis pela sistematização do positivismo nessa área, é explicar e prever as práticas contábeis, sendo que esse prognóstico não se limita a fenômenos futuros, pois também considera eventos que já ocorreram. Desde a sua sistematização, grande parte dos estudos em contabilidade é positivista (KOTHARI, 2001). Entretanto, Watts e Zimmerman (1990) defendem que é necessário melhorar a ligação entre as aplicações empíricas e a teoria para que se estabeleçam alicerces importantes para o futuro da pesquisa contábil.

Nos mais altos níveis teóricos, a estrutura conceitual da contabilidade define o escopo e o objetivo do *financial reporting*. No próximo nível fundamental teórico são definidas e identificadas as características qualitativas da informação financeira (relevância, fidelidade de representação, compreensibilidade, comparabilidade, oportunidade, verificabilidade); e os elementos básicos dos relatórios contábeis (ativos, passivos, patrimônio, receitas, despesas e lucro). No menor nível operacional, a estrutura conceitual trata princípios e preceitos de reconhecimento e mensuração dos elementos básicos, além do tipo de informação a ser divulgada (GODFREY et al, 2006).

Conforme Godfrey et al (2006), regulamentadores tentaram estabelecer ordem criando inúmeras resoluções e padrões contábeis. Algumas das regulamentações iniciais tratavam a essência de práticas adotadas com base em padrões arbitrários; outras eram resultados da influência direta de leis, regras governamentais, pressões de gestores, conveniência política.

Solomons (1978 apud GODFREY et al, 2006) vê a estrutura conceitual como uma defesa contra a interferência política na neutralidade dos relatórios contábeis. Ele nota que políticas contábeis podem ser implementadas apenas se fazendo um julgamento de valor, mas não há como provar que o julgamento de valor de qualquer grupo em particular é melhor para a sociedade do que aquele de outros.

Em setembro de 2002 o *Financial Accounting Standards Board* – FASB e o *International Accounting Standards Board* – IASB assinaram o acordo de Norwalk, no qual se comprometeram a desenvolver padrões de contabilidade compatíveis e de alta qualidade. O objetivo do *Conceptual Framework* é desenvolver uma estrutura conceitual em comum que seja tanto completa quanto internamente consistente, além de ser uma base segura para desenvolver padrões contábeis futuros.

Em setembro de 2010 o FASB publicou o *Statement of Financial Accounting Concepts* n. 8 – SFAC 8 (2010), atualizando estruturas conceituais anteriormente emitidas. No capítulo 3, que discorre sobre as características qualitativas da informação financeira útil, o Conselho (FASB, 2010) destaca a fidelidade de representação: para que seja útil, a informação deve não apenas reproduzir fenômenos relevantes, como também representar fielmente o fenômeno que se propõe a retratar. No parágrafo BC 3.19, do SFAC 8 (2010), é ressaltado que a representação fiel se distingue do que foi apresentado em versões precedentes ao descartar o conservadorismo como uma de suas características.

Basu (1997) interpreta o conservadorismo como sendo um mecanismo que ocasiona o reflexo mais rápido no lucro de más notícias do que de boas. Schroeder, Clark e Cathey

(2009) afirmam que o princípio foi elaborado inicialmente para conter o otimismo gerencial, mas a crescente pressão por demonstrações mais confiáveis e relevantes reduziram a sua influência. Riahi-Belkaoui (2004) aponta que atualmente o conservadorismo é adotado principalmente como um guia para situações extraordinárias e que, por possibilitar erros, distorções e demonstrações enganosas, está destinado a desaparecer.

Para verificar se a contabilidade conservadora induz uma assimetria informacional, Pope e Walker (1999) analisaram as diferenças na oportunidade de reconhecimento do lucro entre o Reino Unido e os Estados Unidos. Concluiu-se que no Reino Unido reconhecem-se as más notícias mais rapidamente que as empresas norte-americanas e que o *lag* no reconhecimento das boas notícias se atrasa em até um ano.

Frente a tal aspecto, há de se considerar que o conservadorismo contábil afete a análise das demonstrações. Lev (1989) reitera que a relação entre lucros e retornos de diversos estudos é baixa. Kallunki e Martikainen (1997) acreditavam que um dos motivos para isso era a falta da oportunidade do lucro em refletir eventos *value-relevant*. Isso ocorria, em parte, em decorrência das práticas contábeis adotadas atenderem à mensuração com base no custo histórico. Consequentemente, os contadores trocavam a oportunidade no reconhecimento das mudanças nos ativos líquidos em favor da objetividade, verificabilidade e prudência.

Collins e Kothari (1989) ressaltam a importância de se considerar a estrutura de *lead-lag* entre os retornos e os lucros, já que as informações envolvidas nos lucros contábeis provavelmente não serão capturadas pelos preços acionários durante o período fiscal de forma contemporânea. Consequentemente, os retornos devem ser acumulados ao longo de um período determinado em torno do ano fiscal. Kothari (1992) considera que a natureza do processo contábil de mensuração do custo histórico limita a habilidade de refletir a expectativa do mercado quanto aos lucros futuros. De tal modo, os lucros seriam liderados pelos preços acionários.

A assimetria dos lucros decorrente do conservadorismo contábil tem forte poder explicativo sobre o declínio na associação lucros-retornos, conforme demonstrado por Ryan e Zarowin (2003). Balachandram e Mohanram (2011), ao contrário, não encontraram evidências de que a contabilidade é a fonte da redução temporal da *value relevance* das informações contábeis. Lim e Park (2011), por sua vez, analisaram o decaimento da associação entre lucros e retornos com hipóteses de pesquisas desenvolvidas com base na estrutura *lead-lag* das variáveis. Os autores concluíram que o declínio ocorreu devido ao aumento do ruído nos

retornos acionários e não em consequência a ruídos no desenvolvimento das métricas contábeis, tal como lucro líquido ou fluxo de caixa.

Nota-se que vários estudos que focaram a relação lucros-retornos atribuíram a fraca associação encontrada a deficiências no sistema de mensuração contábil (LEV, 1989; LEV; THIAGARAJAN, 1993; RYAN; ZAROWIN, 2003; BALL, SHIVAKUMAR, 2008). Essa, entretanto, pode ser uma conclusão prematura, pois, dentre outros aspectos, há de se reconhecer a relação dinâmica entre as variáveis.

2.3 Relações Dinâmicas e o Efeito *Lead-Lag*

As relações entre variáveis são dinâmicas quando as interações entre elas ocorrem com defasagens temporais, ao contrário das relações estáticas, quando as interações são contemporâneas. A relação de *lead-lag* indica haver uma variável que segue o comportamento de outra com um intervalo temporal. Assim, o termo “*lead*” se refere à variável que lidera a relação, enquanto “*lag*” reflete a variável que é liderada com defasagem nessa relação. Essa relação pode estar presente em diversos tipos de eventos econômicos, financeiros e contábeis.

Oliveira Neto (2010, p. 30) delimitou quatro principais focos dos estudos sobre o efeito *lead-lag*:

- i. Relação entre mercado futuro, mercado de opções e mercado à vista, no âmbito do mercado acionário de um mesmo país;
- ii. Relação entre o mercado acionário de países diferentes, que pode ser medida tanto com índice à vista do mercado de ações, quanto com o índice futuro;
- iii. Relações entre diferentes empresas de um mesmo mercado de capitais;
- iv. Relação entre os ativos de uma mesma empresa negociados em diferentes mercados nacionais.

Alguns estudos sobre o efeito *lead-lag* visam encontrar uma relação entre o mercado à vista e o futuro, ou o de opções. Apesar de a maioria dos estudiosos concordar que o mercado à vista segue o mercado futuro (JONG; NIJMAN, 1997; TSE; CHAN, 2010; JIANG; CHANG; CHIANG, 2011), ainda há controvérsias quanto à relação entre o mercado de opções e o mercado à vista.

Oliveira Neto (2010) ressalta que, apesar de existir a hipótese implícita de que todas as relações contratuais são iguais e, conseqüentemente, os preços dos instrumentos são simultaneamente determinados, na prática um contrato pode assumir uma posição no mercado futuro que, para ser correspondida no mercado à vista, necessitaria de cerca de cem ou mais contratos diferentes de compra.

Kang, Lee e Lee (2006), Chan, Fung e Zhang (2009), Debasish (2009), dentre outros pesquisadores, focaram a relação entre mercado futuro, mercado de opções e mercado à vista no âmbito do mercado acionário de um mesmo país. Essas pesquisas demonstram que o mercado à vista é influenciado pelo mercado futuro, seja por restrições de mercado ou por assimetria informacional. As divergências se encontram principalmente no intervalo desses *lags* e se, apesar da relação de *lead-lag* observada, os custos transacionais justificam a realização de arbitragem pelos investidores.

Baseando-se em uma metodologia que permitiu a apreciação conjunta do mercado de *commodities* e do mercado acionário, Da Silva (2011) verificou a relação entre o preço do barril de petróleo e o das ações da Petrobrás. Duas foram as principais conclusões: há uma relação contemporânea e significativa entre o preço do petróleo e o das ações da Petrobrás e há efeito *lead-lag* nessa relação, sendo que o preço do petróleo lidera o preço da ação da Petrobrás. Assim como observado por Oliveira e De Medeiros (2009), a presença do efeito *lead-lag* não permite estratégias de arbitragem visando lucros anormais em consequência dos custos transacionais.

A relação entre mercados acionários de países diferentes, conforme Oliveira Neto (2010), é ainda mais complexa que a relação entre mercado à vista, mercado futuro e mercado de opções. Mesmo que haja uma informação em comum entre os países, tal como o aumento do petróleo, os impactos são distintos e há mais fatores a serem observados, como a política cambial e o gasto público.

Nesse ambiente, vários trabalhos (KOFMAN; MARTENS, 1997; BESSLER; YANG, 2003; BAUR; JUNG, 2006; MILUNOVICH; THORP, 2007; KIM; KIM; NAM, 2009) focam a relação entre o mercado acionário de países diferentes, que pode ser medida tanto com índice à vista do mercado de ações, quanto com o índice futuro.

Oliveira e De Medeiros (2009) testaram se os movimentos de elevação ou queda nos preços das ações negociadas na Bolsa de Valores de Nova Iorque (NYSE) são acompanhados por movimentos similares na BM&FBovespa. Apesar de os custos de corretagem e liquidação invalidarem transações que objetivam lucro, é plausível realizar arbitragem no Brasil tendo em vista o fato do mercado acionário nacional ser liderado pelo mercado de capitais norte-americano. Na pesquisa, a influência da NYSE revelou-se em um intervalo de até sete minutos, momento no qual os percentuais de elevação da Bovespa em relação à Bolsa de Nova Iorque começam a decair.

Quanto aos trabalhos que focam a relação entre os ativos de uma mesma empresa negociados em diferentes mercados nacionais, podem ser citados Bailey, Chan e Chung (2000), que focaram em sua análise o impacto intradiário das notícias sobre taxa de câmbio nos *American Depositary Receipts – ADR*⁵ de países emergentes, ou Chen, Tse e Williams (2009), que examinaram o retorno intradiário e as características de volatilidade de ADR britânicos listados na NYSE.

Frente ao fenômeno da globalização, Oliveira Neto (2010) pesquisou uma hipótese de eficiência aplicada à ideia de que empresas com níveis de governança elevados lideram o mercado por absorverem de forma mais eficiente os impactos provocados por novas informações. A hipótese levantada pelo autor, testada com base nos índices IGC (Índice de Governança Corporativa Diferenciada) e IBrX (Índice Brasil de Ações) foi confirmada, sendo demonstrado que um nível maior de governança apresenta menores custos de processamento das informações, tendo como consequência maior eficiência informacional. Segundo os resultados do trabalho, o IGC chega ao seu ponto de equilíbrio de forma mais rápida, enquanto o IBrX converge para a relação de equilíbrio estabelecida pelo IGC.

Por fim, há os estudos que tratam as relações entre diferentes empresas de um mesmo mercado de capitais, dentre os quais se destacam os trabalhos de Poshakwale e Theobald (2004), Kanas (2004), Hou (2007) e Haque (2010). Acrescentam-se, ainda, as pesquisas de Kallunki e Martikainen (1997), assim como a de Collins e Kothari (1989), utilizadas como base para esta dissertação. Contudo, no desenvolvimento deste estudo (conforme detalhado na Seção 3), a estimação será realizada na forma de *pooled regression* e na forma de dados em painel com efeitos fixos.

Kallunki e Martikainen (1997), sobre o efeito *lead-lag* e a relação lucros-retornos, concluíram que na Finlândia os retornos acionários lideram os lucros contábeis. Todavia, em um período de recessão, esses achados se enfraqueceram, o que motivou os autores a retirar da análise as empresas que divulgaram prejuízos (que seriam percebidos como temporários pelos investidores), possibilitando concluir que o poder explicativo dos lucros sobre os retornos acionários é similar para o período com e sem recessão.

Em determinado momento considerou-se a possibilidade de separar a amostra da presente pesquisa de acordo com o período de recessão econômica, tal como Kallunki e

⁵ Os ativos de uma mesma empresa negociados em diferentes mercados geralmente são realizados por meio de ADR, recibos de depósitos de ações com instituições que asseguram a negociação ao facilitarem a conversão dos ADR em ações domésticas e vice-versa (DE MEDEIROS; DE LIMA, 2006).

Martikainen (1997), amparados pelo trabalho de Hayn (1995). Todavia, de acordo com o Comitê de Datação de Ciclos Econômicos (FGV, 2011), a última recessão no Brasil durou seis meses, de julho de 2008, a janeiro de 2009, o que impossibilitou a adoção de uma metodologia que explorasse os ciclos econômicos brasileiros.

Salienta-se, ainda, que o estudo de Kallunki e Martikainen (1997) não considerou a potencial endogeneidade entre os lucros contábeis e os retornos acionários. Conforme Heij et al (2004) não é possível isolar o efeito de uma variável X sobre Y – no caso de Kallunki e Martikainen (1997), a variável X corresponde aos lucros divididos pelo valor de mercado defasado e a variável Y corresponde aos retornos. As variações em X são relacionadas às variações em Y de duas formas: diretamente por meio do coeficiente de inclinação da reta e indiretamente através das mudanças no termo de erro. De tal modo, os estimadores de mínimos quadrados do trabalho de Kallunki e Martikainen (1997) estão inconsistentes e com viés.

Outro ponto considerado como passível de crítica no trabalho de Kallunki e Martikainen (1997) é a não realização de estimação do modelo na forma de dados em painel com efeitos fixos ou aleatórios, desconsiderando a heterogeneidade da amostra. Hsiao (2003) julga que ignorar essa heterogeneidade pode levar a estimativas inconsistentes ou sem significado.

2.4 A Relação Lucros-Retornos e o Coeficiente de Resposta do Lucro

Ball e Brown (1968) em seu estudo seminal afirmaram que a utilidade da divulgação dos lucros pode ser inferida na observação da revisão dos preços acionários associada à publicação do resultado de uma empresa. Os autores justificam que a mudança nos preços causada por um anúncio dos lucros seria consequência das decisões de compra e venda tomadas pelos investidores com base nas informações liberadas por meio do anúncio dos dados contábeis.

Após o trabalho de Ball e Brown (1968), assim como o de Beaver (1968), estudos que explicam a relação entre a natureza temporal e a magnitude da relação lucros e retornos incluem Kormedi e Lipe (1987), Lev (1989), Campbell (1991), Kothari e Sloan (1992), Billings (1999), Dhaliwal e Reynolds (1994), Hayn (1995), Basu (1997), Cho (2005), Sadka e Sadka (2009).

Partindo da ponderação sobre os lucros contábeis conterem ou não informações utilizadas pelo mercado para calcular o valor das ações ordinárias de uma empresa, Kormedi e Lipe (1987) estimaram conjuntamente as propriedades temporais das séries de lucro de cada entidade utilizada na amostra de seu trabalho e a relação entre as mudanças nos lucros com o retorno das ações. Não foram encontradas evidências de que os retornos acionários são sensíveis a inovações no lucro e foram incentivadas pesquisas com foco na persistência deste.

Conforme Lev (1989), as pesquisas sobre a relação entre retornos e lucro sugerem que, embora se saiba que os investidores utilizam informações a respeito do lucro das empresas, a extensão de sua utilidade é relativamente limitada. Isso é indicado pela correlação intertemporal instável entre os lucros e os retornos acionários e pela contribuição, considerada modesta pelo autor, dos lucros à previsibilidade dos preços e retornos acionários. Várias razões podem pesar nessa fraca significância dos lucros, tais como a fragilidade metodológica da pesquisa, o paradigma sobre lucros e a irracionalidade do investidor.

O estudo de Lev (1989) focou uma terceira explicação para a fraca correlação entre os retornos e os lucros – o baixo conteúdo informacional dos lucros correntes divulgados e de outras variáveis financeiras, devido, provavelmente, a vieses induzidos por princípios contábeis de mensuração e avaliação e, em alguns casos, à manipulação dos dados evidenciados pela administração. Segundo Lev (1989), a pesquisa de mercado de capitais deveria, assim, alterar seu foco para a avaliação do papel das regras de mensuração contábil na avaliação de ativos. Tal estudo envolveria tanto os aspectos normativos quanto os positivos, integrando a teoria positiva da contabilidade, assim como trabalhos voltados para o estabelecimento de normas.

Um tópico que tem atraído interesse entre os pesquisadores em ciências contábeis é a relação entre as propriedades das séries temporais de lucros e o coeficiente de resposta do lucro – CRL. Collins e Kothari (1989) destacam que, de modo geral, as inferências sobre o conteúdo informacional do lucro são baseadas na significância do coeficiente de inclinação e no poder de explicação da equação (1), a seguir:

$$CAR_{it} = \alpha + \beta LI_{it} + u_{it} \quad (1)$$

onde: CAR_{it} é alguma medida de retorno ajustado ao risco do título i acumulado sobre o período t , LI é a medida para os lucros inesperados e u_{it} é o termo de perturbação randômica

com distribuição normal. O coeficiente β de inclinação é denominado coeficiente de resposta do lucro.

Os trabalhos que utilizam o coeficiente de resposta do lucro, conforme Pimentel (2009), testam as reações de vários dos componentes do lucro à relação explícita entre os preços e retornos acionários, conforme alvires de modelos de avaliação financeira. Cunha (2006) acrescenta que pesquisas nessa área têm se tornado comum para o controle dos efeitos de persistência, risco e crescimento. Billings (1999) ressalta que estudos sobre CRL são importantes por aumentarem a compreensão sobre a natureza da avaliação de empresas.

Collins e Kothari (1989), então, assumiram que quanto maior o risco sistêmico, menor o valor presente de determinado aumento nos dividendos futuros esperados ocasionados por lucros inesperados. De tal modo, os autores realizaram um estudo sobre a variação no coeficiente de resposta do lucro confirmando as seguintes hipóteses: a variação temporal no CRL é negativamente relacionada à taxa de juros livre de risco, a variação transversal no CRL é positivamente relacionada à persistência dos lucros e negativamente relacionada ao risco sistêmico da empresa.

Adicionalmente, Collins e Kothari (1989) demonstraram que a relação lucros-retornos se altera de acordo com o tamanho da empresa, tendo como repercussão que as diferenças ambientais das informações afetam o grau em que as mudanças nos preços antecipam as mudanças nos lucros. Para isso, o tamanho das empresas foi utilizado como *proxy* para as diferenças ambientais das informações.

O retorno das ações, em determinado período, reflete a revisão das expectativas do mercado quanto aos lucros futuros. Lucros contábeis do mesmo período, entretanto, têm habilidade limitada em refletir essas revisões nas expectativas, segundo Kothari e Sloan (1992).

Para resolver a inconsistência entre o comportamento das séries temporais de lucros anuais e a avaliação do mercado em relação às mudanças nos lucros, Kothari e Sloan (1992) utilizaram as informações sobre lucros futuros, presentes nos preços acionários. Ao explorar essas previsões de lucro embutidas nos preços acionários os autores encontraram coeficientes que são comparáveis aos subentendidos pelas propriedades das séries temporais dos lucros.

Com a motivação advinda de pesquisas que sugeriam as medidas do beta de capital próprio não capturarem todas as dimensões de risco do patrimônio, Dhaliwal e Reynolds (1994) realizaram um trabalho objetivando examinar o efeito do risco de dívida na relação lucros-retornos. Isso porque o risco da dívida poderia ajudar a explicar como os lucros

contábeis são ligados aos retornos acionários, uma vez que o risco de inadimplemento poderia capturar alguns elementos do risco do patrimônio não capturados pelo beta do capital próprio. Como resultado, foi observado que o CRL é negativamente relacionado ao risco de inadimplemento de acordo com as mensurações de *ratings* de ações.

Dhaliwal e Reynolds (1994) sugeriram que um dos motivos para a associação negativa entre CRL e as *proxies* para o risco de inadimplemento seria o fato de *ratings* de ações refletirem um risco *value-relevant* não adequadamente capturado pelo beta do capital próprio. Assim, Billings (1999) acrescentou os crescimentos esperados nos lucros ao modelo utilizado por Dhaliwal e Reynolds (1994). Como medidas para crescimento esperado no lucro foram utilizadas as previsões médias de analistas para crescimento dos lucros em longo prazo e o excesso de retorno sobre o patrimônio de uma taxa de retorno exigida. Concluiu-se que a relação entre CRL e *ratings* de ações não é significativa e que a associação entre CRL e coeficientes de endividamento é fraca, mas significativa.

As conclusões do estudo de Billings (1999) sugerem que parte do motivo para a associação negativa entre CRL e risco de inadimplemento, encontrado no estudo de Dhaliwal e Reynolds (1994), ocorre devido às *proxies* do modelo também refletirem os crescimentos esperados nos lucros. Billings (1999) acrescenta que não há associação incremental entre CRL e risco de inadimplemento quando o beta do capital próprio, os *ratings* de ações e os crescimentos esperados nos lucros estão no modelo.

Hayn (1995) estabeleceu a hipótese de que prejuízos são menos informativos que lucros quanto aos prospectos futuros da empresa. Os resultados da pesquisa confirmaram a hipótese e demonstraram que o aumento do CRL quando há um aumento no período de acumulação de lucros e retornos utilizados aparenta ser consequente ao efeito ocasionado pelos prejuízos, tidos como temporários pelo mercado. Em linha com essa pesquisa, Basu (1997) estudou o conservadorismo e a oportunidade assimétrica do reconhecimento dos lucros contábeis. Assim, observou que o CRL é maior em mudanças positivas nos lucros que em mudanças negativas.

Campbell (1991) analisou uma variação na decomposição de retornos acionários, que foram separados no tempo t em três componentes: retornos esperados no momento $t-1$, mais as mudanças nos fluxos de caixa esperados no momento t , menos as alterações nos retornos esperados no tempo t . Sadka e Sadka (2009) utilizaram como base essa metodologia e demonstraram que a correlação contemporânea do crescimento dos lucros e dos retornos

acionários decresce com a habilidade de se prever lucros futuros. Ademais, comprovaram que os preços antecipam melhor o crescimento dos lucros no nível agregado do que no individual.

Cho (2005) destaca que a maioria dos estudos apresenta um CRL positivo para mostrar que a informação sobre os lucros é utilizada pelo mercado. Segundo o autor, o coeficiente de resposta do lucro é considerado uma *proxy* para o impacto de \$1 de lucros decorrente de alterações dos preços acionários. A magnitude absoluta de alterações nos preços relacionadas à informação dos lucros é o produto do impacto marginal e da quantidade das informações sobre o lucro, observadas pelo mercado, durante o período. O CRL não pode então, conforme Cho (2005), ser considerado uma medida absoluta da utilidade do lucro.

Na América Latina, Galdi e Lopes (2008) estudaram a relação entre o lucro contábil e o preço das ações utilizando, para isso, empresas do mercado de capitais de cinco países: Argentina, Brasil, Chile, México e Peru. Os resultados indicam que há um relacionamento de longo prazo entre o lucro e o preço das ações, mas não foi observada uma relação de causalidade entre as variáveis estudadas. Tendo em vista que o preço das ações é uma variável não estacionária, provavelmente Galdi e Lopes (2008) chegariam a outras conclusões caso empregassem o retorno dos índices de preços de ações como variável.

No Brasil, Santos e Lustosa (2008) utilizaram como base a metodologia de Ball e Brown (1968) para verificar os efeitos dos componentes do lucro contábil no preço das ações. Os autores utilizaram a estimação com base em dados de painel em um espaço temporal que foi de junho de 2000 a junho de 2007. Os achados não permitiram a confirmação da hipótese estabelecida, de que o mercado reage de uma forma positiva a resultados com variações superiores nas receitas a variações nas despesas. Pimentel (2009) avaliou a significância do coeficiente de resposta do lucro no mercado acionário brasileiro utilizando, além das medidas de lucro contábil e retorno acionário, *proxies* para risco sistêmico, alavancagem, oportunidades de crescimento econômico (utilizou-se como *proxy* o preço acionário da empresa dividido pelo valor contábil de cada ação), tamanho e taxa de juros livre de risco. Os testes de regressão evidenciaram um baixo poder explicativo, indicando baixo relacionamento entre as variáveis.

2.5 A Relação Lucros-Retornos e o Método de Regressão Reversa

Beaver, Lambert e Ryan (1987) investigaram uma forma diversa de estimar o conteúdo informacional dos preços acionários em relação aos lucros contábeis e se depararam

com a regressão reversa. Os autores afirmam que, em relação a regressões diretas com dados agrupados, as regressões reversas proporcionam uma forma mais intuitiva e direta de avaliar o conteúdo informacional dos preços das ações. Basu (1997) aplicou a regressão reversa com base na justificativa de que as estatísticas do teste são especificadas de forma mais apropriada quando a variável que lidera a relação é apontada como independente e a que é liderada como dependente.

Um viés recorrente em estudos entre a relação lucros-retornos, segundo Cready, Hurtt e Seida (2001), é a mensuração do erro nos lucros inesperados. Para que isso não ocorra, um procedimento a ser utilizado é a regressão reversa. Dada uma regressão de y em x , uma regressão reversa é uma regressão de x em y . Tal tipo de regressão tem sido amplamente utilizada em estudos sobre a relação entre lucros líquidos e retornos acionários (BEAVER; LAMBERT; RYAN, 1987; KORMENDI; LIPE, 1987; BASU, 1997; COLLINS; KOTHARI, 1989; DHALIWAL; REYNOLDS, 1994; BILLINGS, 1999; CREADY; HURTT; SEIDA, 2001).

Quanto ao estudo de Collins e Kothari (1989), embora análises preliminares tenham sugerido que a associação entre lucros e retornos é intensificada ao se incluir retornos de um espaço temporal que se inicia antes do início do ano fiscal, os resultados não indicam exatamente o quanto antes no tempo se deve ir. Para esclarecer esse aspecto, os autores realizaram testes de regressão reversa com a mensuração dos retornos se iniciando em diferentes momentos e se estendendo sobre diversos enquadramentos (agrupamentos de 12 a 16 meses).

A seguinte equação (2) de regressão reversa foi utilizada por Collins e Kothari (1989) de forma a determinar a relação temporal entre lucro líquido e retorno acionário:

$$X_{it} = \alpha_i + \beta R_{\tau} + u_{it} \quad (2)$$

onde R_{τ} é o retorno mensal agrupado para 12, 13, 14, 15 e 16 meses, com diferentes datas de início, anteriores à data t . Assim, por exemplo, quando os retornos são acumulados em 16 meses, o primeiro período de 16 meses se inicia em janeiro do ano $t-1$ e se encerra em abril do ano t . O décimo sexto período de 16 meses, por sua vez, se inicia em abril do ano t e se estende até julho do ano $t+1$. Por meio da comparação do R^2 ajustado de diferentes regressões, variando o número de meses de agregação e de datas de início, os autores concluem qual é a melhor relação temporal entre lucro líquido e retorno acionário.

Por fim, há de se salientar que a presente pesquisa emprega a regressão reversa. Porém, diferentemente de Collins e Kothari (1989) e Kallunki e Martikainen (1997), os retornos não são utilizados em agrupamentos de vários meses. Quando a regressão reversa é aplicada, ao invés da análise ser centrada no coeficiente de resposta do lucro, geralmente é focada no coeficiente de resposta do retorno (PIMENTEL, 2009).

3 METODOLOGIA

Nesta Seção é apresentado o proceder metodológico da pesquisa. Inicialmente é retratada a amostra e o critério de seleção aplicado. Em seguida, na Seção 3.2, destaca-se o modelo econométrico: uma regressão reversa em que o lucro está linearmente relacionado aos retornos acionários futuros esperados. A Seção 3.3 enfatiza os meios utilizados para se estimar os parâmetros, enquanto a Seção 3.4 realça os demais testes estatísticos aplicados. Posteriormente, a Seção 3.5 discorre sobre a estimação do modelo realizada como *pooled regression* e na forma de dados em painel.

3.1 Amostra e Critério de Seleção dos Dados

Para compor a amostra da pesquisa, foram selecionadas as empresas brasileiras listadas na BM&FBovespa que operaram com títulos e valores mobiliários entre os anos 2000 e 2010, e que possuíam ao menos 100 dias úteis de negociações anuais. Com base nesses critérios foram encontradas 87 empresas. Entretanto, foram excluídas 10 entidades participantes do setor de finanças e seguros (conforme Quadro 4, Apêndice A) por terem características operacionais e contábeis distintas dos demais setores.

Posteriormente foram selecionadas as ações mais líquidas⁶ de 77 entidades. As empresas Bradespar S.A. e Mendes Júnior Trading e Engenharia S.A., no entanto, foram eliminadas por, apesar de apresentarem os pré-requisitos mencionados, terem começado a operar apenas no fim do ano 2000. Consequentemente, a amostra é composta por 75 empresas, disponíveis para consulta no Quadro 3, Apêndice A.

As seguintes informações utilizadas na pesquisa, com seu respectivo espaço temporal, têm como fonte a base de dados Econômica: lucro líquido anual (2001 a 2009); valor de mercado anual, na data fechamento (2000 a 2008); retorno mensal com base no preço divulgado na data de fechamento do último dia útil do mês (2001 a 2010); e dias úteis de negociações anuais (2001 a 2009). O valor de mercado apresenta espaço temporal distinto por ser a variável escalonar defasada para o lucro líquido.

Por fim, acrescenta-se que os dados foram selecionados com base em critérios necessários para que se cumpram os objetivos específicos da pesquisa, como exposto

⁶ As ações mais líquidas são diferenciadas pela base de dados Econômica.

anteriormente na Introdução e, mais notoriamente, nos objetivos específicos (Seção 1.2) e na delimitação do estudo (Seção 1.5). Como resultado, a amostra é composta por retornos de 132 meses, distribuídos entre 75 empresas, perfazendo um total de 9.900 observações.

3.2 Modelo Econométrico

Conforme a metodologia de regressão reversa utilizada por Collins e Kothari (1989), a agregação de retornos mensais implica na imposição de uma forte restrição: a de que os coeficientes β associados a cada um dos retornos mensais são todos iguais entre si. Um enfoque que parece ser mais interessante é o que foi adotado na equação (3) do presente trabalho, na qual não são impostas restrições aos coeficientes β , os quais são determinados empiricamente.

$$X_{it} = \alpha_i + \sum_{\tau=t-m}^{\tau=t+n} \beta R_{i\tau} + u_t \quad (3)$$

onde:

$$X_{it} = LL_{it}/VM_{it-1}.$$

LL_{it} = lucro líquido do exercício da i -ésima empresa na data t .

VM_{it-1} = valor de mercado da i -ésima empresa na data $t-1$.

$R_{i\tau}$ = retorno acionário mensal da i -ésima empresa na data τ , $\tau = t-m, \dots, t-1, t, t+1, \dots, t+n$.

m = número de *lags*.

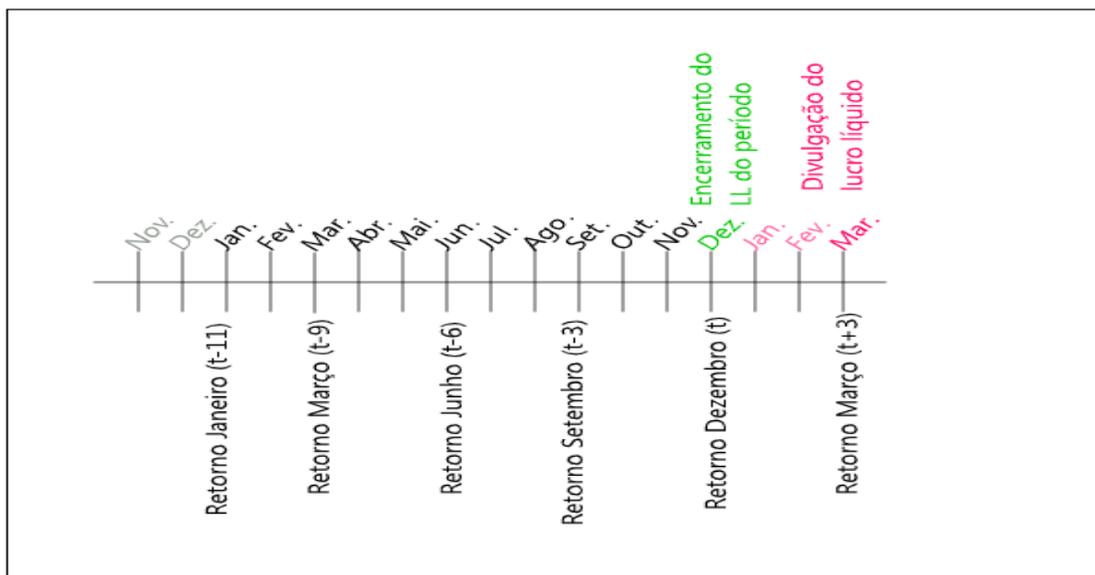
n = número de *leads*.

α_i = intercepto da equação (3).

β_i = coeficiente angular da equação (3).

u_t = termo aleatório, no qual $u_t \sim N(0, \sigma^2)$.

É oportuno esclarecer que, como R_t corresponde ao retorno acionário de dezembro, tendo em vista que a periodicidade é mensal, o retorno de novembro do mês corrente corresponde a variável R_{t-1} , enquanto o retorno acionário de janeiro do mês seguinte corresponde a R_{t+1} , conforme apresentado na Figura 1, a seguir:

Figura 1: Espaço temporal dos retornos acionários

Para verificar a existência de uma relação dinâmica entre o lucro líquido e o retorno acionário das empresas da amostra, especificou-se uma regressão reversa em que o lucro líquido X_{it} , escalonado pelo valor de mercado do final do exercício anterior, está linearmente relacionado aos retornos acionários passados e aos retornos acionários futuros esperados, conforme demonstrado na equação (3).

Nessa regressão faz-se necessário escalonar o lucro líquido para que a variável dependente seja relativizada, eliminando a disparidade de tamanho. Ademais, Christie (1989) determinou que em estudos sobre retornos acionários, a variável escalonar mais apropriada é o valor de mercado defasado. Essa metodologia é adotada porque a regressão utilizada requer que o valor de mercado seja o do início do período dos retornos empregados (que é equivalente ao valor de mercado do fim do período anterior), conforme ressaltado por Easton e Sommers (2003). Essa equação, então, captura a associação do lucro com as alterações no preço e permite que a reação do lucro em relação às alterações correntes e defasadas nos preços dependa dos sinais das mudanças nos preços acionários (RYAN, ZAROWIN, 2003). Outros estudos que utilizam o valor de mercado como variável escalonar são: Lev e Zarowin (1999), Kothari, Lewellen e Warner (2006), Jorgensen, Li e Sadka (2011).

A determinação dos valores de m e n é uma questão empírica, estabelecida em função dos resultados da regressão. Espera-se que, ao longo do exercício social, com base em análises fundamentalistas, demonstrações contábeis trimestrais e outras informações sobre a empresa, o mercado formule uma expectativa sobre o lucro líquido do exercício. Tal

expectativa vai sendo revisada e refinada ao longo do tempo, à medida que novas informações sobre a empresa são obtidas. Por outro lado, sabe-se que, embora o lucro líquido do exercício seja apurado em dezembro de cada ano, a sua divulgação oficial ocorre, em geral, por volta do mês de março do exercício seguinte. Assim, é de se esperar que a expectativa do mercado em relação ao lucro líquido continue evoluindo ao longo do primeiro trimestre do exercício seguinte.

Sabe-se que o preço da ação no mercado é influenciado positivamente pelo lucro líquido esperado da empresa. Ademais, a empresa considera o preço da ação ao calcular o lucro líquido. Assim, é esperado que exista simultaneidade entre o lucro líquido e o retorno acionário. Se isso for verdadeiro, a estimação do modelo deve levar em conta esta simultaneidade, de modo a proporcionar resultados robustos, uma vez que a utilização de métodos inadequados de estimação produzirá coeficientes com viés e inconsistentes.

3.3 Estimação

Após a escolha de um modelo é necessário desenvolver meios para estimar os parâmetros. Segundo Greene (2008) de posse de uma classe de estimadores um pesquisador pode escolher a forma mais eficiente de utilizar os dados.

Heij et al (2004) relata que quando se estima parâmetros, uma das formas de se minimizar a distância entre os dados e os parâmetros do modelo é adotando, por exemplo, o método dos mínimos quadrados ordinários. Apesar de ser um método útil, conforme Heij et al (2004), não é sempre o melhor. De tal modo, nesta Seção são apresentados os métodos mínimos quadrados ordinários e mínimos quadrados em dois estágios.

A estimação por mínimos quadrados é popular devido a sua facilidade de aplicação, dentre outros fatores. Greene (2008) destaca que essa é uma metodologia de estimação natural, que ocasiona um uso claro da estrutura do modelo. Mesmo quando o modelo não é uma regressão linear, o autor ressalta que a linha de regressão ajustada pelos mínimos quadrados corresponderá a um preditor linear ótimo para a variabilidade dependente.

Brooks (2008) enfatiza que há propriedades importantes, conhecidas como *Best Linear Unbiased Estimators* – BLUE (ou melhores estimadores lineares não tendenciosos) que devem ser consideradas quando a estimação for realizada por meio dos mínimos quadrados ordinários – MQO.

Quando o estimador por mínimos quadrados ordinários causa estimativas inconsistentes em consequência da simultaneidade entre X_t e R_t , pode ser utilizado o método de mínimos quadrados em dois estágios – MQ2E. Vogelvang (2005) explica que, se forem incluídas no modelo variáveis explicativas endógenas distribuídas de forma dependente, o estimador MQO já não será consistente para os parâmetros.

Nesse trabalho, para a estimação que não supõe simultaneidade entre X_t e R_t foi utilizado o método de mínimos quadrados ordinários. O método dos mínimos quadrados em dois estágios foi utilizado, por sua vez, para a estimação considerando simultaneidade entre X_t e R_t .

3.4 Testes Estatísticos

Para que o modelo de regressão seja aplicado de forma válida, Brooks (2008) ressalta as seguintes premissas:

- O termo de erro ε_i é distribuído normalmente: $u \sim N(0, \sigma^2)$.
- Os erros têm média zero: $E(u_i) = 0$.
- Os termos de erro têm variância σ^2 constante, $\text{var}(u_i) = \sigma^2 < \infty$.
- Os termos de erro são linearmente independentes uns dos outros: $\text{cov}(u_i, u_j) = 0$.
- Não há relacionamento entre o termo de erro e a variável x correspondente: $\text{cov}(u_i, x_i) = 0$. Uma alternativa a essa premissa considera que a variável X_t é não estocástica.

Assim sendo, para validar o modelo de regressão linear adotado, foram realizados com o apoio do *software* estatístico EViews, versão 6.0, os seguintes testes: Jarque-Bera para testar a normalidade dos resíduos; White para testar a heteroscedasticidade; Durbin-Watson para testar a autocorrelação dos erros. Ademais, foram aplicados os testes de significância t e F .

3.4.1 Normalidade dos Resíduos: Jarque-Bera

Um dos pressupostos do modelo de regressão é de que os erros aleatórios são distribuídos normalmente. O teste de normalidade dos resíduos de Jarque-Bera, conforme Gujarati (2000), baseia-se nos resíduos de mínimos quadrados ordinários e, para seu cálculo, utiliza a assimetria e a curtose. A distribuição normal tem assimetria igual a zero e curtose igual a três.

Brooks (2008) destaca que se os resíduos forem normalmente distribuídos, o histograma apresentará a forma de sino e a estatística de Jarque-Bera não será significativa. De tal modo, o *p-value* deverá ser maior que 0,05, a um nível de 5% de significância, para que não seja rejeitada a hipótese nula de normalidade dos resíduos.

3.4.2 Heteroscedasticidade de White

Uma das premissas estabelecidas é a de que a variância do erro do modelo de regressão apresente homoscedasticidade, assim a distribuição do erro será normal $u \sim N(0,1)$ com média zero e desvio-padrão igual a um. O contrário da homoscedasticidade, a heteroscedasticidade, comum em dados transversais, faz com que as variâncias do erro se modifiquem de acordo com os valores diferentes da variável explicativa (HILL; GRIFFITHS; JUDGE, 2006).

A presença de heteroscedasticidade leva os estimadores a terem uma variância elevada. Isso aumenta as chances de se cometer o erro tipo I (a hipótese nula é verdadeira, porém é rejeitada). Tendo em vista a heterogeneidade seccional da amostra, foi adotado o estimador de White, que, segundo Gujarati (2000), além de fácil aplicabilidade, não depende da hipótese de normalidade.

Brooks (2008) destaca que, caso os erros sejam heteroscedásticos, porém isso seja ignorado e se prossiga com a pesquisa, os estimadores MQO ainda serão sem viés, no entanto sem as propriedades BLUE – não mais haverá a mínima variância entre as classes de estimadores sem viés. De tal modo, se o método MQO for utilizado na presença de heteroscedasticidade, o erro-padrão poderá estar errado e possibilitar inferências enganosas.

Baltagi (2005) acrescenta que os erros-padrão com heteroscedasticidade corrigida por White são maiores que os estimados apenas pelos mínimos quadrados ordinários. Ao mesmo tempo, os valores de *t* estimados são menores.

3.4.3 Autocorrelação dos Erros: Durbin-Watson

Na presença de autocorrelação os estimadores de MQO continuam não viesados, mas sem variância mínima e, assim, deixam de ser eficientes. Isso impacta as análises, pois os testes F e *t* perdem validade (HILL; GRIFFITHS; JUDGE, 2006). Podem, também, acarretar o erro tipo I – afirmar que algo é verdadeiro sendo que, em realidade, é falso.

Para Brooks (2008), o teste mais simples para a autocorrelação dos resíduos é o Durbin-Watson, que testa a relação entre o erro e seu valor imediatamente anterior. Se a hipótese nula for rejeitada significa que há evidências de relação entre resíduos sucessivos. Para que esse teste seja aplicado é necessário que haja ao menos uma constante na regressão, a regressão seja não estocástica e não haja intervalos de variáveis dependentes.

3.4.4 Significância: Teste t e Teste F

Para determinar se os dados apresentam evidência de que a variável explanatória tem influência sobre a variável dependente, testa-se a significância da hipótese. O teste t verifica hipóteses individuais enquanto o teste F é aplicado em regressões com mais de um coeficiente (BROOKS, 2008).

Assim, ao aplicar o teste F, com base na probabilidade dos resultados apresentados pelo *software* EViews, é possível analisar se os coeficientes da pesquisa são conjuntamente significantes. Um resultado com a probabilidade menor que 0,05 permitirá concluir que sim, há significância das variáveis como um todo. Caso a probabilidade da estatística F seja maior que 5%, os coeficientes utilizados na pesquisa não serão considerados conjuntamente significantes.

A estatística t , por sua vez, permitirá concluir se os coeficientes são significantes individualmente. Na presente pesquisa, considerando-se o nível de 5% bicaudal, no qual valores abaixo de 1,96 são insignificantes.

3.4.5 Testes de Raiz Unitária

Greene (2008) enfatiza que algumas variáveis econômicas que apresentam tendências fortes são não estacionárias, o que pode originar regressões espúrias, nas quais se encontram vínculos entre as variáveis analisadas, porém sem explicação lógica. Para que isso não ocorra, será adicionalmente realizado o teste de raiz unitária para os dados em painel.

Quando se utilizam dados em painel, podem ser exploradas informações de dimensões transversais para inferir estacionariedade ou não estacionariedade, utilizando-se aproximações das distribuições t ao invocar teoremas de limites centrais entre dimensões transversais (HSIAO, 2003).

Hsiao (2003) destaca que Quah (1994, apud HSIAO, 2003) se tornou uma referência em testes de estacionariedade em painel e a partir da publicação de sua tese surgiram vários testes de raiz unitária para dimensões grandes de dados. No presente estudo os testes aplicados são: Augmented Dickey-Fuller – ADF; Im, Pesaran e Shin – IPS (2003); Phillips-Perron – PP (1988); Levin Lin e Chu – LLC (2002), detalhados a seguir.

ADF: Os testes pioneiros para raiz unitária, como descritos por Baltagi (2005), foram desenvolvidos por Dickey e Fuller – DF nos anos 1970. A hipótese nula do teste DF é de que a série contém uma raiz unitária. A hipótese alternativa é de que a série é estacionária. O teste DF foi ampliado e, de tal modo, surgiu o Augmented Dickey-Fuller – ADF que utiliza a mesma hipótese nula e alternativa. Gujarati (2000) acrescenta que o ADF é utilizado quando se pressupõe que os resíduos não são correlacionados e o termo de erro do modelo é serialmente independente.

IPS: O teste de raiz unitária elaborado por Im, Pesaran e Shin (2003) utiliza uma média das estatísticas t do modelo Dickey-Fuller sobre cada unidade do painel. A hipótese nula é a de que cada série no painel contém raiz unitária. A hipótese alternativa permite que algumas das séries individuais (mas não todas) tenham raiz unitária.

PP: Segundo Greene (2008) o teste de Dickey-Fuller foi objeto de várias alterações visando a robustez e diversidade de sua aplicação. Phillips e Perron (1988) publicaram um trabalho no qual apresentaram novos modelos semiparamétricos, com base no de Dickey-Fuller, para a detecção de raiz unitária em modelos gerais de séries temporais.

LLC: Levin, Lin e Chu (2002) apresentaram um teste de raiz unitária para dados em painel que permitisse a utilização de interceptos individuais e específicos, além de tendências temporais. A hipótese nula pressupõe que cada série temporal individual contém uma raiz unitária. A hipótese alternativa considera que cada série temporal é estacionária.

Baltagi (2005) destaca que o teste de Levin, Lin e Chu (2002) tem como limitação requerer uma suposição de independência entre *cross-sections* e não é aplicável se houver correlação transversal. Além disso, a presunção de que todas as *cross-sections* tenham ou não raiz unitária é restritiva (BALTAGI, 2005).

3.5 Panel and Pooled Data

A estimação do modelo é realizada na forma de *pooled regression* e na forma de dados em painel, detalhadas a seguir.

3.5.1 Pooled Regression

Nessa configuração, os dados estão combinados de modo que uma única regressão é realizada para todas as empresas, em todos os períodos. É equivalente à regressão com dados em painel sem efeitos.

- a) Estimação supondo não simultaneidade entre X_t e R_t :

Nesse caso, a estimação pode ser feita pelo método dos mínimos quadrados ordinários (MQO), pois os estimadores são BLUE.

- b) Estimação considerando simultaneidade entre X_t e R_t :

Nesse caso, a estimação deve ser feita por mínimos quadrados em dois estágios, método generalizado dos momentos, mínimos quadrados em três estágios ou máxima verossimilhança com informação completa. Os três primeiros (MQ2E, GMM e 3SLS) exigem a definição de variáveis instrumentais em número suficiente para atender aos critérios de *ranking* e de ordem para identificação.

É de se esperar que os resíduos não sejam homoscedásticos, tendo em vista a heterogeneidade seccional da amostra (empresas grandes, médias e pequenas). Assim, é necessário utilizar o estimador de White (Seção 3.4.2), robusto na ocorrência de heteroscedasticidade.

3.5.2 Dados em Painel (*Panel Data*)

Gujarati (2000) destaca que além dos tipos de informações mais comuns para a análise empírica (ex. dados de série temporal), há um tipo especial de dados combinados: os dados em painel, que pesquisa a mesma unidade longitudinal em um espaço temporal. Baltagi (2005) detalha que a regressão de dados em painel difere de uma regressão regular por apresentar subscrito duplo em suas variáveis, de tal modo:

$$Y_{it} = \alpha + X'_{it}\beta + u_{it} \quad (4.1)$$

Onde, i denota as diferentes empresas (dimensão transversal) e t o tempo (dimensão temporal); α é o intercepto; β é o vetor e X_{it} é a matriz das variáveis explicativas. Baltagi (2005) complementa que a maioria das aplicações de dados em painel utiliza um modelo de componente de erro de uma via para as perturbações:

$$u_{it} = \mu_i + v_{it} \quad (4.2)$$

onde, μ_i denota um efeito individual específico, não observável, e v_{it} designa as perturbações remanescentes.

Para utilizar a estimação por dados em painel, inicialmente é necessário analisar se a regressão deve ser estimada com efeitos fixos ou com efeitos aleatórios. Para tanto, é mandatório realizar o teste de Hausman, cuja H_0 estabelece que o modelo com efeitos aleatórios é o mais apropriado. Se a hipótese nula for rejeitada, o modelo adequado será o com efeitos fixos; caso contrário, será o com efeitos aleatórios.

Tendo em vista que o painel em questão tem uma dimensão temporal curta, englobando apenas nove períodos (2001 a 2009), foi considerada a possibilidade de efeitos fixos ou aleatórios apenas na dimensão seccional, presumindo-se a ausência de efeitos temporais.

Quanto à estimação com os dados em painel, consideram-se as seguintes possibilidades:

- a) Estimação supondo não simultaneidade entre X_t e R_t :

Nesse caso, a estimação pode ser feita por MQO, pois os estimadores são BLUE.

- b) Estimação considerando simultaneidade entre X_t e R_t :

Aqui, tal como na Seção 3.5.1, a estimação deve ser feita por MQ2E, GMM, 3SLS ou FIML, sendo que, como afirmado anteriormente, os três primeiros (MQ2E, GMM, 3SLS) exigem a definição de variáveis instrumentais em números suficientes para atender aos critérios de *ranking* e de ordem para identificação.

No presente trabalho utilizou-se o método de mínimos quadrados em dois estágios. Para tanto, foram definidas como variáveis instrumentais os coeficientes dos retornos anteriores (R_{t-23} a R_{t-1}) e posteriores a dezembro (R_{t+1} a R_{t+7}).

Novamente, espera-se que os resíduos não sejam homoscedásticos, tendo em vista a heterogeneidade da amostra. Assim, é necessário utilizar o estimador de White, robusto na ocorrência de heteroscedasticidade.

3.6 Limitações

Este estudo possui diversas limitações devido ao objetivo proposto e à metodologia adotada. Inicialmente aponta-se a alteração nas normas contábeis advindas promulgação da lei 11.638 (2007) e da lei 11.941 (2009), responsáveis pela modificação de aspectos da lei 6.404 (1964), que dispõe sobre as sociedades por ações. Essas mudanças, decorrentes da convergência internacional dos padrões de contabilidade, impactaram a mensuração de itens patrimoniais e afetaram o resultado das empresas. De tal modo, comparar informações de períodos anteriores e posteriores à obrigatoriedade das novas regras se apresenta como uma limitação. Ademais, tal como destacado anteriormente, o Brasil passou por um período de recessão econômica entre dezembro de 2008 e julho de 2009. Tal impacto econômico é uma limitação adicional a esta pesquisa.

As conclusões desta dissertação são limitadas a amostra utilizada. O proceder metodológico não permite que sejam feitas extrapolações. Entretanto, ressalta-se que, tendo em vista a robustez das análises, acredita-se que há uma possibilidade de que esses achados possam refletir a realidade do Brasil, ao menos quanto ao espaço temporal utilizado.

4 RESULTADOS E ANÁLISES

Inicialmente, para testar a normalidade dos resíduos, foi aplicada a estatística Jarque-Bera nas variáveis da amostra, conforme o Gráfico 1 e a Tabela 1, a seguir:

Gráfico 1: Histograma dos resíduos da amostra

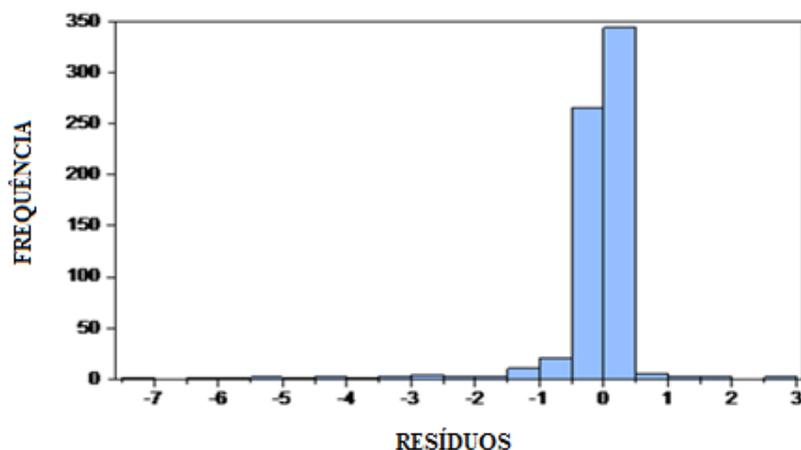


Tabela 1: Estatística descritiva e Jarque-Bera

Observações	675
Média	-0.1250
Mediana	0.0068
Máximo	2.7625
Mínimo	-7.3271
Desvio-padrão	0.7605
Assimetria	-5.0134
Curtose	37.5375
Jarque-Bera	36,376.37
Probabilidade	0.0000

As informações dispostas na Tabela 1 permitem rejeitar a hipótese nula de que os resíduos são normalmente distribuídos (p -value 0,0000). Todavia Brooks (2002, p. 264) afirma que “para tamanhos amostrais suficientemente grandes, a violação da premissa de normalidade é virtualmente inconsequente”⁷. O estimador de White, robusto na presença de heteroscedasticidade, não depende da hipótese de normalidade dos resíduos. De tal modo,

⁷ “For sample sizes that are sufficiently large, violation of the normality assumption is virtually inconsequential”.

mesmo com a não normalidade dos resíduos desta pesquisa, a regressão adotada ainda será aplicada de forma válida.

Para garantir que as regressões realizadas não sejam espúrias, foram realizados testes de raiz unitária dos dados em painel para a variável X_t . Os testes aplicados foram: LLC, IPS, ADF-Fisher, PP-Fisher conforme detalhados na metodologia da pesquisa.

A Tabela 2, a seguir, apresenta os resultados dos testes de raiz unitária do *software* EViews. As opções do programa permitem a escolha de variáveis exógenas, nesse caso, a inclusão de efeitos individuais.

Tabela 2: Testes de raiz unitária

Método	Estatística	Prob. *	Cross-Sections	Obs.
Levin, Lin e Chu t	-259,6740	0,0000	75	581
Im, Pesaran e Shin W-stat	-970,1610	0,0000	75	581
Qui-quadrado ADF-Fisher	380,5500	0,0000	75	581
Qui-quadrado PP-Fisher	308,6830	0,0000	75	600

*As probabilidades para os testes de Fisher são computadas utilizando distribuição qui-quadrado assintótica. Todos os outros testes presumem normalidade assintótica.

Os resultados apresentados na Tabela 2 demonstram que todos os testes de raiz unitária, incluindo efeitos individuais, rejeitam a hipótese nula de uma raiz unitária em comum (*p-value* 0,0000). Não foram realizados testes de raiz unitária para os retornos acionários, posto que a literatura de finanças já estabelece que são variáveis estacionárias na covariância.

4.1 Estimação Como *Pooled Regression*

De acordo com a metodologia apresentada, os dados estão combinados de modo que uma única regressão é realizada para todas as empresas, em todos os períodos. O resultado da estimação por MQO na forma de *pooled regression*, supondo não simultaneidade entre X_t e R_t , com erros padrões e covariância robusta à heteroscedasticidade (White), está demonstrado na Tabela 3:

Tabela 3: Estimação como *pooled regression* por MQO

Modelo econométrico:

$$X_{it} = \alpha_i + \sum_{\tau=t-m}^{\tau=t+n} \beta R_{i\tau} + u_t$$

Amostra: 2001 2009

Observações incluídas: 9

Cross-sections incluídas: 75

Informações *pooled* (balanceadas) totais: 675Erro-padrão e covariância *cross-section* de White

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística t	Prob.
C	0,0534	0,0124	4,3022	0,0000
R _{t-11}	0,1670	0,0399	4,1847	0,0000
R _{t-10}	0,4090	0,1050	3,8970	0,0001
R _{t-9}	0,1892	0,0692	2,7329	0,0064
R _{t-8}	0,1567	0,0286	5,4834	0,0000
R _{t-7}	0,2383	0,0774	3,0798	0,0022
R _{t-6}	0,3063	0,0486	6,3028	0,0000
R _{t-5}	0,3952	0,0741	5,3337	0,0000
R _{t-4}	0,1826	0,0634	2,8810	0,0041
R _{t-3}	-0,1115	0,0485	-2,2993	0,0218
R _{t-2}	0,1310	0,0955	1,3712	0,1708
R _{t-1}	0,1616	0,0695	2,3258	0,0203
R _t	0,2064	0,0605	3,4151	0,0007
R _{t+1}	0,0891	0,0372	2,3940	0,0169
R _{t+2}	0,2746	0,0645	4,2597	0,0000
R _{t+3}	0,2535	0,0694	3,6530	0,0003
R ²	0,2933			
R ² ajustado	0,2772			
Estatística F	18,2357			
Durbin-Watson	1,5369			

Obs.: $X_{it} = LL_{it}/VM_{it-1}$. LL_{it} = lucro líquido do exercício da *i*-ésima empresa na data *t*. VM_{it-1} = valor de mercado da *i*-ésima empresa na data *t-1*. $R_{i\tau}$ = retorno acionário mensal da *i*-ésima empresa na data τ . $\tau = t-m, \dots, t-1, t, t+1, \dots, t+n$. *m* = número de *lags*. *n* = número de *leads*. α_i = intercepto da equação (3). β_i = coeficiente angular da equação (3). u_t = termo aleatório, no qual $u_t \sim N(0, \sigma^2)$.

A variável R_t se refere ao coeficiente de retorno de dezembro e os dados têm periodicidade mensal. Assim, R_{t-11} , por exemplo, se refere a janeiro do mesmo ano que *t* (o mesmo que o coeficiente de retorno de dezembro menos onze meses), enquanto R_{t+3} corresponde a março do ano seguinte (o mesmo que o coeficiente de retorno de dezembro mais três meses).

A Tabela 3 possibilita observar que, com exceção do coeficiente de retorno de outubro do mesmo ano, isto é, R_{t-2} (*p-value* 0,1708), todos os coeficientes são significantes a 1% ou

5%. O somatório dos coeficientes no período foi de 3,05. A estatística F da regressão, que apresentou o valor de 18,23 (*p-value* 0,0000), demonstra que todos os coeficientes conjuntamente são significativos.

Há de se acrescentar que os coeficientes dos retornos anteriores a janeiro do mesmo ano, bem como os posteriores a março do ano seguinte, não são significantes, portanto não foram aqui dispostos. Todavia, estão disponíveis para consulta no Apêndice C (Tabela 9).

A Tabela 4, a seguir, apresenta o resultado da estimação na forma de *pooled regression* por mínimos quadrados em dois estágios (MQ2E), levando em consideração a potencial simultaneidade entre X_{it} e R_{it} , além de erros padrões e covariância robusta à heteroscedasticidade (White):

Tabela 4: Estimação como *pooled regression* por MQ2E

Modelo econométrico:

$$X_{it} = \alpha_i + \sum_{\tau=t-m}^{\tau=t+n} \beta R_{i\tau} + u_t$$

Amostra: 2001 2009

Observações incluídas: 9

Cross-sections incluídas: 75

Informações *pooled* (balanceadas) totais: 675

Lista de instrumentos: $R_{t-23}, R_{t-22}, R_{t-21}, R_{t-20}, R_{t-19}, R_{t-18}, R_{t-17}, R_{t-16}, R_{t-15}, R_{t-14}, R_{t-13}, R_{t-12}, R_{t-11}, R_{t-10}, R_{t-9}, R_{t-8}, R_{t-7}, R_{t-6}, R_{t-5}, R_{t-4}, R_{t-3}, R_{t-2}, R_{t-1}, R_{t+1}, R_{t+2}, R_{t+3}, R_{t+4}, R_{t+5}, R_{t+6}, R_{t+7}$.

Erro-padrão e covariância *cross-section* de White

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística t	Prob.
C	0,0512	0,0135	3,7879	0,0002
R_{t-11}	0,1795	0,0443	4,0465	0,0001
R_{t-10}	0,3835	0,1062	3,6130	0,0003
R_{t-9}	0,1757	0,0708	2,4834	0,0133
R_{t-8}	0,1542	0,0305	5,0511	0,0000
R_{t-7}	0,2298	0,0686	3,3503	0,0009
R_{t-6}	0,2984	0,0484	6,1609	0,0000
R_{t-5}	0,3727	0,0829	4,4967	0,0000
R_{t-4}	0,1440	0,0505	2,8498	0,0045
R_{t-3}	-0,0949	0,0549	-1,7295	0,0842
R_{t-2}	0,1092	0,0922	1,1838	0,2369
R_{t-1}	0,1600	0,0849	1,8839	0,0600
R_t	0,3546	0,1379	2,5711	0,0104
R_{t+1}	0,0954	0,0434	2,2011	0,0281
R_{t+2}	0,2678	0,0617	4,3373	0,0000
R_{t+3}	0,2010	0,0791	2,5400	0,0113
R^2	0,2709			
R^2 ajustado	0,2543			

Estatística F 16,9375

Durbin-Watson 1,5408

Obs.: $X_{it} = LL_{it}/VM_{it-1}$. LL_{it} = lucro líquido do exercício da i -ésima empresa na data t . VM_{it-1} = valor de mercado da i -ésima empresa na data $t-1$. R_{it} = retorno acionário mensal da i -ésima empresa na data t . $\tau = t-m, \dots, t-1, t, t+1, \dots, t+n$. m = número de *lags*. n = número de *leads*. α_i = intercepto da equação (3). β_i = coeficiente angular da equação (3). u_i = termo aleatório, no qual $u_i \sim N(0, \sigma^2)$.

Os resultados da Tabela 4 são similares aos apresentados anteriormente na Tabela 3. Observa-se que a maioria dos coeficientes é significativa a 1% ou 5%, todavia o retorno acionário de outubro do mesmo ano (R_{t-2}) apresenta uma probabilidade superior, de 23,69%.

Nota-se, ainda, que a soma total dos coeficientes obtidos é 3,03, muito próxima daquela obtida para a regressão 1, demonstrada na Tabela 3. Os coeficientes dos retornos anteriores a janeiro do mesmo ano (R_{t-11}), bem como os posteriores a março do ano seguinte (R_{t+3}), não são significantes em sua maioria e estão disponíveis no Apêndice C (Tabela 10).

Com base nos resultados da estimação como *pooled regression* por MQ2E, a H_1 , que afirma que a relação entre o lucro líquido e o retorno acionário das empresas brasileiras de capital aberto é dinâmica, não pode ser rejeitada. Todavia, para que as hipóteses sejam analisadas de forma robusta será aplicada ainda a estimação como dados em painel.

4.2 Estimação Como Dados em Painel

Para a estimação com dados em painel, inicialmente se faz necessário aplicar o teste de Hausman, apresentado na Tabela 5, para que se estabeleça a utilização de efeitos fixos ou aleatórios.

Tabela 5: Teste de Hausman

Sumário do Teste	Estatística Qui-Quadrado	Qui-Quadrado	Probabilidade
Efeitos aleatórios em <i>cross-section</i>	30,5358	15	0,0101

O resultado do teste de Hausman rejeita a hipótese nula (p -value 0,0000) e, conseqüentemente, os dados em painel serão estimados com a utilização de efeitos fixos. Ressalta-se que é presumida a ausência de efeitos temporais na amostra utilizada, devido à dimensão temporal curta do painel.

A Tabela 6 apresenta os resultados da regressão com dados em painel com efeitos fixos estimada por MQO, supondo não simultaneidade entre X_t e R_t , com erros padrões e covariância robusta à heteroscedasticidade (White).

Tabela 6: Estimação como dados em painel por MQO

Modelo econométrico:

$$X_{it} = \alpha_i + \sum_{\tau=t-m}^{\tau=t+n} \beta R_{i\tau} + u_t$$

Amostra: 2001-2009

Observações incluídas: 9

Cross-sections incluídas: 75

Informações *pooled* (balanceadas) totais: 675

Erro-padrão e covariância *cross-section* de White

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística t	Prob.
C	-0,0598	0,0075	-7,9882	0,0000
R _{t-11}	0,1573	0,0282	5,5767	0,0000
R _{t-10}	0,3340	0,0885	3,7722	0,0002
R _{t-9}	0,1531	0,0656	2,3337	0,0199
R _{t-8}	0,0557	0,0226	2,4697	0,0138
R _{t-7}	0,1575	0,0483	3,2594	0,0012
R _{t-6}	0,1934	0,0333	5,8119	0,0000
R _{t-5}	0,3442	0,0445	7,7274	0,0000
R _{t-4}	0,1124	0,0524	2,1447	0,0324
R _{t-3}	-0,0915	0,0394	-2,3220	0,0206
R _{t-2}	0,1191	0,0818	1,4557	0,1460
R _{t-1}	0,1773	0,0495	3,5787	0,0004
R _t	0,1589	0,0753	2,1117	0,0351
R _{t+1}	0,0926	0,0371	2,4935	0,0129
R _{t+2}	0,2456	0,0693	3,5448	0,0004
R _{t+3}	0,1206	0,0479	2,5197	0,0120
R ²	0,5567			
R ² ajustado	0,4892			
Estatística F	8,2529			
Durbin-Watson	1,8559			

Obs.: $X_{it} = LL_{it}/VM_{it-1}$. LL_{it} = lucro líquido do exercício da i -ésima empresa na data t . VM_{it-1} = valor de mercado da i -ésima empresa na data $t-1$. R_{it} = retorno acionário mensal da i -ésima empresa na data t . $\tau = t-m, \dots, t-1, t, t+1, \dots, t+n$. m = número de *lags*. n = número de *leads*. α_i = intercepto da equação (3). β_i = coeficiente angular da equação (3). u_t = termo aleatório, no qual $u_t \sim N(0, \sigma^2)$.

Para essa avaliação, inicialmente foram utilizados os coeficientes de retornos de R_{t-23} a R_{t+7} que não se mostraram significantes. Portanto, nessa Seção é apresentada somente a estimação dos coeficientes de retornos entre R_{t-11} e R_{t+3}. Os resultados utilizando os 31

coeficientes de retornos, todavia, estão apresentados no Apêndice C (Tabela 11). Os resultados dos efeitos fixos seccionais estão igualmente dispostos no Apêndice B (Tabela 8).

Observa-se que, com exceção do coeficiente do retorno acionário de outubro do ano corrente (R_{t-2}), todos os demais coeficientes são significantes ao nível de 5%. Ademais, a estatística Durbin-Watson confirma que não há autocorrelação entre os resíduos. A estatística t , ao nível de 5% de significância bicaudal, não considera os coeficientes de setembro (R_{t-3}) e outubro (R_{t-2}) significantes individualmente. A estatística F, com p -value de 0,0000, demonstra que os coeficientes são significativos em conjunto.

Os resultados da regressão por MQ2E, com dados em painel com efeitos fixos seccionais e com erros padrões e covariância robusta à heteroscedasticidade (White), levando em consideração a potencial simultaneidade entre X_{it} e R_{it} , são demonstrados na Tabela 7, a seguir:

Tabela 7: Estimação como dados em painel por MQ2E

Modelo econométrico:

$$X_{it} = \alpha_i + \sum_{\tau=t-m}^{\tau=t+n} \beta R_{i\tau} + u_t$$

Amostra: 2001 2009

Observações incluídas: 9

Cross-sections incluídas: 75

Informações *pooled* (balanceadas) totais: 675

Lista de instrumentos: $R_{t-23}, R_{t-22}, R_{t-21}, R_{t-20}, R_{t-19}, R_{t-18}, R_{t-17}, R_{t-16}, R_{t-15}, R_{t-14}, R_{t-13}, R_{t-12}, R_{t-11}, R_{t-10}, R_{t-9}, R_{t-8}, R_{t-7}, R_{t-6}, R_{t-5}, R_{t-4}, R_{t-3}, R_{t-2}, R_{t-1}, R_{t+1}, R_{t+2}, R_{t+3}, R_{t+4}, R_{t+5}, R_{t+6}, R_{t+7}$.

Erro-padrão e covariância *cross-section* de White

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística t	Prob.
C	-0,0645	0,0122	-5,2662	0,0000
R_{t-11}	0,1399	0,0309	4,5275	0,0000
R_{t-10}	0,3047	0,0796	3,8290	0,0001
R_{t-9}	0,1423	0,0673	2,1148	0,0349
R_{t-8}	0,0546	0,0227	2,4014	0,0166
R_{t-7}	0,1601	0,0499	3,2083	0,0014
R_{t-6}	0,1825	0,0324	5,6348	0,0000
R_{t-5}	0,3529	0,0670	5,2638	0,0000
R_{t-4}	0,0844	0,0538	1,5688	0,1172
R_{t-3}	-0,0758	0,0458	-1,6551	0,0985
R_{t-2}	0,1128	0,0952	1,1845	0,2367
R_{t-1}	0,1879	0,0627	2,9981	0,0028
R_t	0,2745	0,1710	1,6050	0,1090
R_{t+1}	0,0879	0,0404	2,1757	0,0300
R_{t+2}	0,2341	0,0618	3,7869	0,0002

R_{t+3}	0,1176	0,0451	2,6072	0,0094
R^2	0,5489			
R^2 ajustado	0,4802			
Estatística F	8,0869			
Durbin-Watson	1,8914			

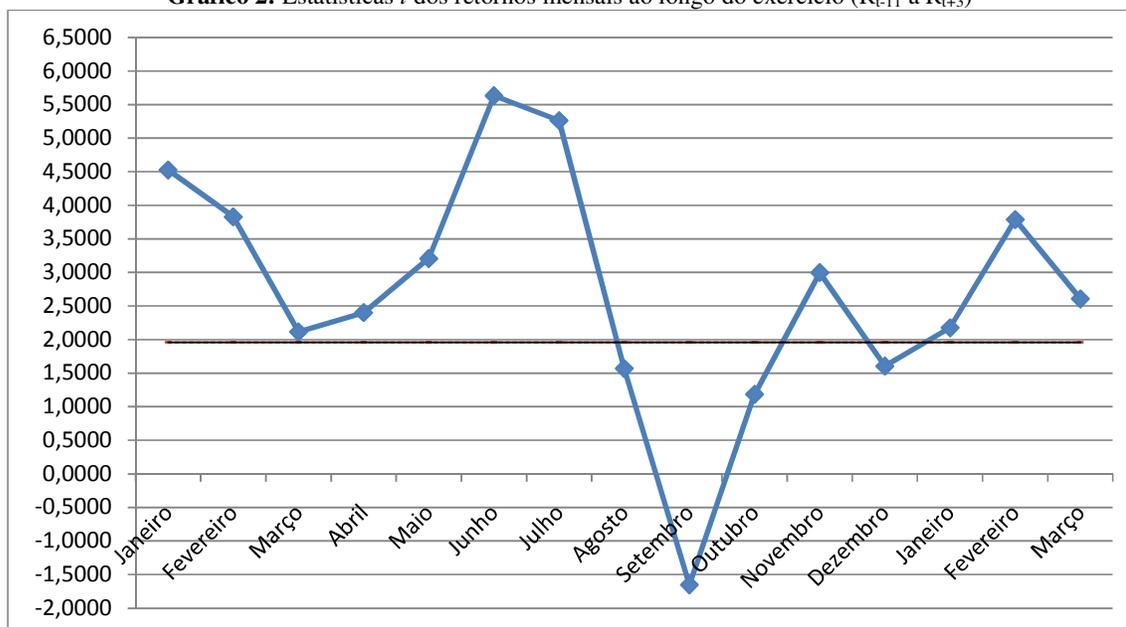
Obs.: $X_{it} = LL_{it}/VM_{it-1}$. LL_{it} = lucro líquido do exercício da i -ésima empresa na data t . VM_{it-1} = valor de mercado da i -ésima empresa na data $t-1$. R_{it} = retorno acionário mensal da i -ésima empresa na data t . $t = t-m, \dots, t-1, t, t+1, \dots, t+n$. m = número de *lags*. n = número de *leads*. α_i = intercepto da equação (3). β_i = coeficiente angular da equação (3). u_t = termo aleatório, no qual $u_t \sim N(0, \sigma^2)$.

Os resultados demonstrados na Tabela 7 são, em princípio, os que apresentam maior robustez, pois consideram a simultaneidade entre lucro líquido e retorno (com a utilização de mínimos quadrados em dois estágios), a heterogeneidade da amostra (com a aplicação dos dados em painel com efeitos fixos) e a heteroscedasticidade dos resíduos (utilizando erros padrões de White).

Os coeficientes são significantes em conjunto, conforme o teste F (prob. 0,0000), e significantes individualmente (estatísticas t superiores a 1,96), com exceção dos coeficientes dos retornos de agosto, setembro, outubro e dezembro – que apresentaram, respectivamente, as seguintes estatísticas t : 1,5688; -1,6551; 1,1845; 1,6050. Ademais, a soma dos coeficientes angulares é de 2,36 e a estatística Durbin-Watson permite rejeitar a hipótese nula de autocorrelação dos resíduos.

O resultado revela que o mercado inicia a precificação da ação em janeiro, em relação ao lucro líquido esperado do final do exercício. Ao longo dos meses seguintes, a relação entre retorno e lucro líquido esperado é mantida até julho. Nos meses de agosto, setembro e outubro, a relação torna-se não significativa, possivelmente porque não houve novas informações que alterassem a precificação. No mês de novembro, a relação lucros-retornos volta a ser significativa, mas deixa de sê-lo em dezembro. Nos três primeiros meses do exercício seguinte, a relação lucros-retornos volta a ser fortemente significativa.

Para demonstrar a estrutura temporal entre o retorno acionário e o lucro líquido esperado no término do exercício, é apresentado o Gráfico 2, que demonstra as estatísticas t dos retornos mensais ao longo do exercício. Ao nível de confiança de 5%, bicaudal, valores abaixo de 1,96 não são significantes. O Gráfico indica que as relações mais significantes ocorrem no início do ano (janeiro/fevereiro), no meio do ano (junho/julho) e em fevereiro do ano seguinte. Outrossim, as relações menos significantes ocorrem entre o terceiro e o quarto trimestres, com exceção de novembro que se apresenta significativa.

Gráfico 2: Estatísticas t dos retornos mensais ao longo do exercício (R_{t-11} a R_{t+3})

Os coeficientes dos retornos anteriores a janeiro do mesmo ano (R_{t-11}), bem como os posteriores a março do ano seguinte (R_{t+3}), não são significantes. Assim sendo, optou-se por disponibilizá-los no Apêndice C, Tabela 12. O Gráfico 3, com as estatísticas t dos retornos mensais ao longo do exercício, de janeiro do ano anterior a junho do ano seguinte, estão igualmente acessíveis no Apêndice C.

4.3 Análise das Hipóteses e Objetivos Estabelecidos

Como delineamento da pesquisa, nas Seções 1.2 e 1.3 foram estabelecidos os objetivos específicos para que o objetivo geral de identificar a dinâmica da relação entre o lucro líquido e o retorno acionário das empresas que compõem a amostra fosse alcançado. Foram, do mesmo modo, constituídas as hipóteses para esta pesquisa.

O primeiro objetivo específico estabelece que se determine empiricamente se a relação entre o lucro líquido e o retorno acionário é dinâmica. A estimação com dados em painel por mínimos quadrados em dois estágios (Tabela 7) demonstra que a partir de janeiro do ano corrente os retornos acionários já refletem as informações a respeito do lucro do exercício corrente a ser divulgado no primeiro trimestre do exercício seguinte, corroborando que a relação lucros-retornos é distribuída no tempo.

O segundo objetivo específico estabelece que se determine empiricamente se o mercado se antecipa à formação do lucro líquido precificando as ações ao longo do exercício, de modo que os retornos lideram o lucro líquido. A estimação com dados em painel por mínimos quadrados em dois estágios (Tabela 7) demonstra que apenas nos meses de agosto (*p-value* 0,1172), setembro (*p-value* 0,0985), outubro (*p-value* 0,2367) e dezembro (*p-value* 0,1090) a relação entre retornos e lucros não é significativa ao longo do exercício.

Por fim, o último objetivo específico estabeleceu que fosse determinado empiricamente se o mercado se antecipa à divulgação do lucro líquido e continua ajustando a precificação das ações no período entre o término do exercício e a divulgação do lucro líquido. De acordo com a análise dos dados foram encontrados valores significativos na relação lucros-retornos após o encerramento do exercício: janeiro com *p-value* de 0,0300, fevereiro com *p-value* de 0,0002 e março com *p-value* de 0,0094.

As hipóteses foram estabelecidas de forma sincronizada aos objetivos específicos, assim, a H_1 que estabelece que a relação entre o lucro líquido e o retorno acionário das empresas brasileiras de capital aberto é dinâmica, isto é, distribuída ao longo do tempo, não pôde ser rejeitada. A H_2 que conjectura que o mercado se antecipa à formação do lucro líquido do exercício precificando as ações ao longo do ano, de modo que os retornos lideram o lucro líquido, não pôde ser rejeitada. Por fim, a H_3 que pressupõe que o mercado se antecipa à divulgação do lucro líquido e continua ajustando a precificação das ações no período entre o término do exercício e a divulgação do lucro líquido também não pôde ser rejeitada, tal como detalhado no Quadro 2, a seguir:

Quadro 2: Resultados das hipóteses de pesquisa

Hipótese	Resultado
H_1 A relação entre o lucro líquido e o retorno acionário das empresas brasileiras de capital aberto é dinâmica, isto é, distribuída ao longo do tempo.	A partir de janeiro do ano corrente os retornos acionários já refletem as informações a respeito do lucro do fim do exercício, corroborando que a relação lucros-retornos é distribuída no tempo.
H_2 O mercado se antecipa à formação do lucro líquido do exercício precificando as ações ao longo do exercício, de modo que os retornos lideram o lucro líquido.	Apenas nos meses de agosto (<i>p-value</i> 0,1172), setembro (<i>p-value</i> 0,0985), outubro (<i>p-value</i> 0,2367) e dezembro (<i>p-value</i> 0,1090) a relação entre retornos e lucros não é significativa ao longo do exercício.
H_3 O mercado se antecipa à divulgação do lucro líquido e continua ajustando a precificação das ações no período entre o término do exercício e a divulgação do lucro líquido.	Os valores da relação lucros-retornos após a publicação do resultado do exercício são significativos: janeiro com <i>p-value</i> de 0,0300, fevereiro com <i>p-value</i> de 0,0002 e março com <i>p-value</i> de 0,0094.

De tal modo, os resultados encontrados com base na amostra utilizada contribuem para a literatura sobre a relação entre o lucro e o retorno ao estabelecer que essas variáveis interagem não de forma estática, como testado em estudos anteriores (BALL; BROWN, 1968; BEAVER, 1968; BEAVER, LAMBERT, MORSE, 1980), mas sim de maneira dinâmica.

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Frente à importância de estudos que integrem à contabilidade as teorias financeiras e econômicas e considerando-se a relevância de trabalhos que reexaminem os paradigmas das pesquisas entre lucros e retornos, a presente dissertação objetivou identificar empiricamente a dinâmica da relação entre lucros líquidos e retornos acionários das empresas brasileiras de capital aberto.

A metodologia se baseou na regressão reversa entre lucros e retornos na qual o lucro líquido está linearmente relacionado aos retornos acionários passados e aos retornos acionários futuros esperados. Os parâmetros foram estimados pelo método dos mínimos quadrados ordinários e pelo método dos mínimos quadrados em dois estágios aplicados por meio de *pooled regression* e com dados em painel.

As conclusões para a amostra selecionada no período entre 2001 e 2009 sugerem que a relação entre o lucro líquido e o retorno acionário das empresas brasileiras é dinâmica. Ademais, o mercado se antecipa à formação do lucro líquido precificando as ações ao longo e após o encerramento do exercício. A estrutura de *lead-lag* entre os retornos acionários e os lucros líquidos contábeis sugere que os lucros futuros explicam parte da variação corrente nos retornos acionários, não explicada pelos lucros correntes.

Em todas as estimações (*pooled data* e dados em painel por MQO e por MQ2E) o mês de outubro do ano da formação do lucro líquido não se mostrou significativo (*p-value* maior que 0,05 ao nível de 5% de significância). Na análise com maior robustez (dados em painel utilizando mínimos quadrados em dois estágios), todavia, os meses de agosto, setembro, outubro e dezembro não se mostraram significantes. Isso se deve, possivelmente, ao não reconhecimento pelo mercado de dados que alterem a precificação.

Por fim foi observado que o mercado continua ajustando a precificação das ações no período entre o término do exercício e a divulgação do lucro líquido: foi encontrada significância nos meses de janeiro (*p-value* 0,0300), fevereiro (*p-value* 0,0002) e março (*p-value* 0,0094) do ano seguinte.

As três hipóteses estabelecidas não puderam ser rejeitadas: (i) a relação entre o lucro líquido e o retorno acionário das empresas brasileiras de capital aberto é dinâmica, isto é, distribuída ao longo do tempo; (ii) o mercado se antecipa à formação do lucro líquido do exercício precificando as ações ao longo do ano, de modo que os retornos lideram o lucro líquido; (iii) o mercado se antecipa à divulgação do lucro líquido e continua ajustando a

precificação das ações no período entre o término do exercício e a divulgação do lucro líquido.

De modo geral, as conclusões estão de acordo com aquelas obtidas por Collins e Kothari (1989) e Kallunki e Martikainen (1997). Os resultados obtidos são relevantes para a literatura dos estudos sobre lucros contábeis e retornos acionários, contribuindo para o entendimento de que essa relação é dinâmica e não estática conforme se buscava demonstrar em estudos iniciais sobre o assunto (BALL; BROWN, 1968; BEAVER, 1968). O trabalho também traz contribuições inovadoras às descobertas de Collins e Kothari (1989) e Kallunki e Martikainen (1997), ao utilizar retornos de forma desagregada ao invés de agregá-los em blocos.

Como sugestão para estudos futuros, seria interessante testar a relação dinâmica lucros-retornos utilizando-se um modelo VAR (vetores autorregressivos) e testes de causalidade Granger com dados trimestrais, de modo a confirmar os resultados aqui obtidos e detalhar melhor a causalidade entre lucros e retornos.

REFERÊNCIAS

- ALEXEEV, V.; TAPON, F. Testing weak form efficiency on the Toronto Stock Exchange. **Journal of Empirical Finance**, publicado on-line, 7 mai. 2011. Disponível em: <<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0927539811000259>>. Acesso em: 13 jun. 2011.
- ANTUNES, G. A.; LAMOUNIER, W. M.; BRESSAN, A. A. Análise do “efeito tamanho” nos retornos das ações das empresas listadas na Bovespa. **Revista Contabilidade & Finanças**, n. 40, p. 87-101, jan./abr. 2006.
- BAESSO, R. S.; COSCARELLI, B. V.; AMARAL, F. V. A.; SILVA, R. A.; AMARAL, H. F. Teste da hipótese de eficiência do mercado no Brasil: uma aplicação de filtros ótimos. *In*: ENCONTRO ANUAL DA ASSOCIAÇÃO NACIONAL DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ADMINISTRAÇÃO – ENANPAD, XXXII., 2008, Rio de Janeiro. **Anais...** Rio de Janeiro: ANPAD, 2008.
- BAILEY, W.; CHAN, K.; CHUNG, Y. P. Depositary receipts, country funds, and the peso crash: the intraday evidence. **The Journal of Finance**, v. 55, n. 6, p. 2693-2717, dez. 2000.
- BALACHANDRAM, S.; MOHANRAM, P. Is the decline in the value relevance of accounting driven by increased conservatism? **Review of Accounting Studies**, v. 16, n. 2, p. 272-301, jun. 2011.
- BALL, R. SHIVAKUMAR, L. How much new information is there in earnings? **Journal of Accounting Research**, v. 46, n. 5, p. 975-1016, dez. 2008.
- BALL, R.; BROWN, P. An empirical evaluation of accounting income numbers. **Journal of Accounting Research**, v. 6, n. 6, p. 159-178, outono, 1968.
- BALTAGI, B. H. **Econometric analysis of panel data**. 3. ed. Inglaterra: John Wiley & Sons, 2005.
- BASU, S. The conservatism principle and the asymmetric timeliness of earnings. **Journal of Accounting and Economics**, v. 24, n. 1, p. 3-37, dez. 1997.
- BAUR, D.; JUNG, R. C. Return and volatility linkages between the US and the German stock market. **Journal of International Money and Finance**, v. 25, n. 4, p. 598-613, jun. 2006.
- BEAVER, W. H. Perspectives on Recent Capital Market Research, **The Accounting Review**, v. 77, n. 2, p. 453-474, abr. 2002.
- BEAVER, W. H. The information content of annual earnings announcements, **Journal of Accounting Research**, v. 6, p. 67-92, abr. 1968.
- BEAVER, W. H.; LAMBERT, R.; MORSE, D. The information content of security prices. **Journal of Accounting and Economics**, v. 2, n. 1, p. 3-28, mar. 1980.
- BEAVER, W. H.; LAMBERT, R.; RYAN, S. The information content of security prices: a second look. **Journal of Accounting and Economics**, v. 9, n. 2, p. 139-157, jul. 1987.

BERNARD, V. L.; THOMAS, J. K. Evidence that stock prices do not fully reflect the implications of current earnings for future earnings. **Journal of Accounting and Economics**, v. 13, n. 4, p. 305-340, dez. 1990.

BESSLER, D. A.; YANG, J. The structure of interdependence in international stock markets. **Journal of International Money and Finance**, v. 22, n. 2, p. 261-287, abr. 2003.

BILLINGS, B. K. Revisiting the relation between the default risk of debt and the earnings response coefficient. **The Accounting Review**, v. 74, n. 4, p. 509-522, out. 1999.

BOLSA DE VALORES DE SÃO PAULO E BOLSA DE MERCADORIAS E FUTUROS – **BM&FBOVESPA**. 2011. Disponível em: <<http://www.bmfbovespa.com.br>>. Acesso em: 22 maio 2011

BRASIL. LEI N.º 11.638 de 28 de dezembro de 2007. Altera e revoga dispositivos da Lei nº 6.404, de 15 de dezembro de 1976, e da Lei nº 6.385, de 7 de dezembro de 1976, e estende às sociedades de grande porte disposições relativas à elaboração e divulgação de demonstrações financeiras. **Diário Oficial [da] República Federativa do Brasil**, Brasília, DF, 28 de dez. 2007. Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/ato2007-2010/2007/lei/11638.htm>. Acesso em 12 jan. 2011.

BRASIL. LEI N.º 11.941 de 27 de maio de 2009. **Diário Oficial [da] República Federativa do Brasil**, Brasília, DF, 28 de maio 2009. Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/ato2007-2010/2007/lei/11638.htm>. Acesso em: 12 jan. 2011.

BRASIL. LEI N.º 6.404 de 15 de dezembro de 1976. Dispõe sobre as sociedades por ações. **Diário Oficial [da] República Federativa do Brasil**, Brasília, DF, 15 de dez. 1976. Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/Leis/L6404consol.htm>. Acesso em: 12 jan. 2011.

BROOKS, C. **Introductory econometrics for finance**. 2. ed. Cambridge: Cambridge University Press, 2008.

BROWN, S. J. The efficient market hypothesis: the demise of the demon of chance? **Accounting & Finance**, v. 51, n. 1, p. 79-95, 2011.

CAHAN, S.; EMANUEL, D.; SUN, J. The effect of earnings quality and country-level institutions on the value relevance of earnings. **Review of Quantitative Finance and Accounting**, v. 33, n. 4, p. 371-391, nov. 2009.

CALDEIRA, L. M.; CAMARGO JÚNIOR, A. S.; PIMENTA JÚNIOR, T. A eficiência de mercado na América Latina: um estudo da hipótese de caminho aleatório no Brasil, México, Peru e Argentina *In*: CONGRESSO USP DE CONTABILIDADE E CONTROLADORIA, V., 2005, São Paulo. **Anais...** São Paulo: 2005.

CAMPBELL, J. Y. A variance decomposition for stock returns. **The Economic Journal**, v. 101, n. 405, p. 157-179, mar. 1991.

CHAMBERS, D.; FREEMAN, R.; KOCH, A. The effect of risk on price responses to unexpected earnings. **Journal of Accounting, Auditing and Finance**, v. 20, n. 4, p. 461-482,

2005.

CHAN, K. C.; FUNG, H.; ZHANG, G. On the relationship between Asian credit default swap and equity markets. **Journal of Asia Business Studies**, v. 4, n. 1, p. 3-12, outono, 2009.

CHEN, J.; TSE, Y.; WILLIAMS, M. Trading location and equity returns: evidence from US trading of British cross-listed firms. **Journal of International Financial Markets, Institutions & Money**, v. 19, n. 5, p. 729-741, dez. 2009.

CHO, M. **The usefulness of earnings, the magnitude of price change, and the return earnings covariance: beyond ECR and R²**. 2005. 105 f. Tese (Doutorado em Filosofia) – Faculty of Graduate School of the University of Maryland, College Park. 2005.

CHRISTIE, A. A. On cross-sectional analysis in accounting. **Journal of Accounting and Economics**, v. 9, p. 231-258, 1987.

COLLINS, D. W.; KOTHARI, S. P. An analysis of intertemporal and cross-sectional determinants of earnings response coefficients. **Journal of Accounting and Economics**, v. 11, n. 2-3, p. 143-181, jul. 1989.

Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior – CAPES. Relatório de Área 2009. Disponível em:

<http://qualis.capes.gov.br/arquivos/avaliacao/webqualis/criterios2007_2009/Criterios_Qualis_2008_27.pdf>. Acesso em: 10 jun.2011.

CREADY, W. M.; HURTT, D. N.; SEIDA, J. A. Applying reverse regression techniques in earnings–return analyses. **Journal of Accounting and Economics**, v. 30, n. 2, p. 227-240, out. 2001.

CUNHA, M. F. **Conteúdo relativo e incremental do lucro e do fluxo e caixa das operações no mercado de capitais brasileiro**. 2006. 153 f. Dissertação (Mestrado em Ciências Contábeis) – Programa Multiinstitucional e Inter-Regional de Pós-Graduação em Ciências Contábeis da Universidade de Brasília, Universidade Federal de Pernambuco, Universidade Federal da Paraíba e Universidade Federal do Rio Grande do Norte, 2006.

DA SILVA, B. F. D. **Relações entre o preço internacional do petróleo e as ações da Petrobrás**. 2011. 126 f. Dissertação (Mestrado em Ciências Contábeis) – Programa Multiinstitucional e Inter-Regional de Pós-Graduação em Ciências Contábeis da Universidade de Brasília, Universidade Federal da Paraíba e Universidade Federal do Rio Grande do Norte, 2011.

DE LIMA, M. E. **Dupla negociação e arbitragem entre ações e ADRs de empresas brasileiras: uma análise empírica**. 2005. 140 f. Dissertação (Mestrado em Ciências Contábeis) – Programa Multiinstitucional e Inter-Regional de Pós-Graduação em Ciências Contábeis da Universidade de Brasília, Universidade Federal de Pernambuco, Universidade Federal da Paraíba e Universidade Federal do Rio Grande do Norte, 2005.

DE MEDEIROS, O. R.; DE LIMA, M. E. **Brazilian dual-listed stocks, arbitrage and barriers**. Social Science Research Network, abr. 2006. Disponível em: <http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=896358>. Acesso em: 23 mar. 2011.

- DEBASISH, S. S. An econometric analysis of the lead-lag relationship between India's NSE Nifty and its derivative contracts. **The Journal of Risk Finance**, v. 10, n. 4, p. 350-364, ago. 2009.
- DHALIWAL, D. S.; REYNOLDS, S. S. The effect of the default risk of debt on the earnings response coefficient. **The Accounting Review**, v. 69, n. 2, p. 412-419, abr. 1994.
- EASTON, P. D.; SOMMERS, G. A. Scale and the scale effect in market-based accounting research, **Journal of Business Finance & Accounting**, v. 30, n. 1-2, jan./mar. 2003.
- ELY, R. A. **Eficiência no mercado acionário brasileiro: evidências de um teste automático de razão de variância**. 2010. 52 f. Dissertação (Mestrado em Economia). Programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Economia, Administração, Contabilidade e Ciência da Informação e Documentação (FACE). Universidade de Brasília, 2010.
- FAMA, E. F. Efficient capital markets: a review of theory and empirical work. **The Journal of Finance**, v. 25, n. 2, p. 383-417, dez. 1970.
- FAMA, E. F. Efficient Capital Markets: II. **The Journal of Finance**, v. 46, n. 5, p. 1575-1617, dez. 1991.
- FAMA, E. F. The Behavior of Stock-Market Prices. **The Journal of Business**, v. 38, n. 1, p. 34-105, jan. 1965.
- FARIAS, A. E.; CERETTA, P. S.; ROSA, R. M. Teste da hipótese do caminho aleatório no Brasil e nos Estados Unidos *In: ENCONTRO ANUAL DA ASSOCIAÇÃO NACIONAL DE PÓS-GRADUAÇÃO EM CIÊNCIAS CONTÁBEIS – ANPCONT, III., 2009, São Paulo. Anais...* São Paulo: 2009.
- FARIAS, A. E.; CERETTA, P. S.; ROSA, R. M. Testes de quociente de variância do caminho aleatório no Ibovespa e no S&P500 *In: CONGRESSO USP DE CONTABILIDADE E CONTROLADORIA, IX., 2009, São Paulo. Anais...* São Paulo: 2009.
- FERNANDES, B. V. R. **Evidências de bolhas de preços no mercado acionário brasileiro**. 2008. 99 f. Dissertação (Mestrado em Ciências Contábeis) – Programa Multiinstitucional e Inter-Regional de Pós-Graduação em Ciências Contábeis da Universidade de Brasília, Universidade Federal da Paraíba e Universidade Federal do Rio Grande do Norte, 2008.
- FINANCIAL ACCOUNTING STANDARDS BOARD (FASB). Statement of Financial Accounting Concepts n. 8 – **SFAC 8** Conceptual Framework for Financial Reporting, set. 2010.
- FORTI, C. A. B.; PEIXOTO, F. M.; SANTIAGO, W. P. Hipótese da eficiência de mercado: um estudo exploratório no mercado de capitais brasileiro. **Gestão & Regionalidade**, v. 25, n. 75, set./dez. 2009.
- FOX, J. **The myth of the rational market: A history of risk, reward, and delusion on Wall Street**. New York: Harper Collins, 2011.
- FREEMAN, R.; TSE, S. A nonlinear model of security price response to unexpected earnings. **Journal of Accounting Research**, v. 30, n. 2, p. 185-209, outono 1992.

- FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS – FGV. Comitê de Datação de Ciclos Econômicos – CODACE. **Reunião Codace**. Dez. 2009. Disponível em: <<http://portalibre.fgv.br/lumis/portal/file/fileDownload.jsp?fileId=8A7C823326CD886101273EDBFF973A84>>. Acesso em: 20 dez. 2011.
- GALDI, F. C.; LOPES, A. B. Relação de longo prazo e causalidade entre o lucro contábil e o preço das ações: evidências do mercado latino-americano. **RAUSP**, São Paulo, v. 43, n. 2, jun. 2008.
- GODFREY, J.; HODGSON, A.; HOLMES, S.; TARCA, A. **Accounting theory**. Austrália: Wiley, 2006.
- GREENE, W. H. **Econometric analysis**. 6. ed. Pearson: New Jersey, 2008.
- GUJARATI, D. N. **Econometria básica**. 3. ed. São Paulo: Pearson, 2000.
- HAQUE, T. Lead-lag effects in Australian industry portfolios. **Asia-Pacific Financial Markets**, publicado on-line, 28 ago. 2010. Disponível em: <<http://www.springerlink.com/content/av381m61vp2612mj/>>. Acesso em: 10 jan. 2011.
- HAYN, C. The information content of losses. **Journal of Accounting and Economics**, v. 20, n. 2, p. 125-153, 1995.
- HEIJ, C.; DE BOER, P.; FRANSES, P. H.; KLOEK, T.; VAN DIJK, H. K. **Econometric methods with applications in business and economics**. Reino Unido: Oxford University Press, 2004.
- HILL, R. C.; GRIFFITHS, W. E.; JUDGE, G. G. **Econometria**. 2. ed. São Paulo: Saraiva, 2006.
- HOU, K. Industry information diffusion and the lead-lag effect in stock returns. **The Review of Financial Studies**, v. 20, n. 4, p. 1113-1138, jul. 2007.
- HSIAO, C. **Analysis of panel data**. 2. ed. Reino Unido: Cambridge University Press, 2003.
- IM, K. S.; PESARAN, M. H.; SHIN, Y. Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels. **Journal of Econometrics**, v. 115, p. 53-74, 2003.
- JIANG, S.; CHANG, M. C.; CHIANG, I. Price discovery in stock index: an ARDL-ECM approach in Taiwan case. **Quality & Quantity**, publicado on-line, 22 mar. 2011. Disponível em: <<http://www.springerlink.com/content/4806u34g37v10725/>>. Acesso em: 6 abr. 2011.
- JONES, J.; MORTON, R.; SCHAEFER, T. Valuation implications of investments opportunities and earnings permanence. **Review of Quantitative Finance and Accounting**, v. 15, n. 1, p. 21-35, jul. 2000.
- JONG, F.; NIJMAN, T. High frequency analysis of lead-lag relationships between markets. **Journal of Empirical Finance**, v. 4, n. 2-3, jun. 1997.
- JORGENSEN, B.; LI, J.; SADKA, G. Earnings dispersion and aggregate stock returns. **Journal of Accounting and Economics**, publicado *on line*. Disponível em:

www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0165410111000486>. Acesso em: 19 ago. 2011.

KALLUNKI, J.; MARTIKAINEN, T. The lead-lag structure of stock returns and accounting earnings: implications to the returns-earnings relation in Finland. **International Review of Financial Analysis**, v. 6, n. 1, p. 37-47, 1997.

KAN, D.; ANDREOSSO-O'CALLAGHAN, B. Examination of the efficient market hypothesis: the case of post-crisis Asia Pacific countries. **Journal of Asian Economics**, v. 18, n. 2, p. 294-313, 2007.

KANAS, A. Lead-lag effects in the mean and variance of returns of size-sorted UK equity portfolios. **Empirical Economics**, v. 29, n. 3, p. 575-592, 2004.

KANG, J.; LEE, C. J.; LEE, S. An empirical investigation of the lead-lag relations of returns and volatilities among the KOSPI 200 spot, future and option markets and their explanations, **Journal of Emerging Marketing Finance**, v. 5, n. 3, p. 235-261, dez. 2006.

KIM, J. H.; SHAMSUDDIN, A. Are Asian stock markets efficient? Evidence from new multiple variance ratio tests. **Journal of Empirical Finance**, v. 15, n. 3, p. 518-532, jun. 2008.

KIM, S.; KIM, I. J.; NAM, S. O. The lead-lag relationship between stock index options and the stock index market model, moneyless, and news. **International Journal of Managerial Finance**, v. 5, n. 3, p. 311-332, jul. 2009.

KOFMAN, P.; MARTENS, M. Interaction between stock markets: an analysis of the common trading hours at the London and New York stock exchange. **Journal of International Money and Finance**, v. 16, n. 3, p. 387-414, jun. 1997.

KORMENDI, R.; LIPE, R. Earnings innovations, earnings persistence and stock returns. **Journal of Business**, v. 60, n. 2, p. 323-345, jul. 1987.

KOTHARI, S. P. Capital markets research in accounting, **Journal of Accounting and Economics**, v. 31, n. 1-3, p. 105-231, set. 2001.

KOTHARI, S. P. Price-earnings regressions in the presence of prices leading earnings. **Journal of Accounting and Economics**, v. 15, n. 2-3, p. 173-202, ago. 1992.

KOTHARI, S. P.; LEWELLEN, J.; WARNER, J. B. Stock returns and aggregate earnings surprises, and behavioral finance. **Journal of Financial Economics**, v. 79, p. 537-568, 2006.

KOTHARI, S. P.; SLOAN, R. G. Information in prices about future earnings: implications for earnings response coefficients, **Journal of Accounting and Economics**, v. 15, n. 2-3, p. 147-171, ago. 1992.

LEROY, S. F. Efficient capital markets and martingales. **Journal of Economic Literature**, v. 27, n. 4, p. 1583-1621, dez. 1989.

LEV, B. On the usefulness of earnings and earnings research: lessons and directions from two decades of empirical research. **Journal of Accounting Research**, v. 27, p. 153-192, suplemento, 1989.

- LEV, B.; THIAGARAJAN, R. Fundamental information analysis. **Journal of accounting Research**, v. 31, n. 2, p. 190-215, outono, 1993.
- LEVIN, A; LIN, C.; CHU, C. J. Unit root test in panel data asymptotic an finite sample properties. **Journal of Econometrics**, v. 108, p. 1-25, 2002.
- LIM, S. C.; PARK, T. The declining association between earnings and returns: diminishing value relevance of earnings or noisier markets? **Management Research Review**, v. 34, n. 8, p. 947-961, 2011.
- LIPE, R.; KORMEDI, R. Mean reversion in annual earnings and its implications for security valuation. **Review of Quantitative Finance and Accounting**, v. 4, n. 1, p. 27-46, 1994.
- LUNDHOLM, R.; MYERS, L. A. Bringing the future forward: the effect of disclosure on the returns-earnings relations. **Journal of Accounting Research**, v. 40, n. 3, p. 809-839, jun. 2002.
- MALKIEL, B. G. Reflections of the efficient market hypothesis 30 years later. **The Financial Review**, v. 40, n. 1, p. 1-9, jan. 2005.
- MANDELBROT, B.; HUDSON, R. **The (mis)behavior of markets**. New York: Basic Books, 2004.
- MARTINEZ, A. L. Análise da surpresa dos analistas ao anúncio dos resultados contábeis: evidências empíricas para as companhias abertas brasileiras. *In*: CONGRESSO USP DE CONTABILIDADE E CONTROLADORIA, IV, 2004, São Paulo. **Anais eletrônicos...** São Paulo: 2004. Disponível em: <<http://www.congressusp.fipecafi.org/artigos42004/161.pdf>>. Acesso em: 13 abr. 2011.
- MILUNOVICH, G.; THORP, S. Measuring equity market integration using uncorrelated information flows: Tokyo, London and New York. **Journal of Multinational Financial Management**, v. 17, n. 4, p. 275–289, out. 2007.
- NICHOLS, D. C.; WAHLEN, T. M. How do earnings numbers relate to stock returns? A review of classic accounting research with updated evidence. **Accounting Horizons**, v. 18, n. 4, p. 263-286, dez. 2004.
- NIYAMA, J. K. **Contabilidade internacional**. 2. ed. São Paulo: Atlas, 2010.
- OLIVEIRA NETO, J. C. C. **Governança corporativa e eficiência informacional**. 2010. 77 f. Tese (Doutorado em Administração) – Programa de Pós-Graduação em Administração, da Faculdade de Economia, Administração, Contabilidade e Ciência da Informação e Documentação (FACE). Universidade de Brasília, 2010.
- OLIVEIRA, G. R.; DE MEDEIROS, O. R. Testando a existência de efeito lead-lag entre os mercados acionários norte-americano e brasileiro. **Brazilian Business Review**, v. 6, n. 1, p. 1-21, abr. 2009.
- ONWUKWE, E. K. **Empirical test for weak form efficient market hypothesis of the Nigerian stock exchange**. Social Science Research Network, out. 2008. Disponível em: <http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1291273>. Acesso em: 13 jun. 2011.

ORTOLAN, V. B. **Uma investigação da reação dos retornos das ações às divulgações de resultados de empresas de capital aberto, no Brasil e no México.** 2007. 94 f. Dissertação (Mestrado em Administração de Organizações) – Departamento de Administração da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo, 2007.

PANAGARIYA, A. **India: the emerging giant.** New York: Oxford University Press, 2008.

PEREIRA, C. C. **Efeito das notícias pré-divulgadas no lucro: uma análise no setor de metalurgia e siderurgia brasileiro.** 2006. 91 f. Dissertação (Mestrado em Ciências Contábeis) – Programa Multiinstitucional e Inter-Regional de Pós- Graduação em Ciências Contábeis da Universidade de Brasília, Universidade Federal da Paraíba, Universidade Federal de Pernambuco e Universidade Federal do Rio Grande do Norte, 2006.

PHILLIPS, P. C. B.; PERRON, P. Testing for a unit root in time series regression. **Biometrika**, v. 75, n. 2, p. 335-346, jun. 1988.

PIMENTEL, R. C. **Accounting earnings properties and determinants of earnings response coefficient in Brazil.** 2009. 172 f. Tese (Doutorado em Contabilidade) – Curso de Pós-graduação em Contabilidade e Atuária. Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2009.

POPE, P. F.; WALKER, M. International differences in the timeliness, conservatism, and classification of earnings. **Journal of Accounting Research**, v. 37, p. 53-87, suplemento, 1999.

POSHAKWALE, S.; THEOBALD, M. Market capitalization, cross correlations, the lead/lag structure and microstructure effects in the Indian stock market. **Journal of International Financial Markets, Institutions and Money**, v. 14, n. 4, p. 385-400, out. 2004.

PRADHAN, R. S.; UPADHYAY, B. D. **The efficient market hypothesis and the behavior of share prices in Nepal.** Social Science Research Network, maio 2006. Disponível em: <http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1403745>. Acesso em: 13 jun. 2011.

RÊGO, R. H.; MUSSA, A. Anomalias do mercado acionário: a verificação do efeito feriado no Ibovespa e IBx-100 no período de 2002 a 2007. *In*: CONGRESSO USP DE CONTABILIDADE E CONTROLADORIA, VIII, 2008, São Paulo. **Anais eletrônicos...** São Paulo: 2008. Disponível em: <<http://www.congressosp.fipecafi.org/artigos82008/354.pdf>>. Acesso em: 13 abr. 2011.

RIahi-BELKAoui, A. **Accounting theory.** Londres: Wiley, 2004.

RYAN, S. G.; ZAROWIN, P. A. Why has the contemporaneous linear returns-earnings relations declined? **The Accounting Review**, v. 78, n. 2, p. 523-553, abr. 2003.

SADKA, G.; SADKA, R. Predictability and the earnings–returns relation. **Journal of Financial Economics**, v. 94, p. 87-106, 2009.

SANTOS, J. O.; MUSSA, A.; RÊGO, R. H. T.; SILVA, R. O. R. C. Anomalias do mercado acionário: a verificação do efeito segunda-feira no Ibovespa, no período de 1986 a 2006. *In*: CONGRESSO USP DE CONTABILIDADE E CONTROLADORIA, VII., 2007, São Paulo. **Anais...** São Paulo: 2007.

SANTOS, M. A. C.; LUSTOSA, P. R. B. O efeito dos componentes do lucro contábil no preço das ações. **Revista UnB Contábil**, v. 11, n. 1-2, p. 87-103, jan./dez. 2008.

SARLO NETO, A. **A reação nos preços das ações a divulgação dos resultados contábeis: evidências empíricas sobre a capacidade informacional da contabilidade no mercado acionário brasileiro**. 2004. 74 f. Dissertação (Mestrado em Ciências Contábeis) – Fundação Instituto Capixaba de Pesquisas em Contabilidade, Economia e Finanças: FUCAPE. Espírito Santo, 2004.

SCHROEDER, R. G.; CLARK, M. W.; CATHEY, J. M. **Financial accounting theory and analysis: text and cases**. Estados Unidos: Wiley, 2009.

SCOTT, W. R. **Financial accounting theory**. 4. ed. Canadá: Prentice Hall, 2006.

SERAFINI, D. G.; PEREIRA, P. L. V. Sistemas técnicos de trading no mercado de ações brasileiro: testando a hipótese de eficiência de mercado em sua forma fraca e avaliando se a análise técnica agrega valor. *In: ENCONTRO ANUAL DA ASSOCIAÇÃO NACIONAL DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ADMINISTRAÇÃO – ENANPAD, XXXIV.*, 2010, Rio de Janeiro. **Anais...** Rio de Janeiro: ANPAD, 2010.

SHLEIFER, A. **Inefficient markets**. New York: Oxford University Press, 2000.

TAKAMATSU, R. T.; LAMOUNIER, W. M.; COLAUTO, R. D. Impactos da divulgação de prejuízos nos retornos de ações de companhias participantes do Ibovespa. **Revista Universo Contábil**, v. 4, n. 1, p. 46-63, jan./mar. 2008.

THOMAS, A. E.; KUMAR, M. C. D. Empirical evidence on weak form efficiency of Indian stock market. **Journal of the Asian School of Business Management**, v. 3, n. 1-2, p. 89-100, 2010.

TSE, Y.; CHAN, W. The lead-lag relation between the S&P500 spot and futures markets: an intraday-data analysis using a threshold regression model. **The Japanese Economic Review**, v. 61, n. 1, p. 133-144, mar. 2010.

VOGELVANG, B. **Econometrics: theory and applications with EViews**. Inglaterra: Pearson, 2005.

WATTS, R. L.; ZIMMERMAN, J. L. **Positive accounting theory**. New Jersey: Prentice-Hall International, 1986.

WATTS, R. L.; ZIMMERMAN, J. L. Positive accounting theory: a ten year perspective. **The Accounting Review**, v. 65, n. 1, jan. 1990.

WATTS, R. L.; ZIMMERMAN, J. L. Towards a positive theory of the determination of accounting standards. **The Accounting Review**, v. 53, n. 1, jan. 1978.

APÊNDICE A: Composição da Amostra

Quadro 3: Empresas que compõem a amostra da pesquisa

Razão Social (BM&FBovespa)*	Nome Econômica	Classe da Ação**	Setor Econômica
AES Tiete S. A.	AES Tiete	PN	Energia Elétrica
Alpargatas S. A.	Alpargatas	PN	Têxtil
Ampla Energia e Serviços S. A.	Ampla Energ	ON	Energia Elétrica
Bardella S. A. Indústrias Mecânicas	Bardella	PN	Máquinas Indust
Bombril S. A.	Bombril	PN	Química
Brasil Telecom S. A.	Brasil Telec	PN	Telecomunicações
Braskem S. A.	Braskem	PNA	Química
Centrais Elet. Bras. S. A.	Eletrobras	PNB	Energia Elétrica
Centrais Elet. De Santa Catarina S. A.	Celesc	PNB	Energia Elétrica
Cia Bebidas das Américas - AMBEV	Ambev	PN	Alimentos e Beb
Cia Brasileira de Distribuição	P.Acucar-Cbd	PNA	Comércio
Cia Energética de Minas Gerais - Cemig	Cemig	PN	Energia Elétrica
Cia Energética de Pernambuco - Celpe	Celpe	PNA	Energia Elétrica
Cia Energética do Ceará - Coelce	Coelce	PNA	Energia Elétrica
Cia Ferro Ligas da Bahia - Ferbasa	Ferbasa	PN	Siderur & Metalur
Cia Gás de São Paulo - Comgas	Comgas	PNA	Petróleo e Gás
Cia Paranaense de Energia - Copel	Copel	PNB	Energia Elétrica
Cia Saneamento Básico Est São Paulo	Sabesp	ON	Outros
Cia Saneamento do Paraná - Sanepar	Sanepar	PN	Outros
Cia Siderúrgica Nacional S. A.	Sid Nacional	ON	Siderur & Metalur
Cia Tecidos Norte de Minas - Coteminas	Coteminas	PN	Têxtil
Cia Transmissão Energia Elétrica Paulista S. A.	Tran Paulist	PN	Energia Elétrica
Confab Industrial S. A.	Confab	PN	Siderur & Metalur
Construtora Sultepa S. A.	Sultepa	PN	Construção
Eletrobras Participações S. A. - Eletropar	Eletropar	ON	Energia Elétrica
Emae - Empresa Metrop. Águas Energia S. A.	Emae	PN	Energia Elétrica
Embraer S.A.	Embraer	ON	Veículos e peças
Embratel Participações S. A.	Embratel Part	ON	Telecomunicações
Eternit S. A.	Eternit	ON	Minerais não Met
Forjas Tauros S. A.	Forjas Taurus	PN	Siderur & Metalur
Fras-Le S. A.	Fras-Le	PN	Veículos e peças
Gerdau S. A.	Gerdau	PN	Siderur & Metalur
Guararapes Confecções S. A.	Guararapes	ON	Têxtil
Ideiasnet S. A.	Ideiasnet	ON	Outros
Inepar Energia S. A.	Inenergia	PNA	Energia Elétrica
Inepar S. A. Indústrias e Construções	Inepar	PN	Outros
Itaúsa Investimentos Itaú S. A.	Itaúsa	PN	Outros
Itautec S. A. - Grupo Itautec	Itautec	ON	Eletroeletrônicos
João Fortes Engenharia S. A.	Joao Fortes	ON	Construção

Razão Social (BM&FBovespa)*	Nome Econômica	Classe da Ação**	Setor Econômica
Klabin S. A.	Klabin S/A	PN	Papel e Celulose
Light S. A.	Light S/A	ON	Energia Elétrica
Lojas Americanas S. A.	Lojas Americ	PN	Comércio
M G Poliester S. A.	M G Poliest	ON	Química
Mangels Industrial S. A.	Mangels Indl	PN	Siderur & Metalur
Manufatura de Brinquedos Estrela S. A.	Estrela	PN	Outros
Marcopolo S. A.	Marcopolo	PN	Veículos e peças
Metalúrgica Gerdau S. A.	Gerdau Met	PN	Siderur & Metalur
Metisa Metalúrgica Timboense S. A.	Metisa	PN	Siderur & Metalur
Mundial S. A. - Produtos de Consumo	Mundial	PN	Siderur & Metalur
Net Serviços de Comunicação S. A.	Net	PN	Outros
Petróleo Brasileiro S. A. Petrobrás	Petrobras	PN	Petróleo e Gás
Pettenati S. A. Indústria Têxtil	Pettenati	PN	Têxtil
Pró Metalurgia S. A.	Pro Metalurg	PNB	Veículos e peças
Pronor Petroquímica	Pronor	PNA	Química
Random S. A. Implementos e Participações	Randon Part	PN	Veículos e peças
Rossi Residencial S. A.	Rossi Resid	ON	Construção
São Carlos Empreend e Participações S. A.	Sao Carlos	ON	Outros
Saraiva S. A. Livreiros Editores	Saraiva Livr	PN	Outros
Souza Cruz S. A.	Souza Cruz	ON	Outros
Suzano Papel e Celulose S. A.	Suzano Papel	PNA	Papel e Celulose
Tec Toy S. A.	Tectoy	PN	Outros
Teka - Tecelagem Kuehnrich S. A.	Teka	PN	Têxtil
Telec Brasileiras S. A.	Telebras	PN	Telecomunicações
Telec de São Paulo S. A. - Telesp	Telesp	PN	Telecomunicações
Telemar Participações S. A.	Telemar	PN	Telecomunicações
Tim Participações S. A.	Tim Part S/A	PN	Telecomunicações
Tractebel Energia S. A.	Tractebel	ON	Energia Elétrica
Ultrapar Participações S. A.	Ultrapar	PN	Química
Unipar Participações S. A.	Unipar	PNB	Química
Usinas Sid de Minas Gerais S. A. - Usiminas	Usiminas	PNA	Siderur & Metalur
Vale Fertilizantes S. A.	Valefert	PN	Química
Vale S. A.	Vale	PNA	Mineração
Vivo Participações S. A.	Vivo	PN	Telecomunicações
Wlm Indústria e Comércio S. A.	Wlm Ind Com	PN	Comércio
Yara Brasil Fertilizantes S. A.	Yara Brasil	PN	Química

*A razão social de cada empresa está de acordo com o disponibilizado pela BM&FBovespa (2011).

** **ON**: ações ordinárias (concedem poder de voto nas assembleias deliberativas); **PN**, **PNA** e **PNB**: ações preferenciais (oferecem preferência na distribuição de resultado. As diferenças de classes – A, B ou C – são estabelecidas por cada empresa em seu estatuto social).

Quadro 4: Empresas excluídas da amostra da pesquisa

Razão Social (BM&FBovespa)*	Nome Económica	Classe Ação**	Setor Económica	Observação
Banestes S. A. - BCO Est Espírito Santo	Banestes	ON	Finanças e Seguros	Setor excluído
BCO Alfa de Investimento S. A.	Alfa Invest	PN	Finanças e Seguros	Setor excluído
BCO Amazônia S. A.	Amazonia	ON	Finanças e Seguros	Setor excluído
BCO Bradesco S. A.	Bradesco	PN	Finanças e Seguros	Setor excluído
BCO Brasil S. A.	Brasil	ON	Finanças e Seguros	Setor excluído
BCO do Estado de Sergipe S. A.	Banese	PN	Finanças e Seguros	Setor excluído
BCO Mercantil do Brasil S. A.	Merc Brasil	PN	Finanças e Seguros	Setor excluído
Bradespar S. A.	Bradespar	PN	Outros	Desqualificada
Financeira Alfa S. A.	Alfa Financ	PN	Finanças e Seguros	Setor excluído
Itaú Unibanco Holding S. A.	ItaúUnibanco	PN	Finanças e Seguros	Setor excluído
Mendes Júnior Engenharia S. A.	Mendes Jr	PNB	Construção	Desqualificada
Porto Seguro S. A.	Porto Seguro	ON	Finanças e Seguros	Setor excluído

*A razão social de cada empresa está de acordo com o disponibilizado pela BM&FBovespa (2011).

** **ON:** ações ordinárias (concedem poder de voto nas assembleias deliberativas); **PN, PNA e PNB:** ações preferenciais (oferecem preferência na distribuição de resultado. As diferenças de classes – A, B ou C – são estabelecidas por cada empresa em seu estatuto social).

APÊNDICE B: Efeitos Fixos Seccionais

Tabela 8: Efeitos fixos seccionais das estimações como dados em painel

	MQO	MQ2E
AES Tiete	0.0979	0.0928
Alpargatas	0.1830	0.1768
Ambev	0.0906	0.0936
Ampla Energia	0.0076	0.0101
Bardella	0.1012	0.1029
Bombril	-0.4620	-0.4587
Brasil Telecom	0.0882	0.0883
Braskem	-0.0391	-0.0391
Celesc	0.1559	0.1565
Celpe	0.1747	0.1773
Cemig	0.1406	0.1433
Coelce	0.1626	0.1648
Comgás	0.1315	0.1344
Confab	0.2480	0.2429
Copel	0.1632	0.1647
Coteminas	0.1363	0.1375
Eletrobras	0.1207	0.1208
Eletropar	0.0829	0.0829
Emae	-0.0314	-0.0305
Embraer	0.1444	0.1356
Embratel Participações	0.0990	0.1002
Estrela	-0.2883	-0.2918
Eternit	0.1738	0.1700
Ferbasa	0.2967	0.3009
Forjas Taurus	0.2343	0.2387
Fras-Le	0.1831	0.1918
Gerdau	0.1868	0.1892
Gerdau Met	0.2930	0.2913
Guararapes	0.1239	0.1229
Ideiasnet	-0.1269	-0.1254
Ienergia	-0.5594	-0.5595
Inepar	-0.3240	-0.3297
Itausa	0.1545	0.1563
Itautec	0.1418	0.1391
João Fortes	0.1088	0.1118
Klabin	0.1684	0.1728
Light	0.0255	0.0218
Lojas Americanas	0.0716	0.0665
M G Poliest	0.0676	0.0719
Mangels Indl	0.1669	0.1772

	MQO	MQ2E
Marcopolo	0.1702	0.1655
Metisa	0.2273	0.2253
Mundial	-0.1899	-0.1954
Net	0.0370	0.0402
P.Acucar-Cbd	0.0839	0.0820
Petrobras	0.1898	0.1873
Pettenati	0.0223	0.0244
Pro Metalurg	-2.0442	-2.0495
Pronor	0.0632	0.0606
Randon Participações	0.1474	0.1449
Rossi Resid	0.1370	0.1317
Sabesp	0.1325	0.1289
Sanepar	0.2706	0.2662
São Carlos	0.1596	0.1661
Saraiva Livr	0.0805	0.0807
Sid Nacional	0.0467	0.0503
Souza Cruz	0.1219	0.1283
Sultepa	-0.1615	-0.1661
Suzano Papel	0.1736	0.1700
Tectoy	-0.5420	-0.5441
Teka	-3.4123	-3.4129
Telebrás	-0.4201	-0.4487
Telemar	0.0995	0.1020
Telesp	0.1332	0.1365
Tim Participações	0.1467	0.1514
Tractebel	0.1462	0.1440
Tran Paulista	0.1687	0.1692
Ultrapar	0.1296	0.1365
Unipar	0.0578	0.0602
Usiminas	0.1921	0.1938
Vale	0.1201	0.1186
Valefert	0.1196	0.1180
Vivo	-0.0115	-0.0092
Wlm Ind Com	0.3494	0.3573
Yara Brasil	0.1613	0.1731

APÊNDICE C: Estimações Com Retornos Anteriores a R_{t-11} e Posteriores a R_{t+3}

Tabela 9: Estimação como *pooled regression* por MQO

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística t	Prob.
C	0.0425	0.0138	3.0722	0.0022
R_{t-23}	0.2204	0.0624	3.5335	0.0004
R_{t-22}	0.0419	0.0608	0.6897	0.4906
R_{t-21}	0.0958	0.0824	1.1621	0.2456
R_{t-20}	0.1341	0.0659	2.0340	0.0424
R_{t-19}	0.1527	0.0715	2.1367	0.0330
R_{t-18}	0.0320	0.0547	0.5858	0.5582
R_{t-17}	0.1821	0.0611	2.9805	0.0030
R_{t-16}	0.1251	0.0278	4.5019	0.0000
R_{t-15}	0.0169	0.0624	0.2703	0.7870
R_{t-14}	0.0893	0.0694	1.2863	0.1988
R_{t-13}	-0.1276	0.0601	-2.1221	0.0342
R_{t-12}	-0.0591	0.0752	-0.7862	0.4321
R_{t-11}	0.1983	0.0517	3.8311	0.0001
R_{t-10}	0.2941	0.0885	3.3220	0.0009
R_{t-9}	0.1808	0.0869	2.0793	0.0380
R_{t-8}	0.1943	0.0274	7.0989	0.0000
R_{t-7}	0.2465	0.0763	3.2294	0.0013
R_{t-6}	0.2546	0.0610	4.1752	0.0000
R_{t-5}	0.4436	0.0796	5.5766	0.0000
R_{t-4}	0.2086	0.0414	5.0343	0.0000
R_{t-3}	-0.0301	0.0397	-0.7569	0.4494
R_{t-2}	0.2405	0.1198	2.0073	0.0451
R_{t-1}	0.2546	0.0837	3.0420	0.0024
R_t	0.1971	0.0600	3.2840	0.0011
R_{t+1}	0.1175	0.0430	2.7323	0.0065
R_{t+2}	0.2577	0.0651	3.9557	0.0001
R_{t+3}	0.2355	0.0569	4.1369	0.0000
R_{t+4}	0.1248	0.0264	4.7223	0.0000
R_{t+5}	0.0426	0.0449	0.9496	0.3427
R_{t+6}	0.1241	0.0649	1.9136	0.0561
R_{t+7}	0.0714	0.0911	0.7831	0.4339
R^2	0.3166			
R^2 ajustado	0.2836			
Estatística F	9.6081			
Durbin-Watson	1.5746			

Tabela 10: Estimação como *pooled regression* por MQ2E

Variável dependente: X

Amostra: 2001 2009

Observações incluídas: 9

Cross-sections incluídas: 75Informações *pooled* (balanceadas) totais: 675Lista de instrumentos: $R_{t-23}, R_{t-22}, R_{t-21}, R_{t-20}, R_{t-19}, R_{t-18}, R_{t-17}, R_{t-16}, R_{t-15}, R_{t-14}, R_{t-13}, R_{t-12}, R_{t-11}, R_{t-10}, R_{t-9}, R_{t-8}, R_{t-7}, R_{t-6}, R_{t-5}, R_{t-4}, R_{t-3}, R_{t-2}, R_{t-1}, R_{t+1}, R_{t+2}, R_{t+3}, R_{t+4}, R_{t+5}, R_{t+6}, R_{t+7}$.Erro-padrão e covariância *cross-section* de White

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística t	Prob.
C	0.0291	0.0308	0.9437	0.3457
R_{t-23}	0.2568	0.0640	4.0150	0.0001
R_{t-22}	0.0277	0.0835	0.3318	0.7402
R_{t-21}	0.0806	0.1526	0.5280	0.5977
R_{t-20}	0.1575	0.0747	2.1077	0.0354
R_{t-19}	0.1389	0.1091	1.2737	0.2032
R_{t-18}	0.0415	0.0475	0.8726	0.3832
R_{t-17}	0.1880	0.0895	2.1011	0.0360
R_{t-16}	0.1993	0.0417	4.7784	0.0000
R_{t-15}	0.0230	0.0791	0.2912	0.7710
R_{t-14}	0.0442	0.1126	0.3925	0.6948
R_{t-13}	-0.1123	0.0884	-1.2707	0.2043
R_{t-12}	-0.0684	0.0571	-1.1971	0.2317
R_{t-11}	0.1834	0.0533	3.4412	0.0006
R_{t-10}	0.2696	0.1078	2.5018	0.0126
R_{t-9}	0.2021	0.0988	2.0450	0.0413
R_{t-8}	0.2032	0.0322	6.3043	0.0000
R_{t-7}	0.2411	0.0695	3.4704	0.0006
R_{t-6}	0.2433	0.0823	2.9581	0.0032
R_{t-5}	0.3888	0.1754	2.2163	0.0270
R_{t-4}	0.1713	0.1822	0.9399	0.3476
R_{t-3}	0.0070	0.0947	0.0741	0.9410
R_{t-2}	0.1947	0.2364	0.8237	0.4104
R_{t-1}	0.2580	0.1378	1.8722	0.0616
R_t	0.4767	0.8861	0.5380	0.5908
R_{t+1}	0.1341	0.0837	1.6015	0.1097
R_{t+2}	0.2587	0.0577	4.4825	0.0000
R_{t+3}	0.2417	0.0836	2.8911	0.0040
R_{t+4}	0.1599	0.0724	2.2070	0.0277
R_{t+5}	0.0502	0.0914	0.5493	0.5830
R_{t+6}	0.1016	0.1322	0.7685	0.4425
R^2	0.2672			
R^2 ajustado	0.2331			
Estatística F	8.7141			
Durbin-Watson	1.5963			

Tabela 11: Estimação como dados em painel por MQO

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística t	Prob.
C	-0.0564	0.0088	-6.4373	0.0000
R _{t-23}	0.1722	0.0642	2.6838	0.0075
R _{t-22}	-0.0350	0.0558	-0.6286	0.5299
R _{t-21}	0.0190	0.0504	0.3767	0.7065
R _{t-20}	0.0526	0.0465	1.1321	0.2581
R _{t-19}	0.0667	0.0561	1.1898	0.2346
R _{t-18}	0.0218	0.0421	0.5193	0.6038
R _{t-17}	0.1581	0.0565	2.7983	0.0053
R _{t-16}	0.0356	0.0307	1.1594	0.2468
R _{t-15}	0.0543	0.0453	1.1996	0.2308
R _{t-14}	0.0693	0.0691	1.0032	0.3162
R _{t-13}	-0.1384	0.0343	-4.0288	0.0001
R _{t-12}	-0.0295	0.0520	-0.5667	0.5711
R _{t-11}	0.1703	0.0362	4.7003	0.0000
R _{t-10}	0.2190	0.0715	3.0615	0.0023
R _{t-9}	0.1300	0.0690	1.8836	0.0601
R _{t-8}	0.0893	0.0389	2.2982	0.0219
R _{t-7}	0.1784	0.0662	2.6931	0.0073
R _{t-6}	0.1827	0.0506	3.6088	0.0003
R _{t-5}	0.4270	0.0601	7.1044	0.0000
R _{t-4}	0.1115	0.0675	1.6521	0.0991
R _{t-3}	-0.0032	0.0386	-0.0833	0.9336
R _{t-2}	0.1892	0.1220	1.5502	0.1217
R _{t-1}	0.2142	0.0828	2.5864	0.0099
R _t	0.1484	0.0579	2.5630	0.0106
R _{t+1}	0.1071	0.0344	3.1145	0.0019
R _{t+2}	0.1532	0.0602	2.5447	0.0112
R _{t+3}	0.0973	0.0374	2.6004	0.0096
R _{t+4}	0.0362	0.0301	1.2019	0.2299
R _{t+5}	0.0368	0.0430	0.8576	0.3915
R _{t+6}	0.1096	0.0405	2.7080	0.0070
R _{t+7}	0.1379	0.0566	2.4385	0.0151
R ²	0.5295			
R ² ajustado	0.4427			
Estatística F	6.0983			
Durbin-Watson	1.9046			

Obs: os efeitos fixos seccionais estão apresentados na Tabela 13

Tabela 12: Estimação como dados em painel por MQ2E

Variável dependente: X

Amostra: 2001 2009

Observações incluídas: 9

Cross-sections incluídas: 75Informações *pooled* (balanceadas) totais: 675

Lista de instrumentos: $R_{t-23}, R_{t-22}, R_{t-21}, R_{t-20}, R_{t-19}, R_{t-18}, R_{t-17}, R_{t-16}, R_{t-15}, R_{t-14}, R_{t-13}, R_{t-12}, R_{t-11}, R_{t-10}, R_{t-9}, R_{t-8}, R_{t-7}, R_{t-6}, R_{t-5}, R_{t-4}, R_{t-3}, R_{t-2}, R_{t-1}, R_{t+1}, R_{t+2}, R_{t+3}, R_{t+4}, R_{t+5}, R_{t+6}, R_{t+7}$.

Erro-padrão e covariância *cross-section* de White

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística t	Prob.
C	-0.2446	0.2012	-1.2153	0.2248
R_{t-23}	0.4916	0.1709	2.8759	0.0042
R_{t-22}	0.0101	0.1673	0.0605	0.9518
R_{t-21}	-0.1816	0.4497	-0.4037	0.6865
R_{t-20}	0.2179	0.1482	1.4702	0.1421
R_{t-19}	0.0740	0.2545	0.2908	0.7713
R_{t-18}	-0.2989	0.2069	-1.4445	0.1491
R_{t-17}	0.4894	0.2659	1.8407	0.0662
R_{t-16}	0.1662	0.2382	0.6979	0.4856
R_{t-15}	0.0359	0.1692	0.2120	0.8322
R_{t-14}	-0.1399	0.3100	-0.4512	0.6520
R_{t-13}	-0.1299	0.1342	-0.9681	0.3334
R_{t-12}	0.3019	0.3297	0.9155	0.3603
R_{t-11}	0.1920	0.2012	0.9540	0.3405
R_{t-10}	0.2688	0.2892	0.9296	0.3530
R_{t-9}	0.1276	0.1913	0.6671	0.5050
R_{t-8}	0.1091	0.1122	0.9721	0.3314
R_{t-7}	0.2878	0.1093	2.6333	0.0087
R_{t-6}	0.1515	0.1731	0.8751	0.3819
R_{t-5}	0.5051	0.2281	2.2144	0.0272
R_{t-4}	-0.3377	0.4623	-0.7304	0.4655
R_{t-3}	0.1348	0.2158	0.6246	0.5325
R_{t-2}	-0.0711	0.5374	-0.1322	0.8949
R_{t-1}	-0.0170	0.5908	-0.0288	0.9770
R_t	3.5240	3.9647	0.8889	0.3745
R_{t+1}	0.0524	0.1605	0.3268	0.7440
R_{t+2}	0.2169	0.1097	1.9777	0.0484
R_{t+3}	-0.1106	0.3000	-0.3688	0.7124
R_{t+4}	0.4691	0.4712	0.9954	0.3199
R_{t+5}	-0.2493	0.3168	-0.7869	0.4316
R_{t+6}	-0.2824	0.6524	-0.4328	0.6653
R ²	0.1248			
R ² ajustado	-0.0349			
Estatística F	7.1475			
Durbin-Watson	1.9859			

Obs: os efeitos fixos seccionais estão apresentados na Tabela 13

Tabela 13: Efeitos fixos seccionais das estimações como dados em painel

	MQO	MQ2E
AES Tiete	0.0715	-0.1971
Alpargatas	0.1665	-0.0132
Ambev	0.0926	0.1814
Ampla Energia	0.0063	0.0439
Bardella	0.0766	0.0276
Bombril	-0.4515	-0.1857
Brasil Telecom	0.1092	0.2142
Braskem	-0.0461	-0.0843
Celesc	0.1484	0.2215
Celpe	0.1771	0.1783
Cemig	0.1381	0.2100
Coelce	0.1731	0.0693
Comgás	0.1352	0.1889
Confab	0.2243	0.0472
Copel	0.1779	0.2267
Coteminas	0.1644	0.2298
Eletrobras	0.1214	0.2121
Eletropar	0.0681	0.1332
Emae	-0.0170	-0.0837
Embraer	0.1374	-0.0526
Embratel Participações	0.1187	0.3422
Estrela	-0.3003	-0.2562
Eternit	0.1579	-0.0910
Ferbasa	0.2737	0.3442
Forjas Taurus	0.2418	0.2919
Fras-Le	0.1705	0.4204
Gerdau	0.1755	0.1502
Gerdau Met	0.2815	0.1444
Guararapes	0.1087	0.0287
Ideiasnet	-0.1541	0.0848
Ienergia	-0.5403	-0.5194
Inepar	-0.2909	-0.3889
Itausa	0.1560	0.1938
Itautec	0.1615	-0.0120
João Fortes	0.1384	0.1548
Klabin	0.1814	0.3270
Light	0.0439	0.0869
Lojas Americanas	0.0639	-0.1488
M G Poliest	0.0680	0.1017
Mangels Indl	0.1454	0.3469
Marcopolo	0.1571	-0.0449
Metisa	0.1929	0.1292

	MQO	MQ2E
Mundial	-0.2195	-0.3242
Net	0.1155	0.2755
P.Acucar-Cbd	0.0917	0.1159
Petrobras	0.1956	0.0911
Pettenati	0.0104	0.0361
Pro Metalurg	-2.0508	-2.0653
Pronor	0.0689	0.0212
Randon Participações	0.1289	0.0685
Rossi Resid	0.1056	0.0520
Sabesp	0.1507	-0.0427
Sanepar	0.2794	0.0819
São Carlos	0.1549	0.3293
Saraiva Livr	0.1172	0.0681
Sid Nacional	0.0528	0.0027
Souza Cruz	0.1105	0.3090
Sultepa	-0.1743	-0.2304
Suzano Papel	0.1530	0.0741
Tectoy	-0.4894	-0.4406
Teka	-3.4036	-3.3757
Telebrás	-0.3900	-1.1199
Telemar	0.1147	0.2465
Telesp	0.1240	0.2082
Tim Participações	0.1524	0.4308
Tractebel	0.1157	0.0555
Tran Paulist	0.1573	0.1849
Ultrapar	0.1413	0.3406
Unipar	0.0562	0.0440
Usiminas	0.1993	0.1424
Vale	0.0937	0.0494
Valefert	0.1166	0.0304
Vivo	0.0516	0.1160
Wlm Ind Com	0.3128	0.4879
Yara Brasil	0.1325	0.4833

Gráfico 3: Estatísticas t dos retornos mensais ao longo do exercício (R_{t-23} a R_{t+6})

