BELKY ESPERANZA GUTIERREZ CASTAÑEDA

A Auditoria e o Mercado Acionário Latino-Americano: Casos Brasil, Argentina e Colômbia.

**São Paulo
2011**

BELKY ESPERANZA GUTIERREZ CASTAÑEDA

A Auditoria e o Mercado Acionário Latino-Americano: Casos Brasil, Argentina e Colômbia.

Tese apresentada ao programa de Pós-Graduação em Integração da América Latina (PROLAM) da Universidade de São Paulo para a obtenção do título de Doutor em Ciências

Orientador: Prof. Dr. Marcio Bobik Braga

**São Paulo
2011**

FOLHA DE APROVAÇÃO

Belky Esperanza Gutierrez Castañeda

A Auditoria e o Mercado Acionário Latino-Americano: Casos Brasil, Argentina e Colômbia.

Tese apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Integração da América Latina (PROLAM) da Universidade de São Paulo para a obtenção do título de Doutor em Ciências.

Orientador: Prof. Dr. Marcio Bobik Braga

Aprovado em: _____

Banca Examinadora:

Prof. Dr. _____ **Instituição** _____

Julgamento: _____ **Assinatura:** _____

Prof. Dr. _____ **Instituição** _____

Julgamento: _____ **Assinatura:** _____

Prof. Dr. _____ **Instituição** _____

Julgamento: _____ **Assinatura:** _____

Prof. Dr. _____ **Instituição** _____

Julgamento: _____ **Assinatura:** _____

Prof. Dr. _____ **Instituição** _____

Julgamento: _____ **Assinatura:** _____

DEDICATÓRIA

*Ao amor de minha vida
meu esposo Wilfredo, pelo
apoio, incentivo e compreensão
ao longo desta etapa de minha vida.*

AGRADECIMENTOS

Agradeço a Deus pela saúde e fortaleza, por estar sempre presente em todos os momentos de minha vida.

Agradeço a meu orientador, Prof. Dr. Marcio Bobik Braga, pela confiança em mim depositada. Com paciência, auxiliou-me no desenvolvimento da presente Tese.

À CAPES (Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior) pela concessão da bolsa de estudos ao longo de meu doutorado, que viabilizou a minha estadia no Brasil.

Ao Professor Nelson Carvalho, por contar com sua amizade ao longo destes anos e por compartilhar seus conhecimentos e experiências de vida profissional, que me incentivaram a continuar nesta área de pesquisa.

Ao Prof. Dr. Lázaro Plácido Lisboa, por contar sempre com sua amizade e por toda sua colaboração tanto acadêmica quanto pessoal.

À Universidade de Antioquia de Colômbia, principalmente ao Departamento de Ciências Contábeis pelo apoio acadêmico.

A meus pais, Israel e Mercedes, por todo o seu amor, compreensão, dedicação, trabalho e persistência, por não medirem esforços e proporcionarem todas as condições para que me tornasse a pessoa profissional que sou e sempre me incentivarem a lutar para que se abrissem as portas de meu futuro.

A meu esposo por estar sempre do meu lado, me fortalecendo e me apoiando depois de tantos momentos bons e difíceis que temos compartilhado. Ao fim, juntos veremos nosso sonho realizado.

Às minhas irmãs, Lina e Carolina, pela certeza de sempre poder contar com elas apesar da distância e pelo carinho e apoio sempre incondicional.

À Adonay e ao Alfonso, que sempre têm representado para mim uma segunda família e estado sempre presentes nos momentos mais difíceis.

A meus amigos colombianos no Brasil, principalmente a Carlos, Sandra, Gabriela e esse novo integrante desta família Carlos Eduardo, por facilitar minha estadia no Brasil nesta última etapa de meu doutorado e pela ajuda oferecida oportunamente.

RESUMO

O fortalecimento de um mercado acionário está relacionado diretamente com a transparência e confiabilidade da informação disponível para os usuários desses mercados. Com este fim, o auditor e o seu trabalho, divulgado através do relatório de auditoria, configuram-se como garantias da realidade econômica e contábil das empresas de capital aberto. No entanto, na realidade latino-americana (nos casos do Brasil, Colômbia e Argentina), ainda não se tem quantificado o impacto que o auditor, e o relatório de auditoria, exercem na dinâmica dos seus mercados acionários. Em resposta à falta de estudos que quantifiquem a relação auditoria – mercado acionário se formula o presente trabalho. Assim, analisa-se, através de um estudo de eventos, o efeito que os relatórios de auditoria exercem no preço das ações das companhias de capital aberto listadas nas principais bolsas de valores do Brasil (Bolsa de Valores, Mercadorias e Futuros – BM&F Bovespa), Colômbia (*Bolsa de valores de Colombia* – BVC) e Argentina (*Bolsa de Comercio de Buenos Aires* – BCBA). Realizou-se um estudo univariável e multivariável para testar as hipóteses. No caso brasileiro e argentino, o período de estudo abrangeu desde o ano 2000 até 2007. No primeiro caso, confirma-se que a divulgação dos relatórios de auditoria modificados, das companhias de capital aberto participantes da BM&FBOVESPA, não afeta o preço das suas ações. Já para o caso da Argentina, obtém-se um resultado oposto, verificando através do teste de hipóteses que o relatório do auditor impacta no mercado acionário representado pela Bolsa de Comércio de Buenos Aires; em particular, a divulgação dos relatórios de auditoria modificados tem um efeito negativo nos preços das ações negociadas no mercado acionário Argentino. Por último, no mercado acionário da Colômbia analisa-se um período de estudo desde o ano 2001 até 2007. Na Colômbia são obtidos resultados similares aos verificados no mercado acionário brasileiro. Assim, a contribuição do presente trabalho é avaliar e quantificar a importância do auditor externo nesses países em estudo e, indiretamente, avaliar o uso do relatório de auditoria como médio de divulgação de informação relevante aos seus mercados acionários.

Palavras Chaves: Mercado acionário, Bolsas de valores, Relatório de auditoria, Brasil, Argentina, Colômbia, Modelo de regressão.

ABSTRACT

The strength of a stock market is related to transparency and reliability of all information available for its users. In this sense, both the auditor and his work, which is disseminated through the auditing reports, become the guarantee of the economical reality from all publicly traded companies. However, in Latin America reality (especially in Brazil, Colombia and Argentina), the impact of the Auditor and his reports still has not been verified upon the stock markets. Hence, this present job aims to respond to the lack of studies stating the relationship between Auditing and Stock markets in Latin America. The analysis is done through a event study, evaluating what is the auditing report effect upon the prices of stocks from the main publicly traded companies in Brazilian stock market (*Bolsa de valores, Mercadorias e Futuros* – BM&FBovespa), Colombian stock market (*Bolsa de valores de Colombia* – BVC) and Argentine stock market (*Bolsa de Comercio de Buenos Aires* – BCBA). In particular, two studies are carried out, one univariable and the other multivariable, in order to test the hypothesis. In Brazilian and Argentine cases, the study covers the period from 2000 until 2007. In the first case, the disclosure of the modified auditing reports, considering public companies of the BM&FBovespa Stock Exchange, does not affect their stock price. On the contrary, in Argentine case, an opposite result is obtained: the auditing reports impact on BCBA Stock Exchange; specifically, the disclosure of modified auditing reports has a negative effect on stock prices. Finally, for the Colombian stock market, a study period from 2001 until 2007 is utilized. In Colombian case, similar results to those reported from Brazilian analysis are obtained. The contribution of this thesis is to evaluate and quantify the role of the auditor in the countries mentioned above and, indirectly, the use of the auditor's report as way to disseminate Auditing information.

Keywords: Stock market, Stock Exchange, Auditor's report, Brazil, Argentina, Colombia, regression model

RESUMEN

El fortalecimiento de un mercado de acciones está relacionado directamente con la transparencia y confiabilidad de la información disponible para los usuarios de ese mercado. Con este fin, el auditor y su trabajo, divulgado a través del dictamen de auditoría, se configuran como garantía de la realidad económica de las empresas de sociedad anónima. Sin embargo, en la realidad latinoamericana (caso de Brasil, Colombia y Argentina), aún no se ha cuantificado el verdadero impacto que la figura del auditor, y del dictamen de auditoría, ejerce en la dinámica de los mercados de acciones. En respuesta a la falta de estudios que cuantifiquen la relación auditoría – mercado de acciones es que se formula el presente trabajo. Así, se analiza, a través de un estudio de eventos, el efecto que los dictámenes de auditoría ejercen en el precio de las acciones de las empresas de sociedad anónima listadas en la principales bolsas de valores de Brasil (*Bolsa de Valores, Mercadorias e Futuros – BM&FBovespa*), Colombia (*Bolsa de valores de Colombia – BVC*) y Argentina (*Bolsa de Comercio de Buenos Aires – BCBA*). Se realiza un estudio univariable y multivariable para analizar las hipótesis. En el caso de Brasil y Argentina, el periodo de estudio es desde el año 2000 hasta el 2007. En el primer caso, se confirma que la divulgación de los dictámenes de auditoría con salvedades, de las empresas de sociedad anónima participantes de BM&FBovespa, no interfiere en el precio de sus acciones. Para el caso de Argentina, se obtiene un resultado opuesto, verificando a través del análisis de las hipótesis que el dictamen del auditor impacta en el mercado de acciones representado por la Bolsa de Comercio de Buenos Aires; en particular, la divulgación de los dictámenes de auditoría con salvedades tiene un efecto negativo en los precio de las acciones negociadas en el mercado de acciones argentino. Por ultimo, en el mercado de acciones de Colombia, se utiliza un periodo de estudio desde el año 2001 hasta el 2007. En Colombia se obtienen resultados similares a los verificados en el mercado de acciones de Brasil. Así, la contribución del presenta trabajo es evaluar y cuantificar la importancia del auditor externo en los países de estudio e indirectamente evaluar el uso del dictamen del auditor como medio de divulgación de información relevante para los mercados accionarios.

Palabras Claves: Mercado de acciones, Bolsas de valores, Dictamen de auditoría, Brasil, Argentina, Colombia, Modelo de regresión

LISTA DE QUADROS

Quadro 1. Resoluções do CFC – Normas Brasileiras de Auditoria.	28
Quadro 2. Diferenças entre Revisória Fiscal e Auditoria Externa.	33
Quadro 3. Pronunciamento do <i>Consejo Técnico de la Contaduría Publica</i>	36
Quadro 4. Estudos realizados no mundo referente ao impacto dos relatórios de auditoria em diversos mercados acionários.	42
Quadro 5. Resumo dos resultados preliminares obtidos mediante estatística descritiva.	91
Quadro 6. Resumo dos resultados obtidos mediante análise univariável.	96
Quadro 7. Resumo dos resultados obtidos mediante análise multivariável considerando a base amostral por país desde o ano 2000 até o ano 2007.	108
Quadro 8. Resumo dos resultados obtidos mediante análise multivariável considerando a base amostral por país e por ano.	119
Quadro 9. Impacto do relatório de auditoria no preço das ações por ano.	125
Quadro 10. Impacto do relatório de auditoria no preço das ações anos 2000- 2007.	126

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1. Número de empresas nacionais que cotizam nas bolsas de valores de diversos países da América Latina	12
Gráfico 2. Número de empresas nacionais que cotizam nas principais bolsas da América Latina (simulação com os países que integram o MILA desde o ano 2006).	12
Gráfico 3. Volume de negócios de forma percentual de alguns países da América Latina.	13
Gráfico 4. Volume de negócios de forma percentual das principais bolsas da América Latina (simulação com os países que integram o MILA desde o ano 2006).	13
Gráfico 5. Composição setorial da Bolsa de Valores de São Paulo.	52
Gráfico 6. Composição setorial da Bolsa de Valores de Argentina.	54
Gráfico 7. Composição Setorial da Bolsa de Valores de Colômbia.	55
Gráfico 8. Evolução histórica do Ibovespa no período do ano 2000 até maio 2011.	71
Gráfico 9. Evolução histórica do índice IGBC no período do ano 2001 até maio de 2011.	72
Gráfico 10. Evolução histórica do índice Merval no período do ano 2000 até maio de 2011.	73

LISTA DE TABELAS

Tabela 1. Resumo do total de dados utilizados e filtrados na amostra do mercado acionário brasileiro.....	60
Tabela 2. Resumo do total de dados utilizados e filtrados na amostra do mercado acionário argentino.....	61
Tabela 3. Resumo do total de dados utilizados e filtrados na amostra do mercado acionário colombiano.....	62
Tabela 4. Descrição estatística segundo o tipo de relatório de auditoria - Brasil.....	82
Tabela 5. Descrição estatística segundo o tipo de relatório de auditoria - Argentina.....	86
Tabela 6. Descrição estatística segundo o tipo de relatório de auditoria - Colômbia.....	90
Tabela 7. Análise de correlação da hipótese H1 - Brasil.....	93
Tabela 8. Análise de correlação da hipótese H1 - Argentina.....	94
Tabela 9. Análise de correlação da hipótese H1 - Colômbia.....	96
Tabela 10. Coeficientes de ajuste do modelo de regressão lineal para os três países.....	98
Tabela 11. Significância do modelo de regressão lineal para os três países.....	99
Tabela 12. Resultados da regressão para o Modelo_H1_B_ 2000-2007 no Brasil.....	101
Tabela 13. Avaliação dos pressupostos de regressão linear do Modelo_H1_B_ 2000-2007 no Brasil.....	102
Tabela 14. Resultados da regressão para o Modelo_H1_A_ 2000-2007 na Argentina.....	104
Tabela 15. Avaliação dos pressupostos de regressão linear do Modelo_H1_A_ 2000-2007 na Argentina.....	105
Tabela 16. Resultados da regressão para o Modelo_H1_C_ 2001-2007 na Colômbia.....	107
Tabela 17. Avaliação dos pressupostos de regressão linear do Modelo_H1_C_ 2001-2007 na Colômbia.....	107
Tabela 18. Coeficientes de ajuste dos modelos de regressão Modelo_H1_B_ Ano no Brasil. ..	110
Tabela 19. Significância dos modelos de regressão linear Modelo_H1_B_ Ano - Brasil.....	110
Tabela 20. Coeficientes e significância dos modelos de regressão linear Modelo_H1_B_ Ano - Brasil.....	112
Tabela 21. Avaliação dos pressupostos de regressão linear do Modelo_H1_B_ Ano no Brasil.....	114
Tabela 22. Coeficientes de ajuste dos modelos de regressão Modelo_H1_A_ Ano na Argentina.....	115
Tabela 23. Significância dos modelos de regressão linear Modelo_H1_A_ Ano - Argentina. ..	116

Tabela 24. Coeficientes e significância dos modelos de regressão linear Modelo_H1_A_ Ano - Argentina.	117
Tabela 25. Avaliação dos pressupostos de regressão linear do Modelo_H1_A_ Ano na Argentina.	118
Tabela 26. Resultados da regressão para o Modelo_H2_BAC_ 2001-2007 na América Latina.	121
Tabela 27. Avaliação dos pressupostos de regressão linear do Modelo_H2_BAC_ 2001-2007 na América Latina.	121

LISTA DE SIGLAS

APT	Arbitrage Pricing Theory
BACEN	Banco Central do Brasil
BCBA	Bolsa de Comercio de Buenos Aires
BCRA	Banco Central de la Republica de Argentina
BM&FBovespa	Bolsa de Valores, Mercadorias e Futuros de São Paulo
BVC	Bolsa de Valores de Colombia
CAR	Cumulative Abnormal Return
CAPM	Capital Asset Pricing Model
CECyT	Centro de Estudios Científicos y Técnicos
CENCyA	Comisión Especial de Normas de Contabilidad y Auditoría
CFC	Conselho Federal de Contabilidade
CMN	Conselho Monetário Nacional
CNNT	Comissão Nacional de Normas Técnicas
CNV	Comisión Nacional de Valores
CRYL	Central de Registro y Liquidaciones
CVM	Comissão de Valores Mobiliários
FACPCE	Federación Argentina de Consejos Profesionales de Ciencias Económicas
FAGCE	Federación Argentina de Graduados en Ciencias Económicas
GAAP	Generally Accepted Accounting Principles
IAASB	International Auditing and Assurance Standards Board
IBRACON	Instituto dos Auditores Independentes do Brasil
IFAC	International Federation of Accountants
IGBC	Índice General de la Bolsa de Colombia
IGJ	Inspección General de Justicia
ln	Logaritmo Natural
MEC	Mercado Electrónico Colombiano
MERVAL	Mercado de Valores de Buenos Aires
MILA	Mercado Integrado Latinoamericano
MPAF	Modelo de Precificação de Ativos Financeiros
NBC – TA	Normas Técnicas de Auditoria Independente
NCPs	Normas Contábeis Profissionais

NIA	Normas Internacionais de Auditoria
RT	Resolução Técnica
SEC	Securities and Exchange Commission
SFC	Superintendencia Financiera de Colombia
SUSEP	Superintendência de Seguros Privados

SUMÁRIO

LISTA DE QUADROS	1
LISTA DE GRÁFICOS.....	2
LISTA DE TABELAS.....	3
LISTA DE SIGLAS.....	5
1. INTRODUÇÃO	10
1.1 CONTEXTUALIZAÇÃO.....	10
1.1.1 Integração dos mercados acionários da América Latina	11
1.1.2 Relação entre relatório de auditoria e mercado acionário	14
1.1.3 Estudos realizados em mercados acionários.....	17
1.2 JUSTIFICATIVA DA PESQUISA	19
1.3 OBJETIVOS	21
1.4 CONTRIBUÇÕES DA PESQUISA	21
2. AUDITORIA NO BRASIL, COLÔMBIA E ARGENTINA	23
2.1 A IMPORTÂNCIA DA AUDITORIA NUMA ECONOMIA DE MERCADO... 24	
2.2 A AUDITORIA NO BRASIL	26
2.2.1 Normas de auditoria no Brasil.....	27
2.3 A AUDITORIA NA ARGENTINA.....	30
2.3.1 Normas de auditoria na Argentina.....	31
2.4 A AUDITORIA NA COLÔMBIA	31
2.4.1 Entidades reguladoras da auditoria na Colômbia	34
2.4.2 Normas de Auditoria na Colômbia.....	35
3. MERCADO ACIONÁRIO NO BRASIL, COLÔMBIA E ARGENTINA.....	38
3.1 IMPACTO DA CONTABILIDADE NOS MERCADOS ACIONÁRIOS	38

3.2	IMPACTO DA AUDITORIA NOS MERCADOS ACIONÁRIOS	41
3.3	EFICIÊNCIA DE MERCADOS	44
3.4	MODELOS DE MERCADO	45
3.4.1	Modelo de mercado tradicional – Estatístico	46
3.4.2	Modelo de Precificação de Ativos Financeiros – MPAF	47
3.4.3	Teoria da Arbitragem	48
3.5	MERCADO ACIONÁRIO NOS PAÍSES DA AMÉRICA LATINA EM ESTUDO.....	51
3.5.1	Mercado acionário em Brasil.....	51
3.5.2	Mercado Acionário na Argentina	53
3.5.3	Mercado Acionário na Colômbia	54
4.	METODOLOGIA DA PESQUISA.....	57
4.1	FORMULAÇÃO DE HIPÓTESE.....	58
4.2	SELEÇÃO DA AMOSTRA E FONTES DE INFORMAÇÃO	59
4.2.1	Caso Brasil.....	59
4.2.2	Caso Argentina	60
4.2.3	Caso Colômbia	61
4.3	MODELO DE REGRESSÃO.....	62
4.4	VARIÁVEL DEPENDENTE NO MODELO DE REGRESSÃO LINEAR MULTIVARIÁVEL (CAR).....	65
4.4.1	Evento, janela de evento e janela de estimação.....	68
4.4.2	Retorno de mercado.....	71
4.5	VARIÁVEIS INDEPENDENTES DO MODELO DE REGRESSÃO LINEAR MULTIVARIÁVEL	74
4.5.1	Variável experimental (<i>MODIFIED</i>)	74
4.5.2	Variáveis de controle	75
5.	APRESENTAÇÃO, ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS	79
5.1	DESCRIÇÃO ESTATÍSTICA DA BASE AMOSTRAL DO ANO 2000 A 2007	80
5.1.1	Descrição da base amostral do Brasil	80
5.1.2	Descrição da base amostral da Argentina.....	84

5.1.3	Descrição da base amostral da Colômbia.....	87
5.2	TESTES DA HIPÓTESE H1.....	92
5.2.1	Análise univariável do ano 2000 até 2007.....	92
5.2.2	Análise multivariável por país para todo o período 2000-2007	97
5.2.3	Análise multivariável por ano e por país (desde o ano 2000 até 2007).....	109
5.3	TESTE DA HIPÓTESE H2.....	120
6.	CONSIDERAÇÕES FINAIS E RECOMENDAÇÕES PARA FUTURAS	
	PESQUISAS.....	123
6.1	TRABALHOS FUTUROS	126
	REFERÊNCIAS.....	128
	APÊNDICE A - EMPRESAS UTILIZADAS NA BASE AMOSTRAL.....	141
	APÊNDICE B - ESTADÍSTICA DESCRITIVA DAS VARIÁVEIS UTILIZADAS	
	NOS MODELOS DE REGRESSÃO	154
	APÊNDICE C - PROCEDIMENTO <i>BACKWARD</i> PARA A ANÁLISE	
	MULTIVARIÁVEL POR PAÍS PARA TODO O PERÍODO 2000 – 2007	
	DA SEÇÃO 5.2.2.....	163

1. INTRODUÇÃO

Este projeto enfoca tópicos tradicionais da contabilidade e economia (auditoria e mercados acionários); contudo, este tema de pesquisa procura dar um passo à frente no avanço da Ciência Econômica e Contábil latino-americana, no sentido de não se limitar aos conceitos desses tópicos em si, mas de realizar uma pesquisa que os relacione e permita obter conclusões significativas para os dois campos de estudo da América Latina. Assim, visando dar uma introdução ao tema abordado pela tese, no presente capítulo se apresentam e contextualizam os diversos estudos realizados nesse sentido em outras economias a nível global, os quais relacionam o impacto do relatório do auditor no mercado de ações destes países. A partir desses estudos se formulam os objetivos e se justifica a pesquisa. Além disso, o capítulo termina com as contribuições da presente tese.

1.1 CONTEXTUALIZAÇÃO

As empresas necessitam constantemente de novos recursos para fazer seus investimentos objetivando o crescimento. Elas têm diversas fontes de financiamento, a saber: internas e externas. Internamente, os recursos são disponibilizados pela geração de caixa oriunda das operações da empresa. Externamente, os recursos em geral são obtidos pela venda de diferentes títulos. No entanto, essas ações são influenciadas por diversos fatores econômicos e contábeis que afetam os seus valores e a sua aceitação pelo público de um mercado de capitais (TEWELES et al., 1992). Um desses fatores é a informação disponível sobre a situação econômica e contábil das companhias de capital aberto (companhias com ações disponíveis no mercado acionário) e a veracidade dessa informação. Assim, a contabilidade, como área do conhecimento responsável pela mensuração, divulgação e veracidade da informação contábil, exerce papel importante no relacionamento entre a empresa e seus acionistas. Segundo Bromwich (1992), as demonstrações contábeis e os relatórios de auditoria das empresas de capital aberto contêm informações relevantes para a tomada de decisões por parte dos usuários de qualquer mercado acionário.

Ao longo dos anos, a função do auditor tem-se consolidado como peça importante no cenário empresarial. Tal fato se deve ao desenvolvimento dos negócios, que tornou o relatório de

auditoria indispensável para o público investidor, por assegurar a qualidade das informações contábeis divulgadas pelas empresas (ARAÚJO, 2000; ELLER, 2001)¹. Assim, um dos principais benefícios oferecidos pela auditoria ao investidor, através do relatório de auditoria², reside no fato de que a opinião do auditor, contida nesse relatório, proporciona a garantia de que as demonstrações contábeis se encontram isentas de erros e/ou fraudes que possam comprometer suas decisões (ARAÚJO, 2003).

São vários os estudos, em mercados acionários da América do Norte, Europa e Ásia, que analisam o impacto informativo dos relatórios de auditoria, analisando a variação do preço e volume das ações negociadas em relação à data de divulgação dessas informações. Dentre esses trabalhos se destacam: Choi & Jeter (1992); Carlson et al. (1998); Chen et al. (2000) e Soltani, (2000), que identificaram uma resposta antecipada do mercado em relação à data de divulgação dos relatórios de auditoria, e os trabalhos de Dopuch et al. (1986); Ameen et al. (1994) e Martinez et al. (2004), que não encontram relação entre a divulgação dos relatórios de auditoria e o mercado acionário. Frente a esses resultados contraditórios, surge a pergunta: qual dessas conclusões se aplica na realidade latino-americana, econômica e culturalmente diferente daqueles países donde se desenvolvem as principais pesquisas? O presente estudo dá resposta a essa pergunta, realizando uma pesquisa baseada nas técnicas de estudo de eventos, que quantifique a relação auditoria-mercado acionário em três economias da América Latina: Brasil, Argentina e Colômbia.

1.1.1 Integração dos mercados acionários da América Latina

Atualmente, os países da América Latina procuram dia a dia a integração dos seus mercados. Evidencia desta integração é a nova fusão das bolsas de valores dos países da região andina; especificamente, dos mercados acionários do Chile, Colômbia e Peru. Essa nova integração iniciou as suas operações em 30 de maio de 2011, conhecido como o *Mercado Integrado Latinoamericano* – MILA. O MILA é considerado como o maior mercado da América Latina,

¹ Exemplo, no Brasil, as companhias abertas estão obrigadas a divulgar os relatórios de auditoria independente em conjunto com as demonstrações contábeis: No caso das demonstrações anuais a partir da Lei 6.404, de 15 de dezembro de 1976, e no caso das demonstrações trimestrais a partir da entrada em vigor da Instrução Normativa da CVM (Comissão de Valores Mobiliários) No. 118 de 1990 (revogada pela Instrução CVM 202 de 1993).

² O relatório de auditoria é a materialização do trabalho de auditoria independente. A finalidade principal do relatório consiste em divulgar a opinião do auditor sobre a fidedignidade das demonstrações contábeis auditadas. Por meio do relatório, o auditor assegura a validade das informações contábeis postas à disposição dos usuários dessas informações (BLANCO, 1999).

em termos do número de ações cotizadas (566 companhias) (ver Gráfico 1 e 2) e ocupa o segundo lugar em volume de mercado (614 bilhões de dólares), sendo superado somente pelo mercado acionário da Bolsa de Valores de São Paulo (BM&FBOVESPA), no Brasil (ver Gráfico 3 e 4).

Gráfico 1. Número de empresas nacionais que cotizam nas bolsas de valores de diversos países da América Latina

Fonte: Banco Mundial (Elaboração Própria)

Gráfico 2. Número de empresas nacionais que cotizam nas principais bolsas da América Latina (simulação com os países que integram o MILA desde o ano 2006).

Fonte: Banco Mundial (Elaboração Própria)

A integração dos mercados acionários tem se tornado uma necessidade nos diversos países da América Latina para aumentar sua competitividade frente a outros mercados, numa economia cada vez mais globalizada. Um exemplo disso pode ser observado no Gráfico 3. O volume de negócios da BM&FBOVESPA do Brasil supera em mais de duas vezes o volume de outras importantes economias da região de forma isolada; por exemplo, Argentina, México, Colômbia, entre outras. Já considerando a integração desses mercados acionários, vê-se no

Gráfico 4 que o MILA (mercados da Colômbia, Peru e Chile, em conjunto) torna-se o segundo em volume de transações a nível da América Latina, superando o mercado acionário do México. No caso do número de empresas negociadas, o MILA representa o primeiro lugar na América Latina, com 30% a mais de empresas em relação às empresas que pertencem ao BM&FBOVESPA (ver Gráfico 1 e 2), no ano de 2010. Em consequência disso, a fusão dos mercados acionários gera ambientes atrativos para os investidores estrangeiros e nacionais, já que brindam uma grande versatilidade de empresas para investimento, produzindo uma redução de custos de capital para as empresas.

Gráfico 3. Volume de negócios de forma percentual de alguns países da América Latina.
Fonte: Banco Mundial (Elaboração Própria)

Gráfico 4. Volume de negócios de forma percentual das principais bolsas da América Latina (simulação com os países que integram o MILA desde o ano 2006).
Fonte: Banco Mundial (Elaboração Própria)

Por outro lado, os países que fazem parte do MILA apresentam nos últimos anos um grande crescimento nos seus respectivos mercados acionários; por exemplo, a Bolsa de Valores de Colômbia (BVC) nos últimos três anos gerou um rendimento de 25,1%, e a Bolsa de

Comercio de Santiago, de 32,1%. Também no ano 2011, o mercado acionário colombiano tem apresentando novas e melhores avaliações de prestigiosas companhias avaliadoras de risco³. Especificamente, a *Standard & Poor's* avaliou a Colômbia em nível de risco BBB-, a *Moody's Investor Service* deu uma avaliação de Baa3 e a *Fitch Ratings* avaliou o mercado com BBB. Os anteriores índices de avaliação demonstram maior confiança nas políticas econômicas do país e atrai maiores investimentos estrangeiros, considerando que os fundos de inversão têm a exigência de investir nos países que tenham pelo menos duas avaliações positivas das companhias de risco.

A presente tese, ao estudar a relação dos relatórios de auditoria com os preços das ações negociadas em diversos países da América Latina (ver objetivos na Seção 1.3), vem a contribuir para o melhor entendimento desses mercados e, conseqüentemente, serviria como uma ferramenta de consulta a mais para futuras integrações dos mercados da região. Ressalte-se o fato que a integração dos mercados acionários da América Latina pode ser um fator primordial para o crescimento econômico da região e para o aumento da competitividade dos seus países a escala global.

1.1.2 Relação entre relatório de auditoria e mercado acionário

A principal função da auditoria está fundamentada na confiança que o auditor transmite às transações de mercado ao emitir uma opinião sobre as demonstrações contábeis (DYE, 1993; TITMAN & TRUEMAN, 1986). Basicamente, essas opiniões de auditoria podem ser: (i) com ressalva; (ii) sem ressalva; (iii) adverso ou (iv) abstenção de opinião. Segundo Blanco (2004), o auditor:

“[...] emite um relatório sem ressalva, ou limpo, quando as demonstrações contábeis relatam adequadamente a situação patrimonial e financeira da empresa auditada. O auditor ressalva sua opinião quando as demonstrações contábeis representam fidedignamente a situação da empresa, com exceção de uma conta ou grupo de contas nelas contida. Já o relatório adverso é emitido quando as demonstrações contábeis não representam com fidedignidade a situação da empresa auditada. E o relatório com abstenção de opinião é emitido quando o auditor não obtém elementos de convicção que lhe permitam fundamentar um juízo a respeito das demonstrações contábeis da empresa sob exame.”. (Tradução Livre).

³ <http://www.portafolio.co/economia/fitch-subio-calificacion-colombia-grado-inversion>

Assim, a opinião do auditor tem sido considerada de grande importância para manter o grau de confiança e segurança nas demonstrações contábeis disponíveis numa economia de mercado: essa importância pode ser avaliada através de estudos econométricos e/o entrevistas que ressaltem a importância do auditor nesses mercados. Essencialmente, os estudos que tratam a relação auditoria e mercado acionário dividem-se em dois grandes grupos. O primeiro grupo conclui que os relatórios de auditoria com ressalva aportam informação importante aos investidores (BASKIN, 1972; ALDERMAN, 1977; FIRTH, 1978; BALL et al., 1979; CHOW & RICE, 1982; DAVIS, 1982; ELLIOTT, 1982; BANKS & KINNEY, 1982). Pelo contrário, o segundo grupo chega à conclusão de que não existe relação entre o relatório de auditoria e o preço das ações; em outras palavras, os relatórios de auditoria não impactam o mercado acionário ou a tomada de decisões dos investidores (DOPUCH et al., 1986; AMEEN et al., 1994; MARTINEZ et al., 2004).

Nessa linha de idéias, Craswell (1985) revisou estudos realizados antes de 1982 e sugere que as contradições nos resultados dos diferentes estudos poderiam se relacionar a problemas no planejamento das investigações. Ele ressaltou quatro problemas principais, a saber: (i) não é uma tarefa fácil identificar a data correta da publicação dos relatórios com ressalva; assim, os estudos não são consistentes na definição dessas datas. (ii) O segundo aspecto identificado por Craswell (1985) consiste nos diferentes critérios utilizados para dividir os diversos tipos de ressalva; assim, o impacto de um tipo de ressalva particular pode ser anulado como resultado da somatória de todos os outros diferentes tipos. (iii) O conteúdo de informação das pesquisas relacionadas com os relatórios de auditoria pode ter problemas de seleção de dados; por exemplo, trabalhos que utilizam amostras não representativas do mercado acionário como um todo. (iv) Finalmente, o quarto problema identificado por Craswell (1985), consiste em que a maioria das pesquisas não controla adequadamente os efeitos que podem afetar o preço das ações, os quais são simultâneos aos relatórios de auditoria; por exemplo, a divulgação das demonstrações contábeis.

Os estudos posteriores ao trabalho de Craswell (1985) tentaram solucionar os problemas por ele ressaltados e relacionados à etapa do planejamento da pesquisa. Além disso, tentaram encontrar suporte ao conteúdo de informação dos relatórios com ressalva (DODD et al., 1984; DOPUCH et al., 1986, LOUDDER et al., 1992; FLEAK & WILSON, 1994).

Dodd et al. (1984) observaram que a data do anúncio das demonstrações contábeis não representa exatamente a data de divulgação dos relatórios e sugerem que essa data pode ser qualquer uma das seguintes: (i) quando os lucros fossem anunciados publicamente por primeira vez; (ii) quando as demonstrações contábeis anuais fossem reportadas publicamente; (iii) quando o formulário 10-K⁴ torna-se público ou (iv) quando a empresa divulga um comunicado apresentando e/ou descrevendo o relatório. Adicionalmente, eles utilizaram dados diários e retornos anormais estimados segundo várias janelas de evento, para testar a sensibilidade desses resultados ao tamanho da janela. Eles descobriram que os retornos anormais ocorreram antes do anúncio do relatório com ressalva, e concluíram que o relatório de auditoria, por si mesmo, não contém informação suficiente para influenciar um mercado acionário específico.

Em contraste, Dopuch et al. (1986) notaram que o efeito nos preços das ações, associados com a divulgação dos relatórios de auditoria através dos meios de comunicação, tiveram um efeito diferente daqueles divulgados utilizando apenas o formulário 10-K ou utilizando a data de divulgação das demonstrações contábeis anuais. Adicionalmente, eles forneceram evidências de uma reação significativamente negativa do preço das ações à divulgação dos relatórios de auditoria com ressalva do tipo “sujeito a”.

Por outro lado, um grupo de pesquisadores, além de explorar a associação entre retornos anormais e relatórios de auditoria com ressalva, pesquisaram a relação entre risco e relatórios com ressalva (SHANK, 1982; FINNERTY & OLIVER, 1985; FARGHER & WILKINS, 1998; SEIPEL & TUNNEL, 2000). Tanto Shank et al. (1982) quanto Finnerty & Oliver (1985) encontraram pouca evidência que mostrasse a associação entre relatórios com ressalva e risco. Já Fargher & Wilkins (1998) usaram mudanças no risco para representar a informação inferida pelo mercado no momento dos anúncios dos relatórios.

Embora diversos estudos tenham abordado a avaliação do papel do auditor ou seu trabalho em diversos mercados acionários, não existe uma conclusão unívoca e definitiva sobre o impacto dos relatórios de auditoria numa economia de mercado; muito pelo contrário, os resultados

⁴ Relatório anual exigido pela Comissão de Valores Mobiliários (*Securities and Exchange Commission* – SEC) dos Estados Unidos a toda companhia emissora de um título registrado, às companhias registradas em bolsa e a qualquer companhia com 500 ou mais acionistas ou com \$1 milhão ou mais em ativos. Prevê a divulgação do total de resultados e a receita operacional antes da tributação, bem como das vendas por diferentes classes de produtos, para cada uma das diferentes linhas de negócios da empresa e para cada um dos últimos cinco anos. Também exige a demonstração de origem e aplicação de recursos, apresentada em bases comparativas para os dois últimos exercícios fiscais. O formulário 10-K torna-se informação pública quando é arquivado junto à SEC.

são contraditórios e variam de acordo o país de estudo e a metodologia de pesquisa empregada. Assim, diversos estudos têm tratado de solucionar os problemas relacionados com o planejamento da pesquisa, evidenciados pelo trabalho de Craswell (1985), proporcionando suporte ao ponto de vista de que os relatórios de auditoria contêm informação que impacta nas decisões dos investidores. Entretanto, outros trabalhos se focam na avaliação do efeito do relatório de auditoria em mercados acionários específicos, utilizando as técnicas econométricas já desenvolvidas.

1.1.3 Estudos realizados em mercados acionários

Embora a maioria dos estudos tenha sido direcionada a países de fala inglesa (como aqueles apresentados na Seção 1.1.2), recentemente, alguns trabalhos têm sido publicados em relação ao papel do auditor nos mercados acionários de diversos países da Europa Ocidental (SOLTANI, 2000; MARTINEZ et al., 2004). Soltani (2000) utilizou 543 relatórios de auditoria no período de 1986-1995, no contexto do mercado de capitais francês e utilizou três diferentes datas de eventos e cinco modelos de mercado para testar o conteúdo da informação dos relatórios de auditoria. Esses modelos de mercado são: (i) Modelo de retorno ajustado à media; (ii) Modelo de retorno ajustado ao mercado; (iii) Regressão de mínimos quadrados do modelo de mercado. (iv) Modelo de Scholes-Williams (1977) e (v) Modelo Beta de Dimson (1979). Os resultados indicaram que, na maioria dos casos, os diferentes tipos de relatórios de auditoria com ressalva têm significativos retornos anormais negativos ao redor das datas do seu anúncio. Além disso, os resultados também mostraram retornos anormais significativos para essas companhias que receberam relatórios de auditoria com ressalva do tipo '*Observations*' e '*remarks*', (relatórios únicos do mercado de capitais francês). Esses resultados indicam que os usuários da informação de auditoria podem estar principalmente interessados no conteúdo do relatório de auditoria como um todo, mais do que no conteúdo de um único e específico parágrafo do relatório.

Em contraste, no contexto espanhol, Martinez et al. (2004) categorizaram os relatórios em relatórios com ressalva e sem ressalva e em relatórios com abstenção de opinião. Os resultados não apóiam a idéia de que os relatórios de auditoria proporcionam ao investidor conteúdo informativo. Adicionalmente, o impacto foi insignificante, dependendo de se os relatórios foram emitidos por grandes ou pequenas empresas de auditoria. Segundo os autores,

uma possível explicação para esses resultados é o fato de que a informação interina tem “alertado” ou se “filtrado” nos investidores em relação a companhias que provavelmente iriam receber ressalva, muito antes dos relatórios serem oficialmente publicados.

Por outro lado, outros estudos têm se focado no mercado chinês (DEFOND et al., 2000, CHEN et al., 2000; HAW et al., 2003; LIN et al., 2003; PEI et al., 2004). O trabalho de Chen et al. (2000) foi um dos primeiros a estudar o impacto dos relatórios de auditoria no preço das ações de empresas listadas na bolsa de valores de Xangai, no período de 1995-1997. Ele reportou três resultados. Primeiro, os relatórios de auditoria com ressalva estiveram associados com significativos retornos negativos de mercado. Segundo, nenhuma diferença foi achada entre o impacto das opiniões de auditoria elaboradas segundo as *Generally Accepted Accounting Principles* – GAAP, e não elaboradas segundo as GAAP, no mercado acionário de Xangai. E terceiro, eles não acharam nenhuma reação significativa do mercado em relação aos relatórios sem ressalva, mas com notas explicativas. Recentemente, Pei et al. (2004) examinaram o conteúdo da informação dos relatórios de auditoria das companhias listadas na bolsa de valores de Shenzhen. Segundo seus resultados, o mercado reage aos relatórios com ressalva, de divulgação anual. Contudo, o impacto foi significativo dois dias antes da sua publicação oficial, indicando um abuso potencial de informação privilegiada. Além disso, quando os relatórios foram classificados segundo a severidade da ressalva, foi observada uma reação negativa do mercado para os três tipos mais severos de ressalva (múltiplos motivos, itens diversos e empresa em continuidade – *going concern*). No entanto, nenhum impacto no preço das ações foi observado para ressalvas relacionadas com inconsistências na contabilidade e para ressalvas por pequenas contingências. Por outro lado, Haw et al. (2003) pesquisaram o efeito dos lucros sobre os relatórios de auditoria, baseados numa amostra das companhias chinesas listadas entre 1995-1999. Esse estudo indica uma relação significativamente positiva entre os relatórios de auditoria sem ressalva e os lucros. Esses resultados são consistentes com a idéia de que o incremento nos lucros não necessariamente é uma boa notícia, ao menos que esteja certificada por contas auditadas.

Na América Latina, esse impacto do relatório de auditoria no mercado acionário ainda não tem sido explorado. Assim, embora na América Latina seja reconhecida a importância do trabalho do auditor (ARAÚJO, 2000), surgem dúvidas quanto à real influência que este exerce nessa sociedade. Fato confirmado pelos contínuos escândalos empresariais protagonizados por reconhecidas companhias colombianas (*Drogas la Rebaja* e *Grupo Empresarial Grajales*)

e brasileiras (Banco Santos e Sundown). Portanto, a presente pesquisa avalia a importância e influência do auditor na sociedade latino-americana, representada pelo mercado acionário do Brasil, Argentina e Colômbia.

A escolha do mercado acionário brasileiro se justifica por ser a maior economia latino-americana e possuir a maior bolsa de valores de América Latina, a Bolsa de Valores de São Paulo – BM&FBOVESPA⁵. Já a Argentina apresentou um crescimento médio superior a 8% entre os anos 2005 até 2007⁶, tornando-se uma das economias de maior crescimento na região. Finalmente, a Colômbia representa um protagonista particular no contexto econômico dos países latino-americanos, o que torna seu estudo atrativo: no ano 2005 a bolsa de valores colombiana (*Bolsa de Valores de Colombia S.A. – BVC*) foi a terceira de maior rendimento no mundo (PORTAFOLIO, 2006), a despeito do seu ativo e contínuo conflito social interno, o qual já tem uma duração de mais de 40 anos.

1.2 JUSTIFICATIVA DA PESQUISA

Diversos fatores justificam a pesquisa aqui formulada, a saber:

- (a) Os relatórios dos auditores independentes são de acentuada relevância para o analista das demonstrações contábeis, já que o seu objetivo é o de fornecer, ao acionista e ao público em geral, uma opinião independente e profissional quanto à veracidade dos relatórios contábeis apresentados pela empresa. No trabalho da KPMG (2004) concluiu-se que 69% das empresas consultadas vivenciaram fraudes nas suas operações, sendo a auditoria responsável por constatar um grande número desses atos fraudulentos (39%). No entanto, embora reconhecida a importância do auditor e do seu trabalho (ARAUJO, 2003; ELLER, 2001), a autora não encontrou estudos⁷, no Brasil, na Colômbia e na Argentina, que verifiquem que esses auditores e o seu trabalho estão produzindo o objetivo esperado: influenciar as decisões dos investidores e, conseqüentemente, a dinâmica dos mercados acionários. Assim, por exemplo, nesses

⁵ A BOVESPA concentra cerca de 70% do volume de negócios da América Latina (Informação obtida na página da Internet da BOVESPA: www.bovespa.com.br)

⁶ Informação obtida na página da Internet do *Banco Central de la Republica Argentina*.

⁷ Foram consultadas revistas das bases de dados Latindex, SCIELO e SIBINet.

países ainda não está quantificado o impacto do relatório com ressalva (caso de aqueles que apresentam reportes de fraude ou distorções da informação contábil da empresa) na sociedade (representada pelo mercado acionário).

- (b) Como se demonstrou na seção anterior, diversos estudos têm sido realizados em relação ao impacto da auditoria no mercado acionário, todos eles concentrados nos mercados acionários da América do Norte (CHOI & JETER, 1992; CARLSON et al., 1998); Europa (MARTINEZ et al., 2004; SOLTANI, 2000) e Ásia (CHEN et al., 2000, HAW et al., 2003; LIN et al., 2003; PEI et al., 2004). Portanto, todas essas pesquisas pertencem a contextos econômicos e culturais diferentes da América Latina.
- (c) Pesquisas desenvolvidas entre países pertencentes a um mesmo grupo econômico, por exemplo, a União Européia, evidenciaram que resultados opostos podem ser obtidos. Especificamente, o trabalho de Martinez et al. (2004) mostra que o mercado acionário espanhol não reage aos relatórios de auditoria divulgados à sociedade. Pelo contrário, para os usuários do mercado acionário francês (SOLTANI, 2000), esses relatórios de auditoria possuem uma alta significância. Estes resultados demonstram que as pesquisas acerca do tema, conduzidas em contextos econômicos e culturais específicos, não necessariamente podem ser extrapoladas a outros países ou regiões.

Das considerações anteriores podem ser formuladas as seguintes perguntas:

- (i) Se a auditoria é um fator importante para manter a credibilidade nas informações e administrações empresariais, o trabalho do auditor é considerado igualmente importante pelos usuários do mercado acionário da América Latina?
- (ii) Se diferentes estudos realizados na Europa, Ásia e América do Norte não chegam a resultados que permitam a sua generalização e/ou extrapolação a outros mercados, então, os usuários dos mercados acionários da América Latina devem continuar usando essas conclusões alheias à sua realidade?

As respostas às perguntas acima não somente justificam a relevância do tema abarcado nesta pesquisa (quantificar a relação auditoria – mercado acionário ou relatórios de auditoria – preço das ações em economias da América Latina), mas também dimensionam e ressaltam a

importância do papel do auditor e da informação e sua complexidade no processo de decisão de investimentos nos mercados acionários.

1.3 OBJETIVOS

O objetivo geral desta pesquisa é encontrar a relação entre a divulgação dos relatórios de auditoria e o comportamento do preço das ações das empresas que cotizam nas bolsas de valores do Brasil, Argentina e Colômbia. Igualmente, divulgar na comunidade da América Latina conhecimentos acerca do papel desempenhado pelos auditores e a importância e influência do seu trabalho, representado pelo relatório de auditoria, na dinâmica dos seus mercados acionários; caso específico: Brasil, Colômbia e Argentina.

A fim de atingir o objetivo geral, destacam-se os seguintes objetivos específicos:

- (a) Verificar a utilidade ou importância do auditor e seu trabalho no desempenho do mercado acionário brasileiro, colombiano e argentino; e assim, constatar se a divulgação do relatório emitido pelos auditores, em relação a empresas de capital aberto, produz efeitos no comportamento do preço das suas ações.
- (b) Avaliar se as informações contidas no relatório de auditoria divulgado pelas empresas de capital aberto contêm dados relevantes capazes de influenciar o processo de precificação do preço de suas ações.
- (c) Comparar os resultados obtidos para cada país em estudo: Brasil, Colômbia e Argentina, obtendo as principais diferenças e similaridades, e assim, ajudar a compreender o impacto do relatório do auditor em nível de América Latina.

1.4 CONTRIBUÇÕES DA PESQUISA

A principal contribuição deste trabalho é avaliar e analisar o efeito dos relatórios de auditoria na dinâmica do mercado acionário de diversos países da América Latina; tópico que, segundo a pesquisa bibliográfica inicialmente realizada, não tem sido abordado em nenhum país de

estudo; especificamente, no Brasil, Colômbia e Argentina. Portanto, esta pesquisa contribui ao relacionar esses temas em cada um desses países e ao obter conclusões generalizadas no âmbito latino-americano.

Além do anterior, a presente pesquisa não somente quantifica e analisa a relação auditoria – mercado acionário, mas também indiretamente avalia a importância do trabalho do auditor no mercado acionário dessas economias da América Latina e a importância do relatório como meio de disseminação da informação de auditoria aos investidores participantes desses mercados acionários.

Igualmente, e como o estudo não se limita a um país, obtém-se uma primeira aproximação da relação auditoria – mercado acionário a nível de América Latina.

2. AUDITORIA NO BRASIL, COLÔMBIA E ARGENTINA

Geralmente, a auditoria se define como uma especialização contábil, com o objetivo de expressar uma opinião sobre determinado fato econômico, administrativo e/ou contábil de uma empresa. Como explicam Franco & Marra (2000), a auditoria pode ser definida como um exame, revisão, avaliação independente e objetiva de fatos, procedimentos, documentos e demonstrações contábeis, com o fim de verificar e comprovar a razoabilidade e o cumprimento do determinado pela administração, lei, Estado e pela sociedade, para emitir um relatório ou opinião. Nesse sentido, Franco & Marra (2000) definem auditoria como:

“A técnica contábil que – através de procedimentos específicos que lhe são peculiares, aplicados no exame de registros e documentos, inspeções, e na obtenção de informações e confirmações, relacionados com o controle do patrimônio de uma entidade – objetiva obter elementos de convicção que permitam julgar se os registros contábeis foram efetuados de acordo com princípios fundamentais e normas de contabilidade e se as demonstrações contábeis deles decorrentes refletem adequadamente a situação econômico-financeira do patrimônio, os resultados do período administrativo examinado e as demais situações nelas demonstradas”.

Por outro lado, o *Report of the Committee on Basic Auditing Concepts of the American Accounting Association* define a auditoria como:

“Um processo sistemático de obtenção e avaliação objetiva de evidências sobre afirmações a respeito de ações e eventos econômicos, para se aquilatar o grau de correspondência entre as afirmações e os critérios estabelecidos, e de comunicação dos resultados a usuários interessados” (Tradução nossa)⁸ (*ACCOUNTING REVIEW* V.47 *apud* BOYNTON et. al. 2001).

Uma idéia geral do conceito de auditoria é o oferecido pelas Normas Internacionais de Auditoria (IFAC, 2005), salientando que:

“O objetivo de uma auditoria das demonstrações contábeis é capacitar o auditor a expressar uma opinião sobre se as demonstrações contábeis foram preparadas, em todos os seus aspectos relevantes, de acordo com uma estrutura conceitual identificada para relatórios contábeis” (Tradução Livre).⁹

⁸ “Systematic process of objectively obtaining and evaluating evidence regarding assertions about economic actions and events to as certain the degree of correspondence between those assertions and established criteria and communicating the results to interested users”.

⁹ “The objective of an audit of financial statements is to enable the auditor to express an opinion whether the financial statements are prepared, in all material respects, in accordance with applicable financial reporting framework”.

No presente capítulo será definido o rol principal do auditor num mercado de capitais; adicionalmente, será mostrada uma breve introdução da situação atual da auditoria nos países em estudo: Brasil, Colômbia e Argentina, o qual inclui a sua normatividade vigente, a sua estrutura geral e as principais entidades que regem esta atividade.

2.1 A IMPORTÂNCIA DA AUDITORIA NUMA ECONOMIA DE MERCADO

Wallace (1987) sugere três hipóteses para explicar o papel e importancia da auditoria uma economia de mercado: a hipótese de monitoramento, a hipótese de informação e a hipótese de segurança.

2.1.1 Hipótese de monitoramento

A hipótese de monitoramento assume que quando o poder de decisão é delegado a um terceiro ou agente por parte do principal, como sugerido no dilema da agência ou problema do principal-agente¹⁰, o agente é motivado a aceitar ser monitorado se os benefícios das suas atividades excedem os custos relacionados. Nessa relação, surgem dois problemas principais: o risco moral e a assimetria de informação entre o agente e o principal (BEAVER, 1989). No risco moral, o agente possui informação privilegiada (informação assimétrica) que, tendo a oportunidade, pode utilizar para o seu próprio interesse em detrimento dos interesses do principal. Nesse sentido, as demonstrações contábeis e os relatórios de auditoria (e em geral os documentos públicos) contribuem para reduzir o risco moral e a assimetria de informação entre o agente e o principal. Especificamente, a auditoria reduz as probabilidades de o agente reter informações relevantes para os acionistas (BEAVER, 1989).

Nesse sentido, diversos fatores implicam que a auditoria é um sistema de vigilância valorizado entre os acionistas, credores e diretoria executiva. Por exemplo, Chow (1982) considera que as empresas com maior relação total de dívida / total de ativos são mais susceptíveis de contratar um auditor externo, presumivelmente para abordar o problema do

¹⁰ O problema do principal-agente ou dilema da agência trata o conjunto de situações que se originam quando um ator econômico (o principal) delega e depende da natureza ou moral de outro ator (o agente) sobre o qual não tem perfeita informação ou existe informação assimétrica (onde uma das partes, usualmente, o agente, possui informação privilegiada). O qual é aplicável a toda relação corporativa em qualquer organização; por exemplo, a relação entre proprietários e administrador ou credor e acionista (WALLACE, 1987).

principal-agente. Além disso, Hay & Davis (2004) demonstram no seu trabalho que a probabilidade de uma empresa utilizar o serviço de um auditor externo aumenta com o seu número de empregados.

2.1.2 Hipótese de informação

Antes da década dos anos sessenta, as demonstrações contábeis eram utilizadas principalmente com propósitos de monitoramento, mas o foco mudou para a apresentação de informação aos atores econômicos com poder de decisão, como os acionistas (HIGSON, 2003). Portanto, uma alternativa ou complemento à hipótese de monitoramento é a hipótese de informação. Nesse sentido, um argumento relacionado com a demanda de demonstrações contábeis auditadas é que elas fornecem informação que é útil para os investidores na sua tomada de decisão (WALLACE, 1987 e 2004).

Fama & Laffer (1971) discutem os três principais benefícios da informação: (i) redução do risco, (ii) melhoramento na tomada de decisão e (iii) melhoramento dos lucros obtidos nas negociações num mercado acionário. Assim, as demonstrações contábeis auditadas podem ser relacionadas a cada benefício. Especificamente, (i) os investidores tendem a ser avessos a riscos, exigindo um maior retorno para os níveis mais elevados de risco (FAMA & LAFFER 1971). (ii) O auditor pode melhorar a qualidade dos dados utilizados pela diretoria executiva, na sua tomada de decisões internas, ao encontrar erros e ao obrigar os empregados a serem mais cuidadosos na elaboração dos registros contábeis. Por último, (iii) o terceiro uso da informação refere-se aos ganhos com as negociações por parte dos investidores quando é utilizada informação privada. De acordo com a hipótese de mercado eficiente (ver o capítulo 3), os preços dos ativos refletem toda a informação publicamente disponível; assim, nenhum retorno anormal pode ser obtido utilizando esse tipo de informação. Nesse sentido, na maioria dos países (incluindo os países em estudo) a legislação vigente exige que as demonstrações contábeis sejam auditadas e divulgadas ao público com o intuito de reduzir essa assimetria de informação.

2.1.3 Hipótese de segurança

A terceira hipótese envolve aspectos relacionados com a procura das diretivas por segurança através dos serviços de auditoria. Duas principais explicações têm sido propostas (WALLACE, 1987 e 2004). Em primeiro lugar, parte-se do princípio de que a função de auditoria está firmemente estabelecida na sociedade e, conseqüentemente, a não contratação dos serviços de um auditor externo reflete negligência ou possibilidade de fraude por parte das diretivas. Em segundo lugar, os auditores podem ter conhecimento de aspectos relacionados com a falência de uma empresa baseados, principalmente, em inapropriadas demonstrações contábeis; assim, o auditor é aparentemente visto como um meio de socializar o risco e de oferecer segurança aos credores ou principais (segundo o problema do principal-agente).

O'Reilly et al. (2006) mostram que a continuidade da empresa (*going concern*) se avalia de forma menos negativa pelos investidores quando o auditor proporciona alguma segurança sobre a sua continuidade. Da mesma forma, Menon et al. (1994) também encontraram evidências de que os auditores são vistos pelos investidores como garantias das demonstrações contábeis e dos seus investimentos.

2.2 A AUDITORIA NO BRASIL

No Brasil é possível identificar e/ou classificar, principalmente, quatro órgãos responsáveis da profissão da auditoria e contabilidade. Embora alguns deles não atuem exclusivamente na edição de normas e procedimentos específicos de auditoria, em suas visões e objetivos têm algum tipo de relação com elas. Esses órgãos são: o Conselho Federal de Contabilidade – CFC; o Instituto dos Auditores Independentes do Brasil – IBRACON; a Comissão de Valores Mobiliários – CVM e o Banco Central do Brasil – BACEN.

O CFC é órgão responsável de orientar, normatizar e fiscalizar a profissão contábil com maior autonomia e poder dentre os comitês reguladores, já que suas regras se aplicam, especialmente, aos auditores independentes. Portanto, independente da área de atuação do auditor, o mercado de valores mobiliários ou o mercado financeiro, sempre estará sob a

regulamentação do CFC. Por outro lado, a CVM e o BACEN têm área de atuação mais específica. No caso da CVM, suas orientações e regulamentos somente são aplicáveis a trabalhos de auditoria independente executados em empresas que negociem títulos e valores mobiliários. Já o BACEN normatiza as atividades de auditoria independente restritas a trabalhos executados em entidades financeiras ou equiparadas. Finalmente, o IBRACON é orientador e fornecedor de pronunciamentos técnicos que geram imposições das outras três entidades aos auditores independentes.

Nos últimos anos, os organismos citados têm promovido a necessidade da convergência e harmonização das normas de auditoria vigentes. A partir do ano 2005, o IBRACON estabeleceu o grupo de trabalho denominado Comissão Nacional de Normas Técnicas (CNNT), a qual tinha como objetivo a elaboração de pronunciamentos e interpretações técnicas das normas de auditoria e contábeis visando à convergência das normas de auditoria vigentes no Brasil. Nesse processo, o CFC emitiu durante os anos 1998-2007 as NBC-T-11, seguindo uma nomenclatura similar à empregada pela Federação Internacional de Contadores (IFAC, das suas siglas em inglês), visando a harmonização parcial de ditas normas.

Finalmente, para atingir os objetivos propostos pela CNNT se formaram dois comitês: o Comitê de Normas Contábeis e o Comitê de Normas de Auditoria. O Comitê de Normas de Auditoria estruturou as novas normas de auditoria em harmonização com as Normas Internacionais emitidas pela IFAC, denominadas NBC-TA. Essas normas entraram em vigor para todas as auditorias realizadas após 30 de dezembro de 2010, mediante a resolução CFC 1.279 de 09 de abril de 2010.

2.2.1 Normas de auditoria no Brasil

O CFC, mediante as normas NBC-TA, regula a atividade de auditoria independente das demonstrações contábeis. Essas normas são a principal referência legal para que os auditores independentes brasileiros conduzam seus trabalhos nas entidades auditadas. Tem principal relevância a norma NBC TA ESTRUTURA CONCEITUAL “Estrutura Conceitual para Trabalhos de Asseguração”. Especificamente, esse conjunto de normas diz respeito aos procedimentos técnicos que têm por objetivo a emissão da opinião por parte do auditor sobre as demonstrações contábeis, as quais representam das entidades auditadas: (i) a posição

patrimonial e financeira, (ii) os resultados das operações, (iii) as mutações no patrimônio líquido e (iv) as origens e aplicações de recursos, consoante aos Princípios Fundamentais de Contabilidade e as Normas Brasileiras de Contabilidade.

Para nosso estudo, a principal resolução CFC é a resolução CFC N° 1.232 de 04 de dezembro de 2009, a qual aprovou a NBC TA 705 – “Modificações na Opinião do Auditor Independente”. Em essência, essa norma manifesta que o relatório do auditor pode ser geralmente classificado de duas formas¹¹: (i) relatório “Limp” ou sem modificações e (ii) relatório de opinião modificada. Nesse último caso, o item No. 2 da resolução CFC N° 1.232 diz:

“Esta Norma estabelece três tipos de opinião modificada, a saber, opinião com ressalva, opinião adversa e abstenção de opinião. A decisão sobre que tipo de opinião modificada é apropriada depende da:

- (a) natureza do assunto que deu origem à modificação, ou seja, se as demonstrações contábeis apresentam distorção relevante ou, no caso de impossibilidade de obter evidência de auditoria apropriada e suficiente, podem apresentar distorção relevante;
- (b) opinião do auditor sobre a disseminação dos efeitos ou possíveis efeitos do assunto sobre as demonstrações contábeis”

No Quadro 1 são enunciadas as resoluções emitidas pelo CFC; portanto, caso o leitor desejar maiores informações sobre elas, poderá ingressar na página da internet do CFC¹².

Quadro 1. Resoluções do CFC – Normas Brasileiras de Auditoria.

RESOLUÇÕES DO CFC	NORMAS BRASILEIRAS DE AUDITORIA
CFC nº 1.202 – 03/12/2009	NBC TA ESTRUTURA CONCEITUAL – Estrutura Conceitual para Trabalhos de Asseguração.
CFC nº 1.203 – 03/12/2009	NBC TA 200 – Objetivos Gerais do Auditor Independente.
CFC nº 1.204 – 03/12/2009	NBC TA 210 – Concordância com os Termos do Trabalho de Auditoria.
CFC nº 1.205 – 03/12/2009	NBC TA 220 – Controle de Qualidade da Auditoria de Demonstrações contábeis.
CFC nº 1.206 – 03/12/2009	NBC TA 230 – Documentação de Auditoria.

Continúa...

¹¹ Lembrar que, devido à harmonização das normas de auditoria brasileiras, essa classificação é a mesma que a emitida pelas normas Internacionais da IFAC.

¹² Informação obtida da página da Internet do CFC:< [http:// www.cfc.org.br](http://www.cfc.org.br)>

Conclusão...

CFC nº 1.207 – 03/12/2009	NBC TA 240 – Responsabilidade do Auditor em Relação a Fraude.
CFC nº 1.208 – 03/12/2009	NBC TA 250 – Consideração de Leis e Regulamentos na Auditoria.
CFC nº 1.209 – 03/12/2009	NBC TA 260 – Comunicação com os Responsáveis pela Governança.
CFC nº 1.210 – 03/12/2009	NBC TA 265 – Comunicação de Deficiências de Controle Interno.
CFC nº 1.211 – 03/12/2009	NBC TA 300 – Planejamento da Auditoria de Demonstrações Contábeis.
CFC nº 1.212 – 03/12/2009	NBCTA 315 – Identificação e Avaliação dos Riscos de Distorção.
CFC nº 1.213 – 03/12/2009	NBC TA 320 – Materialidade no Planejamento e na Execução da Auditoria.
CFC nº 1.214 – 03/12/2009	NBC TA 330 – Resposta do Auditor aos Riscos Avaliados.
CFC nº 1.215 – 03/12/2009	NBC TA 402 – Considerações de Auditoria para a Entidade.
CFC nº 1.216 – 03/12/2009	NBC TA 450 – Avaliação das Distorções Identificadas durante Auditoria.
CFC nº 1.217 – 03/12/2009	NBC TA 500 – Evidência de Auditoria.
CFC nº 1.218 – 03/12/2009	NBC TA 501 – Evidência de Auditoria.
CFC nº 1.219 – 03/12/2009	NBC TA 505 – Confirmações Externas.
CFC nº 1.220 – 03/12/2009	NBC TA 510 – Trabalhos Iniciais - Saldos Iniciais.
CFC nº 1.221 – 04/12/2009	NBC TA 520 – Procedimentos Analíticos.
CFC nº 1.222 – 04/12/2009	NBC TA 530 – Amostragem em Auditoria.
CFC nº 1.223 – 04/12/2009	NBC TA 540 – Auditoria de Estimativas Contábeis.
CFC nº 1.224 – 04/12/2009	NBC TA 550 – Partes Relacionadas.
CFC nº 1.225 – 04/12/2009	NBC TA 560 – Eventos Subsequentes.
CFC nº 1.226 – 04/12/2009	NBC TA 570 – Continuidade Operacional.
CFC nº 1.227 – 04/12/2009	NBC TA 580 – Representações Formais.
CFC nº 1.228 – 04/12/2009	NBC TA 600 – Considerações Especiais - Auditorias de Demonstrações Contábeis.
CFC nº 1.229 – 04/12/2009	NBC TA 610 – Utilização do Trabalho de Auditoria Interna.
CFC nº 1.230 – 04/12/2009	NBC TA 620 – Utilização do Trabalho de Especialistas.
CFC nº 1.231 – 04/12/2009	NBCTA700 – Formação da Opinião e Emissão do Relatório do Auditor independente.
CFC nº 1.232 – 04/12/2009	NBC TA 705 – Modificações na Opinião do Auditor Independente.
CFC nº 1.233 – 04/12/2009	NBC TA 706 – Parágrafos de Ênfase e Parágrafos de Outros Assuntos.
CFC nº 1.234 – 04/12/2009	NBC TA 710 – Informações Comparativas.
CFC nº 1.235 – 04/12/2009	NBC TA 720 – Responsabilidades do Auditor em Relação a Outras Informações.
CFC nº 1.236 – 04/12/2009	NBC TA 800 – Considerações Especiais - Auditorias de Demonstrações Contábeis.
CFC nº 1.237 – 04/12/2009	NBC TA 805 – Considerações Especiais - Auditoria de Quadros Isolados.
CFC nº 1.238 – 04/12/2009	NBC TA 810 – Trabalhos para a Emissão de Relatório sobre Demonstrações Contábeis.

Fonte: Conselho Federal de Contabilidade (Elaboração própria).

2.3 A AUDITORIA NA ARGENTINA

Na Argentina, podem-se identificar dois principais organismos de vigilância e controle do exercício da auditoria que são: a *Federación Argentina de Consejos Profesionales de Ciencias Económicas* (FACPCE) e a *Federación Argentina de Graduados en Ciencias Económicas* (FAGCE).

A emissão de normas contábeis profissionais (NCPs) e de Auditoria pertence à FACPCE¹³, a qual reúne os 24 conselhos profissionais de ciências econômicas da Argentina; porém, a vigência de tais normas em cada jurisdição depende da decisão do respectivo Conselho e torna-se obrigatória aos respectivos profissionais matriculados. Além disso, a FACPCE realiza estudos de pesquisas, preparação e discussão sobre normas contábeis e de auditoria, além de aspectos técnicos e científicos da profissão. Em conjunto com a FACPCE trabalha o *Centro de Estudios Científicos y Técnicos* (CECyT) e a *Comisión Especial de Normas de Contabilidad y Auditoría* (CENCYA).

Quando um trabalho do CECyT alcança a categoria de informe, com possibilidade da FACPCE transformá-lo posteriormente em Resolução Técnica, o mesmo deve ser submetido a prévia análise e opinião da *Federación Argentina de Graduados en Ciencias Económicas* (FAGCE). Essa obrigatoriedade nasceu de um compromisso firmado em 06/04/85 entre as duas federações. Após o período de consulta, a junta de governo da FACPCE, por maioria simples, aprova o informe correspondente, denominando-o *Resolución Técnica* (RT). Assim, a *Federación Argentina de Consejos Profesionales de Ciencias Económicas* (FACPCE) sanciona e publica essas Resoluções Técnicas.

Algumas outras entidades relacionadas com a auditoria na Argentina são:

- a) *Comisión Nacional de Valores* (CNV): organismo de controle do governo federal sobre as sociedades que fazem oferta pública de seus títulos e valores mobiliários.
- b) *Bolsa de Comercio* (BC), de Buenos Aires, Córdoba, Rosário e outras bolsas do país: organismos não-estatais, os quais podem sugerir normas contábeis, que devem ser submetidas à consideração da CNV.

¹³Informação obtida de: <<http://www.facpce.org.ar>>

- c) *Banco Central de la Republica de Argentina* (BCRA): órgão que estabelece normas contábeis e de auditoria para as entidades financeiras.
- d) *Inspección General de Justicia* (IGJ): órgão da Nação Argentina que fiscaliza as sociedades por ações não controladas pela CNV, como as sucursais e representações de sociedades estrangeiras, associações civis e fundações. O IGJ tem emitido normas sobre os mais diversos temas contábeis; porém, elas não são conflitantes com as RT emitidas pela FACPCE.

2.3.1 Normas de auditoria na Argentina

A Resolução Técnica - RT N° 7 “Normas de Auditoria”, estabelecida pela FACPCE em 26 de setembro de 1985, foi o principal documento de regulação do exercício da prática contábil até o ano 2003. A partir desse ano, a Junta de Governo da FACPCE resolveu adotar as Normas Internacionais de Auditoria (NIA), emitidas pelo *International Auditing and Assurance Standards Board* (IAASB) da IFAC, mediante a resolução N° 284 de 4 de julho de 2003 e a resolução N° 295 de 26 de março de 2004. Essas resoluções estabeleceram a vigência das mencionadas normas para os exercícios contábeis iniciados a partir de 1º de julho de 2005. Fato que colocou e continua colocando a Argentina na vanguarda no que se relaciona aos processos de globalização, harmonização e integração contábil e econômica na América do Sul.

Uma vez que as normas de auditoria da Argentina têm convergido com as Internacionais, igual às normas brasileiras, os pareceres de auditoria são definidos de igual maneira que na Seção 2.2.

2.4 A AUDITORIA NA COLÔMBIA

Na Colômbia, as normas legais que regulamentam toda a atividade contábil se encontram resumidas nas leis 145 de 1960 e 43 de 1990. A lei 43 é a de maior importância para o

exercício da auditoria e define, no capítulo I, Artigo 1¹⁴, o *Contador Público* nos seguintes termos:

“Entende-se por Contador Público a pessoa natural que, mediante a inscrição que certifique sua competência profissional nos termos da presente lei, está capacitada para dar fé pública de fatos próprios do âmbito da sua profissão, opinar sobre demonstrações contábeis, e realizar as outras atividades relacionadas com a ciência contábil em geral” (Tradução nossa)¹⁵.

Embora o nome possa relacionar a sua atividade exclusivamente ao setor estatal ou governamental, esse termo “*Público*” faz referência a que os destinatários dos seus serviços são abertos; em outras palavras, seus serviços estão destinados a todos os interessados que participam num mercado de capitais cada vez mais global.

Na Colômbia, as atividades de auditoria dos *Contadores Públicos* podem ser divididas em dois tipos: auditoria financeira ou externa e *revisoría fiscal*¹⁶; diferenciando-se no alcance dos seus objetivos, nas diferentes formas de contratação e na apresentação dos seus relatórios.

A auditoria financeira consiste, como se compreende na Colômbia, no exame das demonstrações contábeis de uma entidade, sendo seu objetivo principal emitir uma opinião sobre sua situação financeira e seus resultados econômicos (WAINTAIN, 1999). Esse tipo de auditoria consiste na emissão de um juízo por parte de um *Contador Público* independente e os serviços costumam ser requeridos pela existência de leis reguladoras e pela necessidade da comunidade de usuários externos à entidade de satisfazer os pressupostos das hipóteses apresentadas na Seção 2.1; entre elas, obter confiança na informação transmitida nas demonstrações contábeis.

Por outro lado, a *Revisoría Fiscal* representa um dos órgãos mais importantes de uma sociedade ou empresa, sendo impossível falar de auditoria na Colômbia sem mencionar a *Revisoría Fiscal*. Foi regulamentada mediante a lei 73 de 1935; adjudicada como função

¹⁴ Informação obtida da página Internet <<http://www.jccconta.gov.co/Inf-Juridica/Normatividad.htm>>.

¹⁵ “Se entiende por Contador Público la persona natural que, mediante la inscripción que acredite su competencia profesional en los términos de la presente ley, está facultada para dar fe pública de hechos propios del ámbito de su profesión, dictaminar sobre estados financieros, y realizar las demás actividades relacionadas con la ciencia contable en general.”

¹⁶ Durante o texto, as palavras *revisoría fiscal* e *revisor fiscal* não serão traduzidas ao português reconhecendo-se sua origem do castelhano pela fonte itálica.

privativa do *Contador Público* por meio do decreto 2373 de 1956 e complementada mediante a lei 145 de 1960, e o Decreto legislativo 410 de 1971. Na atualidade, a única definição de *Revisoría Fiscal* conhecida com força profissional tem sido emitida pelo *Consejo Técnico de la Contaduría Pública*, órgão de direção dessa profissão e seu orientador técnico-científico. Segundo essa definição:

“A *Revisoría Fiscal* é um órgão de fiscalização que, no interesse da comunidade, sob a direção e responsabilidade do *revisor fiscal* e com sujeição às normas de auditoria geralmente aceitas, corresponde-lhe dar parecer das demonstrações contábeis e revisar e avaliar sistematicamente os componentes e elementos que integram o controle interno, de forma oportuna e independente, nos termos que lhe indique a lei, os estatutos e os pronunciamentos profissionais” (Tradução Livre)¹⁷, (PINTO 2003).

Quadro 2. Diferenças entre Revisoría Fiscal e Auditoria Externa.

Conceito	<i>Revisoría Fiscal</i>	Auditoria externa
Origem	Legal	Contratual
Funções	Determinadas na Lei e nos estatutos	Determinadas no contrato respectivo
Nomeação	Pela Assembléia Geral de Acionistas ou pela Junta Geral de Sócios	Diretamente pela administração da empresa
Subordinação	Nenhuma relacionada com a empresa	Depende diretamente da administração da empresa
Relatórios	Dá uma opinião das demonstrações contábeis e entrega seus relatórios à máxima autoridade societária e em alguns casos aos organismos de controle do Estado	Apresentados à administração da empresa
Obrigatoriedade	Segundo o <i>Código de Comercio</i> artigo 203 e Lei 222 de 1995 e o artigo 13 da Lei 43 de 1990	Opcional
Relatório	Sobre as demonstrações contábeis, fazendo uma auditoria integral (financeira, de cumprimento, de gestão, de controle interno), nos termos da circular No. 14 de 1997 da <i>Superintendencia de Sociedades</i>	Limita-se a uma auditoria financeira
Responsabilidade	Civil, administrativa e disciplinar.	Civil e disciplinar

FONTE: Junta Central de Contadores (Elaboração própria)

Como toda auditoria, a *Revisoría Fiscal* se inicia com um programa ou planejamento do trabalho de auditoria e termina com um relatório. Deve-se guiar pelas Normas de Auditoria

¹⁷ “La revisoría fiscal es un órgano de fiscalización que, en interés de la comunidad, bajo la dirección y responsabilidad del revisor fiscal y con sujeción a las normas de auditoria generalmente aceptadas, le corresponde dictaminar los estados financieros y revisar y evaluar sistemáticamente los componentes y elementos que integran el control interno, en forma oportuna e independiente en los términos que le señala la ley, los estatutos y los pronunciamientos profesionales.”

Geralmente Aceitas, quando realiza uma auditoria financeira, e por isso gerou confusão na profissão, equiparando-se equivocadamente à auditoria externa (somente financeira, como se entende na Colômbia esse tipo de auditoria). Para diminuir o erro induzido por essa diferenciação, o *Consejo Técnico de la Contaduría Pública* emitiu o conceito número 161 de 27 de fevereiro de 1998 explicando algumas diferenças fundamentais entre as duas figuras. Um resumo delas é apresentado no Quadro 2.

2.4.1 Entidades reguladoras da auditoria na Colômbia

Atualmente, a contabilidade e a auditoria colombiana encontram-se no processo de convergência de suas normas. Assim, a lei 1314 de 2009 estabeleceu no artigo 6 as entidades responsáveis por esta convergência, dando as faculdades regulamentarias à *Contaduría General de la Nación*, ao *Ministerio de Hacienda y Crédito Público* e o *Ministerio de Comercio, Industria y Turismo*. Essas entidades, em conjunto, emitem normas, interpretações e procedimentos de contabilidade e informação financeira e de asseguarção da informação com a colaboração do *Consejo Técnico de la Contaduría Pública*. Este último é o organismo de normalização técnica da contabilidade colombiana, da informação financeira e de asseguarção da informação, adjunto à *Junta Central de Contadores*.

Basicamente, a *Junta Central de Contadores* é o órgão regulador da *Contaduría Pública* na Colômbia e o órgão de sua inspeção e vigilância. Ele foi regulamentado pelo decreto legislativo No. 2373 de 1956 (BLANCO, 2004) e é uma unidade administrativa dependente do *Ministerio de Educación Nacional de Colombia*. É responsável pelo registro e controle dos *contadores públicos* e das pessoas jurídicas prestadoras de serviços contábeis. Além disso, é a entidade responsável pelo controle e vigilância da profissão contábil, incluindo a auditoria externa e a *revisoría fiscal*. A *Junta Central de Contadores*, também pune, nos termos da lei, aqueles que violam tais disposições. Em geral, determina o cumprimento das normas sobre ética profissional divulgadas na lei 43 de 1990.

Por outro lado, o *Consejo Técnico de la Contaduría Pública* está encarregado da orientação técnica e científica da profissão contábil e da investigação dos princípios de contabilidade e normas de auditoria de aceitação geral no país, cujas responsabilidades e funções estão determinadas nos artigos 14, 29 e 33 da lei 43 de 1990 (BLANCO, 2004).

Outros órgãos que fiscalizam e supervisionam a auditoria e, dependendo da sua área de atuação, impõem parâmetros e regras às atividades de auditoria são: a *Superintendencia Bancaria*¹⁸, a qual organiza a atividade do *revisor fiscal* nas entidades financeiras mediante a Circular 07 de 1990; a *Superintendencia de Servicios*¹⁹, a qual estabelece a metodologia para a auditoria externa na sua área de competência mediante a Circular 05 de 1997, e a *Contraloría General de la Republica* que, mediante as Resoluções 4721 de 1999 e 4727 de 1999, regula a atividade do auditor externo nas empresas estaduais.

2.4.2 Normas de Auditoria na Colômbia

As normas de auditoria vigentes em Colômbia estão regidas pela lei 43 de 1990, a qual obriga ao *Contador Público* a atuar com sujeição às Normas de Auditoria Geralmente Aceitas, denominadas NAGA. Além da lei 43 de 1990, o exercício da auditoria na Colômbia está regulamentado pelos Pronunciamentos do *Consejo Técnico de la Contaduría Pública*, os quais foram divulgados em outubro de 1993 com o objetivo principal de complementar as normas de auditoria e de ética e com o propósito de elaborar guias para o exercício dessa atividade. O *Consejo Técnico de la Contaduría Pública* emitiu um total de dez Pronunciamentos ou Disposições Profissionais, seis deles estão diretamente relacionados com o exercício da auditoria. Esses Pronunciamentos relacionados à auditoria se apresentam no Quadro 3²⁰.

Para o interesse desta pesquisa, o Pronunciamento No. 6 é o principal, já que trata das normas relativas aos pareceres de auditoria. Adicionalmente, estes relatórios estão regidos pelo artigo 7 da lei 43 de 1990, o qual define o seguinte:

- a) Sempre que o nome de um contador seja associado com as demonstrações contábeis, deverá expressar de maneira clara e inequívoca a natureza da sua relação com essas demonstrações. Quando fizer um exame dessas demonstrações, o contador deverá expressar claramente o caráter desse exame, seu alcance e seu parecer profissional acerca da informação contida nessas demonstrações contábeis.

¹⁸ Informação sobre esta entidade pode ser obtida na internet: <http://www.superbacaria.gov.co>.

¹⁹ Entidade que tem por função nomear inspetores que revisem as atividades e demonstrações contábeis das empresas prestadoras de serviços públicos domiciliários. Mais informação na pagina de internet: <<http://www.superservicios.gov.co>>.

²⁰ A informação aqui apresentada está baseada nos *Pronunciamentos* emitidos pelo *Consejo Técnico de la Contaduría Pública*, disponível em: <<http://www.jccconta.gov.co/Inf-Juridica/Normatividad.htm>>.

- b) O relatório deve conter indicação se as demonstrações contábeis estão apresentadas de acordo com Princípios de Contabilidade Geralmente Aceitos na Colômbia.
- c) O relatório deve conter indicação se esses Princípios têm sido aplicados de maneira uniforme no período atual em relação com ao período anterior.
- d) Quando o contador considerar necessário expressar ressalva sobre algumas das afirmações genéricas do seu relatório, deverá expressar, de maneira clara e inequívoca, a qual dessas afirmações se refere e os motivos e importância da ressalva em relação às demonstrações contábeis analisadas em conjunto.
- e) Quando o contador considerar que não está em condições de emitir uma opinião sobre as demonstrações contábeis analisadas em conjunto deverá manifestá-lo explicita e claramente (Tradução Livre)²¹.

Quadro 3. Pronunciamento do *Consejo Técnico de la Contaduría Pública*.

PRONUNCIAMENTO	CONCEITO
Pronunciamento No. 1 de novembro 1992	Parecer do <i>Revisor Fiscal</i> sobre as demonstrações contábeis ajustadas pela inflação.
Pronunciamento No. 2 de outubro de 1993	Prólogo aos pronunciamentos sobre normas de auditoria e ética.
Pronunciamento No. 3 de outubro de 1993	Código de Ética profissional.
Pronunciamento No. 4 de outubro de 1993	Normas de auditoria geralmente aceitas.
Pronunciamento No. 5 de outubro de 1993	Papéis de trabalho.
Pronunciamento No. 6 de outubro de 1993	Normas relativas aos pareceres sobre demonstrações contábeis.
Pronunciamento No. 7 de setembro de 1994	Revisória fiscal.
Pronunciamento No. 8 de setembro de 1995	Estado de fluxo de caixa
Pronunciamento No. 9 de setembro de 1995	Estado de mudança na situação financeira
Pronunciamento No. 10 de novembro 1998	Atos do <i>Consejo Técnico de la Contaduría Pública</i>

Fonte: *Junta Central de Contadores* (Elaboração própria).

Por último, cabe ressaltar que a contabilidade e a auditoria na Colômbia, como em outros países, estão atualmente no processo de convergência de suas normas com as internacionais (normas emitidas pela IFAC), devido à necessidade de brindar uma informação homogênea aos novos mercados e igualmente cumprir com as exigências dos usuários desta informação

²¹ a.) Siempre que el nombre de un Contador Público sea asociado con estados financieros, deberá expresar de manera clara e inequívoca la naturaleza de su relación con tales estados. Si practicó un examen de ellos, el Contador Público deberá expresar claramente el carácter de su examen, su alcance y su dictamen profesional sobre lo razonable de la información contenida en dichos Estados Financieros.
b). El informe debe contener indicación sobre si los Estados Financieros están presentados de acuerdo con principios de contabilidad generalmente aceptados en Colombia.
c) El informe debe contener indicación sobre si tales principios han sido aplicados de manera uniforme en el período corriente en relación con el período anterior.
d) Cuando el Contador Público considere necesario expresar salvedades sobre algunas de las afirmaciones genéricas de su informe y dictamen, deberá expresarlas de manera clara e inequívoca.”

que desejam ter uma informação comparativa. Assim, através da lei 1314 de 13 de julho de 2009 se estabeleceu um cronograma de atividades segundo o qual o *Consejo Técnico de la Contaduría Pública* realizaria um plano de trabalho a partir do 1 de janeiro de 2010, tendo 6 meses para apresentar-lo. A partir desta data, o *Consejo Técnico de la Contaduría Pública* conta com 24 meses para elaborar e submeter a lei da harmonização contábil na Colômbia. Em consequência, a lei 43 de 1990 continuará em vigência até que os órgãos competentes emitam novas leis que a modifique, substitua ou elimine, visando a harmonização internacional.

3. MERCADO ACIONÁRIO NO BRASIL, COLÔMBIA E ARGENTINA

Este capítulo trata das Bolsas de Valores e dos mercados acionários; especificamente, apresentam-se alguns estudos que relacionam as divulgações dos resultados contábeis e de auditoria com as flutuações nos preços das ações, tanto na literatura nacional quanto internacional ressaltando-se, assim, o papel da contabilidade em geral nos mercados acionários. Por outro lado, verifica-se a importância da metodologia de estudos de eventos como ferramenta para avaliar o impacto da informação contábil e de auditoria no mercado de ações de um país em particular (BALL & BROWN, 1968). Neste capítulo também é apresentada uma introdução ao mercado acionário dos três países em estudo, Brasil, Colômbia e Argentina. Essa introdução não pretende ser exaustiva, mas somente identificar as principais Bolsas de Valores de cada país, além de identificar os principais órgãos supervisores e reguladores dessa atividade, incluindo as principais leis que para esse fim esses organismos emitem. Cabe ressaltar que uma das principais vias de captação de recursos das empresas de capital aberto está constituída pelas Bolsas de Valores, por isso a sua importância para o presente estudo. Contudo, ao longo do capítulo serão apresentadas as principais referências para os leitores que pretendem fazer uma maior exploração desses mercados acionários.

3.1 IMPACTO DA CONTABILIDADE NOS MERCADOS ACIONÁRIOS

A contabilidade possui um papel importante nas economias de mercado e, em particular, nos mercados acionários, já que atua como fonte de informação através da análise e divulgação das demonstrações contábeis das companhias de capital aberto. No entanto, para que a contabilidade seja de utilidade para os investidores, é necessário que ela seja fidedigna com a realidade econômica das empresas. Assim, para que essa informação contábil seja fidedigna existem no ambiente econômico agentes (auditores, contadores, *revisores fiscais*, etc.) que intervêm dando fé pública das suas apreciações.

Nesse sentido, como afirmam Lopes & Martins (2005):

“[...] a utilidade econômica da contabilidade está relacionada a alterar o pensamento de seus usuários com respeito à informação que é publicada; assim, os preços dos títulos negociados em bolsas de valores refletem essas crenças dos agentes econômicos [...]”.

Nessa mesma linha de idéias, Hendriksen & Van Brega (1999) afirmam:

“[...] os pesquisadores em contabilidade interessaram-se particularmente pelos mercados de capitais porque a observação das reações do mercado à informação contábil oferecia uma forma anteriormente inexistente de testar teorias contábeis. [...] a informação é necessária para permitir que os investidores mantenham carteiras de títulos que sejam a melhor possível do ponto de vista de suas preferências por risco e retorno, dados os preços vigentes no mercado. Em outras palavras, a informação é necessária para o estabelecimento de preços de títulos que reflitam as relações entre risco e retorno. Também é necessária para que os investidores individuais montem carteiras que reflitam suas próprias preferências, obtendo a taxa máxima de retorno com certo grau de risco.”

Em outras palavras, pode-se afirmar que a capacidade da contabilidade de impactar o comportamento dos preços em bolsas de valores é uma aproximação válida da sua utilidade (LOPES & MARTINS, 2005), devido ao fato de que os preços de mercado refletem as expectativas dos agentes econômicos acerca do futuro da empresa e da economia.

A relação entre a informação contábil e o preço dos títulos negociados nas bolsas de valores de diversos países tem sido tema central de diversos trabalhos (BEAVER, 1968; BALL & BROWN, 1968; FOSTER, 1977; BEZERRA & LOPES, 2004; SARLO, 2004). Em resumo, essas pesquisas acadêmicas têm realizado estudos do papel da contabilidade nos mercados acionários e têm avaliado o impacto das informações contábeis nos preços de títulos negociados em bolsas de valores.

Entre os trabalhos pioneiros se destacam os trabalhos de Fama (1965, 1969, 1970), quem introduziu os estudos de eventos como metodologia para testar os mercados e criou as bases para os estudos relacionados com o comportamento dos mercados de ações e eficiência dos mercados de capitais. Outro trabalho importante que aborda a relação entre a contabilidade e o mercado financeiro é o trabalho de Ball & Brown (1968). Os autores analisaram a reação dos preços de mercado à evidenciação de lucro contábil anormal e a influência das divulgações de

resultado como explicação de parte das flutuações nos preços. Adicionalmente, eles avaliaram o conteúdo informacional das demonstrações contábeis utilizando uma amostra de 261 empresas, entre os anos 1957 e 1965. A intenção dos autores não era prever preços futuros de ações, mas simplesmente verificar o sinal da variação no lucro não esperado, apresentado nas demonstrações contábeis, com o sinal das variações nas taxas de retorno anormais médias. Ambos os trabalhos concluíram que existe uma correlação positiva entre os sinais da variação anormal nos lucros e a variação nos preços num mercado acionário.

Outro trabalho clássico é o de Beaver (1968). Ele analisou o comportamento dos preços e do volume negociado de ações nas semanas próximas da divulgação das informações contábeis. Nesse estudo, assim como o trabalho de Ball & Brown (1968), Beaver (1968) não procurava prever preços futuros das ações, mas demonstrar que a informação contábil possui valor informacional e é capaz de alterar expectativas de retornos futuros. Igualmente demonstrar que o volume de negociação, na semana do anúncio dos lucros, também sofria alteração. Beaver (1968) demonstrou que tanto o preço como o volume negociado reagem fortemente à informação contábil; principalmente, na semana dos anúncios devido, em grande parte, ao fato que o anúncio dos lucros altera as expectativas de fluxo futuro das empresas e, em contrapartida, o mercado reage alterando os preços segundo as probabilidades de realização de ganhos e riscos observados.

Os trabalhos mencionados nos últimos dois parágrafos iniciaram o tópico de pesquisa da contabilidade nos mercados acionários. Em consequência, em base à associação entre a informação contábil e os preços das ações num mercado de capitais, a contabilidade passou a ser observada como uma fonte de informação para os usuários externos, podendo ser analisada dentro do contexto econômico tradicional e não mais como um campo particular.

Essa linha de pesquisa continuou sendo explorada por diversos autores; entre eles, Brown & Kenelly (1972), que expandiram o trabalho de Ball & Brown (1968) com a inclusão de resultados trimestrais, encontrando resultados similares. Analogamente, Morse (1981) encontrou grandes reações de preço e volume de ações negociadas utilizando informações diárias até dois dias após a data do anúncio das demonstrações contábeis. Já Patell & Wolfson (1979, 1981) mostraram que, mesmo antes do anúncio dos resultados contábeis, os preços das ações já eram influenciados. Entretanto, alguns estudos chegam a conclusões não muito animadoras sobre o conteúdo informacional da contabilidade. O estudo de Bernard & Thomas

(1990), por exemplo, indicou que os preços de ações não reagem adequadamente ao anúncio de lucros das empresas.

Contudo, a relevância dos resultados contábeis, em relação aos mercados acionários, também depende de outros fatores além do lucro, como as condições gerais de funcionamento do mercado, o nível de eficiência do mesmo e a divulgação de informação adicional e complementar das demonstrações contábeis, como os relatórios de auditoria. O impacto dessa última informação nos mercados acionários é apresentado na seguinte seção.

3.2 IMPACTO DA AUDITORIA NOS MERCADOS ACIONÁRIOS

Como se tem comentado ao longo da tese, diversos trabalhos mostram evidências que correlacionam a divulgação dos lucros de uma empresa de capital aberto com as mudanças nos preços das suas ações (BALL et al., 1968; BERNARD & THOMAS 1989; JEGADEESH & LIVNAT, 2006). No entanto, como Lev (1989) sugere: os lucros explicam apenas uma fração da mudança no preço e/ou volume negociado de ações. Devido a isto, tem-se explorado o impacto de outras informações contábeis nos mercados acionários (OU & PENMAN, 1989; LIVNAT & ZAROWIN 1990; SLOAN, 1996). Uma dessas fontes de informações são os relatórios de auditoria, os quais, como se comentou no capítulo 1, podem mudar a receptividade do mercado aos lucros anunciados, adicionando ruído ou reduzindo o seu impacto (CHOI & JETER 1992). Assim, nestas pesquisas têm-se tratado de explicar a importância dos relatórios de auditoria aos investidores através do seu impacto sobre os preços e/ou volume das ações negociadas.

Esses relatórios de auditoria podem afetar os preços das ações principalmente por duas razões: primeiro, o relatório de auditoria pode conter informações que afetem a estimativa dos fluxos de caixa futuros e/ou o grau de risco desses fluxos; segundo, o relatório de auditoria pode conter informações substanciais sobre a viabilidade da empresa; por exemplo, opiniões sobre a sua continuidade operacional (*going concern*). Em consequência, se espera que esse relatório de auditoria afete a apreciação dos investidores sobre o desempenho normal de uma companhia de capital aberto.

Uma lista dos estudos mais relevantes que pesquisam o impacto dos relatórios de auditoria é

apresentada no Quadro 4. Contudo, como comentado no capítulo 1, os estudos sobre se os relatórios de auditoria afetam as decisões dos investidores não são conclusivos e generalizáveis; portanto, o estudo deve ser desenvolvido em particular para cada mercado acionário de interesse. Ressalta-se, mais uma vez, que o foco da presente tese é no impacto dos relatórios de auditoria nos mercados acionários do Brasil, Colômbia e Argentina.

Quadro 4. Estudos realizados no mundo referente ao impacto dos relatórios de auditoria em diversos mercados acionários.

Autores	Período de estudo	Título do Artigo	Mercado de estudo	Tamanho da amostra	Resultado
Baskin (1972)	1965- 1968	The communicative effectiveness of consistency exceptions	U.S.A	128	Não Impacta
Alderman (1977)	1968-1971	The Role of Uncertainty Qualifications: Evidence to Support the Tentative Conclusions of the Cohen Commission.	U.S.A	20	Não Impacta
Firth (1978)	1974-1975	Qualified audit reports: their impact on investment decisions.	Reino Unido	1500	Impacta
Ball. et al. (1979)	1961-1972	Audit qualifications and share prices	Austrália	117	Impacta
Chow & Rice (1982)	1973-1974	Qualified audit opinions and share prices – An investigation	U.S.A	90	Não Impacta
Banks & Kinney (1982)	1969-1975	Loss contingency reports and stock prices: an empirical study	U.S.A	92	Impacta
Davis (1982)	1968-1975	An empirical evaluation of auditors' "subject-to" opinions	U.S.A	147	Não Impacta
Elliot (1982)	1973-1978	Subject to audit opinions and abnormal security returns – out comes and ambiguities.	U.S.A	145	Não Impacta
Dodd. et al. (1984)	1973-1980	Qualified audit opinions and stock prices: Information Content, Announcement Dates and Concurrent Disclosures.	U.S.A	604	Impacta
Dopuch. et al. (1986)	1970-1982	Abnormal stock returns associated with media disclosures of 'subject to' qualified audit opinions	U.S.A	114	Impacta
Fields & Wilkins (1991)	1978-1987	The information content of withdrawn audit qualifications: new evidence on the value of "subject-to" opinions	U.S.A	52	Impacta
Choi & Jeter (1992)	1983-1986	The effects if qualified audit opinions on earnings response coefficients.	U.S.A	328	Impacta
Loudder. et al. (1992)	1983-1986	The information content of audit qualifications.	U.S.A	83	Impacta
Mittelstaedt. et al. (1992)	1986-1988	Do consistency modifications provide information to equity markets?	U.S.A	293	Não Impacta

Continua...

Conclusão...

Ameen. et al. (1994)	1974-1988	Information content of qualified audit opinions for over-the-counter firms.	U.S.A	51	Não Impacta
Fleak & Wilson (1994)	1979-1986	The incremental information content of the going concern audit opinion.	U.S.A	478	Não Impacta
Frost (1994)	1983-1988	Uncertainty-modified audit reports and future earnings	U.S.A	234	Impacta
Chen & Church (1996)	1980-1988	Going concern opinions and the market's reaction to bankruptcy filings.	U.S.A	98	Impacta
Jones (1996)	1979-1988	The information content of the auditor's going concern evaluation.	U.S.A	154	Impacta
Carlson. et al. (1998)	1981-1988	An investigation of investor reaction to the information content of a going concern audit report while controlling for concurrent financial statement disclosures	U.S.A	88	Não Impacta
Fargher & Wilkins (1998)	1972-1992	Evidence on risk changes around audit qualification and qualification withdrawal announcements	U.S.A	106	Não Impacta
Chen. et al. (2000)	1995-1997	An emerging market's reaction to initial modified audit opinions: evidence from the Shanghai stock exchange.	China	844	Impacta
Holder. et al. (2000)	1975-1996	The incremental information content of SAS No. 59 going concern opinions	U.S.A	251	Impacta
Soltani (2000)	1986-1995	Some empirical evidence to support the relationship between audit reports and stock prices – The French case	Francia	543	Impacta
Bédard (2000)	1983-1997	Demand and Supply of Auditing in IPOs: An Empirical Analysis of the Québec Market	Canadá	212	Impacta
Schaub & Highfield (2003)	1984-1996	On the information content of going concern opinions: the effects of SAS numbers 58 and 59.	U.S.A	79	Impacta
Martinez. et al. (2004)	1992-1995	Reactions of the Spanish capital market to qualified audit reports	Espanha	740	Não Impacta
Taffler. et al. (2004)	1995-2000	In denial? Stock market underreaction to going-concern audit report disclosures.	U.K	108	Impacta
Ognea & Subramanyam (2007)	1993-2004	Does the stock market underreact to going concern opinions? Evidence from the U.S. and Australia	U.S.A – Austrália	1159 637	Não Impacta
Herbohn. et al. (2007)	1999-2003	The horse has bolted: revisiting the market reaction to going concern modifications of audit reports	U.S.A	229	Não Impacta
Kausar. et al. (2009)	1993-2005	The going-concern market anomaly	U.S.A	1046	Não Impacta

Fonte: Adaptado de Soltani (2000)

Nota: A sigla U.S.A. significa *United States of America*.

3.3 EFICIÊNCIA DE MERCADOS

Em essência, um mercado de capitais é considerado eficiente quando o preço das ações se ajusta à divulgação de nova informação (LEROY, 1989) e, conseqüentemente, seu preço reflete toda a informação disponível sobre dita ação (Hipótese de Eficiência de Mercado). Entre os estudos que desenvolvem trabalhos visando verificar a existência da eficiência de mercado (FAMA, 1970; SHILLER, 1981; FRENCH & ROLL, 1986; FAMA & FRENCH, 1992; CONRAD & KAUL, 1993), destaca-se o trabalho de Fama (1970). Ele numera as condições suficientes para garantir a existência de mercados eficientes, a saber: (i) o custo de transação deve ser zero nas negociações de títulos; (ii) toda informação deve estar disponível, sem custo, a todos os participantes do mercado; e (iii) todos os participantes do mercado devem possuir expectativas homogêneas em relação aos efeitos das informações sobre os preços atuais das ações, assim como sobre suas distribuições futuras.

Fama (1970) distingue três versões do modelo dos mercados eficientes, dependendo do conjunto de informações disponíveis que afeta o preço dos títulos disponíveis num mercado acionário: (i) Mercados eficientes na forma fraca; (ii) Mercados eficientes na forma semi-forte; e (iii) Mercados eficientes na forma forte.

Nos mercados eficientes na forma fraca admite-se que não é possível obter retornos anormais (produto da informação que afeta o preço dos títulos) com base em dados históricos, desconsiderando o poder preditivo da análise técnica. Assim, em um mercado eficiente na forma fraca, as variações dos preços dos títulos são aleatórias em relação à informação disponível antes dessas variações (HENDRIKSEN & VAN BREDA; 1999) e, conseqüentemente, não é possível achar estratégias de investimento baseadas em preços históricos das ações, ou em outros dados financeiros, para lograr rendimentos que superem aos do mercado. Parte dessa impossibilidade deve-se à assimetria de informação sugerida no problema do principal-agente (ou dilema da agência) e ao fato de que informação privada (*insider information*) é utilizada por particulares (*insider traders*) para obter retornos anormais.

Por outro lado, a forma semiforte de eficiência do mercado pressupõe que os preços devem refletir toda informação publicamente disponível; isto inclui informações a respeito de preços atuais e passados, mas exclui a informação privada (KURONUMA, et al. 2004). A maioria

dos estudos evidencia que está é a forma predominante de eficiência de mercado (FAMA & FRENCH, 1992; CONRAD & KAUL, 1993). A metodologia mais utilizada para aferir a forma semiforte são os estudos de evento, cujos testes procuram mensurar o ajustamento dos preços dos títulos ao redor de uma data específica, quando é divulgada informação pública relevante como: (i) os relatórios de auditoria, (ii) as demonstrações contábeis, (iii) pagamento de dividendos, (iv) fusões e aquisições, entre outras.

Por último, um mercado é considerado eficiente na forma forte quando promove ajustes instantâneos nos preços, a partir de informações públicas e privadas. Esta forma de eficiência admite que mesmo os agentes que possuem informação privilegiada não teriam condições de obter retornos anormais com o uso destas informações. Assim, os preços refletem integralmente tanto a informação privilegiada (ou privada) quanto toda informação publicamente disponível. Contudo, até agora não existe evidências da veracidade dessa hipótese (HENDRIKSEN & VAN BREDA, 1999).

3.4 MODELOS DE MERCADO

O modelo de mercado é um modelo estatístico que explica o retorno esperado (ou normal) de um dado título em função de uma carteira de mercado (BERNARDO, 2001). Existem vários modelos de mercado para o cálculo do retorno normal de uma ação. Campell et al. (1997) distinguem duas categorias: estatística e econômica. Os modelos da primeira categoria, como indicado pelo seu nome, seguem suposições estatísticas em relação ao comportamento do retorno da ação, não dependendo de nenhum argumento econômico. Já os modelos da segunda categoria se apóiam nas hipóteses relativas ao investidor além das estatísticas, necessárias também nos modelos de cunho econômico. Entre os modelos estatísticos mais conhecidos estão os modelos de retorno médio constante e o modelo de mercado “tradicional” (BERNARDO, 2001). Já entre os modelos econômicos pode-se destacar o modelo de Precificação de Ativos Financeiros (*Capital Asset Pricing Model* – CAPM) e a teoria da arbitragem (*Arbitrage Pricing Theory* – APT). Uma breve explicação dos principais modelos de mercado é apresentada a continuação.

3.4.1 Modelo de mercado tradicional – Estatístico

Em essência, o modelo de mercado tradicional relaciona os retornos normais ou esperados de uma ação ou título com o retorno de um portfólio de mercado particular, através da seguinte equação (MACKINLAY, 1997):

$$R_{normal\ i,t} = \alpha_i + \hat{\beta}_i R_{m,t} + \hat{\varepsilon}_{i,t} \quad (3.1)$$

onde:

$R_{normal\ i,t}$ é a taxa de retorno da ação i no período t ;

$R_{m,t}$ é a taxa de retorno de todas ações do mercado no período t ;

$\hat{\varepsilon}_{i,t}$ é o ruído ou erro aleatório no processo de geração de retornos no período t .

Como é observado da equação 3.1, no modelo de mercado tradicional, o retorno normal ou histórico da ação i , $R_{normal\ i,t}$, está relacionado ao retorno do portfólio de mercado $R_{m,t}$ através de uma reta (função lineal) com intercepto α_i e com coeficiente de declividade $\hat{\beta}_i$. Esses parâmetros de mercado (α_i e $\hat{\beta}_i$) são estimados utilizando uma regressão linear simples com base na série de retornos incluída na janela de estimação (WESTOM & BRIGHAM, 2000; LEITE & SANVICENTE, 1995). Os métodos mais utilizados para a estimação dos parâmetros desse modelo de regressão linear simples são: (i) o método dos mínimos quadrados e (ii) o método da Máxima Verossimilhança. Maiores detalhes do cálculo dos coeficientes α_i e $\hat{\beta}_i$ encontram-se no Capítulo 4.

Existem outros modelos estatísticos similares ao modelo de mercado que podem descrever a relação entre o retorno de uma ação e qualquer portfólio. Entre eles, Fama et al. (1969) usam a transformação logarítmica de preços relativos, de tal forma que a equação do modelo de mercado toma a seguinte configuração:

$$\ln(R_{normal\ i,t}) = \alpha_i + \hat{\beta}_i \ln(R_{m,t}) + \hat{\varepsilon}_{i,t} \quad (3.2)$$

As justificativas para a utilização de um modelo de mercado normalizado ou em base a funções logarítmicas são descritas no trabalho de Fama (1969), entre elas, no modelo normalizado, variações menores que 15% geram resultados similares à variação percentual do preço da ação i (FAMA et al., 1969). Diversos autores têm utilizado a expressão logarítmica do modelo de mercado no cálculo da variação relativa do preço das ações; entre eles, podem-se mencionar os trabalhos de Sanvicente (1999); Corhay & Rad (1996); Foster (1977); Brown & Kennelly (1972), entre outros.

3.4.2 Modelo de Precificação de Ativos Financeiros – MPAF

Os modelos econômicos são também modelos estatísticos, mas com um racional econômico incorporado. Entre os modelos econômicos, o mais conhecido é o Modelo de Precificação de Ativos Financeiros (MPAF), conhecido mundialmente pela sigla em inglês CAPM (*Capital Asset Pricing Model*). O CAPM é empregado em finanças para determinar a taxa de retorno teórica ou normal de um determinado ativo em relação a uma carteira de mercado. O modelo leva em consideração: (i) a sensibilidade do ativo ao risco não-diversificável (também conhecido como risco sistêmico ou risco de mercado), representado pela variável conhecida como índice beta ou coeficiente beta ($\hat{\beta}_{CAPM}$); (ii) o retorno esperado do mercado e (iii) o retorno esperado de um ativo teoricamente livre de riscos.

Segundo Gitman (1997), utilizando o coeficiente beta para medir o risco não-diversificável, o CAPM é dado pela equação:

$$E(R_{normal_i}) = R_f + \hat{\beta}_{CAPM_i} [E(R_m) - R_f] \quad (3.3)$$

onde:

$E(R_{normal_i})$ é o retorno esperado do ativo i ;

R_f é o retorno de um ativo sem risco;

$E(R_m)$ é o retorno esperado da carteira de mercado;

$$\hat{\beta}_{CAPM_i} = \frac{cov(R_{normal_i}, R_m)}{var(R_m)} \quad \text{é a relação do ativo } i \text{ com a carteira de mercado}$$

Como é observado da equação 3.3, no CAPM o parâmetro beta ($\hat{\beta}_{CAPM_i}$) é medido pelo quociente entre a covariância dos retornos do ativo e do mercado e a variância dos retornos da carteira de mercado.

Contudo, embora o modelo CAPM seja frequentemente utilizado em economia financeira, ele apresenta alguns inconvenientes na sua implementação, principalmente: (i) o modelo assume que todos os investidores têm acesso à mesma informação e estão de acordo sobre o risco e o retorno esperado para os ativos e (ii) é assumido que os investidores não têm preferência entre mercados e ativos e que a sua escolha se baseia somente em função do perfil risco – retorno. Para suprir esses problemas, o modelo *Arbitrage Pricing Model* (APT) surgiu como alternativa teórica e empírica ao CAPM.

3.4.3 Teoria da Arbitragem

A Teoria de Arbitragem, conhecida pelas siglas em inglês APT (*Arbitrage Pricing Model*), é um modelo teórico criado pelo economista Stephen Ross na década dos setenta que se baseia na hipótese de não arbitragem²² (ROSS, 1976). Para o APT, o retorno do ativo i depende de múltiplos fatores e não de uma única variável, como no caso do modelo CAPM, onde o retorno do ativo i é função direta do nível de um índice de mercado (especificamente, o retorno do mercado) e a relação entre ambos se mede através do coeficiente de sensibilidade $\hat{\beta}_{CAPM}$. Esses fatores macroeconômicos que afetam os preços dos ativos pode ser o nível de atividade econômica, a inflação, a taxa de juros, o preço do petróleo, a taxa de câmbio, entre outros (HUBERMAN, 1982).

No modelo APT, a taxa de retorno dos títulos pode-se dividir em duas partes: (i) retorno normal ou esperado e (ii) retorno incerto ou inesperado da ação, determinado por informações ou notícias que dificilmente são previstas, mas que podem ocorrer naturalmente em um

²² A arbitragem é a prática de tomar vantagem de um desbalance entre dois ou mais mercados e obter ganhos livre de risco.

período. O retorno inesperado ou anormal constitui o risco do investimento, o qual pode ser dividido em: (i) risco sistemático e (ii) risco não sistemático.

Conforme define Ross et al. (2002):

- Risco sistemático é o risco derivado de acontecimentos que afetam a totalidade o um grande número de ativos.

- Risco não sistemático é aquele que se produz por uma serie de fatores que incidem sobre um único ativo ou sobre um número reduzido de ativos.

Assim, o retorno de ativos segundo o modelo APT é determinado pela equação:

$$R_t = \overline{R}_t + m_t + \zeta_t \quad (3.4)$$

onde:

R_t é a taxa observada de retorno no período t ;

$\overline{R}_t$ é o retorno normal ou esperado no período t ;

m_t é o risco de mercado (ou sistemático) no período t ;

ζ_t é o risco não sistemático no período t .

Para cada risco existe um coeficiente $\hat{\beta}_{APT}$, que diz qual a reação da taxa de retorno de um ativo a um risco sistemático. As fontes sistemáticas dos riscos são denominadas fatores (designadas pelo termo F). Assim, o modelo de cada ativo será designado por:

$$R_t = \overline{R}_t + \hat{\beta}_{APT_{j1}} F_1 + \hat{\beta}_{APT_{j2}} F_2 + + \hat{\beta}_{APT_{jn}} F_n + \varepsilon_j \quad (3.5)$$

onde:

β_{jn} é a sensibilidade do retorno do ativo j , durante o período t , ao fator n ;

F_n é um fator macroeconômico;

ε_j é o erro de média zero do ativo de risco.

Quando o investimento não é um ativo individual mais uma carteira, a rentabilidade da mesma será a média ponderada dos retornos dos ativos que a conformam. Assim, na equação 3.5, cada $\hat{\beta}_{APT}$ representa o somatório ponderado dos n betas de cada ativo, com relação aos j fatores considerados. Em particular, para uma carteira com n ativos e com um único fator F , a taxa de retorno de um ativo componente da carteira fica determinada por três conjuntos de parâmetros:

a. Média ponderada dos retornos esperados dos n ativos:

$$\overline{R_t} = X_1 \overline{R_{t,1}} + X_2 \overline{R_{t,2}} + \dots + X_n \overline{R_{t,n}} \quad (3.6)$$

b. Média ponderada de betas dos n ativos, multiplicada pelo fator único F :

$$m = (X_1 \hat{\beta}_{APT_1} + X_2 \hat{\beta}_{APT_2} + \dots + X_n \hat{\beta}_{APT_n}) F \quad (3.7)$$

c. Média ponderada de riscos não sistemáticos dos n ativos:

$$\zeta = X_1 \zeta_1 + X_2 \zeta_2 + \dots + X_n \zeta_n \quad (3.8)$$

A principal desvantagem do modelo APT consiste em que não existe uma teoria econométrica que denote quais fatores se podem correlacionar; portanto, é uma abordagem com um alto componente empírico (CAMPBELL et al., 1997). Adicionalmente, o modelo APT traz complicações consideráveis na sua implementação, devido ao fato de que o número de fatores explicativos aumenta com o tamanho da amostra (CAMPBELL et al., 1997). O anterior justifica a utilização de modelos mais “simples”, como o modelo de mercado.

3.5 MERCADO ACIONÁRIO NOS PAÍSES DA AMÉRICA LATINA EM ESTUDO

3.5.1 Mercado acionário em Brasil

Pode-se afirmar que a principal entidade do mercado acionário brasileiro é a Bolsa de Valores, Mercadorias e Futuros (BM&FBovespa S.A), a qual foi criada em 2008 com a integração da Bolsa de Mercadorias & Futuros (BM&F) e a Bolsa de Valores de São Paulo (BOVESPA), convertendo-se assim na segunda maior bolsa de valores das Américas e a terceira maior do mundo no volume de negociação²³. O indicador de referência da BM&FBovespa é o índice Bovespa (Ibovespa), que em 20 de maio de 2008 atingiu seu décimo recorde consecutivo, fechando em 73.516 pontos, com um volume de títulos negociados de US\$ 4,2 bilhões²⁴. No entanto, devido à crise econômica que se originou a partir de julho de 2008, o índice Bovespa reduziu-se ao nível de 31.250, em novembro do mesmo ano. Atualmente, a BM&FBovespa vem se recuperando, atraindo novos investidores e chegando ao índice de 69.036 pontos, em abril de 2011²⁵. Em contrapartida, percebe-se a melhora da avaliação de risco país no mercado internacional, chegando a 171 pontos em maio de 2011²⁶, o que atrai o capital estrangeiro interessado em investimentos produtivos.

No ano 2010 na bolsa de valores BM&FBovespa cotizaram 395 empresas nacionais²⁷ classificadas segundo a BM&FBovespa nos 10 setores econômicos apresentados no Gráfico 5. Observa-se dessa figura que o maior setor econômico é representado pelas empresas do setor financeiro, com um total de 116 empresas, que representa 24,3% do total. A esse grupo se seguem as empresas do setor de materiais básicos (15,9%), seguido pelos setores da construção e transporte, consumo cíclico e utilidade pública²⁸, com uma participação de 12,1%, 11,6% e 10,6%, respectivamente. Os setores com menor participação (medido pelo

²³ A BOVESPA concentra cerca de 70% do volume de negócios da América Latina (Informação obtida na página da Internet da BOVESPA: www.bovespa.com.br)

²⁴ Informação obtida de: <http://www.bmfbovespa.com.br/Pdf/dadosnotas.pdf>

²⁵ Informação obtida de: <http://www.bmfbovespa.com.br/indices/ResumoEvolucaoDiaria.aspx?Indice=IBOVESPA&idioma=pt-br>

²⁶ Informação obtida de: http://www.portalbrasil.net/2011/economia/dolar_riscopais_maio.htm

²⁷ Informação obtida de: <http://www.bmfbovespa.com.br/cias-listadas/empresas-listadas>

²⁸ Este grupo é conformado pelas empresas relacionadas com água e saneamento, energia elétrica e gás.

número de empresas) na BM&FBovespa são o setor do petróleo e derivados e o setor da tecnologia da informação, que representam 1,5% e 2,5%, respectivamente.

Gráfico 5. Composição setorial da Bolsa de Valores de São Paulo.
 FONTE: BM&FBOVESPA (Elaboração própria).

No Brasil podem-se identificar quatro órgãos principais que regulamentam o mercado acionário brasileiro. Esses órgãos são: (i) a Comissão de Valores Mobiliários (CVM); (ii) o Banco Central do Brasil (BACEN); (iii) o Conselho monetário Nacional (CMN) e (iv) a Superintendência de Seguros Privados (SUSEP). Detalhes da CVM e do BACEN foram apresentados no capítulo 2. Já o CMN é o órgão deliberativo do Sistema Financeiro Nacional, o qual estabelece as diretrizes gerais da política monetária, cambial e creditícia e, adicionalmente, regulamenta as condições de constituição, funcionamento e fiscalização das instituições financeiras e disciplinares, além dos instrumentos de política monetária e cambial²⁹. Por outro lado, a Superintendência de Seguros Privados é o órgão responsável pelo controle e fiscalização dos mercados de seguro, previdência privada aberta, capitalização e resseguro no Brasil. Ela é uma entidade autônoma, vinculada ao Ministério da Fazenda, criada pelo Decreto-Lei nº 73 de 21 de novembro de 1966, o qual também instituiu o Sistema Nacional de Seguros Privados no Brasil³⁰.

²⁹ Informação obtida na página da Internet: <<http://www.bacen.gov.br/?CMN>>.

³⁰ Informação obtida na página da Internet: <<http://www.susep.gov.br>>.

3.5.2 Mercado Acionário na Argentina

Embora na década de 1990 o desempenho do mercado acionário argentino tenha apresentado baixo rendimento devido, principalmente, aos altos índices de inflação e instabilidade econômica, a partir do ano 2002 começou a apresentar um crescimento médio superior a 8%³¹ de seu PIB, tornando-se uma das economias de maior crescimento na região. Particularmente, e como reflexo desse crescimento econômico, a *Bolsa de Comercio de Buenos Aires* (BCBA), no primeiro semestre de 2009, tem registrado fortes ganhos, acima de 60%, e o seu principal índice, o Merval, incrementou-se de 1.083 pontos para 1.778 pontos. Entre outros, um dos principais fatores que explicam a forte tendência ascendente no mercado argentino é a valorização do preço internacional do petróleo nos últimos anos (GYSIN, 2005).

O mercado de ações na Argentina encontra-se regulado pelas normas e entidades que fazem parte do *Sistema Bursátil Argentino*; especificamente, o *Mercado de Valores de Buenos Aires* (Merval), a *Bolsa de Comercio de Buenos Aires* (BCBA) e a *Caja de Valores*. Todas essas entidades se encontram subordinadas à *Comisión Nacional de Valores* (CNV)³² e ao marco normativo da Lei 17.811 de 1968³³; esta última tem tido algumas modificações e incorporações, como o decreto 677/2001, decreto 2284/91 e decreto 240/99, principalmente. Já a CNV é uma entidade autônoma, adstrita ao *Ministerio de Economía*, que regulamenta em sua totalidade o funcionamento do mercado de valores argentino. É a responsável pelo funcionamento das *Bolsas de Comercio* e por autorizar os valores negociados em oferta pública na BCBA. Por outro lado, a BCBA é uma sociedade civil sem fins lucrativos, vigiada e controlada pela CNV, sendo o seu objetivo o estabelecimento de requisitos para a cotização de títulos de valores.

Outra entidade que faz parte do sistema acionário argentino é o Merval, que é um mercado aderido à BCBA e que integra a *Central de Registro y Liquidaciones* (CRYL) do *Banco Central de la República Argentina*. Além disso, o Merval é uma sociedade anônima que conta com autorização de cotização, sendo que o seu capital social está representado por ações que dão direito a seu titular de operar como agente ou sociedade de bolsa, em nome próprio ou em conta de terceiros. Por último, a *Caja de Valores S.A* é uma sociedade anônima criada

³¹ Informação obtida na página da Internet: <<http://www.bcra.gov.ar/pdfs/polmon/bef0207e.pdf>>.

³² Informação obtida na página da Internet: <<http://www.cnv.gov.ar/>>.

³³ Informação obtida na página da Internet: <http://www.merval.sba.com.ar/sba/html/sba_ley17811.htm>.

com a lei 20.643 de 25 de janeiro de 1974, cujo capital está conformado pelas bolsas e mercados de valores da Argentina, sendo os seus sócios majoritários a BCBA e o Merval. A principal função da *Caja de Valores* é ser depositária e custódia dos títulos de valores públicos e privados; além disso, é agente de registro de acionistas das sociedades emissoras e de títulos públicos.

Por último, no mercado acionário da Argentina, pode-se observar que, em essência, a *Bolsa de Comercio de Buenos Aires* (BCBA) está dominada por empresas do setor financeiro e de materiais básicos; assim, das 141 empresas que cotizam na BCBA, cada um desses setores participa com 21,2% do total de empresas (vide Gráfico 6). Em relação aos outros setores econômicos, pode-se afirmar que a distribuição é quase homogênea, variando entre 6 a 15 empresas por setor. Contudo, os setores com menor participação correspondem aos setores de telecomunicações (3,5%) e de utilidade pública (4,2%).

Gráfico 6. Composição setorial da Bolsa de Valores de Argentina.
FONTE: Base de dados – Economatica (Elaboração própria).

3.5.3 Mercado Acionário na Colômbia

A Bolsa de Valores de Colômbia (BVC)³⁴ é uma entidade de economia mista, de caráter privado e público, que nasceu em 03 de julho de 2001 como produto da integração das bolsa de valores de *Bogotá*, *Medellín* e *Occidente* (na cidade de *Cali*), com o objetivo principal de

³⁴ Informação obtida na página da Internet: <<http://www.bvc.com.co>>.

concretizar em um único sistema um centro de negociação (praça bursátil) que concentrasse a liquidez do mercado secundário de valores. Esse fato permitiu: (i) a criação do mercado eletrônico colombiano (MEC) para títulos de renda fixa; (ii) o fortalecimento do mercado acionário; (iii) o crescimento do mercado de divisas mediante a aliança com a bolsa de valores mexicana e (iv) a expansão do mercado de derivativos. Essas conquistas fizeram com que a BVC tivesse reconhecimento a nível mundial como uns dos mercados emergentes de maior crescimento e rentabilidade³⁵. Igualmente, como foi publicado no ano 2006 (PORTAFOLIO, 2006), a Bolsa de Valores Colombiana foi a terceira de maior rendimento no mundo. Todos esses fatores destacam a importância que essa bolsa de valores está adquirindo a nível latino americano.

Gráfico 7. Composição Setorial da Bolsa de Valores de Colômbia.
FONTE: Bolsa de Valores de Colômbia (Elaboração própria).

Segundo dados da BVC³⁶, no ano 2010 cotizaram 83 empresas, divididas em diferentes sectores econômicos. Segundo a classificação da BVC (ver Gráfico 7), este mercado se encontra representado majoritariamente pelas empresas do setor industrial e financeiro, com uma participação de 71,1% e 19,2%, respectivamente. Consequentemente, pode-se afirmar que o mercado acionário da Colômbia é configurado quase que exclusivamente por esses dois setores, já que juntos representam mais de 90,3% do total das empresas que cotizam ou negociam suas ações nesse mercado de valores.

Por outro lado, na Colômbia existem diversos organismos que emitem leis e diretrizes para essa área de atuação (o mercado acionário colombiano). O documento mais relevante é a Lei 964 de 2005, pela qual se emitem as normas gerais que regulamentam as atividades de

³⁵ Informação obtida na página da Internet: <<http://www.eafit.edu.co/EafitCn/ConsultorioContable>>.

³⁶ Informação obtida na página da Internet: <<http://www.bvc.com.co/pps/tibco/portalbvc/Home/Empresas>>.

administração e captação de recursos do público. Igualmente, destaca-se a Lei 765 de 2003, pela qual se ajustam algumas normas do estatuto orgânico do sistema financeiro. Em relação às entidades reguladoras e de supervisão, inicialmente o sistema se encontrava dividido em duas superintendências: (i) *Superintendencia Bancaria*, que lhe correspondia à vigilância e controle dos estabelecimentos financeiros e seguros e a (ii) *Superintendencia de Valores*, que correspondia à vigilância e controle dos participantes do mercado de valores. Contudo, com o crescimento do mercado acionário colombiano surgiu a *Superintendencia Financiera de Colombia* (SFC)³⁷ da fusão da *Superintendencia Bancaria de Colombia* e da *Superintendencia de Valores*, segundo o estabelecido no artigo 1 do Decreto 4328 de 2005. A entidade é um organismo técnico adjunto ao *Ministerio de Hacienda y Crédito Público*, o qual tem por objetivo proteger os interesses dos investidores e verificar que as atividades financeiras se encontrem de acordo com as normas que as regulamentam.

Finalmente, cabe destacar que a partir de 2011, a BVC tem se fortalecido mediante a sua integração com as bolsas de valores do Peru e do Chile. Esse processo de integração teve início em 21 de junho de 2010 através da coordenação dos principais entes reguladores dos mercados acionários desses três países latino-americanos: (i) a *Superintendencia financiera de Colombia*; (ii) a *Superintendencia de Valores y Seguros de Chile* e (iii) a *Comisión Nacional Supervisora de Empresas y Valores de Peru*, o qual tem trazido o posicionamento do MILA como um dos maiores mercados acionários da América Latina, em conjunto com o mercado acionário da BM&FBovespa S.A do Brasil, como se explicou no capítulo 1.

Dos Gráficos 5, 6 e 7 pode-se afirmar que uma característica importante dos três países em estudo consiste em que os seus mercados acionários, em termos do número de empresas, é dominado por um ou máximo dois grupos econômicos, predominando, na sua maioria, o setor financeiro.

³⁷ <http://www.superfinanciera.gov.co/>

4. METODOLOGIA DA PESQUISA

O estudo desenvolvido neste trabalho pode ser classificado, conforme Fama (1991), como um estudo de evento, o qual consiste na investigação dos efeitos de um determinado acontecimento sobre os ativos de um mercado de capitais específico (YOSHINAGA, 2004; KLOECKNER, 1995). O evento estudado é representado por informações relativas a determinadas empresas de capital aberto, e seus efeitos são avaliados através das variações de volume negociado e/ou preço das ações nas Bolsas de Valores representativas de cada país em estudo (Brasil, Colômbia e Argentina). Assim, utilizando esta metodologia é possível verificar a existência de retornos anormais associados a um evento, focalizando-se nos retornos inesperados das ações na data do evento ou em torno dela. Neste sentido, a variação anormal no preço de uma ação representará o impacto que uma informação gera sobre o mercado, em relação à expectativa do retorno esperado desse ativo.

Outros aspectos que são definidos durante a pesquisa são: o número de empresas e o período de tempo a ser abrangido pelo trabalho. Quanto ao número, o objetivo foi considerar uma quantidade significativa de empresas com condições normais de negociação nas Bolsas de Valores de cada país, de forma que os resultados do trabalho sejam representativos do mercado analisado. Já para definir o período de estudo considera-se um lapso de tempo o suficientemente longo que permita obter uma quantidade suficiente de observações relativas ao retorno das ações. Outro aspecto importante é a data do evento e as bases de dados consultadas para obter a informação necessária. Especificamente, como afirmam Brown & Warner (1980) e Crashwell (1985), o sucesso do estudo de eventos está condicionado à capacidade de identificá-la com precisão.

O presente capítulo aborda os aspectos mencionados nos parágrafos anteriores; em particular, explica em detalhe a metodologia utilizada na pesquisa. Para esse fim, inicialmente, na Seção 4.1, apresentam-se as hipóteses que direcionam a pesquisa. A seguir, é descrita a base amostral e as diversas fontes de informação por país de estudo (ver Seção 4.2). Por último, é apresentado o modelo de regressão linear que relaciona os retornos anormais (ou variável dependente) com os relatórios de auditoria emitidos para as empresas de capital aberto em cada país. A descrição do modelo de regressão, da variável dependente e das variáveis independentes se apresenta nas Seções 4.3, 4.4 e 4.5, respectivamente.

4.1 FORMULAÇÃO DE HIPÓTESE

A pesquisa é orientada por uma hipótese principal (H1) e uma secundária (H2). A primeira hipótese (H1) investiga o impacto dos relatórios de auditoria, divulgados pelas empresas de capital aberto, sobre o comportamento do preço das suas ações negociadas nas principais Bolsas de Valores em diversos países latino-americanos: Brasil, Colômbia e Argentina. Para cada país, a hipótese nula (subscrito 0) e alternativa (subscrito A) é indicada a seguir:

- $H1_0$ = A divulgação dos relatórios de auditoria das empresas de capital aberto interfere no preço das ações negociadas em Bolsa de Valores; por conseguinte, o trabalho do auditor influi na dinâmica dos mercados acionários de cada país.
- $H1_{A1}$ = A divulgação dos relatórios de auditoria modificados (com ressalva, adverso ou abstenção de opinião) tem um efeito negativo nos preços das ações negociadas nos mercados acionários de cada país.
- $H1_{A2}$ = Resultados iguais (relação auditoria – mercado acionário) são obtidos nos três países latino-americanos em estudo.

A hipótese H2 avalia o comportamento dos três países como um só mercado acionário, considerado a tendência atual de integração que vem realizando-se em nível latino-americano. Nesse sentido, em relação à hipótese H2, formula-se a seguinte hipótese nula (subscrito 0) e alternativa (subscrito A):

- $H2_0$ = A divulgação dos relatórios de auditoria das empresas de capital aberto interfere no preço das ações negociadas num mercado acionário latino-americano integrado (mercado acionário do Brasil, Argentina e Colômbia).
- $H2_A$ = A divulgação dos relatórios de auditoria modificados (com ressalva, adverso ou abstenção de opinião) tem um efeito negativo nos preços das ações negociadas num mercado acionário latino-americano integrado (mercado acionário do Brasil, Argentina e Colômbia).

4.2 SELEÇÃO DA AMOSTRA E FONTES DE INFORMAÇÃO

Para definir a base de dados a ser utilizada para a seleção da amostra levam-se em conta dois aspectos determinantes: (i) o número de empresas e (ii) o período de tempo a ser abrangido pelo trabalho. Quanto ao número de empresas, o objetivo é considerar as empresas que negociam nas Bolsas de Valores de cada país em estudo, de forma que os resultados do trabalho sejam representativos do mercado analisado. Já em relação ao tempo de estudo, este é determinado pela janela do evento e a janela de estimação, as quais se apresentam em detalhe na Seção 4.4.1. A seguir descreve-se a base amostral e as fontes de informação utilizadas para cada país em estudo.

4.2.1 Caso Brasil

No caso brasileiro, o estudo se realiza desde o ano 2000 até 2007, utilizando as empresas que estiveram listadas na BM&FBovespa. A escolha de esse período de estudo (o qual se aplica também para o caso argentino) deve-se ao fato de evitar no período analisado as crises econômicas de finais dos anos 1990 e do ano 2008, as quais, em princípio, podem introduzir ruído ao modelo de regressão que avalia as hipóteses antes mencionadas. O período de estudo de 8 (oito) anos contínuos é superior à média dos trabalhos reportados na literatura (segundo o Quadro 4, a média gira em torno de 6 anos); por exemplo: (i) Chow & Rice (1982) somente consideram um ano no seu trabalho; (ii) Loudder et al. (1992) utilizam um período de estudo de 3 (três) anos e (iii) Ameen et al. (1994) consideram 14 anos na sua pesquisa. Com o período de estudo selecionado visa-se obter o maior número de empresas possíveis que tornem estatisticamente significativa a base amostral.

Os dados requeridos para formular o modelo de regressão (ver a equação 4.2) são o preço das ações no período analisado, o índice de alavancagem financeira, o total de ativos, os relatórios de auditoria, a data de divulgação dos relatórios de auditoria, o lucro líquido e os lucros por ação. Esses dados amostrais foram obtidos, principalmente, da base de dados Economatica e dos Informes Técnicos da BM&FBovespa³⁸.

³⁸ Pagina de Internet da BOVESPA: <www.bovespa.com.br>.

Tabela 1. Resumo do total de dados utilizados e filtrados na amostra do mercado acionário brasileiro.

ITEMS DE ELIMINAÇÃO	TOTAL	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
Total de empresas	3058	371	374	371	373	381	375	404	409
Preço de ação	1511	197	194	189	191	188	177	199	176
Data de divulgação	834	103	101	121	98	111	109	108	83
Lucro líquido	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Ativo total	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Lucro por ação	17	1	1	0	0	0	0	6	9
Relatório de Auditoria	146	20	23	14	17	21	22	19	10
Alavancagem Financeira	151	19	16	17	20	22	10	20	27
Total da amostra das empresas já filtradas	399	31	39	30	47	39	57	52	104

Fonte: Elaboração própria.

Segundo os dados extraídos da base de dados Economatica, no Brasil inicialmente foram consideradas 370 empresas aproximadamente (empresas nacionais e estrangeiras) por ano (ver a Tabela 1), o que representa uma amostra total e inicial de 3058 observações. Contudo, esse número de dados foi filtrado de acordo com a disponibilidade de informação necessária para utilizar o modelo de regressão. Esses filtros incluíram o preço da ação, a data de divulgação, o lucro por ação, ativo total, alavancagem financeira e disponibilidade do relatório de auditoria (ver a Tabela 1). Após o processo de filtragem, o número de empresas consideradas por ano está no intervalo de 37 a 90 empresas, representando um total de 399 observações analisadas durante o período de estudo. Segundo o Quadro 4, esse número de 399 observações amostrais é muito superior à média utilizada na literatura; especificamente, a média dos trabalhos reportados no Quadro 4 é de 169 observações.

É importante destacar que no ano 2000 existia menor disponibilidade de dados em relação ao ano 2007 (no ano 2000 são consideradas somente 31 empresas enquanto que no ano 2007 se analisam 104 empresas), o que pode ser interpretado como um amadurecimento do mercado acionário brasileiro, em termos de maior eficiência e menor assimetria da informação.

4.2.2 Caso Argentina

No caso da Argentina, para analisar o impacto dos relatórios de auditoria sobre o seu principal mercado acionário são utilizadas diversas bases de dados, sendo a principal a base de dados Economatica. Outras fontes de informação são os boletins emitidos pela *Bolsa de Comercio de Buenos Aires*; a base de dados Bolsar e as publicações da *Comisión Nacional de Valores*.

Como no Brasil, no mercado de valores argentino se realizou o estudo desde o ano 2000 até 2007. A amostra inicial foi de 625 empresas de capital aberto (ver a Tabela 2). Por ano, foram analisadas entre 76 (no ano 2003) até 80 (no ano 2000) empresas. De forma similar ao caso brasileiro, se realizou a depuração de dados segundo a disponibilidade de informação. Após a filtragem, o número total de observações foi de 149.

Tabela 2. Resumo do total de dados utilizados e filtrados na amostra do mercado acionário argentino.

ITEMS DE ELIMINAÇÃO	TOTAL	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
Total de empresas	625	80	79	79	76	78	78	77	78
Preço de ação	195	31	23	22	17	23	34	22	23
Data de divulgação	140	12	20	17	15	18	18	19	21
Lucro líquido	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Ativo total	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Lucro por ação	6	0	3	1	0	0	2	0	0
Relatório de Auditoria	116	21	20	16	13	8	13	11	14
Alavancagem Financeira	19	5	2	4	3	2	1	1	1
Total da amostra das empresas já filtradas	149	11	11	19	28	27	10	24	19

Fonte: Elaboração própria.

Embora no caso argentino se considere um número muito menor de dados (149 observações para o caso da Argentina contra 399 observações no caso brasileiro), o tamanho da amostra continua sendo aceitável se for comparado com outros trabalhos reportados na literatura. Em particular, Alderman (1977) considera uma amostra de 28 observações; Fields & Wilkins (1991) e Ameen et al. (1994) utilizaram 52 e 51 observações, respectivamente (ver Quadro 4).

4.2.3 Caso Colômbia

Para a Colômbia foi utilizado um período amostral de 7 (sete) anos. Neste caso, as fontes de informação utilizadas na seleção da amostra são a base de dados Economatica; os Informes Técnicos da BVC; a base de dados na internet da *Superintendencia financiera de Colombia*³⁹; o jornal *Portafolio*, especializado em economia e o site na internet das empresas escolhidas para a análise.

³⁹ Informação obtida de: <<http://www.superfinanciera.gov.co/>>

Tabela 3. Resumo do total de dados utilizados e filtrados na amostra do mercado acionário colombiano.

ITEMS DE ELIMINAÇÃO	TOTAL	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
Total de empresas	323	45	46	45	45	47	50	45
Preço de ação	120	21	12	8	19	17	24	19
Data de divulgação	70	2	20	34	3	3	5	3
Lucro líquido	0	0	0	0	0	0	0	0
Ativo total	0	0	0	0	0	0	0	0
Lucro por ação	21	7	1	0	8	2	1	2
Relatório de Auditoria	26	5	4	0	3	4	5	5
Alavancagem Financeira	35	3	4	3	5	9	6	5
Total da amostra das empresas já filtradas	51	7	5	0	7	12	9	11

Fonte: Elaboração própria.

A base de dados final selecionada para o modelo de regressão está determinada por 51 observações (ver Tabela 3). Os anos de estudo foram determinados desde o ano 2001 até 2007, já que as operações da BVC começaram a partir de julho de 2001 (ver Seção 3.4.2).

4.3 MODELO DE REGRESSÃO

Nesta seção se apresenta o modelo de regressão empregado para testar as hipóteses H1 e H2. Contudo, existe um problema essencial ao tratar os relatórios de auditoria em estudos de eventos, o qual consiste em diferenciar o efeito que somente o relatório de auditoria exerce no preço das ações, já que ele é publicado em conjunto com as demonstrações contábeis (balanço patrimonial, demonstração do resultado, demonstração das mutações do patrimônio líquido, demonstração dos fluxos de caixa, etc.). Esse problema deve-se ao fato de que, no Brasil, na Colômbia e na Argentina, as companhias participantes dos mercados acionários estão obrigadas a divulgar os relatórios de auditoria em conjunto com as demonstrações contábeis; por conseguinte, existe uma “sobreposição” de eventos. Para contornar-se esse problema, neste trabalho se formula um modelo de regressão linear multivariável que inclui tanto variáveis quantitativas como qualitativas; assim, além dos retornos anormais e normais, incluem-se variáveis *dummy*⁴⁰ que complementam o modelo de regressão proposto e que aumentam o poder de teste (ver equação 4.2). Esses modelos de regressão que contêm uma

⁴⁰ As variáveis *dummy* servem para representar a influência de uma característica ou atributo qualitativo e descrever qualquer evento que tenha apenas dois resultados possíveis. No geral, são chamadas de variáveis binárias, já que elas só podem tomar dois valores: zero (0) ou um (1) (HILL et al., 1999).

mistura de variáveis qualitativas e quantitativas são chamados modelos de análise de covariância (ANCOVA) (GUJARATI, 2000). Em resumo, a abordagem da pesquisa é de natureza quantitativa – qualitativa. A parte quantitativa foi utilizada para desenvolver os cálculos estatísticos. Por sua vez, a abordagem qualitativa foi adotada para dar base e parametrizar os resultados quantitativos, visando obter um maior poder explicativo do modelo de regressão e, em consequência, da pesquisa.

De forma geral, um modelo de regressão serve para investigar a relação entre uma variável dependente (Y) com uma ou um conjunto k de variáveis independentes (X_k) (STOCK & WATSON, 2004). Assim, no caso mais genérico, o modelo de regressão linear multivariável pode-se expressar da seguinte maneira:

$$Y = \beta_0 + \sum_{k=1}^m \beta_k X_k + \varepsilon_k \quad (4.1)$$

onde β_0 é o intercepto da reta ou termos constantes e β_k são os parâmetros respectivos a cada variável independente, com $k = 1, 2, 3, \dots, m$. O termo m é o número de variáveis independentes e o termo ε_k representa o erro ou perturbação aleatória que resume todos esses fatores não-controláveis ou observáveis. A partir da equação 4.1, numa regressão linear multivariável, uma vez conhecidos os valores da variável dependente Y , e das k variáveis independentes X_k , encontram-se os valores dos parâmetros β_k , os quais completam a relação entre variáveis. Dessa forma, a equação 4.1 fica completamente especificada.

Em particular, neste trabalho utiliza-se um modelo de regressão linear multivariável para quantificar o efeito dos relatórios de auditoria modificados no preço das ações (teste das hipóteses H1 e H2 nas bolsas de valores de Argentina, Brasil e Colômbia). O modelo formulado é o seguinte:

$$CAR_{i,j} = \beta_0 + \beta_1 \times MODIFIED_{i,j} + \beta_2 \times \Delta EPS_{i,j} + \beta_3 \times MODIFIED_{i,j} \times \Delta EPS_{i,j} + \dots \\ \beta_4 \times ALAV_{i,j} + \beta_5 \times LOSS_{i,j} + \beta_6 \times \ln(TA_{i,j}) + \varepsilon_{i,j} \quad (4.2)$$

onde os termos i e j indicam companhia e ano de estudo, respectivamente. Além disso, os outros termos da equação 4.2 representam:

$CAR_{i,j}$	Representa a variável dependente do modelo de regressão linear; especificamente, representa o retorno anormal acumulativo de cinco dias para a companhia i na data de divulgação do relatório de auditoria das demonstrações contábeis do ano fiscal j .
$MODIFIED$	É a variável experimental ou variável <i>dummy</i> com um valor igual a 1 (um) para relatórios de auditoria modificados e 0 (zero) para relatórios de auditoria não-modificados.
ΔEPS	É a primeira variável de controle do modelo de regressão linear multivariável, que representa a diferença nos lucros por cada ação entre dois anos consecutivos.
$ALAV$	É a segunda variável de controle. É uma variável quantitativa que representa o índice de alavancagem financeira das empresas.
$LOSS$	É a terceira variável de controle que representa uma variável <i>dummy</i> , a qual tem um valor igual a 1 (um) para companhias que reportem lucros negativos no ano atual e 0 (zero) em caso contrário.
$\ln(TA)$	Representa a quarta variável de controle, sendo o logaritmo natural do total de ativos no final de cada ano.

É importante ressaltar que, se a hipótese nula $H1_0$ for confirmada, o coeficiente beta (β_1) da variável experimental *MODIFIED* será significativa e estatisticamente diferente de zero. Em outras palavras, se $\beta_1 \neq 0$, a divulgação dos relatórios de auditoria modificados (relatórios com ressalva, adverso ou abstenção de opinião) afetam ou influem no preço das ações das companhias de capital aberto.

Nas próximas seções são detalhadas cada uma das variáveis, sendo classificadas em variáveis dependentes (o retorno anormal acumulativo *CAR*) e variáveis independentes: (i) variável experimental (*MODIFIED*) e (ii) variáveis de controle. Estas últimas variáveis estão compostas pelos termos: lucros inesperados (ΔEPS) e estado financeiro da companhia (*LOSS*, *ALAV* e $\ln(TA)$).

4.4 VARIÁVEL DEPENDENTE NO MODELO DE REGRESSÃO LINEAR MULTIVARIÁVEL (*CAR*)

A variável dependente ou retorno anormal acumulativo *CAR*, da sua sigla em inglês (*Cumulative Abnormal Return*), é utilizada para capturar o impacto dos relatórios de auditoria modificados ao redor da data de divulgação desses relatórios. Essa idéia faz parte da metodologia de estudo de eventos, na medida em que o foco central é verificar se um dado evento impacta significativamente uma ação em certo momento. Para tanto, deve-se comparar um retorno real com um retorno estimado; em outras palavras, o impacto de um evento é verificado através da subtração entre o retorno realmente observado e o retorno estimado, abrangendo um curto período de tempo. Esta diferença é chamada de Retorno Anormal, que pode ser expressada como (MACKINLAY, 1997):

$$AR_{i,t_{evento}} = \tilde{R}_{i,t_{evento}} - E(R_{i,t_{evento}} | X_{t_{evento}}) \quad (4.3)$$

onde os termos são:

$AR_{i,t_{evento}}$	É o retorno anormal da ação <i>i</i> na data t_{evento} ;
$\tilde{R}_{i,t_{evento}}$	É o retorno real da ação <i>i</i> na data t_{evento} ;
$E(R_{i,t_{evento}} X_{t_{evento}})$	É o retorno estimado (ou retorno normal) da ação <i>i</i> na data t_{evento} , dado o retorno $X_{t_{evento}}$.

Como neste trabalho o modelo de estimação escolhido foi o retorno de mercado (ver o capítulo 3), o termo $X_{t_{evento}}$ representa o comportamento do mercado acionário analisado. Em consequência, o retorno anormal da equação 4.3 pode-se expressar como:

$$AR_{i,t_{evento}} = \tilde{R}_{i,t_{evento}} - R_{normal,i,t_{evento}} \quad (4.4)$$

onde o termo $R_{normal,i,t_{evento}}$ representa o retorno normal ou estimado durante a janela do evento, t_{evento} , (ver a Seção 4.4.1).

Especificamente, e como se indicou no capítulo 3, neste trabalho, para calcular os retornos normais utiliza-se o modelo de mercado “tradicional” (MACKINLAY, 1997). Recordando, esse modelo é um procedimento estatístico que explica o retorno de um dado título em função de uma carteira de mercado. No caso brasileiro, como retorno de mercado é utilizado o Índice Bovespa (Ibovespa); no caso colombiano, o índice IGBC; e no caso argentino, o índice Merval.

O modelo geral de mercado é representado por uma regressão linear simples (MACKINLAY, 1997), segundo se apresentou na equação 3.1 do capítulo 3, onde os coeficientes de intercepto (α_i) e de declividade ($\hat{\beta}_i$), para uma ação i , são calculados ao longo de uma janela de estimação, t_{est} , (ver Seção 4.4.1), baseado em retornos reais. Assim, esse modelo pode ser expressado como:

$$\tilde{R}_{i,t_{est}} = \alpha_i + \hat{\beta}_i R_{m,t_{est}} + \hat{\varepsilon}_{i,t_{est}} \quad (4.5)$$

onde:

$\tilde{R}_{i,t_{est}}$	É o retorno real da ação i na data t_{est} ;
$R_{m,t_{est}}$	É o retorno da carteira de mercado na data t_{est} ;
α_i e $\hat{\beta}_i$	São os coeficientes de intercepto e de declividade para a ação i , respectivamente;
$\hat{\varepsilon}_{i,t_{est}}$	É o erro para a ação i na data t_{est} .

Para aplicar a equação 4.5 assumem-se os seguintes pressupostos:

- (i) Os retornos das ações não estão autocorrelacionados;

- (ii) Os retornos das ações estão correlacionados com uma carteira representativa do mercado e
- (iii) Os coeficientes α_i e $\hat{\beta}_i$ são constantes durante o período analisado.

No trabalho, o método utilizado para estimar os coeficientes α_i e $\hat{\beta}_i$ é o Método dos Mínimos Quadrados. No entanto, para normalizar a base amostral, e para que a mensuração dos retornos seja mais precisa, utiliza-se o Logaritmo Natural ($\ln$) para transformar os retornos das ações e da carteira antes da estimação dos coeficientes (FAMA, 1991). Assim, os retornos tomados como base amostral sofrem a seguinte transformação:

$$\tilde{R}_{i,t_{est}} = \ln \left(\frac{P_{i,t_{est}}}{P_{i,t_{est}-1}} \right) \quad (4.6)$$

onde:

$\tilde{R}_{i,t_{est}}$ É o retorno real da ação i na data t_{est} , transformado pelo Logaritmo Natural ($\ln$);

$P_{i,t_{est}}$ É a cotação nominal de fechamento da ação i na data t_{est} ;

$P_{i,t_{est}-1}$ É a cotação nominal de fechamento da ação i na data $t_{est}-1$.

Uma vez conhecidos α_i e $\hat{\beta}_i$, da equação 4.5, pode-se calcular os retornos anormais, durante a janela de evento (ver Seção 4.4.1), como:

$$AR_{i,t_{evento}} = \tilde{R}_{i,t_{evento}} - \left(\alpha_i + \hat{\beta}_i R_{m,t_{evento}} \right) \quad (4.7)$$

devido que (baseado no modelo de mercado tradicional e omitindo o ruído aleatório):

$$R_{normali,t_{evento}} = \alpha_i + \hat{\beta}_i R_{m,t_{evento}} \quad (4.8)$$

Como nesta pesquisa a janela de evento tem mais de um dia (ver a Seção 4.4.1), para interpretar os retornos anormais (AR) obtidos é necessário se estabelecer algum critério de agregação desses retornos. A forma mais comum é através da utilização do retorno anormal acumulado (CAR). O CAR é obtido pela soma simples de todos os retornos anormais contidos na janela de evento (MACKINLAY, 1997); ou seja, para uma janela de evento de cinco dias:

$$CAR_i = \sum_{t_1}^{t_2} AR_{i,t_{evento}} = \sum_{t=-2}^{t=2} [R_{i,t} - (\alpha_i + \beta_i R_{m,t})] \quad (4.9)$$

onde:

- CAR_i É o retorno anormal acumulado da ação i ;
- t_1 Representa o primeiro dia da janela do evento;
- t_2 Representa o último dia da janela do evento.

4.4.1 Evento, janela de evento e janela de estimação

Como se observa das equações anteriores, para o cálculo dos retornos anormais torna-se necessário definir com precisão a data do evento, as janelas de evento e de estimação. Segundo Mackinlay (1997), as seguintes etapas devem cuidadosamente ser definidas no transcurso da pesquisa:

- a. Identificar e definir o evento a ser estudado;
- b. Determinar a janela do evento, ou seja, os períodos no quais os preços das ações serão analisados;
- c. Definir o período anterior à janela do evento para calcular o retorno esperado da ação (janela de estimação), o qual será utilizado como base de cálculo para o retorno anormal;
- d. Determinar os critérios de seleção para inclusão da empresa na amostra; e
- e. Definir como será mensurado o retorno anormal para avaliar o impacto do evento.

Contudo, selecionar a data do evento não é uma tarefa fácil, o que se torna evidente quando a literatura é revisada. A primeira observação é que não existe unanimidade na escolha dessa data. Por exemplo, nos estudos relacionados aos mercados acionários dos Estados Unidos da América, a data de anúncio mais utilizada é a data de divulgação do formulário 10-K (CHOW et al., 1982; AMEEN et al., 1994; CARLSON et al., 1998). Por outro lado, Firth (1978) tratou a data de publicação das demonstrações financeiras anuais como a data do evento, enquanto Elliott (1982) usou a data de publicação dos lucros no *Wall Street Journal* para especificar a data do evento. Além disso, Loudder et al. (1992), Fleak et al. (1994), Ameen et al. (1994) e Carlson et al. (1998) utilizaram o dia do anúncio do relatório anual da administração. Por último, Soltani (2000) e Martinez et al. (2004) usam uma estimativa da data em que o relatório de auditoria é anunciado publicamente. Esses trabalhos consideram o 15º dia antes da assembléia geral anual de acionistas, como a data do evento. Como alternativa, Soltani (2000) também sugere utilizar: (i) a data de assinatura do auditor do relatório de auditoria e (ii) uma média entre a data da assinatura do auditor e o 15º dia antes da assembléia geral anual.

Por outro lado, devido à assimetria de informação existente nos mercados com eficiência semiforte, uma informação privilegiada pode se filtrar antes de qualquer anúncio de relatórios ou da assembléia geral anual; por conseguinte, a pergunta chave é quando a informação de auditoria verdadeiramente entra no domínio público. A resposta a essa pergunta ainda não tem solução, exceto que o mercado seja considerado eficiente na forma forte. Contudo, para contornar essa situação e capturar a reação do mercado quando são publicados os relatórios de auditoria, os estudos trataram diferentes janelas de evento para testar as hipóteses. Como exemplo, Firth (1978) comparou o retorno diário das ações 20 dias antes e 20 dias depois do anúncio do relatório de auditoria das companhias. Um fato interessante foi mencionado por Whittred (1980), quem descobriu que as companhias com relatórios de auditoria com ressalva tendem a se atrasar na publicação das suas demonstrações contábeis anuais e, por conseguinte, ele sugere que o mercado acionário poderia usar a duração desse atraso como uma base para prever a natureza dos relatórios de auditoria.

Nesse sentido, a seleção da janela do evento, em conjunto com a data do evento, é um fator crítico no planejamento das pesquisas, uma vez que um curto período pode deixar de incluir o momento em que os preços das ações integram grande parte dos efeitos esperados pelo relatório de auditoria (CHOW & RICE, 1982). Pelo contrário, grandes períodos de tempo

podem adicionar ruído aos testes e incorporar informação de outros eventos simultâneos e não desejados da mesma companhia, o que influencia nos resultados (SOLTANI, 2000).

Neste trabalho, define-se como evento a publicação ou divulgação dos relatórios de auditoria das companhias de capital aberto que cotizam no mercado de ações de cada país. Por outro lado, devido ao fato que não existem resultados conclusivos sobre qual é a melhor data de evento a ser selecionada, é utilizada a abordagem mais empregada na literatura; em outras palavras, a data do evento ou data zero ($t = 0$) é definida como o momento em que acontece o evento em estudo; ou seja, a data de publicação desses relatórios de auditoria. Em particular, é utilizada a data de publicação das demonstrações contábeis, uma vez que por lei, no Brasil, Colômbia e Argentina, as demonstrações contábeis devem ser acompanhadas dos relatórios de auditoria.

Adicionalmente, como janela de evento utiliza-se um período de cinco dias, incluindo o dia do evento; assim, se é definida como data do evento o dia t , na equação 4.9, os dias limites da janela são representados por $t_1 = t - 2$ e $t_2 = t + 2$ (vide figura 1).

Figura 1. Esquema para o dia do evento e janelas de evento e estimação.

A janela de estimação representa o período de 60 dias para o cálculo do α_i e $\hat{\beta}_i$ no modelo de retornos normais, ver a equação 4.5. Segundo Mackinlay (1997), a janela de estimação não deve possuir pregões ou dias em comum com a janela do evento, para evitar influências do evento no cálculo dos parâmetros α_i e $\hat{\beta}_i$. Consequentemente, para reduzir os efeitos dessa contraposição de eventos, na pesquisa se desconsideram os 5 (cinco) dias anteriores à data da janela de evento. Todas as janelas de estimação correspondem a 60 dias *ex ante* ao evento.

4.4.2 Retorno de mercado

Considerando o modelo de mensuração dos retornos anormais de uma ação, definido pela equação 4.7, por país, deve definir-se um índice que represente o retorno de mercado ($R_{m,t}$), que é utilizado para estimar os parâmetros α_i e $\hat{\beta}_i$, intercepto e inclinação do modelo de regressão, respectivamente.

Para o Brasil, como retorno de mercado utiliza-se o amplamente conhecido índice Ibovespa, o mais importante indicador do desempenho médio das cotações do mercado acionário brasileiro. Essa importância deve-se ao fato de que o Ibovespa mensura o comportamento dos principais papéis negociados na BM&FBovespa. Assim, a sua representatividade deve-se a que as ações integrantes da carteira teórica do Ibovespa respondem por mais de 80% do número de negócios e do volume financeiro verificados na BM&FBovespa. Além disso, em termos de capitalização acionária, as empresas emissoras das ações integrantes da carteira teórica do Ibovespa são responsáveis, em média, por aproximadamente 70% do somatório da capitalização acionária de todas as empresas com ações negociáveis na BM&FBovespa.

Gráfico 8. Evolução histórica do Ibovespa no período do ano 2000 até maio 2011.
FONTE: BM&FBOVESPA (elaboração Própria)

Do gráfico 8 pode-se observar que, em média, o Ibovespa tem tido incrementos sustentados desde o ano 2002 até o ano 2009; especificamente, o seu valor médio tem se incrementado desde 15.259 pontos no ano 2000 até 69.304 pontos no ano 2010, o que representa um incremento líquido de 454%. Contudo, no gráfico 8, observa-se uma caída no índice Ibovespa no ano 2008, como aconteceu na maioria das bolsas a nível mundial, devido, principalmente, à crise financeira que teve inícios no ano 2007 nos Estados Unidos, com o colapso da bolha

imobiliária, e a qual teve o seu ápice no ano 2008, quando seu sistema financeiro reportava iliquidez (além de outros indicadores negativos como: aumento do preço do petróleo, aumento da inflação e estancamento de créditos). Devido a esse fato, e como foi comentado para o caso brasileiro, o estudo realizado nesta pesquisa foca-se nos pareceres de auditoria publicados antes do ano 2008, período de estudo do ano 2000 até 2007.

Já em relação ao mercado acionário da Colômbia, a Bolsa de Valores da Colômbia possui três índices gerais: o *Índice General de la Bolsa de Colombia* (IGBC), o COLPAP e o COL20. No entanto, os últimos dois índices surgiram somente a partir do ano 2007 para medir o comportamento do mercado acionário colombiano e, portanto, não serão considerados neste estudo. Sendo assim, o retorno de mercado, no caso colombiano, será mensurado através do IGBC, no qual a petroleira colombiana Ecopetrol S.A. representa quase a metade do índice.

Gráfico 9. Evolução histórica do índice IGBC no período do ano 2001 até maio de 2011.
FONTE: Bolsa de Valores de Colômbia (Elaboração Própria)

O Gráfico 9 apresenta a evolução histórica da média do IGBC desde o ano 2001 até o ano 2011. Como no caso brasileiro, é observado um incremento contínuo até o ano 2007, a partir do qual, especificamente no ano 2008, observa-se uma redução de 10.671 a 8.910 (aproximadamente 20%), devido à crise econômica que afetou os mercados mundiais no ano 2008. Portanto, o estudo no caso colombiano estará restrito do ano 2001 (ano a partir do qual se possui informação do índice IGBC) até o ano 2007 (ano anterior à crise econômica que afetou os mercados mundiais).

Gráfico 10. Evolução histórica do índice Merval no período do ano 2000 até maio de 2011

FONTE: *Comisión Nacional de Valores de Argentina* (Elaboração Própria)

Por último, no mercado acionário argentino existem diversos indicadores de desempenho, como o Merval, o *Índice General de la Bolsa*, o *MAR*, o *Indol* e o *Indol mayorista*. Contudo, na pesquisa será utilizado o índice Merval, uma vez que é o principal índice do *Mercado de Valores de Buenos Aires* e o que mostra a evolução em conjunto das 11 empresas mais representativas do mercado argentino, incluindo a Petrobrás do Brasil.

Como nos outros dois países em estudo, o valor médio anual do Merval apresenta um crescimento quase linear desde o ano 2002 até o ano 2007 (vide gráfico 10). Desde o ano 2000 até o ano 2002, o valor médio anual do Merval teve uma leve queda, devido à grave crise econômica que o país experimentou desde o ano 1999. Por outro lado, a queda observada no Merval a partir do ano 2007 é motivada à atual crise mundial. Contudo, como nos índices Ibovespa e IGBC, a partir do ano 2009, o índice Merval tem apresentado uma recuperação gradual, chegando a ultrapassar o índice antes da crise; em particular, o valor médio do índice Merval antes da crise do ano 2008 estava em torno de 2.050 pontos, na atualidade (maio de 2011) apresenta um índice de 3.419 pontos.

4.5 VARIÁVEIS INDEPENDENTES DO MODELO DE REGRESSÃO LINEAR MULTIVARIÁVEL

4.5.1 Variável experimental (*MODIFIED*)

Os relatórios de auditoria, no caso específico do Brasil e Argentina, classificam-se de acordo as Normas Internacionais de Auditoria (NIA), uma vez que esses países harmonizaram as suas normas. Entretanto, a auditoria na Colômbia está em processo de harmonização.

Segundo as Normas Internacionais de Auditoria os relatórios de auditoria, em essência, se dividem em: (i) relatórios não modificados (relatórios sem ressalva) e (ii) modificados (que inclui os relatórios com ressalva, relatório adverso, e relatórios com abstenção de opinião). Especificamente, de acordo à NIA 705 “Modificações na Opinião do Auditor Independente”, os relatórios modificados são definidos nos seguintes casos (IFAC, 2010):

“Opinião com ressalva: o auditor deve expressar uma opinião com ressalva quando:

- (a) O auditor, tendo obtido evidência de auditoria apropriada e suficiente, conclui que as distorções, individualmente ou em conjunto, são relevantes, mas não generalizadas nas demonstrações contábeis; ou
- (b) O auditor não consegue obter evidência apropriada e suficiente de auditoria para apoiar sua opinião, mas ele conclui que os possíveis efeitos de distorções não-detectadas, se houver, sobre as demonstrações contábeis poderiam ser relevantes, mas não generalizados.

Opinião adversa: O auditor deve expressar uma opinião adversa quando, tendo obtido evidência de auditoria apropriada e suficiente, conclui que as distorções, individualmente ou em conjunto, são relevantes e generalizadas para as demonstrações contábeis.

Abstenção de opinião: O auditor deve se abster de expressar uma opinião quando não consegue obter evidência de auditoria apropriada e suficiente para suportar sua opinião e conclui que os possíveis efeitos de distorções não detectadas, se houver, sobre as demonstrações contábeis poderiam ser relevantes e generalizadas.”

No caso da Colômbia, de acordo com o pronunciamento N° 6 do *Consejo Técnico de la Contaduría Pública*, em *Normas relativas a la redición de informes sobre estados Financieros*, define quatro tipos de relatórios segundo a opinião do auditor, a saber:

- a) Limpo ou sem ressalva
- b) Com exceções ou com ressalva
- c) Negativo ou opinião adversa
- d) Negação da opinião ou abstenção de opinião

Do anterior, evidencia-se que os relatórios de auditoria na Colômbia são quase iguais aos expressos pela NIA, apesar de não estarem harmonizados com as normas internacionais. Nesse sentido, na presente pesquisa os relatórios de auditoria emitidos na Colômbia também foram considerados como: (i) relatórios não modificados (relatórios limpos ou sem ressalva) e (ii) modificados (relatórios com exceções, relatório negativo e relatórios com abstenção de opinião).

A classificação aqui adotada define a variável *dummy* experimental (*MODIFIED*) do modelo de regressão linear multivariável; assim, relatórios de auditoria modificados representam *MODIFIED* = 1 e relatórios não-modificados são representados mediante *MODIFIED* = 0.

4.5.2 Variáveis de controle

Estudos desenvolvidos em economias diferentes dos países em estudo (AMEEN et al., 1994; CHOI & JETER, 1992; MARTINEZ et al., 2004; SOLTANI, 2000) utilizam diversas variáveis que aumentam o poder de teste do modelo de regressão. Esse poder de teste é incrementado através das variáveis de controle, as quais, como o seu nome indica, permitem controlar os efeitos prévios e concorrentes de divulgações acerca do mercado acionário e permitem controlar a expectativa prévia do mercado em relação à opinião do auditor. O impacto desses aspectos é capturado neste trabalho através das seguintes variáveis de controle: lucros líquidos, alavancagem financeira, total de ativos e lucros por ação.

4.5.2.1 Lucros Inesperados (ΔEPS)

Algumas pesquisas constataram que a divulgação dos lucros contábeis impacta os preços das ações; especificamente, em estudos desenvolvidos por Chow & Rice (1982) e Elliot (1982) demonstrou-se que os relatórios de auditoria e os lucros não são variáveis independentes. Adicionalmente, Ball (1978) lista numerosos estudos que mostram que retornos anormais aparecem nas datas próximas de anúncios de lucros, e Haw et al. (2000) observaram uma significativa reação do mercado acionário ao anúncio dos lucros anuais. Além disso, a maioria das companhias divulga seus relatórios de auditoria simultaneamente ao anúncio das demonstrações contábeis (DODD et al., 1984; DOPUCH et al., 1986). Nesse sentido, se não houver um esforço para isolar o efeito da divulgação dos lucros, o impacto da informação dos relatórios de auditoria no mercado acionário poderia ser atribuível mais ao anúncio dos lucros que ao anúncio dos mesmos relatórios de auditoria. Portanto, os retornos anormais, na data da divulgação dos relatórios de auditoria, deveriam ser associados com as mudanças dos lucros esperados (BALL & BROWN, 1968) e, como afirma Craswell (1985), deve-se dar consideração tanto ao signo quanto à magnitude da mudança nos lucros, uma vez que os relatórios de auditoria e os lucros não são independentes.

Adicionalmente, Dopuch et al. (1986) reconheceram a importância das expectativas dos investidores em relação aos relatórios de auditoria e sugeriram que informação disponível previamente pode frequentemente ser utilizada para prever se um relatório em particular conterá uma ressalva. Por exemplo, Chan & Walter (1996) compararam dados financeiros de múltiplos períodos para dois grupos de companhias que receberam relatórios de auditoria com ou sem ressalva, descobrindo que as companhias que receberam relatórios com ressalva foram significativamente menos lucrativas e têm mais dívidas que aquelas sem ressalva num ano específico. Além disso, Fleak & Wilson (1994) classificaram os relatórios de auditoria com ressalva segundo os problemas financeiros das empresas de capital aberto. Eles encontraram forte evidência de uma associação negativa entre os retornos anormais com os relatórios onde a ressalva está relacionada com o conceito de continuidade ou de empresa em continuidade (*going concern*).

O anterior é importante neste estudo, já que nos países analisados os relatórios de auditoria são divulgados em conjunto com as demonstrações contábeis. Consequentemente, a variável

lucro deve ser empregada para o controle dos efeitos no mercado acionário de novos anúncios de lucros, assumindo que está associada positivamente com os retornos anormais.

Brown et al. (1987) e Bamber (1987) definem os lucros como a diferença entre o lucro normalizado real e o lucro esperado. Contudo, o prognóstico dos especialistas acerca dos lucros esperados por empresa não está completamente disponível nos contextos brasileiro, colombiano e argentino; assim, é utilizado um modelo onde os lucros esperados do ano j são igualados aos lucros do ano $j-1$. Consequentemente, os lucros inesperados por ação da companhia i no ano j ($\Delta EPS_{i,j}$) são calculados como segue:

$$\Delta EPS_{i,j} = \frac{(EPS_{i,j} - EPS_{i,j-1})}{EPS_{i,j-1}} \quad (4.10)$$

onde:

$\Delta EPS_{i,j}$ Corresponde aos lucros reais por ação do ano atual (ano em consideração);

$\Delta EPS_{i,j-1}$ Corresponde aos lucros por ação do último ano (lucro esperado).

4.5.2.2 Estado Financeiro (variáveis $LOSS$, $ALAV$ e $\ln TA$)

Os relatórios de auditoria estão usualmente relacionados com os resultados apresentados nas demonstrações contábeis (CHEN et al., 2000). Em particular, as companhias que recebem relatórios de auditoria modificados possuem maiores dívidas e são menos lucrativas que as companhias com relatórios sem ressalva (CHAN & WALTER, 1996). Adicionalmente, numerosos estudos (BANZ, 1981; BHARDWAJ & BROOKS, 1993; REINGANUM, 1981 e 1992) têm mostrado que os retornos podem ser em função do tamanho das companhias e que as companhias de menor tamanho são mais susceptíveis a receber relatórios de auditoria modificados. Por conseguinte, variáveis específicas que controlam os ganhos ou perdas ($LOSS$), o tamanho da companhia ($\ln TA$) e o alavancagem financeira ($ALAV$) são incluídos no modelo de regressão linear multivariável para diferenciar os efeitos do relatório de auditoria dos efeitos da informação contida nas demonstrações contábeis.

Especificamente, a variável *dummy* de controle *LOSS* é igual a um (*LOSS* = 1) quando a empresa anuncia lucros negativos e é igual a zero (*LOSS* = 0) quando são anunciados lucros positivos.

Já em relação ao tamanho das companhias, a sua mensuração pode adotar diferentes técnicas, entre as principais (DHAWAN, 1999): (i) o número de empregados e (ii) o valor e/ou número de ativos da companhia. No primeiro caso, e no âmbito brasileiro, Kruglianskas (1996) (citado por SABINO (2001)) considera como:

“[...] pequenas as empresas com menos de 100 funcionários (incluídas as micro-empresas com menos de 20 empregados), como empresas medianas àquelas com mais de 100 e menos de 500 empregados e grandes com mais de 500 empregados”.

Contudo, a literatura especializada também define o tamanho das companhias pelo valor e/ou número contábil dos ativos da empresa, o que implica que as grandes companhias possuem uma forte vantagem econômica sobre as pequenas e possuem maior poder de mercado. Neste trabalho, opta-se por esta última classificação, uma vez que corresponde a uma informação de fácil aquisição nas bases de dados; assim, o tamanho das empresas analisadas é medido pelo total de ativos que são evidenciados nas demonstrações contábeis anuais, sendo que os valores são normalizados através do logaritmo natural do total de ativos (variável *ln TA*).

Por último, o modelo de regressão inclui a variável alavancagem financeira (*ALAV*), a qual é uma variável quantitativa que representa o índice de alavancagem financeira das empresas em estudo. Os dados foram obtidos da base de dados economatica que calcula a alavancagem financeira da seguinte maneira:

$$\frac{\frac{a \times b}{c}}{(a - d)} \quad (4.11)$$

Onde o termo *a* corresponde ao lucro líquido; *b* ao ativo total; *c* corresponde ao patrimônio líquido e, finalmente, o termo *d* é o resultado financeiro.

5. APRESENTAÇÃO, ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

Neste capítulo se reportam os resultados do teste das hipóteses H1 e H2 formuladas no capítulo anterior, os quais examinam em conjunto se os relatórios de auditoria no Brasil, Argentina e Colômbia são considerados como informação relevante pelos usuários dos seus respectivos mercados acionários. Em essência, a análise foi desenvolvida utilizando o programa *Statistical Package for the Social Sciences*TM (SPSS), considerando a base amostral descrita no capítulo 4.

Para facilitar a classificação dos resultados, os modelos estatísticos utilizados para testar as hipóteses H1 e H2 recebem uma nomenclatura especial. Especificamente, os nomes dos modelos seguem a seguinte nomenclatura: Modelo_Hipótese_País_Período. Para cada país utiliza-se a primeira letra do seu nome (A = Argentina, B = Brasil, C = Colômbia). Os períodos amostrais são determinados pelos seus anos de estudo; assim, para o caso das bases amostrais que incluem o período mais abrangente (desde o ano 2000 até 2007) utiliza-se 2000-2007 (no caso colombiano, como se explicou no capítulo anterior, emprega-se 2001-2007). Por exemplo, para o teste da hipótese H1 desde o ano 2000 até o ano 2007 no mercado acionário brasileiro, o modelo correspondente é denominado Modelo_H1_B_2000-2007. No caso particular do ano 2004, o modelo se denomina Modelo_H1_B_2004.

Neste capítulo, inicialmente apresenta-se uma caracterização da base amostral utilizando-se técnicas de estatística descritiva (ver a Seção 5.1). Posteriormente, para o teste das hipóteses H1 e H2, os resultados são apresentados baseados em duas análises estatísticas principais: (i) análise univariável, utilizando técnicas de correlação (ver a Seção 5.2.1) e (ii) análise multivariável, que reporta os resultados de regressão linear (ver as Seções 5.2.2, 5.2.3 e 5.3). Neste último caso, e para cada país, o teste de hipótese se classifica em duas abordagens diferentes: (a) regressão da amostra completa, considerando todo o período em estudo e (b) regressão por ano.

5.1 DESCRIÇÃO ESTATÍSTICA DA BASE AMOSTRAL DO ANO 2000 A 2007

5.1.1 Descrição da base amostral do Brasil

Na presente seção se apresenta uma breve descrição estatística da base amostral utilizada para testar as hipóteses H1 e H2 no mercado acionário brasileiro. A base amostral consistiu, depois de diversas filtrações descritas no capítulo 4, de 399 dados durante todo o período de estudo: desde o ano 2000 até 2007, considerando as ações ordinárias (ON)⁴¹. No Apêndice A apresenta-se a lista das companhias utilizadas neste estudo e o Apêndice B apresenta um resumo dos resultados obtidos mediante a estatística descritiva para o caso brasileiro.

Observa-se que a distribuição dos dados é quase homogênea, oscilando entre 31-52 dados por ano, exceto para o ano 2007, onde o número de dados amostrais se incrementa a 104 (vide as Tabelas B1 – B6 do Apêndice B). Contudo, desses quadros evidencia-se que o número de empresas consideradas aumenta gradualmente de 31, no 2000, até 104, no ano 2007, o que pode ser interpretado como uma maior divulgação da informação financeira e de auditoria das companhias de capital aberto que negociam na BM&FBovespa e, por conseguinte, mais número de empresas "passam" pela filtragem inicial da base amostral.

Também se observa que a média da variável *CAR* é homogênea (ao redor de 0,01, vide Tabela B1), o que indica que no período analisado o comportamento do mercado acionário brasileiro foi estável, não sendo afetado por crises econômicas ou radicais mudanças de políticas econômicas nos governos de turno que poderiam introduzir ruído no modelo de regressão. Por conseguinte, pode-se afirmar que do ano 2000 a 2007 existe pouca probabilidade de que os retornos anormais obtidos pelas empresas no período em estudo sejam explicados por esses fatores externos.

No entanto, é interessante observar que no ano 2002 apresentam-se valores extraordinários na média das variáveis do modelo de regressão *ΔEPS* (2,890) e *ALAV* (10,357), as quais quantificam a variação nos lucros e a alavancagem financeira, respectivamente. Neste mesmo

⁴¹ As ações ordinárias (ON) são aquelas que concedem o direito de voto nas assembleias da empresa.

ano aconteceram as eleições presidenciais, que gerou grande incerteza no mercado acionário. Prova disso é que no ano 2002 o valor da divisa estrangeira chegou ao teto de 3,8 reais por dólar, muito superior ao valor atual, que oscila ao redor de 1,57 reais por dólar. Em particular, o incremento no valor da média da variável *ALAV* no ano 2002 pode ser explicado por um possível aumento do volume de ações no mercado especulativo, produto das incertezas geradas pelas eleições presidenciais, o que pode fazer com que um maior número de empresas obtenha maiores lucros operacionais com menores despesas financeiras (maior alavancagem financeira). Adicionalmente, como se observa da Tabela B.6, no mesmo ano 2002 se reportou a maior percentagem de empresas com lucros negativos (46,56% dos dados reportaram lucros negativos).

Durante todo o período de estudo 10,67% dos relatórios de auditoria reportaram ressalvas (representando um total de 43 relatórios, vide Tabela B.5). Em relação aos lucros negativos essa percentagem é de 18,19% (vide Tabela B.6). Especificamente, entre os anos 2000 e 2003 as empresas apresentaram um maior número de relatórios de auditoria modificados. No ano 2000 a percentagem de relatórios de auditoria modificados foi de 16,02% do total. Esse valor foi gradualmente incrementando até um máximo de 25,43%, no ano 2003. Posteriormente, essa percentagem se reduz até um mínimo de 2,87%, no ano 2007. O anterior pode ser uma indicação de um monotônico ajuste das empresas de capital aberto as normatividades vigentes e aos Princípios de Contabilidade Geralmente Aceitos; exemplo disto é o fato de que, no ano 2007, de um conjunto de 104 dados somente 3 apresentaram relatórios de auditoria modificados. Em contraste, no ano 2003, de 35 relatórios 12 foram modificados.

Por outro lado, conforme o esperado, observa-se que os retornos anormais acumulados são, em média desde o ano 2000 até o ano 2007, maiores para as companhias que receberam relatórios de auditoria modificados (vide a Tabela 4). Esse poderia ser considerando um resultado antecipado de que os relatórios de auditoria modificados teriam influência nessa variação e, por conseguinte, impactam de forma negativa o mercado acionário ao gerar, em parte, esses retornos anormais. Contudo, essa conclusão somente pode ser confirmada desde uma perspectiva mais global; considerando em conjunto todas as variáveis em estudo através do modelo de regressão. Adicionalmente, no Brasil, as companhias que receberam relatórios de auditoria modificados são as de menor tamanho, em termos do total de ativos (variável *TA* com média de R\$ 9.802.000), têm menos variação nos seus lucros (variável *ΔEPS* com média de 0,7011) e com alavancagem financeira desfavorável (variável *ALAV* negativa e com média

de -2,988). No entanto, é de destacar que nos dois grupos (com relatórios modificados ou não-modificados) a variação nos lucros sempre é positiva. Concluindo, as companhias com relatórios de auditoria modificados são relativamente pequenas e provavelmente possuem desempenho financeiro e contábil desvantajoso. Esse resultado pode surgir devido a que companhias pequenas possuem sistemas de controle menos eficientes àqueles elaborados por grandes companhias.

Tabela 4. Descrição estatística segundo o tipo de relatório de auditoria - Brasil.

Período: ano 2000 até o ano 2007					
Variável	Relatório de Auditoria	N	Média	Desvio padrão	Variância
CAR	Modificado	43	-0,0206	0,068	0,005
	Não - modificado	356	-0,0036	0,052	0,003
ΔEPS	Modificado	43	0,7011	11,50	132,65
	Não-modificado	356	0,0347	8,840	78,199
ALAV	Modificado	43	-2,988	18,799	353,43
	Não-modificado	356	2,575	13,800	190,45
TA	Modificado	43	9,802e6	2,063e7	4,25e14
	Não-modificado	356	1,360e7	3,231e7	1,04e15

Fonte: Elaboração Própria

A figura 2 apresenta as observações atípicas da variável *CAR* durante o período de estudo (vide a Figura 2)⁴². Observa-se que o número dessas observações ou *outliers* é reduzido (24 valores durante todo o período de estudo); no entanto, observações atípicas são um fato comum nos estudos estatísticos que tratam com dados relacionados com a análise de mercados acionários. Além disso, esses *outliers* pertencem à variável *CAR*, que em essência mostra a variação anormal acumulada dos preços das ações e, conseqüentemente, não foram eliminados da base amostral, uma vez que não existe garantia de que sejam dados estatisticamente pouco representativos.

⁴²As mesmas análises foram realizadas para as outras variáveis quantitativas independentes (*ALAV*, *ΔEPS* e *ln TA*), contudo os seus resultados não são apresentados.

Figura 2. Observações atípicas ao longo do período de estudo na variável dependente *CAR* - Brasil.

Figura 3. Distribuição normal das variáveis quantitativas independentes - Brasil.

Finalmente, da Figura 3 observa-se a forma da distribuição da variável dependente *CAR* e das variáveis quantitativas independentes do modelo de regressão (*ALAV*, *ΔEPS* e *ln TA*). Dos

histogramas da Figura 3 é possível identificar que as observações seguem o padrão de uma distribuição normal. Esse fato é muito importante, uma vez que é um dos pressupostos de uma análise de regressão linear. Contudo, os outros pressupostos serão avaliados ao longo do presente capítulo: (i) Normalidade e homoscedasticidade dos resíduos, (ii) linearidade dos coeficientes, (iii) ausência de autocorrelação serial nos resíduos e (iv) multicolinearidade entre as variáveis independentes.

5.1.2 Descrição da base amostral da Argentina

Em relação à Argentina, as Tabelas B.7 a B.10 do Apêndice B mostram que o comportamento das variáveis utilizadas no modelo de regressão apresenta valores extraordinários entre os anos 2001 a 2003, período durante o qual a Argentina apresentou uma das maiores crises econômicas de sua história. Em particular, durante o governo do presidente Fernando de la Rúa e dos diversos presidentes que o substituíram no breve período das duas semanas seguintes à sua renúncia, período no qual: (i) decretou-se a suspensão dos pagamentos da dívida argentina, (ii) decretou-se a restrição nos saques de dinheiro em efetivo das contas correntes e de poupança (o denominado *corralito*), (iii) a inflação e a taxa de desemprego apresentaram valores de 32% e 25%, respectivamente, e (iv) geraram-se medidas monetárias que deram fim à “*ley de convertibilidad*”. Provavelmente, devido a esses acontecimentos, observa-se que a média dos retornos anormais acumulados apresentou valores negativos (vide Tabela B.7); especificamente, no ano 2002 igual a -0,0035 e no ano 2003 de -0,0054.

Adicionalmente, durante o período da crise antes mencionada, evidencia-se a maior porcentagem de empresas de capital aberto com reporte de lucros negativos (ver a Tabela B.12 da variável *LOSS*), chegando ao máximo de 47,26% das empresas analisadas no ano 2002 (epicentro da crise econômica). Por outro lado, os anos 2001 a 2002 foram o período onde as empresas apresentaram as maiores médias de alavancagens financeiras (além do ano 2005, vide o Tabela B.9), o que pode ser interpretado como um período de maior especulação financeira, onde as empresas obtiveram maiores retornos pelos riscos assumidos ao investir o seu capital.

Figura 4. Observações atípicas ao longo do período de estudo na variável dependente *CAR* - Argentina.

Figura 5. Distribuição normal das variáveis quantitativas independentes - Argentina.

Na Argentina a porcentagem de relatórios modificados é de 24,73% dos relatórios analisados durante o período de estudo (ver a Tabela B.11) (esse número é superior ao reportado no

Brasil durante o mesmo período: 10,67% dos relatórios são modificados). Casualmente, o número de pareceres modificados no ano 2002 foi superior a todos os outros anos, representando 47,26% do total analisado; contudo, não existe evidência suficiente para argumentar que esse número é produto da crise antes mencionada. Igualmente, da análise descritiva fica evidente que as empresas participantes do mercado acionário brasileiro superam em muito às que participam do mercado argentino (vide Tabelas B.4 e B.10), ao menos no relacionado ao total de ativos. Especificamente, a média do total de ativos no primeiro caso (desde o ano 2000 até o ano 2007) é de US\$ 2.301.200⁴³ (R\$ 3.612.800) enquanto no caso argentino esse valor é de US\$ 195.190⁴⁴ (AR\$ 806.130), quase doze vezes menor.

Tabela 5. Descrição estatística segundo o tipo de relatório de auditoria - Argentina.

Período: desde o ano 2000 até o ano 2007					
Variável	Relatório de Auditoria	N	Média	Desvio padrão	Variância
CAR	Modificado	43	-0,0139	0,049	0,002
	Não-modificado	112	0,0063	0,040	0,002
ΔEPS	Modificado	43	2,13	14,00	197,29
	Não-modificado	112	-6,47	63,70	4062,76
ALAV	Modificado	43	8,53	52,80	2788,48
	Não-modificado	112	1,88	23,61	557,87
TA	Modificado	43	2,428e6	4,40e6	1,94e13
	Não-modificado	112	2,813e6	5,99e6	3,59e13

Fonte: Elaboração Própria

Como no caso brasileiro, na Argentina se observa que a média dos retornos anormais acumulados das companhias com relatórios de auditoria modificados é maior que nas companhias com relatórios sem ressalva ou limpos (ver a Tabela 5). Esse valor é negativo (CAR de -0,0139), o que poderia antecipadamente indicar que os relatórios de auditoria modificados impactam o mercado acionário argentino e impactam de forma negativa o retorno das ações. Ao contrário do caso brasileiro e como esperado, na Argentina as empresas com relatórios de auditoria limpos apresentam retornos positivo das suas ações (variável CAR de 0,0063).

⁴³ Taxa de câmbio de 1,57 reais por dólar em 22 de julho de 2011.

⁴⁴ Taxa de câmbio de 4,13 pesos argentinos por dólar em 22 de julho de 2011.

Adicionalmente, os relatórios de auditoria modificados no caso argentino se apresentam principalmente nas companhias menores (com média do total de ativos de AR\$ 2.428.000). Inesperadamente, observa-se que essas mesmas empresas obtiveram lucros positivos (variável ΔEPS de 2,13) e maior alavancagem financeira (variável $ALAV$ de 8,53) que as companhias com relatórios de auditoria não-modificados, as quais pelo contrário apresentam média negativa na variação dos seus lucros (variável ΔEPS de -6,47) e menor alavancagem financeira (variável $ALAV$ de 1,88).

A variável CAR apresenta poucas amostras anormais, como se vê pela Figura 4; especificamente, cinco (5) observações podem ser classificadas como *outliers*; contudo, não foram eliminadas da base amostral da Argentina. Em adição, as variáveis ΔEPS e $ALAV$ exibem uma distribuição normal (vide a Figura 5). A variável $\ln TA$ não apresenta uma distribuição normal tão marcada como nos outros três casos; contudo, o seu efeito nos modelos de regressão será avaliado ao estudar os seus pressupostos, em especial, através do teste K-S (Kolmogorov-Smirnov).

5.1.3 Descrição da base amostral da Colômbia

A informação relacionada à base amostral da Colômbia é resumida nas Tabelas B.13 a B.18 do Apêndice B. Nesses quadros não se apresenta a informação do ano 2000, uma vez que, como já comentado, a BVC começou suas atividades a partir do ano 2001; adicionalmente, no ano 2003 não se reporta nenhum dado, já que, após a filtragem descrita no capítulo 4, nenhuma empresa classificou nesse ano. No total, foram considerados 51 dados nos sete anos em estudo (desde o ano 2001 até o ano 2007), o que representa a menor base amostral dos países analisados, com uma média de aproximadamente sete dados por ano.

Uma primeira conclusão que se pode obter ao analisar os dados colombianos consiste em que, em geral, as cifras da Colômbia são muito menores que as dos outros dois países em estudo. Especificamente, a média da variável CAR na Colômbia (-0,0008e-3) é de três ordens de grandeza menor que no Brasil (0,0054) e na Argentina (0,0017), vide o Apêndice B. Além disso, na Colômbia, os retornos anormais acumulados são negativos durante o período de estudo de 2001-2007, ao contrário dos outros dois países. Igualmente, na Colômbia a média

dos lucros inesperados (-0,0642) é de uma ordem de grandeza menor em relação ao valor médio da variável ΔEPS no Brasil (0,1065) e na Argentina (-4,160). Contudo, o índice de alavancagem financeira é superior que nos outros países, sendo que o valor médio da variável $ALAV$, desde o ano 2001 até o ano 2007, é de 5,24. Na Argentina e no Brasil esse valor é de 3,97 e 1,97, respectivamente.

É interessante observar que, na Colômbia, os anos 2001 e 2002 apresentam os valores médios mais altos na média dos retornos anormais acumulados e dos lucros inesperados. Em particular, nesses anos, as variáveis CAR e ΔEPS apresentam valores positivos e superiores que nos outros anos. Esse fato pode ser explicado pela euforia e entusiasmo inicial, produto da integração das bolsas de valores de *Bogotá*, *Medellín* e *Occidente*, que deu origem à BVC no ano 2001, o que levou a grandes ganhos inesperados nas empresas que negociaram seus títulos nesse mercado acionário. Adicionalmente, a “inércia” desse entusiasmo inicial pode ser o motivo pelo qual a BVC foi considerada no ano 2005 como a terceira bolsa de valores de maior rentabilidade em nível mundial (PORTAFOLIO, 2006) e, igualmente, pode explicar o porquê de a Colômbia apresentar a média da variável $ALAV$ mais alta dentre todos os países em estudo.

Em relação às variáveis *dummy* do modelo de regressão, variáveis *MODIFIED* e *LOSS*, observa-se que na Colômbia somente oito casos apresentam relatórios de auditoria modificados, o que representa o 15,7% dos relatórios de auditoria analisados. Essa percentagem é menor que na Argentina, a qual apresentou 24,73% dos seus relatórios de auditoria modificados, e maior que no Brasil, onde esse valor é de 10,67%. Entretanto, no ano 2004 não se reporta nenhum relatório de auditoria modificado.

Em relação à variável *LOSS*, a Colômbia é o país com a menor percentagem de empresas que reportam lucros negativos, somente o 5,90% dos dados estudados correspondem a empresas com reportes de lucros negativos nas suas demonstrações contábeis. No Brasil e na Argentina essa mesma variável corresponde ao 28,75% e 18,19% dos dados analisados, respectivamente. Inclusive, nos anos 2002, 2004 e 2006 não houve nenhum reporte de empresas com lucros negativos. O anterior explica, em parte, os bons resultados apresentados pela BVC durante o ano 2005.

Figura 6. Observações atípicas ao longo do período de estudo na variável dependente *CAR* - Colômbia.

Figura 7. Distribuição normal das variáveis quantitativas independentes - Colômbia.

Por outro lado, na Tabela 6 se apresentam os valores médios das variáveis utilizadas no modelo de regressão quando os dados são divididos em relatórios de auditoria modificados e

não-modificados. Inicialmente, evidencia-se, como nos outros dois países, que as empresas de menor tamanho são aquelas que reportam maior número de relatórios de auditoria modificados e, igualmente, são aquelas que reportam os menores índices de alavancagem financeira (variável *ALAV* de 1,7625) e maiores retornos negativos inesperados (variável *ΔEPS* de -1,9062), o que era um resultados esperado.

Tabela 6. Descrição estatística segundo o tipo de relatório de auditoria - Colômbia.

Período: desde o ano 2001 até o ano 2007					
Variável	Relatório de Auditoria	N	Média	Desvio padrão	Variância
CAR	Modificado	8	-0,004e-3	0,024	0,0006
	Não-modificado	43	-0,008e-3	0,037	0,0013
ΔEPS	Modificado	8	-1,9062	5,538	30,674
	Não-modificado	43	-0,0407	2,309	5,3359
ALAV	Modificado	8	1,7625	1,782	3,1769
	Não-modificado	43	5,8972	7,896	62,347
TA	Modificado	8	2,870e9	3,29e9	1,08e19
	Não-modificado	43	3,070e9	3,33e9	1,11e19

Fonte: Elaboração Própria

Adicionalmente, se observa da Tabela 6 que pelo estudo da média da variável *CAR*, ela não sustentaria a hipótese nula. Em particular, a média dos retornos anormais acumulados das empresas com relatórios modificados é negativo e menor ($CAR_{modificado} = -0,004e-3$) que no caso de relatórios de auditoria não-modificados ($CAR_{não_modificado} = -0,008e-3$). Além disso, não existe evidência inicial do impacto positivo dos relatórios de auditoria não-modificados (relatórios de auditoria "limpos"), uma vez que a média da variável $CAR_{não_modificado}$ é negativa.

As observações atípicas da variável *CAR* e a distribuição das variáveis *CAR*, *ΔEPS*, *ALAV* e *ln TA* se apresentam nas Figuras 6 e 7, respectivamente. Observa-se que somente três observações podem ser consideradas como atípicas nos retornos anormais acumulados; especificamente, nos anos 2004, 2005 e 2007. Como a base amostral dos outros dois países, esses dados não foram eliminados. Adicionalmente, as variáveis *CAR*, *ΔEPS*, *ALAV* e *ln TA* exibem uma distribuição um pouco afastada de uma distribuição normal. No entanto, os pressupostos do modelo de regressão foram cumpridos no caso colombiano, conforme os resultados apresentados na Tabela 17.

Quadro 5. Resumo dos resultados preliminares obtidos mediante estatística descritiva.

País	Hipótese testada	Resultado	Observações
Brasil	H1 ₀ : A divulgação dos relatórios de auditoria das empresas de capital aberto interfere no preço das ações negociadas em Bolsa de Valores; por conseguinte, o trabalho do auditor influi na dinâmica dos mercados acionários de cada país.	ACEITA	(i) Principalmente as empresas pequenas apresentam relatórios de auditoria modificados. (ii) Empresas com relatórios de auditoria limpos não apresentam retornos positivo das suas ações.
Argentina	H1 ₀	ACEITA	(i) Igual ao item (i) do Brasil. (ii) Resultado inverso ao obtido no item (ii) do Brasil.
Colômbia	H1 ₀	NÃO ACEITA	(i) Igual ao item (i) do Brasil. (ii) Igual ao item (ii) do Brasil.
Brasil, Argentina, Colômbia	H1 _{A2} : Resultados iguais (relação auditoria – mercado acionário) são obtidos nos três países latino-americanos em estudo.	NÃO ACEITA	----

Fonte: Elaboração Própria.

Finalmente, no Quadro 5 se mostra um resumo dos resultados apresentados na presente seção. Resume-se o impacto dos relatórios de auditoria modificados através da análise dos valores médios das variáveis utilizadas no modelo de regressão. Observa-se que pelo estudo das médias somente na Colômbia não se aceita a hipótese nula H1₀, onde o valor médio dos retornos anormais acumulados resultou menor nas empresas com relatórios de auditoria modificados do que no caso das empresas com relatórios não-modificados. Entretanto, na Argentina e no Brasil acontece o contrário. Consequentemente, a segunda hipótese alternativa H1_{A2} também é rejeitada, uma vez que se obtêm resultados diferentes nos três países. Contudo, o Quadro 5 é uma primeira aproximação ao teste da hipótese nula H1₀ e somente mediante técnicas estatísticas multivariáveis pode-se obter um resultado mais abrangente e confiável.

5.2 TESTES DA HIPÓTESE H1

5.2.1 Análise univariável do ano 2000 até 2007

5.2.1.1 Base amostral do Brasil

Os coeficientes de correlação de Pearson foram examinados para testar a multicolinearidade entre as variáveis do modelo da hipótese H1, considerando os dados desde o ano 2000 até 2007. A matriz de correlação da Tabela 7 mostra que, inesperadamente e num nível de significância de 5%, os retornos anormais *CAR* não estão correlacionados com a variável *MODIFIED* (relatórios de auditoria modificados), sendo o coeficiente de correlação negativo e próximo de zero (-0,096). Por conseguinte, em termos gerais, a análise univariável não sustenta a hipótese nula $H1_0$ e a hipótese alternativa $H1_A$; assim, os relatórios de auditoria modificados não afetam o preço das ações das companhias abertas negociadas na bolsa de valores BM&FBovespa e, conseqüentemente, o auditor não influi na dinâmica do mercado acionário do Brasil. Além disso, a variável *CAR* apresenta correlação com os lucros das companhias (relação entre as variáveis *CAR* e *LOSS* de -0,0135 em nível de significância menor a 1%), o que indica que aquelas companhias que apresentam maiores variações anormais acumuladas nos preços das suas ações são empresas com lucros negativos.

O valor absoluto dos coeficientes de correlação de Pearson entre os relatórios de auditoria modificados (*MODIFIED*) e as outras variáveis independentes varia entre 0,023 (relação entre as variáveis *MODIFIED* e *ΔEPS*) até 0,295 (relação entre as variáveis *MODIFIED* e *LOSS*), neste último caso com nível de significância de 1%. Somente o coeficiente da variável *LOSS* é próximo a 0,3; assim, pode-se afirmar que em geral não existe alta probabilidade de multicolinearidade na regressão.

Por outro lado, como apresentado na matriz de correlação do Tabela 7, as companhias que apresentaram lucros negativos, medido pelo variável *LOSS*, possuem maior probabilidade de receber relatórios de auditoria modificados (correlação entre a variável *MODIFIED* e *LOSS* igual a 0,295, com nível de significância de 1%). Contudo, essa probabilidade não se incrementa quando as companhias divulgam, em conjunto, relatórios de auditoria modificados e diferenças significativas nos lucros por cada ação entre dois anos consecutivos (correlação entre a variável *MODIFIED* x *ΔEPS* e a variável *LOSS* igual a -0,058, com nível de

significância maior a 5%), o que pode ser interpretado, mediante a presente análise univariável, de que os relatórios modificados e problemas financeiros não ocorrem simultaneamente. Adicionalmente, as companhias que apresentaram relatórios de auditoria modificados são aquelas com maior probabilidade de ter baixo índice de alavancagem financeira; especificamente, a relação entre as variáveis *MODIFIED* e *ALAV* é negativa (-0,119) e significativa a 5%.

Tabela 7. Análise de correlação da hipótese H1 - Brasil.

VARIÁVEIS		CAR	MODIFIED	ΔEPS	MODIFIED x ΔEPS	ALAV	LOSS	ln TA
CAR	Pearson Correl.	1,000	-0,096	0,042	-0,050	0,064	-0,135**	0,054
	Sig. (2-tailed)		0,055	0,406	0,315	0,200	0,007	0,282
MODIFIED	Pearson Correl.		1,000	0,023	0,058	-0,119*	0,295**	-0,035
	Sig. (2-tailed)			0,653	0,247	0,017	0,000	0,490
ΔEPS	Pearson Correl.			1,000	0,409**	0,016	-0,101*	0,015
	Sig. (2-tailed)				0,000	0,757	0,044	0,765
MODIFIED x ΔEPS	Pearson Correl.				1,000	0,024	-0,058	-0,010
	Sig. (2-tailed)					0,632	0,247	0,836
ALAV	Pearson Correl.					1,000	-0,001	0,011
	Sig. (2-tailed)						0,979	0,833
LOSS	Pearson Correl.						1,000	-0,216**
	Sig. (2-tailed)							0,000
Ln TA	Pearson Correl.							1,000
	Sig. (2-tailed)							

** A correlação é significativa em nível de 0,01 (2-tailed).

* A correlação é significativa em nível de 0,05 (2-tailed).

Fonte: Elaboração Própria

Finalmente, em relação ao tamanho das companhias, medido pelo algoritmo natural do total dos ativos (*ln TA*), observa-se que as variáveis *ln TA* e *MODIFIED* estão negativamente correlacionadas (-0,035 em nível de significância maior ao 5%), indicando que companhias relativamente pequenas, participantes do mercado acionário BM&FBovespa, apresentam uma maior incidência de relatórios modificados; contudo, o resultado não é significativo em nível convencional.

5.2.1.2 Base amostral da Argentina

No caso argentino, ao contrário do caso brasileiro, evidencia-se uma clara correlação negativa entre os retornos anormais acumulados por cinco dias e os relatórios de auditoria modificados; especificamente, a correlação entre a variável *CAR* e *MODIFIED* é -0,179 em nível de significância de 0,029 (Sig. t = 0,029 < 0,05), ver a Tabela 8. Consequentemente, e segundo a análise univariável, os relatórios de auditoria modificados impactam de forma negativa os preços das ações negociadas no mercado acionário da Argentina, o que confirma as hipóteses $H1_0$ e $H1_A$

Tabela 8. Análise de correlação da hipótese H1 - Argentina.

VARIÁVEIS		CAR	MODIFIED	ΔEPS	MODIFIED x ΔEPS	ALAV	LOSS	Ln TA
CAR	Pearson Correl.	1,000	-0,179*	-0,003	-0,049	0,227**	0,002	0,094
	Sig. (2-tailed)		0,029	0,967	0,557	0,005	0,980	0,252
MODIFIED	Pearson Correl.		1,000	0,072	0,167*	0,104	0,217**	0,015
	Sig. (2-tailed)			0,380	0,041	0,205	0,008	0,860
ΔEPS	Pearson Correl.			1,000	0,141	0,006	0,068	-0,030
	Sig. (2-tailed)				0,087	0,939	0,408	0,714
MODIFIED x ΔEPS	Pearson Correl.				1,000	0,001	0,072	-0,006
	Sig. (2-tailed)					0,990	0,382	0,938
ALAV	Pearson Correl.					1,000	0,086	0,107
	Sig. (2-tailed)						0,299	0,193
LOSS	Pearson Correl.						1,000	-0,070
	Sig. (2-tailed)							0,398
Ln TA	Pearson Correl.							1,000
	Sig. (2-tailed)							

** A correlação é significativa em nível de 0.01 (2-tailed).

* A correlação é significativa em nível de 0.05 (2-tailed).

Fonte: Elaboração Própria

Os retornos anormais também são explicados pelo índice de alavancagem financeira, onde se observa uma correlação positiva entre as variáveis *CAR* e *ALAV* (0,227 em nível de significância de 0,005 < 0,01). Inesperadamente e contrário ao caso brasileiro, esses retornos

anormais não são explicados pelos lucros negativos das companhias de capital aberto (Sig. $t = 0,980 \gg 0,05$). Entretanto, as empresas que receberam relatórios modificados apresentaram lucros negativos durante o seu exercício (a correlação entre as variáveis *MODIFIED* e *LOSS* é 0,217 com Sig. $t = 0,008 < 0,01$).

Por outro lado, na Tabela 8 evidencia-se que os lucros inesperados (variação nos lucros ΔEPS) não estão correlacionados com os retornos anormais acumulados *CAR* (coeficiente de correlação de -0,003 com Sig. $t = 0,967 \gg 0,05$) nem com a variável *MODIFIED* (coeficiente de correlação de 0,072 com Sig. $t = 0,380 \gg 0,05$), mesmo quando as empresas apresentaram simultaneamente relatórios modificados e retornos inesperados nos seus lucros (correlação positiva entre as variáveis *MODIFIED* x ΔEPS e ΔEPS de 0,141 mais sem significância: Sig. $t = 0,087 > 0,05$).

5.2.1.3 Base amostral da Colômbia

Na Colômbia (ver Tabela 9), através de uma análise univariável, o coeficiente de correlação de Pearson não sustenta a hipótese nula ($H1_0$) e nem a primeira hipótese alternativa ($H1_{A1}$), uma vez que a correlação entre as variáveis *CAR* e *MODIFIED* é positiva e não é estatisticamente significativa em nível de significância de 5% (Sig. $t = 0,7849 \gg 0,05$). Além disso, e de forma inesperada, nenhuma outra variável tem relação com os retornos anormais acumulados, nem mesmo a variável que representa os lucros negativos *LOSS*, a qual, embora seja negativa (-0,1719), não é estatisticamente significativa (Sig. $t = 0,2276 \gg 0,05$).

Finalmente, no Quadro 6 se resumem os resultados da análise univariável obtidos na presente seção. No caso do Brasil e da Colômbia a hipótese nula ($H1_0$) e primeira hipótese alternativa ($H1_{1A}$) são rejeitadas; entretanto, na Argentina essas duas hipóteses são aceitas. Em consequência, os resultados não são unívocos e não sustentam a segunda hipótese alternativa ($H1_{2A}$). Contudo, na seguinte seção será utilizada a análise multivariável, procurando ter maior suporte para o teste das hipóteses antes mencionadas.

Tabela 9. Análise de correlação da hipótese H1 - Colômbia

VARIÁVEIS		CAR	MODIFIED	ΔEPS	MODIFIED x ΔEPS	ALAV	LOSS	ln TA
CAR	Pearson Correl.	1,000	0,0392	-0,0214	0,0091	-0,3130	-0,1719	0,2089
	Sig. (2-tailed)		0,7844	0,8813	0,9493	0,0253	0,2276	0,1411
MODIFIED	Pearson Correl.		1,000	-0,1826	-0,3200*	-0,2045	0,1213	-0,1258
	Sig. (2-tailed)			0,1995	0,0220	0,1499	0,3964	0,3790
ΔEPS	Pearson Correl.			1,000	0,7100**	-0,0184	0,0733	-0,2109
	Sig. (2-tailed)				0,0000	0,8975	0,6088	0,1373
MODIFIED x ΔEPS	Pearson Correl.				1,000	0,0250	0,0453	-0,2131
	Sig. (2-tailed)					0,8617	0,7517	0,1330
ALAV	Pearson Correl.					1,000	-0,1002	-0,0191
	Sig. (2-tailed)						0,4838	0,8937
LOSS	Pearson Correl.						1,000	0,0433
	Sig. (2-tailed)							0,7624
ln TA	Pearson Correl.							1,000
	Sig. (2-tailed)							

** A correlação é significativa em nível de 0.01 (2-tailed).

* A correlação é significativa em nível de 0.05 (2-tailed).

Fonte: Elaboração Própria

Quadro 6. Resumo dos resultados obtidos mediante análise univariável.

País	Hipótese testada	Resultado	Observações
Brasil	H1 ₀ : A divulgação dos relatórios de auditoria das empresas de capital aberto interfere no preço das ações negociadas em Bolsa de Valores; por conseguinte, o trabalho do auditor influi na dinâmica dos mercados acionários de cada país.	NÃO ACEITA	(i) A correlação dos retornos anormais acumulados com os relatórios de auditoria modificados não é significativa em nível de 5%. (ii) As companhias que apresentaram relatórios de auditoria modificados são aquelas que apresentaram lucros negativos e baixo índice de alavancagem financeira.
	H1 _{A1} : A divulgação dos relatórios de auditoria modificados (com ressalva, adverso ou abstenção de opinião) tem um efeito negativo nos preços das ações negociadas nos mercados acionários de cada país.	NÃO ACEITA	(iii) O tamanho das empresas não tem correlação significativa com a emissão de relatórios de auditoria modificados.

Conclusão..

Argentina	H1 ₀	ACEITA	(i) O índice de alavancagem financeira tem maior correlação com os retornos anormais acumulados que os relatórios de auditoria modificados.
	H1 _{A1}	ACEITA	(ii) Os retornos anormais não são explicados pela divulgação de lucros negativos nas demonstrações financeiras. (iii) Igual ao item (ii) do Brasil.
Colômbia	H1 ₀	NÃO ACEITA	(i) Nenhuma variável apresenta correlação significativa com os retornos anormais acumulados.
	H1 _{A1}	NÃO ACEITA	
Brasil, Argentina, Colômbia	H1 _{A2} : Resultados iguais (relação auditoria – mercado acionário) são obtidos nos três países latino-americanos em estudo.	NÃO ACEITA	-----

Fonte: Elaboração Própria.

5.2.2 Análise multivariável por país para todo o período 2000-2007

Nesta subseção se apresentam os resultados da análise de regressão da hipótese H1, que analisa se os investidores do mercado acionário brasileiro consideram os relatórios de auditoria como fonte de informação importante para a tomada de decisões. O modelo de regressão foi apresentado na equação 4.2. Os resultados são obtidos utilizando todos os dados, por empresa, durante os anos 2000 a 2007⁴⁵.

Inicialmente são realizadas as regressões lineares simples para determinar os parâmetros α_i e $\hat{\beta}_i$ da equação 4.5, utilizando os dados da janela de estimação; dessa forma, é completado o modelo de mercado que permite determinar os retornos anormais durante a janela de evento. Contudo, embora não seja considerado relevante apresentar esses cálculos, as regressões apresentaram betas ($\hat{\beta}_i$) significativos, considerando um nível de significância de 10% (Sig. < 0,10) (foram realizadas 399, 149 e 51 regressões lineares simples para as bases amostrais do Brasil, a Argentina e a Colômbia, respectivamente). Portanto, os $\hat{\beta}_i$ utilizados para determinar

⁴⁵ Exceto para a Colômbia, onde o estudo começa no ano 2001.

os retornos anormais são representativos das companhias analisadas com significância de 10%.

Tabela 10. Coeficientes de ajuste do modelo de regressão lineal para os três países.

Modelo	R	R ²	R ² Ajustado	Std. Error	Durbin-Watson
Modelo_H1_B_2000-2007	0,363	0,132	0,118	0,054	2,026
Modelo_H1_A_2000-2007	0,447	0,200	0,166	0,042	2,116
Modelo_H1_C_2001-2007	0,542	0,294	0,197	0,034	2,225

Fonte: Elaboração Própria

Na Tabela 10 o valor de R^2 representa a correlação entre a variável dependente (CAR) e o conjunto de variáveis independentes (tanto qualitativas como quantitativas). Observa-se que o valor de R^2 é relativamente baixo em todos os países; especificamente, de 13,2% para o Brasil, 20,0% para a Argentina e 29,4% para a Colômbia; em outras palavras, as variáveis independentes dos modelos Modelo_H1_B_2000-2007, Modelo_H1_A_2000-2007 e Modelo_H1_C_2001-2007, respectivamente, explicam em 13,2%, 20,0% e 29,4% as mudanças no valor dos retornos normais acumulados. Embora o poder explicativo dos modelos Modelo_H1_B_2000-2007, Modelo_H1_A_2000-2007 e Modelo_H1_C_2001-2007 seja pequeno, é interessante observar que um baixo poder explicativo não necessariamente indica que o modelo utilizado seja inútil e não explica adequadamente o fenômeno analisado. Pelo contrário, um valor de R^2 pequeno pode ser sinal da dificuldade de prever resultados com alta precisão sobre os retornos anormais acumulados (variável dependente CAR). Wooldridge (2007) ressalta o fato de que um R^2 pequeno é característico das ciências sociais onde é difícil antecipar comportamentos individuais sobre a variável dependente.

Além do anterior, o pequeno poder explicativo nos modelos Modelo_H1_B_2000-2007, Modelo_H1_A_2000-2007 e Modelo_H1_C_2001-2007 pode se originar do fato de apresentar-se nos dados amostrais uma elevada dispersão dos pontos em torno da reta de regressão. Uma forma de solucionar este problema é considerar novas variáveis independentes nos modelos ou considerar o estudo por anos. Em relação à primeira abordagem foram consideradas outras variáveis nos modelos Modelo_H1_B_2000-2007, Modelo_H1_A_2000-2007 e Modelo_H1_C_2001-2007. Assim, avaliou-se o poder explicativo dos modelos com variáveis adicionais às apresentadas no capítulo 4 como: a

redução de dividendos (*DIVID*)⁴⁶, a variação no patrimônio entre anos (*ΔPATRI*) e a relação entre passivo e ativos totais (*PAS/AT*); no entanto, o poder explicativo dos modelos não foi melhorado em todos os casos. Em particular, adicionando simultaneamente as variáveis *DIVID*, *ΔPATRI* e *PAS/AT* o R^2 foi de 14,8, 18,6 e 13,1 para o caso do Brasil, Argentina e Colômbia, respectivamente. Contudo, melhores resultados foram obtidos com a segunda abordagem, a qual é apresentada na Seção 5.2.3.

Tabela 11. Significância do modelo de regressão lineal para os três países.

Modelo	F	Sig.
Modelo_H1_B_2000-2007	2,166	0,045
Modelo_H1_A_2000-2007	2,625	0,019
Modelo_H1_C_2001-2007	1,765	0,028

Fonte: Elaboração Própria.

Entretanto, as estimativas com os modelos Modelo_H1_B_2000-2007, Modelo_H1_A_2000-2007 e Modelo_H1_C_2001-2007 podem ser confiáveis e pode-se afirmar que os modelos são significativos. A tabela ANOVA (*Analysis of Variance*), mostrada na Tabela 11, apresenta o resultado da significância dos modelos propostos para cada país, onde fica claro que todos eles apresentam significância estatística em nível de 5%. No caso brasileiro Sig. F = 0,045 < 0,05; no caso argentino Sig. F = 0,019 < 0,05 e no caso colombiano Sig. F = 0,028 < 0,05. Dessa forma, pode-se assegurar que pelo menos uma das variáveis independentes incluídas nos modelos Modelo_H1_B_2000-2007, Modelo_H1_A_2000-2007 e Modelo_H1_C_2001-2007 é significativa para explicar o comportamento dos retornos anormais acumulados (*CAR*).

5.2.2.1 Base amostral do Brasil

Os resultados da regressão multivariável para a amostra brasileira total apresentada no Apêndice A são mostrados na Tabela 12. O coeficiente de regressão para a variável *MODIFIED* é negativo e não é estatisticamente significativo. Especificamente, o valor do coeficiente estimado foi de -0,0091 (sem estandardização) e de acordo com o teste t esse

⁴⁶ A motivação de utilizar a redução de dividendos deve-se ao fato que alguns trabalhos sobre o mercado chinês, como o trabalho de Chen et al. (2000), têm mostrado que o mercado de ações reage a diminuições dos dividendos, mais não reage a incrementos dos mesmos. Nesse caso, foi utilizada uma variável *dummy* que controlará a existência desse evento (variável *DIVID*). Especificamente, a variável *dummy* de controle *DIVID* é igual a um (*DIVID* = 1) para anúncios de redução de dividendos e é igual a zero (*DIVID* = 0) quando é anunciado incremento de dividendos por parte da empresa analisada.

coeficiente não é significativamente diferente de zero, a um nível de significância de 5%; por conseguinte, é rejeitada a hipótese nula $H1_0$ ($H1_0$: $\text{Coeficiente}_{\text{MODIFIED}} \approx 0$ e $\text{Sig. F} = 0,3284 >> 0,05$). Esse valor de Sig. F de 32,84% indica que a probabilidade de erro associada à significância do coeficiente da variável *MODIFIED* é de 32,84%, o qual é muito superior ao erro mínimo assumido de 5%. Adicionalmente, esse resultado preliminar indica que os investidores do mercado acionário brasileiro não valorizam a informação contida nos relatórios de auditoria na tomada das suas decisões financeiras e, portanto, o trabalho do auditor não modifica a dinâmica do mercado acionário brasileiro.

Adicionalmente, a hipótese alternativa $H1_{A1}$ também é rejeitada. Embora o coeficiente da variável *MODIFIED* seja negativo, ele não é estatisticamente significativo em nível convencional; consequentemente, a divulgação dos relatórios de auditoria modificados não afeta significativamente e de forma negativa os retornos por ação. Especificamente, $H1_{A1}$: (signo) $\text{Coeficiente}_{\text{MODIFIED}} < 0$ com $\text{Sig. F} = 0,3284 >> 0,05$.

Duas possíveis razões podem formular-se para explicar a pouca significância da variável *MODIFIED* no Brasil. Primeiro, o mercado acionário brasileiro pode tratar as modificações segundo a sua severidade. Este fato é confirmado por Ball et al. (1979), cujos resultados revelam que, quando todas as modificações (ou opiniões) dos relatórios são consideradas em conjunto, não é observado nenhum resultado significativo em relação ao impacto que esses documentos teriam nos retornos anormais das ações. Em contraposição, quando as modificações foram divididas segundo o tipo de informação contido nos relatórios de auditoria, diferentes reações foram observadas para cada subdivisão. Contudo, um estudo seguindo esta linha não seria conveniente de desenvolver em nenhum dos mercados acionários tratados neste estudo, uma vez que a base amostral resultante seria muito reduzida. Concretamente, no Brasil e na Argentina os relatórios modificados representam uma população de 43 e 37 dados, respectivamente, e na Colômbia de oito dados, os quais se fossem subdivididos gerariam um conjunto de observações muito pequeno para ter significância estatística. Segundo, as diversas mudanças macroeconômicas, sociais, políticas, etc., (aqui denominado o *background* do estudo), que caracterizam determinados períodos, por exemplo, anos contábeis, podem fazer com que o mercado acionário reaja de forma diferente em cada período. Essa possível explicação sugere que diferentes reações do mercado podem ser “neutralizadas” quando é considerado um período de estudo muito longo (neste

caso desde o ano 2000 até o ano 2007). Para avaliar essa conjectura, será realizado um estudo de regressão por ano, apresentado na Seção 5.2.3.

Tabela 12. Resultados da regressão para o Modelo H1 B 2000-2007 no Brasil.

Modelo_H1_B_ 2000-2007		Coeficientes não- estandardizados		Coeficientes estandardizados	t	Sig.	Colinearidade	
		β	Std. Error	$\beta_{standard}$			Tolerância	VIF
1	(Constant)	-0,0138	0,0244		-0,5681	0,5702		
	MODIFIED	-0,0091	0,0093	-0,0515	-0,9785	0,3284	0,8907	1,1226
	ΔEPS	0,0003	0,0003	0,0633	1,1590	0,2471	0,8258	1,2108
	MODIFIED x ΔEPS	-0,0011	0,0008	-0,0810	-1,4837	0,1386	0,8278	1,2080
	ALAV	0,0002	0,0001	0,0586	1,1710	0,2422	0,9830	1,0172
	LOSS	-0,0160	0,0076	-0,1128	-2,1013	0,0362	0,8564	1,1675
	ln TA	0,0007	0,0015	0,0254	0,4995	0,6176	0,9514	1,0510

Variável Dependente: CAR

Fonte: Elaboração Própria

Por outro lado, o coeficiente de regressão da variável ΔEPS (lucros inesperados) é positivo e não é estatisticamente significativo (Sig. t = 0,2471 > 0,05). Este é um fato interessante, uma vez que se esperaria que a variação nos lucros por ação tivesse forte impacto nas mudanças inesperadas nos preços das ações no mercado acionário brasileiro. Igualmente, a variável *ALAV* não é estatisticamente significativa em nível convencional de 5%; contudo, o anúncio nas demonstrações contábeis anuais de lucros negativos é significativo e tem um impacto negativo nos retornos anormais. Observe na Tabela 12 que o coeficiente variável *LOSS* é diferente de zero (-0,0160) e é estatisticamente significativo (Sig. t = 0,0362 < 0,05).

O pouco impacto das variáveis ΔEPS e *ALAV* na explicação dos retornos anormais pode ser originado por avisos prévios que o mercado acionário recebe acerca das más notícias financeiras das companhias e que antecipam os resultados apresentados nas demonstrações contábeis.

No Brasil, a variável ln *TA* (tamanho da companhia) não está significativamente relacionada com os retornos anormais acumulados, *CAR*. Este resultado é consistente com os apresentados por Bhardwaj & Brook (1993).

Tabela 13. Avaliação dos pressupostos de regressão linear do Modelo H1_B_2000-2007 no Brasil.

Pressuposto	Teste	Estatística	Sig. t	Avaliação (nível de significância de 5%)
Normalidade dos resíduos	Kolmogorov-Smirnov	1,747	0,067	Se aceita a hipótese nula para normalidade de resíduos
Homoscedasticidade dos resíduos	Pesarán-Pesarán	1,229	0,110	Se aceita a hipótese nula para homoscedasticidade
Ausência de correlação serial nos resíduos	Durbin-Watson	2,026	---	Ausência de autocorrelação serial
Multicolinearidade entre variáveis independentes	Máximo VIF / mínima <i>Tolerance</i>	1,211 / 0,826	----	Com multicolinearidade aceitável

Fonte: Elaboração Própria

Adicionalmente, foi testada a validade dos pressupostos na análise de regressão linear com o modelo Modelo_H1_B_2000-2007; especificamente, a normalidade e homoscedasticidade dos resíduos foi verificada mediante o teste Kolmogorov-Smirnov (K-S) e Pesarán-Pesarán, respectivamente. Já a ausência de correlação serial nos resíduos e de multicolinearidade entre as variáveis independentes (*MODIFIED*, *ΔEPS*, *MODIFIED* x *ΔEPS*, *LOSS*, *ALAV*, *ln TA*) foram testadas utilizando a estatística de Durbin-Watson (vide a Tabela 10) e analisando os valores de VIF (*Variance Inflation Factor*) e *Tolerance* (vide Tabela 12), respectivamente.

Analisando os resultados dos diversos testes para avaliar os pressupostos de regressão (vide a Tabela 13) se pode concluir que se cumpre com todos os pressupostos de uma regressão linear multivariada, uma vez que:

- (i) Com base no teste K-S os resíduos são normalmente distribuídos devido ao fato que a probabilidade é maior que 5% (Sig. t = 0,067 > 0,05)⁴⁷.
- (ii) Com base no teste Pesarán-Pesarán se conclui que os resíduos não são heteroscedásticos; em outras palavras, a variância dos resíduos não é constante para todos os dados da base amostral em relação a cada conjunto das variáveis

⁴⁷ A estatística K-S aceita a hipótese nula H_0 (H_0 : a distribuição da serie testada é normal) se Sig. t é maior que um nível de significância usualmente aceitado em 5% (CORRAR et al., 2007).

independentes. Especificamente, a probabilidade do teste é maior que 5% (Sig. $t = 0,011 > 0,05$)⁴⁸.

- (iii) Visando detectar a existência de autocorrelação de primeira ordem entre os resíduos, foi utilizado o teste de Durbin-Watson. Desse teste observa-se que não existem problemas de autocorrelação dos resíduos no modelo Modelo_H1_B_2000-2007, já que a estatística de Durbin-Watson é aproximadamente igual a dois (ver a Tabela 10 e 13), que é o valor usualmente aceitado para que não exista autocorrelação (FÁVERO et al., 2009).
- (iv) Em relação à multicolinearidade se observa nas Tabelas 12 e 13 que os valores dos testes VIF e *Tolerance* são próximos à unidade⁴⁹; por conseguinte, não existem problemas de multicolinearidade entre as variáveis explicativas suficientemente significativos que inabilitem o modelo de regressão Modelo_H1_B_2000-2007.

5.2.2.2 Base amostral da Argentina

Ao contrário do caso brasileiro, evidencia-se na Argentina que os relatórios de auditoria impactam o preço das ações das companhias de capital aberto participantes da bolsa de valores de Buenos Aires, uma vez que a hipótese $H1_0$ é confirmada. Em particular, o coeficiente da variável *MODIFIED* (-0,0214) é significativamente diferente de zero ($H1_0$: Coeficiente_{MODIFIED} $\neq 0$ e Sig. $F = 0,0122 < 0,05$); além disso, um aspecto interessante consiste em que os relatórios de auditoria modificados têm efeito negativo no retorno das ações. Nesse sentido, a hipótese alternativa também é aceita uma vez que $H1_{A1}$: (signo) Coeficiente_{MODIFIED} < 0 e Sig. $F = 0,0122 < 0,05$ (vide o Tabela 14).

⁴⁸ No teste Pasarán-Pasarán implica que a hipótese nula H_0 (H_0 : os resíduos são homoscedásticos) se aceita se Sig. t é maior que um nível de significância usualmente aceitado em 5% (CORRAR et al., 2007).

⁴⁹ A regra usualmente aceita para os valores de VIF e *Tolerance* é dada pela literatura (CORRAR et al., 2007; GUJARATI, 2000), segundo a qual: (i) para valores de VIF e *Tolerance* próximos de 1 não existe multicolinearidade; (ii) para valores de VIF entre 0,1 até 10 (para *Tolerance* entre 1 até 0,10) existe multicolinearidade aceitável e (iii) para valores de VIF acima de 10 (para *Tolerance* abaixo de 0,10) existe multicolinearidade problemática.

Tabela 14. Resultados da regressão para o Modelo H1_A 2000-2007 na Argentina.

Modelo_H1_A_ 2000-2007		Coeficientes não- estandardizados		Coeficientes estandardizados	t	Sig.	Colinearidade	
		β	Std. Error	$\beta_{standard}$			Tolerância	VIF
1	(Constant)	-0,0220	0,0297		-0,7420	0,4593		
	MODIFIED	-0,0214	0,0084	-0,2105	-2,5374	0,0122	0,9204	1,0864
	ΔEPS	0,0000	0,0000	0,0128	0,1589	0,8739	0,9745	1,0260
	MODIFIED x ΔEPS	-0,0001	0,0004	-0,0172	-0,2114	0,8328	0,9541	1,0481
	ALAV	0,0003	0,0001	0,2383	2,9520	0,0036	0,9723	1,0284
	LOSS	0,0032	0,0079	0,0328	0,4004	0,6894	0,9391	1,0648
	$\ln TA$	0,0020	0,0021	0,0745	0,9269	0,3555	0,9811	1,0192

Variável Dependente: CAR

Fonte: Elaboração Própria

Ao contrário do Brasil, os índices de alavancagem financeira afetam positivamente o preço das ações no mercado acionário argentino: a variável ALAV é positiva e estatisticamente significativa (Coeficiente_{ALAV} = 0,0003 com Sig. F = 0,0036 < 0,01); assim, o mercado acionário argentino vê o incremento do índice de alavancagem financeira como boas notícias. Inesperadamente, as variáveis ΔEPS e LOSS não afetam o preço das ações no mercado acionário argentino, onde Coeficiente _{ΔEPS} = 0,0000 com Sig. F = 0,8739 >> 0,05 e Coeficiente_{LOSS} = 0,0032 com Sig. F = 0,6894 >> 0,05. O anterior pode ser indício de informação antecipada; por exemplo, divulgação das demonstrações financeiras trimestrais e de suas notas explicativas e/ou divulgação de informação privilegiada devido à assimetria de informação existente entre os acionistas (principal) e os administradores das empresas (agente).

Na Argentina, como no Brasil, o tamanho das empresas não tem relação com os retornos anormais, uma vez que se observa que o coeficiente da variável $\ln TA$ é próximo de zero ainda que significativo em nível de 1% (Coeficiente _{$\ln TA$} = 0,000 com Sig. F = 0,004 < 0,01).

Na Tabela 15 são reportados os resultados dos testes utilizados para a avaliação dos pressupostos do modelo de regressão linear multivariável no caso argentino (Modelo_H1_A_2000-2007). Observa-se que, segundo a estatística do teste e a probabilidade dos testes K-S, Pasarán-Pasarán, Durbin-Watson e VIF/Tolerance se demonstram a distribuição normal (Sig. t = 0,186 > 0,05), a homoscedasticidade (Sig. t = 0,983 >> 0,05) e a ausência de correlação

serial dos resíduos (D-W de 2,116); além disso, demonstra-se a ausência de multicolinealidade entre as variáveis independentes (valores de VIF e *Tolerance* próximos de 1). Consequentemente, todos os pressupostos para uma regressão linear significativa são cumpridos com a base amostral da Argentina e com o modelo Modelo_H1_A_2000-2007.

Tabela 15. Avaliação dos pressupostos de regressão linear do Modelo H1_A_2000-2007 na Argentina.

Pressuposto	Teste	Estatística	Sig. t	Avaliação (nível de significância de 5%)
Normalidade dos resíduos	Kolmogorov - Smirnov	1,089	0,186	Se aceita a hipótese nula para normalidade de resíduos
Homoscedasticidade dos resíduos	Pesarán-Pesarán	0,000	0,983	Se aceita a hipótese nula para homoscedasticidade
Ausência de correlação serial nos resíduos	Durbin-Watson	2,116	---	Ausência de autocorrelação serial
Multicolinearidade entre variáveis independentes	Máximo VIF / mínima <i>Tolerance</i>	1,086 / 0,920	----	Sem multicolinearidade

Fonte: Elaboração Própria

Considerando que o modelo Modelo_H1_A_2000-2007 mostrou que os relatórios de auditoria afetam as decisões dos investidores na bolsa de valores de Buenos Aires, torna-se interessante se aprofundar no estudo desse modelo. Com esse fim utilizou-se o procedimento *backward* para eliminar aquelas variáveis com pouco poder explicativo e pouca significância estatística, visando reduzir o modelo na sua expressão mais simples, mas com maior confiabilidade. No procedimento *backward* se incluem, na modelagem inicial, todas as variáveis explicativas e, à medida que seus parâmetros são testados, vão sendo eliminadas as variáveis que não apresentarem significância estatística (FÁVERO et al., 2009).

O Apêndice C apresenta um resumo dos resultados obtidos mediante o procedimento *backward* para os três países. O modelo inicial é denominado *model 1* (que é o mesmo modelo Modelo_H1_A_2000-2007 apresentado na Tabela 14). Observa-se que o procedimento vai refinando o modelo até alcançar o modelo “ideal” para o conjunto de observações. É notado que o software exclui uma variável de cada vez em cada etapa (denominado *model*), em função da análise da significância estatística Sig. t, que neste caso é programada em nível de 5%. No total, o procedimento *backward* gera cinco (5) modelos (*model*). Da Tabela C.4 evidencia-se que o poder explicativo desses cinco modelos permanece

quase inalterado, variando de 20,0% (*model 1*) até 19,3% (no *model 5*), onde todos os *model* são significativos ao nível de 5% (ver a Tabela C.5).

A Tabela C.6 resume os resultados obtidos mediante o procedimento *backward*. Observa-se que do *model 1* até o *model 5* foram paulatinamente eliminadas quase todas as variáveis exceto pelas variáveis *MODIFIED* e *ALAV*. Assim, no *model 2* foi eliminada a variável ΔEPS e do *model 3* ao 4 foram eliminadas as variáveis *LOSS*, $\ln(TA)$ e *MODIFIED* x ΔEPS . O modelo final, *model 5*, não mostrou melhora em relação ao seu poder explicativo e na sua significância em relação ao modelo inicial (Modelo_H1_A_ 2000-2007). Em particular, o *model 5* apresenta todas as variáveis finais com nível de significância menor a 5% (Sig. $t < 0,05$) com um poder explicativo do 19,3% (variáveis *MODIFIED* e *ALAV*). Assim, embora se tenha conseguido um modelo mais simples, não é rejeitada a hipótese H1. No *model 5*, o coeficiente de regressão da variável *MODIFIED* é negativo e significativamente diferente de zero ($H1_{1A}$: Coeficiente_{MODIFIED} = -0,021 com Sig. $F = 0,011 < 0,05$).

5.2.2.3 Base amostral da Colômbia

Na Colômbia, segundo o resultado da análise multivariável (vide a Tabela 16) não se evidencia que os relatórios de auditoria modificados impactem os retornos das ações das companhias que negociam na BVC. Especificamente, o coeficiente da variável *MODIFIED* se apresenta positivo e não significativo em nível de 5%; por conseguinte, nem a hipótese nula ($H1_0$: Coeficiente_{MODIFIED} = 0,0062 com Sig. $F = 0,6726 < 0,05$) nem a primeira hipótese alternativa são aceitas ($H1_{1A}$: (signo) Coeficiente_{MODIFIED} = (+) 1,610 com Sig. $F = 0,011 < 0,05$).

Em relação às outras variáveis incluídas no modelo de regressão Modelo_H1_C_ 2001-2007, somente a variável *ALAV* (índice de alavancagem financeira) apresenta significância em nível de 5% (Coeficiente_{ALAV} = -0,0015 com Sig. $F = 0,0254 < 0,05$). Além disso, o mercado acionário colombiano vê a redução do índice de alavancagem financeira como fator que afeta o preço das ações negociadas na BVC. Contudo, se é permitido um nível de significância um pouco maior, em particular de 11%, pode-se observar que o anúncio de lucros negativos também tem participação na explicação desses retornos anormais no preço das ações.

Tabela 16. Resultados da regressão para o Modelo H1 C 2001-2007 na Colômbia.

Modelo_H1_C_ 2001-2007		Coeficientes não- estandardizados		Coeficientes estandardizados	t	Sig.	Colinearidade	
		β	Std. Error	$\beta_{standard}$			Tolerância	VIF
1	(Constant)	-0,1456	0,0883		-1,6489	0,1062		
	MODIFIED	0,0062	0,0146	0,0643	0,4253	0,6726	0,8012	1,2480
	Δ EPS	-0,0004	0,0022	-0,0381	-0,1968	0,8448	0,4886	2,0466
	MODIFIED x Δ EPS	0,0020	0,0032	0,1261	0,6233	0,5362	0,4475	2,2341
	ALAV	-0,0015	0,0006	-0,3217	-2,3131	0,0254	0,9468	1,0561
	LOSS	-0,0336	0,0206	-0,2253	-1,6333	0,1095	0,9625	1,0389
	ln TA	0,0069	0,0041	0,2394	1,6759	0,1008	0,8970	1,1147

Variável Dependente: CAR

Fonte: Elaboração Própria

Tabela 17. Avaliação dos pressupostos de regressão lineal do Modelo H1 C 2001-2007 na Colômbia.

Pressuposto	Teste	Estatística	Sig. t	Avaliação (nível de significância de 5%)
Normalidade dos resíduos	Kolmogorov-Smirnov	0,814	0,522	Se aceita a hipótese nula para normalidade de resíduos
Homoscedasticidade dos resíduos	Pesarán-Pesarán	2,263	0,056	Se aceita a hipótese nula para homoscedasticidade
Ausência de correlação serial nos resíduos	Durbin-Watson	2,245	---	Ausência de autocorrelação serial
Multicolinearidade entre variáveis independentes	Máximo VIF / mínima <i>Tolerance</i>	2,234/ 0,448	----	Com multicolinearidade aceitável

Por outro lado, é importante ressaltar que conforme os resultados apresentados no Tabela 17, o modelo de regressão analisado nesta seção não apresenta multicolinearidade entre as variáveis; em outras palavras, não existe correlação elevada em decorrência de seleção errada da amostra ou de número insuficiente de observações. Esta afirmação é confirmada devido ao fato de que o valor máximo de VIF é de 2,2341 (FÁVERO et al., 2009). Adicionalmente, pela aceitação da hipótese nula dos testes K-S e P-P é confirmada a normalidade e a homoscedasticidade dos resíduos, respectivamente. Por último, segundo o teste de Durbin-Watson a ausência de autocorrelação é verificada.

Quadro 7. Resumo dos resultados obtidos mediante análise multivariável considerando a base amostral por país desde o ano 2000 até o ano 2007.

País	Hipótese testada	Resultado	Observações
Brasil	H1 ₀ : A divulgação dos relatórios de auditoria das empresas de capital aberto interfere no preço das ações negociadas em Bolsa de Valores; por conseguinte, o trabalho do auditor influi na dinâmica dos mercados acionários de cada país.	NÃO ACEITA	(i) Principalmente, informações contidas nas demonstrações contábeis anuais afetam o retorno das ações; em particular, a divulgação de lucros negativos. (ii) Variáveis como o índice de alavancagem financeira e lucros inesperados não são considerados relevantes para explicar os CAR.
	H1 _{A1} : A divulgação dos relatórios de auditoria modificados (com ressalva, adverso ou abstenção de opinião) tem um efeito negativo nos preços das ações negociadas nos mercados acionários de cada país.	NÃO ACEITA	(iii) Indícios de informação antecipada e/ou privilegiada ao anúncio das demonstrações contábeis e dos relatórios de auditoria. (iv) O número de ativos das companhias não tem relação com os retornos das suas ações.
Argentina	H1 ₀	ACEITA	(i) O índice de alavancagem financeira afeta o preço das ações no mercado acionário argentino de forma positiva.
	H1 _{A1}	ACEITA	(ii) Igual ao item (iii) do caso brasileiro. (iii) Igual ao item (iv) do caso brasileiro.
Conclusão.. Colômbia	H1 ₀	NÃO ACEITA	(i) A redução do índice de alavancagem financeira afeta o preço das ações no mercado acionário colombiano de forma negativa.
	H1 _{A1}	NÃO ACEITA	(ii) O anúncio de lucros negativos explica em parte os retornos anormais acumulados; contudo, em nível de significância de 11%.
Brasil, Argentina, Colômbia	H1 _{A2} : Resultados iguais (relação auditoria – mercado acionário) são obtidos nos três países latino-americanos em estudo.	NÃO ACEITA	-----

Fonte: Elaboração Própria.

Finalmente, ao igual que na análise univariável, a Argentina é o único país onde a hipótese nula (H1₀) e a primeira hipótese alternativa (H1_{A1}) não são rejeitadas (vide a Quadro 7). Por

consequente, a hipótese H_2 é rejeitada, uma vez que resultados diferentes foram obtidos entre os diversos países em estudo. Igualmente, é importante ressaltar que nos três países em estudo se observaram indícios de que nos seus respectivos mercados acionários circula informação antecipada e/ou privilegiada ao anúncio dos relatórios de auditoria e das demonstrações contábeis anuais, devido ao fato que informação como o anúncio de lucros inesperados por ação, de lucros negativos e do índice de alavancagem financeira não tiveram efeito nos retornos anormais acumulados. O anterior confirma o fato de que os mercados acionário da Argentina, Brasil e a Colômbia podem ser considerados mercados eficientes na forma semi-forte.

5.2.3 Análise multivariável por ano e por país (desde o ano 2000 até 2007)

5.2.3.1 Base amostral do Brasil

Nesta seção se apresenta o estudo de regressão quando os dados são analisados por anos, conforme é apresentado no Apêndice A, visando pesquisar as mudanças temporais na resposta do mercado acionário brasileiro em relação aos relatórios de auditoria modificados. Os modelos são denominados Modelo_H1_B_Ano, com o ano variando desde o 2000 até o 2007; assim, trabalha-se com o Modelo_H1_B_2000 até o Modelo_H1_B_2007.

A Tabela 18 apresenta o fator R^2 para os oito casos de estudo. Observa-se que o fator R^2 muda conforme o ano analisado e em geral o poder explicativo dos modelos foi melhorado consideravelmente, o qual confirma o fato antes mencionado de que um estudo generalizado (para todo o período 2000-2007) pode “neutralizar” fatores que tornem explicativo o modelo de regressão linear multivariável. Assim, é mostrado que baseado nas observações do ano 2002, o Modelo_H1_B_2002 apresenta o maior poder explicativo em relação aos outros anos; especificamente, no ano 2002, os coeficientes de regressão das variáveis independentes explicam em 63,2% as variações nos retornos anormais acumulados (muito superior ao poder explicativo de 13,2% que apresenta o Modelo_H1_B_2000-2007). Esse valor de R^2 diminui até 52,2% para o ano 2003, 23,3% para o ano 2005, e 20,2% para o ano 2007. Contudo, todos os modelos da Tabela 18 apresentam maior poder explicativo que o modelo Modelo_H1_B_2000-2007, com média aproximada de 50% de poder explicativo (valor de R^2).

Tabela 18. Coeficientes de ajuste dos modelos de regressão Modelo H1_B Ano no Brasil.

Modelo	R	R ²	R ² Ajustado	Std. Error	Durbin-Watson
Modelo_H1_B_2000	0,780	0,609	0,511	0,0354	2,281
Modelo_H1_B_2001	0,784	0,613	0,541	0,0419	1,928
Modelo_H1_B_2002	0,795	0,632	0,536	0,0331	1,936
Modelo_H1_B_2003	0,723	0,522	0,464	0,0442	1,887
Modelo_H1_B_2004	0,738	0,545	0,462	0,0214	1,981
Modelo_H1_B_2005	0,483	0,233	0,174	0,0660	2,476
Modelo_H1_B_2006	0,768	0,589	0,544	0,0199	1,948
Modelo_H1_B_2007	0,450	0,202	0,152	0,0510	1,791

Fonte: Elaboração Própria.

Além do anterior, a Tabela 19 mostra a vantagem de ter realizado a modelagem em nível de cada ano, uma vez que a significância de todos os modelos foi muito menor ao nível aceitável de 5% ou 1%. Em geral, o Modelo_H1_B_2005 foi aquele com o maior valor de Sig. F (Sig. F = 0,007 << 0,01), seguido pelo Modelo_H1_B_2007 com Sig. F = 0,001 << 0,01.

Tabela 19. Significância dos modelos de regressão linear Modelo H1_B Ano - Brasil.

Modelo		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Modelo_H1_B_2000	Regressão	0,04685	6	0,0078	6,230	0,000
Modelo_H1_B_2001	Regressão	0,0894	6	0,0149	8,481	0,000
Modelo_H1_B_2002	Regressão	0,0434	6	0,0072	6,593	0,000
Modelo_H1_B_2003	Regressão	0,0880	5	0,0176	8,983	0,000
Modelo_H1_B_2004	Regressão	0,01818	6	0,0030	6,591	0,000
Modelo_H1_B_2005	Regressão	0,0693	4	0,0173	3,966	0,007
Modelo_H1_B_2006	Regressão	0,0263	6	0,0043	10,78	0,000
Modelo_H1_B_2007	Regressão	0,06395	6	0,0106	4,094	0,001

Fonte: Elaboração Própria

A Tabela 20 exibe os resultados das regressões lineares multivariáveis para cada ano, incluindo a análise de significância estatística dos parâmetros de cada variável explicativa e do intercepto de cada modelo (linhas denominadas $\alpha > ||t||$). Na Tabela 20 se ressalta em cor turquesa claro as variáveis, por ano, que apresentaram significância estatística em nível de 5%; em cor lavanda, àquelas que apresentaram significância estatística em nível de 10% e permitindo uma pequena tolerância, se ressaltam em cor amarelo àquelas que foram

significativas em nível de 11%. Vale ressaltar o fato que no ano 2005 nenhuma empresa analisada apresentou relatórios de auditoria modificados (ver a Tabela B.5 do Apêndice 5); por conseguinte, para os objetivos do presente estudo os resultados com o Modelo_H1_B_2005 não serão considerados para obter as conclusões.

Observando em conjunto os resultados da Tabela 20 pode-se afirmar que os resultados mudam conforme o ano em estudo, reafirmando o fato de que análise por ano melhorou o poder explicativo dos retornos anormais. Assim, por exemplo, dos sete anos nos quais se apresentaram relatórios de auditoria modificados, três deles mostraram significância estatística em nível convencional de 5%. Em particular, no ano 2001, 2004 e 2006 confirma-se a hipótese $H1_0$ ($H1_0$: Coeficiente_{MODIFIED} ≈ 0 e Sig. F $\ll 0,01$). Especificamente, para o ano 2001 cumpre-se que $H1_0$: Coeficiente_{MODIFIED} $\neq 0$ e Sig. F = 0.0004 $\ll 0,01$; para o ano 2004 cumpre-se que $H1_0$: Coeficiente_{MODIFIED} $\neq 0$ e Sig. F = 0.0018 $\ll 0,01$; e para o ano 2006 $H1_0$: Coeficiente_{MODIFIED} $\neq 0$ e Sig. F = 0.0000 $\ll 0,01$. Por conseguinte, para o ano 2001, 2004 e 2006 pode-se afirmar que o trabalho do auditor impacta os retornos anormais das empresas de capital aberto que negociam na bolsa de valores BM&FBOVESPA. Por exemplo, no ano 2006, infere-se, *ceteris paribus*, que uma variação de 1% no número de relatórios de auditoria modificados (variável *MODIFIED*) diminui de forma anormal os retornos das ações num 0,11%, aproximadamente.

Tabela 20. Coeficientes e significância dos modelos de regressão linear Modelo H1_B Ano - Brasil.

Modelo_H1_B_Ano									
Variável	Dados	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
Intercepto	β	-0,2185	-0,0527	0,1784	-0,0182	-0,1063	-0,0618	-0,0206	0,0236
	Valor t	-3,4552	-0,7042	3,0169	-2,1142	-2,7595	-0,7547	-0,8149	0,5526
	$\alpha > t $	0,0020	0,4863	0,0061	0,0406	0,0093	0,4538	0,4193	0,5817
MODIFIED	β	0,0377	-0,0828	-0,0246	0,0111	0,0373	-	-0,1092	-0,0352
	Valor t	1,0575	-3,9324	-1,2137	0,4861	3,3906	-	-5,8687	-1,0437
	$\alpha > t $	0,3008	0,0004	0,2371	0,6294	0,0018	-	0,0000	0,2992
Δ EPS	β	0,0005	0,0001	0,0216	0,0085	-0,0138	-0,0035	0,0007	0,0001
	Valor t	0,8150	0,0178	3,5757	1,3361	-4,3593	-0,9972	1,7867	0,5128
	$\alpha > t $	0,4230	0,9858	0,0016	0,18885	0,0001	0,3232	0,0807	0,6092
MODIFIED x Δ EPS	β	-0,1058	-0,0102	-0,0223	-0,0244	0,0145	-	-0,0110	-0,0420
	Valor t	-2,3229	-0,9308	-3,6118	-2,8753	4,4566	-	-1,6099	-1,6096
	$\alpha > t $	0,0289	0,3588	0,0014	0,0063	0,0000	-	0,1144	0,1107
ALAV	β	-0,0008	0,0044	-0,000	0,0033	0,0015	0,0170	0,0002	-0,0025
	Valor t	-1,4682	3,7320	-0,8042	6,3022	2,2545	3,7024	0,5873	-1,9236
	$\alpha > t $	0,1550	0,0007	0,4294	0,0000	0,0309	0,0005	0,5598	0,0573
LOSS	β	-0,0471	0,1359	-0,0128	0,0061	0,0034	0,0325	-0,0396	-0,0660
	Valor t	-2,4944	0,0000	-0,7914	0,2217	0,2814	1,1128	-4,6175	-4,2757
	$\alpha > t $	0,0198	0,000	0,4367	0,8256	0,7801	0,2709	0,0000	0,0000
ln TA	β	0,0157	0,0034	-0,0103	0,004	0,0060	0,0007	0,0004	-0,0006
	Valor t	3,7704	0,7222	-2,7479	0,862	2,4792	0,1379	0,2681	-0,2271
	$\alpha > t $	0,0009	0,4753	0,0114	0,394	0,0184	0,8908	0,7897	0,8207

Fonte: Elaboração Própria

Em relação à hipótese alternativa $H1_{A1}$, pode-se afirmar que nos anos 2001 e 2006 ela é aceita; uma vez que o signo do coeficiente da variável *MODIFIED* é negativo e estatisticamente significativo. Assim, para o ano 2001 cumpre-se que $H1_{A1} : (\text{signo}) \text{Coeficiente}_{\text{MODIFIED}} < 0$ com Sig. F = 0,0004 << 0,01 e para o ano 2006 $H1_{A1} : (\text{signo}) \text{Coeficiente}_{\text{MODIFIED}} < 0$ com Sig. F = 0,0000 << 0,01. Contudo, no ano 2004 essa hipótese alternativa é rejeitada, devido ao fato que $H1_{A1} : (\text{signo}) \text{Coeficiente}_{\text{MODIFIED}} > 0$ com Sig. F = 0,0018 << 0,01. Esse último resultado não era esperado, uma vez que ele indica que o mercado acionário brasileiro no ano 2004 vê os relatórios de auditoria modificados como boas notícias, as quais produzem incremento nos retornos anormais das ações. Embora se tenha realizado uma análise de diversos acontecimentos econômicos, políticos e sociais nesse ano, não foi possível determinar a causa desse resultado.

Do estudo por ano é interessante observar que quando é considerada a informação contida nos relatórios de auditoria em conjunto com os lucros inesperados (variável *MODIFIED* x ΔEPS) aumenta-se o poder de significância do trabalho do auditor; especificamente, dos 7 anos que apresentam relatórios de auditoria modificados, 6 deles (exceto o ano 2001) têm coeficiente da variável *MODIFIED* x ΔEPS significativamente diferente de zero. Nos anos 2002, 2003 e 2004 em nível de significância convencional de 1%, no ano 2000 em nível de 5% e nos anos 2006 e 2007 em nível de 11%. O anterior demonstra que invariavelmente os investidores consideram em conjunto a variação dos lucros por ação entre anos e o relatório do auditor para a tomada das suas decisões. Esse resultado não foi observado no Modelo_H1_B_2000-2007.

Por outro lado, da análise por ano infere-se que a informação contida nas demonstrações contábeis e nas suas notas explicativas tem maior influência na explicação dos retornos anormais acumulados que se é realizada a análise durante todo o período 2000-2007. Assim, de sete anos considerados quatro deles apresentam coeficientes das variáveis *ALAV* e *LOSS* significativamente diferentes de zero. Especificamente, no ano 2000, 2001 e 2006, o coeficiente da variável de alavancagem financeira é $\text{Coeficiente}_{\text{ALAV}} > 0$ com Sig. F < 0,01 e no ano 2007 $\text{Coeficiente}_{\text{ALAV}} < 0$ com Sig. F < 0,10. Já para a variável *LOSS* cumpre-se nos anos 2000, 2006 e 2007 que $\text{Coeficiente}_{\text{LOSS}} < 0$ com Sig. F < 0,05 e no ano 2001 que $\text{Coeficiente}_{\text{LOSS}} > 0$ com Sig. F < 0,01.

Tabela 21. Avaliação dos pressupostos de regressão lineal do Modelo_H1_B_Ano no Brasil.

Testes aplicados no Modelo_H1_B_Ano						
Ano	K-S		P-P		D-W	VIF/Tolerance
	Estatística	Sig. t	Estatística	Sig. t		
2000	0,604	0,858	0,034	0,855	2,176	4,464/ 0,235
2001	0,614	0,846	1,042	0,314	2,024	8,893/ 0,112
2002	0,346	1,000	1,948	0,174	2,122	2,017/ 0,496
2003	0,349	0,999	0,028	0,867	1,998	3,837/ 0,261
2004	0,750	0,628	0,002	0,965	1,971	17,354/ 0,058
2005	0,761	0,608	2,306	0,068	2,486	1,343/ 0,745
2006	0,579	0,891	1,065	0,307	1,925	1,638/ 0,611
2007	0,584	0,885	0,004	0,951	1,787	1,284/ 0,779

Fonte: Elaboração Própria.

Adicionalmente, na Tabela 21 é mostrado o resumo de aplicar os testes Kolmogorov-Smirnov (K-S), Pesarán-Pesarán (P-P), Durbin-Watson (D-W) e VIF/Tolerance para avaliar os pressupostos de regressão lineal multivariável nos modelos realizados por ano (Modelo_H1_B_Ano). Da Tabela 21 infere-se que todos os pressupostos foram cumpridos para todos os modelos por ano, utilizando a base amostral brasileira do Apêndice A.

5.2.3.2 Base amostral da Argentina

Os resultados da análise multivariável no caso argentino se resumem nas Tabelas 22, 23 e 24. Da Tabela 22 pode-se observar que, como no Brasil, o poder explicativo de todos os modelos por ano é superior que quando se analisa o intervalo desde o ano 2000 até 2007 (Modelo_H1_A_2000-2007), onde o valor de R^2 foi de 20,0% (vide a Tabela 10). A média do R^2 quando o estudo é considerado por anos é de 60,24%. Especificamente, no ano 2005, o poder explicativo do Modelo_H1_A_2005 é de 99,27%, quase cinco vezes superior que com o Modelo_H1_A_2000-2007. Igualmente, no ano 2001, o valor de R^2 é de 77,70%. De todos os modelos aquele que apresenta menor poder explicativo é o modelo do ano 2000, Modelo_H1_A_2000, com o qual se obtém um valor de R^2 de 38,26%. O anterior de novo confirma o fato que utilizar períodos muito abrangentes para avaliar o impacto dos relatórios de auditoria pode não ser a melhor abordagem.

Contudo, no caso argentino, e ao contrário do caso brasileiro, não todos os modelos são significativos em nível convencional de 5% (vide a Tabela 23). Em particular, no ano 2000 e 2001, os modelos apresentaram significância de 0,505 (Sig. $t >> 0,05$) e 0,217 (Sig. $t > 0,05$), respectivamente. Já nos anos 2003 e 2004, os modelos são significativos em nível de 10%.

Por outro lado, para a Argentina, a Tabela 24 resume os resultados dos valores dos coeficientes e a significância estatística de cada uma das variáveis utilizadas no modelo de regressão para cada um dos anos considerados. Mantém-se a mesma nomenclatura de cores que no caso brasileiro, onde a cor turquesa, lavanda e azul representam significância ao 5%, 10% e 11%, respectivamente. Observa-se, na Tabela 24, que no ano 2000 não foi obtido coeficiente para a variável *MODIFIED*, uma vez que nesse ano não houve nenhum relatório de auditoria modificado (vide a Tabela B.11 do Apêndice B), por conseguinte, o ano 2000 não é considerado no presente estudo.

Tabela 22. Coeficientes de ajuste dos modelos de regressão Modelo_H1_A Ano na Argentina.

Modelo	R	R ²	R ² Ajustado	Std. Error	Durbin-Watson
Modelo_H1_A_2000	0,619	0,3826	-0,0288	-0,0288	-
Modelo_H1_A_2001	0,882	0,7770	0,4433	0,0682	2,1389
Modelo_H1_A_2002	0,777	0,6032	0,4048	0,0437	2,1202
Modelo_H1_A_2003	0,632	0,3997	0,2282	0,0350	1,9237
Modelo_H1_A_2004	0,637	0,4051	0,2267	0,0228	1,7062
Modelo_H1_A_2005	0,996	0,9927	0,9783	0,0073	2,1581
Modelo_H1_A_2006	0,785	0,6164	0,4810	0,0325	1,6218
Modelo_H1_A_2007	0,802	0,6427	0,4640	0,0118	2,4248

Fonte: Elaboração Própria.

O estudo na Argentina por anos, em relação ao impacto dos relatórios de auditoria, não é tão conclusivo como quando se utilizou o Modelo_H1_A_2000-2007. Somente em dois anos os relatórios têm efeito nos retornos das ações das empresas que negociam na bolsa de valores de Buenos Aires; especificamente, no ano 2003 e 2005. Consequentemente, nesses anos a hipótese nula $H1_0$ é aceita, já nos outros anos (no ano 2001, 2002, 2004, 2006 e 2007) ela é rejeitada. Em relação à hipótese alternativa $H1_{A1}$, ela somente é aceita no ano 2003 e rejeitada no ano 2005.

Tabela 23. Significância dos modelos de regressão linear Modelo H1 A Ano - Argentina.

Modelo		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Modelo_H1_A_2000	Regressão	0,0795	4	0,0008	0,9297	0,505
Modelo_H1_A_2001	Regressão	0,0649	6	0,0108	2,3276	0,217
Modelo_H1_A_2002	Regressão	0,0349	6	0,0058	3,0408	0,048
Modelo_H1_A_2003	Regressão	0,0172	6	0,0028	2,3308	0,070
Modelo_H1_A_2004	Regressão	0,0071	6	0,0011	2,2706	0,078
Modelo_H1_A_2005	Regressão	0,0222	6	0,0037	68,902	0,003
Modelo_H1_A_2006	Regressão	0,0289	6	0,0048	4,5537	0,006
Modelo_H1_A_2007	Regressão	0,0030	6	0,0005	3,5976	0,028

Fonte: Elaboração Própria

Para o ano 2003, o coeficiente da variável *MODIFIED* é negativo (-0,0358) e significativamente diferente de zero (Sig. t = 0,0345 < 0,05); assim, H_{10} : Coeficiente_{MODIFIED} $\neq$ 0 e Sig. F << 0,05 e H_{1A1} : (signo) Coeficiente_{MODIFIED} < 0 com Sig. F < 0,05. Isso significa que os relatórios de auditoria modificados têm impacto negativo nos preços das ações. Já para o ano 2005, o coeficiente da variável *MODIFIED* é positivo (0,0949) e significativamente diferente de zero em nível de 1% (Sig. t = 0,0033 < 0,01); assim, Coeficiente_{MODIFIED} $\neq$ 0 e Sig. F << 0,01 e H_{1A1} : (signo) Coeficiente_{MODIFIED} > 0 com Sig. F < 0,01. Consequentemente, nesse ano, os relatórios de auditoria modificados têm um impacto positivo nos retornos das ações. Assim, na Argentina, para o ano 2005 não tem-se uma justificção macroeconômica, política e/ou social que explique esse comportamento.

Tabela 24. Coeficientes e significância dos modelos de regressão linear Modelo_H1_A_Ano - Argentina.

Modelo_H1_A_Ano									
VARIÁVEL	Dados	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
Intercepto	β	0,0795	-0,5988	0,0239	0,0402	-0,0046	-0,3455	0,0415	-0,0506
	Valor t	1,0888	-1,3051	0,2058	0,5928	-0,1194	-13,083	0,7047	-2,1291
	$\alpha > t $	0,3179	0,2618	0,8403	0,5596	0,9060	0,0009	0,4904	0,0546
MODIFIED	β	-	-0,0870	-0,0512	-0,0358	-0,0067	0,0949	0,0260	-0,0112
	Valor t	-	-1,0841	-1,1910	-2,2607	-0,6202	8,5431	1,4928	-1,4698
	$\alpha > t $	-	0,3392	0,2566	0,0345	0,5420	0,0033	0,1538	0,1673
Δ EPS	β	0,0087	0,0142	0,0071	-0,0012	0,0008	0,1659	0,0000	0,0013
	Valor t	0,5368	0,5745	0,3994	-1,3041	1,7759	11,7393	0,3953	2,4761
	$\alpha > t $	0,6106	0,5963	0,6965	0,2063	0,0909	0,0013	0,6974	0,0291
MODIFIED x Δ EPS	β	-	0,0052	-0,0288	0,0015	-0,0086	-0,3026	0,0094	-0,0020
	Valor t	-	0,1841	-1,0042	1,4766	-1,3066	-13,135	2,1663	-1,8010
	$\alpha > t $	-	0,8628	0,3350	0,1546	0,2061	0,0009	0,0447	0,0968
ALAV	β	0,0058	-0,0192	0,0006	-0,0004	-0,0004	-0,0147	0,0004	0,0001
	Valor t	1,0920	-2,3155	1,3346	-1,2489	-1,0326	-13,491	2,0120	0,4869
	$\alpha > t $	0,3167	0,0815	0,2067	0,2254	0,3141	0,0008	0,0603	0,6350
LOSS	β	0,0018	0,3772	-0,0221	-0,0229	0,0181	5,1570	-0,0577	-0,0241
	Valor t	0,0937	3,3668	-0,9091	-1,2642	1,6338	13,7189	-3,2225	-2,6383
	$\alpha > t $	0,9283	0,0281	0,3811	0,2200	0,1179	0,0008	0,0049	0,0216
ln TA	β	-0,0067	0,0474	-0,0007	-0,0017	0,0006	0,0240	-0,0017	0,0044
	Valor t	-1,2283	1,7625	-0,0828	-0,3738	0,2423	12,9326	-0,4190	2,4883
	$\alpha > t $	0,2653	0,1382	0,9353	0,7122	0,8110	0,0009	0,6803	0,0285

Fonte: Elaboração Própria

É interessante observar que no ano 2005, além de o coeficiente de regressão da variável *MODIFIED* (0,0949) não rejeitar a hipótese nula H_{10} , os coeficientes de regressão de todas as outras variáveis são diferentes de zero e estatisticamente significativos. Em concreto, os coeficientes das variáveis ΔEPS (0,1659), de *MODIFIED* x ΔEPS (-0,3026) e de *ALAV* (-0,0147) são igualmente significativos em nível de 1%. Assim, $\text{Coeficiente}_{\Delta EPS} \neq 0$ e $\text{Sig. F} = 0,0013 \ll 0,01$; $\text{Coeficiente}_{ALAV} \neq 0$ e $\text{Sig. F} = 0,0008 \ll 0,01$ e $\text{Coeficiente}_{LOSS} \neq 0$ e $\text{Sig. F} = 0,0008 \ll 0,01$. Do anterior, pode-se asseverar que os investidores no ano 2005, na Argentina, consideraram na sua tomada de decisões tanto a informação contida nos relatórios de auditoria como a informação contida nas demonstrações contábeis e nas suas notas explicativas (variação interanual dos lucros, os lucros inesperados e o índice de alavancagem financeira).

Tabela 25. Avaliação dos pressupostos de regressão linear do Modelo *H1_A_Ano* na Argentina.

Testes aplicados no Modelo <i>H1_A_Ano</i>						
Ano	S-W		P-P		D-W	VIF/Tolerance
	Estatística	Sig. t	Estatística	Sig. t		
2000	0,895	0,162	2,329	0,161	1,681	1,205/ 0,830
2001	0,818	0,056	0,685	0,429	2,275	12,104/ 0,083
2002	0,904	0,058	0,273	0,608	2,081	7,080/ 0,141
2003	0,973	0,664	0,005	0,946	1,729	6,449/ 0,155
2004	0,973	0,672	0,456	0,506	2,112	1,229/ 0,814
2005	0,906	0,254	0,417	0,537	2,158	4,873/ 0,207
2006	0,967	0,591	0,178	0,677	1,748	1,367/ 0,732
2007	0,949	0,382	0,719	0,408	1,871	2,700/ 0,370

Fonte: Elaboração Própria

Observa-se da Tabela 25 os resultados dos diversos testes para avaliar os pressupostos de regressão linear para a análise por anos no caso argentino. Pode-se inferir desses resultados que: (i) não existem problemas de autocorrelação serial dos resíduos, segundo o teste Durbin-Watson (D-W); (ii) nem problemas de multicolinearidade (valor máximo do teste *Tolerance* e valor mínimo do teste VIF é próximo da unidade), (iii) nem resíduos heteroscedásticos, segundo o teste Pesarán-Pesarán (P-P) e (iv) se aceita o pressuposto da distribuição normal dos resíduos. Nesse último caso, o teste Kolmogorov-Smirnov (K-S) foi substituído pelo teste de normalidade Shapiro-Wilk (S-W), devido que a base amostral por ano na Argentina era sempre inferior a 30 observações (CORRAR et al., 2007).

Finalmente, e como realizado nas seções anteriores, no Quadro 8 se mostra um resumo dos resultados obtidos na presente seção. Em particular, no caso brasileiro, de sete anos analisados somente em três anos (2001, 2004 e 2006) se aceita a hipótese nula, que representa 43% dos casos. Essa porcentagem se reduz a 28,6% no caso argentino, onde nos anos 2003 e 2005 é confirmada a hipótese $H1_0$. Adicionalmente, em relação à primeira hipótese alternativa ($H1_{A1}$), ela não é rejeitada em 28,6% e 14,2% dos anos considerados, para o Brasil e a Argentina, respectivamente. Finalmente, para a segunda hipótese alternativa ($H1_{A2}$), ela não é confirmada em nenhum dos anos analisados.

Quadro 8. Resumo dos resultados obtidos mediante análise multivariável considerando a base amostral por país e por ano.

País	Hipótese testada	Ano	Resultado
Brasil	H1 ₀ : A divulgação dos relatórios de auditoria das empresas de capital aberto interfere no preço das ações negociadas em Bolsa de Valores; por conseguinte, o trabalho do auditor influi na dinâmica dos mercados acionários de cada país.	2000	NÃO ACEITA
		2001	ACEITA
		2002	NÃO ACEITA
		2003	NÃO ACEITA
		2004	ACEITA
		2006	ACEITA
		2007	NÃO ACEITA
	H1 _{A1} : A divulgação dos relatórios de auditoria modificados (com ressalva, adverso ou abstenção de opinião) tem um efeito negativo nos preços das ações negociadas nos mercados acionários de cada país.	2000	NÃO ACEITA
		2001	ACEITA
		2002	NÃO ACEITA
		2003	NÃO ACEITA
		2004	NÃO ACEITA
		2006	ACEITA
		2007	NÃO ACEITA
Argentina	H1 ₀	2001	NÃO ACEITA
		2002	NÃO ACEITA
		2003	ACEITA
		2004	NÃO ACEITA
		2005	ACEITA
		2006	NÃO ACEITA
		2007	NÃO ACEITA
	H1 _{A1}	2001	NÃO ACEITA
		2002	NÃO ACEITA
		2003	ACEITA
		2004	NÃO ACEITA
		2005	NÃO ACEITA
		2006	NÃO ACEITA

Continua...

Conclusão..

Brasil, Argentina	H1 _{A2} : Resultados iguais (relação auditoria – mercado acionário) são obtidos nos três países latino-americanos em estudo.	2007	NÃO ACEITA
		2000	NÃO ACEITA
		2001	NÃO ACEITA
		2002	NÃO ACEITA
		2003	NÃO ACEITA
		2004	NÃO ACEITA
		2005	NÃO ACEITA
		2006	NÃO ACEITA
		2007	NÃO ACEITA

Fonte: Elaboração Própria.

Para o caso colombiano, não foi considerado o teste da hipótese H1, por anos, devido ao fato que se tem um número muito reduzido de observações por ano (menor a seis dados), que pode ser uma base amostral não representativa da população que se deseja estudar.

5.3 TESTE DA HIPÓTESE H2

Nesta seção se apresentam os resultados do teste da segunda hipótese nula H2₀, segundo a qual a divulgação dos relatórios de auditoria das empresas de capital aberto afeta o preço das ações negociadas num mercado acionário latino-americano integrado (mercado acionário do Brasil, Argentina e Colômbia). O estudo utiliza as bases de dados do Brasil, da Argentina e da Colômbia, cuja descrição foi apresentada na Seção 5.1 do presente capítulo. Contudo, o estudo é desenvolvido desde o ano 2001 até o ano 2007, uma vez que para o mercado acionário da Colômbia somente existe informação a partir do ano 2001. Adicionalmente, o teste da hipótese se realiza através de uma análise multivariável como o desenvolvido na Seção 5.2.2.

O resultado da análise de regressão multivariável se apresenta na Tabela 26. Observa-se que em nível de significância de 5% somente a variável *ALAV* explicaria as variações anormais nos preços das ações de um mercado acionário integrado pelo Brasil, Argentina e Colômbia. Por conseguinte, e mantendo-se o observado nas seções anteriores, os relatórios de auditoria não é informação relevante para os investidores desse mercado acionário integrado. Portanto, a segunda hipótese nula é rejeitada, uma vez que H2₀ : Coeficiente_{MODIFIED} ≈ 0 e Sig. F =

0,084 > 0,05. Além disso, pode acontecer o fato de que informação privilegiada ou antecipo de informação fazem que outras variáveis como *ΔEPS* e *LOSS* não expliquem os retornos anormais acumulados.

Tabela 26. Resultados da regressão para o Modelo H2_BAC_2001-2007 na América Latina.

Modelo_H2_BAC 2001-2007		Coeficientes não- estandardizados		Coeficientes estandardizados	t	Sig.	Colinearidade	
		β	Std. Error	$\beta_{standard}$			Tolerância	VIF
1	(Constant)	-0,007	0,017		-0,426	0,670		
	MODIFIED	-0,11	0,006	-0,074	-1,730	0,084	0,903	1,107
	ΔEPS	2,1e-5	0,0000	0,012	0,295	0,768	0,971	1,030
	MODIFIED x ΔEPS	-0,0003	0,0004	-0,034	-0,808	0,419	0,957	1,045
	ALAV	0,0002	0,0000	0,110	2,700	0,007	0,997	1,003
	LOSS	-0,009	0,006	-0,069	-1,602	0,110	0,886	1,128
	ln TA	0,0004	0,001	0,015	0,364	0,716	0,955	1,047

Variável Dependente: CAR

Fonte: Elaboração Própria.

Tabela 27. Avaliação dos pressupostos de regressão linear do Modelo_H2_BAC_2001-2007 na América Latina.

Pressuposto	Teste	Estatística	Sig. t	Avaliação (nível de significância de 5%)
Normalidade dos resíduos	Kolmogorov- Smirnov	2,034	0,100	Se aceita a hipótese nula para normalidade de resíduos
Homoscedasticidade dos resíduos	Pesarán-Pesarán	2,026	0,155	Se aceita a hipótese nula para homoscedasticidade
Ausência de correlação serial nos resíduos	Durbin-Watson	1,996	---	Ausência de autocorrelação serial
Multicolinearidade entre variáveis independentes	Máximo VIF / mínima <i>Tolerance</i>	1,107/ 0,903	----	Sem multicolinearidade

Fonte: Elaboração Própria.

Entretanto, se um nível de significância de 11% fosse permitido, a conclusão seria oposta à expressada no parágrafo anterior, já que os coeficientes *MODIFIED* e *LOSS* seriam negativos e significativamente diferentes de zero. O anterior implica que os relatórios de auditoria modificados, os anúncios de lucros negativos e o índice de alavancagem financeira explicam

os valores da variável dependente *CAR*. Neste caso, a segunda hipótese nula seria aceita onde $H_{20} : \text{Coeficiente}_{\text{MODIFIED}} \neq 0$ e $\text{Sig. F} = 0,084 < 0,11$. Contudo, esse resultado não teria correspondência com os obtidos na Seção 5.2.2, uma vez que se observou que em nível de significância de 11% somente na Argentina a primeira hipótese nula H_{10} seria aceita, e nos outros dois países ela seria rejeitada.

Como nos outros casos, os pressupostos do modelo de regressão linear Modelo_H2_BAC_2001-2007 foram analisados. Esses resultados são resumidos na Tabela 27, onde é observado que todos os pressupostos foram verificados.

6. CONSIDERAÇÕES FINAIS E RECOMENDAÇÕES PARA FUTURAS PESQUISAS

Nesta pesquisa se analisou o impacto que os relatórios de auditoria exercem no mercado acionário de alguns países da América latina; em particular, no Brasil, Colômbia e Argentina, sendo este o primeiro trabalho que aborda a relação auditoria e mercados acionários em cada um desses países.

A pesquisa foi desenvolvida utilizando uma metodologia de estudo de evento, na qual se avaliam os efeitos de um determinado acontecimento ou evento numa data determinada; especificamente, o evento está representado pela divulgação dos relatórios de auditoria das companhias de capital aberto e seu efeito é avaliado pela variação do preço ou volume de suas ações negociadas no principal mercado acionário de cada um dos países em estudo. Mediante essa metodologia se testam as hipóteses propostas na pesquisa. As hipóteses estiveram divididas em numa hipótese principal (H1) e numa hipótese secundária (H2). Lembrando, a hipótese H1 diz que a divulgação dos relatórios de auditoria das empresas de capital aberto interfere no preço das ações negociadas em bolsa de valores; por conseguinte, o trabalho do auditor influi na dinâmica dos mercados acionários de cada país. Por outro lado, a hipótese H2 diz que a divulgação dos relatórios de auditoria das empresas de capital aberto interfere no preço das ações negociadas num mercado acionário latino-americano integrado (mercado acionário do Brasil, Argentina e Colômbia),

Para testar as anteriores hipóteses se realizam duas análises, utilizando o conjunto de observações finais obtidas após um processo de filtragem da amostra inicial. A primeira é uma análise univariável, onde são utilizadas técnicas de correlação. Já a segunda é uma análise multivariável que emprega técnicas de regressão linear. Neste último caso, duas abordagens diferentes são empregadas: (i) regressão da amostra completa, considerando todo o período em estudo para cada país (ano 2000 até 2007, caso argentina e Brasil; e desde o ano 2001 até 2007, para o caso da Colômbia) e (ii) regressão por cada ano para os países de Brasil e Argentina. No caso da Colômbia não se realizou essa última abordagem devido às poucas observações por ano.

Em particular, para o caso do Brasil é utilizada uma base amostral de 399 observações, para o período 2000-2007. Para o caso brasileiro, a presente pesquisa não encontrou evidência que validasse a primeira hipótese nula, a qual afirma que o relatório de auditoria das companhias de capital aberto participantes da BM&FBOVESPA afeta o preço das suas ações. Essa conclusão foi obtida após se verificar, mediante um estudo univariável e multivariável, que os retornos anormais obtidos pelas empresas durante o período de estudo não são explicados pela variável *MODIFIED*; assim, estatisticamente, a variável *MODIFIED* e a variável *CAR*, no caso brasileiro, não estão correlacionadas e, num modelo de regressão, a variável *MODIFIED* não é significativa em nível convencional de 5%.

Já para o caso da Argentina, a base amostral consistiu de 149 observações, abrangendo desde o ano 2000 até o ano 2007. Ao contrário do caso brasileiro, os resultados mostraram que o relatório do auditor impacta no mercado acionário representado pela Bolsa de Comércio de Buenos Aires, já que a hipótese nula foi aceita tanto na análise univariável (ver Quadro 6) quanto na multivariável (vide Quadro 7). Da mesma forma, a primeira hipótese alternativa também foi aceita, a qual avalia se a divulgação dos relatórios de auditoria modificados tem um efeito negativo nos preços das ações negociadas no mercado acionário. Esse é um resultado esperado, uma vez que os relatórios de auditoria modificados, na datas dentro da janela de evento, deveriam produzir uma redução anormal nos retornos das suas respectivas ações.

Por ultimo, o mercado acionário da Colômbia representou a menor base amostral, com 51 observações, o que é consistente com o tamanho da sua economia em relação aos outros dois países em estudo. Na Colômbia, o estudo somente foi realizado desde o ano 2001 até 2007, uma vez que o mercado acionário representado pela BVC teve início no ano 2001. Por outro lado, as duas análises estatísticas (univariável e multivariável), para o caso da Colômbia, demonstraram que o trabalho do auditor não é considerado uma ferramenta importante para a tomada de decisões por parte dos investidores participantes da BVC, já que os resultados mostraram que a relação entre as variáveis *CAR* e *MODIFIED* é positiva e não é estatisticamente significativa.

Contudo, ao se realizar o estudo num período relativamente longo, como o utilizado neste trabalho de oito anos, o efeito global dos relatórios de auditoria poderia ficar “oculto” pelas mudanças macroeconômicas, tendências culturais, mudanças em políticas governamentais,

entre muitos outros fatores. Por esse motivo, decidiu-se realizar o estudo em períodos mais curtos; em particular, avaliou-se por ano o impacto dos relatórios de auditoria em cada país, exceto na Colômbia, onde a base amostral por ano é muito reduzida (no máximo 10 observações por ano) e, por conseguinte, representa uma amostra pouco representativa da população em estudo.

Os resultados por ano confirmaram a conclusão de que os relatórios de auditoria não impactam significativamente o mercado acionário BM&FBOVESPA, uma vez que, dos oito anos analisados, somente em três anos (2001, 2004 e 2006) a variável *MODIFIED* mostrou-se estatisticamente significativa. Inesperadamente, na Argentina, dos oito anos analisados somente em dois (2003 e 2005) se confirma a hipótese nula. Esse resultado, aparentemente, estaria em contradição com os dados obtidos ao se realizar a análise em conjunto desde o ano 2000 até o ano 2007. No entanto, deve-se destacar que nos anos 2003 e 2005 se apresentou o maior número de relatórios de auditoria modificados; em particular, somente nesses dois anos se apresentaram 40% do total de relatórios de auditoria modificados reportados desde o ano 2000 até o ano 2007 (37 relatórios de auditoria modificados), ver tabela B.11 do apêndice B. Em consequência, esses dois anos são bastante representativos de todo o período de estudo. Os resultados dos testes da primeira hipótese (H1), por anos, são resumidos no Quadro 9.

Quadro 9. Impacto do relatório de auditoria no preço das ações por ano.

PAÍS	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
BRASIL	N.S	Impacto Negativo	N.S	N.S	Impacto Positivo	N.S	Impacto Negativo	N.S
ARGENTINA	N.S	N.S	N.S	Impacto Negativo	N.S	Impacto positivo	N.S	N.S

N.S: Não significativo

IN: O relatório de auditoria modificado impacta o mercado acionário, diminuindo o preço das ações.

IP: O relatório de auditoria modificado não impacta o mercado acionário, aumentando o preço das ações.

Do exposto anteriormente, e considerando o resumo dos testes de hipóteses apresentados nos Quadros 9 e 10, pode-se generalizar que os relatórios de auditoria somente impactam o mercado acionário da Argentina, e são de pouca importância para o investidor dos mercados acionários do Brasil e da Colômbia. Vale aclarar que essa é uma conclusão robusta, uma vez que esses resultados são obtidos tanto pela análise univariável e multivariável e quando o estudo é realizado por anos ou em conjunto desde o ano 2000 até o 2007.

Quadro 10. Impacto do relatório de auditoria no preço das ações anos 2000- 2007

PAÍS	ANÁLISE UNIVARIADA	ANÁLISE MULTIVARIADA
BRASIL	Não Impacta	Não Impacta
ARGENTINA	Impacto Negativo	Impacto Negativo
COLÔMBIA	Não Impacta	Não Impacta

Por outro lado, a segunda hipótese principal alternativa ($H1_{A2}$) é rejeitada, a qual testa se resultados iguais (relação auditoria – mercado acionário) são obtidos nos três países latino-americanos em estudo. Especificamente, resultados diferentes foram obtidos nos três países (ver Quadro 10 e 9). Do anterior pode-se afirmar que para chegar a uma conclusão em nível latino-americano ter-se-ia que fazer a análise de todos e cada um dos países que conformam essa região, já que, como nos estudos relacionados com a União Européia, e como foi apresentado na Seção 1.2, se confirma que para cada mercado acionário se obtém conclusões diferentes em relação ao impacto dos relatórios de auditoria.

6.1 TRABALHOS FUTUROS

A presente tese mostra um estudo abrangente do impacto do trabalho do auditor em diversos mercados acionários da América Latina, abrangente no sentido que: (i) não limitou o estudo a um país em particular e sim, pelo contrário, analisou o impacto desse trabalho em três países da América Latina, (ii) utilizou um período de estudo de 8 (oito) anos, o qual é superior à média dos trabalhos reportados na literatura (ver o Quadro 4), a qual é de 6 anos e, além disso, (iii) utilizou uma janela de evento de cinco dias, superior ao nível convencional de três dias. Contudo, o trabalho não está isento de delimitações que dão origem à proposta de trabalhos futuros. Em particular:

(i) Devido que foram obtidos resultados diferentes para os três países em questão, o estudo pode-se ampliar a todos os países que conformam a América latina. Assim, poder-se-ia obter um resultado mais conclusivo em nível latino-americano. Nesse sentido, o estudo também poderia ser desenvolvido considerando os países integrados num único mercado acionário; por exemplo, avaliar o impacto do auditor no mercado acionário conformado pela Colômbia, Peru e Chile, atualmente unificados no MILA.

(ii) Um estudo interessante consiste em analisar a eficiência dos mercados acionários da América Latina, eficiência refletida na “rapidez” da resposta dos investidores a uma nova

informação de auditoria disponível, promovendo mudanças no preço das ações da empresa da qual foi divulgado o relatório. Especificamente, para determinar essa “rapidez” pode-se realizar o mesmo estudo apresentado nesta tese, mas utilizando diversos tamanhos de janelas de eventos. O anterior também serviria para confirmar a divulgação de informação privilegiada ou antecipada à data de divulgação dos relatórios de auditoria.

(iii) Além de realizar o estudo durante todo o período 2000-2007 e por anos, pode-se dividir os relatórios de auditoria segundo a severidade da sua informação (com ressalva, opinião adversa ou abstenção de opinião). Contudo, essa é uma tarefa difícil de desenvolver em países diferentes do Brasil, já que o tamanho das bases amostrais é muito reduzido para permitir uma maior discretização da informação (além de relatórios modificados e não-modificados).

(iv) Por último, o estudo poder-se-ia desenvolver, mais que de uma perspectiva estatística, desde uma perspectiva “social”, ao se desenvolver questionários que permitam conhecer o impacto dos relatórios de auditoria diretamente das opiniões dos participantes dos mercados acionários; por exemplo, investidores, corretores de bolsa e todos os agentes que interfiram nesses mercados de ações.

REFERÊNCIAS

- ALDERMAN, C.W. The Role of Uncertainty Qualifications: Evidence to Support the Tentative Conclusions of the Cohen Commission. **Journal of Accountancy**, Vol. 144, pp. 97-100, 1977.
- AMEEN, E.; CHAN, K. e GUFFEY, D. Information content of qualified audit opinions for over-the-counter firms. **Journal of Business Finance and Accounting**; v.21, n.7, pp. 997-1011, 1994.
- ANTUNES, J. **Contribuição ao estudo da avaliação de risco e controles internos na auditoria de demonstrações contábeis no Brasil**. São Paulo, 1998. Dissertação (Mestrado em Ciências Contábeis) – Programa de Pós-Graduação em Ciências Contábeis, Departamento de Contabilidade e Atuária, Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo.
- ARAÚJO, F.J. Finalidade e utilidade do parecer de auditoria independente para os investidores. **Revista Brasileira de Contabilidade**; Maio/Junho. pp. 21-23. 2000.
- _____. Compreensão do parecer do auditor independente no Brasil. **Revista Brasileira de Contabilidade**; Janeiro/Fevereiro. pp. 71-81. 2003.
- BALL, R.; BROWN, P. An Empirical Evaluation of Accounting Income Numbers. **Journal of Accounting Research**; v. 6, pp. 159-178, 1968.
- BALL, R. Anomalies in Relationships between Securities' Yields and Yield-surrogates. **Journal of Financial Economics**; v.6, pp. 103-126, 1978.
- BALL, R.; WALKER R.G.; WHITTRED, G.P. Audit qualifications and share prices. **Abacus**, v.15, pp. 23-34, 1979.
- BAMBER, L.S. Unexpected earnings firm size and trading volume around quarterly earnings announcements. **Accounting Review**, v.62, pp. 510-532, 1987.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL – **BACEN**. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/>>. Acesso em: 7/08/2009.
- BANCO DE LA REPUBLICA – Colômbia. Disponível em: <<http://www.banrep.gov.co>>. Acesso em: 23/11/2009.
- BANCO MUNDIAL. Disponível em: <<http://datos.bancomundial.org/indicador>>. Acesso em: 15/11/2010.

BANZ, R. The relationship between return and market value of common stocks. **Journal of financial Economics**; v. 9, pp. 3–18, 1981.

BASKIN, E.F. The communicative Effectiveness of Consistency exceptions. **The Accounting Review**, Vol. 47. p.p. 38-51 1972.

BANKS, D. e KINNEY, W.R. Loss Contingency Reports and Stock Prices: An Empirical Study. **Journal of Accounting Research**; Vol. 20, pp. 240-254, 1982.

BEDARD, J.; COULOMBE, D.; COURTEAU, L. Demand and Supply of Auditing in IPOs: An Empirical Analysis of the Québec Market. **International Journal of Auditing**; v.4, pp.227-245;2000

BEAVER, W. Market prices, financial ratios, and the prediction of failure. **Journal of Accounting Research**; v.6:2, pp.179–192; 1.968.

_____. **Financial reporting: an accounting revolution**. Prentice-Hall Int., Inc. New Jersey, 1989.

BERNARD, V.; THOMAS J. Post-earnings-announcement drift: delayed price response or risk premium; **Journal of Accounting Research**;, 27:3, 1–36; 1989.

_____.Evidence that stock prices do not fully reflect the implications of current earnings for future earnings. **Journal of Accounting and Economics**; Amsterdam, p.p. 305-341, Dec, 1990.

BERNARDO, H. P. **Avaliação empírica do efeito dos anúncios trimestrais do resultado sobre o valor das ações no mercado brasileiro de capitais – um estudo de evento**. Tese (Mestrado em Ciências Contábeis) – Programa de Pós-Graduação em Ciências Contábeis, Departamento de Contabilidade e Atuária, Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo; FEA/USP. 2001.

BEZERRA, F. A.; LOPES, A. B. Lucro e preço das ações. In: IUDICIBUS, S.; LOPES, A. B. (Coords.). **Teoria Avançada da Contabilidade**. São Paulo: Atlas, 2004.

BHARDWAJ, R.; BROOKS, L. Dual betas from bull and bear markets: reversal of the size effect. **Journal of Financial Research**. V.16, pp. 269–83, 1993.

BLANCO, Y. L. **Manual de auditoria y revisoría fiscal**. Santafé de Bogotá: Ecoe 2004.

BOLSA DE COMERCIO DE BUENOS AIRES – **BCBA**. Disponível em: <<http://www.bolsar.com/NET/principal/contenido.aspx>>. Acesso em: 12/04/2010.

BOLSA DE VALORES DE COLOMBIA – **BVC**. Disponível em: <<http://www.bvc.com.co/pps/tibco/portalbvc/Home/Empresas/Listado+de+Emisores?action=dummy>>. Acesso em: 15/08/2010.

BOLSA DE VALORES DE SÃO PAULO – **BM&FBOVESPA**. Disponível em: <<http://www.bovespa.com.br>>. Acesso em: 15/08/2008.

BOLSAR. Base de dados da Argentina. Disponível em: <<http://www.bolsar.com/net/principal/contenido.aspx>>. Acesso em: 15/11/2010.

BOYNTON, W. C.; JHONSON, R.; KELL, W. **Modern Auditing**. 7. Ed. New York; Chichester : Wiley, 2001.

BROWN, L. D.; HAGERMAN, R.L.; GRIFFIN, P.A.; ZMIJEWSKI, M.E. An evaluation of alternative proxies for the market's assessment of unexpected earnings. **Journal of Accounting and Economics**; v.9, pp. 159–93, 1987.

BROWN, P; KENNELLY, J. The information content of quarterly earnings: an extension and some further evidence. **The Journal of business**, Vol. 45, Nº3, p.p 403-415, July.1972.

BROWN, S. J. e WARNER, J. B. Measuring security price performance. **Journal of Financial Economics**; v.8, pp. 205-258, 1980.

BROMWICH, M. **Financial Reporting, Information and Capital Markets**. Pitman Publishing: London. 1992.

BURNS, J. A influência da emissão de relatórios externos sobre as decisões gerenciais. **Boletim do Ibracon**. Fevereiro. pp. 7-9. 1997.

CAMPBELL, J. Y.; LO, A. W; MACKINLAY, A. C. **The Econometric of Financial Markets**. Princeton, New Jersey: Princeton university Press, 1997.

CARLSON, S.; GLENZEN, M. e BENEFIELD, M. An investigation of investor reaction to the information content of a going concern audit report while controlling for concurrent financial statement disclosures. **Quarterly Journal of Business and Economics**; v.37, n.3, 1998.

CASAL, M. A. **Auditoria Integral**. In: WAITEIN, Mario. (org) Auditoria temas selecionados. [s.l], Macchi, 1999.

CARVALHO, L. N. **Limitações ao poder de comunicação do parecer dos Auditores Independentes sobre Demonstrações Contábeis no Brasil**. Dissertação (Mestrado em Ciências Contábeis) – Programa de Pós-Graduação em Ciências Contábeis, Departamento de

Contabilidade e Atuária, Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo; São Paulo, 1989.

CEPEDA, G. **Auditoria y control interno**. Santa fé de Bogotá: Mc Graw Hill, 1997.

CHAN, Y.K. WALTER, T.S. Qualified Audit Reports and Costly Contracting. Asia Pacific **Journal of Management**. Vol. 31, pp. 37-63, 1996.

CHEN, C.; SU, X. e ZHAO, R. An emerging market's reaction to initial modified audit. Opinions: evidence from the Shangai stock exchange. **Contemporary Accounting Research**. v.17, n.3, pp. 429-455, 2000.

CHEN, K.; B. CHURCH. Going concern opinions and the market's reaction to bankruptcy filings. **The Accounting Review**, v.71:1, 117-128; 1996.

CHOI, S.; JETER, D. The effects if qualified audit opinions on earnings response coefficients. **Journal of Accounting and Economics**; v.15, n.2, pp. 229-247, 1992.

CHOW, C.W.; RICE, S.J. Qualified audit opinions and share prices – an investigation Auditing: **A Journal of Practice & Theory**. v.1, pp. 35-53, 1982.

COMISSÃO DE VALORES MOBILIÁRIOS – CVM (Brasil). Disponível em: <<http://www.cvm.org/>>. Acesso em:15/08/2009.

COMISION NACIONAL DE VALORES – CNV (Argentina). Disponível em: <<http://www.cnv.gob.ar/>>. Acesso em:15/04/2010.

CONRAD, J; KAUL, G. Long – Term market overreaction or biases in computed return. **Journal of Finance**. v. 48, N°4, p.p. 39-63, march. 1993.

CONSEJO TÉCNICO DA LA CONTADURÍA PUBLICA. **Normas de auditoria, ética y revisoría fiscal: Pronunciamentos 1 – 7**. Santafé de Bogotá: [s.n], 1995.

CONSELHO FEDERAL DE CONTABILIDADE – CFC. Disponível em: <<http://www.cfc.org.br/sisweb/sre/Confirmacao.aspx>> Acesso em: 12/07/2010.

CORRAR, L.; PAULO, E.; FILHO, J. M. (Coord). **Análise Multivariada**. São Paulo: Atlas, 2007.

CORHAY, A.; RAD, A. T. Conditional Heterokesdasticity Adjusted Market model and na Event Study. **The Quartely Review of Economics and Finance**; v.36(4), p.p. 529-538, 1996.

CORTES, S. M. Como fazer análise qualitativa de dados. In: BÊRNI, D. de Á. (org.). **Técnicas de pesquisa em economia: transformando curiosidade em conhecimento**. São Paulo: Saraiva, 2002.

CRASWELL, A. Studies of the information content of qualified audit reports. **Journal of Business Finance and Accounting**; v.12, n.1, pp. 93-115, 1985.

DAVIS, R. An Empirical Evaluation of Auditors Subject-to Opinions. Auditing: **A Journal of Practice and Theory**; v. 2, pp. 13-32, 1982.

DEFOND, M., WONG, T. J., LI, S. The Impact of Improved Auditor Independence on Audit Market Concentration in China. **Journal of Accounting and Economics**; v. 28, pp. 269-305, 2000.

DHAWAN, R. Firm size and productivity differential: theory and evidence from a panel of us firms. **Journal of economic behavior and organization**; v. 44, pp. 269-293; 2001

DODD, P., DOPUCH, N., HOLTHAUSEN, R.; LEFTWICH, R. Qualified Audit Opinions and Stock Prices: Information Content, Announcement Dates and Concurrent Disclosures. **Journal of Accounting and Economics**; v. 6, pp. 3-38, 1984.

DOPUCH, N.; HOULTHAUSEN, R.; LEFTWICH, R. Abnormal stock returns associated with media disclosures of “subject to” qualified audit opinions. **Journal of Accounting and Economics**; v.8, n.2, pp. 93-117, 1986.

DYE, R. A. An Evaluation of “Essays on Disclosure” and the disclosure literature in accounting. **Journal of Accounting & Economics**. v.12, p.480-511.1990.

DYE, R., Auditor Status, legal Liability, and Auditor Wealth. **Journal of Political Economy**, P. 887-914. 1993.

ELLER, R. A influência da auditoria interna na tomada de decisões. **Revista Brasileira de Contabilidade**. Março/Abril. pp. 90-97. 2001.

ELLIOTT, J.A. Subject to audit opinions and abnormal security returns – outcomes and ambiguities. **Journal of Accounting Research**. v. 20, pp. 617-38, 1982.

FAMA, E.F. Behavior of Stock Market Prices. **The Journal of Business**. v.28, p.p. 34-105. 1965.

_____. Efficient Capital markets: a review of theory and empirical work. **Journal of Finance**, v. 25, dez. 1969.

_____. Efficient capital Markets: A review of theory and empirical work. **The Journal of Finance**. v. 25, Num. 2, p.p 383-417. Chicago: University of Chicago, 1970.

_____. Efficient Capital Markets II. **The Journal of Finance**; December, v.XLVI, n.5, 1991.

FAMA, E. F.; JENSEN, M. C.; FISHER, L.; ROLL, R. The adjustment of stock prices to new information. **International Economic Review**; v. 10, Nº1. p.p 1-21. 1969.

FAMA, E. F., FRENCH, K. R. The cross section of expected stock returns. **The Journal of Finance**. v. 47, nº2, June, p.p 427- 465, 1992.

FAMA, E.; LAFFER, A Information and capital markets. **Journal of Business**, v.44:3, 289–298, 1971.

FARGHER, N.L., WILKINS, M.S. Evidence on Risk Changes around Audit Qualification and Qualification Withdrawal Announcements. **Journal of Business Finance & Accounting**; v. 25, pp. 829-847, 1998.

FAVERO, L. P.; BELFIORE, P.; LOPES, F. S.; CHAN, B. L. **Análise de dados: Modelagem multivariada para toma de decisões**. Rio de Janeiro: Elsevier, 2009.

FINNERTY, J.E., OLIVER, T.W. The Impact of Qualified Audit Opinions on Systematic Risk. **Advances in Financial Planning and Forecasting**; v. 1, pp. 293-305, 1985.

FIELDS L. P.; WILKINS, M.S. The information content of withdrawn audit qualifications : new evidence on the value of “subject-to” opinions. **Auditing: A Journal of practice and Theory**, v. 10:2 (fall) pp. 62-69; 1991.

FIRTH, M.A., Qualified Audit Reports: Their Impact on Investment Decisions. **Accounting Review**, v. 53, pp. 642-650, 1978.

FLEAK, S., WILSON, E. The Incremental Information Content of the Going-Concern Audit Opinion. **Journal of Accounting, Auditing, and Finance**. v. 9, pp. 149-166, 1994.

FOSTER, G. Quarterly Accounting Data: Time Series Properties and Predictive – Ability Results. **The Accounting Review**, v. 52, pp. 1-20, Jan, 1977.

FRANCO, H.; MARRA, E. **Auditoria contábil**. 3. ed. São Paulo: Atlas, 2000.

FRENCH, K. R.; ROLL, R. Stock return variances: the arrival of information and the reaction of traders. **Journal of Financial Economics**. v. 17, p.p. 5-26. 1986.

FROST, C. Uncertainty-modified audit reports and future earnings. **Auditing: A Journal of practice and Theory**; v.13:1, p.p. 22–35; 1994.

GIL, A. C. **Como elaborar projeto de pesquisa**. São Paulo: Atlas, 1996.

_____. **Métodos e técnicas de pesquisa social**. São Paulo: Atlas, 1994.

GYSIN, L. M.; **Mercado de Valores de Buenos Aires: Modulo para participantes**; Instituto Argentino del Mercado de Capitales – Merval, Buenos Aires; 2005.

GITMAN, L. J. **Princípios de administração financeira**. 7. ed. São Paulo: Harbra, 1997.

GUJARATI, D.N. **Econometria básica**. MAKRON books: São Paulo. 2000.

HAIR, J.; ANDERSON, R.; TATHAM, R.; BLACK, W. **Análise Multivariada de dados**. 5 ed. São Paulo, 2005.

HAY, D.; DAVIS, D. The voluntary choice of an auditor of any level of quality. **Auditing: A Journal of Practice and Theory**, v.23:2, 39–55; 2004.

HAW, I.M.; QI, D.; WU, W. Timeliness of Annual Report Releases and Market Reaction to Earnings Announcement in an Emerging Capital Market: The Case of China. **Journal of International Financial and Accounting**, v. 11, pp. 108-131, 2000.

_____. The market consequences of voluntary auditing: evidence from interim reports in china. **Working Paper**, Texas Christian University, 2003.

HENDRIKSEN, E. S., VAN BREDÁ, M. F. **Teoria da contabilidade**. São Paulo: Atlas, 1999.

HERBOHN, K.; RAGUNATHAN, V.; GARSDEN, R. The horse has bolted: revisiting the market reaction to going concern modifications of audit reports. **Accounting and Finance**, v.47:3, 473–493; 2007.

HIGSON, A. **Corporate financial reporting – theory & practice**. Sage Publications Ltd. London; 2003.

HILL, C.; GRIFFITHS, W.; JUDGE, G. **Econometria**. São Paulo: Saraiva, 1999.

HOLDER-WEBB, L.; WILKINS, M. The incremental information content of SAS No. 59 going-concern opinions. **Journal of Accounting Research**, v.38:1, 209–219; 2000.

HUBERMAN, G. A Simple Approach to Arbitrage Pricing Theory. **Journal of Economic Theory**. v. 28, nº 1. 1982.

INSTITUTO DOS AUDITORES INDEPENDENTES DO BRASIL – **IBRACON**. Disponível em: <<http://www.ibracon.com.br/>>. Acesso em: 15/08/2009

IFAC. INTERNATIONAL FEDERATION OF ACCOUNTANTS. **Handbook of international auditing, assurance, and ethics pronouncements**. New York: [s.n], 2005.

_____. **Handbook of international Quality Control, auditing, review, other assurance, and related services pronouncements**; I Edition part I. New York: [s.n], 2010.

JEGADEESH, N.; LIVNAT, J. Post-earnings-announcement drift: the role of revenue surprises. **Financial Analyst Journal**, v. 62:2, 22–34; 2006.

JONES, F. The information content of the auditor's going concern evaluation. **Journal of Accounting and Public Policy**, v.15:1, 1–27; 1996.

JUNTA CENTRAL DE CONTADORES - Colômbia. Disponível em: <<http://www.jccconta.gov.co/>>. Acesso em: 27/04/2009.

KAUSAR, A., TAFFLER, R.; Tan, C. The going-concern market anomaly. **Journal of Accounting Research**; v. 47: 1, 213–239; 2009.

KIGER, J. Na empirical investigation of NYSE volume and price reactions to the announcements of quarterly earning. **Journal of Accounting Research**. p.p. 113-128, Spring 1972.

KLOECKNER, G.O. Estudos de evento: a análise de um método. **Revista de Administração Contemporânea**. v.1, n.2, pp.261-270, 1995.

KPMG FORENSIC SERVICES. **A fraude no Brasil – Relatório de pesquisa 2004**. Brasil, disponível em <http://www.kpmg.com.br>. 2004. Acesso em: 27/07/2010.

KURONUMA, A. M.; LUCCHESI, E. P.; FAMA, R. Retornos Anormais Acumulados das Ações no Período Pós-Pagamento de Dividendos: Um Estudo Empírico no Mercado Brasileiro. In: Quarto Congresso USP de Controladoria e Contabilidade, 2004, São Paulo. Mercados Financeiros de Crédito e de Capitais, **Anais eletrônicos**. São Paulo; 2004.

LEITE, H. P.; SANVICENTE, A. Z. **Índice Bovespa: um padrão para os investimentos brasileiros**. São Paulo, Atlas. 1995.

LEROY, S. Efficient capital Markets and Martingales. **Journal os Economic literature**. v.27, p.p. 1583-1961. Dec, 1989.

LEV, B. On the usefulness of earnings and earnings research: lessons and directions from two decade of empirical research. **Journal of Accounting Research**; v. 27:3, 153–192; 1989.

LIVNAT, J.; ZAROVIN, P. The incremental information content of cash-flow components. **Journal of Accounting and Economics**, v. 13:1, 25–46; 1990.

LIN, Z.J., TANG Q., XIAO J. An Experimental Study of Users' Responses to Qualified Audit Reports in China. **Journal of International Accounting, Auditing and Taxation**. v. 12, pp. 1-22, 2003.

LOPES, A. B.; MARTINS, E. **Teoria da Contabilidade: Uma nova abordagem**. São Paulo. Editora, Atlas 2005.

LOUDDER, M.L., KHURANA, I.K., SAWYERS, R.B., CORDERY, C., JOHNSON, C., LOWE, J. and WUNDERELE, R. The Information Content of Audit Qualifications, Auditing. **A Journal of Practice and Theory**; v. 11, pp. 69-82, 1992.

MACKINLAY, A.C. Event studies in economics and finance. **Journal of Economic Literature**. March, v.XXXV, pp. 13-39, 1997.

MANTILLA, S. A. **Auditoria**. Bogotá: Ecoe, 2004.

MARTINS, G. A.; LOPES, R. P. **Manual para elaboração de trabalhos acadêmicos**. São Paulo: Atlas, 2001.

_____. **Manual para elaboração de monografias e dissertações**. 3. ed. São Paulo: Atlas, 2002.

MARTINEZ, M.; MARTINEZ, A. e BENAÚ, M. Reaction of the Spanish capital market to qualified audit reports. **European Accounting Review**. v.13, n.4, pp. 93-117, 2004.

MAY, R. The influence of quarterly earning announcements on investor decision of reflected in common stock price changes. **Journal of Accounting Research**, Supplement, p.p. 119-163. 1971.

MENON, K.; WILLIAMS, D. The insurance hypothesis and market prices. **The Accounting Review**, v.69:2, 327–342; 1994.

MITTELSTAEDT, H., REGIER, P.; CHEWING, E.; PANY, K. Do consistency modifications provide information to equity markets? **Auditing: A Journal of Practice and Theory**, v. 11:1, 83–98; 1992.

MORSE, D. Price and trading volume reaction surrounding earning announcements: a closer examination. **Journal of Accounting Research**, p.p. 374-384, 1981.

MUTCHLER, J. Auditor's perceptions of the going-concern opinion decision. **Auditing: A Journal of Practice and Theory**, v. 3:2, 17–30; 1984.

NASER, K., NUSEIBEH, R.; AL-HUSSAINI, A. Users' perceptions of various aspects of Kuwaiti corporate reporting. **Managerial Auditing Journal**, v.18:6–7, 599–617; 2003.

OGNEVA, M.; SUBRAMANYAM, K. Does the stock market underreact to going concern opinions? Evidence from the U.S. and Australia. **Journal of Accounting and Economics**, v. 43:1, 439–452; 2007.

O'REILLY, D., LEITCH R.; TUTTLE B. An experimental test of the interaction of the insurance and information-signaling hypothesis in auditing. **Contemporary Accounting Research**, v.23:1, 267–289; 2006.

OU, J.; PENMAN, S. Financial statement analysis and the prediction of stock returns. **Journal of Accounting and Economics**, v.11:4, 295–329; 1989.

PATELL, J. M. Corporate Forecasts of Earnings Per Share and Stock Price Behavior: Empirical Tests. **Journal of Accounting Research**; v. 14(2), p p 246-276. Autumn, 1976.

PATELL, J.; WOLFSON, M. Anticipated information releases reflected in call option prices. **Journal of Accounting and Economics**. p.p. 117-140, Aug.1979.

_____. The ex-ante and ex- post price effects of quarterly earnings announcements reflected in option and stock prices. **Journal of Accounting Research**, p.p. 434-458, Autumn. 1981.

PEI D., OPONG, K., HAMILL, P. An Analysis of the Information Content of Qualified Audit Reports: Evidence from China's Shenzhen Market. **Working Paper**, 2004.

PINTO, E. B. **Auditoria integral** Bogotá: Roesga, 2003.

PORTAFOLIO. **La Bolsa de Colombia gana mercado en América Latina**. Bogotá. Disponível em: www.eltiempo.com.co. Publicado: 06/02/2006. Acesso em: 08/03/2009.

REILLY, F. **Investment analysis and portfolio management**. The Dryden Press, 4º Ed. 1994.

REINGANUM, M. Misspecification of capital asset pricing: empirical anomalies based on earnings yields and market value. **Journal of Financial Economics**. v. 9, pp. 19–46, 1981.

_____. A revival of the small-firm effect. **Journal of Portfolio Management**. v.18, pp. 55–62, 1992.

RICARDINO, Á.; CARVALHO, L. N. Breve retrospectiva do desenvolvimento das atividades de auditoria no Brasil.. **Revista Contabilidade & Finanças**. São Paulo, n. 35, p. 22 – 34, maio/agos 2004.

ROBERTSON, J. C.; TIMOTHY, J. L. **Auditing and Assurance Services**. 10th Ed. Boston; McGraw Hill. 2002.

ROSS, S.; The arbitrage theory of capital asset pricing. **Journal of Economic Theory**, v:13 (3); p.p 341–360; 1976.

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

SABINO, H. M. **Estudo do Processo de decisão estratégica em micro e pequenas empresas de marketing promocional na cidade de São Paulo**. Dissertação (Mestrado em Administração) Departamento de administração, Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo; São Paulo, 2001.

SARLO, N. A. **A Reação dos Preços à Divulgação dos Resultados Contábeis: Evidências Empíricas sobre a Capacidade Informacional da Contabilidade no Mercado Acionário Brasileiro**. Dissertação de Mestrado – FUCEPE – Fundação Capixaba de Pesquisa em Economia, Contabilidade e Finanças, 2004.

SARLO, N. A.; CAIO, F. G.; ZOBOLI, F. D. Uma Pesquisa sobre o Perfil das Ações Brasileiras que Reagem à Publicação dos Resultados Contábeis. 6º Congresso de Controladoria e Contabilidade. **Anais eletrônicos**.. São Paulo, 2006.

SANVICENTE, A. Z. A Contabilidade e a Teoria da Informação. **Caderno de Estudos**, São Paulo, FIECAFI, v.11, Nº22, p.p 9-15. Setembro-Dezembro.1999.

SCHAUB, M.; HIGHFIELD, M. On the information content of going concern opinions: the effects of SAS numbers 58 and 59. **Journal of Asset Management**, v.4:1, 22–31; 2003.

SEIPEL, C., TUNNEL, L. A Stochastic Dominance Analysis of the Issuance of Qualified Opinions. **American Business Review**. v. 18, pp. 32-39, 2000.

SHANK, J.K., MURDOCK, R.J., DILLARD, J.F. Subject to' Opinions and Security Prices. **Working Paper**, Ohio State University. 1982.

SHILLER, R. J. Do stock prices move too much to be justified by subsequent changes in dividends. **American economic review**; v. 71, Nº3, p.p. 421-436, jun. 1981.

SLOAN, R. Do stock prices fully reflect information in accruals and cash flows about future earnings. **The Accounting Review**; v. 71:3, 289–315; 1996.

SOLTANI, B. Some empirical evidence to support the relationship between audit reports and stock prices – The French case. **International Journal of Auditing**. v.4, n.3, pp. 269-291, 2000.

STOCK, J. H., WATSON, M. W. **Econometria**. São Paulo: Pearson, 2004.

SUPERINTENDENCIA BANCARIA – Colômbia. Disponível em: <<http://www.superbancaria.gov.co/>>. Acesso em: 08/05/2009.

SUPERINTENDENCIA DE SOCIEDADES – Colômbia. Disponível em: <<http://www.Supersociedades.gov.co>>. Acesso em: 18/02/2009.

SUPERINTENDENCIA DE VALORES – Colômbia. Disponível em: <<http://www.supervalores.gov.co/>>. Acesso em: 09/04/2009.

SUPERINTENDENCIA FINANCIERA DE COLOMBIA. Disponível em: <<http://www.superfinanciera.gov.co/>>. Acesso em: 25/08/2010.

TAFFLER, R., LU J.; KAUSAR, A. In denial? Stock market underreaction to going-concern audit report disclosures. **Journal of Accounting and Economics**, v.38, 263–296; 2004.

TAYLOR, D.; GLEZEN, W. **Auditoria integración de conceptos y procedimientos**. México: Limusa – Noriega, 1998.

TEWELES, R.; BRADLEY, E. **The Stock Market**. New York: Jhon Wiley & Sons, 1992.

TITMAN, S; TRUEMAN, B. Information Quality and the Valuation of New Issues. **Journal of Accounting and Economics**; v. 8, pp. 159-72. 1986.

WAINSTEIN, M; CASAL, M. A. **La federación internacional de contadores**. In: Auditoria temas seleccionados. [s.l], Macchi, 1999.

WALLACE, W. The economic role of the audit in free and regulated markets: a review. **Research in Accounting Regulation**, v.1, pp. 7–34; 1987.

_____. The economic role of the audit in free and regulated markets: a look back and a look forward. **Research in Accounting Regulation**, v.17, 267–298; 2004.

WATTS, R. L.; ZIMMERMAN, J. L. **Positive Accounting Theory**. New Jersey: Princeti Hall. 1986.

WESTON, J. F.; BRIGHAM, E. F. **Fundamentos da Administração financeira**. 10ª edição. São Paulo: Makron Books do Brasil. 2000.

WHITTRED, G. Audit Qualification and the Timeliness of Corporate Annual Reports. **The Accounting Review**. v. 55, pp. 563-77, 1980.

WOOLDRIDGE, J. M. **Introdução à econometria**: Uma abordagem moderna. São Paulo: Pioneira Thomson Learning, 2006.

YOSHINAGA, C.E. **Análise da sobre-reação de preços no mercado de ações brasileiro durante o período de 1995 a 2003**. Dissertação (Mestrado em Administração) – Programa de Pós-Graduação em Administração, Departamento de Administração, Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo. São Paulo, 2004

APÊNDICE A

EMPRESAS UTILIZADAS NA BASE AMOSTRAL

A seguir são apresentados os nomes das empresas utilizadas na análise das hipóteses H1 e H2; adicionalmente, apresentam-se, para cada uma dessas empresas, os dados utilizados na análise do CAR desenvolvidos na Seção 5. Esses dados encontram-se organizados por ano e por país, desde o ano 2000 até o ano 2007.

A.1 Caso brasileiro

Tabela A.1. Base amostral para o caso brasileiro no ano 2000 - 2007.

EMPRESAS	ANOS	CAR	alfa	beta	LOSS	Ln AT	ΔEPS	MODIFIED	MODIFIED* ΔEPS	ALAV
Acos Vill	2000	0,0379	-0,0011	1,3178	0	13,679	44,644	0	0	1,4
Am Inox BR	2000	-0,0156	-0,0005	0,6620	1	15,469	-39,263	0	0	-0,3
Arcelor BR	2000	-0,0521	0,0002	0,5086	0	15,191	1,080	1	1,0802	1,6
Brasil Telec	2000	0,0352	-0,0051	0,5075	0	16,341	13,277	0	0	1,7
Brasilit	2000	-0,0413	0,0060	-0,6737	0	13,371	-0,516	0	0	2,2
Cemig	2000	0,1151	0,0012	1,2598	0	16,295	0,919	0	0	1,3
Cesp	2000	-0,0397	0,0053	0,8983	1	16,789	1,070	0	0	17,9
Eletropar	2000	-0,0670	-0,0005	0,3960	1	11,617	-2,471	0	0	-1,1
Embraer	2000	-0,0092	0,0045	1,0727	0	15,445	0,321	0	0	2,8
Embratel Part	2000	0,0841	-0,0032	1,5981	0	16,280	0,288	0	0	1,5
Eternit	2000	-0,0352	0,0026	0,3415	0	12,732	-0,897	0	0	1,9
Fibria	2000	-0,0185	-0,0011	0,6567	0	15,065	0,585	0	0	1,5
Ger Paranap	2000	0,0413	-0,0001	0,2219	0	15,142	4,160	0	0	0,3
Ipiranga Ref	2000	-0,0068	0,0013	-0,0557	0	14,664	-0,109	0	0	1
Itausa	2000	0,0471	0,0006	0,1254	0	18,096	0,989	0	0	47,1
Itautec	2000	0,0348	-0,0020	0,4524	0	13,499	0,644	0	0	2
Joao Fortes	2000	-0,0192	0,0037	-0,1486	0	12,726	0,208	1	0,2077	4,8
Kuala	2000	-0,1497	0,0039	0,9862	1	11,099	-3,025	0	0	17,7
Lojas Americ	2000	-0,0807	0,0001	0,6924	1	13,860	3,460	0	0	46,9
Magnesita	2000	0,0281	0,0012	0,4529	0	13,095	0,240	0	0	1,9
Petrobras	2000	0,0226	-0,0007	0,4602	0	18,020	0,998	1	0,9982	2,8
Rede Energia	2000	0,0054	-0,0011	0,0075	1	15,224	0,289	1	0,2892	-3,6
Sabesp	2000	0,0014	0,0037	1,1395	0	16,536	1,457	0	0	0,8
Sid Nacional	2000	-0,0560	0,0024	0,7249	0	16,542	0,889	1	0,8891	2,3
Telemar N L	2000	-0,0331	0,0018	0,4024	1	15,570	-18,738	0	0	-0,8
Telesp	2000	0,0147	0,0013	0,8236	0	16,810	0,344	0	0	1,3
Tractebel	2000	0,0059	0,0019	0,6048	0	15,460	1,455	0	0	1
Unipar	2000	0,0048	-0,0010	0,6257	0	13,762	-1,168	0	0	1,6
Usiminas	2000	-0,0043	0,0030	0,4208	0	16,370	-0,399	0	0	0,8
Vivo	2000	0,0053	-0,0026	1,3180	0	15,641	0,067	0	0	0,8
Weg	2000	0,0392	0,0029	-0,3986	0	13,995	0,354	0	0	2,9
Ambev	2001	0,0008	0,0001	0,2351	0	16,216	0,354	0	0	2
Bradespar	2001	0,0181	-0,0026	0,9754	1	15,739	2,066	1	2,0655	-1
Brasil T Par	2001	-0,0369	-0,0004	1,5016	0	16,502	-0,615	0	0	2,1

Brasil Telec	2001	-0,0012	0,0025	0,5511	0	16,459	-1,070	0	0	1,1
Cemig	2001	0,0246	0,0010	1,2577	0	16,397	0,132	0	0	1,6
Cia Hering	2001	-0,1595	0,0009	0,0720	1	13,398	1,012	1	1,0124	-37,9
Copesul	2001	-0,0162	0,0012	0,4563	1	14,809	5,980	1	5,9798	-0,3
Cosipa	2001	0,1714	0,0015	0,5326	1	15,582	1,381	0	0	-2,4
Crt Celular	2001	0,0241	0,0001	0,6219	0	14,164	0,417	0	0	1,5
Eletrobras	2001	0,0094	0,0046	1,0800	0	18,468	0,245	0	0	1,2
Eleva	2001	0,0180	0,0011	0,4904	0	13,900	0,065	0	0	2
Embraer	2001	-0,0785	0,0040	0,6584	0	15,860	0,320	0	0	2,5
Eternit	2001	0,0284	0,0018	0,3319	0	12,685	-0,378	0	0	2
Fibria	2001	0,0437	-0,0007	0,4906	0	15,476	-0,065	0	0	2,2
Gerdau	2001	0,1034	0,0016	0,4843	0	16,094	0,153	0	0	1,8
Gerdau Met	2001	-0,0036	0,0042	0,3720	0	16,096	0,140	0	0	2,5
Ipiranga Pet	2001	-0,0041	-0,0010	0,3092	0	14,370	-0,900	1	-0,9002	0,5
Ipiranga Ref	2001	0,0156	-0,0027	-0,0667	0	14,725	-1,669	1	-1,6693	0,5
Itautec	2001	-0,0239	0,0014	0,2707	0	13,608	0,986	0	0	0,3
Joao Fortes	2001	-0,0879	0,0037	-0,0166	0	12,837	-0,105	1	-0,1048	10,4
Magnesita	2001	-0,0434	0,0011	0,4354	0	13,200	-0,270	0	0	2,1
Marcopolo	2001	-0,0007	0,0008	0,0382	0	13,644	0,571	0	0	1,9
Petrobras	2001	0,0323	-0,0008	0,4808	0	18,135	-0,008	0	0	2,9
Rede Energia	2001	0,1293	-0,0004	0,2986	1	15,555	-6,471	1	-6,4709	-0,2
Sabesp	2001	0,0115	0,0015	0,7375	0	16,583	-1,414	0	0	0,3
Sao Carlos	2001	0,0032	-0,0001	1,0278	0	13,379	0,572	0	0	5,2
Sid Nacional	2001	-0,0940	0,0036	0,5002	0	16,413	-4,928	1	-4,9276	1,2
Souto Vidig	2001	0,1615	0,0025	-0,3668	1	14,344	1,438	0	0	-4,7
Souza Cruz	2001	-0,0228	0,0008	0,3508	0	14,596	0,221	0	0	2
Tele Nordeste Celul	2001	0,0357	-0,0016	0,8180	0	14,051	0,591	0	0	1,2
Tele Nort CI	2001	0,0711	-0,0071	0,6050	1	13,622	2,742	0	0	-0,3
Tele Sudeste Celula	2001	-0,0050	0,0005	0,1664	0	14,805	0,127	0	0	1
Telemar N L	2001	0,0088	0,0003	0,7314	0	16,886	2,369	0	0	0,3
Telesp	2001	0,0071	0,0014	0,7022	0	16,943	0,062	0	0	1,3
Tim Nordeste	2001	0,0195	-0,0002	0,4171	0	13,349	0,562	0	0	1,5
Tractebel	2001	0,0333	0,0011	1,1552	0	15,644	0,681	0	0	1,4
Tran Paulist	2001	-0,0016	0,0018	0,7221	0	15,233	0,473	0	0	1,8
Vale	2001	0,0224	0,0044	0,2852	0	17,089	0,303	0	0	1,4
Weg	2001	0,0075	0,0007	0,2658	0	14,092	0,303	0	0	2,7
AES Elpa	2002	-0,0950	-0,0068	1,0324	1	16,362	1,129	1	1,1288	48,4
Am Inox BR	2002	-0,0099	0,0035	0,4913	1	15,269	-0,087	0	0	242
Bardella	2002	0,0618	-0,0014	0,3465	0	12,766	0,578	0	0	-2,2
Bradespar	2002	-0,0109	0,0013	0,8220	1	15,841	0,506	1	0,5064	-2,3
Brasil T Par	2002	0,0094	0,0001	1,5016	0	16,594	0,404	0	0	1,5
Brasil Telec	2002	-0,0230	-0,0002	0,7154	0	16,549	0,354	0	0	0,9
Cesp	2002	-0,0128	-0,0013	0,9953	1	16,844	0,762	0	0	4,1
Copel	2002	0,0490	-0,0028	0,9399	1	15,961	2,485	0	0	-5,8
Copesul	2002	-0,0475	0,0047	0,7534	0	15,071	67,729	1	67,7291	0
Eletrobras	2002	-0,0634	-0,0020	1,5409	0	18,615	-1,955	0	0	0,6
Embraer	2002	-0,0234	-0,0093	0,5595	0	16,235	-0,108	0	0	2,3
Fibria	2002	0,0576	0,0001	0,3718	0	15,810	-0,330	0	0	2
Itausa	2002	-0,0009	0,0008	-0,0626	0	18,557	0,211	0	0	9,6
Itautec	2002	0,0361	0,0007	0,7924	0	13,759	0,921	0	0	2,1

Kuala	2002	0,0077	-0,0068	-0,7418	1	10,964	1,000	1	0,9999	9
Magnesita	2002	0,0907	0,0016	0,3170	0	13,474	0,611	0	0	2,3
Marcopolo	2002	0,0000	0,0000	0,0870	0	13,871	0,186	0	0	1
Rede Energia	2002	0,1336	0,0021	0,8190	1	15,560	0,959	1	0,9589	-12,6
Rossi Resid	2002	0,1559	-0,0157	1,4124	0	13,319	2,980	0	0	-1,6
Savarg	2002	-0,0183	-0,0062	-1,0664	1	13,968	0,832	1	0,8323	-1
Sid Nacional	2002	0,0274	0,0022	0,2880	1	16,552	2,540	1	2,5401	0,7
Tele Nort CI	2002	0,0673	0,0009	0,9705	1	13,591	0,730	0	0	-1,6
Tele Sudeste Celula	2002	-0,0215	-0,0003	0,1121	0	14,849	-0,200	0	0	1,4
Telefonica Data Hld	2002	0,0095	-0,0009	0,5227	1	13,779	-0,394	0	0	-1,3
Telemar	2002	0,0310	0,0003	1,2501	1	17,129	1,341	0	0	-0,8
Telesp	2002	0,0168	0,0009	0,4908	0	16,923	-0,464	0	0	0,9
Tim Part S/A	2002	0,0107	-0,0038	0,9417	0	14,315	0,076	0	0	1,5
Tractebel	2002	0,0612	-0,0006	0,7630	1	15,729	4,297	0	0	-0,8
Tran Paulist	2002	0,0509	0,0019	0,2822	0	15,261	0,388	0	0	2,1
Vivo	2002	-0,0094	-0,0016	1,6382	1	16,083	-0,709	0	0	8,3
AES Elpa	2003	-0,2607	0,0228	1,7775	1	16,359	-5,650	1	-5,6496	-95,1
Albarus	2003	0,0102	0,0002	0,6281	0	12,944	0,354	0	0	1,9
Alpargatas	2003	-0,0284	-0,0013	0,4176	0	13,717	0,425	0	0	3,2
Am Inox BR	2003	0,0302	0,0023	0,8761	0	15,150	2,330	0	0	1,7
Aracruz	2003	-0,0713	0,0024	0,5923	0	15,895	0,986	0	0	3,7
Arcelor BR	2003	-0,0395	0,0038	0,4856	0	15,652	0,514	0	0	1,8
Bradespar	2003	-0,0388	0,0039	0,4101	1	15,582	-0,862	1	-0,8624	-1,5
Brasil T Par	2003	-0,0032	0,0004	0,7214	0	16,608	-2,082	0	0	0,5
CCR Rodovias	2003	-0,0326	0,0015	0,4497	0	14,641	1,654	0	0	2,4
Cemat	2003	0,0070	-0,0037	0,2955	1	14,569	-1,280	1	-1,2797	-3
Cemig	2003	0,0342	-0,0008	0,8613	0	16,525	1,837	0	0	4,5
Copesul	2003	-0,0158	0,0022	0,5348	0	14,935	0,998	1	0,9982	2
Cosipa	2003	-0,0024	-0,0034	0,5065	0	15,759	3,129	0	0	1,9
Doc Imbituba	2003	0,0000	0,0051	-0,7146	1	11,731	0,856	1	0,8557	-8,6
Eletrobras	2003	-0,0695	-0,0025	1,4499	0	18,593	-2,405	0	0	0,1
Eleva	2003	-0,1036	0,0067	1,1705	0	14,171	1,042	0	0	2,1
Embraer	2003	0,0412	0,0020	0,5254	0	16,367	-1,030	0	0	2,1
Eternit	2003	-0,0751	0,0029	0,2581	0	12,660	-0,900	0	0	1,4
Fibria	2003	0,0705	0,0009	0,6940	0	15,889	0,668	0	0	2,1
Gerdau	2003	-0,0244	0,0030	0,4670	0	16,472	0,999	0	0	2,2
Gerdau Met	2003	-0,0374	0,0058	0,4161	0	16,481	0,998	0	0	3,5
Ienergia	2003	-0,0482	-0,0006	0,6783	1	12,967	-1,274	1	-1,2735	4,1
Inds Romi	2003	-0,0458	0,0041	-0,3225	0	12,764	0,497	0	0	1,4
Ipiranga Pet	2003	0,0000	0,0000	1,0000	0	14,669	1,463	1	1,4630	2,2
Ipiranga Ref	2003	-0,0475	0,0056	0,3782	0	14,746	3,787	1	3,7871	9,9
Itausa	2003	-0,0027	0,0037	0,1888	0	18,622	-0,008	0	0	-2,7
Magnesita	2003	-0,0075	0,0003	0,2843	0	13,670	-0,118	0	0	1,5
Paranapanema	2003	-0,0573	-0,0026	0,4537	1	14,558	1,096	1	1,0960	-28,6
Paul F Luz	2003	0,1715	0,0011	0,8595	1	16,091	-8,056	1	-8,0558	-0,3
Petrobras	2003	-0,0051	0,0020	0,8349	0	18,730	0,541	0	0	2,6
Rede Energia	2003	-0,0043	0,0010	-0,0193	1	15,578	-0,771	1	-0,7714	-8,6
Rossi Resid	2003	0,0064	-0,0009	-0,3019	1	13,489	2,938	0	0	-1,6
Sabesp	2003	0,0646	-0,0020	0,8255	0	16,621	1,781	0	0	1,5
Sid Nacional	2003	-0,0317	0,0047	0,8900	0	16,930	1,189	1	1,18882	1,5

Souza Cruz	2003	-0,1012	0,0021	0,3921	0	14,959	-0,249	0	0	2,1
Tele Nordeste Celul	2003	-0,0074	-0,0012	0,7227	0	14,238	0,410	0	0	2,5
Tele Sudeste Celula	2003	0,0343	-0,0002	0,4780	0	14,853	0,056	0	0	1,4
Telemar	2003	0,0300	-0,0012	0,9565	0	17,186	2,989	0	0	0,3
Telemig CI	2003	0,0234	0,0031	0,5773	0	14,127	0,552	0	0	2,2
Telemig Part	2003	0,0784	-0,0027	0,6936	0	14,347	0,534	0	0	2,7
Telesp	2003	0,0103	0,0013	0,9130	0	16,817	0,323	0	0	1,2
Tim Part S/A	2003	0,0070	-0,0023	1,0902	0	14,308	0,437	0	0	2,6
Tim Sul	2003	-0,0044	0,0003	0,2951	0	14,289	1,039	0	0	1,4
Tractebel	2003	-0,0112	0,0028	0,7704	0	15,629	1,355	0	0	2,2
Tran Paulist	2003	0,0191	-0,0004	0,5541	0	15,288	0,244	0	0	1,9
Usiminas	2003	-0,0070	0,0038	0,5005	0	16,561	1,249	0	0	2,4
Vale	2003	0,0004	-0,0001	0,5706	0	17,429	0,547	0	0	2,4
Alfa Consorc	2004	0,0190	0,0014	0,1349	0	14,509	-0,117	0	0	28,1
Am Inox BR	2004	-0,0154	0,0026	0,6511	0	15,164	1,000	0	0	2,1
Ampla Energ	2004	-0,0976	-0,0019	0,5116	0	15,435	4,299	0	0	0,5
Aracruz	2004	0,0028	0,0002	0,3457	0	15,999	0,186	0	0	2,7
Arcelor BR	2004	0,0076	-0,0002	0,5593	0	15,904	0,344	0	0	1,7
Brasil T Par	2004	-0,0459	-0,0002	0,6586	0	16,745	0,419	0	0	1,2
Braskem	2004	-0,0342	0,0022	0,5279	0	16,516	0,617	0	0	1,3
Cemig	2004	0,0323	-0,0005	1,2255	0	16,636	0,135	0	0	2,8
Cesp	2004	0,0389	-0,0010	0,4183	0	16,806	-17,429	1	-17,4292	0,1
Coelce	2004	-0,0225	0,0046	0,4583	0	14,685	-1,503	0	0	1,1
Copel	2004	0,0051	0,0009	0,6110	0	16,106	0,543	0	0	1,9
Coteminas	2004	-0,0330	-0,0024	0,1939	0	14,631	0,048	0	0	1,1
CPFL Energia	2004	-0,0280	0,0024	0,2282	0	16,351	1,127	0	0	0,9
Crt Celular	2004	-0,0246	0,0010	0,4020	0	14,469	-0,067	0	0	2,1
Eletrobras	2004	-0,0253	0,0015	1,0768	0	18,595	0,750	0	0	0,5
Embratel Part	2004	-0,0171	-0,0089	0,3949	1	16,238	1,659	0	0	-3
Fibria	2004	-0,0021	0,0005	0,6237	0	15,850	0,995	0	0	1,7
Gerdau	2004	-0,0086	-0,0022	0,5508	0	16,742	0,200	0	0	2,9
Gerdau Met	2004	0,0004	-0,0010	0,6632	0	16,749	0,205	0	0	5,8
Guararapes	2004	-0,0019	0,0091	0,2874	0	14,015	0,618	0	0	12,8
Ideiasnet	2004	-0,0609	0,0067	0,9879	1	10,422	0,233	0	0	1,6
Ienergia	2004	0,0091	-0,0020	0,2654	0	13,114	5,572	1	5,57180	0,7
Ipiranga Dis	2004	-0,0029	0,0068	0,4961	0	14,955	0,999	0	0	5,8
Ipiranga Ref	2004	0,0523	0,0063	0,7403	0	14,773	1,000	1	0,9995	5,6
Kepler Weber	2004	0,0127	0,0006	0,3186	0	12,816	0,264	0	0	2,5
Magnesita	2004	-0,0247	0,0028	0,3815	0	13,834	0,176	0	0	1,7
Pet Manguinh	2004	-0,0180	0,0000	-0,5850	0	12,795	0,182	0	0	1,4
Rede Energia	2004	-0,0020	0,0027	-0,8365	1	15,586	0,050	1	0,04995	-22,3
Sao Carlos	2004	0,0403	0,0006	1,2154	1	13,656	-4,891	0	0	-0,3
Savarg	2004	-0,0099	0,0034	0,3679	1	13,936	-20,073	1	-20,0727	0,1
Sid Nacional	2004	0,0183	0,0021	1,1779	0	17,023	0,998	1	0,9979	2,5
Telemar	2004	-0,0288	0,0009	1,1796	0	17,029	0,999	0	0	0,9
Telesp	2004	-0,0193	0,0015	0,7356	0	16,747	0,272	0	0	1,4
Tim Nordeste	2004	-0,0412	0,0012	0,4947	0	14,343	0,156	0	0	1,8
Tractebel	2004	0,0145	-0,0020	1,1708	0	15,641	0,333	0	0	1,8
Tupy	2004	-0,0125	0,0006	0,6527	0	14,263	0,369	0	0	1,2
Unipar	2004	-0,0563	0,0018	0,2705	0	14,632	0,405	0	0	1,9

Usiminas	2004	0,0027	0,0042	0,9315	0	16,648	0,559	0	0	2,3
Vivo	2004	0,0209	0,0011	0,3329	1	16,464	-0,306	0	0	-3,9
AES Elpa	2005	0,0187	0,0057	0,6649	1	16,316	-0,551	0	0	-4,5
Alpargatas	2005	0,0066	0,0088	-0,3685	0	13,945	0,994	0	0	1,9
Am Inox BR	2005	0,0260	0,0012	0,1489	0	15,265	-0,150	0	0	1,6
Ambev	2005	-0,0092	0,0000	0,5978	0	17,327	-0,085	0	0	1
Arcelor BR	2005	-0,0094	0,0019	0,7336	0	16,715	0,971	0	0	1,4
Bahema	2005	-0,0347	0,0079	-0,4699	0	11,875	-0,751	0	0	1,7
Bardella	2005	-0,0250	0,0077	0,6399	1	12,954	3,355	0	0	0,7
Brasil T Par	2005	-0,0034	-0,0041	0,6742	1	16,717	9,622	0	0	-0,3
CCR Rodovias	2005	-0,1082	0,0043	0,5778	0	15,046	0,447	0	0	2,4
Cemig	2005	0,0108	-0,0012	1,0240	0	16,803	0,309	0	0	4
Cesp	2005	-0,1562	0,0116	0,8514	1	16,785	1,180	0	0	-1
Contax	2005	-0,0421	-0,0024	0,8924	0	13,272	2,334	0	0	2
Copel	2005	-0,0523	0,0035	0,6053	0	16,208	0,255	0	0	1,7
Copesul	2005	-0,0337	0,0005	0,3326	0	14,599	0,990	0	0	1,6
Coteminas	2005	-0,0206	0,0023	0,3771	0	14,869	0,987	0	0	1,2
CPFL Energia	2005	-0,0756	0,0025	0,4545	0	16,444	0,703	0	0	2,2
Cyrela Realty	2005	-0,1056	0,0050	0,5673	0	14,389	0,504	0	0	1,8
Dasa	2005	-0,1237	0,0052	0,7932	0	13,294	3,073	0	0	0,7
Eletrobras	2005	0,0255	-0,0004	1,2959	0	18,607	-0,373	0	0	0,3
Eleva	2005	-0,1928	-0,0020	0,2647	0	14,226	9,836	0	0	1,9
Embraco	2005	0,3206	-0,0028	0,2796	0	14,455	0,496	0	0	11,7
Embraer	2005	-0,0785	0,0017	0,3925	0	16,648	-0,777	0	0	4,3
Embratel Part	2005	0,0475	-0,0049	0,7968	0	16,333	5,063	0	0	0,7
Energias BR	2005	-0,0015	0,0026	0,4424	0	16,008	0,978	0	0	1,8
Eternit	2005	0,1172	0,0051	0,7579	0	12,669	-3,866	0	0	1,3
Fibria	2005	-0,0210	-0,0001	0,6713	0	16,073	-0,436	0	0	2
Gerdau	2005	0,0078	0,0029	0,0080	0	16,901	-0,525	0	0	2,7
Gerdau Met	2005	0,0283	0,0037	0,5368	0	16,905	-0,685	0	0	5,9
GPC Part	2005	-0,0418	0,0013	-0,4024	1	13,391	3,715	0	0	-1,2
Guararapes	2005	-0,0528	0,0041	1,2655	0	14,213	-0,542	0	0	-1,7
Ipiranga Dis	2005	-0,0059	0,0013	0,5814	0	15,060	0,187	0	0	6,4
Ipiranga Ref	2005	-0,0664	0,0009	1,1477	0	14,734	-0,561	0	0	3
Kuala	2005	-0,0109	-0,0082	1,8375	1	9,677	1,000	0	0	-0,5
Lojas Americ	2005	-0,0442	0,0048	0,4048	0	14,833	0,632	0	0	4,8
Lojas Renner	2005	0,0770	0,0040	0,8780	0	13,871	0,997	0	0	2,7
Magnesita	2005	-0,0349	-0,0003	0,4666	0	13,936	-0,222	0	0	1,5
Natura	2005	0,0299	0,0051	0,1538	0	14,130	0,224	0	0	2,7
OHL Brasil	2005	0,0324	0,0017	0,7727	0	13,951	0,948	0	0	1,4
Pet Manguinh	2005	0,0442	-0,0047	0,9064	1	12,393	1,163	0	0	3,3
Petrobras	2005	-0,0027	0,0006	1,0475	0	19,028	-2,011	0	0	2,1
Petroflex	2005	-0,0609	0,0042	-0,5518	0	13,762	0,944	0	0	2
Randon Part	2005	0,0018	0,0046	0,3351	0	13,975	-0,054	0	0	3,4
Rede Energia	2005	-0,0864	0,0149	0,6184	1	15,927	-7,820	0	0	-0,4
Sabesp	2005	0,0055	0,0007	0,7572	0	16,674	0,407	0	0	1,4
Seg Al Bahia	2005	0,0041	-0,0016	0,2360	0	12,289	0,119	0	0	3,8
Sid Nacional	2005	0,0732	0,0025	1,4430	0	17,012	0,058	0	0	2,7
Souza Cruz	2005	0,0935	-0,0009	0,7793	0	15,170	-0,057	0	0	2,3
Tam S/A	2005	-0,0959	0,0222	-1,9716	0	15,013	-2,989	0	0	2,9

Telefonica Data Hld	2005	-0,0605	0,0013	0,9474	0	13,738	2,970	0	0	0,4
Telemar	2005	-0,0432	-0,0027	0,8762	0	17,121	0,330	0	0	1,4
Telesp	2005	0,0075	0,0002	0,4488	0	16,752	0,999	0	0	1,6
Tim Part S/A	2005	-0,0673	0,0035	1,4682	0	15,294	-0,135	0	0	2
Tractebel	2005	-0,0192	0,0027	0,8700	0	15,557	0,999	0	0	1,9
Unipar	2005	-0,0099	-0,0013	0,4713	0	14,775	-0,318	0	0	1,8
Usiminas	2005	-0,0187	0,0048	0,7957	0	16,717	0,230	0	0	1,8
Vale	2005	-0,0135	-0,0031	1,0381	0	17,797	0,381	0	0	2
Weg	2005	-0,0258	-0,0012	0,7349	0	15,012	-0,087	0	0	3,3
Ambev	2006	-0,0049	0,0008	0,3720	0	17,389	0,432	0	0	1,3
Aracruz	2006	0,0013	0,0015	0,3767	0	16,075	-0,011	0	0	2,4
Arcelor BR	2006	0,0018	0,0008	0,7205	0	16,842	-0,459	0	0	1,6
Bradespar	2006	0,0017	0,0029	0,5554	0	15,895	0,167	0	0	2,1
Braskem	2006	-0,0300	0,0005	0,4447	0	16,607	-5,191	0	0	0,4
BRF Foods	2006	0,0021	0,0006	1,1924	0	15,390	-8,636	0	0	1,1
Brookfield	2006	-0,0284	-0,0039	0,2783	0	14,328	-0,856	0	0	1
CCR Rodovias	2006	-0,0410	0,0013	0,4789	0	15,157	-2,658	0	0	1,8
Cemig	2006	-0,0248	0,0018	0,4456	0	16,960	-0,166	0	0	3
Cesp	2006	-0,0891	0,0019	0,6556	1	16,795	-2,441	0	0	-0,3
Comgas	2006	0,0295	0,0019	0,1933	0	14,894	0,254	0	0	2,2
Contax	2006	0,0035	-0,0030	0,4291	0	13,327	-0,069	0	0	2,2
Copasa	2006	-0,0846	0,0043	0,5503	0	15,410	-3,691	1	-3,6906	1,9
Copel	2006	0,0056	0,0002	0,5922	0	16,295	0,596	0	0	2,3
Coteminas	2006	-0,0189	0,0046	0,4642	0	15,303	0,239	0	0	0,9
CPFL Energia	2006	-0,0006	-0,0009	0,5601	0	16,458	0,239	0	0	2,4
Csu Cardsystem	2006	-0,0676	0,0013	0,4456	1	12,350	1,514	0	0	5,1
Dasa	2006	0,0000	0,0000	1,0000	0	13,834	0,351	0	0	1,3
Datasul	2006	-0,0236	0,0020	0,5178	0	12,400	-0,110	0	0	2,3
Eletronbras	2006	-0,0037	-0,0018	0,9094	0	18,619	0,148	0	0	0,4
Embraer	2006	0,0030	0,0013	0,1601	0	16,606	-0,164	0	0	5,6
Embratel Part	2006	0,0205	-0,0035	0,5194	0	16,471	-1,342	0	0	-16,9
Energias BR	2006	-0,0275	0,0019	0,5206	0	16,075	-0,418	0	0	1,7
Eternit	2006	-0,0203	0,0068	0,4305	0	12,720	0,111	0	0	1,4
Gafisa	2006	-0,0514	-0,0012	0,5343	0	14,217	-1,503	0	0	1,5
Gerdau	2006	-0,0154	0,0012	0,8080	0	17,109	-0,448	0	0	3
Gerdau Met	2006	-0,0049	0,0016	0,6811	0	17,116	-0,416	0	0	8
Grendene	2006	0,0022	0,0022	0,4439	0	14,164	0,367	0	0	1,7
Ideiasnet	2006	-0,0434	-0,0023	0,4830	1	11,092	0,300	0	0	1,1
Joao Fortes	2006	-0,1284	0,0163	1,0967	0	12,803	0,511	1	0,5115	5,3
Light S/A	2006	-0,0297	0,0008	1,3216	1	15,962	4,515	0	0	-4,9
Lojas Americ	2006	-0,0011	0,0023	0,4196	0	15,276	-0,499	0	0	6,4
Lupatech	2006	-0,0220	0,0045	0,4060	0	13,253	0,665	0	0	2,1
M. Diasbranco	2006	-0,0485	0,0014	0,6254	0	14,289	0,837	0	0	2,4
Odontoprev	2006	-0,0345	0,0038	0,1990	0	12,405	-31,389	0	0	1,9
OHL Brasil	2006	-0,0071	-0,0019	0,4824	0	14,454	0,176	0	0	2,1
Petrobras	2006	-0,0172	-0,0015	0,9205	0	19,165	0,085	0	0	2,1
Porto Seguro	2006	-0,0088	0,0010	0,4950	0	15,554	0,460	0	0	-26,4
Portobello	2006	-0,0516	0,0094	0,3278	1	12,741	0,337	0	0	-19,6
Rede Energia	2006	-0,0185	0,0012	0,2395	0	16,013	2,277	0	0	1,9
Renar	2006	0,0127	0,0021	0,8190	0	11,414	35,301	0	0	0,1

Rossi Resid	2006	-0,0426	-0,0004	0,6333	0	14,215	0,911	0	0	-5,6
Sabesp	2006	0,0087	-0,0003	1,0053	0	16,706	-0,111	0	0	1,2
Sid Nacional	2006	-0,0270	0,0034	1,2632	0	17,036	-0,628	0	0	2,3
Souza Cruz	2006	-0,0445	0,0009	1,1428	0	15,183	0,160	0	0	2,4
Tele Nort CI	2006	-0,0201	0,0043	0,8837	1	13,378	0,443	0	0	26,8
Telemar	2006	-0,0107	-0,0040	0,9777	0	17,140	0,148	0	0	1,6
Tim Part S/A	2006	-0,0723	-0,0017	0,9647	1	16,469	4,328	0	0	-13,2
Tractebel	2006	-0,0410	0,0008	0,6259	0	15,527	0,060	0	0	1,7
Usiminas	2006	-0,0492	0,0026	0,6811	0	16,759	-0,558	0	0	1,6
Vale	2006	-0,0137	0,0023	1,4121	0	18,628	-0,622	0	0	2,8
Weg	2006	-0,0099	0,0051	0,8789	0	15,135	0,255	0	0	3,3
Abyara	2007	-0,0770			0	14,091	0,452	0	0	6,9
Acos Vill	2007	0,0018	0,0007	0,6176	0	14,387	0,208	0	0	2,3
AES Tiete	2007	-0,0071	0,0026	0,5749	0	14,733	-0,008	0	0	4,2
Agra Incorp	2007	-0,0183	-0,0052	0,9224	1	14,297	6,142	0	0	0,3
Agrenco	2007	-0,1309	-0,0085	0,8162	1	14,745	0,999	0	0	10,3
Ambev	2007	0,0394	-0,0005	0,7148	0	17,384	0,990	0	0	1,4
Ampla Energ	2007	0,0167	-0,0031	0,4773	0	15,386	-0,246	0	0	1,1
Arthur Lange	2007	0,0315	-0,0142	1,7989	1	10,453	-1,910	1	-1,9099	-2,8
B2W Varejo	2007	0,0088	-0,0021	1,0025	0	14,409	0,816	0	0	1,5
Bardella	2007	-0,0173	0,0065	-0,0343	0	13,050	-0,092	0	0	2,4
Bematech	2007	-0,0583	-0,0037	0,6668	1	13,030	43,971	0	0	0,6
BR Malls Par	2007	-0,0395	-0,0026	1,0253	1	14,842	1,020	0	0	-3,3
Bradespar	2007	0,0792	-0,0016	0,7793	0	15,943	-1,818	0	0	2,3
Brasil T Par	2007	-0,0174	0,0008	0,5649	0	16,674	0,999	0	0	3,1
Brasil Telec	2007	-0,0392	0,0024	0,5120	0	16,561	0,999	0	0	2,1
BRF Foods	2007	-0,0330	-0,0013	1,0156	0	15,694	0,565	0	0	1,5
Brookfield	2007	0,0056	-0,0009	0,6770	0	14,291	0,634	0	0	1,4
CC Des Imob	2007	-0,0782	-0,0004	0,5232	0	14,440	-0,306	0	0	-0,8
CCR Rodovias	2007	-0,0385	-0,0013	1,0149	0	15,257	0,062	0	0	1,9
Ceg	2007	-0,0042	0,0014	-0,0992	0	14,316	0,407	0	0	2
Celul Irani	2007	-0,0120	0,0000	0,4723	0	13,082	0,918	0	0	5,5
Cemig	2007	-0,0215	-0,0040	0,6477	0	17,005	0,997	0	0	2,4
Cia Hering	2007	0,0381	-0,0039	0,4944	0	13,442	-0,180	0	0	1,5
Comgas	2007	0,0133	-0,0017	0,2611	0	14,959	0,988	0	0	2,2
Company	2007	0,0255	-0,0052	0,8145	0	13,514	0,129	0	0	2,1
Contax	2007	-0,0047	0,0008	0,1650	0	13,475	0,938	0	0	2,5
Copasa	2007	-0,0670	-0,0021	0,5995	0	15,567	-0,121	0	0	1,9
Copel	2007	0,0460	0,0009	0,2795	0	16,330	0,999	0	0	1,7
Coteminas	2007	-0,0665	-0,0037	0,3820	1	15,171	0,146	0	0	5,9
CPFL Energia	2007	0,0604	-0,0013	0,7562	0	16,563	0,146	0	0	2,4
Cremer	2007	-0,0475	0,0026	0,3886	1	12,862	2,257	0	0	0,3
Csu Cardsystem	2007	-0,0289	-0,0029	0,5405	1	12,602	-0,792	0	0	-3
Cyrela Realty	2007	0,0206	0,0007	1,1135	0	15,368	0,373	0	0	2,4
Dasa	2007	-0,0037	-0,0028	0,7903	0	14,013	0,704	0	0	1,7
Datasul	2007	-0,0278	-0,0012	0,9735	0	12,630	0,305	0	0	2,2
Drogasil	2007	0,0278	-0,0029	0,3070	0	13,249	-19,363	0	0	2,4
Duratex	2007	0,0057	-0,0061	0,4624	0	14,783	0,263	0	0	1,7
Elekeiroz	2007	0,0195	-0,0069	0,4263	0	13,350	0,987	0	0	1,4
Eletrobras	2007	-0,0415	0,0010	0,6862	0	18,608	0,998	1	0,99850	0,9

Embraer	2007	-0,0207	-0,0012	0,5756	0	16,567	0,047	0	0	5,5
Embratel Part	2007	0,0213	-0,0001	0,1328	0	16,490	0,873	0	0	1,5
Energias BR	2007	-0,0025	0,0004	0,6225	0	16,090	0,104	0	0	1,8
Eternit	2007	0,0735	-0,0013	0,6478	0	12,765	-0,832	0	0	1,4
Eztec	2007	0,0000	-0,0050	0,6435	0	13,728	0,889	0	0	2,5
Fer Heringer	2007	-0,0705	0,0028	0,7357	0	14,074	0,819	0	0	4,6
Fibria	2007	-0,0385	-0,0005	0,7923	0	16,279	0,188	0	0	8,3
Gafisa	2007	0,0536	-0,0009	1,2010	0	14,897	0,503	0	0	2,2
Guararapes	2007	0,0217	-0,0013	0,5679	0	14,438	-0,084	0	0	-2,7
Helbor	2007	0,0834	-0,0001	0,7034	0	13,475	-0,598	0	0	2,4
Iguatemi	2007	-0,0013	-0,0002	0,2632	0	14,107	0,157	0	0	3,3
Inds Romi	2007	-0,0066	-0,0053	0,6006	0	14,136	-7,680	0	0	2,8
Inepar Tel	2007	-0,0281	-0,0029	0,4195	1	4,369	0,194	0	0	0
Inpar S/A	2007	-0,1945	-0,0076	0,6126	1	14,191	0,679	0	0	2,2
lochp-Maxion	2007	-0,0158	0,0025	0,4282	0	13,664	0,202	0	0	2,4
Itausa	2007	0,0427	-0,0050	0,4883	0	19,519	-0,242	0	0	-4,4
J B Duarte	2007	0,0005	-0,0054	0,8423	0	11,247	0,997	0	0	-2,8
Kepler Weber	2007	-0,0783	0,0009	0,5329	1	12,884	-134,943	0	0	-0,5
Klabinssegall	2007	-0,0021	-0,0068	0,6480	0	13,866	0,844	0	0	3,7
Light S/A	2007	0,0603	-0,0016	1,0471	0	16,006	1,000	0	0	2,6
Localiza	2007	0,0630	-0,0013	0,9188	0	14,394	-1,305	0	0	2,6
Lojas Americ	2007	0,0593	-0,0032	0,8391	0	15,435	0,987	0	0	3,8
Lojas Renner	2007	0,1109	-0,0059	1,0341	0	14,139	0,365	0	0	2,2
M G Poliest	2007	-0,0081	0,0003	0,3574	1	14,369	0,919	0	0	4,1
M. Diasbranco	2007	-0,0577	0,0035	0,4449	0	14,329	-0,452	0	0	2
Marcopolo	2007	-0,0050	-0,0008	0,3625	0	14,532	0,077	0	0	5,3
Marfrig	2007	-0,0368	0,0003	0,5960	0	15,281	0,039	0	0	1
Marisa	2007	0,0768	-0,0078	0,4214	0	14,181	1,007	0	0	1,2
Medial Saude	2007	0,0844	-0,0030	0,6806	0	13,691	0,274	0	0	-0,9
Minerva	2007	0,0268	-0,0069	0,6440	0	14,127	-3,014	0	0	2,6
MMX Miner	2007	0,0488	0,0000	0,5987	0	15,199	1,563	0	0	2,5
Mundial	2007	0,1374	0,0033	1,1645	0	13,647	-0,591	0	0	1
Natura	2007	0,0090	0,0009	0,6708	0	14,490	-0,002	0	0	2,8
Odontoprev	2007	0,0150	-0,0024	0,5025	0	12,632	0,533	0	0	2,7
OHL Brasil	2007	-0,0612	0,0001	0,9524	0	14,428	-0,328	0	0	1,1
PDG Realt	2007	0,0204	-0,0023	0,8560	0	14,757	0,543	0	0	1,3
Petrobras	2007	0,0206	0,0009	1,1652	0	19,259	-0,205	0	0	2
Petroflex	2007	0,0429	-0,0092	0,4201	0	13,946	0,670	0	0	2
Petroq Uniao	2007	0,0044	-0,0008	0,1944	0	14,660	0,141	0	0	2,6
Porto Seguro	2007	0,0452	-0,0033	0,6658	0	15,702	-0,096	0	0	-23,8
Profarma	2007	-0,0231	-0,0045	0,3214	0	13,741	0,163	0	0	1,3
Rasip Agro	2007	-0,1022	-0,0022	-0,5015	0	11,413	-0,601	0	0	1,1
Rede Energia	2007	-0,0231	0,0002	0,0286	0	16,112	-0,786	0	0	1,7
Rossi Resid	2007	0,1047	-0,0049	0,9457	0	14,615	0,651	0	0	2,7
Sabesp	2007	-0,0293	-0,0004	0,8940	0	16,742	0,994	0	0	1,2
Sadia S/A	2007	0,0779	0,0000	0,2706	0	15,917	0,456	0	0	2,7
Sao Carlos	2007	0,1413	-0,0025	0,9808	0	13,928	1,329	0	0	1,5
Sid Nacional	2007	0,0017	0,0049	1,2861	0	17,113	0,602	0	0	4
Souza Cruz	2007	-0,0547	0,0009	0,7628	0	14,989	0,092	0	0	2,2
Sul Amer Nac	2007	0,0899	-0,0042	0,7550	0	15,974	0,668	0	0	-8,8

Sultepa	2007	-0,0076	0,0006	0,1491	0	13,467	-0,520	1	-0,51962	-17,8
Tectoy	2007	-0,0942	-0,0015	0,5726	1	10,492	-1,385	0	0	-6,7
Tegma	2007	0,0257	-0,0045	0,5251	0	13,137	-0,148	0	0	1,5
Tele Nort CI	2007	0,0000	0,0000	1,0000	0	13,179	1,000	0	0	0,6
Telemar	2007	-0,0318	0,0005	1,0683	0	17,225	0,445	0	0	2,4
Telesp	2007	-0,0422	-0,0007	0,6969	0	16,756	-0,213	0	0	1,7
Tim Part S/A	2007	0,0426	-0,0024	1,0533	0	16,493	1,005	0	0	0,4
Totvs	2007	0,1178	-0,0054	0,4331	0	13,004	0,684	0	0	1,4
Tractebel	2007	-0,0194	-0,0010	0,6433	0	15,702	0,064	0	0	2,1
Triunfo Part	2007	-0,0148	-0,0009	0,3441	1	14,230	-2,181	0	0	-1,8
Tupy	2007	-0,0171	-0,0003	0,4001	0	14,351	0,646	0	0	1,8
Usiminas	2007	-0,0285	0,0047	0,9849	0	16,846	-0,190	0	0	1,7
Vale	2007	-0,0261	-0,0009	1,2421	0	18,705	-0,351	0	0	2,4
Vivo	2007	0,0311	-0,0020	0,3084	1	16,711	1,179	0	0	-0,6
Weg	2007	-0,0975	-0,0016	0,6131	0	15,399	0,125	0	0	3,5

A.2 Caso argentino

Quadro A.2. Base amostral para o caso Argentino no ano 2000 - 2007.

EMPRESAS	ANOS	CAR	Alfa	Beta	LOSS	Ln AT	ΔEPS	MODIFIED	MODIFIED* ΔEPS	ALAV
Acindar	2000	0,0298	0,0012	1,1096	1	13,694	0,357	0	0	6
Agrometal	2000	-0,0117	-0,0003	0,3791	0	9,869	-0,444	0	0	0,8
Atanor	2000	0,0298	-0,0001	0,6825	0	12,429	0,803	0	0	1,4
Carlos Casado	2000	0,0186	-0,0036	0,2226	1	10,339	1,355	0	0	1,1
Dycasa	2000	0,0277	0,0007	0,2164	0	12,061	-0,032	0	0	1,6
Gas Natural Ban	2000	0,0370	-0,0023	0,2139	0	13,481	0,160	0	0	1,3
Ledesma	2000	0,0107	0,0001	0,4569	1	13,125	-0,176	0	0	-1,9
Molinos Rio	2000	-0,0236	0,0010	0,8345	0	13,346	0,734	0	0	1
Solvay Indupa	2000	-0,0473	-0,0026	0,7154	1	13,395	-0,995	0	0	-1,4
Transp Gas Sur	2000	-0,0161	0,0004	0,7309	0	14,563	-0,154	0	0	1,1
Ypf	2000	-0,0420	-0,0007	0,1183	0	16,399	0,612	0	0	1,4
Acindar	2001	0,1929	0,0083	1,4635	1	13,521	0,192	0	0	9,8
Aluar	2001	-0,1240	0,0104	0,6317	0	13,960	-0,735	0	0	1,2
Atanor	2001	-0,0502	0,0127	0,9356	0	12,388	-0,596	0	0	0,9
Comercial del Plata	2001	-0,0472	-0,0008	0,6770	0	13,912	9,714	1	9,7137	8,6
Gas Natural Ban	2001	0,0078	-0,0037	-0,1428	0	13,448	-0,796	0	0	1,2
Ledesma	2001	-0,0502	0,0153	0,7179	0	13,138	0,635	0	0	1,1
Minetti Juan	2001	-0,0194	-0,0090	0,1897	1	13,596	0,102	1	0,1020	16,4
Mirgor	2001	0,1199	-0,0062	0,2875	1	10,889	0,856	1	0,8563	3,5
Polledo	2001	-0,0382	0,0043	0,3227	0	11,979	3,057	0	0	0,6
Solvay Indupa	2001	0,0416	0,0168	0,9296	1	13,401	0,712	0	0	17,5
Transp Gas Sur	2001	0,0834	-0,0106	0,5873	0	14,632	-0,164	0	0	1,1
Acindar	2002	0,0741	0,0084	0,9803	1	14,270	0,498	0	0	77,9
Agrometal	2002	0,0049	0,0024	0,7324	0	10,840	-0,016	0	0	0,4

Alpargatas	2002	-0,0297	0,0012	0,8413	1	13,396	0,633	1	0,6333	-3,2
Aluar	2002	-0,0259	-0,0011	0,3234	0	14,785	0,623	0	0	0,7
Atanor	2002	0,0658	-0,0018	0,2069	0	13,107	0,844	0	0	0,6
Carlos Casado	2002	-0,0067	-0,0012	0,1919	0	11,069	1,069	0	0	-4,2
Comercial del Plata	2002	-0,0755	-0,0021	1,2805	0	14,731	0,881	1	0,8812	-4
Distr Gas Cuyana	2002	0,0009	-0,0009	1,0775	0	13,339	-1,094	0	0	0,4
Garovaglio	2002	-0,1142	-0,0046	1,3532	0	10,300	4,083	1	4,0831	8,8
Gas Natural Ban	2002	-0,0118	0,0016	0,9140	1	14,227	1,185	0	0	-1,5
Minetti Juan	2002	-0,0986	0,0072	0,9744	1	14,318	0,870	1	0,8700	20,6
Molinos Rio	2002	0,0156	-0,0026	0,6266	1	14,321	1,288	0	0	-5,3
Petrol. del Conosur	2002	-0,0258	0,0001	1,1208	1	12,558	0,976	0	0	22,9
Polledo	2002	0,0038	-0,0052	0,6128	0	12,907	0,974	0	0	1,2
Renault Argentina	2002	0,0331	0,0022	0,5631	1	13,956	0,430	0	0	3,4
Siderar	2002	0,0074	0,0018	0,6577	0	14,961	2,073	0	0	0,5
Solvay Indupa	2002	0,1176	-0,0021	0,6622	0	14,207	1,275	0	0	2,5
Telefonica de Arg.	2002	0,0315	-0,0031	0,4348	1	16,074	1,038	0	0	67,7
Transp Gas Sur	2002	-0,0340	0,0001	1,5385	1	15,503	1,171	0	0	-4,6
Agrometal	2003	0,0074	0,0054	0,8530	0	11,087	0,841	0	0	1,9
Alpargatas	2003	-0,0648	-0,0019	0,9953	1	13,361	-8,578	1	-8,5778	-1,2
Alto Palermo	2003	-0,0059	0,0003	0,7136	0	13,922	-1,215	0	0	-0,8
Aluar	2003	-0,0177	0,0032	0,7147	0	14,742	-0,504	0	0	1,6
Atanor	2003	0,0018	0,0002	0,1325	0	13,274	-0,325	0	0	1,2
Carboclor S.A.	2003	-0,0804	-0,0024	0,5295	1	11,934	1,463	1	1,4634	8,3
Carlos Casado	2003	0,0577	-0,0012	0,4531	0	11,161	-3,268	0	0	-1,2
Comercial del Plata	2003	0,0166	-0,0020	0,7765	1	12,817	1,145	1	1,145	-0,5
Cresud	2003	0,0042	-0,0062	0,5880	0	13,294	-0,814	0	0	1,5
Distr Gas Cuyana	2003	0,0208	-0,0013	1,0132	0	13,349	0,436	1	0,4355	1,9
Dycasa	2003	0,0042	-0,0005	0,4872	1	12,196	-25,572	0	0	21,8
G C del Oeste	2003	-0,0203	0,0019	0,4114	1	13,291	85,909	1	85,9094	-0,1
Gas Natural Ban	2003	-0,0267	-0,0024	0,8054	0	14,155	3,032	0	0	104,5
Longvie	2003	0,0685	-0,0040	0,5427	1	11,181	-3,915	0	0	2
Massuh	2003	0,0260	-0,0016	0,4996	0	12,992	-0,916	0	0	2,2
Minetti Juan	2003	-0,0048	0,0029	1,0253	0	14,202	5,087	0	0	17
Mirgor	2003	-0,1059	0,0023	0,2402	1	11,512	-3,385	1	-3,3850	2,7
Petrobras Energiassa	2003	-0,0514	0,0035	0,2918	0	16,597	4,075	0	0	1,6
Petrobras Particip.	2003	0,0221	0,0022	0,9842	0	16,597	4,129	1	4,1286	1,6
Polledo	2003	-0,0469	-0,0028	0,9746	1	12,707	2,667	1	2,6672	1,1
Renault Argentina	2003	0,0155	-0,0032	0,8620	1	13,813	-1,732	0	0	5,7
San Miguel	2003	-0,0180	-0,0010	0,7239	0	13,071	7,937	1	7,9370	1,3
Siderar	2003	0,0205	-0,0003	0,9446	0	14,862	0,723	0	0	1,2
Solvay Indupa	2003	0,0440	0,0003	0,8102	0	14,173	-29,321	0	0	0,1
Telefonica de Arg.	2003	0,0050	0,0001	0,7414	0	15,933	9,491	0	0	7,2
Transener	2003	-0,0381	-0,0020	0,9269	0	14,662	10,100	1	10,0997	11,7
Transp Gas Sur	2003	-0,0167	-0,0003	1,1450	0	15,512	3,213	1	3,2135	1,5
Ypf	2003	0,0316	-0,0011	0,4748	0	17,322	0,277	0	0	1,5
Acindar	2004	0,0218	0,0020	1,1173	0	14,704	-0,715	0	0	1,6
Alpargatas	2004	0,0206	0,0028	0,7446	1	13,368	0,284	1	0,2842	-6,4
Alto Palermo	2004	-0,0309	0,0047	0,4815	0	14,029	0,128	0	0	2,1
Aluar	2004	-0,0064	-0,0013	0,6379	0	14,701	0,194	0	0	1,6
Comercial del Plata	2004	-0,0063	0,0048	1,0831	1	12,856	-19,166	0	0	41,9

Cresud	2004	0,0219	-0,0010	0,5036	0	13,457	-0,266	0	0	1,4
Distr Gas Cuyana	2004	-0,0259	-0,0001	0,6258	0	13,313	-0,063	0	0	1,2
Dycasa	2004	0,0045	0,0001	0,1975	0	12,313	1,295	0	0	1,4
Fiplasto	2004	-0,0004	-0,0007	0,7092	0	11,387	1,391	0	0	1,1
Gas Natural Ban	2004	-0,0021	0,0002	0,2845	0	14,107	-5,479	0	0	0,6
Grimoldi	2004	0,0052	-0,0012	0,5736	0	11,215	0,612	0	0	0,7
Minetti Juan	2004	-0,0159	-0,0017	0,7560	0	14,134	-2,100	0	0	1
Mirgor	2004	-0,0158	0,0017	0,1329	0	11,746	1,398	1	1,3983	1,1
Molinos Rio	2004	-0,0199	-0,0036	0,8125	0	14,492	0,952	0	0	0,7
Petrobras Energiasa	2004	0,0052	0,0017	0,4657	0	16,626	0,443	1	0,4433	1,1
Petrobras Particip.	2004	0,0103	0,0001	0,9480	0	16,626	0,438	1	0,4381	1,1
Petrol. del Conosur	2004	0,0728	-0,0014	-0,2458	1	12,242	0,527	0	0	-20,9
Polledo	2004	0,0106	-0,0014	0,9850	1	12,616	-2,746	1	-2,7456	1,2
Rosenbusch	2004	0,0274	-0,0005	0,4147	0	10,574	-2,082	0	0	1,1
San Miguel	2004	-0,0135	-0,0032	0,7184	0	13,100	-0,119	0	0	0,7
Siderar	2004	0,0087	0,0023	0,8477	0	15,123	0,686	0	0	1,5
Solvay Indupa	2004	0,0030	0,0013	0,8089	0	14,205	0,928	0	0	0,8
Telecom	2004	-0,0154	0,0016	1,0317	1	16,328	1,527	1	1,5270	-30,9
Telefonica de Arg.	2004	0,0674	0,0000	0,4139	1	15,834	51,625	0	0	0
Transener	2004	0,0450	0,0008	0,7635	1	14,665	1,490	0	0	-32,6
Transp Gas Sur	2004	0,0381	0,0019	0,5780	0	15,454	-0,935	1	-0,9345	0,8
Ypf	2004	0,0296	0,0024	0,5237	0	17,247	0,051	0	0	1,4
Agrometal	2005	-0,0725	-0,0007	0,2839	0	11,106	0,140	0	0	1,3
Alpargatas	2005	-0,0311	0,0013	0,6847	0	13,379	1,948	1	1,9484	-11,1
Central Puerto	2005	0,0902	-0,0012	0,4020	1	14,334	0,689	1	0,6890	342,7
Grimoldi	2005	0,0038	-0,0005	0,5021	0	11,388	0,542	0	0	1,1
Minetti Juan	2005	0,0361	-0,0030	0,3591	0	14,101	0,368	0	0	1
Quickfood S.A.	2005	-0,0151	-0,0013	0,4004	0	12,103	0,125	1	0,1252	2,6
Siderar	2005	-0,0209	-0,0024	1,2494	0	15,535	-0,153	0	0	1,8
Solvay Indupa	2005	-0,0038	-0,0022	0,2995	0	14,335	0,119	0	0	0,9
Transener	2005	-0,0350	-0,0019	0,2335	0	14,572	1,223	0	0	16,4
Transp Gas Sur	2005	0,0696	-0,0012	0,5099	0	15,464	0,320	0	0	1,1
Acindar	2006	-0,0314	-0,0014	0,7873	0	14,905	-0,194	0	0	1,4
Agrometal	2006	0,0091	-0,0017	0,5802	0	11,255	0,021	0	0	1,5
Carboclor S.A.	2006	0,0691	-0,0031	0,4179	0	12,044	-24,675	0	0	0,5
Central Puerto	2006	0,1187	-0,0008	0,7880	0	13,939	1,478	1	1,4783	6,6
Colorin	2006	-0,1079	0,0023	0,2488	1	11,107	1,307	0	0	-177,9
Comercial del Plata	2006	0,0014	-0,0007	1,3836	1	13,032	1,541	1	1,5409	-0,7
Dycasa	2006	-0,0035	0,0012	0,4944	0	12,370	0,241	0	0	4,9
Endesa Costanera	2006	-0,0293	0,0014	0,5584	1	14,369	-3,615	0	0	-0,4
Gas Natural Ban	2006	-0,0305	-0,0001	0,3896	1	14,006	1,073	0	0	3,7
Grimoldi	2006	0,0041	0,0014	0,6347	0	11,475	-0,457	0	0	0,7
Longvie	2006	0,0378	-0,0017	0,7118	0	11,344	0,436	0	0	3,3
Metrogas	2006	-0,0571	0,0007	0,7267	1	14,525	0,903	1	0,9029	-15,4
Metrovias S.A.	2006	-0,0217	-0,0005	0,9685	0	12,795	-7,487	1	-7,4873	-2,1
Minetti Juan	2006	-0,0298	-0,0026	0,5961	0	14,084	-2,026	0	0	0,7
Mirgor	2006	0,0313	0,0013	0,4987	0	12,628	0,507	1	0,5070	2,5
Pampa Energia S.A.	2006	0,0107	0,0022	1,1398	0	14,345	-2,557	0	0	1
Petrobras Particip.	2006	-0,0027	-0,0020	0,8134	0	16,834	0,424	0	0	2,2
San Miguel	2006	-0,0219	0,0011	0,5877	1	13,153	1,050	0	0	-0,8

Siderar	2006	0,0583	-0,0016	0,8761	0	15,755	0,132	0	0	1,6
Socotherm	2006	0,0317	-0,0005	0,3142	0	13,544	-3,233	0	0	2,4
Telecom	2006	0,0264	0,0024	0,6504	0	15,981	-4,467	0	0	1,4
Transener	2006	0,0010	0,0010	0,7124	0	14,545	-670,576	0	0	0
Transp Gas Sur	2006	-0,0077	0,0007	0,6336	0	15,452	0,392	0	0	1,2
Ypf	2006	0,0338	-0,0013	0,2673	0	17,382	-0,197	0	0	1,6
Agrometal	2007	0,0011	-0,0016	0,6322	0	11,306	-0,183	0	0	1,4
Alpargatas	2007	-0,0026	-0,0010	0,5048	0	13,411	-1,498	0	0	1,9
Aluar	2007	0,0144	-0,0004	0,8833	0	15,594	-0,015	0	0	1,9
Camuzzi Gas Pamp.	2007	0,0099	-0,0028	0,3491	0	13,974	-2,367	0	0	0,4
Carboclor S.A.	2007	-0,0025	-0,0025	0,3651	0	12,086	0,548	0	0	-59
Carlos Casado	2007	0,0008	0,0012	0,2467	0	11,131	0,642	0	0	-1,2
Central Puerto	2007	0,0164	0,0040	0,6334	0	14,026	0,130	1	0,1296	3,1
Ceramica S.Lorenzo	2007	0,0099	0,0023	0,4238	0	12,590	0,012	0	0	1,1
Fiplasto	2007	-0,0256	0,0015	0,5520	0	11,624	-22,136	0	0	0,3
Garovaglio	2007	-0,0009	0,0021	0,6774	0	10,758	0,998	0	0	3,8
Longvie	2007	-0,0104	-0,0011	0,4282	0	11,620	0,532	0	0	2,2
Metrogas	2007	-0,0093	-0,0019	0,6579	1	14,512	-17,531	1	-17,531	0,2
Mirgor	2007	-0,0264	0,0005	0,6960	0	13,065	0,325	1	0,325	2,6
Pertrak S.A.	2007	-0,0277	0,0031	0,3310	1	10,809	-0,717	0	0	-0,9
Quickfood S.A.	2007	0,0016	-0,0002	0,7459	0	12,493	0,431	1	0,4309	2,4
San Miguel	2007	0,0319	0,0049	0,5002	0	13,189	2,992	0	0	0,2
Telefonica de Arg.	2007	0,0062	-0,0016	0,2674	0	15,654	-2,083	0	0	0,5
Transener	2007	-0,0078	-0,0025	0,9750	1	14,544	1,174	0	0	-0,1
Transp Gas Sur	2007	0,0247	-0,0040	0,8291	0	15,425	-1,427	0	0	0,7

A.3 Caso colombiano

Quadro A.3. Base amostral para o caso Colombiano ano 2001 - 2007.

EMPRESAS	ANOS	CAR	Alfa	Beta	LOSS	Ln AT	Δ EPS	MODIFIED	MODIFIED* Δ EPS	ALAV
Bavaria	2001	0,0452	-0,0004	0,8572	0	22,4596	-1,0172	0	0	2,5
Cementos Argos	2001	0,0338	-0,0009	0,8489	0	21,1049	0,1675	0	0	1,3
Colinver SA	2001	-0,0008	-0,0065	0,8074	0	19,7737	1,0000	0	0	15,5
Coltabaco	2001	0,0040	0,0003	0,3636	0	19,5917	0,1807	1	0,1807	3,5
Grupo Nac.Chocolate	2001	-0,0008	-0,0012	0,8323	0	20,7154	0,2176	0	0	3,6
Inv.Argos	2001	-0,0073	-0,0002	1,4192	0	21,6176	0,0436	0	0	1,5
Valorem	2001	-0,0154	-0,0076	1,5502	1	22,1108	0,2827	1	0,2827	-1,9
Bavaria	2002	-0,0274	0,0024	1,1058	0	23,2308	0,4541	0	0	2
Carton Colombia	2002	-0,0075	0,0008	0,3520	0	20,8777	0,1394	1	0,1394	1,1
Cementos Argos	2002	0,0277	-0,0012	0,6427	0	21,3388	0,0302	0	0	1,2
Colinver SA	2002	0,0070	0,0002	1,8744	0	20,0764	0,1093	0	0	10,11
Grupo Nac.Chocolate	2002	0,0076	-0,0005	0,5629	0	21,3857	0,4956	0	0	3,1
Bavaria	2004	0,0221	0,0012	0,6723	0	23,3156	-1,4722	0	0	1,5
Cementos Argos	2004	0,0010	0,0020	0,8230	0	22,0387	-0,6299	0	0	1,1
Colinver SA	2004	0,0262	-0,0018	0,9417	0	20,8631	0,3009	0	0	7,71
Exito	2004	0,0185	-0,0005	0,9248	0	21,7488	0,1223	0	0	18,66
Grupo Nac.Chocolate	2004	-0,0048	-0,0001	0,9507	0	21,7267	-2,8084	0	0	3,1

Inv.Argos	2004	-0,0149	0,0003	0,9674	0	22,5768	0,0207	0	0	1,1
Tex Fabricato Tejic	2004	-0,0602	-0,0034	1,0499	0	20,6808	-1,1269	0	0	1,1
Carton Colombia	2005	-0,0131	0,0018	0,6944	0	21,0610	0,1260	0	0	1,9
Cementos Argos	2005	-0,0071	-0,0018	1,2567	0	22,8993	0,6660	0	0	7,5
Colinver SA	2005	-0,0195	0,0003	1,0441	0	21,5192	0,5967	0	0	3,35
Coltejer	2005	-0,1645	0,0174	1,0161	0	20,7346	0,7305	0	0	34,2
Exito	2005	-0,0257	0,0021	1,0858	0	21,8361	0,0566	0	0	18,52
Grupo Nac.Chocolate	2005	-0,0087	0,0030	0,8682	0	22,1151	0,1316	0	0	3,3
Inv.Argos	2005	-0,0143	-0,0015	1,3110	0	23,0495	-2,3095	0	0	6,2
Mineros S.A.	2005	-0,0421	0,0024	0,8287	0	18,7870	-0,7893	1	-0,7893	1,2
Paz del Rio	2005	0,0094	-0,0050	1,1078	0	20,8252	-0,8007	0	0	2,4
Tablemac	2005	-0,0212	0,0048	1,0292	0	18,7257	1,1564	1	1,1564	2,4
Tex Fabricato Tejic	2005	-0,0184	-0,0084	2,3351	0	20,7060	0,2127	0	0	2,6
Valorem	2005	-0,0362	0,0015	1,3988	1	21,5141	-0,7986	0	0	9,5
Cementos Argos	2006	-0,0100	0,0006	1,0880	0	22,9193	-15,5126	1	-15,5126	3,9
Colinver SA	2006	-0,0109	0,0006	1,1540	0	21,6212	0,2623	0	0	2,95
Coltejer	2006	0,0321	-0,0020	0,5892	0	20,7131	-0,8454	0	0	26,3
Grupo Nac.Chocolate	2006	0,0259	0,0002	0,8887	0	22,1167	0,0024	0	0	1,2
Inv.Argos	2006	0,0129	-0,0001	1,1666	0	22,5685	-0,9907	1	-0,9907	1,9
Mineros S.A.	2006	-0,0275	0,0024	0,7561	0	18,9772	0,2591	0	0	2,37
Paz del Rio	2006	-0,0186	0,0020	0,6919	0	20,9180	0,3701	0	0	1,6
Tablemac	2006	-0,0447	0,0033	1,0367	0	18,8155	0,5324	0	0	1,7
Tex Fabricato Tejic	2006	0,0059	0,0005	1,0879	0	20,7901	-0,0859	0	0	2,3
Cementos Argos	2007	-0,0319	-0,0007	1,0478	0	23,0013	0,3165	0	0	2,5
Colinver SA	2007	-0,0295	0,0000	1,1768	0	21,8873	-2,0099	0	0	27,5
Coltejer	2007	-0,0451	0,0032	1,4977	1	20,6806	1,2143	0	0	-0,7
Enka Colombia	2007	-0,0072	0,0007	0,9145	0	20,3098	1,7454	0	0	6
Grupo Nac.Chocolate	2007	0,0162	0,0005	0,7704	0	22,1682	0,1375	0	0	1
Inv.Argos	2007	-0,0160	-0,0014	1,0581	0	22,6289	0,1947	0	0	2,4
Mineros S.A.	2007	-0,0408	0,0038	0,6722	0	19,1617	0,0536	0	0	1,71
Paz del Rio	2007	-0,0132	0,0019	1,1419	0	20,9794	-14,0986	0	0	6,3
Promigas	2007	0,0408	0,0051	-1,0899	0	21,3742	0,2832	1	0,2832	2
Tablemac	2007	-0,0342	0,0003	1,1241	0	18,9509	0,1151	0	0	1,6
Tex Fabricato Tejic	2007	0,0944	0,0021	1,5314	0	20,8426	-0,2232	0	0	2,3

APÊNDICE B

ESTADÍSTICA DESCRITIVA DAS VARIÁVEIS UTILIZADAS NOS MODELOS DE REGRESSÃO

B.1 Caso brasileiro

Tabela B.1. Estadística descritiva da variável CAR - Brasil.

Variável CAR				
Período	N	Média	Desvio padrão	Variância
2000 - 2007	399	0,0054	0,05490	0,003
2000	31	0,0034	0,0506	0,003
2001	39	0,0107	0,0619	0,004
2002	30	0,0135	0,0486	0,002
2003	47	-0,0116	0,0605	0,004
2004	39	-0,0090	0,0292	0,001
2005	57	-0,0154	0,0727	0,005
2006	52	-0,0228	0,02957	0,001
2007	104	0,0007	0,0554	0,003

Tabela B.2. Estadística descritiva da variável Δ EPS - Brasil.

Variável Δ EPS				
Período	N	Média	Desvio padrão	Variância
2000 - 2007	399	0,1065	9,15	83,79
2000	31	0,3597	11,7	137,22
2001	39	0,1633	1,88	3,53
2002	30	2,890	12,3	151,38
2003	47	0,3219	1,99	3,97
2004	39	-0,461	4,49	20,18
2005	57	0,6211	2,50	6,24
2006	52	-0,119	6,88	47,38
2007	104	-0,841	14,1	200,09

Tabela B.3. Estadística descritiva da variável ALAV - Brasil.

Variável ALAV				
Período	N	Média	Desvio padrão	Variância
2000 - 2007	399	1,976	14,496	210,15
2000	31	5,290	11,957	142,97
2001	39	0,400	6,654	44,27
2002	30	10,357	44,795	2006,64
2003	47	-1,338	14,917	222,54
2004	39	1,935	6,932	38,93
2005	57	1,956	2,179	4,75
2006	52	0,785	7,167	51,37
2007	104	1,285	4,005	16,04

Tabela B.4. Estadística descritiva da variável ln TA - Brasil.

Variável ln TA				
Período	N	Média	Desvio padrão	Variância
2000 - 2007	399	15,1	1,76E	3,08
2000	31	15,0	1,73	2,98
2001	39	15,2	1,47	2,14
2002	30	15,3	1,70	2,88
2003	47	15,3	1,58	2,50
2004	39	15,3	1,54	2,37
2005	57	15,1	1,76	3,10
2006	52	15,3	1,85	3,43
2007	104	14,6	1,94	3,76

Tabela B.5. Estadística descritiva da variável *dummy* MODIFIED - Brasil.

Variável MODIFIED			
Período	Valor	Frequência	Porcentagem
2000 - 2007	0	356	89,33
	1	43	10,67
2000	0	26	83,98
	1	5	16,02
2001	0	31	79,59
	1	8	20,41

2002	0	23	76,77
	1	7	23,23
2003	0	35	74,57
	1	12	25,43
2004	0	33	85,10
	1	6	14,90
2005	0	57	100
	1	0	0,00
2006	0	50	96,26
	1	2	3,74
2007	0	101	97,29
	1	3	2,78

Tabela B.6. Estatística descritiva da variável *dummy* LOSS - Brasil.

Variável LOSS			
Período	Valor	Frequência	Porcentagem
2000 - 2007	0	326	81,81
	1	73	18,19
2000	0	24	77,52
	1	7	22,48
2001	0	32	82,16
	1	7	17,84
2002	0	16	53,44
	1	14	46,56
2003	0	38	80,96
	1	9	19,04
2004	0	33	85,10
	1	6	14,90
2005	0	49	86,07
	1	8	13,93
2006	0	45	86,64
	1	7	13,36
2007	0	89	85,68
	1	15	14,32

B.2 Caso argentino

Tabela B.7. Estadística descriptiva da variável CAR - Argentina.

Variável CAR				
Período	N	Media	Desvio padrão	Variância
2000 - 2007	149	0,0017	0,0442	0,002
2000	11	0,0011	0,0305	0,001
2001	11	0,0105	0,0914	0,008
2002	19	-0,0035	0,0567	0,003
2003	28	-0,0054	0,0399	0,002
2004	27	0,0088	0,0260	0,001
2005	10	0,0021	0,0498	0,002
2006	24	0,0037	0,0452	0,002
2007	19	0,0002	0,0162	0,000

Tabela B.8. Estadística descriptiva da variável Δ EPS - Argentina.

Variável Δ EPS				
Período	N	Media	Desvio padrão	Variância
2000 - 2007	149	-4,160	55,80	3116,5
2000	11	0,201	0,658	0,43
2001	11	1,180	3,030	9,16
2002	19	0,989	0,977	0,95
2003	28	2,180	18,50	341,6
2004	27	1,120	10,80	117,6
2005	10	0,532	0,62	0,39
2006	24	-29,60	137	18669,50
2007	19	-2,11	6,41	41,10

Tabela B.9. Estadística descriptiva da variável ALAV - Argentina.

Variável ALAV				
Período	N	Media	Desvio padrão	Variância
2000 - 2007	149	3,97	34,87	1216,04
2000	11	1,13	1,99	3,98
2001	11	5,62	6,44	41,56
2002	19	9,72	23,56	555,36
2003	28	7,04	19,84	393,76
2004	27	-0,95	12,79	163,81
2005	10	35,78	108,03	11672,14
2006	24	-6,67	36,68	1345,53
2007	19	-2,02	13,86	192,11

Tabela B.10. Estadística descriptiva da variável ln TA - Argentina.

Variável ln TA				
Período	N	Media	Desvio padrão	Variância
2000 - 2007	149	13,60	1,65	2,70
2000	11	13,00	1,82	3,30
2001	11	13,20	1,05	1,09
2002	19	13,60	1,55	2,41
2003	28	13,70	1,67	2,79
2004	27	13,90	1,76	3,10
2005	10	13,60	1,59	2,54
2006	24	13,80	1,75	3,05
2007	19	13,00	1,63	2,65

Tabela B.11. Estadística descriptiva da variável *dummy* MODIFIED - Argentina.

Variável MODIFIED			
Período	Valor	Frequência	Porcentagem
2000 - 2007	0	112	75,27
	1	37	24,73
2000	0	11	100
	1	0	0
2001	0	8	72,83

	1	3	27,17
2002	0	15	79,05
	1	4	20,95
2003	0	17	60,82
	1	11	39,18
2004	0	20	74,18
	1	7	25,82
2005	0	7	70,10
	1	3	29,90
2006	0	19	79,27
	1	5	20,73
2007	0	15	79,05
	1	4	20,95

Tabela B.12. Estadística descriptiva da variável *dummy* LOSS - Argentina.

Variável LOSS			
Período	Valor	Frequência	Porcentagem
2000 - 2007	0	106	71,25
	1	43	28,75
2000	0	7	63,74
	1	4	36,26
2001	1	7	63,74
	0	4	36,26
2002	0	10	52,74
	1	9	47,26
2003	0	19	67,96
	1	9	32,04
2004	0	20	74,18
	1	7	25,82
2005	0	9	90,10
	1	1	9,90
2006	0	18	75,10
	1	6	24,90
2007	0	16	84,32
	1	3	15,68

B.3 Caso colombiano

Tabela B.13. Estatística descritiva da variável CAR - Colômbia.

Variável CAR				
Período	N	Média	Desvio padrão	Variância
2000 - 2007	51	-0,008e-3	0,0355	0,0012
2001	7	0,0083	0,0223	0,0012
2002	5	0,0014	0,0204	0,0004
2003	-	-	-	-
2004	7	-0,001e-3	0,0298	0,0008
2005	12	-0,030e-2	0,0443	0,0019
2006	9	-0,003e-3	0,0252	0,0006
2007	11	-0,006e-3	0,0420	0,0017

Tabela B.14. Estatística descritiva da variável Δ EPS - Colômbia.

Variável Δ EPS				
Período	N	Média	Desvio padrão	Variância
2000 - 2007	51	-0,0642	3,013	9,079
2001	7	0,1249	0,593	9,079
2002	5	0,2457	0,213	0,045
2003	-	-	-	-
2004	7	-0,0799	1,107	1,226
2005	12	-0,0008	0,948	0,900
2006	9	-1,7786	5,177	26,803
2007	11	-1,1155	4,403	19,394

Tabela B.15. Estatística descritiva da variável ALAV - Colômbia.

Variável ALAV				
Período	N	Média	Desvio padrão	Variância
2000 - 2007	51	5,248	7,424	55,122
2001	7	3,714	5,517	55,122
2002	5	3,502	3,779	14,288
2003	-	-	-	-
2004	7	4,895	6,523	42,558
2005	12	7,755	9,635	92,834
2006	9	4,913	8,060	64,967
2007	11	4,782	7,801	60,859

Tabela B.16. Estatística descritiva da variável ln TA - Colômbia.

Variável ln TA				
Período	N	Média	Desvio padrão	Variância
2000 - 2007	51	21,22e1	1,228	1,509
2001	7	21,05e1	1,103	1,509
2002	5	21,38e1	1,159	1,344
2003	-	-	-	-
2004	7	21,85e1	0,919	0,846
2005	12	21,14e1	1,357	1,843
2006	9	21,04e1	1,447	2,094
2007	11	21,08e1	1,3055	1,704

Tabela B.17. Estadística descriptiva da variável *dummy* MODIFIED - Colômbia

Variável MODIFIED			
Período	Valor	Frequência	Porcentagem
2000 - 2007	0	43	84,3
	1	8	15,7
2001	0	5	71,4
	1	2	28,6
2002	0	4	80,0
	1	1	20,0
2003	0	-	-
	1	-	-
2004	0	7	100
	1	-	
2005	0	10	83,3
	1	2	16,7
2006	0	7	77,8
	1	2	22,2
2007	0	10	90,9
	1	1	9,1

Tabela B.18. Estadística descriptiva da variável *dummy* LOSS - Colômbia.

Variável LOSS			
Período	Valor	Frequência	Porcentagem
2000 - 2007	0	48	94,1
	1	3	5,90
2001	0	6	85,7
	1	1	14,3
2002	0	5	100
	1	-	-
2003	0	-	-
	1	-	-
2004	0	7	100
	1	-	-
2005	0	11	91,7
	1	1	8,30
2006	0	9	100
	1	--	-
2007	0	10	90,9
	1	1	9,10

APÊNDICE C

PROCEDIMENTO *BACKWARD* PARA A ANÁLISE MULTIVARIÁVEL POR PAÍS PARA TODO O PERÍODO 2000 – 2007 DA SEÇÃO 5.2.2

Neste anexo se apresentam os resultados de utilizar o procedimento de regressão multivariada *Backward* para solucionar os modelos Modelo_H1_B_2000-2007; Modelo_H1_A_2001-2007 e Modelo_H1_C_2001-2007. Esses modelos foram apresentados na Seção 5.2.2 e tratam a análise multivariável por cada país durante todo o período de estudo: desde o ano 2000 até o ano 2007.

O procedimento *Backward* consiste em introduzir no modelo todas as variáveis independentes consideradas no capítulo 4 e ir suprimindo gradualmente aquelas que não cumprem com o nível de significância geralmente aceito de 5%. Assim, o procedimento de filtragem a cada passo (cada passo é representado pela coluna *Model* nas Tabelas C.1 até C.9) elimina a variável com o maior valor na coluna *Sig* até um modelo onde as suas variáveis explicativas possuem altos valores de significância.

C.1 Caso brasileiro Modelo_H1_B_2000-2007

Tabela C.1. Coeficientes de ajuste do Modelo_H1_B_2000-2007 - Procedimento *backward*.

<i>Model</i>	R	R²	R² Ajustado	Std. Error	Durbin- Watson
1	0,363	0,132	0,118	0,054	2,026
2	0,361	0,131	0,119	0,0543	2,026
3	0,359	0,129	0,120	0,0543	2,026
4	0,355	0,126	0,119	0,0543	2,026
5	0,349	0,122	0,117	0,0544	2,026
6	0,343	0,118	0,115	0,0544	2,026

Tabela C.2. Significância do Modelo_H1_B_2000-2007 - Procedimento *backward*.

<i>Model</i>	F	Sig.
1	2,166	0,045
2	2,554	0,027
3	2,961	0,020
4	3,516	0,015
5	4,541	0,011
6	7,404	0,007

Tabela C.3. Significância dos parâmetros do Modelo_H1_B_2000-2007 – Procedimento *backward*.

Modelo		Coefficientes não-estandardizados		Coefficientes estandardizados	t	Sig.	Colinearidade	
		β	Std. Error	$\beta_{standard}$			Tolerance	VIF
1	(Constant)	-0,0138	0,0244		-0,5681	0,57025		
	MODIFIED	-0,0091	0,0093	-0,0515	-0,9785	0,32840	0,89077	1,1226
	ΔEPS	0,00038	0,0008	0,06337	1,1590	0,24716	0,82780	1,2108
	MODIFIED x ΔEPS	-0,0011	0,0003	-0,08103	-1,4837	0,13868	0,82585	1,2080
	ALAV	0,0002	0,0001	0,05869	1,1710	0,2422	0,98306	1,0172
	LOSS	-0,0160	0,00761	-0,1128	-2,1013	0,0362	0,85647	1,1675
	ln TA	0,0007	0,00159	0,0254	0,4995	0,61769	0,95146	1,0510
2	(Constant)	-0,0017	0,00310		-0,5726	0,56720		
	MODIFIED	-0,0089	0,0092	-0,0506	-0,9626	0,3363	0,89186	1,1212
	ΔEPS	0,0003	0,0003	0,06342	1,16103	0,24633	0,82585	1,2108
	MODIFIED x ΔEPS	-0,0011	0,0007	-0,08171	-1,4981	0,13488	0,8283	1,2072
	ALAV	0,0002	0,0001	0,05907	1,18007	0,2386	0,9833	1,0169
	LOSS	-0,0168	0,0074	-0,11863	-2,2652	0,02403	0,8985	1,1128
3	(Constant)	-0,0023	0,0030		-0,7853	0,43271		

	ΔEPS	0,0003	0,00032	0,06203	1,1361	0,25657	0,82643	1,2100
	MODIFIED x ΔEPS	-0,0012	0,00079	-0,08512	-1,5640	0,11860	0,83183	1,2021
	ALAV	0,0002	0,0001	0,06519	1,3129	0,18998	0,9993	1,0006
	LOSS	-0,0189	0,00707	-0,13391	-2,6835	0,00759	0,98948	1,0106

4	(Constant)	-0,0022	0,00303		-0,7416	0,4587		
	MODIFIED x ΔEPS	-0,0008	0,0007	-0,0600	-1,2062	0,2284	0,9960	1,0039
	ALAV	0,0002	0,00018	0,0655	1,3196	0,18773	0,9994	1,0005
	LOSS	-0,0196	0,0070	-0,13871	-2,7886	0,00554	0,9966	1,0033

5	(Constant)	-0,0023	0,0030		-0,7899	0,4300		
	ALAV	0,0002	0,0001	0,0641	1,2903	0,1976	0,9999	1,000
	LOSS	-0,0191	0,00704	-0,13522	-2,7216	0,00678	0,9999	1,000

6	(Constant)	-0,0019	0,0030		-0,6355	0,5254		
	LOSS	-0,0191	0,00705	-0,1353	-2,7210	0,0067	1,000	1,000

Variável Dependente: CAR

C.2 Caso argentino Modelo_H1_A_2000-2007

Tabela C.4. Coeficientes de ajuste do Modelo_H1_A_2000-2007 - Procedimento *backward*.

<i>Model</i>	R	R²	R² Ajustado	Std. Error	Durbin- Watson
1	0,447	0,200	0,166	0,042	2,116
2	0,447	0,200	0,172	0,0427	2,116
3	0,446	0,199	0,176	0,0425	2,116
4	0,445	0,198	0,181	0,0424	2,116
5	0,439	0,193	0,181	0,0424	2,116

Tabela C.5. Significância do Modelo_H1_A_2000-2007 - Procedimento *backward*.

<i>Model</i>	F	Sig.
1	2,625	0,019
2	3,166	0,010
3	3,975	0,004
4	5,276	0,002
5	7,517	0,001

Tabela C.6. Significância dos parâmetros Modelo_H1_A_2000-2007 – Procedimento *backward*.

Modelo	Coefficientes não-estandardizados		Coefficientes estandardizados	t	Sig.	Colinearidade	
	β	Std. Error	$\beta_{standard}$			Tolerance	VIF
1	(Constant)	-0,0220	0,0297	-0,7420	0,4593		
	MODIFIED	-0,0214	0,00847	-0,2105	-2,537	0,01224	0,9204
	ΔEPS	0,0000	0,0000	0,01281	0,1589	0,8739	0,97457
	MODIFIED x ΔEPS	-0,0001	0,0004	-0,0172	-0,211	0,8328	0,9541
	ALAV	0,0003	0,0001	0,2383	2,9520	0,0036	0,9723
	LOSS	0,0032	0,0079	0,0328	0,4004	0,6894	0,9391
	ln TA	0,0020	0,0021	0,0745	0,9269	0,3555	0,9811
2	(Constant)	-0,0220	0,0296		-0,743	0,4586	
	MODIFIED	-0,0214	0,0084	-0,2100	-2,541	0,0120	0,9218
	MODIFIED x ΔEPS	-0,0000	0,0004	-0,0155	-0,193	0,8470	0,9702
	ALAV	0,0003	0,00010	0,2383	2,9622	0,0035	0,9723
	LOSS	0,0032	0,0079	0,0335	0,4097	0,6825	0,9412
	ln TA	0,0019	0,00215	0,0741	0,9261	0,3559	0,9818
3	(Constant)	-0,0220	0,0295		-0,745	0,4569	
	MODIFIED	-0,0217	0,0083	-0,2125	-2,613	0,0099	0,9451
	ALAV	0,0003	0,0001	0,23865	2,9763	0,0034	0,9726

	LOSS	0,0032	0,0079	0,0329	0,4041	0,6867	0,9425	1,0609
	ln TA	0,0019	0,00214	0,07422	0,9300	0,3538	0,9818	1,0185

4	(Constant)	-0,0203	0,0291		-0,697	0,4867		
	MODIFIED	-0,0209	0,0080	-0,2056	-2,593	0,01047	0,9890	1,0110
	ALAV	0,0003	0,0001	0,24103	3,0229	0,00296	0,9779	1,0225
	ln TA	0,00192	0,0021	0,07157	0,9024	0,3682	0,9885	1,0116

5	(Constant)	0,0057	0,0040		1,4280	0,1554		
	MODIFIED	-0,0209	0,0080	-0,2053	-2,592	0,0105	0,9890	1,0110
	ALAV	0,0003	0,0001	0,2486	3,1384	0,0020	0,9890	1,0110

Variável Dependente: CAR

C.3 Caso colombiano Modelo_H1_C_2001-2007

Tabela C.7. Coeficientes de ajuste do Modelo_H1_C_2001-2007 - Procedimento *backward*.

<i>Model</i>	R	R²	R² Ajustado	Std. Error	Durbin- Watson
1	0,542	0,294	0,197	0,034	2,225
2	0,541	0,293	0,214	0,0336	2,225
3	0,538	0,290	0,228	0,0333	2,225
4	0,533	0,285	0,239	0,0330	2,225
5	0,489	0,240	0,208	0,0336	2,225
6	0,445	0,198	0,181	0,0340	2,225

Tabela C.8. Significância do Modelo_H1_C_2001-2007 - Procedimento *backward*.

<i>Model</i>	F	Sig.
1	1,765	0,028
2	2,156	0,007
3	2,699	0,004
4	3,546	0,002
5	3,899	0,002
6	5,324	0,002

Tabela C.6. Significância dos parâmetros Modelo_H1_C_2001-2007 – Procedimento *backward*.

Modelo	Coefficientes não-estandardizados		Coefficientes estandardizados	t	Sig.	Colinearidade	
	β	Std. Error	$\beta_{standard}$			Tolerance	VIF
1	(Constant)	-0,1456	0,0883		-1,6489	0,10627	
	MODIFIED	0,0062	0,0146	0,0643	0,4253	0,6726	0,8012
	ΔEPS	-0,0004	0,0022	-0,0381	-0,1968	0,8448	0,48860
	MODIFIED x ΔEPS	0,00204	0,0032	0,1261	0,62337	0,5362	0,4475
	ALAV	-0,0015	0,0006	-0,3217	-2,3131	0,0254	0,9468
	LOSS	-0,0336	0,02062	-0,2253	-1,6333	0,1095	0,9625
	ln TA	0,0069	0,0041	0,2394	1,6759	0,1008	0,89704
2	(Constant)	-0,1468	0,08714		-1,6853	0,0988	
	MODIFIED	0,0061	0,0144	0,0633	0,4238	0,6736	0,8020
	MODIFIED x ΔEPS	0,00161	0,0024	0,0992	0,6714	0,5053	0,8201
	ALAV	-0,0015	0,0006	-0,32067	-2,3322	0,0242	0,9482
	LOSS	-0,0339	0,0203	-0,22678	-1,6641	0,1030	0,96528
	ln TA	0,0069	0,00407	0,2417	1,7158	0,0930	0,9029
3	(Constant)	-0,1375	0,0835		-1,6459	0,1065	

	MODIFIED x ΔEPS	0,0012	0,00221	0,07602	0,5587	0,5790	0,9508	1,0516
	ALAV	-0,0015	0,0006	-0,3324	-2,4919	0,01637	0,9889	1,0111
	LOSS	-0,0326	0,01999	-0,2186	-1,6351	0,10883	0,9848	1,0153
	ln TA	0,0066	0,0039	0,2282	1,6781	0,10009	0,9516	1,0507

4	(Constant)	-0,1279	0,08115		-1,5761	0,12169		
	ALAV	-0,0015	0,00063	-0,33046	-2,4959	0,0161	0,9897	1,0103
	LOSS	-0,0320	0,01981	-0,2142	-1,6171	0,1125	0,9882	1,0119
	ln TA	0,0061	0,0038	0,2119	1,6070	0,1147	0,9978	1,0021

5	(Constant)	0,0021	0,0059		0,36197	0,7189		
	ALAV	-0,0015	0,0006	-0,3336	-2,4797	0,01671	0,9899	1,0101
	LOSS	-0,0307	0,02011	-0,2054	-1,5265	0,13342	0,9899	1,0101

6	(Constant)	-0,0001	0,0058		-0,0269	0,9786		
	ALAV	-0,0014	0,00064	-0,3130	-2,3072	0,0253	1,000	1,000

Variável Dependente: CAR