



**UnB**  
Universidade de Brasília



**UFPB**  
Universidade Federal da  
Paraíba



**UFRN**  
Universidade Federal do  
Rio Grande do Norte

**Programa Multiinstitucional e Inter-Regional de Pós-graduação em Ciências Contábeis**

**CONSERVADORISMO E RELEVÂNCIA DA INFORMAÇÃO CONTÁBIL:  
VERIFICAÇÃO EMPÍRICA NO MERCADO DE CAPITAIS BRASILEIRO**

DIONÍSIO ADÁRCIO RAMOS

**BRASÍLIA**  
**2013**

UNIVERSIDADE DE BRASÍLIA – UnB

**Reitor:**

Professor Doutor Ivan Marques de Toledo

**Vice-Reitor:**

Professora Doutora Sonia Bão

**Decana de Pesquisa e Pós-Graduação:**

Professor Doutor Isaac Roitman

**Diretor da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade:**

Professor Doutor Tomás de Aquino Guimarães

**Chefe do Departamento de Ciências Contábeis e Atuariais:**

Professor Mestre Wagner Rodrigues dos Santos

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

Professor Doutor César Augusto Tibúrcio Silva

|  |  |  |
|--|--|--|
|  <p><b>UnB</b><br/>Universidade de Brasília</p> |  <p><b>UFPB</b><br/>Universidade Federal da Paraíba</p> |  <p><b>UFRN</b><br/>Universidade Federal do Rio Grande do Norte</p> |
| <p><b>Programa Multiinstitucional e Inter-Regional de Pós-graduação em Ciências Contábeis</b></p>                                |  |  |

DIONÍSIO ADÁRCIO RAMOS

**CONSERVADORISMO E RELEVÂNCIA DA INFORMAÇÃO CONTÁBIL:  
VERIFICAÇÃO EMPÍRICA NO MERCADO DE CAPITAIS BRASILEIRO**

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

**Linha de Pesquisa:** Contabilidade e Mercado Financeiro

**Grupo de Pesquisa:** Mercado Financeiro e Capitais

**Orientador:** Prof. Dr. Paulo Roberto Barbosa Lustosa

BRASÍLIA  
2013

Ramos, Dionísio Adárcio

**Conservadorismo e Relevância da Informação Contábil: Verificação Empírica no Mercado de Capitais Brasileiro** / Dionísio Adárcio Ramos – Brasília, DF, 2013. 124 f.

Orientador: Prof. Dr. Paulo Roberto Barbosa Lustosa

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

1. Conservadorismo. 2. *Value Relevance*. 3. Normas Internacionais de Contabilidade. I. LUSTOSA, Paulo Roberto Barbosa. II. Universidade de Brasília. III. Universidade Federal da Paraíba. IV. Universidade Federal do Rio Grande do Norte.

DIONÍSIO ADÁRCIO RAMOS

**CONSERVADORISMO E RELEVÂNCIA DA INFORMAÇÃO CONTÁBIL:  
VERIFICAÇÃO EMPÍRICA NO MERCADO DE CAPITAIS BRASILEIRO**

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

Comissão Avaliadora:

---

Prof. Dr. Paulo Roberto Barbosa Lustosa  
Programa Multiinstitucional e Inter-Regional de Pós Graduação em Ciências Contábeis da  
UnB/UFPB/UFRN  
(Presidente da Banca)

---

Prof. Dr. César Augusto Tibúrcio Silva  
Programa Multiinstitucional e Inter-Regional de Pós Graduação em Ciências Contábeis da  
UnB/UFPB/UFRN  
(Membro Examinador Interno)

---

Prof. Dr. Tito Belchior Silva Moreira  
UCB  
(Membro Examinador Externo)

Brasília, 27 de junho de 2013.

Ao meu Pai Amando Pereira Ramos,  
por me incentivar no sentido de sempre melhorar;  
À minha mãe Ciria Amália Both Ramos,  
por sempre estar ao meu lado nos momentos mais difíceis;  
À minha esposa Débora Adriana Ramos e  
À minha filha Diênifer Ramos,  
por me apoiarem nesse objetivo.

## AGRADECIMENTOS

Agradeço primeiramente a Deus por ter permitido trilhar esse caminho de crescimento intelectual e humano.

Ao meu pai, Amando Pereira Ramos, que nos deixou (*in memoriam*) durante esse período, pelo seu constante incentivo a sermos cada vez melhor. Onde estiver, tenho certeza de sua alegria. A minha mãe, Círia Amália Both Ramos, que esteve presente nos momentos mais difíceis de minha vida, sempre acreditando que tudo daria certo.

Ao meu orientador, Prof. Dr. Paulo Roberto Barbosa Lustosa, por ter acreditado em meu potencial e não ter desistido em nenhum momento. Suas orientações e humanismo foram imprescindíveis para o sucesso desse trabalho. Um privilégio tê-lo conhecido. Minha eterna gratidão.

A minha esposa, Debora Adriana Ramos, por ter resolvido, até onde pôde, as questões familiares e financeiras. À minha filha, Diênifer Ramos, pela compreensão da necessidade de estudar em detrimento de momentos de lazer.

Ao Sr. Hélio Rodolfo Ribas Silva, chefe que entendeu a importância desse mestrado, liberando por sua conta e risco do expediente para assistir as aulas. Dificilmente conseguirei retribuir à altura essa generosidade. Muito obrigado. Ao Sr. Júlio César Bento de Oliveira, chefe substituto, que manteve as liberações para os encontros finais com o orientador.

Ao colega Jadir Nabuco Alves Pinto, *in memoriam*, amigo e companheiro que pela sua ajuda incondicional no início dessa jornada manteve a regularidade das atividades no trabalho durante a minha ausência.

Ao Sr. Edson Luiz Marques de Andrade que, após o falecimento do Jadir, permitiu que eu continuasse no mestrado, cobrindo a minha ausência cumulativamente às suas atividades.

A equipe que manteve o alto nível de desempenho nas missões, cumprindo fielmente as orientações, mesmo na minha ausência: Paulo, João, Aluízio, Fábio Santos, De Paula, De Almeida, Maikon, Rodrigues, Alexander, Diogo, Pereira e Efraim.

Aos professores do programa, pelo precioso conhecimento transmitido: Prof. Dr. César Augusto Tibúrcio Silva, Prof. Dr. Jorge Katsumi Niyama, Prof. Dr. Ivan Marques de Toledo, Prof<sup>a</sup>. Dr<sup>a</sup>. Fátima de Souza Freire, Prof. Dr. Edilson Paulo, Prof. Dr. Adilson de Lima Tavares e Prof. Dr. Rodrigo de Souza Gonçalves.

Ao Prof. Jorge de Souza Bispo e Prof. Leandro Rodrigues que de forma gratuita contribuíram para o sucesso desse trabalho.

Aos colegas de turma que dentro de suas limitações e consideração ajudaram nesse objetivo: Ricardo, Vando, Eduardo, Lucas, Matheus, Vinícius, Simone, Lucíola e Luíz Fernando.

Aos funcionários e ex-funcionários da Secretaria de Pós-Graduação e Graduação que sempre nos auxiliaram e apoiaram: Aline, Inês, Rodolfo, Eugênio, Heverton, Maria Luísa, Neander, Renato, Rose e Thiago.

Por fim, agradeço a todas as pessoas que direta ou indiretamente me ajudaram a atingir esse objetivo que não foram citadas.



“É graça divina começar bem.  
Graça maior é persistir na  
caminhada certa. Mas a graça das  
graças é não desistir nunca”

Dom Hélder Câmara.

## RESUMO

A maneira como são elaboradas as demonstrações contábeis, com base em princípios e normas, sofre questionamentos sobre a capacidade informacional para seus diversos usuários. Cunhou-se, na academia, a expressão em inglês *value relevance*, ou relevância para o valor, para representar a magnitude da importância que uma determinada informação contábil produz no valor da empresa no mercado, representado pelo preço das ações. Neste sentido o grau de conservadorismo das informações contábeis produzidas por uma determinada entidade leva a crer na existência de relação com a resposta que o mercado dará a esta informação. O conservadorismo contábil, considerado como a adoção de padrões de mensuração que asseguram uma verificabilidade dos registros e, onde for possível, maior objetividade na apresentação dos eventos econômicos, tem sido apontado por parte dos pesquisadores como o principal responsável pelo declínio da *value relevance*. O objetivo desse trabalho é verificar se a variação no conservadorismo contábil direciona a variação na *value relevance*. Como motivador deste estudo, verifica-se que houve variação do conservadorismo contábil com a adoção das normas internacionais de contabilidade, efetivadas principalmente pela publicação das Leis 11.638/07 e 11.941/08, o que pode produzir impactos na *value relevance*. Para a mensuração do conservadorismo contábil, utilizou-se o modelo empregado por Balachandran e Mohanram (2011), baseado em Beaver e Ryan (2000). Para a mensuração da *value relevance*, utilizou-se o modelo empregado por Collins et al. (1997), derivado do modelo de avaliação pelo lucro residual, reatualizado por Ohlson (1995). A relação entre o conservadorismo contábil e a *value relevance* foi evidenciado com o emprego de regressão linear onde os resultados do conservadorismo e da *value relevance*, obtidos empiricamente dos modelos citados, foram considerados como variáveis independente e dependente, respectivamente. A amostra é composta das empresas listadas na Bolsa de Valores de São Paulo (BOVESPA) que possuem suas informações divulgadas no período de dezembro de 1999 até março de 2012. Totalizaram 579 empresas analisadas, com dados extraídos trimestralmente. Os resultados corroboram com a afirmação de uma redução no conservadorismo contábil e com um aumento na relevância da informação contábil no valor da empresa com a convergência às normas internacionais. Com relação ao efeito do conservadorismo na *value relevance*, os resultados afirmam relação significativa e negativamente relacionada, ou seja, um aumento no conservadorismo gera uma redução na

*value relevance*. Este trabalho contribui para o entendimento sobre os estudos relacionados ao conservadorismo e *value relevance*.

Palavras-chave: Conservadorismo Contábil. *Value Relevance*. Normas Internacionais de Contabilidade.

## ABSTRACT

The way the financial statements are performed, based on the principles and standards, has been questioned about the informational capability for its several users. The term *value relevance* has been used, in this context, in order to represent the magnitude of the importance that some accounting information produces on the value of the company in the market, which is represented by stock exchange prices. In that sense, the degree of conservatism of the accounting information, produced by a determined entity, leads us to believe the existence of a relation with the response the market will give to the information. The accounting conservatism, taken as an embracement of measurement patterns which ensure the records' verifiability and, where it is possible, a greater objectivity on the presentation of the economic events, has been pointed by some researchers as the main responsible for the decline of the *value relevance*. The goal of this study is to verify whether the accounting conservatism variation directs the variation in the *value relevance*. As a pusher for this research, it has been verified that there was the variation in the conservative with the embracement of international accounting standards, accomplished mainly by the publication of the 11.638/07 and the 11.841/08 laws, which may make some impact on the *value relevance*. In order to measure the accounting conservatism, the model, established by Balachandran and Mohanram (2011), based on Beaver and Ryan (2000), has been used. For the measuring of the *value relevance*, the model applied by Collins et al. (1997), derived from an evaluation model of the residual profit, updated by Ohlson (1995), has also been used. The relation between the accounting conservatism and the *value relevance* was proved with the linear regression from which the conservatism's and *value relevance*'s outcomes, obtained empirically from the cited models, have been considered as independent and dependent variables, respectively. The sample is composed of the listed companies on the stock exchange of São Paulo (BOVESPA), which have their information disclosed between December 1999 to March 2012. They have totalized 579 analyzed companies, with their disclosed data for every three months. The outcomes corroborate with the assertion of a reduction of the accounting conservatism and the increase of the accounting information relevance in the value of the company with the convergence to the international standards. In relation to effect of the accounting conservatism in *value relevance*, the results show significant relation and negatively related, that is, a rise on the conservatism develop a reduction in the *value*

*relevance*. This research adds to the understanding of the accounting conservatism and *value relevance*.

Key words: Accounting Conservatism. *Value Relevance*. Accounting International Standards.

## **LISTA DE GRÁFICOS**

|  |    |
|--|----|
| Gráfico 1 – Média Anual do R-Quadrado Ajustado         | 50 |
| Gráfico 2 – Média dos Efeitos Fixos de Tempo e Empresa | 56 |

## LISTA DE TABELAS

|   |    |
|---|----|
| Tabela 1: Quantidade de Empresas da Amostra por Período   | 35 |
| Tabela 2: Resultado Teste F no cálculo da <i>Value Relevance</i>  | 42 |
| Tabela 3: Resíduos no cálculo da <i>Value Relevance</i>   | 43 |
| Tabela 4: Resultado dos Coeficientes Angulares no cálculo da <i>Value Relevance</i>                                       | 44 |
| Tabela 5: Resultado do Teste Durbin Watson para autocorrelação serial no cálculo da <i>value relevance</i>                | 45 |
| Tabela 6: Resultado VIF ( <i>Variance Inflation Factor</i> ) para Multicolinearidade no cálculo da <i>value relevance</i> | 46 |
| Tabela 7: Homocedasticidade na <i>Vaue Relevance</i>  | 47 |
| Tabela 8: Normalidade na <i>Value Relevance</i>   | 48 |
| Tabela 9: Resultado da <i>Value Relevance</i>   | 49 |
| Tabela 10: Resultado do Teste de Chow para <i>Value Relevance</i>   | 51 |
| Tabela 11: Resultado Teste F no cálculo do Conservadorismo Contábil   | 52 |
| Tabela 12: Resultado Teste Raiz Unitária IPS no cálculo do Conservadorismo Contábil                                       | 53 |
| Tabela 13: Resultado Coeficiente Angular do Retorno no cálculo do Conservadorismo Contábil                                | 54 |
| Tabela 14: Resultado do Conservadorismo Contábil  | 55 |
| Tabela 15: Resultado do Teste de Chow para o Conservadorismo Contábil   | 57 |
| Tabela 16: Dados da <i>Value Relevance</i> e Conservadorismo Contábil   | 59 |
| Tabela 17: Resultado da <i>Value Relevance</i> x Conservadorismo  | 60 |
| Tabela 18: Variação Trimestral da <i>Value Relevance</i> e Conservadorismo Contábil                                       | 62 |
| Tabela 19: Relação Trimestral entre a <i>Value Relevance</i> e o Conservadorismo Contábil                                 | 63 |

## LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

|             |   |
|-------------|---|
| <i>AEG</i>  | <i>Abnormal Earnings Growth</i>                             |
| BOVESPA     | Bolsa de Valores de São Paulo                               |
| Cons        | Conservadorismo Contábil                                    |
| <i>BTM</i>  | <i>Book-to-market-ratio</i>                                 |
| IPS         | Teste Im, Pesaran e Shin                                    |
| Gretl       | <i>Gnu Regression, Econometrics and Time-series Library</i> |
| LPA         | Lucro por Ação  |
| MQO         | Mínimos Quadrados Ordinários                                |
| <i>MTB</i>  | <i>Market-to-book</i>                                       |
| <i>NIB</i>  | <i>Non-information-based</i>                                |
| P           | Preço das ações   |
| <i>R</i>    | Retorno anual   |
| <i>RIV</i>  | <i>Residual Income Valuation</i>                            |
| SPSS        | <i>Statistical Package for the Social Sciences</i>          |
| VIF         | <i>Variance Inflation Factor</i>                            |
| VPA         | Valor Patrimonial da Ação                                   |
| <i>VREL</i> | <i>Value Relevance</i> calculado                            |



## SUMÁRIO

|  |    |
|--|----|
| LISTA DE GRÁFICOS  | 14 |
| LISTA DE TABELAS   | 15 |
| LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS   | 16 |
| 1 INTRODUÇÃO   | 19 |
| 2 REFERENCIAL TEÓRICO E HIPÓTESES  | 21 |
| 2.1 <i>Value Relevance</i>   | 21 |
| 2.2 Conservadorismo Contábil   | 24 |
| 2.3 <i>Value Relevance</i> x Conservadorismo Contábil                            | 29 |
| 2.4 Hipóteses da Pesquisa  | 31 |
| 2.4.1 Hipóteses da <i>Value Relevance</i>  | 31 |
| 2.4.2 Hipóteses do Conservadorismo Contábil                                      | 32 |
| 2.4.3 Hipóteses da <i>Value Relevance</i> x Conservadorismo Contábil             | 33 |
| 3 DADOS E METODOLOGIA  | 34 |
| 3.1 Considerações sobre Regressão em Painel                                      | 35 |
| 3.2 <i>Value Relevance</i>   | 36 |
| 3.3 Conservadorismo Contábil   | 37 |
| 3.4 <i>Value Relevance</i> x Conservadorismo Contábil                            | 39 |
| 3.4.1 Regressão Linear <i>Value Relevance</i> x Conservadorismo                  | 39 |
| 3.4.2 Análise das Variações Trimestrais <i>Value Relevance</i> x Conservadorismo | 40 |
| 4 RESULTADOS   | 42 |
| 4.1 <i>Value Relevance</i>   | 42 |
| 4.2 Conservadorismo Contábil   | 51 |
| 4.3 <i>Value Relevance</i> x Conservadorismo Contábil                            | 57 |
| 4.3.1 Regressão Linear <i>Value Relevance</i> x Conservadorismo                  | 57 |
| 4.3.2 Análise das Variações Trimestrais <i>Value Relevance</i> x Conservadorismo | 61 |
| 5 CONSIDERAÇÕES FINAIS   | 65 |
| REFERÊNCIAS  | 67 |
| APÊNDICE A: Resultados da Regressão <i>Value Relevance</i>                       | 73 |

|  |     |
|--|-----|
| APÊNDICE B: Resultado Teste Pesarán-Pesarán para Homocedasticidade           | 99  |
| APÊNDICE C: Resultado Teste Kolmogorov Smirnov na <i>Value Relevance</i>     | 108 |
| APÊNDICE D: Resultados do Teste de Chow                                      | 121 |
| APÊNDICE E: Resultados da Regressão <i>Value Relevance</i> x Conservadorismo | 123 |

## 1 INTRODUÇÃO

A sistemática de elaboração das demonstrações contábeis para fins externos é estruturada com base na premissa do conservadorismo. Isto significa, na prática, adotar padrões de mensuração que asseguram uma verificabilidade dos registros pelo auditor, confiança nos resultados e, onde for possível, uma maior objetividade na apresentação dos eventos econômicos. Uma forte crítica inerente a essa abordagem é que a informação contábil deixa de representar, com o passar do tempo, o verdadeiro objeto econômico ao qual ela se refere. Os investidores no mercado de ações, um dos principais usuários da informação contábil, podem não valorizar suficientemente a informação que receberam em razão de esta diferir do objeto medido.

O valor contábil do patrimônio ou de elementos patrimoniais, comparado ao verdadeiro valor, é refletido no preço das ações de forma diferenciada. Neste sentido o grau de conservadorismo das informações contábeis produzidas por uma determinada entidade tem relação com a resposta que o mercado dará a esta informação por meio do preço das ações.

O conservadorismo contábil possui duas origens diferentes: (i) regulamentação definida pelos órgãos normatizadores da prática contábil, denominada de conservadorismo incondicional; e (ii) escolhas discricionárias de procedimentos, dentro da flexibilidade permitida pelas normas contábeis, que levem a uma antecipação do reconhecimento das perdas e postergação do reconhecimento dos ganhos, denominado de conservadorismo condicional.

O conservadorismo pode se alterar ao longo do tempo, e entre países, conforme as próprias mudanças da regulamentação contábil, o que faz com que o valor da informação contábil para o mercado seja diferente, espacial e temporalmente, num dado país.

O Brasil vem ajustando progressivamente seus padrões contábeis às normas internacionais de contabilidade. Mesmo antes de isso se tornar obrigatório, com a edição das leis 11.638/07 e 11.941/08, algumas empresas já vinham espontaneamente produzindo suas demonstrações financeiras alinhadas com as práticas internacionais, antecipando-se à tendência dos principais mercados de capitais do mundo e em busca de investidores internacionais.

O objetivo principal deste trabalho é verificar se a variação no conservadorismo contábil altera a relevância das informações produzidas para o mercado. Se isto acontecer, pode-se inferir que o nível de conservadorismo adotado acaba influenciando nas decisões dos

investidores em comprar, vender ou manter as ações das empresas. Procura-se verificar como o mercado assimilou, na média, em termos de valor da informação contábil na formação dos preços, a mudança no grau de conservadorismo incorporado na produção das demonstrações financeiras no Brasil, no período de 2005 a 2012.

Concomitante, esse estudo verificará a variação do conservadorismo contábil e da *value relevance* com a adoção das normas internacionais de contabilidade, efetivadas principalmente pela publicação das Leis 11.638/07 e 11.941/08.

Para a mensuração do conservadorismo contábil, utilizou-se o modelo empregado por Balachandran e Mohanram (2011), baseado em Beaver e Ryan (2000), onde o conservadorismo é medido pelos efeitos fixos de tempo e empresa. O modelo utilizado, conforme será visto na seção de metodologia, considera a *book-to-market ratio* como variável dependente e os retornos como variável independente. Desse modo, a variação do somatório dos efeitos fixos de tempo e empresa evidenciarão um aumento ou redução no conservadorismo contábil com a convergência às normas internacionais de contabilidade.

Para a mensuração da *value relevance*, utilizou-se o modelo empregado por Collins et al. (1997), derivado do modelo de avaliação pelo lucro residual, reatualizado por Ohlson (1995). O modelo adaptado, conforme será visto na seção de metodologia, desconsidera os lucros residuais futuros e incorpora apenas o lucro contábil do período corrente. As variáveis independentes escolhidas foram o Lucro por Ação e o Valor Patrimonial da Ação por representarem significativamente os resultados dos procedimentos contábeis empregados nas empresas e por serem amplamente utilizados como informação para análise.

A relação entre o conservadorismo contábil e a *value relevance* foi evidenciado com o emprego de regressão linear onde os resultados do conservadorismo foram considerados como variável independente e os resultados da *value relevance* como variável dependente.

A amostra é composta das empresas listadas na Bolsa de Valores de São Paulo (BOVESPA) que possuem suas informações divulgadas no período de dezembro de 1999 até março de 2012. Totalizaram 579 empresas analisadas, com dados extraídos trimestralmente.

O restante deste trabalho está organizado da seguinte forma: a seção 2 oferece a fundamentação teórica e hipóteses, considerando a *value relevance* e o conservadorismo contábil; a seção 3 descreve a metodologia aplicada; a seção 4 os resultados; e a seção 5 as considerações finais.

## 2. REFERENCIAL TEÓRICO E HIPÓTESES

O Brasil vem ajustando progressivamente seus padrões contábeis às normas internacionais de contabilidade. Com a publicação das leis 11.638/07 e 11.941/08 houve significativas mudanças nas normas contábeis internas. As mudanças foram tão significativas que existiu a necessidade de um período de ajustes ou de adaptação. As mudanças incluem alteração nos critérios de mensuração de elementos patrimoniais, sendo exemplo a avaliação pelo valor justo nas aplicações financeiras disponíveis para a venda. Espera-se que essas modificações tragam ganho de informação para a tomada de decisões, fazendo com que as demonstrações contábeis reflitam de forma mais oportuna e realista o valor do patrimônio da empresa.

O principal objetivo deste trabalho é verificar se a variação no conservadorismo altera a relevância das informações produzidas para o mercado. Como objetivos intermediários procura esclarecer sobre a evolução do conservadorismo e *value relevance* na adoção das normas internacionais de contabilidade.

O primeiro objetivo intermediário é verificar se a adoção das normas internacionais de contabilidade no Brasil tornaram-se demonstrações financeiras mais relevantes, em termos informativos, para o mercado de capitais, considerando as modificações impostas pelas referidas leis.

O segundo objetivo intermediário é verificar se a adoção das normas internacionais de contabilidade no Brasil tornaram as demonstrações financeiras menos conservadoras, em termos informativos, para o mercado de capitais, considerando as modificações impostas pelas referidas leis.

### 2.1 *Value Relevance*

Barth *et al.* (2001) afirmam que o primeiro estudo a utilizar a terminologia de *value relevance* foi elaborado por Amir *et al.* (1993). Os mesmos autores a definem como uma preditiva associação do valor contábil com o valor de mercado. Procura evidenciar a importância que as informações contábeis têm na tomada de decisões. Pode ser entendida como a relevância da informação contábil para o valor da empresa. Verificar o nível de associação do valor contábil de uma ação com o seu valor de mercado é um exemplo.

Normalmente é mensurada pelo  $R^2_{\text{ajustado}}$  de regressões com o preço das ações como uma variável dependente e como variáveis independentes os valores contábeis do patrimônio e dos lucros (COLLINS *et al.*, 1997; LEV; ZAROWIN, 1999). A utilização do  $R^2$  na mensuração da *value relevance* é estudada por Venkatachalam (1996), Brown *et al.* (1999) e em outras pesquisas como a de Ball e Shivakumar (2008), Klein e Marquardt (2006) e Ota (2000).

Outra forma de mensurar o valor relevante é considerar os retornos como variável dependente e lucros e mudanças nesses lucros como variáveis independentes. Também pode ser mensurado como o retorno das ações que seria obtido ante perfeitas estimativas de informações contábeis, onde o retorno do mercado está relacionado ao lucro e valor patrimonial.

Em pesquisas realizadas sobre *value relevance*, considerando a forma de contabilização empregada, seguindo as normas previstas e as diferentes amostras utilizadas, encontram-se várias críticas e não se encontra consenso nos resultados.

Elliott e Jacobson (1991) afirmam que um aumento no conservadorismo é responsável por um declínio no valor relevante. Justifica pelo não reconhecimento do capital humano e gastos com pesquisa e desenvolvimento, os quais são lançados diretamente a resultado (quando deveriam ser capitalizados, pois trarão/poderão trazer benefícios futuros). Sinaliza que a informação deve retratar melhor os ativos das empresas para a tomada de decisão, de forma a evidenciar um valor mais voltado às necessidades dos usuários.

Collins *et al.* (1997) analisam a variação da *value relevance* no tempo, considerando o preço das ações, o lucro por ação e o valor patrimonial da ação. Dentre seus resultados, diferente dos demais, afirma que a *value relevance* dos valores contábeis não tem diminuído ao longo do tempo e, de fato, parecem ter aumentado ligeiramente e que essa variação pode ser explicada pelo aumento na frequência e magnitude de itens extraordinários, o aumento na frequência de resultados negativos, mudanças no tamanho da empresa e intensidade de intangíveis ao longo do tempo.

Lev e Zarowin (1999) indicam que o uso dos lucros relatados, dos fluxos de caixa e valores do patrimônio líquido publicados têm sido deteriorados no seu uso nos últimos 20 anos em face da necessidade por relevantes informações por parte dos investidores e persistentes esforços dos reguladores para prover informações contábeis oportunas e de qualidade. Afirmam que o impacto das mudanças devido as operações não estão refletidas adequadamente na sistemática de contabilização. Como exemplo, citam os gastos com

pesquisa e desenvolvimento que vão imediatamente a resultado e os benefícios são relatados depois, não sendo os benefícios acompanhados dos respectivos gastos. Sugere a ativação dos gastos em pesquisa e desenvolvimento para que as informações divulgadas sejam mais significativas na tomada de decisões.

Lev e Sougiannis (1996), ao capitalizarem os gastos com pesquisa e desenvolvimento, encontraram ajustes que são relevantes para os investidores. Sugerem compensação com um fator de risco extra-mercado relacionado com pesquisa e desenvolvimento.

Holthausen e Watts (2001) chegam a afirmar que a associação entre os números contábeis publicados e os valores de mercado tem limitadas implicações ou inferências, a menos que sejam ajustadas para os cálculos. Argumentam que as teorias subjacentes não são esclarecedoras e, portanto, são de difíceis inferências.

Core, Guay e Van Buskirk (2003) pesquisaram sobre *Market Valuation* na Nova Economia, procurando verificar o que mudou. A amostra foi composta de empresas de alta tecnologia. Como resultado, encontraram que o poder de explicação das variáveis contábeis, em decorrência do conservadorismo, declinou na nova economia para todas as empresas do grupo analisado. Para esse grupo de empresas, a *value relevance* teve declínio ao longo do tempo.

Dontoh, Radhakrishnan e Ronen (2004), encontraram evidências de que um declínio na associação entre o preço das ações e a informação contábil, mensurado pelo  $R^2$ , é dirigida por um aumento em *non-information-based-NIB* nas negociações das ações. *NIB* é estimada com base em previsões de analistas diminuída das informações contábeis e já incorporadas nos preços das ações.

Lee, Press e Choi (2005), ao estudar a *value relevance* em empresas de alta e baixa tecnologia, constataram que os resultados são menos informativos para empresas de alta tecnologia, atribuindo essa diferença ao aumento em pesquisa e desenvolvimento.

Lopes, Sant'Anna e Costa (2007) verificaram a relevância das informações contábeis na BOVESPA, a partir do arcabouço teórico de Ohlson, avaliando os modelos de *Residual Income Valuation – RIV* e *Abnormal Earnings Growth-AEG*. O lucro residual é a diferença entre o lucro contábil verificado nesse mesmo período e o produto do patrimônio líquido do período anterior pela taxa de juros livre de risco do período. Por outro lado, no *AEG* o patrimônio líquido é substituído pelo lucro esperado no período seguinte dividido pela taxa de juros livre de risco e os lucros anormais futuros esperados sendo substituídos pelos crescimentos anormais dos lucros futuros esperados. Os resultados evidenciaram que o *RIV*

somente foi superior em duas ocasiões, prevalecendo o modelo *AEG* na maioria dos resultados.

Cahan, Emanuel e Sun (2009) estudaram a relação entre a *value relevance* e qualidade dos retornos entre países. Descobriram que há mais forte relação entre os aumentos de qualidade da informação contábil e *value relevance* em países com proteção elevada dos investidores do que em países com fraca proteção ao investidor, onde o lucro é maior quando a informação é mais transparente. Evidencia diferenças internacionais na capacidade dos preços das ações em capturar a utilidade da informação contábil.

White (1999), ao verificar a *value relevance* nos Estados Unidos comparado a Alemanha e Japão, considerando o *book value* e *earnings*, encontrou evidências de que o *value relevance* dos *book value* com relação aos *earnings* é maior na Alemanha e Japão e que a informação contábil é menos relevante na Alemanha e Japão na comparação com os Estados Unidos.

Lim e Park (2011), ao estudarem sobre o declínio da associação entre lucros e retornos obtiveram em seus resultados que um aumento nas *noises* (como investidores que tomam decisões por outros motivos que não fundamentados em fatos ou informações) são primeiramente responsáveis pela redução dos retornos relacionados com os lucros.

Para o cálculo da *value relevance*, neste trabalho, utilizou-se o modelo empregado por Collins *et al.* (1997), derivado do modelo de avaliação pelo lucro residual, como em Ohlson (1995). O modelo adaptado, conforme será visto na seção de metodologia, desconsidera os lucros residuais futuros e incorpora apenas o lucro contábil do período corrente. As variáveis independentes escolhidas foram o Lucro por Ação e o Valor Patrimonial da Ação, por representarem significativamente os resultados dos procedimentos contábeis empregados nas empresas e por serem amplamente utilizados como informação para análise.

## **2.2 Conservadorismo Contábil**

A história da contabilidade é marcada pelo conservadorismo. Basu (2009) afirma que o conservadorismo contábil já existia na idade média, com recomendação para que os auditores fossem fiéis e prudentes. Cita em seu artigo a existência de vários documentos desde o século XIV que comprovam o emprego de práticas conservadoras. Referente à prática utilizada do custo ou mercado, o que for menor, já havia publicação de Jacques Savary, em 1675, que orientava se uma mercadoria estivesse se deteriorando, saindo de moda, ou se



pudesse ser encontrada na fábrica ou atacadista por 5% menos, necessitava ser reduzida para esse preço.

Para o entendimento do conservadorismo, existem diversos conceitos, considerando a variedade de pesquisas sobre o assunto. Feltham e Ohlson (1995) consideram a existência de conservadorismo se, em média, o valor de mercado exceder o valor contábil.

Basu (1997) caracteriza o conservadorismo como a tendência de as regras contábeis exigirem maior verificabilidade para o registro de boas notícias do que para más notícias. Basu utiliza a expressão “notícias ruins” (*bad news*) e “notícias boas” (*good news*) para se referir a, respectivamente, redução ou aumento do lucro contábil de um período para o outro. Constata que as *bad news* ou notícias ruins são mais rapidamente refletidas no resultado do que as *good news*, ou boas notícias. A sensibilidade às *bad news*, afirma em seu estudo, é de 2 a 6 vezes maior que as variações positivas do lucro. Exemplifica com a mudança na vida útil de um bem já depreciado. Caso a vida útil seja aumentada, a depreciação já contabilizada não seria estornada. De outra forma, caso a vida útil do bem seja reduzida, a depreciação dessa diferença de período é contabilizada a resultado imediatamente. Logo, *good news* (vida útil maior) não impacta imediatamente no resultado, enquanto *bad news* (redução da vida útil do bem) tem impacto imediato no resultado. Zhang (2000) inclui no conservadorismo contábil o não reconhecimento de benefícios de pesquisa e desenvolvimento e rápida depreciação de ativos fixos, tendo impacto imediato no resultado, não considerando os ganhos futuros.

Beaver e Ryan (2000) o relacionam com a razão entre o valor contábil e o valor de mercado (*book-to-market*), considerando um aumento no conservadorismo quando temos maior diferença no resultado.

Por sua vez, Penman e Zhang (2002) conceituam como a enviesada aplicação da contabilidade de custo histórico. Os custos históricos tornam-se defasados no decorrer do tempo, ocasionando diferenças entre o valor de mercado e o valor contábil.

O conservadorismo é definido por Watts (2003a, 2003b) como a diferencial verificabilidade para o reconhecimento dos ganhos e perdas. Afirma que o conservadorismo tem servido a contabilidade por muitos séculos e parece ter aumentado nos últimos 30 anos. A eliminação do conservadorismo mudaria o comportamento dos gestores e criaria significativos custos aos investidores e na economia em geral. Relaciona diversas vantagens, dentre elas:

- benefício nos contratos, gerando maior segurança;

- a possibilidade de redução de litígios, pois as perdas são imediatamente lançadas a resultado enquanto os lucros incertos não são. Litígios são muito mais prováveis quando os ativos e lucros estão acima do realizável ou de forma agressiva;
- o conservadorismo está relacionado à verificabilidade que é essencial para comprovar fraudes;
- três atributos para mensuração: oportunidade, verificabilidade e maior verificabilidade para ganhos do que para perdas;
- quando a remuneração dos gestores é baseada nos lucros, a tendência é reportarem maiores lucros em detrimento da prudência e, por sua vez, gerar maior insegurança e risco;
- caso os ativos tenham valor superior ao valor das operações, a tendência dos investidores é desfazer do negócio. Quando as operações/atividades da empresa são superiores aos valores de seus ativos, a opção pela liquidação não é de possível ocorrência no futuro e o conservadorismo torna-se/é uma demanda atual; e
- a remuneração dos capitais próprios é favorecida com a não utilização do conservadorismo. Gastos com propaganda ou pesquisa de novos produtos, se capitalizados (incluídos no balanço patrimonial para amortizações futuras) aumentam o lucro que por sua vez aumenta o lucro por ação e conseqüente remuneração dos capitais próprios.

Beaver e Ryan (2005) caracterizam a diferença entre o conservadorismo incondicional e o conservadorismo condicional. No conservadorismo incondicional, o valor dos ativos líquidos é subestimado devido a aspectos pré-determinados na forma de contabilização, enquanto que no conservadorismo condicional, o valor contábil é derivado de circunstâncias adversas. De outra forma, pode-se dizer que o conservadorismo incondicional está relacionado com a regulamentação definida pelos órgãos normatizadores da prática contábil, e o conservadorismo condicional com as escolhas discricionárias de procedimentos, dentro da flexibilidade permitida pelas normas contábeis, que levem a antecipação do reconhecimento das perdas e postergação do reconhecimento dos ganhos. Basu (2005) confirma que maior conservadorismo incondicional reduz o conservadorismo condicional, pois os valores são imediatamente levados a resultado e por conseqüência menos valores têm sua postergação.

O conservadorismo pode ser considerado como uma limitação à apresentação de dados que poderiam ser confiáveis e relevantes, conforme Hendriksen e Van Breda (2010).

O conservadorismo contábil também pode ser visto de duas formas distintas (IUDÍCIBUS, 2010). Na primeira, mais nobre, como um elemento “vocacional”, com a finalidade de disciplinar o entusiasmo natural de alguns na apresentação das perspectivas da

entidade. Entre duas ou mais alternativas igualmente relevantes, o contador escolherá aquela de menor valor para o ativo ou lucro e maior valor para o passivo. Dessa forma, escolhe-se aquela que influencia de maneira menos otimista os usuários da informação contábil em suas expectativas. Este é o conservadorismo mais útil. A outra forma é a que provoca distorções, caracterizada pela regra da avaliação dos inventários: *custo ou mercado, o que for menor*. Esta outra forma é que tem suscitado mais discussões no meio acadêmico.

Hendriksen e Van Breda (2010) consideram como aspectos positivos do conservadorismo: o pessimismo necessário para contrabalançar o excesso de otimismo dos administradores e proprietários, o fato de considerar que a superestimação de lucros e avaliações é mais perigosa do que a subestimação e a pressuposição que as penalidades de divulgação são maiores do que as penalidades da não divulgação. Por outro lado, considera que seja um método muito pobre e que pode levar a uma distorção completa dos dados contábeis, não permitindo que haja interpretação adequada e conflita com o objetivo de divulgar toda informação relevante. Acreditam que o conservadorismo não tem lugar na teoria da contabilidade.

Iudícibus (2010), ao tratar sobre a regra do *custo ou mercado, o que for menor*, mais detalhado em Iudícibus et al. (2010), derivada do conservadorismo, observa que tenha sido talvez justificável em épocas de grandes quedas de preços, sendo inconsistentes na atualidade e chega a afirmar que não deveria mais fazer parte das normas.

Considerando os diversos conceitos, o conservadorismo pode ser definido pela diferença entre os valores resultantes da prática contábil utilizada, considerando os maiores passivos e despesas e os menores ativos e receitas (dentre alternativas mensuráveis por meio de estimativas confiáveis), com o valor de mercado.

A evolução ou variação do conservadorismo no decorrer do tempo é motivo de preocupação aos usuários da informação contábil e tópico de pesquisa no meio acadêmico. Verificar sua evolução, e principalmente suas causas, originou vários estudos.

Gray (1980) fez estudo comparativo de grandes empresas da França, Alemanha e Reino Unido no tocante ao comportamento da forma de mensuração. Objetivando verificar as características internas de cada país, calculou o nível de conservadorismo considerando lucros ajustados com lucros divulgados. À medida que os lucros ajustados sejam maiores que os lucros publicados, há maior conservadorismo. Constatou que a França e Alemanha possuíam na época maior conservadorismo que o Reino Unido.

Gray (1988) também publicou pesquisa sobre a influência da cultura no desenvolvimento de sistemas contábeis, afirmando que o conservadorismo está relacionado às necessidades e desejos da cultura local, como uma característica intrínseca a formação das sociedades. Afirma que quanto mais objetivar a redução de incertezas e por consequência menos individualidades, o país tende a ser mais conservador.

Um grande impacto nas pesquisas acadêmicas sobre o mercado de capitais originou-se do artigo teórico de Ohlson (1995), que utilizou variáveis contábeis na avaliação de empresas. Considera que a empresa vale o seu patrimônio líquido contábil, mensurado segundo as regras definidas pelos órgãos normatizadores e que envolve certo grau de conservadorismo, mais o valor presente dos lucros residuais futuros. Ou seja, um papel destacado das variáveis contábeis na mensuração do valor da empresa. Em decorrência desse estudo, vários outros surgiram como Frankel e Lee (1998) e Dechow *et al.* (1999), cujos resultados evidenciam mais forte associação do *market-to-value ratio* com retornos anormais do que o *market-to-book ratio*.

Beaver e Ryan (2000) distinguem o impacto das tendências e defasagens. Empregando o método de regressão linear, consideraram como variável dependente a razão entre o valor contábil e o valor de mercado (*book-to-market ratio*) e como variável independente os futuros retornos contábeis. Utilizando dados em painel, separam os efeitos fixos de tempo e empresa para mensuração das tendências (*bias*) e o coeficiente angular capturando os atrasos (*lags*). Afirmam que os efeitos fixos de tempo e empresa são inversamente relacionados com o conservadorismo contábil. Na mesma linha de raciocínio, Balachandran e Mohanram (2011) calculam o nível de conservadorismo e concluíram que houve aumento.

Penman e Zhang (2002) fazem crítica ao conservadorismo incondicional de levar a resultado gastos que trarão benefícios futuros, como os gastos em propaganda, pesquisa e desenvolvimento. Esse procedimento cria reservas (defasagens), pois os exercícios seguintes apresentarão resultados maiores, uma vez que os gastos inerentes já foram a resultado.

Costa, Lopes e Costa (2006) pesquisando sobre o conservadorismo em países da América do Sul, encontraram evidências de uma baixa relação entre lucro corrente e retorno corrente, reconhecimento assimétrico entre boas e más notícias, evidenciando um certo conservadorismo no lucro contábil. Utilizou o modelo de Basu (1997), cuja variável dependente é a razão entre o Lucro Contábil e Preço da Ação e como variável independente o retorno econômico da ação.

Santos e Lustosa (2008), ao verificarem se o mercado reage de forma mais favorável às receitas do que às despesas, descobriram, em amostra de empresas listadas na BOVESPA, que as variações de despesas se mostraram significativas, ao contrário das receitas. Pode-se inferir que um aumento no conservadorismo possa impactar mais significativamente do que sua redução.

O nível de conservadorismo varia no decorrer do tempo. Essa variação pode decorrer de diversos motivos como mudanças na legislação contábil (conservadorismo incondicional) e até mesmo por mudanças culturais.

No caminho das mudanças que a contabilidade brasileira vem sofrendo, a característica *prudência (conservadorismo)* foi retirada do Pronunciamento Conceitual Básico (R1) - CPC 00, aprovado em 2 de dezembro de 2011, por ser inconsistente com a neutralidade. As subavaliações de ativos e superavaliações de passivos são mencionadas como consequentes registros de desempenhos posteriores inflados, incompatíveis com a informação que pretende ser neutra.

Para calcular a variação do conservadorismo, utilizou-se, nesta pesquisa, o modelo empregado por Balachandran e Mohanram (2011), baseado em Beaver e Ryan (2000). O modelo adaptado, conforme será visto na seção de metodologia, considera como variável independente o retorno das ações por representar significativamente os resultados dos procedimentos contábeis empregados nas empresas e por serem amplamente utilizados como informação para análise.

### **2.3 Value Relevance x Conservadorismo Contábil**

Beaver (2002) afirma que a *Value Relevance* e o modelo Feltham-Ohlson (conservadorismo) são duas das cinco áreas que mais contribuíram para o entendimento dos números contábeis no mercado de capitais nos últimos dez anos. Dentre as características sobre as áreas, cita que na *Value Relevance* há necessidade de conhecer profundamente as normas contábeis bem como a forma de mensuração nas demonstrações e o modelo Feltham-Ohlson permite a representação do valor do patrimônio em termos de valores contábeis.

O conservadorismo contábil, num primeiro momento pode gerar o entendimento que seu aumento ocasione uma queda na *value relevance*, por subentender que exista maior volume de *good news* não evidenciadas nas demonstrações financeiras. Por outro lado, pode-se pensar que por sempre existir o conservadorismo, os investidores e analistas pautem suas

decisões considerando esse conservadorismo e portanto este não influencie na *value relevance*. De outra forma, um aumento no conservadorismo pode gerar resultados menores que por sua vez motivem uma mais acentuada queda no preço de negociação das ações (valor justo), acarretando um aumento na *value relevance*. Esses são alguns argumentos, não obstante existam outros, que podem ser considerados para verificar o relacionamento existente entre o conservadorismo contábil e *value relevance*.

Diante dessas e de outras possibilidades, a relação entre o conservadorismo contábil e *value relevance* tem sido estudada por pesquisadores. Os resultados das pesquisas têm sido variados.

Lev e Zarowin (1999) afirmam que a relação entre lucro contábil e retorno das ações é fraco e vem sendo menos relevante no decorrer dos anos face ao  $R^2_{ajustado}$  das regressões ser menor com o passar dos anos. Exemplificaram pela não ativação de gastos com pesquisa e desenvolvimento, pois estes geram retornos futuros e são jogados a resultado no exercício em que ocorrem. Afirmam uma desfavorável consequência do tratamento contábil dos intangíveis para documentar uma associação positiva entre as mudanças e os gastos em pesquisa e desenvolvimento. Concluem que há um maior declínio na *value relevance* em empresas com aumento em pesquisa e desenvolvimento, ou que necessitem de alta tecnologia. Em outras palavras, um aumento no conservadorismo ocasiona redução na *value relevance*.

Francis e Schipper (1999) compararam a variação na *value relevance* das empresas de alta tecnologia às demais empresas. Os testes indicaram que o nível de lucro e as mudanças no retorno têm significativamente decrescido no decorrer do tempo. Encontraram em seus resultados um declínio na *value relevance* do lucro e um aumento na importância da informação sobre o patrimônio líquido. Não observaram nenhuma consistente diferença entre empresas de alta tecnologia com as demais.

O presente trabalho objetiva verificar a influência do conservadorismo no direcionamento da *value relevance*. Para tanto, calcula-se a *value relevance* conforme o modelo empregado por Collins et al. (1997), derivado do modelo de avaliação pelo lucro residual, reatualizado por Ohlson (1995). Depois se calcula o conservadorismo utilizando o modelo empregado por Balachandran e Mohanram (2011), baseado em Beaver e Ryan (2000). Com base nos resultados dessas duas variáveis, verifica-se a associação entre ambas por meio de regressão linear onde a variável dependente é a *value relevance* e a variável independente é o conservadorismo.

## 2.4 Hipóteses da Pesquisa

### 2.4.1 Hipóteses da *Value Relevance*

As hipóteses estão concentradas na evolução da *value relevance* do período que antecede a publicação das leis 11.638/07 e 11.941/08, incluindo o período de adaptação e o período de aplicação dessas novas normas. O período de 2005-2007 é considerado como o período que antecede as mudanças, pois a lei 11.638 foi publicada em 28 de dezembro de 2007. Os exercícios de 2008 e 2009 são considerados de adaptação devido às dificuldades das empresas em ajustar seus procedimentos internos; e 2010-2012 de aplicação das novas normas contábeis, harmonizadas com as normas internacionais de contabilidade.

A hipótese nula é que a *value relevance* tenha se mantida praticamente inalterada no decorrer do período analisado. Caso não seja rejeitada, os resultados sinalizam para pouca influência das medidas de convergência às normas internacionais de contabilidade na *value relevance* das empresas.

H<sub>0</sub>: A adoção das normas internacionais de contabilidade pelo Brasil não alterou a importância que os investidores atribuem à informação contábil (*value relevance*).

Caso H<sub>0</sub> seja rejeitada, a *value relevance* teve significativa variação. Considerando os resultados inconclusivos, depara-se com três alternativas possíveis:

H<sub>1</sub>: A adoção das normas internacionais de contabilidade pelo Brasil aumentou a importância que os investidores atribuem à informação contábil; ou

H<sub>2</sub>: A adoção das normas internacionais de contabilidade pelo Brasil diminuiu a importância que os investidores atribuem à informação contábil.

Caso a *value relevance* aumente no decorrer do período, há indícios de que a convergência às normas internacionais tenha o efeito de aproximar as informações contábeis do valor justo de negociação, ou seja, maior relevância para a tomada de decisões. Nesse sentido, a convergência pode estar direcionando a contabilidade para que seja mais voltada ao valor de mercado da empresa ou menos conservadora.

Por outro lado, se a *value relevance* diminuir no decorrer do período, há indícios de que a convergência às normas internacionais não tenha o efeito tão desejado por parte da academia de aproximar as informações contábeis do valor justo de negociação, ou seja, menor relevância para a tomada de decisões. O impacto das novas normas poderia ter um efeito mais

conservador na forma de elaboração das demonstrações financeiras do que a forma anteriormente utilizada.

H<sub>3</sub>: A adoção das normas internacionais de contabilidade pelo Brasil produziu efeitos ambíguos na importância que os investidores atribuem à informação contábil.

Para essa hipótese, redução seguida de aumento ou vice-versa, caso não seja rejeitada, os resultados sinalizam que a metodologia empregada pode não ser adequada para medir a *value relevance* na convergência às normas internacionais de contabilidade.

#### 2.4.2 Hipóteses do Conservadorismo Contábil

As hipóteses estão concentradas, da mesma forma que na *value relevance*, na evolução do conservadorismo do período que antecede a publicação das leis 11.638/07 e 11.941/08, incluindo o período de adaptação e o período de aplicação dessas novas normas. O período de 2005-2007 é considerado como o período que antecede às mudanças, pois a lei 11.638 foi publicada em 28 de dezembro de 2007. Os exercícios de 2008 e 2009 são considerados de adaptação devido às dificuldades das empresas em ajustar seus procedimentos internos e 2010-2012 de aplicação das novas normas contábeis, harmonizadas com as normas internacionais de contabilidade.

A hipótese nula é que o conservadorismo tenha se mantido praticamente inalterado no decorrer do período analisado. Caso não seja rejeitada, os resultados sinalizam para pouca influência das medidas de convergência às normas internacionais de contabilidade no conservadorismo contábil das empresas.

H<sub>0</sub>: A adoção das normas internacionais de contabilidade pelo Brasil não alterou o nível de conservadorismo contábil das demonstrações financeiras.

Caso H<sub>0</sub> seja rejeitada, o conservadorismo teve significativa variação, depara-se com três alternativas possíveis:

H<sub>1</sub>: A adoção das normas internacionais de contabilidade pelo Brasil aumentou o nível de conservadorismo contábil das demonstrações financeiras; ou

H<sub>2</sub>: A adoção das normas internacionais de contabilidade pelo Brasil diminuiu o nível de conservadorismo contábil das demonstrações financeiras.

Caso o conservadorismo contábil aumente no decorrer do período, há indícios de que a convergência às normas internacionais tenha o efeito de demonstrações contábeis mais conservadoras do que as anteriores à convergência.



Por outro lado, se o conservadorismo contábil diminuir no decorrer do período, há indícios de que a convergência às normas internacionais tenha o efeito de demonstrações contábeis menos conservadoras do que as anteriores à convergência. Nesse sentido, a convergência pode estar direcionando a contabilidade para que seja mais voltada ao valor de mercado da empresa.

H<sub>3</sub>: A adoção das normas internacionais de contabilidade pelo Brasil produziu efeitos ambíguos no nível de conservadorismo contábil das demonstrações financeiras.

Para essa hipótese, redução seguida de aumento ou vice-versa, caso não seja rejeitada, os resultados sinalizam que a metodologia empregada pode não ser adequada para medir o Conservadorismo Contábil na convergência às normas internacionais de contabilidade.

#### **2.4.3 Hipóteses da *Value Relevance* x Conservadorismo Contábil**

As hipóteses têm o objetivo de esclarecer se o conservadorismo contábil tem direcionado a *value relevance*.

A hipótese nula é que o nível de conservadorismo não direcione a variação na *value relevance*. Caso não seja rejeitada, os resultados sinalizam para pouca influência do conservadorismo na variação da *value relevance* das empresas.

H<sub>0</sub>: O conservadorismo contábil não altera a importância que os investidores atribuem à informação contábil (*value relevance*).

Caso H<sub>0</sub> seja rejeitada, a *value relevance* teve significativa variação em virtude de variação no nível de conservadorismo, depara-se com duas alternativas possíveis:

H<sub>1</sub>: O conservadorismo contábil aumenta a importância que os investidores atribuem à informação contábil; ou

H<sub>2</sub>: O conservadorismo contábil diminui a importância que os investidores atribuem à informação contábil.

Caso a *value relevance* esteja positivamente relacionada com o conservadorismo, há indícios de que um aumento no conservadorismo contábil ocasione um aumento na *value relevance*.

Por outro lado, se a *value relevance* estiver negativamente relacionado, há indícios de que um aumento no conservadorismo contábil ocasione uma redução na *value relevance*.

### 3. DADOS E METODOLOGIA

Os dados das empresas foram coletados no banco de dados do *software* Economática.

A amostra é composta das empresas listadas na Bolsa de Valores de São Paulo (BOVESPA) que possuem divulgadas as informações necessárias aos cálculos. São desconsideradas, para fins de cálculo e análise, as ações das empresas que possuíam patrimônio líquido negativo. A amostra inicial é composta de 579 empresas analisadas.

O efeito tamanho da empresa não foi destacado considerando que Antunes, Lamounier e Bressan (2006) encontraram resultados que revelam que, independente da *proxy* utilizada, o tamanho não foi capaz de gerar retornos anormais sistemáticos em ações negociadas na Bovespa, diferente de Fama e French (1992) em outros mercados.

As variáveis escolhidas foram basicamente o Preço da Ação, o Lucro por Ação, o Valor Patrimonial da Ação (extraídas do programa Economática) e suas associações por representarem significativamente os resultados dos procedimentos contábeis empregados nas empresas e por serem amplamente utilizados como informação para análise, conforme Kothari e Zimmerman (1995), Barth (1991), Lakonishok et al. (1994), Barth, Beaver e Landsman (1996), Amir (1996), Collins (1997) e Baur e Jung (2006). A complementaridade entre dados contábeis e econômicos pode trazer ganhos na análise de relevância, conforme Amir e Lev (1996).

Considera-se o preço de fechamento das ações mais negociadas (independente de classe), no final do trimestre, ajustado pela inflação e por proventos (opções oferecidas pelo programa Economática). Caso não tenha ocorrido negociação nesse dia, considera-se a informação com antecedência de até cinco dias. O ajuste por proventos objetiva considerar os rendimentos porventura distribuídos no período, pois cada empresa possui a sua política de remuneração dos capitais próprios, como por exemplo, a distribuição de dividendos.

A utilização do lucro por ação e valor patrimonial da ação por Collins *et al.* (1997) deriva do modelo reatualizado por Ohlson (1995) que afirma a possibilidade de o valor da empresa ser expresso com uma função de valores contábeis. Ohlson (1995) considera o valor da empresa pela soma do valor contábil, lucros anormais e outras informações. Collins *et al.*, em seu modelo, consideram as outras informações como integrante do termo de erro da regressão. Também afirmam que a *value relevance* dos *earnings* (lucro contábil) e *book value* (Patrimônio Líquido) se movem em direções contrárias e que, se a *value relevance* dos *earnings* tem diminuído ao longo do tempo, a *value relevance* do *book value* deve ter

aumentado. Com relação aos *earnings*, a associação entre os lucros contábeis e o valor presente tem forte estatística significativa, indicando que os lucros contábeis são úteis na avaliação da informação sobre os fluxos de caixa dos investimentos (EASTON, 1985).

O fato de trabalhar com amostra onde cada empresa tenha informações para os cálculos da *Value Relevance* e Conservadorismo Contábil fez com que os períodos tivessem as seguintes quantidades de empresas:

**Tabela 1: Quantidade de Empresas da Amostra por Período**

| Período | Qtd Empresas | Período | Qtd Empresas |
|---------|--------------|---------|--------------|
| dez/05  | 111          | mar/09  | 182          |
| mar/06  | 116          | jun/09  | 192          |
| jun/06  | 113          | set/09  | 203          |
| set/06  | 117          | dez/09  | 202          |
| dez/06  | 119          | mar/10  | 204          |
| mar/07  | 124          | jun/10  | 204          |
| jun/07  | 124          | set/10  | 210          |
| set/07  | 128          | dez/10  | 210          |
| dez/07  | 137          | mar/11  | 209          |
| mar/08  | 142          | jun/11  | 212          |
| jun/08  | 148          | set/11  | 211          |
| set/08  | 164          | dez/11  | 218          |
| dez/08  | 166          | mar/12  | 215          |

Fonte: elaborado pelo autor.

Obs.: quantidade de empresas com dados para o cálculo da *value relevance* e conservadorismo contábil por trimestre.

### 3.1 Considerações sobre Regressão em Painel

Regressão, conforme Gujarati (2006), indica apenas que o valor esperado da distribuição de Y (variável que depende) tem relação funcional com X (variável independente). Kazmier (1982) e Learson e Faber (2010), por sua vez, afirmam que é predizer o valor de uma variável dependente sendo conhecido o valor da variável associada ou independente. Para Bruni (2011) a regressão descreve a relação entre duas ou mais variáveis por intermédio de uma função matemática.

Em regressões lineares múltiplas, com mais de uma variável independente, recomenda-se a utilização do coeficiente de determinação ajustado,  $R^2_{\text{Ajustado}}$ . O objetivo é compensar os efeitos quando uma variável independente é adicionada ao modelo, fazendo com que o coeficiente  $R^2$  tenha seu valor majorado ou pelo menos mantido (CORRAR; THEÓPHILO, 2009).

Os dados em painel combinam a mesma unidade em corte transversal (no mesmo ponto do tempo) e ao longo do tempo. Pelo fato de utilizar séries temporais, tem-se o pressuposto de que a série seja estacionária, ou seja, a média, variância e autocorrelação devem ser constantes ao longo do tempo e também para qualquer período da série. Para testar a estacionariedade é usual na literatura realizar testes de raiz unitária. (GUJARATI, 2006; BUSCARIOLLI; EMERICK, 2011).

Existem diversos testes para a existência de raízes unitárias, entre eles Im, Pesaran e Shin (IPS). Este teste considera como hipótese nula que todas as séries do painel possuem uma raiz unitária para todos os indivíduos e como hipótese alternativa que pelo menos algum indivíduo não possua raiz unitária (IM; PESARAN; SHIN, 2003).

### 3.2 Value Relevance

Para mensurar a *value relevance*, utilizou-se o modelo empregado por Collins *et al.* (1997). Nesse modelo de regressão linear, o Preço das Ações possui nível de dependência do Lucro por Ação e do Valor Patrimonial da Ação. Pressupõe-se o entendimento de que ao variar o Lucro por Ação, teremos variação no Preço das Ações, assim como a variação no Valor Patrimonial da Ação também ocasione variação no Preço das Ações. Collins *et al.* (1997) encontram maior poder explicativo quando consideram os *earnings* e *book value* conjuntamente. O impacto no preço das ações é considerado três meses depois, não obstante o entendimento que parte desse impacto seja previsto pelo mercado antes da publicação, conforme Ball e Brown (1968).

$$P_{it} = \beta_1 + \beta_2 * LPA_{it} + \beta_3 * VPA_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$P_{it}$  é o preço das ações da empresa  $i$  no período  $t$  observado três meses depois das demais informações.  $LPA$  é o lucro por ação,  $VPA$  é o valor patrimonial da ação e  $\varepsilon$  é o termo de erro da regressão.

A influência do capital aplicado na empresa (*VPA*) e seu rendimento (*LPA*) sobre o valor de negociação (*P*) é o foco da pesquisa. Considerar os dados antes e depois da convergência às normas internacionais é a forma de atingir o objetivo.

O nível de multicolinearidade, correlação entre as variáveis independentes (Lucro por Ação e Valor Patrimonial da Ação), será testada pelo VIF (*Variance Inflation Factor*). Esperam-se resultados positivos, pois o lucro gera impacto no valor patrimonial, porém o objetivo não é fazer previsões e sim verificar a relação existente entre o valor da empresa e o poder explicativo da relação com informações contábeis no passado, não prejudicando a aplicação do método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO).

O período considerado para coleta de informações foi de março de 2004 até março de 2012. Os dados foram coletados trimestralmente, sendo 4.381 informações de cada variável, num total de 13.143 dados utilizados nas regressões.

As regressões dos diversos períodos foram organizadas com o corrente trimestre e os últimos sete, compreendendo um período de dois anos. Por exemplo, o resultado do quarto trimestre de 2005 considera as informações de março de 2004 até dezembro de 2005, tomados trimestralmente.

Para a obtenção dos resultados, os dados são trabalhados no programa *Statistical Package for the Social Sciences* (SPSS), utilizando o método de regressão linear, no programa Gretl (*Gnu Regression, Econometrics and Time-series Library*) para o teste de Chow e o aplicativo Excel 2007 para organização dos dados.

Analisa-se o coeficiente de determinação ajustado ( $R^2_{\text{Ajustado}}$ , ou R-quadrado ajustado) como forma de medir a *value relevance* das informações no decorrer dos períodos analisados. Caso o R-quadrado ajustado não tenha variação no decorrer dos diversos períodos, a *value relevance* se mantém estável e a convergência às normas internacionais não está impactando de forma diferenciada nas demonstrações contábeis. Por outro lado, se há um aumento do R-quadrado ajustado, o impacto da convergência é favorável à relevância da informação contábil para as empresas e o contrário se houver redução.

### **3. 3 Conservadorismo Contábil**

Para mensurar o conservadorismo contábil, utilizou-se o modelo empregado por Balachandran e Mohanram (2011), baseado em Beaver e Ryan (2000), que distinguem o impacto das tendências e defasagens, considerando a razão entre o valor contábil e o valor de

mercado (*book-to-market ratio*) como variável dependente e os retornos por ações como variável independente. Para a aplicação da teoria, consideram-se as seguintes variáveis:

$$BTM_{t,i} = \alpha_{t-j} + \alpha_i + \sum_{j=1}^{24} \beta_j R_{t-j,i} + \varepsilon_{t,i} \quad (2)$$

*BTM* é a razão entre o valor patrimonial da ação e o preço da ação para a empresa *i* no tempo *t*.  $R_{t-j,i}$  é o retorno anual, calculado por capitalização contínua  $\left[ R = \ell_n \left( \frac{P_t}{P_{t-1}} \right) \right]$ , em que *j* varia de 1 até 24 trimestres, indicando que foram consideradas defasagens de até 6 anos para o cálculo do retorno em relação a cada ano corrente. O  $\alpha_t$  e o  $\alpha_i$  representam respectivamente os efeitos fixos, de tempo e empresa, e  $\varepsilon$  é o termo de erro da regressão. Os coeficientes do retorno capturam as defasagens devido à demora no reconhecimento, na contabilidade, de resultados que foram reconhecidos anteriormente pelo mercado. Os efeitos fixos representam o conservadorismo e são inversamente relacionados com o inverso da relação *book-to-market* (*BTM*), ou seja, a relação *market-to-book* (*MTB*), conforme Beaver e Ryan (2000).

Os efeitos fixos de tempo e empresa representam o conservadorismo condicional e incondicional, respectivamente. Com a finalidade de minimizar a assimetria entre boas e más notícias nas demonstrações contábeis publicadas, foram considerados os retornos dos últimos 6 anos, tomados trimestralmente. Como exemplo, para o cálculo do *BTM* de dezembro de 2005, são considerados os retornos trimestrais de março de 2000 até dezembro de 2005, totalizando 24 trimestres ou 6 anos.

O valor da soma dos efeitos fixos de tempo e empresa multiplicados por (-1) representa a mensuração do conservadorismo contábil. A inversão do sinal dos resultados (-1) se deve ao fato de ser utilizada a razão entre o valor patrimonial da ação e o preço da ação (*book-to-market ratio*) e não a razão entre o preço da ação e o valor patrimonial da ação (*market-to-book ratio*), conforme Balachandran e Mohanram (2011). Caso tenhamos um aumento nos resultados no decorrer dos semestres analisados, há um aumento no conservadorismo e vice-versa.

O modelo foi empregado para cada trimestre, usando um painel do corrente trimestre e mais 23 (vinte e três) trimestres passados, totalizando um intervalo de 6 (seis) anos.

A influência do retorno ( $R$ ) sobre o *book-to-market ratio* ( $BTM$ ) é o foco da pesquisa. Considerar os dados antes e depois da convergência às normas internacionais é a forma de atingir o objetivo.

O período considerado para coleta de dados foi de março de 1999 até março de 2012. Os dados foram coletados trimestralmente. O retorno sendo calculado pelo logaritmo da razão entre o ano atual e o anterior fez com que diminuísse a quantidade de resultados em um ano. A utilização de 24 trimestres, ou 6 anos, para minimizar a assimetria entre boas e más notícias, fez com que os resultados fossem reduzidos mais ainda, iniciando no quarto trimestre de 2005.

Para a obtenção dos resultados, os dados são trabalhados no programa estatístico EViews, versão 7.1, utilizando o método de dados em painel, o programa Statistical Package for the Social Sciences (SPSS) para cálculos de correlação, no programa Gretl (Gnu Regression, Econometrics and Time-series Library) para o teste de Chow e o aplicativo Excel 2007 para organização dos dados.

A estacionariedade foi verificada pelo teste Im, Pesaran e Shin (IPS), com até quatro defasagens, utilizando o EViews.

Analisa-se os efeitos fixos de tempo e empresa ( $\alpha_t + \alpha_i$ ) como forma de medir o conservadorismo contábil das informações no decorrer dos períodos analisados. Caso o resultado da soma dos efeitos fixos de tempo e empresa multiplicados por (-1) não tenha variação no decorrer dos diversos períodos, o conservadorismo se mantém estável e a convergência às normas internacionais não está impactando, de forma diferenciada, nas demonstrações contábeis. Por outro lado, se há um aumento nos resultados, o impacto da convergência tende a um aumento no conservadorismo e o contrário se houver redução.

### **3.4 Value Relevance x Conservadorismo Contábil**

Para verificar a relação do Conservadorismo Contábil com a *Value Relevance*, aplica-se dois métodos. No primeiro, utiliza-se a regressão linear considerando os resultados obtidos pelos modelos anteriormente utilizados; e na segunda, uma análise das variações de cada trimestre individualmente.

#### **3.4.1 Regressão Linear Value Relevance x Conservadorismo**

A *Value Relevance* como variável dependente e o Conservadorismo Contábil como variável independente. Pressupõe-se o entendimento de que ao variar o Conservadorismo, teremos variação na *Value Relevance*.

$$VREL_t = \beta_1 + \beta_2 * Cons_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

*VREL* é coeficiente de determinação ajustado ( $R^2_{\text{Ajustado}}$ , ou R-quadrado ajustado) calculado na equação (1), o *Cons* é a soma dos efeitos fixos de tempo e empresa calculados na equação (2) e  $\varepsilon$  é o termo de erro da regressão.

A influência do Conservadorismo Contábil (*Cons*) sobre a *Value Relevance* (*VREL*) é o foco do trabalho.

O  $R^2$  da equação evidenciará a proporção da variação total da *Value Relevance* que é explicada pela variação do Conservadorismo Contábil. Caso o resultado seja significativo, a hipótese nula é rejeitada, pois a variação no conservadorismo impacta na *value relevance*.

O  $\beta_2$  esclarecerá se o conservadorismo está positivamente ou negativamente relacionado. Caso seu resultado seja um número positivo, a *Value Relevance* está positivamente relacionada com o conservadorismo ou vice-versa.

Os dados são tomados trimestralmente, considerando o período de dezembro de 2005 até março de 2012.

Para a obtenção dos resultados, os dados são trabalhados no programa Statistical Package for the Social Sciences (SPSS), utilizando o método de regressão linear e o aplicativo Excel 2007 para organização dos dados.

### **3.4.2 Análise das Variações Trimestrais *Value Relevance* x Conservadorismo**

Para verificar se a relação existente entre as variáveis ocorre da mesma forma em todos os trimestres, elabora-se tabela onde consta a variação da *value relevance* e do conservadorismo.

Ocorre acréscimo quando no semestre seguinte temos um aumento na variável considerada e decréscimo quando essa variável reduz no trimestre seguinte.

Dessa forma, formaremos quatro grupos: acréscimo no *Cons* e acréscimo na *VREL*; acréscimo no *Cons* e decréscimo na *VREL*; decréscimo no *Cons* e acréscimo na *VREL*; e decréscimo no *Cons* e decréscimo na *VREL*.



Caso os resultados evidenciem um acréscimo no Cons associado com um decréscimo na VREL, ou um decréscimo no Cons com um acréscimo na VREL, há indícios de que o VREL está negativamente associado com o Cons.

De outra forma, caso os resultados evidenciem um acréscimo no Cons associado com um acréscimo na VREL, ou um decréscimo no Cons associado com um decréscimo na VREL, há indícios de que a VREL está positivamente associada com o Cons.

## 4. RESULTADOS

### 4.1 Value Relevance

Os cálculos efetuados têm o objetivo de evidenciar a evolução do  $R^2_{\text{Ajustado}}$ . Por tratar-se de uma regressão linear, cabe considerar sobre o nível de significância da equação e variáveis, bem como os principais pressupostos.

**Tabela 2: Resultado Teste F no cálculo da Value Relevance**

| Período | Statistic F | Sig.  |
|---------|-------------|-------|
| dez/05  | 181,398     | 0,000 |
| mar/06  | 174,838     | 0,000 |
| jun/06  | 151,761     | 0,000 |
| set/06  | 136,846     | 0,000 |
| dez/06  | 162,301     | 0,000 |
| mar/07  | 184,462     | 0,000 |
| jun/07  | 197,872     | 0,000 |
| set/07  | 249,997     | 0,000 |
| dez/07  | 316,642     | 0,000 |
| mar/08  | 402,402     | 0,000 |
| jun/08  | 424,267     | 0,000 |
| set/08  | 175,402     | 0,000 |
| dez/08  | 176,364     | 0,000 |
| mar/09  | 199,351     | 0,000 |
| jun/09  | 214,781     | 0,000 |
| set/09  | 232,164     | 0,000 |
| dez/09  | 962,086     | 0,000 |
| mar/10  | 965,708     | 0,000 |
| jun/10  | 994,992     | 0,000 |
| set/10  | 1031,859    | 0,000 |
| dez/10  | 1033,786    | 0,000 |
| mar/11  | 1011,541    | 0,000 |
| jun/11  | 973,923     | 0,000 |
| set/11  | 822,589     | 0,000 |
| dez/11  | 2499,101    | 0,000 |
| mar/12  | 2339,848    | 0,000 |

Fonte: elaborado pelo autor

Obs.: objetiva verificar se a variável dependente se relaciona com as variáveis independentes da equação  $P_{it} = \beta_1 + \beta_2 * LPA_{it} + \beta_3 * VPA_{it} + \varepsilon_{it}$ .  $P_{it}$  é o preço das ações da empresa  $i$  no período  $t$  observado três meses depois das demais informações.  $LPA$  é o lucro por ação,  $VPA$  é o valor patrimonial da ação e  $\varepsilon$  é o termo de erro da regressão.

O teste F, que verifica se a variável dependente se relaciona com as variáveis independentes, obteve como *Sig.* (0,000), sendo menor que  $\alpha$  (alfa) de 5% para todos os resultados. Portanto, rejeita-se a hipótese de que o  $R^2$  é igual a zero. As variáveis independentes se relacionam com a variável dependente e o modelo é significativo, conforme a Tabela 2. As variáveis independentes Lucro por Ação (LPA) e Valor Patrimonial da Ação (VPA) estão relacionados com o Preço das ações (P).

**Tabela 3: Resíduos no cálculo da Value Relevance**

| Período | Sum of Squares |             |          |         |
|---------|----------------|-------------|----------|---------|
|         | Regressão      | % Regressão | Resíduos | Total   |
| dez/05  | 69014          | 29,07       | 168353   | 237367  |
| mar/06  | 70983          | 27,43       | 187773   | 258756  |
| jun/06  | 54469          | 25,20       | 161690   | 216159  |
| set/06  | 52689          | 22,68       | 179614   | 232303  |
| dez/06  | 65625          | 25,49       | 191861   | 257486  |
| mar/07  | 76458          | 27,17       | 204967   | 281425  |
| jun/07  | 92940          | 28,58       | 232266   | 325207  |
| set/07  | 126195         | 32,87       | 257692   | 383887  |
| dez/07  | 154286         | 36,68       | 266286   | 420572  |
| mar/08  | 191201         | 41,53       | 269172   | 460373  |
| jun/08  | 200205         | 41,81       | 278648   | 478853  |
| set/08  | 124425         | 21,14       | 464285   | 588710  |
| dez/08  | 121414         | 21,02       | 456085   | 577499  |
| mar/09  | 128129         | 21,53       | 466943   | 595071  |
| jun/09  | 123123         | 21,89       | 439394   | 562517  |
| set/09  | 114802         | 22,27       | 400782   | 515583  |
| dez/09  | 260167         | 54,40       | 218094   | 478261  |
| mar/10  | 239637         | 54,25       | 202116   | 441753  |
| jun/10  | 210628         | 54,99       | 172420   | 383048  |
| set/10  | 227470         | 55,17       | 184845   | 412315  |
| dez/10  | 245733         | 55,22       | 199313   | 445045  |
| mar/11  | 246079         | 54,80       | 203010   | 449089  |
| jun/11  | 251182         | 53,50       | 218319   | 469500  |
| set/11  | 225314         | 49,40       | 230767   | 456081  |
| dez/11  | 865222         | 74,17       | 301379   | 1166601 |
| mar/12  | 913970         | 73,16       | 335339   | 1249309 |

Fonte: elaborado pelo autor

Obs.: equação  $P_{it} = \beta_1 + \beta_2 * LPA_{it} + \beta_3 * VPA_{it} + \varepsilon_{it}$ .  $P_{it}$  é o preço das ações da empresa  $i$  no período  $t$  observado três meses depois das demais informações.  $LPA$  é o lucro por ação,  $VPA$  é o valor patrimonial da ação e  $\varepsilon$  é o termo de erro da regressão.

A soma dos quadrados dos resíduos deixados pelo modelo (Tabela 3) é proporcionalmente menor nos últimos períodos comparados aos primeiros, chegando a 26,84% em mar/12. Sinaliza mais precisão na reta de estimação ou menor discrepância dos dados amostrais nos últimos períodos.

**Tabela 4: Resultado dos Coeficientes Angulares no cálculo da *Value Relevance***

| Período | $\beta_2$   |           |          | $\beta_3$   |           |          |
|---------|-------------|-----------|----------|-------------|-----------|----------|
|         | Coeficiente | Statist t | Sig.     | Coeficiente | Statist t | Sig.     |
| dez/05  | 1,477090    | 4,898894  | 0,000000 | 0,310687    | 17,856538 | 0,000000 |
| mar/06  | 1,378491    | 4,642794  | 0,000000 | 0,319278    | 17,426686 | 0,000000 |
| jun/06  | 1,505940    | 5,289614  | 0,000000 | 0,285207    | 15,767661 | 0,000000 |
| set/06  | 1,523322    | 5,235165  | 0,000000 | 0,283527    | 14,768575 | 0,000000 |
| dez/06  | 3,740352    | 8,518265  | 0,000000 | 0,288362    | 14,301546 | 0,000000 |
| mar/07  | 4,435793    | 10,197499 | 0,000000 | 0,302040    | 14,508907 | 0,000000 |
| jun/07  | 4,178496    | 9,088842  | 0,000000 | 0,356853    | 15,679787 | 0,000000 |
| set/07  | 4,448195    | 9,546646  | 0,000000 | 0,430376    | 17,992509 | 0,000000 |
| dez/07  | 4,450129    | 8,894528  | 0,000000 | 0,472813    | 19,207474 | 0,000000 |
| mar/08  | 6,552023    | 11,829703 | 0,000000 | 0,481326    | 19,216024 | 0,000000 |
| jun/08  | 4,905675    | 9,219982  | 0,000000 | 0,553198    | 22,295050 | 0,000000 |
| set/08  | -0,564000   | -1,761885 | 0,078322 | 0,391235    | 16,648681 | 0,000000 |
| dez/08  | -1,045000   | -3,161845 | 0,001603 | 0,390589    | 16,715316 | 0,000000 |
| mar/09  | 0,779429    | 1,697147  | 0,089883 | 0,330865    | 14,720234 | 0,000000 |
| jun/09  | 0,248167    | 0,560075  | 0,575510 | 0,335641    | 15,744315 | 0,000000 |
| set/09  | 0,369036    | 0,889141  | 0,374059 | 0,317453    | 15,955770 | 0,000000 |
| dez/09  | 1,890267    | 5,756324  | 0,000000 | 0,724856    | 37,888329 | 0,000000 |
| mar/10  | 1,880917    | 5,792981  | 0,000000 | 0,707406    | 38,669662 | 0,000000 |
| jun/10  | 2,063420    | 6,858787  | 0,000000 | 0,597407    | 37,869142 | 0,000000 |
| set/10  | 2,904485    | 9,096329  | 0,000000 | 0,537807    | 36,816331 | 0,000000 |
| dez/10  | 3,543702    | 10,478645 | 0,000000 | 0,521815    | 35,822333 | 0,000000 |
| mar/11  | 6,343472    | 15,019024 | 0,000000 | 0,474728    | 33,410628 | 0,000000 |
| jun/11  | 6,195171    | 14,486711 | 0,000000 | 0,454562    | 32,184269 | 0,000000 |
| set/11  | 6,176491    | 13,561041 | 0,000000 | 0,406126    | 27,885478 | 0,000000 |
| dez/11  | -0,155370   | -4,287505 | 0,000000 | 0,489386    | 63,414810 | 0,000000 |
| mar/12  | -0,189502   | -4,917457 | 0,000000 | 0,505706    | 61,636769 | 0,000000 |

Fonte: elaborado pelo autor

Obs.: equação  $P_{it} = \beta_1 + \beta_2 * LPA_{it} + \beta_3 * VPA_{it} + \varepsilon_{it}$ .  $P_{it}$  é o preço das ações da empresa  $i$  no período  $t$  observado três meses depois das demais informações.  $LPA$  é o lucro por ação,  $VPA$  é o valor patrimonial da ação e  $\varepsilon$  é o termo de erro da regressão.

Os coeficientes angulares ( $\beta_2$  e  $\beta_3$ ) da equação (1), que relaciona o preço da ação ( $P_i$ ) com o lucro por ação ( $LPA$ ) e com o valor patrimonial da ação ( $VPA$ ), obtiveram estatística

teste significativa ao nível  $\alpha$  (alfa) de 5% em praticamente todos os períodos (Tabela 4), exceto set/08, mar/09, jun/09 e set/09 na variável LPA, ou seja, cada uma das variáveis independentes se relaciona com a variável dependente em um grau de confiança de 95%. As exceções podem estar relacionadas aos efeitos da crise iniciada no setor imobiliário americano e que logo se propagou para todo o sistema bancário e, depois, tornando-se uma crise econômica internacional. Além dessa relação, os resultados demonstram que a variável LPA apresenta maior impacto sobre a variável dependente  $P$ , pois seus coeficientes são em geral maiores que a variável VPA.

Para verificar a autocorrelação serial ou independência dos erros (resíduos ou desvios), utilizou-se o teste Durbin-Watson. Nesse teste, os resíduos devem ser distribuídos aleatoriamente em torno da reta de regressão. Portanto, os resíduos não devem ser correlacionados uns com os outros. Os resultados (entre 1,782 e 1,973) evidenciam ausência de autocorrelação, conforme Tabela 5.

**Tabela 5: Resultado do Teste Durbin Watson para autocorrelação serial no cálculo da *value relevance***

| <b>Período</b> | <b>DW</b> | <b>Período</b> | <b>DW</b> |
|----------------|-----------|----------------|-----------|
| dez/05         | 1,884     | mar/09         | 1,838     |
| mar/06         | 1,892     | jun/09         | 1,816     |
| jun/06         | 1,942     | set/09         | 1,874     |
| set/06         | 1,922     | dez/09         | 1,866     |
| dez/06         | 1,973     | mar/10         | 1,847     |
| mar/07         | 1,912     | jun/10         | 1,782     |
| jun/07         | 1,841     | set/10         | 1,810     |
| set/07         | 1,820     | dez/10         | 1,904     |
| dez/07         | 1,865     | mar/11         | 1,931     |
| mar/08         | 1,863     | jun/11         | 1,965     |
| jun/08         | 1,936     | set/11         | 1,944     |
| set/08         | 1,826     | dez/11         | 1,925     |
| dez/08         | 1,898     | mar/12         | 1,905     |

Fonte: elaborado pelo autor

Obs.: resultados entre 1,782 e 1,973 evidenciam ausência de autocorrelação.

Para a multicolinearidade, que verifica se as variáveis independentes são altamente correlacionadas, normalmente tendo relação com regressões que apresentam alto  $R^2$  e coeficientes não significantes, utilizou-se o VIF (*Variance Inflation Factor*). Os resultados

(entre 1,009 e 1,697) evidenciam multicolinearidade aceitável (de 1 até 10), conforme Tabela 6.

**Tabela 6: Resultado VIF (*Variance Inflation Factor*) para Multicolinearidade no cálculo da *value relevance***

| <b>Período</b> | <b>VIF</b> | <b>Período</b> | <b>VIF</b> |
|----------------|------------|----------------|------------|
| dez/05         | 1,009      | mar/09         | 1,594      |
| mar/06         | 1,015      | jun/09         | 1,657      |
| jun/06         | 1,017      | set/09         | 1,697      |
| set/06         | 1,021      | dez/09         | 1,175      |
| dez/06         | 1,026      | mar/10         | 1,144      |
| mar/07         | 1,024      | jun/10         | 1,181      |
| jun/07         | 1,036      | set/10         | 1,204      |
| set/07         | 1,039      | dez/10         | 1,211      |
| dez/07         | 1,126      | mar/11         | 1,172      |
| mar/08         | 1,175      | jun/11         | 1,199      |
| jun/08         | 1,157      | set/11         | 1,260      |
| set/08         | 1,411      | dez/11         | 1,326      |
| dez/08         | 1,560      | mar/12         | 1,329      |

Fonte: elaborado pelo autor

Obs.: correlação entre as variáveis independentes LPA e VPA. Resultados até 1 representam ausência de multicolinearidade; resultados de 1 até 10 representam multicolinearidade aceitável; e acima de 10 representam multicolinearidade problemática.

A homocedasticidade, que verifica se o conjunto de resíduos referentes a cada observação da variável independente deve ter variância constante ou homogênea em toda a extensão das variáveis independentes, ou seja, a dispersão da variável independente em relação às observações da variável dependente deve manter consistências ou ser constante em todas as dimensões desta variável, foram calculadas pelo teste Pesarán-Pesarán. Sua forma implica em se regredir o quadrado dos resíduos padronizados (como variável dependente) como função do quadrado dos valores estimados padronizados (variável independente). A hipótese nula é de que os resíduos são homocedásticos (CORRAR; THEÓPHILO, 2009).

Os resultados não foram significativos, conforme a Tabela 7, ou seja, a variância dos resíduos não é constante para todas as observações referentes a cada conjunto de valores das variáveis independentes. Como possíveis causas, Fávero et al. (2009) citam o fato de o resíduo incorporar os efeitos de uma variável que foi excluída do modelo ou especificação incorreta da forma funcional do modelo. Possíveis soluções são sugeridas na literatura, como as diferenças, forma de logaritmo ou potenciação (CORRAR; PAULO; DIAS FILHO, 2009),

porém estariam em desacordo ou poderiam distorcer a ideia do valor contábil e lucro influenciarem o valor de mercado. Esses resultados não prejudicam a pesquisa pelo fato de que o objetivo principal do trabalho não é prever resultados futuros e sim apenas estimar o R-quadrado ajustado, conforme Gujarati (2006) e Fávero et al. (2009), logo, os pressupostos do MQO podem ser relaxados.

**Tabela 7: Homocedasticidade na *Vaue Relevance***

| Período | Teste Pesarán - Pesarán |             |
|---------|-------------------------|-------------|
|         | <i>F</i>                | <i>Sig.</i> |
| dez/05  | 47,137                  | 0,000       |
| mar/06  | 45,328                  | 0,000       |
| jun/06  | 23,566                  | 0,000       |
| set/06  | 19,393                  | 0,000       |
| dez/06  | 22,405                  | 0,000       |
| mar/07  | 30,027                  | 0,000       |
| jun/07  | 57,975                  | 0,000       |
| set/07  | 133,646                 | 0,000       |
| dez/07  | 203,327                 | 0,000       |
| mar/08  | 69,079                  | 0,000       |
| jun/08  | 176,253                 | 0,000       |
| set/08  | 754,299                 | 0,000       |
| dez/08  | 776,317                 | 0,000       |
| mar/09  | 938,038                 | 0,000       |
| jun/09  | 869,245                 | 0,000       |
| set/09  | 814,400                 | 0,000       |
| dez/09  | 411,067                 | 0,000       |
| mar/10  | 479,405                 | 0,000       |
| jun/10  | 394,260                 | 0,000       |
| set/10  | 214,624                 | 0,000       |
| dez/10  | 371,276                 | 0,000       |
| mar/11  | 299,788                 | 0,000       |
| jun/11  | 241,165                 | 0,000       |
| set/11  | 310,915                 | 0,000       |
| dez/11  | 320,739                 | 0,000       |
| mar/12  | 299,054                 | 0,000       |

Fonte: elaborado pelo autor

Obs.: equação  $P_{it} = \beta_1 + \beta_2 * LPA_{it} + \beta_3 * VPA_{it} + \varepsilon_{it}$ .  $P_{it}$  é o preço das ações da empresa  $i$  no período  $t$  observado três meses depois das demais informações.  $LPA$  é o lucro por ação,  $VPA$  é o valor patrimonial da ação e  $\varepsilon$  é o termo de erro da regressão.

A normalidade, que verifica a distribuição normal dos resíduos, indicando, assim, que os casos amostrados se dispõem normalmente em toda a extensão da população, foi calculada pelo teste Kolmogorov-Smirnov. O teste utiliza os resíduos padronizados para examinar se a série está conforme a distribuição esperada. A hipótese nula é de que a série testada é normal, conforme Corrar, Paulo e Dias Filho (2009).

**Tabela 8: Normalidade na *Value Relevance***

| Período | Teste Kolmogorov-Smirnov |             |
|---------|--------------------------|-------------|
|         | <i>F</i>                 | <i>Sig.</i> |
| dez/05  | 5,710                    | 0,000       |
| mar/06  | 5,899                    | 0,000       |
| jun/06  | 5,773                    | 0,000       |
| set/06  | 5,788                    | 0,000       |
| dez/06  | 6,049                    | 0,000       |
| mar/07  | 5,954                    | 0,000       |
| jun/07  | 5,736                    | 0,000       |
| set/07  | 5,585                    | 0,000       |
| dez/07  | 5,456                    | 0,000       |
| mar/08  | 5,244                    | 0,000       |
| jun/08  | 5,426                    | 0,000       |
| set/08  | 6,747                    | 0,000       |
| dez/08  | 6,662                    | 0,000       |
| mar/09  | 7,615                    | 0,000       |
| jun/09  | 7,990                    | 0,000       |
| set/09  | 8,470                    | 0,000       |
| dez/09  | 5,852                    | 0,000       |
| mar/10  | 5,654                    | 0,000       |
| jun/10  | 5,732                    | 0,000       |
| set/10  | 5,533                    | 0,000       |
| dez/10  | 5,717                    | 0,000       |
| mar/11  | 5,756                    | 0,000       |
| jun/11  | 5,731                    | 0,000       |
| set/11  | 5,827                    | 0,000       |
| dez/11  | 6,439                    | 0,000       |
| mar/12  | 6,563                    | 0,000       |

Fonte: elaborado pelo autor

Obs.: o teste utiliza os resíduos padronizados para examinar se a série está conforme a distribuição esperada. A hipótese nula é de que a série testada é normal.

Os resultados não foram significativos, conforme a Tabela 8, ou seja, os resíduos não apresentam distribuição normal. A violação da normalidade, conforme Corrar e Theóphilo



(2009) e Corrar, Paulo e Dias Filho (2009), pode ter origem na omissão de variáveis independentes importantes, inclusão de variável independente irrelevante para o modelo, utilização de relação matemática incorreta para análise entre as variáveis do modelo ou a presença de *outliers*. Possíveis soluções são sugeridas na literatura como a inclusão de novas variáveis independentes, retirada de *outliers* (se existe uma explicação conceitual, econômica para tal), ou pela formação correta da relação funcional, que poderá ser logarítmica, exponencial, dentre outras (CORRAR; PAULO; DIAS FILHO, 2009). Optou-se em seguir a ideia original do valor contábil e lucro influenciarem o valor de mercado. Esses resultados, da mesma forma que os resultados da homocedasticidade, não prejudicam a pesquisa pelo fato de que o objetivo principal do trabalho não é prever resultados futuros e sim apenas estimar o R-quadrado ajustado.

Os resultados da Tabela 9 evidenciam a evolução do  $R^2_{\text{Ajustado}}$ . Demonstra uma variação do  $R^2$  ajustado de 20,9% a 74,1%. O menor valor encontra-se no período de dez/08 e o maior em mar/12, logo, não apresentando uma constante crescente na sequência dos períodos analisados.

**Tabela 9: Resultado da Value Relevance**

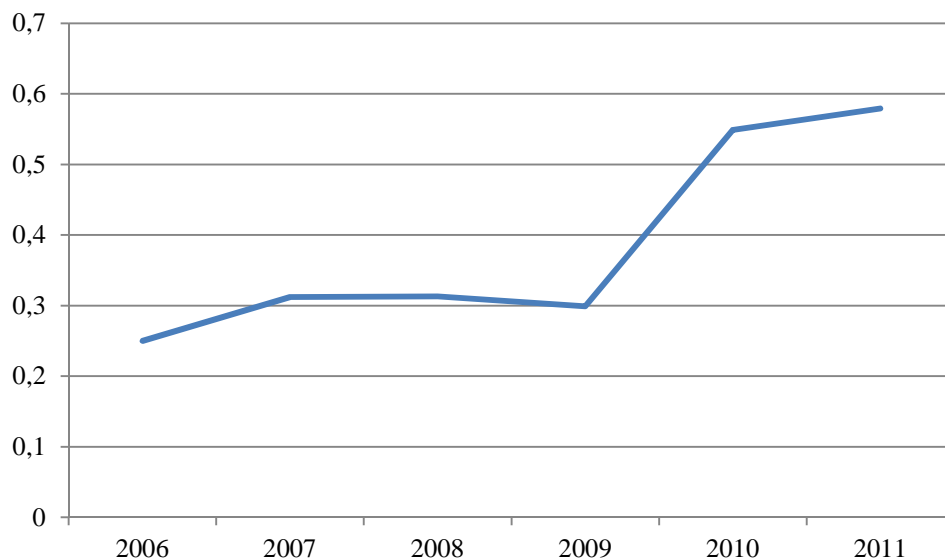
| Período | $R^2_A$ | Período | $R^2_A$ |
|---------|---------|---------|---------|
| dez/05  | ,289    | mar/09  | ,214    |
| mar/06  | ,273    | jun/09  | ,218    |
| jun/06  | ,250    | set/09  | ,222    |
| set/06  | ,225    | dez/09  | ,543    |
| dez/06  | ,253    | mar/10  | ,542    |
| mar/07  | ,270    | jun/10  | ,549    |
| jun/07  | ,284    | set/10  | ,551    |
| set/07  | ,327    | dez/10  | ,552    |
| dez/07  | ,366    | mar/11  | ,547    |
| mar/08  | ,414    | jun/11  | ,534    |
| jun/08  | ,417    | set/11  | ,493    |
| set/08  | ,210    | dez/11  | ,741    |
| dez/08  | ,209    | mar/12  | ,731    |

Fonte: elaborado pelo autor

Obs.:  $P_{it} = \beta_1 + \beta_2 * LPA_{it} + \beta_3 * VPA_{it} + \epsilon_{it}$ .  $P_{it}$  é o preço das ações da empresa  $i$  no período  $t$  observado três meses depois das demais informações.  $LPA$  é o lucro por ação,  $VPA$  é o valor patrimonial da ação e  $\epsilon$  é o termo de erro da regressão. O  $R^2_A$  é a mensuração da *value relevance*. O aumento nos resultados representa maior importância que uma determinada informação contábil produz no preço das ações.

Considerando que houve alterações na legislação nos períodos de 2007 e 2008 para a convergência às normas internacionais de contabilidade e que nesse período houve a necessidade de adaptações e algumas exceções para essa migração, pode-se entender parte dessa instabilidade em alguns períodos.

Com a finalidade de nivelar os pesos dos trimestres e evitar tendências sazonais, verificam-se os resultados pela sua média anual, conforme demonstrado no gráfico 1. Os resultados sinalizam para uma tendência de aumento do R-quadrado ajustado no decorrer dos períodos.



**Gráfico 1 – Média Anual do R-Quadrado Ajustado**

**Fonte: elaborado pelo autor**

Comparando-se o intervalo de 2006-2007 com 2010-2011 e considerando-se que o intervalo 2008-2009 está relacionado às adaptações ou ajustes necessários à convergência às normas internacionais de contabilidade, verifica-se um aumento no R-Quadrado Ajustado do intervalo anterior para o intervalo posterior à convergência. Esses resultados caracterizam a não rejeição da 1ª hipótese ( $H_1$ ), isto é, a adoção das normas internacionais de contabilidade pelo Brasil aumentou a importância que os investidores atribuem à informação contábil.

Com a finalidade de afirmar a mudança estrutural (os parâmetros do modelo não se mantêm iguais durante todo o período considerado), realizou-se o teste de Chow. A mecânica do teste é estimar a regressão de todo o período, bem como do período dividido em duas partes. Analisando a soma dos quadrados dos resíduos do período todo com a soma das

partes, considerando os graus de liberdade, verifica-se a existência ou não de mudança estrutural (GUJARATI, 2006). A hipótese nula é de estabilidade nos parâmetros (HILL; GRIFFITHS; JUDGE, 2010). Os dados são os valores das variáveis nos respectivos períodos. O ponto de corte foi o quarto trimestre de 2009, dividindo em dois períodos: primeiro trimestre de 2004 até o quarto trimestre de 2009 e primeiro trimestre de 2010 até o primeiro trimestre de 2012. Os resultados são apresentados na tabela abaixo:

**Tabela 10: Resultado do Teste de Chow para *Value Relevance***

|                  |                                     |
|------------------|-------------------------------------|
| Observações      | 35.048                              |
| Falha estrutural | 19.904 (4º Trim 2009)               |
| Estatística F    | 257,698 (valor)<br>0,0000 (p-valor) |

Fonte: elaborado pelo autor

Obs.: objetiva verificar a quebra de estrutura nos resultados ( $R^2_A$ ) da equação  $P_{it} = \beta_1 + \beta_2 * LPA_{it} + \beta_3 * VPA_{it} + \varepsilon_{it}$ .  $P_{it}$  é o preço das ações da empresa  $i$  no período  $t$  observado três meses depois das demais informações.  $LPA$  é o lucro por ação,  $VPA$  é o valor patrimonial da ação e  $\varepsilon$  é o termo de erro da regressão. Os dados são os valores das variáveis nos respectivos períodos. O ponto de corte foi o quarto trimestre de 2009, dividindo em dois períodos: primeiro trimestre de 2004 até o quarto trimestre de 2009 e primeiro trimestre de 2010 até o primeiro trimestre de 2012.

Comparando o  $F$  calculado de 257,698 com o  $F$  crítico de 2,60 ao nível de 5% (GUJARATI, 2006, p. 782), constata-se a superioridade do  $F$  calculado. Os resultados confirmam rejeição da hipótese nula de estabilidade, ou seja, houve quebra de estabilidade no período posterior às mudanças na legislação contábil. Mais detalhes do teste no APÊNDICE D: Resultados do Teste de Chow.

Sendo o R-Quadrado Ajustado o vetor de *value relevance*, os resultados corroboram com a afirmação de um aumento na relevância da informação contábil no valor da empresa com a convergência às normas internacionais.

Como a *value relevance* aumentou no decorrer do período, há indícios de que a convergência às normas internacionais tenha o efeito de aproximar as informações contábeis do valor justo de negociação, ou seja, maior proximidade dos valores de decisão.

Os cálculos realizados estão apresentados com mais detalhes nos APÊNDICES A, B, C e D.

## 4.2 Conservadorismo Contábil

O conservadorismo contábil é calculado pela equação (2), onde o *book-to-market ratio* é a variável dependente e os retornos por ações como variável independente. Os efeitos fixos

de tempo e empresa representam o conservadorismo condicional e incondicional, respectivamente.

O teste F que verifica se a variável dependente se relaciona com as variáveis independentes, foi significativo ao nível  $\alpha$  (alfa) de 5% para todos os resultados (Tabela 11). Portanto, rejeita-se a hipótese de que o  $R^2$  é igual à zero. A variável estatística exerce influência sobre a variável dependente e o modelo é significativo. A variável independente Retorno exerce influência sobre o *book-to-market ratio*.

**Tabela 11: Resultado Teste F no cálculo do Conservadorismo Contábil**

| Período | Statistic F | Sig.   |
|---------|-------------|--------|
| dez/05  | 5,2940      | 0,0000 |
| mar/06  | 4,2547      | 0,0000 |
| jun/06  | 3,3892      | 0,0000 |
| set/06  | 13,0212     | 0,0000 |
| dez/06  | 12,5206     | 0,0000 |
| mar/07  | 26,7423     | 0,0000 |
| jun/07  | 24,6863     | 0,0000 |
| set/07  | 22,6697     | 0,0000 |
| dez/07  | 19,9801     | 0,0000 |
| mar/08  | 18,5006     | 0,0000 |
| jun/08  | 20,9301     | 0,0000 |
| set/08  | 33,9945     | 0,0000 |
| dez/08  | 31,7460     | 0,0000 |
| mar/09  | 31,5429     | 0,0000 |
| jun/09  | 30,8068     | 0,0000 |
| set/09  | 28,9951     | 0,0000 |
| dez/09  | 21,1131     | 0,0000 |
| mar/10  | 21,3517     | 0,0000 |
| jun/10  | 21,1412     | 0,0000 |
| set/10  | 20,8143     | 0,0000 |
| dez/10  | 20,1258     | 0,0000 |
| mar/11  | 20,9906     | 0,0000 |
| jun/11  | 21,6900     | 0,0000 |
| set/11  | 24,1736     | 0,0000 |
| dez/11  | 31,3217     | 0,0000 |
| mar/12  | 32,4860     | 0,0000 |

Fonte: elaborado pelo autor

Obs: Objetiva verificar se a variável dependente se relaciona com as variável independente da equação  $BTM_{t,i} = \alpha_{t-j} + \alpha_i + \sum_{j=1}^{24} \beta_j R_{t-j,i} + \varepsilon_{t,i}$ . *BTM* é a razão entre o valor patrimonial da ação e o preço da ação para a empresa *i* no tempo *t*.  $R_{t-j,i}$  é o logaritmo da razão entre o preço da ação da empresa no tempo *t* com o preço da ação um ano antes - *j*, representando o retorno das ações.

Para a estacionariedade, ou seja, a média, variância e autocorrelação devem ser constantes ao longo do tempo e também para qualquer período da série, utilizou-se o teste de raiz unitária Im, Pesaran e Shin (IPS). Os resultados estão apresentados na tabela abaixo:

**Tabela 12: Resultado Teste Raiz Unitária IPS no cálculo do Conservadorismo Contábil**

|        | <i>BTM</i> |         | Retorno   |         |
|--------|------------|---------|-----------|---------|
|        | Statistic  | Prob.   | Statistic | Prob.   |
| dez/05 | -7,77732   | 0,00000 | -6,88934  | 0,00000 |
| mar/06 | -5,72124   | 0,00000 | -4,65080  | 0,00000 |
| jun/06 | -7,36704   | 0,00000 | -6,11182  | 0,00000 |
| set/06 | -3,99658   | 0,00000 | -6,24893  | 0,00000 |
| dez/06 | -6,37980   | 0,00000 | -4,55660  | 0,00000 |
| mar/07 | -5,97927   | 0,00000 | -5,54936  | 0,00000 |
| jun/07 | -7,49837   | 0,00000 | -6,00008  | 0,00000 |
| set/07 | -8,27531   | 0,00000 | -4,38900  | 0,00000 |
| dez/07 | -5,60475   | 0,00000 | -5,33079  | 0,00000 |
| mar/08 | -7,13381   | 0,00000 | -6,35835  | 0,00000 |
| jun/08 | -11,52060  | 0,00000 | -5,29651  | 0,00000 |
| set/08 | -10,75430  | 0,00000 | -23,79880 | 0,00000 |
| dez/08 | -3,86470   | 0,00010 | -1,92963  | 0,02680 |
| mar/09 | -3,24630   | 0,00060 | -1,96326  | 0,02480 |
| jun/09 | -7,00401   | 0,00000 | -3,90030  | 0,00000 |
| set/09 | -4,71888   | 0,00000 | -4,47390  | 0,00000 |
| dez/09 | -5,73808   | 0,00000 | -2,22696  | 0,01300 |
| mar/10 | -7,83396   | 0,00000 | -6,29213  | 0,00000 |
| jun/10 | -7,76871   | 0,00000 | -8,29887  | 0,00000 |
| set/10 | -8,45510   | 0,00000 | -7,60649  | 0,00000 |
| dez/10 | -9,99444   | 0,00000 | -8,99246  | 0,00000 |
| mar/11 | -10,46880  | 0,00000 | -9,80703  | 0,00000 |
| jun/11 | -8,54722   | 0,00000 | -11,84910 | 0,00000 |
| set/11 | -7,33128   | 0,00000 | -10,44420 | 0,00000 |
| dez/11 | -9,09401   | 0,00000 | -10,17850 | 0,00000 |
| mar/12 | -8,65575   | 0,00000 | -11,33630 | 0,00000 |

Fonte: elaborado pelo autor

Obs.: *BTM* é a razão entre o valor patrimonial da ação e o preço da ação para a empresa *i* no tempo *t*.  $R_{t-j,i}$  é o logaritmo da razão entre o preço da ação da empresa no tempo *t* com o preço da ação um ano antes - *j*, representando o retorno das ações. Equação:  $BTM_{t,i} = \alpha_{t-j} + \alpha_i + \sum_{j=1}^{24} \beta_j R_{t-j,i} + \varepsilon_{t,i}$ .

Este teste considera como hipótese nula que todas as séries do painel possuem uma raiz unitária para todos os indivíduos e como hipótese alternativa que pelo menos algum indivíduo não possua raiz unitária (IM; PESARAN; SHIN, 2003).

Os resultados demonstram que a hipótese nula de que todas as séries de dados não são estacionárias foi rejeitada com um nível de confiança de 95%, ou seja, a série é estacionária.

**Tabela 13: Resultado Coeficiente Angular do Retorno no cálculo do Conservadorismo Contábil**

| Período | <i>Coefficient</i> | <i>t-Statistic</i> | Prob.  |
|---------|--------------------|--------------------|--------|
| dez/05  | -3,1622            | -5,0106            | 0,0000 |
| mar/06  | -2,7651            | -4,8655            | 0,0000 |
| jun/06  | -2,4998            | -4,8836            | 0,0000 |
| set/06  | -1,2003            | -8,7837            | 0,0000 |
| dez/06  | -1,2672            | -9,2449            | 0,0000 |
| mar/07  | -1,4487            | -10,1852           | 0,0000 |
| jun/07  | -1,6114            | -10,9318           | 0,0000 |
| set/07  | -1,6354            | -11,4644           | 0,0000 |
| dez/07  | -1,6154            | -11,6285           | 0,0000 |
| mar/08  | -1,6443            | -12,1527           | 0,0000 |
| jun/08  | -1,4420            | -12,6061           | 0,0000 |
| set/08  | -1,1874            | -14,7459           | 0,0000 |
| dez/08  | -1,1356            | -14,2424           | 0,0000 |
| mar/09  | -1,0013            | -14,2152           | 0,0000 |
| jun/09  | -0,9153            | -14,1800           | 0,0000 |
| set/09  | -0,8269            | -14,1708           | 0,0000 |
| dez/09  | -0,7853            | -15,1361           | 0,0000 |
| mar/10  | -0,7079            | -15,1448           | 0,0000 |
| jun/10  | -0,6638            | -15,4972           | 0,0000 |
| set/10  | -0,6255            | -15,6307           | 0,0000 |
| dez/10  | -0,5853            | -15,3919           | 0,0000 |
| mar/11  | -0,5740            | -15,3705           | 0,0000 |
| jun/11  | -0,5370            | -15,9842           | 0,0000 |
| set/11  | -0,4958            | -16,6824           | 0,0000 |
| dez/11  | -0,4209            | -18,6101           | 0,0000 |
| mar/12  | -0,4334            | -18,9496           | 0,0000 |

Fonte: elaborado pelo autor

Obs: *coefficient* é o valor de  $\beta_j$  da equação  $BTM_{t,i} = \alpha_{t-j} + \alpha_i + \sum_{j=1}^{24} \beta_j R_{t-j,i} + \varepsilon_{t,i}$ . *BTM* é a razão entre o valor patrimonial da ação e o preço da ação para a empresa *i* no tempo *t*.  $R_{t-j,i}$  é o logaritmo da razão entre o preço da ação da empresa no tempo *t* com o preço da ação um ano antes - *j*, representando o retorno das ações.

O coeficiente angular ( $\beta_j$ ) da equação (2) obteve estatística teste significativa ao nível  $\alpha$  (alfa) de 5% (Tabela 13), ou seja, a variável independente se relaciona com a variável dependente em um grau de confiança de 95%. O coeficiente é negativo para todos os

períodos, adequado ao entendimento que um aumento no retorno ocasione uma redução no *BTM*, pois haverá redução no valor patrimonial da ação.

O valor da soma dos efeitos fixos de tempo e empresa multiplicados por (-1) representa a mensuração do conservadorismo contábil. A inversão do sinal dos resultados (-1) se deve ao fato de ser utilizada a razão entre o valor patrimonial da ação e o preço da ação (*book-to-market ratio*) e não a razão entre o preço da ação e o valor patrimonial da ação (*market-to-book ratio*), conforme Balachandran e Mohanram (2011).

Os resultados da Tabela 14 evidenciam a evolução dos efeitos fixos de tempo e empresa ( $\alpha_t$  e  $\alpha_i$ ), demonstrando uma variação dos efeitos fixos de 56,18 a -15,97.

**Tabela 14: Resultado do Conservadorismo Contábil**

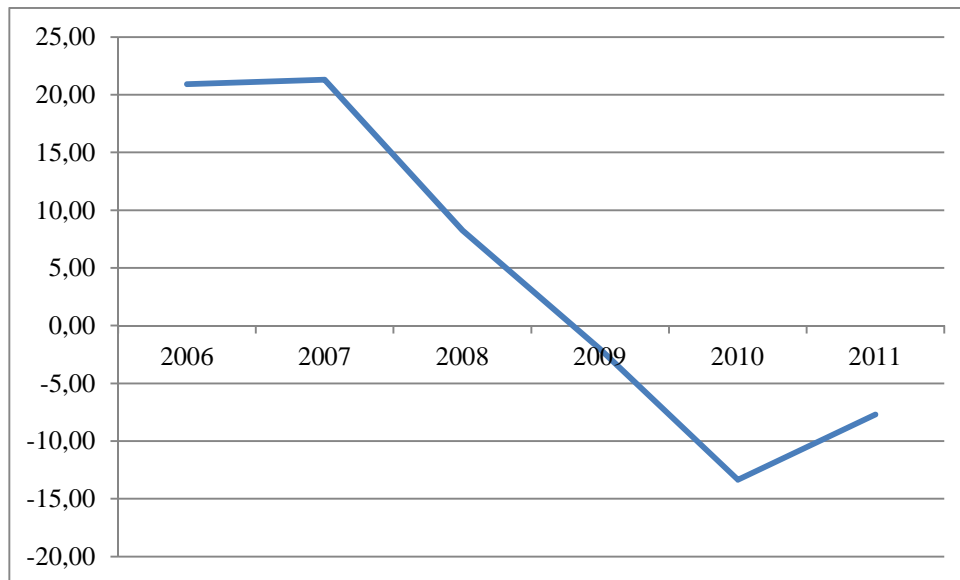
| Período | Efeitos Fixos | Período | Efeitos Fixos |
|---------|---------------|---------|---------------|
| dez/05  | 56,18         | mar/09  | 6,35          |
| mar/06  | 45,10         | jun/09  | 1,64          |
| jun/06  | 32,83         | set/09  | -1,58         |
| set/06  | 4,29          | dez/09  | -14,58        |
| dez/06  | 1,42          | mar/10  | -13,84        |
| mar/07  | 24,48         | jun/10  | -9,28         |
| jun/07  | 25,06         | set/10  | -15,97        |
| set/07  | 24,62         | dez/10  | -14,29        |
| dez/07  | 11,03         | mar/11  | -11,54        |
| mar/08  | 9,63          | jun/11  | -9,70         |
| jun/08  | 3,04          | set/11  | -5,94         |
| set/08  | 10,82         | dez/11  | -3,61         |
| dez/08  | 9,46          | mar/12  | -1,79         |

Fonte: elaborado pelo autor

Obs.: os Efeitos Fixos representam a soma do  $\alpha_{t-j}$  e o  $\alpha_i$  da seguinte equação:  $BTM_{t,i} = \alpha_{t-j} + \alpha_i + \sum_{j=1}^{24} \beta_j R_{t-j,i} + \varepsilon_{t,i}$ . *BTM* é a razão entre o valor patrimonial da ação e o preço da ação para a empresa *i* no tempo *t*.  $R_{t-j,i}$  é o logaritmo da razão entre o preço da ação da empresa no tempo *t* com o preço da ação um ano antes - *j*, representando o retorno das ações. O  $\alpha_t$  e o  $\alpha_i$  representam respectivamente os efeitos fixos de tempo e empresa, e  $\varepsilon$  é o termo de erro da regressão. Os efeitos fixos de tempo e empresa representam o conservadorismo condicional e incondicional, respectivamente. Os resultados dos efeitos fixos de tempo e empresa foram multiplicados por (-1) representando a mensuração do conservadorismo contábil.

Comparando-se o intervalo de 2006-2007 com 2010-2011 e considerando-se que o intervalo 2008-2009 está relacionado às adaptações ou ajustes necessários à convergência às normas internacionais de contabilidade, verifica-se uma redução na média dos efeitos fixos de tempo e empresa, de 21,1 (2006/7) para -10,52 (2010/11), conforme demonstrado no Gráfico

2. Esses resultados caracterizam a não rejeição de  $H_2$ , a adoção das normas internacionais de contabilidade pelo Brasil diminuiu o nível de conservadorismo contábil das demonstrações financeiras.



**Gráfico 2 – Média dos Efeitos Fixos de Tempo e Empresa**  
**Fonte: elaborada pelo autor**

Sendo os efeitos fixos de tempo e empresa nosso vetor do conservadorismo contábil, os resultados corroboram com a afirmação de um decréscimo no conservadorismo da informação contábil com a convergência às normas internacionais.

Com a finalidade de afirmar a mudança estrutural (os parâmetros do modelo não se mantêm iguais durante todo o período considerado), realizou-se o teste de Chow. A mecânica do teste é estimar a regressão de todo o período, bem como do período dividido em duas partes. Analisando a soma dos quadrados dos resíduos do período todo com a soma das partes, considerando os graus de liberdade, verifica-se a existência ou não de mudança estrutural (GUJARATI, 2006). A hipótese nula é de estabilidade nos parâmetros (HILL; GRIFFITHS; JUDGE, 2010) e a alternativa é de que os interceptos são diferentes para todas as *cross-sections* (FÁVERO et al., 2009). Os dados são os valores das variáveis nos respectivos períodos. O ponto de corte foi o quarto trimestre de 2007, dividindo em dois períodos: primeiro trimestre de 2000 até o quarto trimestre de 2007 e primeiro trimestre de 2008 até o primeiro trimestre de 2012. Os resultados são apresentados na tabela abaixo (Tabela 15):



**Tabela 15: Resultado do Teste de Chow para o Conservadorismo Contábil**

|                  |                                     |
|------------------|-------------------------------------|
| Observações      | 105.144                             |
| Falha estrutural | 26.136 (4º Trim 2007)               |
| Estatística F    | 434,424 (valor)<br>0,0000 (p-valor) |

Fonte: elaborado pelo autor

Obs.: Objetiva verificar a quebra de estrutura nos resultados considerando o *BTM* como variável dependente e o Retorno como variável independente. Os dados são os valores das variáveis nos respectivos períodos. O ponto de corte foi o quarto trimestre de 2007, dividindo em dois períodos: primeiro trimestre de 2000 até o quarto trimestre de 2007 e primeiro trimestre de 2008 até o primeiro trimestre de 2012.

Comparando o  $F$  calculado de 434,424 com o  $F$  crítico de 3,00 ao nível de 5% (GUJARATI, 2006, p. 782), constata-se a superioridade do  $F$  calculado. Os resultados confirmam rejeição da hipótese nula de estabilidade, ou seja, houve quebra de estabilidade no período posterior às mudanças na legislação contábil. Mais detalhes do teste no APÊNDICE D: Resultados do Teste de Chow.

Como o conservadorismo reduziu no decorrer do período, há indícios de que a convergência às normas internacionais tenha o efeito de aproximar as informações contábeis do valor justo de negociação.

### 4.3 Value Relevance x Conservadorismo Contábil

#### 4.3.1 Regressão Linear Value Relevance x Conservadorismo

Na mensuração da *value relevance*, utilizou-se o modelo empregado por Collins *et al.* (1997). Nesse modelo de regressão linear, o Preço das Ações possui nível de dependência do Lucro por Ação e do Valor Patrimonial da Ação. Analisou-se o coeficiente de determinação ajustado ( $R^2_{\text{Ajustado}}$ , ou R-quadrado ajustado) como forma de medir a *value relevance* das informações no decorrer dos períodos analisados. Um aumento do R-quadrado ajustado significa que o impacto da convergência é favorável à relevância da informação contábil para as empresas.

Na mensuração do conservadorismo contábil, utilizou-se o modelo empregado por Balachandran e Mohanram (2011), baseado em Beaver e Ryan (2000), que distinguem o impacto das tendências e defasagens considerando a razão entre o valor contábil e o valor de

mercado (*book-to-market ratio*) como variável dependente e os retornos por ações como variável independente. O valor da soma dos efeitos fixos de tempo e empresa multiplicados por (-1) representa a mensuração do conservadorismo contábil. A inversão do sinal dos resultados (-1) se deve ao fato de ser utilizada a razão entre o valor patrimonial da ação e o preço da ação (*book-to-market ratio*) e não a razão entre o preço da ação e o valor patrimonial da ação (*market-to-book ratio*), conforme Balachandran e Mohanram (2011). Um aumento nos resultados denota um aumento no conservadorismo.

O Conservadorismo Contábil e a *Value Relevance* foram calculados anteriormente, obtendo os resultados da tabela 16.

Para o cálculo da influência do Conservadorismo Contábil na *Value Relevance*, considera-se a *Value Relevance* como variável dependente e o Conservadorismo Contábil como variável independente, conforme equação (3). Pressupõe-se o entendimento de que ao variar o Conservadorismo, teremos variação na *Value Relevance*. Os resultados são medidos por intermédio do coeficiente angular  $\beta_2$  e coeficiente de determinação  $R^2$ . Por tratar-se de uma regressão linear, cabe considerar sobre o nível de significância da equação e variáveis, bem como os principais pressupostos (Tabela 17).

O teste F, que verifica se a variável dependente se relaciona com a variável independente, foi significativa ao nível  $\alpha$  (alfa) de 5%. Portanto, rejeita-se a hipótese de que o  $R^2$  é igual a zero. A variável estatística possui relação com a variável dependente e o modelo é significativo. A variável independente Conservadorismo possui relação com a *Value Relevance*.

Para verificar a autocorrelação serial ou independência dos erros (resíduos ou desvios), utilizou-se o teste Durbin-Watson. Nesse teste, os resíduos devem ser distribuídos aleatoriamente em torno da reta de regressão. Portanto, os resíduos não devem ser correlacionados uns com os outros. O resultado 0,498 (a esquerda de  $d_l$  1,302 e  $d_u$  1,461) evidenciam autocorrelação positiva. A provável causa seja a omissão de variável independente importante para o modelo de regressão (CORRAR; THEÓPHILO, 2009, p. 101). Esse resultado não prejudica a pesquisa pelo fato de que o objetivo principal do trabalho não é prever resultados futuros e sim apenas estimar a relação do conservadorismo Contábil na variação da *Value Relevance*.

A normalidade, que verifica a distribuição normal dos resíduos, indicando, assim, que os casos amostrados se dispõem normalmente em toda a extensão da população, foi calculada pelo teste Kolmogorov-Smirnov. O teste utiliza os resíduos padronizados para examinar se a

série está conforme a distribuição esperada. A hipótese nula é de que a série testada é normal. Obteve Sig. 0,488, ou seja, significativo ao nível de 5%.

**Tabela 16: Dados da *Value Relevance* e Conservadorismo Contábil**

| Período | <i>Value Relevance</i> | Conservadorismo |
|---------|------------------------|-----------------|
| dez/05  | 0,289                  | 56,18           |
| mar/06  | 0,273                  | 45,10           |
| jun/06  | 0,250                  | 32,83           |
| set/06  | 0,225                  | 4,29            |
| dez/06  | 0,253                  | 1,42            |
| mar/07  | 0,270                  | 24,48           |
| jun/07  | 0,284                  | 25,06           |
| set/07  | 0,327                  | 24,62           |
| dez/07  | 0,366                  | 11,03           |
| mar/08  | 0,414                  | 9,63            |
| jun/08  | 0,417                  | 3,04            |
| set/08  | 0,210                  | 10,82           |
| dez/08  | 0,209                  | 9,46            |
| mar/09  | 0,214                  | 6,35            |
| jun/09  | 0,218                  | 1,64            |
| set/09  | 0,222                  | -1,58           |
| dez/09  | 0,543                  | -14,58          |
| mar/10  | 0,542                  | -13,84          |
| jun/10  | 0,549                  | -9,28           |
| set/10  | 0,551                  | -15,97          |
| dez/10  | 0,552                  | -14,29          |
| mar/11  | 0,547                  | -11,54          |
| jun/11  | 0,534                  | -9,70           |
| set/11  | 0,493                  | -5,94           |
| dez/11  | 0,741                  | -3,61           |
| mar/12  | 0,731                  | -1,79           |

Fonte: elaborado pelo autor

Obs.: A *Value Relevance* é calculada conforme a seguinte equação:  $P_{it} = \beta_1 + \beta_2 * LPA_{it} + \beta_3 * VPA_{it} + \varepsilon_{it}$ .  $P_{it}$  é o preço das ações da empresa  $i$  no período  $t$  observado três meses depois das demais informações.  $LPA$  é o lucro por ação,  $VPA$  é o valor patrimonial da ação e  $\varepsilon$  é o termo de erro da regressão. O  $R^2_A$  é a mensuração da *value relevance*. O aumento nos resultados representa maior importância que uma determinada informação contábil produz no preço das ações. O Conservadorismo Contábil é calculado pelos Efeitos Fixos que representam a soma do  $\alpha_{t-j}$  e o  $\alpha_i$ , multiplicados por (-1), da seguinte equação:  $BTM_{t,i} = \alpha_{t-j} + \alpha_i + \sum_{j=1}^{24} \beta_j R_{t-j,i} + \varepsilon_{t,i}$ .  $BTM$  é a razão entre o valor patrimonial da ação e o preço da ação para a empresa  $i$  no tempo  $t$ .  $R_{t-j,i}$  é o logaritmo da razão entre o preço da ação da empresa no tempo  $t$  com o preço da ação um ano antes -  $j$ , representando o retorno das ações. O  $\alpha_t$  e o  $\alpha_i$  representam respectivamente os efeitos fixos de tempo e empresa, e  $\varepsilon$  é o termo de erro da regressão. Os efeitos fixos de tempo e empresa representam o conservadorismo condicional e incondicional, respectivamente.

A homocedasticidade, que verifica se o conjunto de resíduos referentes a cada observação da variável independente deve ter variância constante ou homogênea em toda a

extensão das variáveis independentes, ou seja, a dispersão da variável independente em relação às observações da variável dependente deve manter consistências ou ser constante em todas as dimensões desta variável, foram calculadas pelo teste Pesarán-Pesarán. Sua forma implica em se regredir o quadrado dos resíduos padronizados (como variável dependente) como função do quadrado dos valores estimados padronizados (variável independente). A hipótese nula é de que os resíduos são homocedásticos. O resultado Sig. 0,383 evidencia que os resíduos são homocedásticos.

O coeficiente angular ( $\beta_2$ ) da equação obteve estatística teste significativa ao nível  $\alpha$  (alfa) de 5%, ou seja, a variável independente se relaciona com a variável dependente em um grau de confiança de 95%, ou seja o Conservadorismo Contábil influencia a *Value Relevance*.

**Tabela 17: Resultado da *Value Relevance* x Conservadorismo**

| Pressupostos/Testes         | Mensuração         | Resultado                 |
|-----------------------------|--------------------|---------------------------|
| Relação entre as variáveis  | Teste F            | 12,127<br>0,002 (Sig.)    |
| Autocorrelação Serial       | Durbin Watson      | 0,498                     |
| Normalidade                 | Kolmogorov-Smirnov | 0,488                     |
| Homocedasticidade           | Pesarán-Pesarán    | 0,791 (F)<br>0,383 (Sig.) |
| Coeficiente Angular         | $\beta_2$          | - 0,005<br>0,002 (Sig.)   |
| Coeficiente de Determinação | R <sup>2</sup>     | 0,336                     |

Fonte: elaborado pelo autor

Obs.:  $VREL_t = \beta_1 + \beta_2 * Cons_t + \varepsilon_t$ . *VREL* é coeficiente de determinação ajustado ( $R^2_{Ajustado}$ , ou R-quadrado ajustado) calculado na equação (1), o *Cons* é a soma dos efeitos fixos de tempo e empresa calculados na equação (2) e  $\varepsilon$  é o termo de erro da regressão. O teste F verifica se a variável dependente se relaciona com a variável independente ao nível  $\alpha$  (alfa) de 5%. Na autocorrelação serial ou independência dos erros (resíduos ou desvios), utilizou-se o teste Durbin Watson. Nesse teste, os resíduos devem ser distribuídos aleatoriamente em torno da reta de regressão ( $d_l$  1,302 e  $d_u$  1,461). A normalidade, distribuição normal dos resíduos, foi calculada pelo teste Kolmogorov-Smirnov, ao nível de 5%. A homocedasticidade, resíduos em torno da reta de regressão de forma constante, foi calculada pelo teste Pesarán-Pesarán. O  $\beta_2$  esclarece se o conservadorismo está negativamente ou positivamente relacionado com o *value relevance*. O R<sup>2</sup> da equação evidencia a proporção da variação total da *Value Relevance* que está relacionada pela variação do Conservadorismo Contábil.

O R<sup>2</sup> da equação evidencia a proporção da variação total da *Value Relevance* que está relacionada pela variação do Conservadorismo Contábil. O resultado de um R<sup>2</sup> de 0,336 indica que 33,6% da variação da variável dependente está relacionada com a variação da variável independente, logo o conservadorismo contábil direciona a variação da *value relevance*. A hipótese nula ( $H_0$ ) de que o conservadorismo contábil não altera a importância

que os investidores atribuem à informação contábil (*value relevance*) é rejeitada, pois a variação no conservadorismo impacta na *value relevance*.

O coeficiente  $\beta_2$  teve como resultado -0,005, ou seja, a variável independente está negativamente associada com a variável dependente. Um aumento no conservadorismo ocasiona uma redução na *value relevance*. Esse resultado caracteriza a não rejeição da 2ª hipótese ( $H_2$ ) que o conservadorismo contábil diminui a importância que os investidores atribuem à informação contábil. A *value relevance* estando negativamente relacionada, há indícios de que um aumento no conservadorismo contábil ocasione uma redução na *value relevance*.

Os resultados estão apresentados com mais detalhes no APÊNDICE E.

Os resultados estão de acordo com as pesquisas de: Elliott e Jacobson (1991) que justificam pelo não reconhecimento do capital humano e gastos com pesquisa e desenvolvimento, os quais são lançados diretamente a resultado (quando deveriam ser capitalizados, pois trarão/poderão trazer benefícios futuros); Lev e Zarowin (1999) que concluem a existência de um maior declínio na *value relevance* em empresas com aumento em pesquisa e desenvolvimento (que são lançados a resultado no exercício em que ocorrerem), ou que necessitem de alta tecnologia; e Core, Guay e Van Buskirk (2003) que afirmam que o poder de explicação das variáveis contábeis, em decorrência do conservadorismo em empresas de alta tecnologia, declinou na nova economia para todas as empresas dos grupos analisados e, em decorrência, a *value relevance* teve declínio ao longo do tempo.

#### **4.3.2 Análise das Variações Trimestrais *Value Relevance* x Conservadorismo**

Os cálculos efetuados no item anterior levam em consideração os valores obtidos para afirmar que a *value relevance* é influenciada negativamente pelo conservadorismo contábil. Esses resultados consideram o período como um todo. Ao utilizar valores, quando a diferença for muito significativa em determinados períodos, pode influenciar o resultado. Ao se considerar os trimestres individualmente, os resultados podem ser menos generalistas.

Para verificar se a relação existente entre as variáveis ocorre da mesma forma em todos os trimestres, elaborou-se a Tabela 18 onde consta a variação da *value relevance* e do conservadorismo. Ocorre acréscimo quando no semestre seguinte temos um aumento na variável considerada e decréscimo quando essa variável reduz no trimestre seguinte.

Tabela 18: Variação Trimestral da *Value Relevance* e Conservadorismo Contábil

|        | <i>Value Relevance</i> |            | Conservadorismo |            |
|--------|------------------------|------------|-----------------|------------|
| dez/05 | 0,289                  | -          | 56,18           | -          |
| mar/06 | 0,273                  | Decréscimo | 45,10           | Decréscimo |
| jun/06 | 0,25                   | Decréscimo | 32,83           | Decréscimo |
| set/06 | 0,225                  | Decréscimo | 4,29            | Decréscimo |
| dez/06 | 0,253                  | Acréscimo  | 1,42            | Decréscimo |
| mar/07 | 0,27                   | Acréscimo  | 24,48           | Acréscimo  |
| jun/07 | 0,284                  | Acréscimo  | 25,06           | Acréscimo  |
| set/07 | 0,327                  | Acréscimo  | 24,62           | Decréscimo |
| dez/07 | 0,366                  | Acréscimo  | 11,03           | Decréscimo |
| mar/08 | 0,414                  | Acréscimo  | 9,63            | Decréscimo |
| jun/08 | 0,417                  | Acréscimo  | 3,04            | Decréscimo |
| set/08 | 0,21                   | Decréscimo | 10,82           | Acréscimo  |
| dez/08 | 0,209                  | Decréscimo | 9,46            | Acréscimo  |
| mar/09 | 0,214                  | Acréscimo  | 6,35            | Decréscimo |
| jun/09 | 0,218                  | Acréscimo  | 1,64            | Decréscimo |
| set/09 | 0,222                  | Acréscimo  | -1,58           | Decréscimo |
| dez/09 | 0,543                  | Acréscimo  | -14,58          | Decréscimo |
| mar/10 | 0,542                  | Decréscimo | -13,84          | Acréscimo  |
| jun/10 | 0,549                  | Acréscimo  | -9,28           | Acréscimo  |
| set/10 | 0,551                  | Acréscimo  | -15,97          | Decréscimo |
| dez/10 | 0,552                  | Acréscimo  | -14,29          | Acréscimo  |
| mar/11 | 0,547                  | Decréscimo | -11,54          | Acréscimo  |
| jun/11 | 0,534                  | Decréscimo | -9,70           | Acréscimo  |
| set/11 | 0,493                  | Decréscimo | -5,94           | Acréscimo  |
| dez/11 | 0,741                  | Acréscimo  | -3,61           | Acréscimo  |
| mar/12 | 0,731                  | Decréscimo | -1,79           | Acréscimo  |

Fonte: elaborado pelo autor

Obs.: A *value relevance* é calculada pela seguinte fórmula:  $P_{it} = \beta_1 + \beta_2 * LPA_{it} + \beta_3 * VPA_{it} + \varepsilon_{it}$ .  $P_{it}$  é o preço das ações da empresa  $i$  no período  $t$  observado três meses depois das demais informações.  $LPA$  é o lucro por ação,  $VPA$  é o valor patrimonial da ação e  $\varepsilon$  é o termo de erro da regressão. O  $R^2_A$  é a mensuração da *value relevance*. O aumento nos resultados representa maior importância que uma determinada informação contábil produz no preço das ações. O conservadorismo contábil é representado pelos efeitos fixos. Os Efeitos Fixos, por sua vez, representam a soma do  $\alpha_{t-j}$  e o  $\alpha_i$  da seguinte equação:  $BTM_{t,i} = \alpha_{t-j} + \alpha_i + \sum_{j=1}^{24} \beta_j R_{t-j,i} + \varepsilon_{t,i}$ .  $BTM$  é a razão entre o valor patrimonial da ação e o preço da ação para a empresa  $i$  no tempo  $t$ .  $R_{t-j,i}$  é o logaritmo da razão entre o preço da ação da empresa no tempo  $t$  com o preço da ação um ano antes -  $j$ , representando o retorno das ações. O  $\alpha_t$  e o  $\alpha_i$  representam respectivamente os efeitos fixos de tempo e empresa, e  $\varepsilon$  é o termo de erro da regressão. Os efeitos fixos de tempo e empresa representam o conservadorismo condicional e incondicional, respectivamente. O acréscimo representa o resultado positivo da diferença entre o valor do trimestre atual com o anterior e decréscimo quando o resultado for negativo.

Com base nesses dados, formam-se quatro grupos: acréscimo no Cons e acréscimo na VREL; acréscimo no Cons e decréscimo na VREL; decréscimo no Cons e acréscimo na VREL; e decréscimo no Cons e decréscimo na VREL.

**Tabela 19: Relação Trimestral entre a *Value Relevance* e o Conservadorismo Contábil**

|        | VREL_+<br>Cons_- | VREL_+<br>Cons_+ | VREL_-<br>Cons_- | VREL_-<br>Cons_+ |
|--------|------------------|------------------|------------------|------------------|
| mar/06 |                  |                  | x                |                  |
| jun/06 |                  |                  | x                |                  |
| set/06 |                  |                  | x                |                  |
| dez/06 | x                |                  |                  |                  |
| mar/07 |                  | x                |                  |                  |
| jun/07 |                  | x                |                  |                  |
| set/07 | x                |                  |                  |                  |
| dez/07 | x                |                  |                  |                  |
| mar/08 | x                |                  |                  |                  |
| jun/08 | x                |                  |                  |                  |
| set/08 |                  |                  |                  | x                |
| dez/08 |                  |                  |                  | x                |
| mar/09 | x                |                  |                  |                  |
| jun/09 | x                |                  |                  |                  |
| set/09 | x                |                  |                  |                  |
| dez/09 | x                |                  |                  |                  |
| mar/10 |                  |                  |                  | x                |
| jun/10 |                  | x                |                  |                  |
| set/10 | x                |                  |                  |                  |
| dez/10 |                  | x                |                  |                  |
| mar/11 |                  |                  |                  | x                |
| jun/11 |                  |                  |                  | x                |
| set/11 |                  |                  |                  | x                |
| dez/11 |                  | x                |                  |                  |
| mar/12 |                  |                  |                  | x                |
| Soma   | 10               | 5                | 3                | 7                |

Fonte: elaborado pelo autor

Obs.: Resultados que evidenciam um acréscimo no Cons associado com um decréscimo na VREL, ou um decréscimo no Cons com um acréscimo na VREL, há indícios de que o VREL está negativamente associado com o Cons. De outra forma, caso os resultados evidenciem um acréscimo no Cons associado com um acréscimo na VREL, ou um decréscimo no Cons associado com um decréscimo na VREL, há indícios de que a VREL está positivamente associada com o Cons.

Caso os resultados evidenciem um acréscimo no Cons associado com um decréscimo na VREL, ou um decréscimo no Cons com um acréscimo na VREL, há indícios de que o VREL está negativamente associado com o Cons.

De outra forma, caso os resultados evidenciem um acréscimo no Cons associado com um acréscimo na VREL, ou um decréscimo no Cons associado com um decréscimo na VREL, há indícios de que a VREL está positivamente associada com o Cons.

A associação negativa entre o conservadorismo contábil e a *value relevance* pressupõe que um aumento no conservadorismo ocasione uma redução na *value relevance* e uma redução no conservadorismo tenha efeito contrário.

Analisando a Tabela 19 acima, verifica-se que na maioria dos trimestres, 68% (em 17 trimestres do total de 25) há uma associação negativa entre o conservadorismo contábil e o *value relevance*, ou seja, um acréscimo no Cons está associado a um decréscimo na VREL, ou um decréscimo no Cons com um acréscimo na VREL. Por outro lado, 32% (em 8 trimestres do total de 25) há uma associação positiva entre o conservadorismo contábil e o *value relevance*. Esses resultados também contribuem para o entendimento de que o conservadorismo contábil direciona a *value relevance*, conforme Elliott e Jacobson (1991), Lev e Zarowin (1999) e Core, Guay e Van Buskirk (2003).



## 5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

O conservadorismo contábil, mesmo com sua assimetria no reconhecimento de ativos, passivos, ganhos e perdas, é algo inerente à contabilidade desde o século XIV (comprovadamente) e nem por isso menos questionado. Esse assunto tem recebido destaque no meio acadêmico nos últimos anos. As pressões devido à quantidade de críticas e questionamentos sobre a sua importância para a tomada de decisões tem criado ambiente de modificações com a finalidade de atender a determinadas necessidades.

Há que se considerar que um possível abandono do conservadorismo pode não ser a saída ideal, uma vez que as necessidades que hoje são atendidas pela utilização do conservadorismo, poderão suscitar outras críticas de diferentes aspectos.

O fato é que as sociedades vêm buscando alternativas para o conservadorismo, seja com a inclusão do valor justo em avaliações do ativo (por exemplo, títulos disponíveis para venda) ou como a supressão da característica da *prudência (conservadorismo)* no Pronunciamento Conceitual Básico (R1) - CPC 00, aprovado em 2 de dezembro de 2011, motivado pela neutralidade da informação contábil. O principal objetivo é fazer com que as demonstrações contábeis tenham maior relevância na tomada de decisões.

A aplicação do modelo formulado por Collins et al. (1997) na amostra de empresas negociadas na Bovespa mostra que houve um aumento no  $R^2_{\text{Ajustado}}$  durante o período analisado. Sendo o R-quadrado ajustado nosso vetor de *value relevance*, os resultados corroboram com a afirmação de um aumento na relevância da informação contábil no valor da empresa com a convergência às normas internacionais.

Esses resultados confirmam que a *Value Relevance* aumentou com a convergência às normas internacionais ( $H_1$ ). Como a *value relevance* aumentou no decorrer do período, há indícios de que a convergência às normas internacionais tenha o efeito de aproximar as informações contábeis do valor justo de negociação, ou seja, maior relevância para a tomada de decisões.

A aplicação do modelo utilizado por Balachandran e Mohanram (2011), que é baseado em Beaver e Ryan (2000), adaptado no tocante às variáveis, indica que houve uma variação no somatório dos efeitos fixos, de tempo e empresa. Sendo este o nosso vetor de conservadorismo, os resultados corroboram com a afirmação de uma redução no conservadorismo da informação contábil.

Esses resultados confirmam que o conservadorismo diminuiu na comparação antes e depois das leis 11.638/07 e 11.941/08 (H<sub>2</sub>). Como o conservadorismo diminuiu no decorrer do período, há indícios de que a convergência às normas internacionais tenha o efeito de aproximar as informações contábeis do valor justo de negociação, ou seja, maior relevância para a tomada de decisões.

Analisando a influência do conservadorismo na *value relevance*, os resultados sinalizam que o conservadorismo contábil direciona a variação da *value relevance*. As variáveis estão negativamente associadas, ou seja, um aumento no conservadorismo ocasiona uma redução na *value relevance*. Esses resultados corroboram com a afirmação de Elliott e Jacobson (1991), Lev e Zarowin (1999) e Core, Guay e Van Buskirk (2003) de que um aumento no conservadorismo é responsável por um declínio no valor relevante.

A pesquisa está limitada a amostra selecionada, ao intervalo escolhido, bem como a sua forma de levantamento de dados, podendo ocorrer outros resultados ao selecionar amostra de período diferente ou com dados de características distintas.

Os cálculos estatísticos foram desenvolvidos com a finalidade de demonstrar a aplicabilidade da teoria, porém é recomendado o aprofundamento das questões, bem como a busca por explicações mais robustas dos resultados.

Como sugestão de pesquisas futuras realizar o cálculo do conservadorismo e *value relevance*, bem como a sua relação, com a utilização de outras metodologias e amostras, incluindo a utilização de variáveis de controle, com dados que contemplem os pressupostos de regressão e dados em painel, para que possam ser usados como estimativas de resultados futuros.

## REFERÊNCIAS

- AMIR, E.; LEV, B. Value-relevance of nonfinancial information: the wireless communications industry. *Journal of Accounting and Economics*, v. 22, p. 3-30, 1996.
- AMIR, E. The effect of accounting aggregation on the value-relevance of financial disclosures: the case of SFAS No. 106. *The Accounting Review*, v. 71, p. 573–590, 1996.
- AMIR, E. The market valuation of accounting information: the case of postretirement benefits other than pensions. *The Accounting Review*, v. 68, p. 703–724, 1993.
- ANTUNES, G. A.; LAMOUNIER, W. M.; BRESSAN, A. A. Análise do “efeito tamanho” nos retornos das ações das empresas listadas na Bovespa. *Revista Contabilidade & Finanças*, n. 40, p. 87-101, jan./abr. 2006.
- BALACHANDRAN, Sudhakar; MOHANRAM, Partha. Is the decline in the value relevance of accounting driven by increased conservatism? *Review of Accounting Studies*, v. 16, n. 2, p. 272-301, jun. 2011.
- BALL, R.; SHIVAKUMAR, L. How much new information is there in earnings? *Journal of Accounting Research*, v. 46, n. 5, p. 975-1016, dez. 2008.
- BALL, R.; BROWN, P. An empirical evaluation of accounting income numbers. *Journal of Accounting Research*, v. 6, p. 159-178, out. 1968.
- BARTH, Mary E. Relative measurement errors among alternative pension asset and liability measure. *The Accounting Review*, v. 66, p. 433-463, 1991.
- BARTH, M.E.; BEAVER, W.H.; LANDSMAN, W.R. Value-relevance of banks' fair value disclosures under SFAS No. 107. *The Accounting Review*, Sarasota, United States, v. 71, n. 4, p. 513-537, 1996.
- BARTH, Mary E.; BEAVER, William H.; LANDSMAN, Wayne R. The relevance of value relevance research for financial accounting standard setting: Another view. *Journal of Accounting and Economics*, v. 31, p. 77–104, 2001.
- BASU, Sudipta. The conservatism principle and the asymmetric timeliness of earnings. *Journal of Accounting and Economics*, v. 24, Issue 1, p. 3-7, dez. 1997.
- BASU, Sudipta. Discussion of “Conditional and unconditional earnings: Concepts and modeling”. *Review of Accounting Studies*, v. 10 (2/3), p. 311-321, set. 2005.

BASU, Sudipta. Conservatism Research: Historical Development and Future Prospects. *China Journal of Accounting Research*, v. 2, Issue 1, jun. 2009.

BAUR, D.; JUNG, R. C. Return and volatility linkages between the US and the German stock market. *Journal of International Money and Finance*, v. 25, n. 4, p. 598-613, jun. 2006.

BEAVER, W. H. Perspectives on Recent Capital Market Research. *The Accounting Review*, v. 77, n. 2, p. 453-474, abr. 2002.

BEAVER, William H.; RYAN, Stephen G. Biases and lags in book value and their effects on the ability of the book-to-market ratio to predict book return on equity. *Journal of Accounting Research*, v. 38, p. 127-148, 2000.

BEAVER, William H.; RYAN, Stephen G. Conditional and unconditional conservatism in accounting: Concepts and modeling. *Review of Accounting Studies*, v. 10, p. 269-309, 2005.

BRASIL. Lei nº 6.404, de 15 de dezembro de 1976. Dispõe sobre as sociedades por ações. *Diário Oficial da República Federativa do Brasil, Brasília, DF, 17 dez. 1976 (suplemento)*. Texto compilado. Disponível em: <[http://www.planalto.gov.br/ccivil\\_03/leis/L6404\\_compilada.htm](http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/leis/L6404_compilada.htm)>. Acesso em: 27 nov. 2012.

BRASIL. Lei nº 11.638, de 28 de dezembro de 2007. Altera e revoga dispositivos da Lei nº 6.404, de 15 de dezembro de 1976. *Diário Oficial da República Federativa do Brasil, Brasília, DF, 28 dez. 2007 (edição extra)*. Disponível em: <[http://www.planalto.gov.br/ccivil\\_03/\\_ato2007-2010/2007/lei/111638.htm](http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_ato2007-2010/2007/lei/111638.htm)>. Acesso em: 27 nov. 2012.

BRASIL. Lei nº 11.941, de 27 de maio de 2009. Altera dispositivos da Lei nº 6.404, de 15 de dezembro de 1976. *Diário Oficial da República Federativa do Brasil, Brasília, DF, 28 maio 2009*. Disponível em: <[http://www.planalto.gov.br/ccivil\\_03/\\_ato2007-2010/2009/lei/111941.htm](http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_ato2007-2010/2009/lei/111941.htm)>. Acesso em: 27 nov. 2012.

BROWN, S.; LO, K.; LYS, T. Use of  $R^2$  in accounting research: Measuring changes in value relevance over the last four decades. *Journal of Accounting and Economics*, v. 28, p. 83-116, 1999.

BRUNI, Adriano Leal. *Estatística Aplicada à Gestão Empresarial*. 3ª ed. São Paulo: Atlas, 2011.

BUSCARIOLLI, Bruno; EMERICK, Jhonata. *Econometria com EViews: guia essencial de conceitos e aplicações*. São Paulo: Saint Paul, 2011.

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

COLLINS, Daniel W.; MAYDEW, Edward L.; WEIS, Ira S. Changes in the value relevance of earnings and book values over the past 40 years. *Journal of Accounting and Economics*, v. 24, n. 1, p. 39–68, dez. 1997.

COLLINS, D.; PINCUS, M.; XIE, H. Equity valuation and negative earnings: the role of book value of equity. *Working paper*, University of Iowa, Iowa City, IA, 1997.

COMITÊ DE PRONUNCIAMENTOS CONTÁBEIS. *Pronunciamento Conceitual Básico (RI)*. Dispõe sobre a estrutura conceitual para elaboração e divulgação de relatório Contábil-Financeiro. Disponível em: < [http://www.cpc.org.br/pdf/CPC00\\_R1.pdf](http://www.cpc.org.br/pdf/CPC00_R1.pdf)>. Acesso em: 6 jun. 2012.

CORE, John E., GUAY, Wayne R., VAN BUSKIRK, Andrew. Market Valuations in the New Economy: An Investigation of What has Changed. *Journal of Accounting and Economics*, v. 34, p. 43-67, jan. 2003.

CORRAR, Luiz J.; PAULO, Edilson; DIAS FILHO, José Maria (coordenadores). FUNDAÇÃO INSTITUTO DE PESQUISAS CONTÁBEIS, ATUARIAIS E FINANCEIRAS-FEA/USP. *Análise Multivariada: para os cursos de administração, ciências contábeis e economia*. São Paulo: Atlas, 2009.

CORRAR, Luiz J.; THEÓFILO, Carlos Renato (coordenadores). *Pesquisa operacional para decisão em contabilidade e administração: contabilometria*. 2. ed. São Paulo: Atlas, 2009.

COSTA, Fábio Moraes da; LOPES, Alexsandro Broedel; COSTA, Alessandra Cristina de Oliveira. Conservadorismo em cinco países da América do Sul. *Revista Contabilidade e Finanças-USP*, São Paulo, n. 41, p. 7 – 20, Ago. 2006.

DECHOW, Patricia A.; HUTTON, Amy P.; SLOAM, Richard G. An empirical assessment of the residual income valuation model. *Journal of Accounting and Economics*, v. 26, p. 1-34, jan. 1999.

DONTOH, A.; RADHAKRISHNAN, S; RONEN, J. The declining value-relevance of accounting information and non-information-based trading: An empirical analysis. *Contemporary Accounting Research*, v. 21, p. 795–812, 2004.

Easton, P. Accounting earnings and security valuation: empirical evidence of the fundamental links. *Journal of Accounting Research*, v. 23 (Suppl.), p. 54-77, 1985.

ELLIOTT, Robert K.; JACOBSON, Peter D. U.S. Accounting: A National Emergency. *Journal of Accountancy*, United States, New York, v. 172, n. 5, p. 54-58, 1991.

FAMA, E.; FRENCH, K. The cross-section of expected stock returns. *The Journal of Finance*, v. 47, p. 427-465, jul. 1992.

FÁVERO, Luiz Paulo et al. *Análise de dados: modelagem multivariada para tomada de decisões*. 5. Reimpressão. Rio de Janeiro: Elsevier, 2009.

FELTHAM, Gerald A.; OHLSON, James A. Valuation and Clean Surplus Accounting for Operating and Financial Activities. *Contemporary Accounting Research*, v. 11 (2), p. 689-731, 1995.

FRANCIS, J.; SCHIPPER, K. Have financial statements lost their relevance? *Journal of Accounting Research*, v. 37, p. 319-352, 1999.

FRANKEL, R. M.; LEE, C. M. Accounting valuation, market expectation, and the cross-sectional stock returns. *Journal of Accounting and Economics*, v. 25, p. 283-319, jun. 1998.

GRAY, S. J. The Impact of International Accounting Differences from a Security-Analysis Perspective: Some European Evidence. *Journal of Accounting Research*, v. 18 (1), p. 64-76, 1980.

GRAY, S. J. Towards a theory of cultural influence on the development of accounting systems internationally. *Abacus*, v. 24 (1), p. 1-15, 1988.

GUJARATI, Damodar N. *Econometria Básica*. Tradução de Maria José Cyhlar Monteiro. 4. ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2006.

HENDRIKSEN, Eldon S.; VAN BREDA, Michael F. *Teoria da Contabilidade*. Tradução de Antonio Zoratto Sanvicente. 8. reimpressão. São Paulo: Atlas, 2010.

HILL, R. Carter; GRIFFITHS, William E.; JUDGE, George G. *Econometria*. Tradução de Alfredo Alves de Farias. 3. ed. São Paulo: Saraiva, 2010.

HOLTHAUSEN, R. W.; WATTS, R. The relevance of the value relevance literature for financial accounting standard setting. *Journal of Accounting and Economics*, v. 31, p. 1-75, 2001.

IM, K. S.; PESARAN, M. H.; SHIN, Y. Testing for unit root in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, v. 115, p. 53-74, 2003.

IUDÍCIBUS, Sérgio de. *Teoria da Contabilidade*. 10. ed. São Paulo: Atlas, 2010.

IUDÍCIBUS, Sérgio de et al. FUNDAÇÃO INSTITUTO DE PESQUISAS CONTÁBEIS, ATUARIAIS E FINANCEIRAS-FEA/USP. *Manual de contabilidade societária: aplicável a todas as sociedades de acordo com as normas internacionais e do CPC*. São Paulo: Atlas, 2010.

KAZMIER, Leonard J. *Estatística Aplicada a Economia e Administração*. Tradução de Carlos Augusto Crusius. São Paulo: McGraw-Hill do Brasil, 1982.

KLEIN, April; MARQUARDT, Carol A. Fundamentals of Accounting Losses. *The Accounting Review*, United States, Sarasota, v. 81, n. 1, p. 179-206, 2006.

KOTHARI, S. P.; ZIMMERNAN, J. Price and return models. *Journal of Accounting and Economics*, v. 20, p. 155-192, 1995.

LAKONISHOK, J.; SHLEIFER, A.; VISHNY, R. Contrarian investment, extrapolation, and risk. *Journal of Finance*, v. 49, p. 1541-1578, dez. 1994.

LARSON, Ron; FARBER, Betsy. *Estatística Aplicada*. Tradução de Luciane Ferreira Pauleti Vianna. 4. ed. São Paulo: Pearson, 2010.

LEE, B. Brian; PRESS, Eric; CHOI, B. Ben. Why is the Value Relevance of Earnings Lower for High-Tech Firms? *Finance and Accounting*, v. 49, 2005.

LEV, B.; SOUGIANNIS, T. The capitalization, amortization, and value-relevance of R&D. *Journal of Accounting and Economics*, v. 21, p. 107-138, 1996.

LEV, Baruch; ZAROWIN, Paul. The boundaries of financial reporting and how to extend them. *Journal of Accounting Research*, v. 37, p. 353-385, out. 1999.

LIM, S. C.; PARK, T. The declining association between earnings and returns: diminishing value relevance of earnings or noisier markets? *Management Research Review*, v. 34, n. 8, p. 947-961, 2011.

LOPES, Alexandro Broedel; SANT'ANNA, Dimitri de; COSTA, Fábio Moraes da. A relevância das informações contábeis na Bovespa a partir do arcabouço teórico de Ohlson: avaliação dos modelos de Residual Income Valuation e Abnormal Earnings Growth. *Revista de Administração da Universidade de São Paulo - RAUSP*, v. 42, nº 4, 2007.

OHLSON, James A. Earnings book values and dividends in security valuation. *Contemporary Accounting Research*, v. 11, p. 661-688, 1995.

OTA, K. A New Improvement to the Ohlson (1995) Model: Empirical Evidence from Japan. *SSRN Working Paper Series*, Rochester, 2000.

PENMAN, Stephen H.; ZHANG, Xiao-Jun. Accounting Conservatism, the Quality of Earnings, and Stock Returns. *The Accounting Review*, v. 77, p. 237–264, mar. 2002.

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

VENKATACHALAM, M. Value-relevance of banks derivatives disclosures. *Journal of Accounting and Economics*, v. 22, p. 327-355, 1996.

WATTS, Ross L. Conservatism in Accounting - Part I: Explanations and Implications. *SSRN Working Paper Series*, Rochester, 2003a.

WATTS, Ross L. Conservatism in Accounting - Part II: Evidence and Research Opportunities. *SSRN Working Paper Series*, Rochester, 2003b.

WHITE, J.J. A comparison of the relative value relevance of accounting earnings and book values in Germany, Japan and the United States. *181 University of Arkansas*, United States - Arkansas, 1999.

ZHANG, Xiao-Jun. Conservative Accounting and Equity Valuation. *Journal of Accounting and Economics*, v. 29, p. 125-149, 2000.



APÊNDICE A: Resultados da Regressão *Value Relevance*

01\_Dez05

**Variables Entered/Removed<sup>a</sup>**

| Model | Variables Entered     | Variables Removed | Method |
|-------|-----------------------|-------------------|--------|
| 1     | VPA, LPA <sup>b</sup> | .                 | Enter  |

a. Dependent Variable: Preco

b. All requested variables entered.

**Model Summary<sup>b</sup>**

| Model | R                 | R Square | Adjusted R Square | Std. Error of the Estimate | Durbin-Watson |
|-------|-------------------|----------|-------------------|----------------------------|---------------|
| 1     | ,539 <sup>a</sup> | ,291     | ,289              | 13,79236                   | 1,884         |

a. Predictors: (Constant), VPA, LPA

b. Dependent Variable: Preco

**ANOVA<sup>a</sup>**

| Model |            | Sum of Squares | df  | Mean Square | F       | Sig.              |
|-------|------------|----------------|-----|-------------|---------|-------------------|
| 1     | Regression | 69014,195      | 2   | 34507,098   | 181,398 | ,000 <sup>b</sup> |
|       | Residual   | 168352,794     | 885 | 190,229     |         |                   |
|       | Total      | 237366,989     | 887 |             |         |                   |

a. Dependent Variable: Preco

b. Predictors: (Constant), VPA, LPA

**Coefficients<sup>a</sup>**

| Model |            | Unstandardized Coefficients |            | Standardized Coefficients | t      | Sig. | Collinearity Statistics |       |
|-------|------------|-----------------------------|------------|---------------------------|--------|------|-------------------------|-------|
|       |            | B                           | Std. Error | Beta                      |        |      | Tolerance               | VIF   |
| 1     | (Constant) | 8,221                       | ,558       |                           | 14,721 | ,000 |                         |       |
|       | LPA        | 1,477                       | ,302       | ,139                      | 4,899  | ,000 | ,991                    | 1,009 |
|       | VPA        | ,311                        | ,017       | ,508                      | 17,857 | ,000 | ,991                    | 1,009 |

a. Dependent Variable: Preco

02\_Mar06

**Model Summary<sup>b</sup>**

| Model | R                 | R Square | Adjusted R Square | Std. Error of the Estimate | Durbin-Watson |
|-------|-------------------|----------|-------------------|----------------------------|---------------|
| 1     | ,524 <sup>a</sup> | ,274     | ,273              | 14,24771                   | 1,892         |

a. Predictors: (Constant), VPA, LPA

b. Dependent Variable: Preco

**ANOVA<sup>a</sup>**

| Model |            | Sum of Squares | df  | Mean Square | F       | Sig.              |
|-------|------------|----------------|-----|-------------|---------|-------------------|
| 1     | Regression | 70983,474      | 2   | 35491,737   | 174,838 | ,000 <sup>b</sup> |
|       | Residual   | 187772,547     | 925 | 202,997     |         |                   |
|       | Total      | 258756,021     | 927 |             |         |                   |

a. Dependent Variable: Preco

b. Predictors: (Constant), VPA, LPA

**Coefficients<sup>a</sup>**

| Model |            | Unstandardized Coefficients |            | Standardized Coefficients | t      | Sig. | Collinearity Statistics |       |
|-------|------------|-----------------------------|------------|---------------------------|--------|------|-------------------------|-------|
|       |            | B                           | Std. Error | Beta                      |        |      | Tolerance               | VIF   |
| 1     | (Constant) | 8,803                       | ,559       |                           | 15,740 | ,000 |                         |       |
|       | LPA        | 1,378                       | ,297       | ,131                      | 4,643  | ,000 | ,986                    | 1,015 |
|       | VPA        | ,319                        | ,018       | ,492                      | 17,427 | ,000 | ,986                    | 1,015 |

a. Dependent Variable: Preco

03\_Jun06

**Model Summary<sup>b</sup>**

| Model | R                 | R Square | Adjusted R Square | Std. Error of the Estimate | Durbin-Watson |
|-------|-------------------|----------|-------------------|----------------------------|---------------|
| 1     | ,502 <sup>a</sup> | ,252     | ,250              | 13,39613                   | 1,942         |

a. Predictors: (Constant), VPA, LPA

b. Dependent Variable: Preco

**ANOVA<sup>a</sup>**

| Model |            | Sum of Squares | df  | Mean Square | F       | Sig.              |
|-------|------------|----------------|-----|-------------|---------|-------------------|
| 1     | Regression | 54468,931      | 2   | 27234,466   | 151,761 | ,000 <sup>b</sup> |
|       | Residual   | 161690,008     | 901 | 179,456     |         |                   |
|       | Total      | 216158,939     | 903 |             |         |                   |

a. Dependent Variable: Preco

b. Predictors: (Constant), VPA, LPA

**Coefficients<sup>a</sup>**

| Model |            | Unstandardized Coefficients |            | Standardized Coefficients | t      | Sig. | Collinearity Statistics |       |
|-------|------------|-----------------------------|------------|---------------------------|--------|------|-------------------------|-------|
|       |            | B                           | Std. Error | Beta                      |        |      | Tolerance               | VIF   |
| 1     | (Constant) | 8,959                       | ,532       |                           | 16,854 | ,000 |                         |       |
|       | LPA        | 1,506                       | ,285       | ,154                      | 5,290  | ,000 | ,983                    | 1,017 |
|       | VPA        | ,285                        | ,018       | ,458                      | 15,768 | ,000 | ,983                    | 1,017 |

a. Dependent Variable: Preco

## 04\_Set06

**Model Summary<sup>b</sup>**

| Model | R                 | R Square | Adjusted R Square | Std. Error of the Estimate | Durbin-Watson |
|-------|-------------------|----------|-------------------|----------------------------|---------------|
| 1     | ,476 <sup>a</sup> | ,227     | ,225              | 13,87488                   | 1,922         |

a. Predictors: (Constant), VPA, LPA

b. Dependent Variable: Preco

**ANOVA<sup>a</sup>**

| Model |            | Sum of Squares | df  | Mean Square | F       | Sig.              |
|-------|------------|----------------|-----|-------------|---------|-------------------|
| 1     | Regression | 52689,031      | 2   | 26344,516   | 136,846 | ,000 <sup>b</sup> |
|       | Residual   | 179613,914     | 933 | 192,512     |         |                   |
|       | Total      | 232302,946     | 935 |             |         |                   |

a. Dependent Variable: Preco

b. Predictors: (Constant), VPA, LPA

**Coefficients<sup>a</sup>**

| Model |            | Unstandardized Coefficients |            | Standardized Coefficients | t      | Sig. | Collinearity Statistics |       |
|-------|------------|-----------------------------|------------|---------------------------|--------|------|-------------------------|-------|
|       |            | B                           | Std. Error | Beta                      |        |      | Tolerance               | VIF   |
| 1     | (Constant) | 9,848                       | ,546       |                           | 18,046 | ,000 |                         |       |
|       | LPA        | 1,523                       | ,291       | ,152                      | 5,235  | ,000 | ,979                    | 1,021 |
|       | VPA        | ,284                        | ,019       | ,430                      | 14,769 | ,000 | ,979                    | 1,021 |

a. Dependent Variable: Preco

05\_Dez06

**Model Summary<sup>b</sup>**

| Model | R                 | R Square | Adjusted R Square | Std. Error of the Estimate | Durbin-Watson |
|-------|-------------------|----------|-------------------|----------------------------|---------------|
| 1     | ,505 <sup>a</sup> | ,255     | ,253              | 14,21871                   | 1,973         |

a. Predictors: (Constant), VPA, LPA

b. Dependent Variable: Preco

**ANOVA<sup>a</sup>**

| Model |            | Sum of Squares | df  | Mean Square | F       | Sig.              |
|-------|------------|----------------|-----|-------------|---------|-------------------|
| 1     | Regression | 65625,223      | 2   | 32812,612   | 162,301 | ,000 <sup>b</sup> |
|       | Residual   | 191861,022     | 949 | 202,172     |         |                   |
|       | Total      | 257486,245     | 951 |             |         |                   |

a. Dependent Variable: Preco

b. Predictors: (Constant), VPA, LPA

**Coefficients<sup>a</sup>**

| Model |            | Unstandardized Coefficients |            | Standardized Coefficients | t      | Sig. | Collinearity Statistics |       |
|-------|------------|-----------------------------|------------|---------------------------|--------|------|-------------------------|-------|
|       |            | B                           | Std. Error | Beta                      |        |      | Tolerance               | VIF   |
| 1     | (Constant) | 9,650                       | ,564       |                           | 17,098 | ,000 |                         |       |
|       | LPA        | 3,740                       | ,439       | ,242                      | 8,518  | ,000 | ,974                    | 1,026 |
|       | VPA        | ,288                        | ,020       | ,406                      | 14,302 | ,000 | ,974                    | 1,026 |

a. Dependent Variable: Preco

06\_Mar07

**Model Summary<sup>b</sup>**

| Model | R                 | R Square | Adjusted R Square | Std. Error of the Estimate | Durbin-Watson |
|-------|-------------------|----------|-------------------|----------------------------|---------------|
| 1     | ,521 <sup>a</sup> | ,272     | ,270              | 14,39606                   | 1,912         |

a. Predictors: (Constant), VPA, LPA

b. Dependent Variable: Preco

**ANOVA<sup>a</sup>**

| Model |            | Sum of Squares | df  | Mean Square | F       | Sig.              |
|-------|------------|----------------|-----|-------------|---------|-------------------|
| 1     | Regression | 76458,414      | 2   | 38229,207   | 184,462 | ,000 <sup>b</sup> |
|       | Residual   | 204966,914     | 989 | 207,247     |         |                   |
|       | Total      | 281425,327     | 991 |             |         |                   |

a. Dependent Variable: Preco

b. Predictors: (Constant), VPA, LPA

**Coefficients<sup>a</sup>**

| Model |            | Unstandardized Coefficients |            | Standardized Coefficients | t      | Sig. | Collinearity Statistics |       |
|-------|------------|-----------------------------|------------|---------------------------|--------|------|-------------------------|-------|
|       |            | B                           | Std. Error | Beta                      |        |      | Tolerance               | VIF   |
| 1     | (Constant) | 9,842                       | ,562       |                           | 17,521 | ,000 |                         |       |
|       | LPA        | 4,436                       | ,435       | ,280                      | 10,197 | ,000 | ,976                    | 1,024 |
|       | VPA        | ,302                        | ,021       | ,398                      | 14,509 | ,000 | ,976                    | 1,024 |

a. Dependent Variable: Preco

07\_Jun07

**Model Summary<sup>b</sup>**

| Model | R                 | R Square | Adjusted R Square | Std. Error of the Estimate | Durbin-Watson |
|-------|-------------------|----------|-------------------|----------------------------|---------------|
| 1     | ,535 <sup>a</sup> | ,286     | ,284              | 15,32480                   | 1,841         |

a. Predictors: (Constant), VPA, LPA

b. Dependent Variable: Preco

**ANOVA<sup>a</sup>**

| Model |            | Sum of Squares | df  | Mean Square | F       | Sig.              |
|-------|------------|----------------|-----|-------------|---------|-------------------|
| 1     | Regression | 92940,382      | 2   | 46470,191   | 197,872 | ,000 <sup>b</sup> |
|       | Residual   | 232266,231     | 989 | 234,850     |         |                   |
|       | Total      | 325206,613     | 991 |             |         |                   |

a. Dependent Variable: Preco

b. Predictors: (Constant), VPA, LPA

**Coefficients<sup>a</sup>**

| Model |            | Unstandardized Coefficients |            | Standardized Coefficients | t      | Sig. | Collinearity Statistics |       |
|-------|------------|-----------------------------|------------|---------------------------|--------|------|-------------------------|-------|
|       |            | B                           | Std. Error | Beta                      |        |      | Tolerance               | VIF   |
| 1     | (Constant) | 10,561                      | ,598       |                           | 17,653 | ,000 |                         |       |
|       | LPA        | 4,178                       | ,460       | ,249                      | 9,089  | ,000 | ,965                    | 1,036 |
|       | VPA        | ,357                        | ,023       | ,429                      | 15,680 | ,000 | ,965                    | 1,036 |

a. Dependent Variable: Preco

08\_Set07

**Model Summary<sup>b</sup>**

| Model | R                 | R Square | Adjusted R Square | Std. Error of the Estimate | Durbin-Watson |
|-------|-------------------|----------|-------------------|----------------------------|---------------|
| 1     | ,573 <sup>a</sup> | ,329     | ,327              | 15,88685                   | 1,820         |

a. Predictors: (Constant), VPA, LPA

b. Dependent Variable: Preco

**ANOVA<sup>a</sup>**

| Model |            | Sum of Squares | df   | Mean Square | F       | Sig.              |
|-------|------------|----------------|------|-------------|---------|-------------------|
| 1     | Regression | 126194,608     | 2    | 63097,304   | 249,997 | ,000 <sup>b</sup> |
|       | Residual   | 257692,227     | 1021 | 252,392     |         |                   |
|       | Total      | 383886,835     | 1023 |             |         |                   |

a. Dependent Variable: Preco

b. Predictors: (Constant), VPA, LPA

**Coefficients<sup>a</sup>**

| Model |            | Unstandardized Coefficients |            | Standardized Coefficients | t      | Sig. | Collinearity Statistics |       |
|-------|------------|-----------------------------|------------|---------------------------|--------|------|-------------------------|-------|
|       |            | B                           | Std. Error | Beta                      |        |      | Tolerance               | VIF   |
| 1     | (Constant) | 10,716                      | ,617       |                           | 17,380 | ,000 |                         |       |
|       | LPA        | 4,448                       | ,466       | ,249                      | 9,547  | ,000 | ,963                    | 1,039 |
|       | VPA        | ,430                        | ,024       | ,470                      | 17,993 | ,000 | ,963                    | 1,039 |

a. Dependent Variable: Preco



09\_Dez07

**Model Summary<sup>b</sup>**

| Model | R                 | R Square | Adjusted R Square | Std. Error of the Estimate | Durbin-Watson |
|-------|-------------------|----------|-------------------|----------------------------|---------------|
| 1     | ,606 <sup>a</sup> | ,367     | ,366              | 15,60861                   | 1,865         |

a. Predictors: (Constant), VPA, LPA

b. Dependent Variable: Preco

**ANOVA<sup>a</sup>**

| Model |            | Sum of Squares | df   | Mean Square | F       | Sig.              |
|-------|------------|----------------|------|-------------|---------|-------------------|
| 1     | Regression | 154286,015     | 2    | 77143,007   | 316,642 | ,000 <sup>b</sup> |
|       | Residual   | 266286,246     | 1093 | 243,629     |         |                   |
|       | Total      | 420572,261     | 1095 |             |         |                   |

a. Dependent Variable: Preco

b. Predictors: (Constant), VPA, LPA

**Coefficients<sup>a</sup>**

| Model |            | Unstandardized Coefficients |            | Standardized Coefficients | t      | Sig. | Collinearity Statistics |       |
|-------|------------|-----------------------------|------------|---------------------------|--------|------|-------------------------|-------|
|       |            | B                           | Std. Error | Beta                      |        |      | Tolerance               | VIF   |
| 1     | (Constant) | 10,833                      | ,580       |                           | 18,664 | ,000 |                         |       |
|       | LPA        | 4,450                       | ,500       | ,227                      | 8,895  | ,000 | ,888                    | 1,126 |
|       | VPA        | ,473                        | ,025       | ,491                      | 19,207 | ,000 | ,888                    | 1,126 |

a. Dependent Variable: Preco

10\_Mar08

**Model Summary<sup>b</sup>**

| Model | R                 | R Square | Adjusted R Square | Std. Error of the Estimate | Durbin-Watson |
|-------|-------------------|----------|-------------------|----------------------------|---------------|
| 1     | ,644 <sup>a</sup> | ,415     | ,414              | 15,41346                   | 1,863         |

a. Predictors: (Constant), VPA, LPA

b. Dependent Variable: Preco

**ANOVA<sup>a</sup>**

| Model |            | Sum of Squares | df   | Mean Square | F       | Sig.              |
|-------|------------|----------------|------|-------------|---------|-------------------|
| 1     | Regression | 191201,257     | 2    | 95600,628   | 402,402 | ,000 <sup>b</sup> |
|       | Residual   | 269172,232     | 1133 | 237,575     |         |                   |
|       | Total      | 460373,488     | 1135 |             |         |                   |

a. Dependent Variable: Preco

b. Predictors: (Constant), VPA, LPA

**Coefficients<sup>a</sup>**

| Model |            | Unstandardized Coefficients |            | Standardized Coefficients | t      | Sig. | Collinearity Statistics |       |
|-------|------------|-----------------------------|------------|---------------------------|--------|------|-------------------------|-------|
|       |            | B                           | Std. Error | Beta                      |        |      | Tolerance               | VIF   |
| 1     | (Constant) | 10,460                      | ,563       |                           | 18,566 | ,000 |                         |       |
|       | LPA        | 6,552                       | ,554       | ,291                      | 11,830 | ,000 | ,851                    | 1,175 |
|       | VPA        | ,481                        | ,025       | ,473                      | 19,216 | ,000 | ,851                    | 1,175 |

a. Dependent Variable: Preco

11\_Jun08

**Model Summary<sup>b</sup>**

| Model | R                 | R Square | Adjusted R Square | Std. Error of the Estimate | Durbin-Watson |
|-------|-------------------|----------|-------------------|----------------------------|---------------|
| 1     | ,647 <sup>a</sup> | ,418     | ,417              | 15,36041                   | 1,936         |

a. Predictors: (Constant), VPA, LPA

b. Dependent Variable: Preco

**ANOVA<sup>a</sup>**

| Model |            | Sum of Squares | df   | Mean Square | F       | Sig.              |
|-------|------------|----------------|------|-------------|---------|-------------------|
| 1     | Regression | 200204,956     | 2    | 100102,478  | 424,267 | ,000 <sup>b</sup> |
|       | Residual   | 278647,885     | 1181 | 235,942     |         |                   |
|       | Total      | 478852,842     | 1183 |             |         |                   |

a. Dependent Variable: Preco

b. Predictors: (Constant), VPA, LPA

**Coefficients<sup>a</sup>**

| Model |            | Unstandardized Coefficients |            | Standardized Coefficients | t      | Sig. | Collinearity Statistics |       |
|-------|------------|-----------------------------|------------|---------------------------|--------|------|-------------------------|-------|
|       |            | B                           | Std. Error | Beta                      |        |      | Tolerance               | VIF   |
| 1     | (Constant) | 10,583                      | ,551       |                           | 19,208 | ,000 |                         |       |
|       | LPA        | 4,906                       | ,532       | ,220                      | 9,220  | ,000 | ,864                    | 1,157 |
|       | VPA        | ,553                        | ,025       | ,532                      | 22,295 | ,000 | ,864                    | 1,157 |

a. Dependent Variable: Preco

12\_Set08

**Model Summary<sup>b</sup>**

| Model | R                 | R Square | Adjusted R Square | Std. Error of the Estimate | Durbin-Watson |
|-------|-------------------|----------|-------------------|----------------------------|---------------|
| 1     | ,460 <sup>a</sup> | ,211     | ,210              | 18,83313                   | 1,826         |

a. Predictors: (Constant), VPA, LPA

b. Dependent Variable: Preco

**ANOVA<sup>a</sup>**

| Model |            | Sum of Squares | df   | Mean Square | F       | Sig.              |
|-------|------------|----------------|------|-------------|---------|-------------------|
| 1     | Regression | 124425,387     | 2    | 62212,693   | 175,402 | ,000 <sup>b</sup> |
|       | Residual   | 464285,081     | 1309 | 354,687     |         |                   |
|       | Total      | 588710,468     | 1311 |             |         |                   |

a. Dependent Variable: Preco

b. Predictors: (Constant), VPA, LPA

**Coefficients<sup>a</sup>**

| Model |            | Unstandardized Coefficients |            | Standardized Coefficients | t      | Sig. | Collinearity Statistics |       |
|-------|------------|-----------------------------|------------|---------------------------|--------|------|-------------------------|-------|
|       |            | B                           | Std. Error | Beta                      |        |      | Tolerance               | VIF   |
| 1     | (Constant) | 14,689                      | ,590       |                           | 24,897 | ,000 |                         |       |
|       | LPA        | -,564                       | ,320       | -,051                     | -1,762 | ,078 | ,709                    | 1,411 |
|       | VPA        | ,391                        | ,023       | ,485                      | 16,649 | ,000 | ,709                    | 1,411 |

a. Dependent Variable: Preco

13\_Dez08

**Model Summary<sup>b</sup>**

| Model | R                 | R Square | Adjusted R Square | Std. Error of the Estimate | Durbin-Watson |
|-------|-------------------|----------|-------------------|----------------------------|---------------|
| 1     | ,459 <sup>a</sup> | ,210     | ,209              | 18,55302                   | 1,898         |

a. Predictors: (Constant), VPA, LPA

b. Dependent Variable: Preco

**ANOVA<sup>a</sup>**

| Model |            | Sum of Squares | df   | Mean Square | F       | Sig.              |
|-------|------------|----------------|------|-------------|---------|-------------------|
| 1     | Regression | 121414,208     | 2    | 60707,104   | 176,364 | ,000 <sup>b</sup> |
|       | Residual   | 456084,512     | 1325 | 344,215     |         |                   |
|       | Total      | 577498,720     | 1327 |             |         |                   |

a. Dependent Variable: Preco

b. Predictors: (Constant), VPA, LPA

**Coefficients<sup>a</sup>**

| Model |            | Unstandardized Coefficients |            | Standardized Coefficients | t      | Sig. | Collinearity Statistics |       |
|-------|------------|-----------------------------|------------|---------------------------|--------|------|-------------------------|-------|
|       |            | B                           | Std. Error | Beta                      |        |      | Tolerance               | VIF   |
| 1     | (Constant) | 14,262                      | ,575       |                           | 24,803 | ,000 |                         |       |
|       | LPA        | -1,045                      | ,331       | -,096                     | -3,162 | ,002 | ,641                    | 1,560 |
|       | VPA        | ,391                        | ,023       | ,510                      | 16,715 | ,000 | ,641                    | 1,560 |

a. Dependent Variable: Preco

14\_Mar09

**Model Summary<sup>b</sup>**

| Model | R                 | R Square | Adjusted R Square | Std. Error of the Estimate | Durbin-Watson |
|-------|-------------------|----------|-------------------|----------------------------|---------------|
| 1     | ,464 <sup>a</sup> | ,215     | ,214              | 17,92664                   | 1,838         |

a. Predictors: (Constant), VPA, LPA

b. Dependent Variable: Preco

**ANOVA<sup>a</sup>**

| Model |            | Sum of Squares | df   | Mean Square | F       | Sig.              |
|-------|------------|----------------|------|-------------|---------|-------------------|
| 1     | Regression | 128128,944     | 2    | 64064,472   | 199,351 | ,000 <sup>b</sup> |
|       | Residual   | 466942,502     | 1453 | 321,364     |         |                   |
|       | Total      | 595071,446     | 1455 |             |         |                   |

a. Dependent Variable: Preco

b. Predictors: (Constant), VPA, LPA

**Coefficients<sup>a</sup>**

| Model |            | Unstandardized Coefficients |            | Standardized Coefficients | t      | Sig. | Collinearity Statistics |       |
|-------|------------|-----------------------------|------------|---------------------------|--------|------|-------------------------|-------|
|       |            | B                           | Std. Error | Beta                      |        |      | Tolerance               | VIF   |
| 1     | (Constant) | 13,113                      | ,530       |                           | 24,733 | ,000 |                         |       |
|       | LPA        | ,779                        | ,459       | ,050                      | 1,697  | ,090 | ,627                    | 1,594 |
|       | VPA        | ,331                        | ,022       | ,432                      | 14,720 | ,000 | ,627                    | 1,594 |

a. Dependent Variable: Preco

15\_Jun09

**Model Summary<sup>b</sup>**

| Model | R                 | R Square | Adjusted R Square | Std. Error of the Estimate | Durbin-Watson |
|-------|-------------------|----------|-------------------|----------------------------|---------------|
| 1     | ,468 <sup>a</sup> | ,219     | ,218              | 16,92997                   | 1,816         |

a. Predictors: (Constant), VPA, LPA

b. Dependent Variable: Preco

**ANOVA<sup>a</sup>**

| Model |            | Sum of Squares | df   | Mean Square | F       | Sig.              |
|-------|------------|----------------|------|-------------|---------|-------------------|
| 1     | Regression | 123122,738     | 2    | 61561,369   | 214,781 | ,000 <sup>b</sup> |
|       | Residual   | 439394,302     | 1533 | 286,624     |         |                   |
|       | Total      | 562517,040     | 1535 |             |         |                   |

a. Dependent Variable: Preco

b. Predictors: (Constant), VPA, LPA

**Coefficients<sup>a</sup>**

| Model |            | Unstandardized Coefficients |            | Standardized Coefficients | t      | Sig. | Collinearity Statistics |       |
|-------|------------|-----------------------------|------------|---------------------------|--------|------|-------------------------|-------|
|       |            | B                           | Std. Error | Beta                      |        |      | Tolerance               | VIF   |
| 1     | (Constant) | 12,077                      | ,488       |                           | 24,737 | ,000 |                         |       |
|       | LPA        | ,248                        | ,443       | ,016                      | ,560   | ,576 | ,604                    | 1,657 |
|       | VPA        | ,336                        | ,021       | ,457                      | 15,744 | ,000 | ,604                    | 1,657 |

a. Dependent Variable: Preco

16\_Set09

**Model Summary<sup>b</sup>**

| Model | R                 | R Square | Adjusted R Square | Std. Error of the Estimate | Durbin-Watson |
|-------|-------------------|----------|-------------------|----------------------------|---------------|
| 1     | ,472 <sup>a</sup> | ,223     | ,222              | 15,72398                   | 1,874         |

a. Predictors: (Constant), VPA, LPA

b. Dependent Variable: Preco

**ANOVA<sup>a</sup>**

| Model |            | Sum of Squares | df   | Mean Square | F       | Sig.              |
|-------|------------|----------------|------|-------------|---------|-------------------|
| 1     | Regression | 114801,830     | 2    | 57400,915   | 232,164 | ,000 <sup>b</sup> |
|       | Residual   | 400781,618     | 1621 | 247,243     |         |                   |
|       | Total      | 515583,448     | 1623 |             |         |                   |

a. Dependent Variable: Preco

b. Predictors: (Constant), VPA, LPA

**Coefficients<sup>a</sup>**

| Model |            | Unstandardized Coefficients |            | Standardized Coefficients | t      | Sig. | Collinearity Statistics |       |
|-------|------------|-----------------------------|------------|---------------------------|--------|------|-------------------------|-------|
|       |            | B                           | Std. Error | Beta                      |        |      | Tolerance               | VIF   |
| 1     | (Constant) | 11,072                      | ,437       |                           | 25,347 | ,000 |                         |       |
|       | LPA        | ,369                        | ,415       | ,025                      | ,889   | ,374 | ,589                    | 1,697 |
|       | VPA        | ,317                        | ,020       | ,455                      | 15,956 | ,000 | ,589                    | 1,697 |

a. Dependent Variable: Preco



17\_Dez09

**Model Summary<sup>b</sup>**

| Model | R                 | R Square | Adjusted R Square | Std. Error of the Estimate | Durbin-Watson |
|-------|-------------------|----------|-------------------|----------------------------|---------------|
| 1     | ,738 <sup>a</sup> | ,544     | ,543              | 11,62798                   | 1,866         |

a. Predictors: (Constant), VPA, LPA

b. Dependent Variable: Preco

**ANOVA<sup>a</sup>**

| Model |            | Sum of Squares | df   | Mean Square | F       | Sig.              |
|-------|------------|----------------|------|-------------|---------|-------------------|
| 1     | Regression | 260167,357     | 2    | 130083,678  | 962,086 | ,000 <sup>b</sup> |
|       | Residual   | 218093,732     | 1613 | 135,210     |         |                   |
|       | Total      | 478261,089     | 1615 |             |         |                   |

a. Dependent Variable: Preco

b. Predictors: (Constant), VPA, LPA

**Coefficients<sup>a</sup>**

| Model |            | Unstandardized Coefficients |            | Standardized Coefficients | t      | Sig. | Collinearity Statistics |       |
|-------|------------|-----------------------------|------------|---------------------------|--------|------|-------------------------|-------|
|       |            | B                           | Std. Error | Beta                      |        |      | Tolerance               | VIF   |
| 1     | (Constant) | 5,994                       | ,352       |                           | 17,027 | ,000 |                         |       |
|       | LPA        | 1,890                       | ,328       | ,105                      | 5,756  | ,000 | ,851                    | 1,175 |
|       | VPA        | ,725                        | ,019       | ,691                      | 37,888 | ,000 | ,851                    | 1,175 |

a. Dependent Variable: Preco

18\_Mar10

**Model Summary<sup>b</sup>**

| Model | R                 | R Square | Adjusted R Square | Std. Error of the Estimate | Durbin-Watson |
|-------|-------------------|----------|-------------------|----------------------------|---------------|
| 1     | ,737 <sup>a</sup> | ,542     | ,542              | 11,13882                   | 1,847         |

a. Predictors: (Constant), VPA, LPA

b. Dependent Variable: Preco

**ANOVA<sup>a</sup>**

| Model |            | Sum of Squares | df   | Mean Square | F       | Sig.              |
|-------|------------|----------------|------|-------------|---------|-------------------|
| 1     | Regression | 239637,200     | 2    | 119818,600  | 965,708 | ,000 <sup>b</sup> |
|       | Residual   | 202115,539     | 1629 | 124,073     |         |                   |
|       | Total      | 441752,739     | 1631 |             |         |                   |

a. Dependent Variable: Preco

b. Predictors: (Constant), VPA, LPA

**Coefficients<sup>a</sup>**

| Model |            | Unstandardized Coefficients |            | Standardized Coefficients | t      | Sig. | Collinearity Statistics |       |
|-------|------------|-----------------------------|------------|---------------------------|--------|------|-------------------------|-------|
|       |            | B                           | Std. Error | Beta                      |        |      | Tolerance               | VIF   |
| 1     | (Constant) | 5,991                       | ,336       |                           | 17,833 | ,000 |                         |       |
|       | LPA        | 1,881                       | ,325       | ,104                      | 5,793  | ,000 | ,874                    | 1,144 |
|       | VPA        | ,707                        | ,018       | ,693                      | 38,670 | ,000 | ,874                    | 1,144 |

a. Dependent Variable: Preco

19\_Jun10

**Model Summary<sup>b</sup>**

| Model | R                 | R Square | Adjusted R Square | Std. Error of the Estimate | Durbin-Watson |
|-------|-------------------|----------|-------------------|----------------------------|---------------|
| 1     | ,742 <sup>a</sup> | ,550     | ,549              | 10,28805                   | 1,782         |

a. Predictors: (Constant), VPA, LPA

b. Dependent Variable: Preco

**ANOVA<sup>a</sup>**

| Model |            | Sum of Squares | df   | Mean Square | F       | Sig.              |
|-------|------------|----------------|------|-------------|---------|-------------------|
| 1     | Regression | 210627,950     | 2    | 105313,975  | 994,992 | ,000 <sup>b</sup> |
|       | Residual   | 172419,967     | 1629 | 105,844     |         |                   |
|       | Total      | 383047,917     | 1631 |             |         |                   |

a. Dependent Variable: Preco

b. Predictors: (Constant), VPA, LPA

**Coefficients<sup>a</sup>**

| Model |            | Unstandardized Coefficients |            | Standardized Coefficients | t      | Sig. | Collinearity Statistics |       |
|-------|------------|-----------------------------|------------|---------------------------|--------|------|-------------------------|-------|
|       |            | B                           | Std. Error | Beta                      |        |      | Tolerance               | VIF   |
| 1     | (Constant) | 6,475                       | ,303       |                           | 21,391 | ,000 |                         |       |
|       | LPA        | 2,063                       | ,301       | ,124                      | 6,859  | ,000 | ,847                    | 1,181 |
|       | VPA        | ,597                        | ,016       | ,684                      | 37,869 | ,000 | ,847                    | 1,181 |

a. Dependent Variable: Preco

20\_Set10

**Model Summary<sup>b</sup>**

| Model | R                 | R Square | Adjusted R Square | Std. Error of the Estimate | Durbin-Watson |
|-------|-------------------|----------|-------------------|----------------------------|---------------|
| 1     | ,743 <sup>a</sup> | ,552     | ,551              | 10,49874                   | 1,810         |

a. Predictors: (Constant), VPA, LPA

b. Dependent Variable: Preco

**ANOVA<sup>a</sup>**

| Model |            | Sum of Squares | df   | Mean Square | F        | Sig.              |
|-------|------------|----------------|------|-------------|----------|-------------------|
| 1     | Regression | 227470,182     | 2    | 113735,091  | 1031,859 | ,000 <sup>b</sup> |
|       | Residual   | 184844,755     | 1677 | 110,223     |          |                   |
|       | Total      | 412314,937     | 1679 |             |          |                   |

a. Dependent Variable: Preco

b. Predictors: (Constant), VPA, LPA

**Coefficients<sup>a</sup>**

| Model |            | Unstandardized Coefficients |            | Standardized Coefficients | t      | Sig. | Collinearity Statistics |       |
|-------|------------|-----------------------------|------------|---------------------------|--------|------|-------------------------|-------|
|       |            | B                           | Std. Error | Beta                      |        |      | Tolerance               | VIF   |
| 1     | (Constant) | 7,589                       | ,302       |                           | 25,141 | ,000 |                         |       |
|       | LPA        | 2,904                       | ,319       | ,163                      | 9,096  | ,000 | ,831                    | 1,204 |
|       | VPA        | ,538                        | ,015       | ,661                      | 36,816 | ,000 | ,831                    | 1,204 |

a. Dependent Variable: Preco

21\_Dez10

**Model Summary<sup>b</sup>**

| Model | R                 | R Square | Adjusted R Square | Std. Error of the Estimate | Durbin-Watson |
|-------|-------------------|----------|-------------------|----------------------------|---------------|
| 1     | ,743 <sup>a</sup> | ,552     | ,552              | 10,90187                   | 1,904         |

a. Predictors: (Constant), VPA, LPA

b. Dependent Variable: Preco

**ANOVA<sup>a</sup>**

| Model |            | Sum of Squares | df   | Mean Square | F        | Sig.              |
|-------|------------|----------------|------|-------------|----------|-------------------|
| 1     | Regression | 245732,552     | 2    | 122866,276  | 1033,786 | ,000 <sup>b</sup> |
|       | Residual   | 199312,841     | 1677 | 118,851     |          |                   |
|       | Total      | 445045,393     | 1679 |             |          |                   |

a. Dependent Variable: Preco

b. Predictors: (Constant), VPA, LPA

**Coefficients<sup>a</sup>**

| Model |            | Unstandardized Coefficients |            | Standardized Coefficients | t      | Sig. | Collinearity Statistics |       |
|-------|------------|-----------------------------|------------|---------------------------|--------|------|-------------------------|-------|
|       |            | B                           | Std. Error | Beta                      |        |      | Tolerance               | VIF   |
| 1     | (Constant) | 8,644                       | ,311       |                           | 27,831 | ,000 |                         |       |
|       | LPA        | 3,544                       | ,338       | ,188                      | 10,479 | ,000 | ,825                    | 1,211 |
|       | VPA        | ,522                        | ,015       | ,644                      | 35,822 | ,000 | ,825                    | 1,211 |

a. Dependent Variable: Preco

22\_Mar11

**Model Summary<sup>b</sup>**

| Model | R                 | R Square | Adjusted R Square | Std. Error of the Estimate | Durbin-Watson |
|-------|-------------------|----------|-------------------|----------------------------|---------------|
| 1     | ,740 <sup>a</sup> | ,548     | ,547              | 11,02886                   | 1,931         |

a. Predictors: (Constant), VPA, LPA

b. Dependent Variable: Preco

**ANOVA<sup>a</sup>**

| Model |            | Sum of Squares | df   | Mean Square | F        | Sig.              |
|-------|------------|----------------|------|-------------|----------|-------------------|
| 1     | Regression | 246079,181     | 2    | 123039,590  | 1011,541 | ,000 <sup>b</sup> |
|       | Residual   | 203010,074     | 1669 | 121,636     |          |                   |
|       | Total      | 449089,254     | 1671 |             |          |                   |

a. Dependent Variable: Preco

b. Predictors: (Constant), VPA, LPA

**Coefficients<sup>a</sup>**

| Model |            | Unstandardized Coefficients |            | Standardized Coefficients | t      | Sig. | Collinearity Statistics |       |
|-------|------------|-----------------------------|------------|---------------------------|--------|------|-------------------------|-------|
|       |            | B                           | Std. Error | Beta                      |        |      | Tolerance               | VIF   |
| 1     | (Constant) | 8,847                       | ,323       |                           | 27,380 | ,000 |                         |       |
|       | LPA        | 6,343                       | ,422       | ,268                      | 15,019 | ,000 | ,853                    | 1,172 |
|       | VPA        | ,475                        | ,014       | ,595                      | 33,411 | ,000 | ,853                    | 1,172 |

a. Dependent Variable: Preco

23\_Jun11

**Model Summary<sup>b</sup>**

| Model | R                 | R Square | Adjusted R Square | Std. Error of the Estimate | Durbin-Watson |
|-------|-------------------|----------|-------------------|----------------------------|---------------|
| 1     | ,731 <sup>a</sup> | ,535     | ,534              | 11,35578                   | 1,965         |

a. Predictors: (Constant), VPA, LPA

b. Dependent Variable: Preco

**ANOVA<sup>a</sup>**

| Model |            | Sum of Squares | df   | Mean Square | F       | Sig.              |
|-------|------------|----------------|------|-------------|---------|-------------------|
| 1     | Regression | 251181,895     | 2    | 125590,947  | 973,923 | ,000 <sup>b</sup> |
|       | Residual   | 218318,574     | 1693 | 128,954     |         |                   |
|       | Total      | 469500,468     | 1695 |             |         |                   |

a. Dependent Variable: Preco

b. Predictors: (Constant), VPA, LPA

**Coefficients<sup>a</sup>**

| Model |            | Unstandardized Coefficients |            | Standardized Coefficients | t      | Sig. | Collinearity Statistics |       |
|-------|------------|-----------------------------|------------|---------------------------|--------|------|-------------------------|-------|
|       |            | B                           | Std. Error | Beta                      |        |      | Tolerance               | VIF   |
| 1     | (Constant) | 9,461                       | ,329       |                           | 28,757 | ,000 |                         |       |
|       | LPA        | 6,195                       | ,428       | ,263                      | 14,487 | ,000 | ,834                    | 1,199 |
|       | VPA        | ,455                        | ,014       | ,584                      | 32,184 | ,000 | ,834                    | 1,199 |

a. Dependent Variable: Preco

## 24\_Set11

**Model Summary<sup>b</sup>**

| Model | R                 | R Square | Adjusted R Square | Std. Error of the Estimate | Durbin-Watson |
|-------|-------------------|----------|-------------------|----------------------------|---------------|
| 1     | ,703 <sup>a</sup> | ,494     | ,493              | 11,70273                   | 1,944         |

a. Predictors: (Constant), VPA, LPA

b. Dependent Variable: Preco

**ANOVA<sup>a</sup>**

| Model |            | Sum of Squares | df   | Mean Square | F       | Sig.              |
|-------|------------|----------------|------|-------------|---------|-------------------|
| 1     | Regression | 225313,693     | 2    | 112656,846  | 822,589 | ,000 <sup>b</sup> |
|       | Residual   | 230767,416     | 1685 | 136,954     |         |                   |
|       | Total      | 456081,108     | 1687 |             |         |                   |

a. Dependent Variable: Preco

b. Predictors: (Constant), VPA, LPA

**Coefficients<sup>a</sup>**

| Model |            | Unstandardized Coefficients |            | Standardized Coefficients | t      | Sig. | Collinearity Statistics |       |
|-------|------------|-----------------------------|------------|---------------------------|--------|------|-------------------------|-------|
|       |            | B                           | Std. Error | Beta                      |        |      | Tolerance               | VIF   |
| 1     | (Constant) | 10,095                      | ,336       |                           | 30,021 | ,000 |                         |       |
|       | LPA        | 6,176                       | ,455       | ,264                      | 13,561 | ,000 | ,793                    | 1,260 |
|       | VPA        | ,406                        | ,015       | ,543                      | 27,885 | ,000 | ,793                    | 1,260 |

a. Dependent Variable: Preco



25\_Dez11

**Model Summary<sup>b</sup>**

| Model | R                 | R Square | Adjusted R Square | Std. Error of the Estimate | Durbin-Watson |
|-------|-------------------|----------|-------------------|----------------------------|---------------|
| 1     | ,861 <sup>a</sup> | ,742     | ,741              | 13,15700                   | 1,925         |

a. Predictors: (Constant), VPA, LPA

b. Dependent Variable: Preco

**ANOVA<sup>a</sup>**

| Model |            | Sum of Squares | df   | Mean Square | F        | Sig.              |
|-------|------------|----------------|------|-------------|----------|-------------------|
| 1     | Regression | 865222,263     | 2    | 432611,131  | 2499,101 | ,000 <sup>b</sup> |
|       | Residual   | 301378,783     | 1741 | 173,107     |          |                   |
|       | Total      | 1166601,046    | 1743 |             |          |                   |

a. Dependent Variable: Preco

b. Predictors: (Constant), VPA, LPA

**Coefficients<sup>a</sup>**

| Model |            | Unstandardized Coefficients |            | Standardized Coefficients | t      | Sig. | Collinearity Statistics |       |
|-------|------------|-----------------------------|------------|---------------------------|--------|------|-------------------------|-------|
|       |            | B                           | Std. Error | Beta                      |        |      | Tolerance               | VIF   |
| 1     | (Constant) | 11,300                      | ,331       |                           | 34,092 | ,000 |                         |       |
|       | LPA        | -,155                       | ,036       | -,060                     | -4,288 | ,000 | ,754                    | 1,326 |
|       | VPA        | ,489                        | ,008       | ,889                      | 63,415 | ,000 | ,754                    | 1,326 |

a. Dependent Variable: Preco

26\_Mar12

**Model Summary<sup>b</sup>**

| Model | R                 | R Square | Adjusted R Square | Std. Error of the Estimate | Durbin-Watson |
|-------|-------------------|----------|-------------------|----------------------------|---------------|
| 1     | ,855 <sup>a</sup> | ,732     | ,731              | 13,97517                   | 1,905         |

a. Predictors: (Constant), VPA, LPA

b. Dependent Variable: Preco

**ANOVA<sup>a</sup>**

| Model |            | Sum of Squares | df   | Mean Square | F        | Sig.              |
|-------|------------|----------------|------|-------------|----------|-------------------|
| 1     | Regression | 913969,852     | 2    | 456984,926  | 2339,848 | ,000 <sup>b</sup> |
|       | Residual   | 335339,344     | 1717 | 195,305     |          |                   |
|       | Total      | 1249309,196    | 1719 |             |          |                   |

a. Dependent Variable: Preco

b. Predictors: (Constant), VPA, LPA

**Coefficients<sup>a</sup>**

| Model |            | Unstandardized Coefficients |            | Standardized Coefficients | t      | Sig. | Collinearity Statistics |       |
|-------|------------|-----------------------------|------------|---------------------------|--------|------|-------------------------|-------|
|       |            | B                           | Std. Error | Beta                      |        |      | Tolerance               | VIF   |
| 1     | (Constant) | 11,432                      | ,355       |                           | 32,203 | ,000 |                         |       |
|       | LPA        | -,190                       | ,039       | -,071                     | -4,917 | ,000 | ,753                    | 1,329 |
|       | VPA        | ,506                        | ,008       | ,888                      | 61,637 | ,000 | ,753                    | 1,329 |

a. Dependent Variable: Preco

APÊNDICE B: Resultado Teste Pesarán-Pesarán para Homocedasticidade

01\_Dez05

ANOVA<sup>a</sup>

| Model        | Sum of Squares | df  | Mean Square | F      | Sig.              |
|--------------|----------------|-----|-------------|--------|-------------------|
| 1 Regression | 564,407        | 1   | 564,407     | 47,137 | ,000 <sup>b</sup> |
| Residual     | 10608,671      | 886 | 11,974      |        |                   |
| Total        | 11173,078      | 887 |             |        |                   |

a. Dependent Variable: zre\_2

b. Predictors: (Constant), zpr\_2

02\_Mar06

ANOVA<sup>a</sup>

| Model        | Sum of Squares | df  | Mean Square | F      | Sig.              |
|--------------|----------------|-----|-------------|--------|-------------------|
| 1 Regression | 487,171        | 1   | 487,171     | 45,328 | ,000 <sup>b</sup> |
| Residual     | 9952,303       | 926 | 10,748      |        |                   |
| Total        | 10439,475      | 927 |             |        |                   |

a. Dependent Variable: zre\_2

b. Predictors: (Constant), zpr\_2

03\_Jun06

ANOVA<sup>a</sup>

| Model        | Sum of Squares | df  | Mean Square | F      | Sig.              |
|--------------|----------------|-----|-------------|--------|-------------------|
| 1 Regression | 321,878        | 1   | 321,878     | 23,566 | ,000 <sup>b</sup> |
| Residual     | 12319,984      | 902 | 13,659      |        |                   |
| Total        | 12641,863      | 903 |             |        |                   |

a. Dependent Variable: zre\_2

b. Predictors: (Constant), zpr\_2

## 04\_Set06

ANOVA<sup>a</sup>

| Model |            | Sum of Squares | df  | Mean Square | F      | Sig.              |
|-------|------------|----------------|-----|-------------|--------|-------------------|
| 1     | Regression | 265,198        | 1   | 265,198     | 19,393 | ,000 <sup>b</sup> |
|       | Residual   | 12772,245      | 934 | 13,675      |        |                   |
|       | Total      | 13037,443      | 935 |             |        |                   |

a. Dependent Variable: zre\_2

b. Predictors: (Constant), zpr\_2

## 05\_Dez06

ANOVA<sup>a</sup>

| Model |            | Sum of Squares | df  | Mean Square | F      | Sig.              |
|-------|------------|----------------|-----|-------------|--------|-------------------|
| 1     | Regression | 345,442        | 1   | 345,442     | 22,405 | ,000 <sup>b</sup> |
|       | Residual   | 14646,959      | 950 | 15,418      |        |                   |
|       | Total      | 14992,401      | 951 |             |        |                   |

a. Dependent Variable: zre\_2

b. Predictors: (Constant), zpr\_2

## 06\_Mar07

ANOVA<sup>a</sup>

| Model |            | Sum of Squares | df  | Mean Square | F      | Sig.              |
|-------|------------|----------------|-----|-------------|--------|-------------------|
| 1     | Regression | 434,478        | 1   | 434,478     | 30,027 | ,000 <sup>b</sup> |
|       | Residual   | 14324,711      | 990 | 14,469      |        |                   |
|       | Total      | 14759,189      | 991 |             |        |                   |

a. Dependent Variable: zre\_2

b. Predictors: (Constant), zpr\_2

07\_Jun07

ANOVA<sup>a</sup>

| Model        | Sum of Squares | df  | Mean Square | F      | Sig.              |
|--------------|----------------|-----|-------------|--------|-------------------|
| 1 Regression | 817,488        | 1   | 817,488     | 57,975 | ,000 <sup>b</sup> |
| Residual     | 13959,696      | 990 | 14,101      |        |                   |
| Total        | 14777,184      | 991 |             |        |                   |

a. Dependent Variable: ZRE\_2

b. Predictors: (Constant), Zpr\_2

08\_Set07

ANOVA<sup>a</sup>

| Model        | Sum of Squares | df   | Mean Square | F       | Sig.              |
|--------------|----------------|------|-------------|---------|-------------------|
| 1 Regression | 1531,693       | 1    | 1531,693    | 133,646 | ,000 <sup>b</sup> |
| Residual     | 11712,991      | 1022 | 11,461      |         |                   |
| Total        | 13244,684      | 1023 |             |         |                   |

a. Dependent Variable: Zre\_2

b. Predictors: (Constant), Zpr\_2

09\_Dez07

ANOVA<sup>a</sup>

| Model        | Sum of Squares | df   | Mean Square | F       | Sig.              |
|--------------|----------------|------|-------------|---------|-------------------|
| 1 Regression | 2162,451       | 1    | 2162,451    | 203,327 | ,000 <sup>b</sup> |
| Residual     | 11635,076      | 1094 | 10,635      |         |                   |
| Total        | 13797,527      | 1095 |             |         |                   |

a. Dependent Variable: Zre\_2

b. Predictors: (Constant), Zpr\_2

10\_Mar08

**ANOVA<sup>a</sup>**

| Model        | Sum of Squares | df   | Mean Square | F      | Sig.              |
|--------------|----------------|------|-------------|--------|-------------------|
| 1 Regression | 708,871        | 1    | 708,871     | 69,079 | ,000 <sup>b</sup> |
| Residual     | 11636,879      | 1134 | 10,262      |        |                   |
| Total        | 12345,750      | 1135 |             |        |                   |

a. Dependent Variable: Zre\_2

b. Predictors: (Constant), Zpr\_2

11\_Jun08

**ANOVA<sup>a</sup>**

| Model        | Sum of Squares | df   | Mean Square | F       | Sig.              |
|--------------|----------------|------|-------------|---------|-------------------|
| 1 Regression | 1987,853       | 1    | 1987,853    | 176,253 | ,000 <sup>b</sup> |
| Residual     | 13331,085      | 1182 | 11,278      |         |                   |
| Total        | 15318,938      | 1183 |             |         |                   |

a. Dependent Variable: Zre\_2

b. Predictors: (Constant), Zpr\_2

12\_Set08

**ANOVA<sup>a</sup>**

| Model        | Sum of Squares | df   | Mean Square | F       | Sig.              |
|--------------|----------------|------|-------------|---------|-------------------|
| 1 Regression | 8078,023       | 1    | 8078,023    | 754,299 | ,000 <sup>b</sup> |
| Residual     | 14029,189      | 1310 | 10,709      |         |                   |
| Total        | 22107,212      | 1311 |             |         |                   |

a. Dependent Variable: Zre\_2

b. Predictors: (Constant), Zpr\_2

13\_Dez08

ANOVA<sup>a</sup>

| Model        | Sum of Squares | df   | Mean Square | F       | Sig.              |
|--------------|----------------|------|-------------|---------|-------------------|
| 1 Regression | 8563,880       | 1    | 8563,880    | 776,317 | ,000 <sup>b</sup> |
| Residual     | 14627,674      | 1326 | 11,031      |         |                   |
| Total        | 23191,553      | 1327 |             |         |                   |

a. Dependent Variable: Zre\_2

b. Predictors: (Constant), Zpr\_2

14\_Mar09

ANOVA<sup>a</sup>

| Model        | Sum of Squares | df   | Mean Square | F       | Sig.              |
|--------------|----------------|------|-------------|---------|-------------------|
| 1 Regression | 11912,729      | 1    | 11912,729   | 938,038 | ,000 <sup>b</sup> |
| Residual     | 18465,251      | 1454 | 12,700      |         |                   |
| Total        | 30377,980      | 1455 |             |         |                   |

a. Dependent Variable: Zre\_2

b. Predictors: (Constant), Zpr\_2

15\_Jun09

ANOVA<sup>a</sup>

| Model        | Sum of Squares | df   | Mean Square | F       | Sig.              |
|--------------|----------------|------|-------------|---------|-------------------|
| 1 Regression | 13285,215      | 1    | 13285,215   | 869,245 | ,000 <sup>b</sup> |
| Residual     | 23445,070      | 1534 | 15,284      |         |                   |
| Total        | 36730,285      | 1535 |             |         |                   |

a. Dependent Variable: Zre\_2

b. Predictors: (Constant), Zpr\_2

## 16\_Set09

ANOVA<sup>a</sup>

| Model |            | Sum of Squares | df   | Mean Square | F       | Sig.              |
|-------|------------|----------------|------|-------------|---------|-------------------|
| 1     | Regression | 15637,451      | 1    | 15637,451   | 814,400 | ,000 <sup>b</sup> |
|       | Residual   | 31144,321      | 1622 | 19,201      |         |                   |
|       | Total      | 46781,771      | 1623 |             |         |                   |

a. Dependent Variable: Zre\_2

b. Predictors: (Constant), Zpr\_2

## 17\_Dez09

ANOVA<sup>a</sup>

| Model |            | Sum of Squares | df   | Mean Square | F       | Sig.              |
|-------|------------|----------------|------|-------------|---------|-------------------|
| 1     | Regression | 4792,458       | 1    | 4792,458    | 411,067 | ,000 <sup>b</sup> |
|       | Residual   | 18816,956      | 1614 | 11,659      |         |                   |
|       | Total      | 23609,414      | 1615 |             |         |                   |

a. Dependent Variable: Zre\_2

b. Predictors: (Constant), Zpr\_2

## 18\_Mar10

ANOVA<sup>a</sup>

| Model |            | Sum of Squares | df   | Mean Square | F       | Sig.              |
|-------|------------|----------------|------|-------------|---------|-------------------|
| 1     | Regression | 5953,398       | 1    | 5953,398    | 479,405 | ,000 <sup>b</sup> |
|       | Residual   | 20241,829      | 1630 | 12,418      |         |                   |
|       | Total      | 26195,227      | 1631 |             |         |                   |

a. Dependent Variable: Zre\_2

b. Predictors: (Constant), Zpr\_2



19\_Jun10

ANOVA<sup>a</sup>

| Model |            | Sum of Squares | df   | Mean Square | F       | Sig.              |
|-------|------------|----------------|------|-------------|---------|-------------------|
| 1     | Regression | 5458,280       | 1    | 5458,280    | 394,260 | ,000 <sup>b</sup> |
|       | Residual   | 22566,293      | 1630 | 13,844      |         |                   |
|       | Total      | 28024,573      | 1631 |             |         |                   |

a. Dependent Variable: Zre\_2

b. Predictors: (Constant), Zpr\_2

20\_Set10

ANOVA<sup>a</sup>

| Model |            | Sum of Squares | df   | Mean Square | F       | Sig.              |
|-------|------------|----------------|------|-------------|---------|-------------------|
| 1     | Regression | 1284,233       | 1    | 1284,233    | 214,624 | ,000 <sup>b</sup> |
|       | Residual   | 10040,542      | 1678 | 5,984       |         |                   |
|       | Total      | 11324,776      | 1679 |             |         |                   |

a. Dependent Variable: Zre\_2

b. Predictors: (Constant), Zpr\_2

21\_Dez10

ANOVA<sup>a</sup>

| Model |            | Sum of Squares | df   | Mean Square | F       | Sig.              |
|-------|------------|----------------|------|-------------|---------|-------------------|
| 1     | Regression | 2150,115       | 1    | 2150,115    | 371,276 | ,000 <sup>b</sup> |
|       | Residual   | 9717,548       | 1678 | 5,791       |         |                   |
|       | Total      | 11867,663      | 1679 |             |         |                   |

a. Dependent Variable: Zre\_2

b. Predictors: (Constant), Zpr\_2

## 22\_Mar11

ANOVA<sup>a</sup>

| Model        | Sum of Squares | df   | Mean Square | F       | Sig.              |
|--------------|----------------|------|-------------|---------|-------------------|
| 1 Regression | 1665,972       | 1    | 1665,972    | 299,788 | ,000 <sup>b</sup> |
| Residual     | 9280,460       | 1670 | 5,557       |         |                   |
| Total        | 10946,432      | 1671 |             |         |                   |

a. Dependent Variable: Zre\_2

b. Predictors: (Constant), Zpr\_2

## 23\_Jun11

ANOVA<sup>a</sup>

| Model        | Sum of Squares | df   | Mean Square | F       | Sig.              |
|--------------|----------------|------|-------------|---------|-------------------|
| 1 Regression | 1398,158       | 1    | 1398,158    | 241,165 | ,000 <sup>b</sup> |
| Residual     | 9820,975       | 1694 | 5,798       |         |                   |
| Total        | 11219,133      | 1695 |             |         |                   |

a. Dependent Variable: Zre\_2

b. Predictors: (Constant), Zpr\_2

## 24\_Set11

ANOVA<sup>a</sup>

| Model        | Sum of Squares | df   | Mean Square | F       | Sig.              |
|--------------|----------------|------|-------------|---------|-------------------|
| 1 Regression | 2104,653       | 1    | 2104,653    | 310,915 | ,000 <sup>b</sup> |
| Residual     | 11412,898      | 1686 | 6,769       |         |                   |
| Total        | 13517,552      | 1687 |             |         |                   |

a. Dependent Variable: Zre\_2

b. Predictors: (Constant), Zpr\_2

25\_Dez11

ANOVA<sup>a</sup>

| Model        | Sum of Squares | df   | Mean Square | F       | Sig.              |
|--------------|----------------|------|-------------|---------|-------------------|
| 1 Regression | 2825,245       | 1    | 2825,245    | 320,739 | ,000 <sup>b</sup> |
| Residual     | 15344,490      | 1742 | 8,809       |         |                   |
| Total        | 18169,736      | 1743 |             |         |                   |

a. Dependent Variable: Zre\_2

b. Predictors: (Constant), Zpr\_2

26\_Mar12

ANOVA<sup>a</sup>

| Model        | Sum of Squares | df   | Mean Square | F       | Sig.              |
|--------------|----------------|------|-------------|---------|-------------------|
| 1 Regression | 3112,101       | 1    | 3112,101    | 299,054 | ,000 <sup>b</sup> |
| Residual     | 17878,330      | 1718 | 10,406      |         |                   |
| Total        | 20990,430      | 1719 |             |         |                   |

a. Dependent Variable: Zre\_2

b. Predictors: (Constant), Zpr\_2

APÊNDICE C: Resultado Teste Kolmogorov Smirnov na *Value Relevance*

01\_Dez05

**One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test**

|                                  |                | Standardized Residual |
|----------------------------------|----------------|-----------------------|
| N                                |                | 888                   |
| Normal Parameters <sup>a,b</sup> | Mean           | 0E-7                  |
|                                  | Std. Deviation | ,99887197             |
|                                  | Absolute       | ,192                  |
| Most Extreme Differences         | Positive       | ,150                  |
|                                  | Negative       | -,192                 |
| Kolmogorov-Smirnov Z             |                | 5,710                 |
| Asymp. Sig. (2-tailed)           |                | ,000                  |

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

02\_Mar06

**One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test**

|                                  |                | Standardized Residual |
|----------------------------------|----------------|-----------------------|
| N                                |                | 928                   |
| Normal Parameters <sup>a,b</sup> | Mean           | 0E-7                  |
|                                  | Std. Deviation | ,99892067             |
|                                  | Absolute       | ,194                  |
| Most Extreme Differences         | Positive       | ,151                  |
|                                  | Negative       | -,194                 |
| Kolmogorov-Smirnov Z             |                | 5,899                 |
| Asymp. Sig. (2-tailed)           |                | ,000                  |

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

03\_Jun06

**One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test**

|                                  |                | Standardized Residual |
|----------------------------------|----------------|-----------------------|
| N                                |                | 904                   |
| Normal Parameters <sup>a,b</sup> | Mean           | 0E-7                  |
|                                  | Std. Deviation | ,99889197             |
|                                  | Absolute       | ,192                  |
| Most Extreme Differences         | Positive       | ,143                  |
|                                  | Negative       | -,192                 |
| Kolmogorov-Smirnov Z             |                | 5,773                 |
| Asymp. Sig. (2-tailed)           |                | ,000                  |

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

04\_Set06

**One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test**

|                                  |                | Standardized Residual |
|----------------------------------|----------------|-----------------------|
| N                                |                | 936                   |
| Normal Parameters <sup>a,b</sup> | Mean           | 0E-7                  |
|                                  | Std. Deviation | ,99892991             |
|                                  | Absolute       | ,189                  |
| Most Extreme Differences         | Positive       | ,140                  |
|                                  | Negative       | -,189                 |
| Kolmogorov-Smirnov Z             |                | 5,788                 |
| Asymp. Sig. (2-tailed)           |                | ,000                  |

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

05\_Dez06

**One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test**

|                                  |                | Standardized Residual |
|----------------------------------|----------------|-----------------------|
| N                                |                | 952                   |
| Normal Parameters <sup>a,b</sup> | Mean           | 0E-7                  |
|                                  | Std. Deviation | ,99894792             |
|                                  | Absolute       | ,196                  |
| Most Extreme Differences         | Positive       | ,147                  |
|                                  | Negative       | -,196                 |
| Kolmogorov-Smirnov Z             |                | 6,049                 |
| Asymp. Sig. (2-tailed)           |                | ,000                  |

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

06\_Mar07

**One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test**

|                                  |                | Standardized Residual |
|----------------------------------|----------------|-----------------------|
| N                                |                | 992                   |
| Normal Parameters <sup>a,b</sup> | Mean           | 0E-7                  |
|                                  | Std. Deviation | ,99899041             |
|                                  | Absolute       | ,189                  |
| Most Extreme Differences         | Positive       | ,151                  |
|                                  | Negative       | -,189                 |
| Kolmogorov-Smirnov Z             |                | 5,954                 |
| Asymp. Sig. (2-tailed)           |                | ,000                  |

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

07\_Jun07

**One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test**

|                                  |                | Standardized<br>Residual |
|----------------------------------|----------------|--------------------------|
| N                                |                | 992                      |
| Normal Parameters <sup>a,b</sup> | Mean           | 0E-7                     |
|                                  | Std. Deviation | ,99899041                |
|                                  | Absolute       | ,182                     |
| Most Extreme Differences         | Positive       | ,152                     |
|                                  | Negative       | -,182                    |
| Kolmogorov-Smirnov Z             |                | 5,736                    |
| Asymp. Sig. (2-tailed)           |                | ,000                     |

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

08\_Set07

**One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test**

|                                  |                | Standardized<br>Residual |
|----------------------------------|----------------|--------------------------|
| N                                |                | 1024                     |
| Normal Parameters <sup>a,b</sup> | Mean           | 0E-7                     |
|                                  | Std. Deviation | ,99902200                |
|                                  | Absolute       | ,175                     |
| Most Extreme Differences         | Positive       | ,148                     |
|                                  | Negative       | -,175                    |
| Kolmogorov-Smirnov Z             |                | 5,585                    |
| Asymp. Sig. (2-tailed)           |                | ,000                     |

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

09\_Dez07

**One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test**

|                                  |                | Standardized Residual |
|----------------------------------|----------------|-----------------------|
| N                                |                | 1096                  |
| Normal Parameters <sup>a,b</sup> | Mean           | 0E-7                  |
|                                  | Std. Deviation | ,99908634             |
|                                  | Absolute       | ,165                  |
| Most Extreme Differences         | Positive       | ,140                  |
|                                  | Negative       | -,165                 |
| Kolmogorov-Smirnov Z             |                | 5,456                 |
| Asymp. Sig. (2-tailed)           |                | ,000                  |

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

10\_Mar08

**One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test**

|                                  |                | Standardized Residual |
|----------------------------------|----------------|-----------------------|
| N                                |                | 1136                  |
| Normal Parameters <sup>a,b</sup> | Mean           | 0E-7                  |
|                                  | Std. Deviation | ,99911855             |
|                                  | Absolute       | ,156                  |
| Most Extreme Differences         | Positive       | ,130                  |
|                                  | Negative       | -,156                 |
| Kolmogorov-Smirnov Z             |                | 5,244                 |
| Asymp. Sig. (2-tailed)           |                | ,000                  |

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.



11\_Jun08

**One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test**

|                                  |                | Standardized Residual |
|----------------------------------|----------------|-----------------------|
| N                                |                | 1184                  |
| Normal Parameters <sup>a,b</sup> | Mean           | 0E-7                  |
|                                  | Std. Deviation | ,99915433             |
|                                  | Absolute       | ,158                  |
| Most Extreme Differences         | Positive       | ,128                  |
|                                  | Negative       | -,158                 |
| Kolmogorov-Smirnov Z             |                | 5,426                 |
| Asymp. Sig. (2-tailed)           |                | ,000                  |

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

12\_Set08

**One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test**

|                                  |                | Standardized Residual |
|----------------------------------|----------------|-----------------------|
| N                                |                | 1312                  |
| Normal Parameters <sup>a,b</sup> | Mean           | 0E-7                  |
|                                  | Std. Deviation | ,99923693             |
|                                  | Absolute       | ,186                  |
| Most Extreme Differences         | Positive       | ,122                  |
|                                  | Negative       | -,186                 |
| Kolmogorov-Smirnov Z             |                | 6,747                 |
| Asymp. Sig. (2-tailed)           |                | ,000                  |

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

13\_Dez08

**One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test**

|                                  |                | Standardized<br>Residual |
|----------------------------------|----------------|--------------------------|
| N                                |                | 1328                     |
| Normal Parameters <sup>a,b</sup> | Mean           | 0E-7                     |
|                                  | Std. Deviation | ,99924614                |
|                                  | Absolute       | ,183                     |
| Most Extreme Differences         | Positive       | ,123                     |
|                                  | Negative       | -,183                    |
| Kolmogorov-Smirnov Z             |                | 6,662                    |
| Asymp. Sig. (2-tailed)           |                | ,000                     |

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

14\_Mar09

**One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test**

|                                  |                | Standardized<br>Residual |
|----------------------------------|----------------|--------------------------|
| N                                |                | 1456                     |
| Normal Parameters <sup>a,b</sup> | Mean           | 0E-7                     |
|                                  | Std. Deviation | ,99931248                |
|                                  | Absolute       | ,200                     |
| Most Extreme Differences         | Positive       | ,131                     |
|                                  | Negative       | -,200                    |
| Kolmogorov-Smirnov Z             |                | 7,615                    |
| Asymp. Sig. (2-tailed)           |                | ,000                     |

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

15\_Jun09

**One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test**

|                                  |                | Standardized Residual |
|----------------------------------|----------------|-----------------------|
| N                                |                | 1536                  |
| Normal Parameters <sup>a,b</sup> | Mean           | 0E-7                  |
|                                  | Std. Deviation | ,99934832             |
|                                  | Absolute       | ,204                  |
| Most Extreme Differences         | Positive       | ,132                  |
|                                  | Negative       | -,204                 |
| Kolmogorov-Smirnov Z             |                | 7,990                 |
| Asymp. Sig. (2-tailed)           |                | ,000                  |

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

16\_Set09

**One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test**

|                                  |                | Standardized Residual |
|----------------------------------|----------------|-----------------------|
| N                                |                | 1624                  |
| Normal Parameters <sup>a,b</sup> | Mean           | 0E-7                  |
|                                  | Std. Deviation | ,99938367             |
|                                  | Absolute       | ,210                  |
| Most Extreme Differences         | Positive       | ,140                  |
|                                  | Negative       | -,210                 |
| Kolmogorov-Smirnov Z             |                | 8,470                 |
| Asymp. Sig. (2-tailed)           |                | ,000                  |

a. 8,469902

b. Calculated from data.

17\_Dez09

**One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test**

|                                  |                | Standardized<br>Residual |
|----------------------------------|----------------|--------------------------|
| N                                |                | 1616                     |
| Normal Parameters <sup>a,b</sup> | Mean           | 0E-7                     |
|                                  | Std. Deviation | ,99938061                |
|                                  | Absolute       | ,146                     |
| Most Extreme Differences         | Positive       | ,144                     |
|                                  | Negative       | -,146                    |
| Kolmogorov-Smirnov Z             |                | 5,852                    |
| Asymp. Sig. (2-tailed)           |                | ,000                     |

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

18\_Mar10

**One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test**

|                                  |                | Standardized<br>Residual |
|----------------------------------|----------------|--------------------------|
| N                                |                | 1632                     |
| Normal Parameters <sup>a,b</sup> | Mean           | 0E-7                     |
|                                  | Std. Deviation | ,99938669                |
|                                  | Absolute       | ,140                     |
| Most Extreme Differences         | Positive       | ,137                     |
|                                  | Negative       | -,140                    |
| Kolmogorov-Smirnov Z             |                | 5,654                    |
| Asymp. Sig. (2-tailed)           |                | ,000                     |

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

19\_Jun10

**One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test**

|                                  |                | Standardized Residual |
|----------------------------------|----------------|-----------------------|
| N                                |                | 1632                  |
| Normal Parameters <sup>a,b</sup> | Mean           | 0E-7                  |
|                                  | Std. Deviation | ,99938669             |
|                                  | Absolute       | ,142                  |
| Most Extreme Differences         | Positive       | ,137                  |
|                                  | Negative       | -,142                 |
| Kolmogorov-Smirnov Z             |                | 5,732                 |
| Asymp. Sig. (2-tailed)           |                | ,000                  |

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

20\_Set10

**One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test**

|                                  |                | Standardized Residual |
|----------------------------------|----------------|-----------------------|
| N                                |                | 1680                  |
| Normal Parameters <sup>a,b</sup> | Mean           | 0E-7                  |
|                                  | Std. Deviation | ,99940423             |
|                                  | Absolute       | ,135                  |
| Most Extreme Differences         | Positive       | ,133                  |
|                                  | Negative       | -,135                 |
| Kolmogorov-Smirnov Z             |                | 5,533                 |
| Asymp. Sig. (2-tailed)           |                | ,000                  |

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

21\_Dez10

**One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test**

|                                  |                | Standardized Residual |
|----------------------------------|----------------|-----------------------|
| N                                |                | 1680                  |
| Normal Parameters <sup>a,b</sup> | Mean           | 0E-7                  |
|                                  | Std. Deviation | ,99940423             |
|                                  | Absolute       | ,139                  |
| Most Extreme Differences         | Positive       | ,132                  |
|                                  | Negative       | -,139                 |
| Kolmogorov-Smirnov Z             |                | 5,717                 |
| Asymp. Sig. (2-tailed)           |                | ,000                  |

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

22\_Mar11

**One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test**

|                                  |                | Standardized Residual |
|----------------------------------|----------------|-----------------------|
| N                                |                | 1672                  |
| Normal Parameters <sup>a,b</sup> | Mean           | 0E-7                  |
|                                  | Std. Deviation | ,99940138             |
|                                  | Absolute       | ,141                  |
| Most Extreme Differences         | Positive       | ,127                  |
|                                  | Negative       | -,141                 |
| Kolmogorov-Smirnov Z             |                | 5,756                 |
| Asymp. Sig. (2-tailed)           |                | ,000                  |

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

23\_Jun11

**One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test**

|                                  |                | Standardized Residual |
|----------------------------------|----------------|-----------------------|
| N                                |                | 1696                  |
| Normal Parameters <sup>a,b</sup> | Mean           | 0E-7                  |
|                                  | Std. Deviation | ,99940986             |
|                                  | Absolute       | ,139                  |
| Most Extreme Differences         | Positive       | ,120                  |
|                                  | Negative       | -,139                 |
| Kolmogorov-Smirnov Z             |                | 5,731                 |
| Asymp. Sig. (2-tailed)           |                | ,000                  |

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

24\_Set11

**One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test**

|                                  |                | Standardized Residual |
|----------------------------------|----------------|-----------------------|
| N                                |                | 1688                  |
| Normal Parameters <sup>a,b</sup> | Mean           | 0E-7                  |
|                                  | Std. Deviation | ,99940706             |
|                                  | Absolute       | ,142                  |
| Most Extreme Differences         | Positive       | ,117                  |
|                                  | Negative       | -,142                 |
| Kolmogorov-Smirnov Z             |                | 5,827                 |
| Asymp. Sig. (2-tailed)           |                | ,000                  |

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

25\_Dez11

**One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test**

|                                  |                | Standardized<br>Residual |
|----------------------------------|----------------|--------------------------|
| N                                |                | 1744                     |
| Normal Parameters <sup>a,b</sup> | Mean           | 0E-7                     |
|                                  | Std. Deviation | ,99942611                |
|                                  | Absolute       | ,154                     |
| Most Extreme Differences         | Positive       | ,119                     |
|                                  | Negative       | -,154                    |
| Kolmogorov-Smirnov Z             |                | 6,439                    |
| Asymp. Sig. (2-tailed)           |                | ,000                     |

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

26\_Mar12

**One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test**

|                                  |                | Standardized<br>Residual |
|----------------------------------|----------------|--------------------------|
| N                                |                | 1720                     |
| Normal Parameters <sup>a,b</sup> | Mean           | 0E-7                     |
|                                  | Std. Deviation | ,99941810                |
|                                  | Absolute       | ,158                     |
| Most Extreme Differences         | Positive       | ,119                     |
|                                  | Negative       | -,158                    |
| Kolmogorov-Smirnov Z             |                | 6,563                    |
| Asymp. Sig. (2-tailed)           |                | ,000                     |

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.



APÊNDICE D: Resultados do Teste de Chow

1. Teste de Chow no cálculo da *Value Relevance* - Resultados

Regressão aumentada para o teste de Chow

MQO, usando as observações 1-35048

Variável dependente: PRECO

|          | coeficiente | erro padrão | razão-t | p-valor   |     |
|----------|-------------|-------------|---------|-----------|-----|
| const    | 11,4195     | 0,120563    | 94,72   | 0,0000    | *** |
| LPA      | 1,49221     | 0,0841174   | 17,74   | 4,21e-070 | *** |
| VPA      | 0,357412    | 0,00474064  | 75,39   | 0,0000    | *** |
| splitdum | -1,46170    | 0,177011    | -8,258  | 1,54e-016 | *** |
| sd_LPA   | -1,64687    | 0,0883241   | -18,65  | 3,24e-077 | *** |
| sd_VPA   | 0,170901    | 0,00660543  | 25,87   | 3,20e-146 | *** |

Média var. dependente 16,76833 D.P. var. dependente 18,86843

Soma resíd. quadrados 7439476 E.P. da regressão 14,57058

R-quadrado 0,403762 R-quadrado ajustado 0,403677

F(5, 35042) 4745,958 P-valor(F) 0,000000

Log da verossimilhança -143621,7 Critério de Akaike 287255,4

Critério de Schwarz 287306,2 Critério Hannan-Quinn 287271,6

Teste de Chow para a falha estrutural na observação 19904 (4º Trim 2009)

F(3, 35042) = 257,698 com p-valor 0,0000

## 2. Teste de Chow no cálculo do Conservadorismo Contábil - Resultados

Regressão aumentada para o teste de Chow

MQO, usando as observações 1-105144 (n = 78479)

Observações ausentes ou incompletas foram ignoradas: 26665

Variável dependente: BTM

|            | coeficiente | erro padrão | razão-t | p-valor   |     |
|------------|-------------|-------------|---------|-----------|-----|
| const      | 2,29796     | 0,0472668   | 48,62   | 0,0000    | *** |
| RETORNO    | -0,105468   | 0,0878598   | -1,200  | 0,2300    |     |
| splitdum   | -1,11573    | 0,0557988   | -20,00  | 1,00e-088 | *** |
| sd_RETORNO | 0,110587    | 0,100681    | 1,098   | 0,2720    |     |

Média var. dependente 1,486063 D.P. var. dependente 4,591292

Soma resíd. quadrados 1636094 E.P. da regressão 4,566027

R-quadrado 0,011013 R-quadrado ajustado 0,010975

F(3, 78475) 291,2963 P-valor(F) 4,5e-188

Log da verossimilhança -230536,5 Critério de Akaike 461081,0

Critério de Schwarz 461118,1 Critério Hannan-Quinn 461092,4

Teste de Chow para a falha estrutural na observação 26136 (4º Trim 2007)

F(2, 78475) = 434,424 com p-valor 0,0000

APÊNDICE E: Resultados da Regressão *Value Relevance* x Conservadorismo

**Model Summary<sup>b</sup>**

| Model | R                 | R Square | Adjusted R Square | Std. Error of the Estimate | Durbin-Watson |
|-------|-------------------|----------|-------------------|----------------------------|---------------|
| 1     | ,579 <sup>a</sup> | ,336     | ,308              | ,13861                     | ,498          |

a. Predictors: (Constant), Conserv

b. Dependent Variable: VIRelev

**ANOVA<sup>a</sup>**

| Model |            | Sum of Squares | df | Mean Square | F      | Sig.              |
|-------|------------|----------------|----|-------------|--------|-------------------|
| 1     | Regression | ,233           | 1  | ,233        | 12,127 | ,002 <sup>b</sup> |
|       | Residual   | ,461           | 24 | ,019        |        |                   |
|       | Total      | ,694           | 25 |             |        |                   |

a. Dependent Variable: VIRelev

b. Predictors: (Constant), Conserv

**Coefficients<sup>a</sup>**

| Model |            | Unstandardized Coefficients |            | Standardized Coefficients | t      | Sig. |
|-------|------------|-----------------------------|------------|---------------------------|--------|------|
|       |            | B                           | Std. Error | Beta                      |        |      |
| 1     | (Constant) | ,426                        | ,029       |                           | 14,814 | ,000 |
|       | Conserv    | -,005                       | ,001       | -,579                     | -3,482 | ,002 |

a. Dependent Variable: VIRelev

## Pressuposto da Normalidade

**One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test**

|                                  |                | Standardized<br>Residual |
|----------------------------------|----------------|--------------------------|
| N                                |                | 26                       |
| Normal Parameters <sup>a,b</sup> | Mean           | 0E-7                     |
|                                  | Std. Deviation | ,97979590                |
|                                  | Absolute       | ,164                     |
| Most Extreme Differences         | Positive       | ,164                     |
|                                  | Negative       | -,155                    |
| Kolmogorov-Smirnov Z             |                | ,835                     |
| Asymp. Sig. (2-tailed)           |                | ,488                     |

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

## Pressuposto da Homocedasticidade

**ANOVA<sup>a</sup>**

| Model        | Sum of Squares | df | Mean Square | F    | Sig.              |
|--------------|----------------|----|-------------|------|-------------------|
| 1 Regression | 1,363          | 1  | 1,363       | ,791 | ,383 <sup>b</sup> |
| Residual     | 41,335         | 24 | 1,722       |      |                   |
| Total        | 42,698         | 25 |             |      |                   |

a. Dependent Variable: Zre\_2

b. Predictors: (Constant), Zpr\_2