

UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO  
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E CONTABILIDADE  
DE RIBEIRÃO PRETO  
DEPARTAMENTO DE CONTABILIDADE

**A CAPACIDADE DO EVA<sup>®</sup> PARA PREDIÇÃO DE LUCROS  
FUTUROS: UM ESTUDO EMPÍRICO NAS EMPRESAS DE  
CAPITAL ABERTO DO BRASIL**

ANDREI APARECIDO DE ALBUQUERQUE

Orientador: Prof. Dr. Mauricio Ribeiro do Valle

RIBEIRÃO PRETO

2007

Profa. Dra. Suely Vilela  
Reitora da Universidade de São Paulo

Prof. Dr. Rudinei Toneto Júnior  
Diretor da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto

Profa. Dra. Máisa de Souza Ribeiro  
Chefe do Departamento de Contabilidade

ANDREI APARECIDO DE ALBUQUERQUE

**A CAPACIDADE DO EVA<sup>®</sup> PARA PREDIÇÃO DE LUCROS  
FUTUROS: UM ESTUDO EMPÍRICO NAS EMPRESAS DE  
CAPITAL ABERTO DO BRASIL**

Dissertação apresentada ao Departamento de Contabilidade da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto da Universidade de São Paulo como requisito para obtenção do título de Mestre em Controladoria e Contabilidade.

**Orientador: Prof. Dr. Mauricio Ribeiro do Valle**

RIBEIRÃO PRETO

2007

## FICHA CATALOGRÁFICA

Albuquerque, Andrei Aparecido de

A capacidade do EVA<sup>®</sup> para predição de lucros futuros: um estudo empírico nas empresas de capital aberto do Brasil. Ribeirão Preto, 2007.

105 p. : il. ; 30cm

Dissertação de Mestrado, apresentada à Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto/USP. Área de concentração: Controladoria e Contabilidade.

Orientador: Valle, Mauricio Ribeiro do.

1. Valor Econômico Agregado. 2. Predição de Lucros.  
3. Lucros Futuros.

## FOLHA DE APROVAÇÃO

Andrei Aparecido de Albuquerque

A capacidade do EVA<sup>®</sup> para predição de lucros futuros: um estudo empírico nas empresas de capital aberto do Brasil

Dissertação apresentada ao Departamento de Contabilidade da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto da Universidade de São Paulo como requisito para obtenção do título de Mestre em Controladoria e Contabilidade.

Área de Concentração: Controladoria e Contabilidade

Aprovada em:

Banca Examinadora

Prof. Dr. \_\_\_\_\_

Instituição: \_\_\_\_\_ Assinatura: \_\_\_\_\_

Prof. Dr. \_\_\_\_\_

Instituição: \_\_\_\_\_ Assinatura: \_\_\_\_\_

Prof. Dr. \_\_\_\_\_

Instituição: \_\_\_\_\_ Assinatura: \_\_\_\_\_

**A Cleusa e Edmilson, meus  
pais, que acreditaram em  
algo real enquanto eu só  
via um sonho.**

## AGRADECIMENTOS

Primeiramente agradeço a Deus, meu Senhor. A São Benedito padroeiro da minha família e meu amparo nos momentos difíceis.

Aos meus pais que em mim confiam sem nunca duvidar. Ao meu irmão Júnior e à minha avó Maria, sempre presentes e acreditando no meu sucesso. À minha querida Rosi que, apesar de toda tensão desse período, soube apoiar e acreditar.

Ao meu orientador Prof. Dr. Mauricio Ribeiro do Valle, pela confiança em mim, pelo constante apoio e pelo direcionamento que me permitiu concluir um trabalho de qualidade.

Aos professores do mestrado: Prof<sup>a</sup>. Dr<sup>a</sup>. Rosana Grillo, Prof<sup>a</sup>. Dr<sup>a</sup>. Maísa Ribeiro, Prof. Dr. Alexandre Assaf, Prof. Dr. Roberto Vatan, Prof. Dr. Mauricio Valle, Prof. Dr. Milton Barossi, Prof<sup>a</sup>. Dr<sup>a</sup>. Adriana Procópio, Prof. Dr. Evandro Saidel, Prof. Dr. Marcelo Nagano e Prof. Dr. Sílvio Nakao, pelas contribuições ao longo do curso.

Um particular agradecimento ao Prof. Dr. Evandro Saidel, pelo constante incentivo à pesquisa e grande auxílio na compreensão de conceitos relativos a este trabalho.

À Prof<sup>a</sup>. Dr<sup>a</sup>. Rosana Grillo e ao Prof. Dr. Roni Bonízio, pelo incentivo ao meu ingresso no mestrado.

À CAPES, pelo apoio financeiro.

À minha turma de mestrado: Carlos, Emerson, Flávio, Kelly, Lísia, Mara, Marli, Nara, Raphael e Victor, pelas grandes emoções compartilhadas e pelas oportunidades de aprendizado. Agradecimento especial ao Flávio, meu grande parceiro de trabalhos do curso.

Aos sempre solícitos funcionários da seção de pós-graduação Érika e Eduardo.

Aos freqüentes companheiros de salas de estudo: Paulo, Flávio, Maria Paula (Mazinha), Renan e, mais recentemente, Tatiana, pela cumplicidade e amizade.

À Mazinha, pelo auxílio na compreensão de conceitos de estatística e aos amigos do mestrado em economia: Magnus, Pedro e Maurício, pela ajuda com os programas e conceitos de econometria.

A todos os colegas das turmas de mestrado em contabilidade, administração e economia, aos quais não cito nomes no risco de injustamente esquecer de alguém, pela fraternal convivência.

Aos amigos Fábio Fick, André Bernardes e Rogério Corbo, que me proporcionaram apoios diferentes, mas essenciais durante o mestrado.

Finalmente, aos meus familiares e amigos que muitas vezes não compreenderam minha ausência nesse período, mas sempre estiveram presentes em meus pensamentos.

**“Suba o primeiro degrau com fé. Não é necessário que você veja toda a escada. Apenas dê o primeiro passo.”**

**Marthin Luther King Jr.**



## RESUMO

ALBUQUERQUE, Andrei Aparecido de. **A capacidade do EVA<sup>®</sup> para predição de lucros futuros: um estudo empírico nas empresas de capital aberto do Brasil**. 2007. 105 f. Dissertação (Mestrado) - Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto, Universidade de São Paulo, Ribeirão Preto, 2007.

Ao longo da última década, tem aumentado o reconhecimento de medidas de gerenciamento de valor. Dentre essas, uma que tem recebido grande atenção tanto no meio acadêmico quanto nas empresas em geral é o valor econômico agregado (EVA<sup>®</sup>). Muito se tem discutido sobre essa medida, sendo que seus defensores afirmam que ela é uma melhor medida de desempenho do que as medidas contábeis tradicionais. Nessa perspectiva, uma série de pesquisas tem sido realizada, verificando a relação entre o EVA<sup>®</sup> e o retorno de ações, onde os resultados alternam-se entre uma relação superior dessa medida e o retorno de ações em comparação com as medidas contábeis tradicionais e uma fraca relação ou a ausência de relação entre essas variáveis. Em diferente abordagem, Machuga, Pfeiffer Jr. e Verma (2002) realizaram um estudo no mercado norte americano para verificar a capacidade do EVA<sup>®</sup> na predição de lucros futuros. Replicando a metodologia desse estudo, esta pesquisa teve como objetivo verificar empiricamente se o EVA<sup>®</sup> fornece informação incremental para predição de lucros futuros das empresas de capital aberto do Brasil. Na metodologia, foram aplicados modelos de regressão linear múltipla no período de 1998 a 2006 para testar a proposição de que o EVA<sup>®</sup> fornece informação incrementalmente útil para predizer lucros de um ano adiante das empresas de capital aberto do Brasil. Foram aplicadas regressões anuais (*cross-section*) e verificou-se a significância estatística dos coeficientes médios. Com os resultados obtidos, não se pode comprovar a utilidade incremental do EVA<sup>®</sup> na predição de lucros futuros. Na seqüência, realizou-se um teste do valor incremental da inclusão da informação EVA<sup>®</sup> no modelo de predição, sendo que foram aplicadas novas regressões sem as variáveis EVA<sup>®</sup> e apurados os novos coeficientes médios; em seguida, foram efetuadas duas previsões de lucros, uma utilizando os valores médios com e outra sem o EVA<sup>®</sup>. Por meio da comparação desses valores previstos com os reais dos lucros e apurando suas respectivas diferenças, obteve-se os erros médios de previsão. Foi observado que os erros médios de previsão apresentaram-se elevados em função da alta dispersão das variáveis da pesquisa, também foi encontrado que os erros médios de previsão foram menores quando houve a inclusão da informação do EVA<sup>®</sup>, indicando a utilidade incremental dessa medida na predição de lucros futuros, entretanto esses resultados devem ser interpretados como indicativos e não como conclusivos, já que os coeficientes das variáveis, em sua maioria, não se demonstraram estatisticamente significantes.

Palavras-chave: Valor Econômico Agregado. Predição de Lucros. Lucros Futuros.

## ABSTRACT

ALBUQUERQUE, Andrei Aparecido de. **The ability of EVA<sup>®</sup> to predict future earnings: an empirical study in the Brazilian public companies**. 2007. 105 f. Dissertation (Master's degree) - Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto, Universidade de São Paulo, Ribeirão Preto, 2007.

There has been increased recognition over the last decade of the measures of management of value. Among these, one that has received the great attention either on the academic field or in the companies in general is the Economic Value Added (EVA<sup>®</sup>). A lot has been argued about this measure, its defenders affirm that it is one measure of performance better than the traditional accounting measures. In these perspective, a lot of researches have been done, verifying the relation between the EVA<sup>®</sup> and the stock returns, where the results change between one relation superior of these measures and the stock returns in comparison with the usual accounting measures and a weak relationship or absence of relation between these variables. In a different approach, Machuga, Pfeiffer Jr. and Verma (2002) realize a study on the North America market to verify the ability of EVA<sup>®</sup> in the prediction of future earnings. Applying the methodology of this study, this research had as goal to verify empirically if the EVA<sup>®</sup> supplies incremental information to predict future earnings of the Brazilian public companies. After, in the methodology, some multiple linear regression models were applied on the period of 1998 to 2006 to test the proposition that EVA<sup>®</sup> supplies information incrementally useful to predict one-year-ahead earnings of the Brazilian public companies. The annual cross-section regressions were applied and verified the statistic significance of the average coefficients. With the gotten results, one cannot confirm the incremental utility of EVA<sup>®</sup> in the future earnings prediction. In the sequence, a test of the incremental value of the inclusion of the information EVA<sup>®</sup> on the model of prediction was realized, it being that news regressions were applied without the variables EVA<sup>®</sup> and gotten the new average coefficients, after that, two predictions of earnings was effected, one using the mean values with and the other without the EVA<sup>®</sup> information. By the comparison of the predicted values with the actual earnings and checking its respective differences, one got the average forecast errors. It was observed that the average forecast errors had been presented high in function of the high dispersion of the variables of the research. It was founded too that the average forecast errors were lower when was included the information of EVA<sup>®</sup>, indicating the incremental utility of this measure on the prediction of future earnings, however, these results must be interpreted as indicative and not as conclusive, since the coefficients of the variables, in its majority, did not show statistically significant.

Keywords: Economic Value Added. Earnings Prediction. Future Earnings.

## SUMÁRIO

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS .....	2
LISTA DE TABELAS .....	5
LISTA DE QUADROS .....	6
1 INTRODUÇÃO.....	7
1.1 Apresentação .....	7
1.2 Problema de pesquisa .....	9
1.3 Hipótese.....	10
1.4 Objetivos.....	10
1.5 Justificativa.....	11
1.6 Delimitação do estudo .....	12
1.7 Estrutura do trabalho .....	13
2 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA .....	14
2.1 Valor econômico agregado .....	14
2.2 Custo de capital próprio.....	17
2.3 Ajustes nas demonstrações contábeis .....	25
2.4 Estudos empíricos.....	28
2.4.1 Estudos que apresentam resultados favoráveis ao EVA <sup>®</sup> na relação com o retorno das ações .....	29
2.4.2 Estudos que apresentam resultados desfavoráveis ao EVA <sup>®</sup> na relação com o retorno das ações .....	34
2.4.3 Estudo de Machuga, Pfeiffer Jr. e Verma.....	40
2.4.3.1 Definição da amostra, médias e correlações.....	45
2.4.3.2 Análises dos testes empíricos .....	50
3 METODOLOGIA.....	55
3.1 Especificação da pesquisa .....	55
3.2 Seleção, coleta de dados e definição da amostra.....	56
3.3 Modelo empírico do estudo .....	57
3.4 Definição das variáveis.....	58
3.4.1 Apuração das variáveis.....	61
3.5 Testes estatísticos realizados .....	66
3.5.1 Análise de utilidade incremental do EVA <sup>®</sup> na predição de lucros.....	66
3.5.2 Procedimento de análise do valor incremental do EVA <sup>®</sup> na predição de lucros.....	68
4 ANÁLISE DOS RESULTADOS .....	70
5 CONSIDERAÇÕES FINAIS .....	93
REFERÊNCIAS .....	96
APÊNDICES .....	102

## LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

AC – *Accrual*

AP – Ativo Permanente

APT – *Arbitrage Pricing Theory*

$\alpha_{0-7}$  – Coeficientes de Regressão (de 0 a 7)

$\alpha_{BR}$  – Risco-país

$\beta_{0-7}$  – Coeficientes de Regressão (de 0 a 7)

BP – Balanço Patrimonial

$\beta$  – Coeficiente Beta

$\beta_L$  – Beta Alavancado

$\beta_U$  – Beta Desalavancado

*C-Bonds – Capitalization Bonds*

CAPM – *Capital Asset Pricing Model* ou Modelo de Precificação de Ativos de Capital

CCL – Capital Circulante Líquido

CF – *Cash Flow from Operations* ou Fluxo de Caixa Operacional

CFMRC – *Canadian Financial Market Research Center*

CFROI – *Cash Flow Return on Investment*

CRSP – *Center for Research in Security Prices*

CVA – *Cash Value Added*

CVM – Comissão de Valores Mobiliários

DFC – Demonstração de Fluxo de Caixa

DJIA – *Dow Jones Industrial Average*

DMPL – Demonstração das Mutações do Patrimônio Líquido

DOAR – Demonstração das Origens e Aplicações de Recursos

DRE – Demonstração do Resultado do Exercício

$\Delta$  – Mudança ou Variação

EPS – *Earning per Share* ou Lucro por Ação

EVA<sup>®</sup> – *Economic Value Added* ou Valor Econômico Agregado

EVAA – EVA<sup>®</sup> *Adjustment* ou Ajuste do EVA<sup>®</sup>

FC – *Forecasts* ou Previsões

FCO – Fluxo de Caixa Operacional

FGV – Fundação Getúlio Vargas

I/B/E/S – I/B/E/S International Inc.

IGP-DI – Índice Geral de Preços - Disponibilidade Interna

IPEA – Instituto de Pesquisas Econômicas Aplicadas

IR – Alíquota de Imposto de Renda

$K_e$  – Custo de capital próprio

LPA – Lucro por Ação

MAE – *Mean Absolute Error* ou Erro Absoluto Médio

MSE – *Mean Squared Error* ou Erro Quadrado Médio

MVA – *Market Value Added* ou Valor Agregado pelo Mercado

n – Número de Observações

NOPAT – *Net Operating Profit After Tax* ou Lucro Operacional Depois de Impostos

P – Passivo

$P_{t-1}$  – Preço da Ação em 31 de março do ano  $t-1$

P/PL – Índice de Endividamento (Passivo Oneroso por PL)

PL – Patrimônio Líquido

$R^2$  – Coeficiente de Determinação

$R_F$  – Taxa Livre de Risco

$R_M$  – Taxa de Retorno de Mercado

$R_M - R_F$  – Prêmio pelo Risco de Mercado

REF – Resultados de Exercícios Futuros

ROA – *Return on Assets* ou Retorno sobre Ativos

ROE – *Return on Equity* ou Retorno sobre Patrimônio Líquido

ROI – *Return on Investment* ou Retorno sobre Investimento

ROS – *Return on Sales* ou Retorno sobre Vendas

$SD_{Ibovespa}$  – Desvio-padrão do IBOVESPA

$SD_{C-Bond}$  – Desvio-padrão do *C-Bond*

SAR – *Size-Adjusted Return* ou Retorno Ajustado ao Tamanho

S&P 500 – *Standard & Poor's 500*

SF – Saldo Final

SI – Saldo Inicial

PCLD – Provisão de Créditos de Liquidação Duvidosa

SSC – Stern Stewart & Company

*T-Bonds* – *Treasure Bonds*

US-GAAP – *United States - Generally Accepted Accounting Principles*

WACC – *Weighted Average Capital Cost* ou Custo Médio Ponderado do Capital

## LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Médias das variáveis de análises (1981-1996) .....	47
Tabela 2 – Correlações de Pearson das variáveis de análises (1981-1996).....	48
Tabela 3 – Predições de mudanças de lucros futuros separadas por desempenho da empresa no ano $t-1$ .....	51
Tabela 4 – Determinação do valor incremental do EVA <sup>®</sup> na predição de mudanças de lucros futuros .....	52
Tabela 5 – Relação de erros de previsão de analistas e ajustes do EVA <sup>®</sup> separado por desempenho da empresa no ano anterior (n=1.443, período 1989-1996) .....	53
Tabela 6 – Médias e desvios-padrão das variáveis de análise (período de 1998 a 2006) .....	70
Tabela 7 – Estatística descritiva das variáveis de todas empresas (1998-2006) .....	73
Tabela 8 – Estatística descritiva das empresas com mudança de lucro abaixo de zero em $t-1$ (1998-2006) .....	73
Tabela 9 – Estatística descritiva das empresas com mudança de lucro acima de zero em $t-1$ (1998-2006) .....	74
Tabela 10 – Correlações das variáveis de análise (1998-2006) .....	75
Tabela 11 – Resultados das regressões de previsões de lucro .....	77
Tabela 12 – Resultados das regressões aplicadas a todas empresas .....	81
Tabela 13 – Resultados das regressões aplicadas às empresas com mudança de lucro abaixo de zero em $t-1$ .....	83
Tabela 14 – Resultados das regressões aplicadas às empresas com mudança de lucro acima de zero em $t-1$ .....	85
Tabela 15 – Variável estatisticamente significativa (Sim ou Não) ao nível de 5% nas regressões.....	87
Tabela 16 – Resultados das regressões de previsões de lucro sem variáveis EVAA ( $\alpha_5$ e $\alpha_6$ )	88
Tabela 17 – Previsões de lucros (1998 - 2006) .....	89

**LISTA DE QUADROS**

Quadro 1 – Forma de cálculo do Fluxo de Caixa Operacional .....	63
Quadro 2 – Cálculo do Lucro Líquido Ajustado .....	64
Quadro 3 – Cálculo do EVA <sup>®</sup> .....	65



# 1 INTRODUÇÃO

## 1.1 Apresentação

Ao longo da última década tem aumentado o reconhecimento do desenvolvimento de medidas de desempenho ligadas ao gerenciamento baseado em valor ou à geração de valor ao acionista. Essas medidas são oferecidas por diferentes consultorias e entre elas pode-se citar: o *Economic Value Added* (EVA<sup>®</sup>) da Stern Stewart, o *Equity Spread* da Marakon, o *Cash Flow Return on Investment* (CFROI) da Holt Value e o *Cash Value Added* (CVA) da Boston Consulting Group (BROWN, 2006).

Dessas medidas, uma que tem recebido grande atenção tanto na imprensa quanto na literatura acadêmica é o Valor Econômico Agregado (EVA<sup>®</sup>). Basso, Alves e Nakamura (2002, p. 1) afirmam que o EVA<sup>®</sup> é uma das medidas de desempenho mais discutidas no meio acadêmico e mais adotadas por empresas. Segundo Damodaran (2004, p. 659), o EVA<sup>®</sup> é uma medida em moeda do superávit criado por um investimento ou uma carteira de investimentos. Essa medida tem como diferencial considerar o custo de oportunidade do capital próprio, uma vez que o lucro líquido só considera o custo de capital de terceiros, além de levar em consideração uma série de ajustes sobre os números contábeis tradicionais para sua apuração.

Muito se tem discutido a respeito do EVA<sup>®</sup>, sendo que seus proponentes (Joel M. Stern e G. Bennett Stewart III, os fundadores da Stern Stewart & Company) afirmam que ele é uma melhor medida de geração de valor do que as tradicionais reportadas pela contabilidade, como o lucro.

Com o intuito de testar empiricamente essa afirmação, vários estudos (CHEN; DODD (1997), BIDDLE; BOWEN; WALLACE (1997), BAO; BAO (1998); KLEIMAN (1999),

TURVEY et al. (2000), FELTHAM et al. (2004) etc.) têm verificado a efetividade do EVA<sup>®</sup> comparando-o com outras medidas contábeis na avaliação do retorno de ações de empresas. Os resultados desses estudos alternam-se, sendo que alguns indicam a superioridade do EVA<sup>®</sup> na correlação com o retorno das ações entre eles o de Chen e Dodd (1997), o de Kleiman (1999), o de Feltham et al. (2004) e o de Silveira, Okimura e Souza (2004), este último realizado no mercado de ações brasileiro; e outros estudos apontam para uma fraca ou nenhuma relação do EVA<sup>®</sup> com o retorno das ações entre eles o de Biddle, Bowen e Wallace (1997), o de Turvey et al. (2000) e o de Farsio, Degel e Degner (2000).

Um estudo que trabalha um enfoque diferente para essa questão é o de Machuga, Pfeiffer Jr. e Verma (2002), o qual foi desenvolvido utilizando uma amostra de empresas norte americanas no período de 1981 a 1996, totalizando 4.382 observações, onde o número de empresas por ano variou entre 232 e 362. Esses autores partiram do pressuposto que, apesar da popularidade das novas medidas de desempenho, o lucro por ação (LPA) continua sendo o indicador de interesse central na avaliação de ações. Fizeram tal consideração baseados no modelo de avaliação de Feltham-Ohlson, o qual considera os lucros como itens básicos. Dessa forma, para que qualquer medida seja útil como uma entrada para avaliação, ela deve conter informação sobre lucros futuros.

Nessa perspectiva, tais autores numa primeira parte de sua pesquisa, procuraram verificar e estabelecer a utilidade preditiva do EVA<sup>®</sup> para previsão de lucros futuros. Encontraram uma capacidade incremental do EVA<sup>®</sup> em prever lucros futuros, ou seja, esse indicador demonstrou um potencial informacional além do fornecido pela medida tradicional de lucro. Posteriormente, analisaram a utilização da informação disponibilizada por meio do EVA<sup>®</sup> pelos analistas financeiros na elaboração de suas previsões de LPA futuros e encontraram que os analistas não usam essa informação apropriadamente, parecendo supervalorizá-la.

Neste estudo, pretende-se replicar a primeira parte da metodologia empregada no trabalho de Machuga, Pfeiffer Jr. e Verma (2002), verificando se serão obtidos resultados similares no mercado de ações brasileiro, ou seja, se no Brasil o EVA<sup>®</sup> também apresenta capacidade incremental, isto é, adicional àquela fornecida pelas medidas contábeis tradicionais, para prever lucros futuros.

## **1.2 Problema de pesquisa**

Com o intuito de replicar no mercado brasileiro a metodologia desenvolvida no trabalho de Machuga, Pfeiffer Jr. e Verma (2002), nesta pesquisa, será utilizada a mesma pergunta que direcionou a referida base da pesquisa, porém direcionada para as empresas de capital aberto brasileiras. Dessa forma, o problema norteador dessa pesquisa será expresso pela seguinte pergunta:

**O EVA<sup>®</sup> (*Economic Value Added*), como medida de desempenho, fornece informação incremental para predição de lucros futuros das empresas de capital aberto do Brasil?**

A resposta dessa questão contribuirá ao estudo do EVA<sup>®</sup>. No caso de ser encontrada uma resposta positiva, será expressa uma característica de utilidade para essa medida, dessa forma, do ponto de vista prático os analistas financeiros, tanto externos quanto internos, deveriam levar em consideração a informação dessa medida para realizar previsões de lucros futuros das empresas.

### 1.3 Hipótese

Com base na pergunta de pesquisa definida anteriormente, esse trabalho pretende verificar se o EVA<sup>®</sup> fornece informação incrementalmente útil para predizer lucros futuros das empresas de capital aberto do Brasil.

Conforme Gil (2002, p. 31) “a hipótese é a proposição testável que pode vir a ser a solução do problema”, dessa forma, na tentativa de obter uma resposta para a pergunta de pesquisa, será testada a mesma proposição aplicada por Machuga, Pfeiffer Jr. e Verma (2002, p. 60). Assim a hipótese a ser testada nesse estudo será expressa da seguinte forma:

**O EVA<sup>®</sup> fornece informação incrementalmente útil para predizer lucros de um ano adiante das empresas de capital aberto do Brasil.**

Com a não rejeição dessa hipótese, será verificada uma potencial utilidade da medida EVA<sup>®</sup>, além disso, será determinado seu caráter de item importante para o processo de avaliação e projeção de lucros futuros das empresas.

### 1.4 Objetivos

Conforme já mencionado, nesse trabalho, tem-se o interesse de replicar no mercado brasileiro a metodologia desenvolvida no trabalho de Machuga, Pfeiffer Jr. e Verma (2002). Em sua pesquisa esses autores examinaram a relação entre o EVA<sup>®</sup> e os lucros futuros.

Seu primeiro objetivo foi determinar se o EVA<sup>®</sup> é incrementalmente útil para predizer lucro por ação futuro. Esse objetivo delineou praticamente todas suas análises. Assim, neste trabalho, também será utilizado um objetivo similar ao relatado nesse estudo anterior, portanto pode-se expressar o objetivo geral desta pesquisa da seguinte maneira:

**Verificar empiricamente se o EVA<sup>®</sup> fornece informação incremental para predição de lucros futuros das empresas de capital aberto do Brasil.**

Para atingir esse objetivo geral foram delineados os seguintes objetivos específicos:

1. levantar informações sobre o valor econômico agregado, sobre as particularidades para sua apuração no Brasil e a respeito do relacionamento dessa medida com o retorno das ações e lucros futuros;
2. caracterizar o modelo empírico empregado para a predição de lucros de um ano adiante das empresas de capital aberto do Brasil utilizando o EVA<sup>®</sup>;
3. analisar o impacto da medida de desempenho EVA<sup>®</sup> na predição de lucros futuros das empresas de capital aberto do Brasil.

### **1.5 Justificativa**

Conforme Machuga, Pfeiffer Jr. e Verma (2002) verificar a capacidade do EVA<sup>®</sup> para predizer lucros é importante por duas razões. Em primeiro lugar, apesar da recente popularidade das medidas de desempenho empresarial alternativas, o LPA continua sendo um elemento fundamental na avaliação de ações. Mais especificamente o modelo de Feltham-Ohlson (OHLSON, 1995) desenvolve uma estrutura onde o lucro é um item básico. Nessa perspectiva, para que uma medida (tal como o EVA<sup>®</sup>) seja útil no processo de avaliação é necessário que ela contenha informações sobre lucros futuros. Bernard (1995) afirma que a pesquisa empírica na avaliação de patrimônio líquido deveria focar na utilidade da informação de lucros e não-lucros para predizer lucros ao contrário de somente focar na explicação de mudanças de preços das ações. Em segundo lugar, estudar as previsões de lucro fornece um meio que permite examinar como (se isso acontecer) a informação do EVA<sup>®</sup> é refletida nas previsões de LPA publicadas dos analistas. O estudo das previsões de LPA dos analistas,

segundo Machuga, Pfeiffer Jr. e Verma (2002), é uma parte integrante do entendimento do processo de avaliação do mercado de capitais.

Percebe-se assim a importância de replicar um estudo semelhante no mercado brasileiro. Dessa forma, será possível verificar se em um mercado emergente, como é o caso do Brasil, o EVA<sup>®</sup> apresentará capacidade incremental àquela fornecida pelas medidas contábeis tradicionais na predição de lucros futuros.

Sendo verificada a capacidade incremental na predição de lucros futuros, se comprovará também a utilidade do EVA<sup>®</sup> como item de entrada no processo de avaliação ou previsão dos analistas, ou seja, essa seria uma informação que os analistas deveriam utilizar para realizar suas previsões de lucros.

## **1.6 Delimitação do estudo**

Neste trabalho foram coletados dados de empresas brasileiras de capital aberto dos anos de 1995 a 2006. Uma análise de dados anteriores a esse período fica prejudicada diante das altas taxas de inflação e da não adoção, por algumas empresas, da correção monetária integral das demonstrações contábeis. Dessa forma, os dados de lucros, fluxos de caixa e *accruals* poderiam estar comprometidos pela variação do poder aquisitivo da moeda.

O trabalho foi desenvolvido com a utilização de dados nominais das demonstrações contábeis disponíveis na base dados da Economática<sup>®</sup>.

Foi aplicada a correção monetária das demonstrações contábeis pelo modelo societário para a apuração do EVA<sup>®</sup>. Tal correção foi realizada apenas para essa variável já que ela trata de um ajuste às informações contábeis e os ajustes em relação aos números contábeis tradicionais são o maior diferencial da medida EVA<sup>®</sup> em comparação com as habituais da contabilidade como, por exemplo, o lucro líquido. Além disso, autores como Martins (2000) e

Assaf Neto (2004) apontam a correção monetária como uma das principais deficiências das demonstrações contábeis, sendo assim trata-se de um ajuste necessário a ser aplicado nessas informações. Utilizou-se como índice de inflação para correção monetária o Índice Geral de Preços - Disponibilidade Interna (IGP-DI) fornecido pela Fundação Getúlio Vargas (FGV) e obtido no Instituto de Pesquisas Econômicas Aplicadas (IPEA).

Ressalta-se que as análises de previsão de lucros futuros se restringiram à verificação de um ano adiante, como desenvolvido no trabalho norte americano. A aplicação de previsões para períodos diferentes poderia culminar em resultados diversos dos encontrados nesse estudo.

## **1.7 Estrutura do trabalho**

O trabalho está estruturado da seguinte maneira:

No capítulo 1, de introdução, estão descritos o problema de pesquisa, hipótese, objetivos, justificativa e delimitação do estudo.

No capítulo 2, é desenvolvida a revisão da literatura pertinente ao tema em questão, tratando dos conceitos e também de estudos empíricos relacionados ao EVA<sup>®</sup>.

No capítulo 3, são desenvolvidos os aspectos metodológicos do trabalho assim como a definição das variáveis e procedimentos utilizados.

No capítulo 4, estão descritos os resultados obtidos nos testes aplicados bem como sua análise.

No capítulo 5, são relatadas as considerações finais e sugestões para trabalhos futuros.

Finalmente, são relacionadas as referências bibliográficas utilizadas na elaboração da pesquisa e os apêndices que servem de suporte para informações adicionais sobre cálculos.

## 2 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

Neste capítulo são discutidas as questões relativas à definição e apuração da medida de valor econômico agregado; também serão abordados o cálculo do custo de capital e os ajustes nas demonstrações contábeis necessários para a determinação dessa medida. Por fim são relatados os estudos empíricos relevantes ao tema da pesquisa.

### 2.1 Valor econômico agregado

A Administração Financeira tem como objetivo básico a maximização da riqueza dos acionistas; tendo interesse em identificar a criação de riqueza pelas empresas, são desenvolvidos importantes modelos de avaliação econômica e medidas de desempenho, sendo que os administradores estão cada vez mais conscientes de que o objetivo de maximização do valor é o único que pode garantir a longo prazo a continuidade de um empreendimento. (ASSAF NETO, 2004).

Dessa perspectiva é que surge toda orientação para medidas de criação de valor, segundo Assaf Neto (2004, p. 91) “muitas delas simples adaptações de conceitos e formulações tradicionais a uma nova necessidade de se aferir o desempenho das empresas”. Esse é o caso do conceito de *goodwill* que está sendo utilizado na medida de *Market Value Added* (MVA) para expressar a riqueza criada pelo investimento. Da mesma forma, o EVA<sup>®</sup> (Valor Econômico Agregado), o qual, segundo autores como Bao e Bao (1998, p. 255), Farsio, Degel e Degner (2000, p. 115), Assaf Neto (2004, p. 93) e Cavallari (2006, p. 26), é uma estimativa do lucro econômico ou lucro residual.



No tocante a esse assunto, Young (1999, p. 7) afirma que o conceito de lucro residual que já existe há mais de oito décadas foi amplamente ignorado até a década de 1990, quando a forte pressão das empresas para a criação de valor para seus acionistas fez com que esse conceito fosse “redescoberto” e remodelado na forma do valor econômico agregado ou EVA<sup>®</sup>, marca registrada pela Stern Stewart & Company, empresa de consultoria de Joel M. Stern e G. Bennett Stewart III. Biddle, Bowen e Wallace (1997, p. 302) também afirmam que o EVA<sup>®</sup> é uma marca variante do lucro residual desenvolvida pela Stern Stewart & Company em 1992 e que seria usado em substituição dos lucros ou do fluxo de caixa operacional como medida de desempenho das empresas. O próprio Stern (1999, p. VII), explica que o EVA<sup>®</sup>, em sua forma mais fundamental, é “a simples noção de lucro residual”.

Com a publicação do artigo *The Real Key to Create Wealth*, por Shawn Tully, na revista *Fortune*, em setembro de 1993, o EVA<sup>®</sup> se tornou amplamente difundido como “[...] a mais recente e empolgante medida do sucesso corporativo.” (CHEN; DODD, 1997, p. 318; BIDDLE; BOWEN; WALLACE, 1997, p. 302). Pesquisas anteriores (KENNETH; MAKHIJA, 1996, p. 34; BIDDLE; BOWEN; WALLACE, 1997, p. 303; CHEN; DODD, 1997, p. 319, KRAMER; PETERS, 2001, p. 7) afirmam que grandes empresas, como Coca-Cola, AT&T, Quacker Oats, Eli Lilly, Georgia Pacific, Monsanto e Tenneco, utilizam o EVA<sup>®</sup>, fazendo dessa medida uma das mais populares na atualidade (BROWN, 2006).

Young (1999), assim como vários outros autores (KRAMER; PUSHNER, 1997, BIDDLE; BOWEN; WALLACE, 1997, FELTHAM et al., 2004, DAMODARAN, 2004 etc.), afirma que o EVA<sup>®</sup> é calculado pela diferença entre o lucro operacional depois de impostos e o custo de capital, o qual geralmente é refletido pelo custo médio ponderado de capital (*weighted average capital cost* – WACC). Isso faz com que o EVA<sup>®</sup> seja “uma medida que reflete o excesso ao custo de oportunidade de uma decisão de investimento, ou seja, o valor criado pelo investimento”. (ASSAF NETO, 2004, p. 93).

Dessa forma, o EVA<sup>®</sup> pode ser compreendido como o retorno em excesso que se tem sobre um investimento, ou seja, aquele que supera o custo do capital investido e sua forma de cálculo pode ser expressa conforme a equação 1, que é mencionada por autores como Chen e Dodd (1997, p. 320) e Damodaran (2004, p. 659).

(Equação 1)	$\text{EVA}^{\text{®}} = (\text{Retorno sobre Capital Investido} - \text{Custo de Capital}) \times \text{Capital Investido}$
-------------	--

Para essa formulação o retorno sobre o capital investido é apurado por meio da divisão do lucro operacional após o imposto de renda pelo capital investido e o custo de capital é o WACC.

Uma forma de cálculo alternativa apresentada por autores como Ehrbar (1999, p. 2), O'Byrne (1999, p. 92) e Assaf Neto (2003, p. 188) é pela apuração do EVA<sup>®</sup> a partir da diferença entre o lucro operacional após impostos (NOPAT) e o produto do WACC pelo capital investido conforme a equação 2.

(Equação 2)	$\text{EVA}^{\text{®}} = \text{NOPAT} - (\text{WACC} \times \text{Capital investido})$
-------------	--

Uma terceira forma de cálculo do EVA<sup>®</sup> é apresentada por Assaf Neto (2003, p. 189) e pode ser verificada na equação 3.

(Equação 3)	$\text{EVA}^{\text{®}} = \text{Lucro Líquido} - (\text{Ke} \times \text{Patrimônio Líquido})$
-------------	---

Nessa opção o EVA<sup>®</sup> é obtido a partir da diferença entre o lucro líquido e a parcela de capital do acionista, ou seja, o custo de capital próprio (Ke) multiplicado pelo patrimônio líquido.

Apesar dessas formas de cálculos alternativas se utilizarem de informações contábeis, o EVA<sup>®</sup> se diferencia das medidas contábeis tradicionais em dois fatores.

O primeiro fator é que essa medida considera o custo de capital próprio em sua apuração, nesse sentido, Ehrbar (1999, p. 1) afirma que o EVA<sup>®</sup> é uma medida de desempenho empresarial que se diferencia da maioria das demais por incluir uma “cobrança sobre o lucro pelo custo de todo capital que uma empresa utiliza”. O’Byrne (1999, p. 92) também afirma que o EVA<sup>®</sup> se diferencia dos lucros contábeis porque ele reconhece tanto o custo de capital de terceiros quanto o custo de capital próprio.

O segundo diferencial está no fato de que no cálculo do EVA<sup>®</sup> considera-se ajustes sobre os números contábeis tradicionais, o que na visão de autores como Machuga, Pfeiffer Jr. e Verma (2002, p. 62) e Keef e Roush (2003, p. 246) é o mais importante diferencial dessa medida.

As subseções seguintes são dedicadas a esses dois fatores diferenciais da medida EVA<sup>®</sup>: custo de capital próprio e ajustes nas demonstrações contábeis.

## **2.2 Custo de capital próprio**

Como já mencionado o EVA<sup>®</sup> diferencia-se das medidas contábeis tradicionais por considerar o custo total de capital, ou seja, o custo de capital de terceiros e o custo de capital próprio.

Os números contábeis tradicionais se atêm aos custos explícitos de capital, isto é, o custo da dívida ou custo de capital de terceiros. Com toda importância dada pelas empresas para a criação de valor para o acionista torna-se de extrema relevância conhecer o custo de capital do acionista ou custo do capital próprio.

Segundo Martins (2000, p. 28), “os únicos fatores que, no longo prazo, podem fazer divergir a mensuração do lucro são: inflação e custo de oportunidade.” O autor comenta a deficiência da contabilidade tradicional em não utilizar esses dois fatores. A inflação será discutida na próxima sessão. Quanto ao custo de oportunidade pode-se dizer que “é a vantagem potencial de que se abre mão quando uma alternativa é escolhida em vez de outra”. (GARRISON; NOREEN, 2000, 39).

Segundo Assaf Neto (2003, p. 165) “um custo de oportunidade retrata quanto uma empresa sacrificou de remuneração por ter tomado a decisão de aplicar seus recursos em determinado investimento alternativo, de risco semelhante”. Nesse contexto, pode-se entender o custo de capital próprio, como o custo de oportunidade do capital do acionista. Araújo, Lima e Assaf Neto (2006, p. 1) o definem como custos implícitos que podem ser entendidos como custos de oportunidade, e representam usos alternativos dos fundos.

Conforme Damodaran (1997, p. 59) o custo de capital próprio “é a taxa de retorno que os investidores exigem para realizar um investimento patrimonial em uma empresa”. Devido ao retorno sobre o investimento na empresa ser incerto, o acionista corre riscos, em função da natureza das operações da empresa e à sua estrutura de capital. (SANVICENTE; MINARDI, 1999, p. 2).

Autores como Assaf Neto (2003) e Sanvicente e Minardi (1999) afirmam que no mercado financeiro existem oportunidades de investimento de risco semelhante, dessa forma, o acionista tem uma expectativa de retorno pelo investimento realizado ao menos igual à oferecida por oportunidades de investimento de risco semelhante. Por esse motivo fala-se em custo de oportunidade do capital. Segundo Sanvicente e Minardi (1999, p. 2), ao se investir em uma empresa, “o acionista está abrindo mão de aplicar seu dinheiro no mercado financeiro, e por isso quer ter no mínimo a expectativa de conseguir esse retorno nas ações da empresa”.

Apesar do amplo reconhecimento de que o custo de capital próprio é uma informação de grande importância, não existe uma maneira de observá-lo diretamente no mercado, causando a necessidade de se adotar algum modelo para estimá-lo. Segundo Assaf Neto (2004, p. 65), a estimação do custo de capital próprio é uma das medidas mais difíceis de se calcular, pois, por representar o custo de oportunidade, não existe “uma maneira explícita de se indagar diretamente ao acionista qual a taxa mínima de remuneração desejada para aplicação de seus fundos na empresa (aquisição de suas ações)”. No entanto, essa taxa de atratividade deve ser estimada de alguma forma.

Neste trabalho, não se tem o objetivo de discutir sobre o conceito de custo de capital próprio, uma vez que o mesmo é bastante difundido no meio acadêmico, porém cabe destacar os modelos mais utilizados para a sua estimação. No estudo realizado por Basso, Alves e Nakamura (2002) constatou-se que, dentre as 72 empresas brasileiras pesquisadas, o *Capital Asset Pricing Model* (CAPM) é o método que os executivos mais dominam, seguido pelo modelo de desconto de dividendos e por último o *Arbitrage Pricing Theory* (APT). Além disso, verificou-se que o CAPM é também o modelo mais utilizado pelas empresas.

Segundo Marcon (2002, p. 34), não existe um consenso no meio acadêmico de qual seria o melhor método, pois todos eles possuem limitações, principalmente ao adaptá-los aos mercados emergentes. Copeland, Koller e Murrin (1995, p. 378) comentam que “o cálculo do custo de capital em qualquer país pode ser um desafio, mas nos mercados emergentes essa dificuldade ainda é maior”.

As pesquisas acadêmicas sobre custo de capital próprio no Brasil dão grande ênfase aos problemas enfrentados na estimação de seu valor. Conforme demonstrado por Sanvicente e Minardi (1999), Assaf Neto (2003) e por Araújo, Lima e Assaf Neto (2006), existem evidências empíricas de que a estimação do custo de capital próprio no Brasil e nos demais países emergentes é prejudicada devido às grandes oscilações das variáveis necessárias para o

uso do modelo do CAPM. A metodologia proposta pelos autores se refere à adoção de variáveis para o CAPM a partir de um país cuja economia é mais forte e estável, como por exemplo, os Estados Unidos, ajustado pelo risco financeiro da empresa em avaliação e por uma medida do risco país. Segundo Assaf Neto (2003, p. 362) “como os países emergentes (América do Sul, Central e parte da Europa e Ásia) apresentam um nível maior de incerteza, é necessário cobrar-se um prêmio pelos investimentos nesses mercados, como forma de remunerar o denominado *risco país*”.

Neste estudo, para o cálculo do custo de capital próprio, foi utilizada a metodologia sugerida por Assaf Neto (2004), cujos fundamentos empíricos também foram testados por Araújo, Lima e Assaf Neto (2006).

Sanvicente e Minardi (1999) desenvolvem um modelo alternativo para apuração do custo do capital próprio por meio do modelo de desconto de dividendos. No entanto, Ross, Westerfield e Jaffe (1995), criticam o modelo de desconto de dividendos afirmando que é uma opção menos válida, em termos teóricos, que o CAPM, bem como de aplicação mais difícil na prática. Damodaran (2004, p. 158) afirma que o uso criterioso do CAPM “ainda é a forma mais efetiva de lidar com o risco nas finanças corporativas modernas”.

Portanto, para estimar o custo de capital próprio o modelo amplamente adotado pela Teoria de Finanças é o Modelo de Precificação de Ativos (CAPM) desenvolvido basicamente por Sharpe (1964) e Lintner (1965). De acordo com Damodaran (1997, p. 27), o CAPM é construído sobre a premissa de que a variância de retornos é a medida de risco apropriada, mas apenas aquela porção de variação que é não-diversificável é recompensada. Apesar de receber várias críticas ao seu uso, conforme relatado por Damodaran (1997; 2004) e por Ross, Westerfield e Jaffe (1995), seu uso tem sido intensivo tanto pela sua atratividade intuitiva quanto pela sua simplicidade.

A aplicação do CAPM no Brasil exige algumas adaptações que se devem basicamente à grande volatilidade dos indicadores de mercado no Brasil, que impede uma estimação mais confiável das tendências futuras. Com intuito de suprir esta elevada volatilidade, Assaf Neto (2004, p. 79) estima o custo de capital próprio por *benchmark*, ou seja, estima-se o custo do capital por meio de indicadores de mercado verificados na economia dos Estados Unidos, considerada mais estável e admitida como a de mais baixo risco, acrescido de uma medida do risco-país. No Brasil, para a aplicação do CAPM, conforme Araújo, Lima e Assaf Neto (2006), há uma tendência de se utilizar os índices do mercado norte-americano, por se tratar de uma economia forte, fornecendo assim índices mais adequados para se estabelecer a taxa de juros livre de risco, a carteira de mercado, e consequentemente o coeficiente beta.

Segundo a metodologia de Assaf Neto (2004), utiliza-se a equação normal do CAPM com as variáveis da economia de referência, que no caso, é dos Estados Unidos:

(Equação 4)	$K_e = [R_F + \beta(R_M - R_F)]$
-------------	----------------------------------

onde:

$K_e$  = Estimativa do custo de capital próprio.

$R_F$  = Taxa livre de risco da economia dos Estados Unidos.

$\beta$  = Coeficiente de risco setorial das empresas americanas (beta não alavancado).

$R_M$  = Taxa de retorno de mercado dos Estados Unidos (*Standard & Poor's 500* – S&P500).

Segundo Hendricksen e Van Breda (1999, p. 125), o coeficiente beta é “uma medida da sensibilidade dos retornos de um título ou de uma carteira à variabilidade dos retornos da carteira de mercado”, na expressão do CAPM, relatada anteriormente, ele representa o risco do negócio do setor em avaliação. “O beta de uma ação descreve o seu risco em relação ao mercado como um todo, indicando se o papel apresenta um risco maior ( $\beta > 1,0$ ), menor

(beta<1,0), ou igual (beta=1,0) ao risco sistemático da carteira de mercado.” (ASSAF NETO, 2004, p. 87).

A partir dessa formulação, são realizados ajustes visando permitir uma melhor estimativa do custo de capital próprio em países emergentes como o Brasil. O primeiro ajuste se refere ao coeficiente beta ( $\beta$ ) no qual é necessário acrescentar o risco financeiro da empresa em avaliação, para isso utiliza-se o quociente de endividamento (P/PL). Para se determinar o beta a ser utilizado na equação do CAPM foi aplicado o mesmo procedimento de Assaf Neto (2004, p. 87), sendo:

- Identificação do setor de atividade que a empresa atua.
- Levantamento do beta não alavancado médio dos setores de atividade das empresas do país de referência por consulta à base de dados disponível em [www.damodaran.com](http://www.damodaran.com) (Damodaran On-Line).
- Cálculo do índice médio de endividamento do setor empresarial brasileiro para o qual se deseja apurar o custo de capital.

Com base nesses parâmetros o beta alavancado é calculado pela seguinte equação:

(Equação 5)

$$\beta_L = \beta_U \times [1 + (P/PL) \times (1 - IR)]$$

onde:

$\beta_L$  = beta alavancado, que inclui o risco do negócio e o risco financeiro, determinado pelo nível de endividamento (P/PL).

$\beta_U$  = beta não alavancado, ou seja, representa apenas o risco do negócio, sem considerar o risco pelo endividamento da empresa. É representado nesta equação pelo beta médio setorial não alavancado das empresas americanas.

P/PL = índice de endividamento representado pela razão passivo oneroso/patrimônio líquido médio.



IR = alíquota de imposto de renda aplicada às empresas brasileiras.

Com relação ao levantamento do beta não alavancado médio das empresas brasileiras, foi realizada conciliação entre a classificação expandida dos setores da Economática® (313 setores) e os norte-americanos; salienta-se que Assaf Neto (2004) utilizou apenas a classificação básica de setores da Economática® (16 setores).

Quanto à utilização do beta setorial, Ross, Westerfield e Jaffe (1995) argumentam que uma estimativa melhor do beta é obtida quando o cálculo envolve todo o setor em que a empresa atua. Um beta setorial é mais preciso, porque o erro na estimativa de uma carteira de títulos é menor que na estimativa do beta de uma única ação.

O segundo ajuste que deve ser realizado na equação do CAPM é a soma de uma medida representativa do risco-país ( $\alpha_{BR}$ ) ao prêmio pelo risco de mercado ( $R_M - R_F$ ). De acordo com a discussão de Assaf Neto (2004), o risco-país procura retratar o risco da economia de um país, sendo geralmente apurado pelo excesso de remuneração que os títulos públicos de um país pagam em relação a títulos similares emitidos pelos Estados Unidos (*Treasury Bonds*). Assim a formulação do  $K_e$  conforme Assaf Neto (2004, p. 82) ficaria expressa da seguinte forma:

(Equação 6)	$K_e = R_F + \beta_L \times [(R_M - R_F) + \alpha_{BR}]$
-------------	--

onde:

$K_e$  = Estimativa do custo de capital próprio.

$R_F$  = Taxa livre de risco da economia dos Estados Unidos.

$\beta_L$  = beta alavancado, que inclui o risco do negócio e o risco financeiro.

$R_M$  = Taxa de retorno de mercado dos Estados Unidos (S&P500).

$\alpha_{BR}$  = Risco-país é a diferença entre o *C-Bonds* e o *T-Bonds*, ou seja, a remuneração adicional paga pelo título brasileiro (*C-Bonds*) em relação ao título do Tesouro Americano (*T-Bonds*) em função do maior risco de inadimplência (*default*).

Porém, como exposto por Assaf Neto (2004, p. 83), é reconhecido que um título de renda variável (ação) apresenta risco superior ao de um título de renda fixa. No modelo básico descrito, o *spread* do risco-país foi determinado a partir de títulos de renda fixa (*T-Bonds* e *C-Bonds*). Para ajustar o prêmio pelo risco-país à volatilidade do mercado acionário, Damodaran (2004, p. 176) sugere a utilização da medida relativa de risco, definida como a razão entre o desvio-padrão dos retornos do mercado de ações ( $SD_{Ibovespa}$ ), e a mesma medida de dispersão calculada para os títulos públicos de longo prazo ( $SD_{C-Bond}$ ). A volatilidade relativa é então multiplicada pelo risco-país para apurar seu valor ajustado. Dessa forma, o cálculo do custo de capital próprio no Brasil pode ser expresso pela seguinte equação:

(Equação 7)	$K_e = R_F + \beta_L \times \left[ (R_M - R_F) + \left( \alpha_{BR} \times \frac{SD_{Ibovespa}}{SD_{C-Bond}} \right) \right]$
-------------	---

onde:

$SD_{Ibovespa}$  = Desvio-padrão do índice representativo do mercado de capitais no Brasil (Ibovespa).

$SD_{C-Bond}$  = Desvio-padrão dos retornos dos títulos públicos (títulos de renda fixa) do Brasil (C-Bond).

E as demais variáveis são as mesmas já definidas anteriormente.

Neste trabalho, para o cálculo do custo do capital próprio, projetou-se o risco país e a volatilidade adicional do mercado brasileiro considerando o comportamento de séries

históricas no período de 1995 a 2002 e uma perpetuidade a partir de 2003, conforme indicadores relatados em Assaf Neto (2004).

### **2.3 Ajustes nas demonstrações contábeis**

Para a avaliação de empresas, o principal instrumento de obtenção de informações são os Demonstrativos Contábeis, os quais, para as empresas de capital aberto, são de publicação obrigatória a cada final de exercício por determinação da Comissão de Valores Mobiliários (CVM). As demonstrações contábeis de publicação obrigatória no Brasil são o Balanço Patrimonial (BP), a Demonstração do Resultado do Exercício (DRE), a Demonstração das Origens e Aplicações de Recursos (DOAR) e a Demonstração das Mutações do Patrimônio Líquido (DMPL).

De acordo com Assaf Neto (2004, p. 116), para a avaliação de empresas, a grande preocupação é se os demonstrativos contábeis realmente representam o justo valor das empresas, uma vez que essas demonstrações são elaboradas à luz dos princípios contábeis geralmente aceitos. Sabe-se que a elaboração dos demonstrativos contábeis é realizada sob a mão de diversos fatores que influenciam em seu resultado, que se apresentam tanto no ambiente interno quanto externo das empresas. Por esse motivo, existe um questionamento sobre os padrões contábeis principalmente pela ausência da adaptação dos procedimentos tradicionais de registro à nova realidade enfrentada pelas organizações.

Dessa forma os ajustes nas demonstrações contábeis visam uma melhor adequação das informações financeiras para a nova realidade dos negócios, eliminando certos problemas dos princípios contábeis e permitindo a construção de medidas mais precisas com relação à real situação econômica e financeira das organizações.

Para o cálculo do EVA<sup>®</sup>, medida de valor a ser utilizada neste trabalho, como mencionado, são necessários alguns ajustes nas demonstrações contábeis. Conforme Young (1999), o grande diferencial do EVA<sup>®</sup> em relação às medidas contábeis tradicionais é o fato de ele considerar ajustes sobre os números baseados nos princípios contábeis geralmente aceitos, tal opinião é compartilhada por Machuga, Pfeiffer Jr. e Verma (2002, p. 62). Young (1999) faz uma análise de alguns dos mais de 150 possíveis ajustes do EVA<sup>®</sup>.

Young (1999, p. 8) afirma que os ajustes nas demonstrações contábeis são necessários para atingir maiores correlações entre as medidas de curto prazo, nesse caso o EVA<sup>®</sup>, e o preço das ações. Apesar da grande quantidade de ajustes possíveis, esse autor afirma que os consultores normalmente aconselham as empresas fazerem seis ajustes contábeis, os mais relevantes, pois os administradores apresentam-se cautelosos ao divergirem dos princípios contábeis geralmente aceitos e, por meio de simuladores, verificarem que muitos desses ajustes têm pouco ou nenhum impacto significativo no lucro. Esse entendimento é semelhante ao de Keef e Roush (2003, p. 46), os quais afirmam que, apesar da existência de por volta de 164 possíveis ajustes para os números contábeis, poucos são realmente necessários na prática.

Neste trabalho, são considerados os principais ajustes apontados por Assaf Neto (2004) e também utilizados na apuração do EVA<sup>®</sup>, sendo eles os seguintes:

- Balanço Patrimonial
  - Resultados de Exercícios Futuros
  - Participação de Acionistas Minoritários
- Demonstração de Resultado do Exercício
  - Resultado Não Operacional
  - Inflação

O grupo Resultados de Exercícios Futuros (REF) figura no Balanço Patrimonial entre o Passivo e o Patrimônio Líquido e; segundo Iudícibus, Martins e Gelbcke (2000, p. 250), é

composto de receitas já recebidas pela empresa, líquidas dos custos e despesas a elas correspondentes, que efetivamente devem ser reconhecidas em resultados em anos futuros, sobre as quais não recaia a obrigação de entregar bens ou serviços, onde essas receitas não são passíveis de devolução. Em suas análises Assaf Neto (2004) considera os Resultados de Exercícios Futuros como parte do Patrimônio Líquido, ou seja, adicionando-os a esse último grupo, tal procedimento é correto conforme Iudícibus (1997, p. 292) que afirma que de forma alguma o REF deverá ser considerado como exigibilidade, mas sim como Patrimônio Líquido para efeitos de quocientes de estrutura de capital.

A Participação de Acionistas Minoritários, conforme Iudícibus, Martins e Gelbcke (2000, p. 422), é a parcela de participação no patrimônio líquido e no lucro líquido atribuível a terceiros, figurando como uma espécie de parcela complementar de remuneração. Segundo Salvi (2007, p. 30), o débito dessas participações diretamente dos Lucros e Prejuízos Acumulados, por se tratarem de uma complementação salarial apurada com base no lucro, é uma prática realizada em muitos países. Dessa forma, neste trabalho, a Participação de Acionistas Minoritários foi removida do Passivo Exigível e adicionada ao Patrimônio Líquido conforme metodologia adotada por Assaf Neto (2004).

O grupo Resultados Não Operacionais fica limitado a um número pequeno de operações devido ao extenso conteúdo dos Resultados Operacionais contido na Lei das Sociedades por Ações e complementado pela legislação do imposto de renda (IUDÍCIBUS; MARTINS; GELBCKE, 2000, p. 315). Segundo Assaf Neto (2004, p. 125) em função da grande dificuldade de encontrar um autêntico Resultado Não Operacional e da tendência mundial de se evitar a classificação entre operacional e não operacional do resultado, para fins de avaliação, efetuar a inclusão desse grupo no cálculo do Resultado Operacional das empresas é a opção mais adequada.

Quanto à questão da inflação, a Contabilidade, em essência, está firmada na suposição de preços constantes ao longo do tempo; com essa hipótese, torna-se válida a utilização de valores históricos nas demonstrações contábeis, porém, mesmo em ambientes de baixa inflação, no longo prazo esse fator distorce as informações constantes nesses demonstrativos (ASSAF NETO, 2004, p. 123). Martins (2000, p. 28) considera a inflação como um dos fatores que no longo prazo fazem divergir a mensuração do lucro das empresas.

Martins (2000, p. 28) e Assaf Neto (2004, p. 123) afirmam a existência de metodologias complexas e simplificadas para suprir essa deficiência da Contabilidade em relação à inflação, citando em especial, a sistemática de correção monetária integral e o modelo proposto pela lei das sociedades por ações brasileiras de correção monetária, conhecido por “modelo societário”.

Segundo Assaf Neto (2004, p. 123) no modelo societário apura-se a correção monetária do Ativo Permanente (AP) e do Patrimônio Líquido (PL) em cada exercício social, posteriormente registra-se na apuração do lucro uma despesa, caso haja saldo devedor ( $AP < PL$ ), ou uma receita, no caso de saldo credor ( $AP > PL$ ).

## **2.4 Estudos empíricos**

Várias pesquisas (CHEN; DODD (1997), BIDDLE; BOWEN; WALLACE (1997), KLEIMAN (1999), TURVEY et al. (2000), FELTHAM et al. (2004) etc.) têm sido realizadas para verificar empiricamente a relação entre o EVA<sup>®</sup> e o retorno das ações. Os resultados dessas pesquisas alternam-se em favoráveis e desfavoráveis ao EVA<sup>®</sup>.

A seguir serão relacionados os estudos nessa linha considerados como mais relevantes durante a pesquisa. Eles estão segregados de acordo com o resultado obtido na relação do EVA<sup>®</sup> com o retorno de ações. Por fim, será exposta a pesquisa de Machuga, Pfeiffer Jr. e

Verma (2002), que dá um enfoque diferente sobre a utilidade da medida de desempenho EVA<sup>®</sup>.

#### **2.4.1 Estudos que apresentam resultados favoráveis ao EVA<sup>®</sup> na relação com o retorno das ações**

Lehn e Makhija (1996, p. 36), motivados pelas afirmações da superioridade do EVA<sup>®</sup> e MVA como medidas de desempenho, verificaram como essas medidas se relacionam com o desempenho de ações. Esses autores coletaram dados de EVA<sup>®</sup> e MVA, publicados pela Stern Stewart & Company em várias fontes, para 241 grandes empresas dos EUA de quatro anos (1987, 1988, 1992 e 1993).

Para cada empresa, Lehn e Makhija (1996, p. 36) calcularam seis medidas de desempenho para cada um dos quatro anos: três medidas contábeis de retorno, sendo o Retorno sobre os Ativos (ROA), o Retorno sobre o Patrimônio Líquido (ROE) e o Retorno sobre Vendas (ROS), retorno das ações, EVA<sup>®</sup> e MVA (ambos expressos como retorno sobre valor de patrimônio). Eles encontraram que todas essas medidas são positivamente correlacionadas com os retornos das ações. Também encontraram que a correlação do EVA<sup>®</sup> com os retornos das ações, apesar de por pequena diferença, é maior do que a de qualquer outra das cinco medidas. Isso fornece ao EVA<sup>®</sup> uma “pequena vantagem como medida de desempenho” (LEHN; MAKHIJA, 1996, p. 36).

Chen e Dodd (1997, p. 320) afirmam que medidas contábeis como o lucro por ação e o retorno sobre patrimônio líquido, apesar de estarem entre as mais comumente usadas, são muito criticadas por não considerarem o custo total de capital. O EVA<sup>®</sup> resolve esse problema já que ele permite aos investidores avaliar se o retorno que estão tendo sobre o capital investido excede o seu custo, dessa forma, o EVA<sup>®</sup> mede a criação de valor.

Chen e Dodd (1997, p. 320) relatam que como a principal preocupação dos investidores é o valor, seus proponentes afirmam que o EVA<sup>®</sup> é a única medida de desempenho que está diretamente ligada ao valor intrínseco das ações.

Como tem sido afirmado que o preço das ações e o EVA<sup>®</sup> mostram uma notável tendência de se moverem juntos, Chen e Dodd (1997) resolveram testar empiricamente essa proposição por meio da seguinte questão: “Q1: A correlação entre o retorno das ações e o EVA<sup>®</sup> de uma empresa é tão perfeita quanto afirmado pelos defensores do EVA<sup>®</sup>?” (CHEN; DODD, p. 321).

Em segundo lugar por considerar que, apesar de todos os seus ajustes, o EVA<sup>®</sup> ainda é fortemente relacionado aos lucros contábeis, esses autores formularam sua segunda questão: “Q2: Como o EVA<sup>®</sup> se compara aos lucros contábeis em termos de associação com o retorno das ações?” (CHEN; DODD, p. 321).

E para avaliar a real utilidade do EVA<sup>®</sup> formularam a terceira questão: “Q3: O EVA<sup>®</sup> fornece mais informação que o lucro residual para explicar a variação do retorno das ações?” (CHEN; DODD, p. 322).

Chen e Dodd (1997, p. 322) utilizaram o banco de dados da Stern Stewart 1000<sup>1</sup> para coletar empresas que tinham informações no período de 1983-1992 e cruzaram com dados financeiros da Compustat, formando sua amostra final de 566 empresas.

Para verificar suas questões, estabeleceram modelos de regressão utilizando como variável dependente o retorno para o acionista (obtido pela banco de dados da Stern Stewart 1000). Fizeram três tipos de regressão: 1) regressão relacionada ao EVA<sup>®</sup> – utilizaram como variáveis independentes, quatro ligadas ao EVA<sup>®</sup> obtidas da base da Stern Stewart 1000; 2) regressão ligada ao lucro contábil – utilizaram como variáveis independentes três medidas

---

<sup>1</sup> Esse banco possui dados anuais de EVA<sup>®</sup>, MVA e várias outras medidas contábeis para 1.000 (mil) grandes empresas não financeiras dos EUA.



ligadas ao lucro contábil tradicional; e 3) regressão ligada ao lucro residual – utilizaram como variáveis independentes as mesmas do EVA<sup>®</sup>, porém agora desconsiderando os ajustes contábeis propostos pela Stern Stewart (CHEN; DODD, p. 324).

Como resultados, Chen e Dodd (1997, p. 325) encontraram que nenhuma das variáveis EVA<sup>®</sup> explica a variação dos retornos das ações em mais de 26% e, no conjunto, explicam as variações em 41,5% deixando uma grande margem de variações não explicadas pelo EVA<sup>®</sup>. Porém, comparando com os resultados obtidos com as medidas contábeis tradicionais, concluíram que o EVA<sup>®</sup> fornece mais informação em termos da força de sua associação com o retorno das ações (CHEN; DODD, p. 328). Porém esses autores verificaram que as medidas contábeis tradicionais ainda fornecem informações úteis e, por isso, deveriam continuar sendo monitoradas. Os resultados das medidas de lucro residual são muito parecidos com os do EVA<sup>®</sup>, que apesar de ter superioridade no teste *F*, essa não aparentou ser significativamente suficiente para que a empresa tenha de realizar os ajustes contábeis do EVA<sup>®</sup>, já que esses são a única diferença em relação ao lucro residual.

Kleiman (1999, p. 81) também motivado pelas afirmações da superioridade do EVA<sup>®</sup>, procurou verificar se as empresas que adotaram o EVA<sup>®</sup> adicionaram mais valor para seus acionistas que seus outros competidores. Para isso Kleiman (1999, p.81) verificou a adoção do EVA<sup>®</sup> pelas empresas por meio de eventos publicados pela imprensa financeira, seguido por confirmação direta com a empresa, esse processo resultou em uma amostra de 71 empresas adotando o EVA<sup>®</sup> durante o período de 1987-1996.

Considerando o ano da adoção como o período zero, Kleiman (1999, p. 84) comparou o retorno de mercado das ações das empresas que adotaram o EVA<sup>®</sup> e seus pares, para o períodos de tempo de 3 anos antes e 3 anos depois da adoção. No período de tempo antes da implantação do EVA<sup>®</sup> não houve fortes diferenças de resultado entre as empresas que adotaram o EVA<sup>®</sup> e seus competidores, porém nos três anos seguintes a adoção, suas

evidências confirmam que as empresas que adotaram o EVA<sup>®</sup> superaram tanto seus competidores próximos quanto à média de competidores por uma margem considerável.

Kleiman (1999, p. 86) concluiu que seus resultados constituem forte evidência que o desempenho de mercado das ações das empresas que adotam o EVA<sup>®</sup> é significativamente melhor que seus competidores.

Feltham et al. (2004, p.85) replicaram o trabalho de Biddle, Bowen e Wallace (1997), descrito posteriormente, de três formas diferentes. Primeiro eles repetiram o processo de coleta de dados de Biddle, Bowen e Wallace (1997), no mesmo período de 1983-1994, porém devido à perda de dados da Stern e Stewart, Compustat e *Center for Research in Security Prices* (CRSP) e eliminação de *outliers*, sua amostra final ficou com 4.086 observações de 694 empresas. Encontraram que o EVA<sup>®</sup>, com poder de explicação de 6,29%, supera as outras medidas (lucro residual (6,20%), lucros (3,32%) e fluxo de caixa operacional (2,91%)) na explicação do retorno das ações.

Em sua segunda replicação Feltham et al. (2004, p. 86) utilizam dados da Stern Stewart & Co. *Performance 1000* de 1995-1999. Coletaram uma amostra de 2.608 observações. Os resultados dessa regressão mostraram que o lucro residual, explicando o retorno de ações em 4,53%, foi superior ao EVA<sup>®</sup> (3,62%), aos lucros (2,75%) e ao fluxo de caixa das operações (2,04%).

Para sua terceira replicação, Feltham et al. (2004, p. 87) trabalharam uma amostra do mercado canadense, utilizaram o Stern Stewart & Co. *Canadian Performance 300* do ano de 2000, aumentaram com dados da Compustat e usaram o retorno de mercado obtido da *Canadian Financial Market Research Center* (CFMRC). Sua amostra final utilizando o período de 1991-1998 teve somente 386 observações. Concluíram que o EVA<sup>®</sup> possui maior poder explicativo (10,72%) para o retorno das ações canadenses, que as demais medidas testadas, sendo lucro residual (3,19%), lucros (1,04%) e fluxo de caixa operacional (0,07%).

Os autores chamam atenção ao fato de que, pela amostra ser pequena os resultados devem ser vistos como indicativos ao invés de conclusivos.

Silveira, Okimura e Souza (2004) também replicaram a metodologia proposta no trabalho de Biddle, Bowen e Wallace (1997) para o mercado brasileiro, porém esses autores chamaram de EVA<sup>®</sup> o lucro residual proposto por Biddle, Bowen e Wallace (1997), isto é, não consideraram os ajustes propostos pela Stern Stewart para apuração dessa medida. Sua amostra é composta por todas as companhias abertas não financeiras negociadas na Bolsa de Valores de São Paulo que apresentaram liquidez significativa (acima de 1% de acordo com a Economatica<sup>®</sup>) em relação ao período de 30 de abril de 1996 e 30 de abril de 2003.

Silveira, Okimura e Souza (2004) encontraram que o EVA<sup>®</sup> superou o fluxo de caixa operacional na explicação dos retornos das ações e, o lucro líquido, pelos seus resultados, foi considerado como a medida que menos explicava o retorno das ações no Brasil.

Ferguson, Rentzler e Yu (2005) utilizaram a metodologia “estudo de evento” para investigar se o fraco desempenho de ações (fraca lucratividade) faz com que as empresas adotem o sistema EVA<sup>®</sup> da Stern Stewart e se sua adoção leva ao melhor desempenho de ações (maior lucratividade).

Seu estudo examinou 65 empresas que se tornaram clientes da Stern Stewart de julho de 1983 a março de 1998. O dia de adesão ao EVA<sup>®</sup> (Stern Stewart) foi considerado como o dia do evento para a aplicação da metodologia estudo de evento.

Esses autores verificaram que não há evidências suficientes para concluir que o fraco desempenho das ações leva empresas a adotar o EVA<sup>®</sup> ou que adotar o EVA<sup>®</sup> melhora o desempenho das ações, entretanto, encontraram que as empresas adotantes do EVA<sup>®</sup> parecem ter lucratividade média relativa acima dos seus pares tanto antes quanto depois da adoção do EVA<sup>®</sup>; além disso, verificaram a existência de alguma evidência que as empresas que

adotaram o EVA<sup>®</sup> tiveram um aumento de lucratividade em comparação aos seus pares após a adoção.

#### **2.4.2 Estudos que apresentam resultados desfavoráveis ao EVA<sup>®</sup> na relação com o retorno das ações**

Biddle, Bowen e Wallace (1997, p. 303), motivados pelas afirmações de que o EVA<sup>®</sup> é uma medida superior para explicar o retorno das ações, realizaram um estudo na expectativa de verificar de forma empírica se há evidências de que as realizações de EVA<sup>®</sup> e lucro residual são mais fortemente relacionadas aos retornos das ações do que as medidas contábeis tradicionais como lucros e fluxos de caixa operacionais.

Secundariamente, Biddle, Bowen e Wallace (1997, p. 304) examinaram se os componentes únicos do EVA<sup>®</sup> e do lucro residual ajudam a explicar os retornos das ações além do que é explicado pelo lucro e fluxo de caixa operacional.

Esses autores utilizaram o banco de dados da Stern Stewart & Company, o qual contém informações de 1000 empresas, no período entre junho de 1983 e maio de 1994. Seus dados financeiros foram coletados pela Compustat ou pelo CRSP, devido à ausência de informações nessas bases de algumas empresas, e a exclusão de *outliers*; sua amostra final conteve 6.174 observações de 773 empresas (BIDDLE; BOWEN; WALLACE, 1997, p. 311).

Biddle, Bowen e Wallace (1997, p. 312) desenvolveram regressões onde o retorno de mercado das ações foi utilizado como variável dependente. Para realizar o teste de conteúdo de informação relativa foram utilizadas como variáveis independentes as medidas de desempenho fluxo de caixa operacional, lucro antes de itens extraordinários, lucro residual e EVA<sup>®</sup>. Para realizar o teste de conteúdo de informação incremental foram utilizadas como variáveis independentes cinco componentes do EVA<sup>®</sup> (fluxo de caixa operacional, *accruals*

operacionais, despesa de juros depois de impostos, custo de capital, ajustes contábeis da Stern Stewart).

Nas suas análises, Biddle, Bowen e Wallace (1997, p. 316) utilizaram o coeficiente de determinação ( $R^2$ ), das suas quatro regressões separadas, para avaliar o conteúdo de informação relativa das medidas de desempenho. Verificaram que o poder explicativo dos lucros (9%) foi superior ao do lucro residual (6,2%) e esse foi superior ao do EVA<sup>®</sup> (5,1%) que, por sua vez, superou o fluxo de caixa operacional (2,4%). Assim, pelos seus resultados os lucros explicam melhor o retorno das ações do que as outras medidas testadas, inclusive o EVA<sup>®</sup>.

Biddle, Bowen e Wallace (1997, p. 320) encontraram como resultado de seu teste de conteúdo de informação incremental que os componentes do EVA<sup>®</sup> oferecem alguma informação além daquela contida nos componentes de lucro, porém sua contribuição não é suficiente para afirmar que o EVA<sup>®</sup> fornece um conteúdo de informação relativa maior que os lucros para explicar o retorno das ações.

Kramer e Pushner (1997, p. 41) interessados na afirmação da Stern Stewart & Company de que o mais importante é utilizar EVA<sup>®</sup> como indicador do MVA, realizaram um estudo em que procuraram testar empiricamente a força do relacionamento do valor econômico agregado (EVA<sup>®</sup>) e o valor agregado pelo mercado (MVA).

Em sua pesquisa, Kramer e Pushner (1997, p. 43) trabalharam uma amostra formada por empresas componentes da base de dados da Stern Stewart 1000, no período de 1982-1992. Esses autores utilizaram um modelo de regressão simples, em que a variável dependente foi o MVA e a independente o EVA<sup>®</sup>, obtiveram resultados significantes, porém verificaram que grande parte da variação do MVA não era explicada pelo EVA<sup>®</sup>. Fizeram uma segunda regressão comparando o MVA com os lucros operacionais depois de impostos (NOPAT), onde o MVA era a variável dependente e o NOPAT a variável independente.

Nos seus resultados, Kramer e Pushner (1997, p. 44) reportam que, apesar de tanto o EVA<sup>®</sup> quanto o NOPAT serem fortemente relacionados com o MVA, o NOPAT, em todos os resultados das regressões, explica melhor as variações totais do MVA que o EVA<sup>®</sup>. Como a diferença entre o EVA<sup>®</sup> e o NOPAT é apenas o custo de capital, esses autores atribuem esses resultados a possíveis erros de estimação do custo de capital pela Stern Stewart.

Turvey et al. (2000, p. 400) tiveram como objetivo investigar o relacionamento entre o EVA<sup>®</sup> e a avaliação do preço das ações para 17 empresas de processamento de alimentos publicamente negociadas no Canadá.

Na formação de sua amostra, Turvey et al. (2000, p. 406) selecionaram 17 empresas de *agribusiness* publicamente negociadas, listadas em várias bolsas de valores do Canadá. Os autores calcularam para cada empresa o EVA<sup>®</sup> de 1996, utilizando o relatório anual de 1996 de cada empresa, e tais valores foram divididos pelo número de ações negociadas das empresas (EVA<sup>®</sup> por ação). Para verificar a viabilidade ou superioridade do EVA<sup>®</sup> coletaram dados de outras medidas, ROA, ROE e ROS (*return on sales* ou retorno sobre vendas). Foram coletados dados de 1994-1996. As empresas foram classificadas (*ranking*) de 1 a 17, um EVA<sup>®</sup> consistente deveria ser fortemente correlacionado com as medidas de lucratividade, bem como, com o ROS.

Com interesse de verificar se o EVA<sup>®</sup> leva a melhora do valor das ações, e se aumentos no valor das ações são mais altamente correlacionados com o EVA<sup>®</sup> que outras medidas financeiras, Turvey et al. (2000, p. 406) também coletaram dados diários dos preços das ações de setembro de 1994 até setembro de 1998, obtidos do *Market Eatch Canada*. Com esses preços calcularam a mudança diária (% de retorno) das ações e a média diária foi anualizada.

Turvey et al. (2000, p. 411) não encontraram uma resposta definitiva para dizer que o EVA<sup>®</sup> é uma medida superior, nem que empresas com altos EVA<sup>®</sup> levaram a altos ROA,

ROE ou ROS. Turvey et al. (2000, p. 413) também não confirmaram a hipótese de que altos valores de EVA<sup>®</sup> levam a altos retornos de ações, ou seja, nenhuma das suas regressões mostrou uma relação, estatisticamente significativa, entre o EVA<sup>®</sup> por ação e o desempenho de mercado das ações.

Farsio, Degel e Degner (2000, p. 116) quiseram verificar se o relacionamento entre o EVA<sup>®</sup> e o retorno das ações realmente existe. Para isso, coletaram dados de EVA<sup>®</sup> da Stern Stewart & Company e da revista *Fortune*. Obtiveram a maioria dos seus dados de retornos totais por pesquisa à *Bloomberg* e 5% deles via consulta ao *YAHOO finance*. Sua metodologia consistiu em testar empresas encontradas em índices de ações bem conhecidos, tais como, *Standard & Poor's 500* (S&P 500) e o *Dow Jones Industrial Average* (DJIA). Assim, utilizaram amostras diferentes em seu trabalho.

Para testar o relacionamento entre as variáveis, Farsio, Degel e Degner (2000, p. 116) empregaram análises de regressões, nas quais o retorno total foi definido como a variável dependente. Sua amostra 1 foi composta de 367 empresas do S&P 500 e sua amostra 2 consistiu de 30 companhias do DJIA, para ambas foram coletados dados de EVA<sup>®</sup> do ano de 1998 e retornos totais de 1998 e 1999. Sua amostra 3 consistiu de 55 empresas do S&P 500 escolhidas aleatoriamente, para essa foram coletados dados anuais de EVA<sup>®</sup> e retorno total, no período de 1994 até 1998.

Afirmam que sua intenção original foi verificar a correlação entre o EVA<sup>®</sup> e o retorno das ações. Argumentam que, pela teoria, um crescente EVA<sup>®</sup> resultaria em maiores retornos totais para o período seguinte. Dessa forma, usando os dados da amostra 1 e, posteriormente, da amostra 2, regrediram os dados de retorno total de 1999 contra o EVA<sup>®</sup> de 1998, essas regressões resultaram em um coeficiente de inclinação negativo. Com esses testes, Farsio, Degel e Degner (2000, p. 117), concluíram que um crescente EVA<sup>®</sup> não resulta em um mais alto retorno total para o ano subsequente. Pela hipótese do mercado eficiente se existe um

relacionamento positivo entre o EVA<sup>®</sup> e o retorno total, ele seria evidenciado no mesmo ano de publicação do EVA<sup>®</sup>.

Assim, realizaram uma regressão, com os dados da amostra 1, entre o EVA<sup>®</sup> e o retorno total de 1998, o resultado sugeriu um fraco relacionamento positivo entre as variáveis. Efetuaram uma outra análise com a utilização de uma variável *dummy* para as companhias da nova economia. Com os dados das amostras 1 e 2, encontraram que, em 1998, as ações das empresas da nova economia, tiveram retornos 41% maiores que o restante das companhias, tal fato indicou que as ações da nova economia influenciam o modelo, porém a relação entre o EVA<sup>®</sup> e o retorno de ações ainda é fraca. Ainda verificaram que um modelo de regressão que utilizou o lucro por ação e o EVA<sup>®</sup> explicou o retorno das ações em 99% enquanto um modelo somente com o EVA<sup>®</sup> como variável independente resultou em apenas 7% de explicação do retorno.

Utilizando os dados da amostra 3, Farsio, Degel e Degner (2000, p. 117) testaram o relacionamento entre o EVA<sup>®</sup> e o retorno total para cada ano. Não encontraram resultados que comprovassem a existência de relacionamento entre o EVA<sup>®</sup> e o retorno total no curto prazo. Afirmam que tal fato deve-se à mudança de comportamento dos investidores que passaram a suportar níveis mais elevados de risco, o que pode ser verificado pelas demandas das ações da nova economia.

Farsio, Degel e Degner (2000, p. 118) concluíram por fim que o EVA<sup>®</sup> não é um bom indicador do desempenho das ações, sendo que pode ser a medida mais pobre das disponíveis para essa finalidade, explicando somente uma fração da variabilidade no retorno das ações.

Um enfoque interessante, dado por Griffit (2004), foi o de verificar se a adoção de um sistema de recompensa direcionado pelo valor econômico agregado (EVA<sup>®</sup>) tem impacto no desempenho da organização. O estudo de Griffith (2004) pesquisou se as companhias que implantaram um sistema de recompensa direcionado pelo EVA<sup>®</sup> (*SSC compensation*) tiveram



desempenho superior ao mercado e se o desempenho do EVA<sup>®</sup> é um previsor válido de desempenho de ações. Ele elaborou duas amostras para verificar seu problema.

Sua primeira amostra foi composta por clientes da Stern Stewart & Company, negociados publicamente que implantaram o sistema de incentivo EVA<sup>®</sup> (*SSC compensation*). A amostra total de 63 empresas incluiu todas as empresas com retornos disponíveis no CRSP. Retornos anormais médios cumulativos foram calculados para vários períodos começando da adoção do EVA<sup>®</sup> pela empresa até cinco anos depois disso. Todos os retornos foram até 2003. A amostra foi separada entre empresas que adotaram o sistema de incentivo do EVA<sup>®</sup> completo, incluindo *uncapped bonuses* e bônus bancários para prêmios extraordinários (30 empresas) e aquelas que usaram o EVA<sup>®</sup> simplesmente para determinar prêmios de incentivo (33 empresas).

Sua segunda amostra também foi composta por clientes da Stern Stewart & Company. Consistiu de 2.561 das 3.000 empresas que comporam o *Russell Index* para o ano de 2002. Seu estudo excluiu 439 empresas porque não tinham dados de retorno disponíveis no CRSP ou porque estão no negócio de imóveis (excluído pela Stern Stewart & Company). As subamostras foram baseadas no desempenho positivo ou negativo do EVA<sup>®</sup> e MVA para o ano de 2002 e mudança positiva ou negativa no EVA<sup>®</sup> e MVA no decorrer dos três anos anteriores. Retornos anormais foram de 2002 até 2003.

Griffith (2004) verificou que as empresas de sua amostra antes de adotar o EVA<sup>®</sup> como medida de desempenho tiveram um desempenho abaixo tanto de seus pares quanto do mercado. Depois da implementação do sistema de compensação do EVA<sup>®</sup>, as companhias continuaram a ter desempenho significativamente inferior.

### 2.4.3 Estudo de Machuga, Pfeiffer Jr. e Verma

O estudo de Machuga, Pfeiffer Jr. e Verma (2002) em contraste com as pesquisas anteriores, que se concentraram na correspondência do EVA<sup>®</sup> com mudanças de valor para o acionista (retorno de ações), focou na associação entre o EVA<sup>®</sup> e os lucros futuros e, posteriormente, no seu uso pelos analistas financeiros para efetuar suas previsões de lucros por ação.

Machuga, Pfeiffer Jr. e Verma (2002, p. 60) consideraram que é importante testar a capacidade do EVA<sup>®</sup> para prever os lucros por ação (LPA) por dois motivos. Primeiro, porque, apesar da grande popularidade das medidas de desempenho alternativas, o LPA continua sendo o objeto central para avaliação de ações, portanto para qualquer medida ser relevante para avaliação, ela deve conter informação sobre o LPA futuro. Segundo, porque ao investigar previsões de lucro é possível estabelecer uma ligação que permitiria verificar se a informação do EVA<sup>®</sup> é refletida nas previsões de LPA dos analistas publicadas. O raciocínio dos autores foi que se suas análises comprovassem a utilidade incremental do EVA<sup>®</sup> para prever LPA futuros, os analistas financeiros seriam motivados a utilizar essa informação para realizar suas previsões, dessa forma, o erro médio de previsão deveria não ser relacionado ao EVA<sup>®</sup>.

Assim, sua pesquisa partiu para análises empíricas de duas proposições: 1) O EVA<sup>®</sup> é incrementalmente útil para prever lucros de um ano adiante; e 2) os analistas financeiros incorporam completamente as informações relevantes de lucro de um ano adiante fornecida pelo EVA<sup>®</sup> em suas previsões de LPA.

Machuga, Pfeiffer Jr. e Verma (2002, p. 61), citando a Stern Stewart, afirmam que o EVA<sup>®</sup> difere dos lucros contábeis por duas razões, primeiro porque redefine o lucro dos princípios contábeis geralmente aceitos, ou seja, faz ajustes e, segundo, porque deduz também

o custo de capital próprio. Em relação ao foco de analisar o EVA<sup>®</sup> como ferramenta para prever lucros futuros, os autores consideram os ajustes contábeis como o componente mais relevante dessa medida. Examinaram a associação entre os ajustes do EVA<sup>®</sup> e os lucros contábeis futuros usando a medida de EVA<sup>®</sup> da Stern Stewart antes da dedução do custo de oportunidade de capital. Afirmam, posteriormente, também ter realizado todos seus testes empíricos usando a medida de EVA<sup>®</sup> final obtida depois da dedução do custo de capital próprio e de terceiros e ter encontrado resultados semelhantes aos do uso do EVA<sup>®</sup> total.

Machuga, Pfeiffer Jr. e Verma (2002, p. 62) estabeleceram o primeiro objetivo de seu estudo como sendo: “fornecer evidências empíricas na capacidade dos ajustes do EVA<sup>®</sup> e lucros para explicar e prever mudanças de lucros futuros”. Os autores afirmam ter modelado a relação em forma de mudanças para atenuar o potencial viés de variáveis omitidas correlacionadas, considerando que quaisquer variáveis omitidas são estáveis no decorrer do tempo. Começaram a verificar a previsibilidade de lucros por meio do seguinte modelo:

(Equação 8)	$\Delta EPS_t = f(EPS_{t-1}, \Delta EPS_{t-1}, EVAA_{t-1}, \Delta EVAA_{t-1}),$
-------------	---

onde EPS é o lucro por ação antes de itens extraordinários e operações descontinuadas, e EVAA é o ajuste aplicado ao EPS para a obtenção do EVA<sup>®</sup>, sendo calculado como a diferença entre o EVA<sup>®</sup> (antes da dedução do custo de oportunidade de capital) e o EPS. Ou seja, eles formularam que as mudanças de lucro do período  $t$ , são relacionadas aos níveis e mudanças de lucros do período  $t-1$ , bem como, aos níveis e mudanças de ajustes contábeis do EVA<sup>®</sup> do período  $t-1$ .

Fundamentando a formatação do modelo de previsão proposto por Machuga, Pfeiffer Jr. e Verma (2002), Ali e Zarowin (1992, p. 288) afirmam que a inclusão tanto de variáveis de nível quanto de mudança de lucros em um modelo é importante, pois quando os lucros são

puramente permanentes, os lucros inesperados são iguais à mudança nos lucros de um período para o outro. Quando os lucros são puramente transitórios, os lucros inesperados são iguais aos níveis de lucro. Como o mais comum é que os lucros tenham tanto componentes transitórios quanto permanentes acentua-se a relevância da inclusão ao modelo das variáveis mudança e nível de lucros.

Seguindo indicações de Sloan (1996) de que os componentes de lucros têm persistência diferente em relação aos lucros futuros, Machuga, Pfeiffer Jr. e Verma (2002, p. 62), fizeram o desmembramento tanto da variável nível quanto da mudança de lucros em fluxo de caixa operacional e *accruals*, onde o componente fluxo de caixa operacional (CF) foi delineado conforme a pesquisa de Ali (1994). Definiu-se o componente *accrual* de lucros (AC) como a diferença entre o lucro por ação (sendo o lucro líquido antes dos itens extraordinários e operações descontinuadas) e o fluxo de caixa operacional por ação. Conforme Souza (2006, p. 20), devido à utilização do regime de competência pela contabilidade, o qual está totalmente vinculado ao evento econômico e não ao momento do evento financeiro (representado pelo regime de caixa), “surge uma diferença intertemporal de reconhecimento dos impactos de um evento econômico no resultado e no caixa”, tal diferença convencionou-se chamar de *accrual*. Petroni (1992) define esse conceito da seguinte forma: “*accruals* são os recebimentos e pagamentos esperados de fluxos de caixa futuros resultantes de todas as transações correntes e passadas.”<sup>2</sup> (PETRONI, 1992, p. 486).

Compatível com o entendimento de Machuga, Pfeiffer Jr. e Verma (2002) ao utilizarem, em seu trabalho, o componente *accrual* como a diferença entre o lucro e o fluxo de caixa por ação está a constatação de Dechow, Richardson e Sloan (2004, p. 6) ao afirmarem que “*accruals*, representando a diferença entre o resultado e o fluxo de caixa (...), estipula

---

<sup>2</sup> “*accruals are the expected future cash receipts and payments resulting from all current and past transaction*” (Tradução do autor)

uma medida compreensível do componente do resultado que é atribuível à aplicação do regime de competência”<sup>3</sup>.

Outra definição desse elemento é dada por Lustosa e Santos (2005, p. 15), para quem “os *accruals* são a parcela de agregação (ou destruição) de riqueza, já reconhecida no resultado contábil, mas ainda não realizada financeiramente, razão pela qual ainda não integra o FCO<sup>4</sup>”. Essa definição também suporta a opção de cálculo do componente *accrual* escolhida por Machuga, Pfeiffer Jr. e Verma (2002).

Por pesquisas antecessoras, como a de Collins, Kothari e Rayburn (1987) e a de Elgers e Murray (1992), mostrarem que os retornos de ações dos anos anteriores são úteis para prever lucros futuros devido ao conservadorismo dos princípios contábeis geralmente aceitos em reportar eventos que são conhecidos pelos participantes do mercado quando ocorrem; Machuga, Pfeiffer Jr. e Verma (2002, p. 62) adicionaram ao seu modelo a variável retorno ajustado ao tamanho (*size-adjusted return* – SAR) do ano anterior. O SAR é calculado pela diferença entre o retorno realizado nas ações da empresa para os doze meses finalizados em 31 de março do ano *t* e o retorno médio para toda a amostra de empresas no mesmo decil de tamanho (onde tamanho é definido pelo valor de mercado de patrimônio no início do período de acumulação de retorno). Esses autores afirmam que usaram o SAR como sua medida para viés de estimação introduzido pelo modelo de mercado de retornos anormais.

Vale lembrar a limitação desse modelo por realizar a previsão de apenas um ano adiante, sendo que a utilização de mais períodos poderia ocasionar resultados diferentes como verificado por Finger (1994), que constatou efeitos distintos utilizando uma maior expansão de tempo (quatro anos adiante e oito anos adiante, além de um ano adiante).

Combinando todos esses fatores listados e admitindo uma função linear e aditiva Machuga, Pfeiffer Jr. e Verma (2002, p. 63) formularam o seguinte modelo empírico:

---

<sup>3</sup> “*accruals, representing the difference between income and (...) cash flow, provides a comprehensive measure of the component of income that is attributable to the application of accrual accounting*” (Tradução do autor)

<sup>4</sup> Fluxo de caixa operacional

(Equação 9) 
$$\Delta EPS_t/P_{t-1} = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta CF_{t-1}/P_{t-1} + \alpha_2 CF_{t-1}/P_{t-1} + \alpha_3 \Delta AC_{t-1}/P_{t-1} + \alpha_4 AC_{t-1}/P_{t-1} + \alpha_5 \Delta EVAA_{t-1}/P_{t-1} + \alpha_6 EVAA_{t-1}/P_{t-1} + \alpha_7 SAR_{t-1} + \epsilon_t,$$

onde:

$P_{t-1}$  = preço da ação em 31 de março do ano  $t-1$ .

$\Delta EPS_t = (EPS_t - EPS_{t-1})$  onde  $EPS_t$  é o lucro por ação (*earning per share*) do ano  $t$  finalizado em 31 de dezembro.

$SAR_{t-1}$  = retorno ajustado ao tamanho (*size-adjusted return*) para o ano finalizado em 31 de março do ano  $t$ .

$\Delta CF_{t-1} = (CF_{t-1} - CF_{t-2})$  onde  $CF_{t-1}$  é o componente fluxo de caixa operacional (*cash flow from operations*) para o ano  $t-1$  finalizado em 31 de dezembro.

$\Delta AC_{t-1} = (AC_{t-1} - AC_{t-2})$  onde  $AC_{t-1}$  é o componente *accrual* de lucros para o ano  $t-1$  finalizado em 31 de dezembro.

$\Delta EVAA_{t-1} = (EVAA_{t-1} - EVAA_{t-2})$  onde  $EVAA_{t-1}$  é a diferença entre o EVA<sup>®</sup> (antes da dedução do custo de capital) e EPS para o ano  $t-1$  finalizado em 31 de dezembro.

Para atenuar os efeitos de escala, isto é, anos-empresa (*firm-years*) maiores têm valores mais altos tanto das variáveis independentes quanto das dependentes, esses autores dividiram todas variáveis pelo preço no começo do período  $t-1$ .

Machuga, Pfeiffer Jr. e Verma (2002, p. 63) consideram que a previsibilidade de lucros futuros é dependente do desempenho do ano anterior. Afirmam, com base em pesquisas anteriores, que empresas com mudanças de lucro ou retorno abaixo da mediana *cross-sectional* de determinado ano tem mostrado ter mais lucros transitórios, por isso, investigaram

a regressão acima dividindo as empresas em dois grupos baseados em se as suas mudanças de lucro do ano anterior foram positivas ou negativas.

No caso de comprovação da proposição que o EVA<sup>®</sup> fornece informação adicional para previsão de lucros futuros, Machuga, Pfeiffer Jr. e Verma (2002, p. 63) testariam se esse conteúdo incremental é refletido nas previsões dos analistas. Para tanto, propuseram que, se os analistas não incorporassem a informação do EVA<sup>®</sup> do ano anterior, seus erros de previsão estariam correlacionados com essas variáveis do EVA<sup>®</sup>.

Machuga, Pfeiffer Jr. e Verma (2002, p. 64), para testar essa proposição construíram o seguinte modelo de regressão:

$$\begin{aligned}
 \text{(Equação 10) } (EPS_t - FC_t)/P_{t-1} = & \beta_0 + \beta_1 \Delta EVAA_{t-1}/P_{t-1} + \beta_2 EVAA_{t-1}/P_{t-1} + \beta_3 (EPS_{t-1} - FC_{t-1})/P_{t-1} \\
 & + \beta_4 SAR_{t-1} + \beta_5 \sigma_{(FC)} + \beta_6 \Delta CF_{t-1}/P_{t-1} + \beta_7 CF_{t-1}/P_{t-1} + \beta_8 \Delta AC_{t-1}/P_{t-1} \\
 & + \beta_9 AC_{t-1}/P_{t-1} + \varepsilon_t,
 \end{aligned}$$

onde  $FC_t$  é a média de todas as previsões individuais dos analistas feitas em março do ano  $t$ ,  $\sigma_{(FC)}$  é o desvio-padrão destas previsões, as demais variáveis são as mesmas definidas anteriormente.

#### 2.4.3.1 Definição da amostra, médias e correlações

Para constituir sua amostra, Machuga, Pfeiffer Jr. e Verma (2002, p. 64) seguiram os seguintes critérios de seleção: 1) as empresas deveriam ter suas informações sobre o EVA<sup>®</sup> disponíveis na base de dados da Stern Stewart Management Services em 1997; e 2) deveriam estar disponíveis dados suficientes para cálculos de todas variáveis necessárias dessas empresas na Compustat.

Atendendo essas exigências, conseguiram selecionar 6.391 anos-empresas (*firm-years*): dessa amostra inicial, foram excluídos todos os anos-empresas (*firm-years*) que tiveram valor absoluto de suas mudanças do componente fluxo de caixa, do EVA<sup>®</sup> ou do *accrual* normalizado pelo preço (*price-scaled*) maior que 1,0, ação que foi tomada para evitar alavancagem do número de *outliers* na estimação linear. Também foram excluídos todos anos-empresas (*firm-years*) com lucro por ação negativo, por considerarem que o mercado tem respostas diferentes para empresas lucrativas e não lucrativas. Após essas eliminações ficaram com uma amostra final de 4.382 anos-empresa (*firm-years*) de 1981 até 1996, variando de 232 a 362 empresas por ano.

Para examinar os potenciais erros de previsão dos analistas, os autores incluíram ainda mais uma condição: 1) O CD-ROM da I/BE/S<sup>5</sup> deveria conter pelo menos três previsões em março do ano  $t$ , para que fosse possível o cálculo do desvio-padrão das previsões.

Por último, eliminaram empresas com erros de previsão maiores que 1,0. Ainda afirmam ter utilizado dados de previsão a partir de 1989 para assegurar que os analistas estavam familiarizados com o EVA<sup>®</sup>. Sua amostra final para a regressão do erro de previsão continha 1.443 anos-empresa (*firm-years*).

A tabela 1 fornece as médias das variáveis encontradas por Machuga, Pfeiffer Jr. e Verma (2002).

---

<sup>5</sup> Esse é um produto fornecido pela I/B/E/S International Inc. empresa que contém uma base de dados de previsões de lucro por ação, feitas por analistas financeiros, de empresas dos Estados Unidos e outros países como Reino Unido, Alemanha e Japão.



Tabela 1 – Médias das variáveis de análises (1981-1996)

Variáveis	Todos anos-empresas (n = 4.382)	Mudanças de lucro abaixo de zero no ano t-1 (n = 1.429)	Mudanças de lucro acima de zero no ano t-1 (n = 2.953)
$\Delta$ EPSt-1/Pt-1	0,0038	-0,0471	0,0285
EPSt-1/Pt-1	0,0642	0,0450	0,0757
$\Delta$ EVAAt-1/Pt-1	0,0069	-0,0389	0,0290
EVAAt-1/Pt-1	0,1028	0,0902	0,1089
$\Delta$ CFt-1/Pt-1	0,0120	0,0165	0,0098
CFt-1/Pt-1	0,1206	0,1425	0,1100
$\Delta$ ACt-1/Pt-1	-0,0082	-0,0636	0,0186
ACt-1/Pt-1	-0,0564	-0,1020	-0,0343
$\Delta$ EVAAt-1/Pt-1	0,0031	0,0082	0,0006
EVAAt-1/Pt-1	0,0386	0,0497	0,0332
SARt-1	0,0636	-0,0317	0,1097

Fonte: Adaptado de Machuga, Pfeiffer Jr. e Verma (2002, p. 66)

Machuga, Pfeiffer Jr. e Verma (2002, p. 65), apresentam as médias das variáveis de seu estudo no conjunto de toda sua amostra, bem como, segregando-a de acordo com o sinal de mudança dos lucros do ano anterior ( $t-1$ ). Pela observação da tabela 1, podem ser verificados os principais resultados relatados por esses autores, os quais são descritos na seqüência. A média da mudança do fluxo de caixa para anos-empresas (*firm-years*) com declínios de lucro no ano  $t-1$  (0,0165) é estatisticamente semelhante da média para anos-empresas (*firm-years*) que tiveram mudança de lucro positiva (0,0098). Assim, afirmam que a diferença no sinal dos lucros entre esses dois grupos de empresas parece ser direcionada pelo componente *accrual*, fato evidenciado pela média negativa da mudança de *accrual* em  $t-1$  (-0,0636) para empresas com mudança de lucro negativa no ano anterior. A variável ajuste do EVA<sup>®</sup> (EVAA) no ano  $t-1$  foi positiva para ambos grupos de empresas, sendo a média igual a 0,0082 para empresas com mudança de lucro abaixo de zero no ano  $t-1$  e de 0,0006 para empresas com mudança de lucro acima de zero no ano anterior; os autores argumentam que esse aspecto indica a possibilidade do cálculo do EVA<sup>®</sup> eliminar algumas das informações negativas no componente *accrual* para empresas com declínio de lucro no ano  $t-1$ .

Em seu trabalho, Machuga, Pfeiffer Jr. e Verma (2002, p. 65), também apresentam as correlações das variáveis independentes utilizadas em seus testes de previsão de lucros. Essas informações podem ser verificadas pela consulta à tabela 2.

**Tabela 2 – Correlações de Pearson das variáveis de análises (1981-1996)**

<i>Correlações para todas empresas (n = 4.382)</i>					
	EPS <sub>t-1</sub> /Pt-1	Δ EVA <sub>t-1</sub> /Pt-1	EVA <sub>t-1</sub> /Pt-1	Δ CF <sub>t-1</sub> /Pt-1	CF <sub>t-1</sub> /Pt-1
Δ EPS <sub>t-1</sub> /Pt-1	0,5344	0,7188	0,2805	-0,1170	-0,1312
EPS <sub>t-1</sub> /Pt-1		0,3726	0,6914	-0,1045	0,0310
Δ EVA <sub>t-1</sub> /Pt-1			0,4387	-0,0781	-0,1093
EVA <sub>t-1</sub> /Pt-1				-0,0306	0,2586
Δ CF <sub>t-1</sub> /Pt-1					0,5313
<i>Correlações para anos-empresas com mudanças de lucro abaixo de zero no ano t-1 (n = 1.429)</i>					
	CF <sub>t-1</sub> /Pt-1	Δ AC <sub>t-1</sub> /Pt-1	AC <sub>t-1</sub> /Pt-1	Δ EVAAt <sub>t-1</sub> /Pt-1	EVAAt <sub>t-1</sub> /Pt-1
Δ CF <sub>t-1</sub> /Pt-1	0,5675	-0,8887	-0,5608	0,0149	0,1226
CF <sub>t-1</sub> /Pt-1		-0,6131	-0,8445	0,0075	0,3303
Δ AC <sub>t-1</sub> /Pt-1			0,7576	-0,0994	-0,2780
AC <sub>t-1</sub> /Pt-1				-0,1086	-0,3792
Δ EVAAt <sub>t-1</sub> /Pt-1					0,5161
<i>Correlações para anos-empresas com mudanças de lucro acima de zero no ano t-1 (n = 2.953)</i>					
	CF <sub>t-1</sub> /Pt-1	Δ AC <sub>t-1</sub> /Pt-1	AC <sub>t-1</sub> /Pt-1	Δ EVAAt <sub>t-1</sub> /Pt-1	EVAAt <sub>t-1</sub> /Pt-1
Δ CF <sub>t-1</sub> /Pt-1	0,5039	-0,8734	-0,4960	0,0411	0,0148
CF <sub>t-1</sub> /Pt-1		-0,3455	-0,8894	-0,0151	0,2976
Δ AC <sub>t-1</sub> /Pt-1			0,3681	-0,1233	0,0357
AC <sub>t-1</sub> /Pt-1				0,0132	-0,2460
Δ EVAAt <sub>t-1</sub> /Pt-1					0,5026

Fonte: Adaptado de Machuga, Pfeiffer Jr. e Verma (2002, p. 66)

Machuga, Pfeiffer Jr. e Verma (2002, p. 65), afirmam que, baseados na magnitude das correlações encontradas há um potencial para multicolinearidade em vários modelos de regressões. Entretanto, argumentam que todas suas inferências são baseadas sobre as médias e erros-padrão dos coeficientes anuais estimados, assim, como em seus testes estatísticos não se afixaram sobre os erros-padrão dos mínimos quadrados ordinários estimados, a potencial multicolinearidade não foi sua preocupação imediata.

De acordo com Sartoris (2003, p. 293), “*multicolinearidade* é a (alta) correlação entre duas (ou mais) variáveis em um modelo de regressão múltipla”. Segundo Gujarati (2000, p. 334) uma regra prática sugerida para detecção de multicolinearidade é a verificação se o

coeficiente de correlação dois a dois ou de ordem zero entre os regressores é alto (por exemplo, em excesso de 0,8). Porém ele acrescenta que “*altas correlações de ordem zero são condição suficiente, mas não necessária, para a existência de multicolinearidade, pois ela pode existir mesmo que as correlações simples ou de ordem zero sejam relativamente baixas (digamos, menores que 0,50)*” (GUJARATI, 2000, p. 334).

Gujarati (2000, p. 324-325), Sartoris (2003, p. 296-297) e Wooldridge (2006, p. 93-94) salientam que a multicolinearidade é uma característica dos dados amostrais, sua presença não invalida o modelo de regressão linear e o seu impacto não é diferente dos casos em que se tem um tamanho pequeno da amostra. Como observa Achen<sup>6</sup> (1982 apud GUJARATI, p. 324):

Estudantes principiantes de metodologia às vezes se preocupam com o fato de suas variáveis independentes estarem correlacionadas – o assim chamado problema da multicolinearidade. Mas a multicolinearidade não viola nenhuma hipótese de regressão. Estimativas não-viesadas e consistentes vão ocorrer, e seus erros-padrão serão corretamente estimados. O único efeito da multicolinearidade é tornar difícil a obtenção de estimativas de coeficientes com pequeno erro-padrão. Mas ter um número pequeno de observações também tem esse efeito, assim como ter variáveis independentes com pequenas variâncias. (Na verdade, em nível teórico, multicolinearidade, poucas observações e pequenas variâncias nas variáveis independentes são, basicamente, o mesmo problema.) Assim, “O que devo fazer com a multicolinearidade?” é uma questão semelhante a “O que devo fazer se não tiver muitas observações?”. Nenhuma resposta estatística pode ser dada.

Machuga, Pfeiffer Jr. e Verma (2002, p. 65), relatam que as correlações mais notáveis em seu trabalho foram primeiramente a correlação positiva encontrada entre a mudança de EPS e mudança de EVA<sup>®</sup> (0,7188), a qual consideraram como esperada já que essas medidas são competidoras em termos de indicadores de desempenho e, em segundo lugar, a correlação negativa entre mudança de fluxo de caixa e mudança de *accrual* (-0,8887 e -0,8734 respectivamente para empresas com mudança de lucro abaixo e acima de zero), que eles afirmam ser amplamente documentada em pesquisas anteriores. Ainda mencionam a

---

<sup>6</sup> ACHEN, Christopher H. *Interpreting and using regression*. Beverly Hills: Sage Publications, 1982. p. 82-83.

correlação negativa entre a mudança do ajuste do EVA<sup>®</sup> e do componente *accrual* sendo essa de -0,0994 para empresas com mudança de lucro abaixo de zero no ano  $t-1$  e de -0,1233 para as que tiveram mudança de lucro no ano anterior acima de zero. Argumentam que isso sugere que os ajustes do EVA<sup>®</sup> podem inutilizar certos *accruals* considerados serem de valor irrelevante pela Stern Stewart.

#### 2.4.3.2 Análises dos testes empíricos

Machuga, Pfeiffer Jr. e Verma (2002, p. 67) tiveram como resultados da regressão de previsão de lucros que o nível de fluxos de caixa e *accruals* do ano anterior é útil para explicar mudanças de lucros para todos anos-empresas (*firm-years*), fato que é comprovado pela significância dos seus coeficientes  $\alpha_2$  e  $\alpha_4$  nas suas divisões de dados. Como evidenciado pelos coeficientes  $\alpha_1$  e  $\alpha_3$ , seus resultados são consistentes com pesquisas anteriores, pois empresas que tiveram mudanças de lucro no ano anterior abaixo de zero tendem a ter mudanças de lucro positivas no ano  $t$ , o que não se verificou com empresas que tiveram mudanças de lucro acima de zero em  $t-1$ .

Dos resultados, destaca-se ainda que tanto fluxos de caixa quanto *accruals* são significantes para explicar mudanças de lucros futuros para empresas de baixo desempenho. O coeficiente para retornos de anos anteriores ( $\alpha_7$ ) é mais significante para empresas com bom desempenho.

Quanto às variáveis relacionadas à questão principal de seu trabalho, ou seja, os coeficientes  $\alpha_5$  e  $\alpha_6$ , indicam que os ajustes contábeis do EVA<sup>®</sup> são incrementalmente úteis para explicar mudanças de lucros além do que são fluxos de caixa, *accruals* e retornos de ações do ano anterior. Os resultados das médias obtidas para cada um dos coeficientes, as

estatísticas- $t$  ( $t$  intertemporal) e os coeficientes de determinação ( $R^2$ ) médios das regressões desse trabalho são resumidos na tabela 3.

**Tabela 3 – Predições de mudanças de lucros futuros separadas por desempenho da empresa no ano  $t-1$**

<i>Predições dentro da amostra (n=4.382, período 1981-1996)</i>								
$\Delta EPS_t/P_{t-1} = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta CF_{t-1}/P_{t-1} + \alpha_2 CF_{t-1}/P_{t-1} + \alpha_3 \Delta AC_{t-1}/P_{t-1} + \alpha_4 AC_{t-1}/P_{t-1}$ $+ \alpha_5 \Delta EVAA_{t-1}/P_{t-1} + \alpha_6 EVAA_{t-1}/P_{t-1} + \alpha_7 SAR_{t-1} + \varepsilon_t$								
Anos-empresas ( <i>firm-years</i> ) com mudanças de lucro abaixo de zero no ano $t-1$ (n = 1.429)								
	$\alpha_0$	$\alpha_1$	$\alpha_2$	$\alpha_3$	$\alpha_4$	$\alpha_5$	$\alpha_6$	$\alpha_7$
Média intertemporal	0,0482	-0,1490	-0,7544	-0,1505	-0,8156	0,0033	0,0837	0,0282
t's intertemporais	10,99*	-2,07	-15,78*	-1,93	-14,75*	0,08	2,47*	4,00*
R <sup>2</sup> médio	0,78							
Anos-empresas ( <i>firm-years</i> ) com mudanças de lucro acima de zero no ano $t-1$ (n = 2.953)								
	$\alpha_0$	$\alpha_1$	$\alpha_2$	$\alpha_3$	$\alpha_4$	$\alpha_5$	$\alpha_6$	$\alpha_7$
Média intertemporal	0,0314	-0,0177	-0,4588	-0,0049	-0,5171	0,0394	0,0322	0,0233
t's intertemporais	8,29*	-0,25	-6,94*	-0,07	-7,54*	1,97	1,53	6,98*
R <sup>2</sup> médio	0,41							
*Significante numa probabilidade abaixo de 0,05.								

Fonte: Adaptado de Machuga, Pfeiffer Jr. e Verma (2002, p. 68)

Com relação às informações contidas na tabela 3, segundo Machuga, Pfeiffer Jr. e Verma (2002, p. 68), a média intertemporal “é a média dos coeficientes estimados nas dezesseis regressões anuais *cross-sectional* para os anos de 1981-1996”, enquanto as estatísticas  $t$  são apuradas como a “razão das médias e erros-padrão das 16 estimativas anuais dos coeficientes de regressão” e os valores de probabilidade são de duas caudas.

Machuga, Pfeiffer Jr. e Verma (2002, p. 67), para determinar o valor incremental da inclusão da informação do EVA<sup>®</sup> no seu modelo de predição, compararam duas previsões de lucros, uma utilizando a informação contida no EVA<sup>®</sup> e outra sem a informação do EVA<sup>®</sup>. Para realizar esse procedimento, efetuaram a primeira previsão com a equação completa de predição de lucros, utilizando-se os dados médios obtidos com a aplicação da regressão para todos os anos anteriores. A segunda previsão, conforme Machuga, Pfeiffer Jr. e Verma (2002,

p. 72), foi realizada utilizando o mesmo modelo com a exclusão dos coeficientes  $\alpha_5$  e  $\alpha_6$ , os quais contêm as variáveis EVA<sup>®</sup>, para isso, primeiro as regressões foram aplicadas novamente para se obter os novos valores médios dos anos anteriores (agora sem o efeito da informação do EVA<sup>®</sup>), posteriormente foi efetuada a previsão com as médias dos novos coeficientes estimados dos anos anteriores, afirmando que por isso seus resultados se iniciam no ano de 1982, denominando-os como previsões fora da amostra (*out-of-sample predictions*). A tabela 4 resume os resultados obtidos com esses procedimentos.

**Tabela 4 – Determinação do valor incremental do EVA<sup>®</sup> na previsão de mudanças de lucros futuros**

<i>Predições fora da amostra (n=4.137, período 1982-1996)</i>		
Anos-empresas ( <i>firm-years</i> ) com mudanças de lucro abaixo de zero no ano t-1 (n = 1.343)		
	Exclusão de ajustes do EVA	Inclusão de ajustes do EVA
MSE*100	0,1900	0,1912
MAE*100	3,03	3,06
Anos-empresas ( <i>firm-years</i> ) com mudanças de lucro acima de zero no ano t-1 (n = 2.794)		
	Exclusão de ajustes do EVA	Inclusão de ajustes do EVA
MSE*100	0,1514	0,1498*
MAE*100	2,29	2,27

\*Significante numa probabilidade abaixo de 0,05.

Fonte: Adaptado de Machuga, Pfeiffer Jr. e Verma (2002, p. 68)

Como pode ser observado na tabela 4, em seus resultados, para as empresas que tiveram anos com declínios de lucro, a informação do EVA<sup>®</sup> não parece ajudar em prever lucros: nesse caso, tanto o erro quadrado médio (*mean squared error* – MSE) quanto o erro absoluto médio (*mean absolute error* – MAE) são maiores quando a informação do EVA<sup>®</sup> é incluída. Porém, para as empresas com mudança positiva de lucro no ano anterior, o MSE e o MAE são menores quando é incluída a informação do EVA<sup>®</sup>. Afirmando que tais resultados suportam o argumento de que o EVA<sup>®</sup> é incrementalmente útil em prever mudanças de

lucros futuros para empresas que tiveram anos com mudança de lucro no ano anterior positivas.

Os resultados da sua regressão de erros de previsão dos analistas, os quais podem ser verificados na tabela 5, foram consistentes com seus resultados anteriores para empresas que tiveram anos com mudança de lucro no ano anterior positiva. Para esse conjunto de anos-empresas (*firm-years*), os ajustes de EVA<sup>®</sup> se mostraram significativamente associados com os erros de previsão. Como interpretação desse resultado, os autores consideram que, para essa subamostra, as previsões dos analistas não refletem completamente a informação sobre mudanças de lucros futuros contida no EVA<sup>®</sup>.

**Tabela 5 – Relação de erros de previsão de analistas e ajustes do EVA<sup>®</sup> separado por desempenho da empresa no ano anterior (n=1.443, período 1989-1996)**

$(EPS_t - FC_t)/P_{t-1} = \beta_0 + \beta_1 \Delta EVAA_{t-1}/P_{t-1} + \beta_2 EVAA_{t-1}/P_{t-1} + \beta_3 (EPS_{t-1} - FC_{t-1})/P_{t-1} + \beta_4 SAR_{t-1} + \beta_5 \sigma_{(FC)} + \beta_6 \Delta CF_{t-1}/P_{t-1} + \beta_7 CF_{t-1}/P_{t-1} + \beta_8 \Delta AC_{t-1}/P_{t-1} + \beta_9 AC_{t-1} + \varepsilon_t$										
Mudanças de lucro abaixo de zero no ano t-1 (n = 442)										
	$\beta_0$	$\beta_1$	$\beta_2$	$\beta_3$	$\beta_4$	$\beta_5$	$\beta_6$	$\beta_7$	$\beta_8$	$\beta_9$
Média intertemporal	0,012	-0,014	0,105	0,575	-0,011	0,082	-0,181	-0,280	-0,175	-0,308
t's intertemporais	2,46*	-0,16	1,44	7,32*	-1,57	10,82*	-1,69	-3,28*	-1,55	-3,87*
R <sup>2</sup> médio				0,67						
Mudanças de lucro acima de zero no ano t-1 (n = 1.001)										
	$\beta_0$	$\beta_1$	$\beta_2$	$\beta_3$	$\beta_4$	$\beta_5$	$\beta_6$	$\beta_7$	$\beta_8$	$\beta_9$
Média intertemporal	0,012	-0,011	-0,049	0,875	-0,012	0,073	-0,139	-0,312	-0,085	-0,423
t's intertemporais	4,13*	-0,394	-2,13*	26,94*	-2,78*	3,03*	-4,62*	-3,84*	-2,43*	-4,82*
R <sup>2</sup> médio				0,65						

\*Significante numa probabilidade abaixo de 0,05.

Fonte: Adaptado de Machuga, Pfeiffer Jr. e Verma (2002, p. 69)

Pelos resultados encontrados, interpretam que os analistas superavaliam a importância do ajuste do EVA<sup>®</sup>. Assim, os analistas fazem previsões muito altas posteriormente a um ajuste de EVA<sup>®</sup> positivo e previsões muito baixas subsequentemente a um ajuste de EVA<sup>®</sup> negativo. Para empresas com mudança de lucro anteriores negativas os coeficientes dos componentes EVA<sup>®</sup> são insignificantes, o que também é consistente com os seus resultados anteriores.

No decorrer desse capítulo foram discutidos os aspectos de apuração da medida EVA<sup>®</sup> e relatadas uma série de pesquisas que vem testando sua validade empírica nos mercados de capitais. Com a descrição do trabalho de Machuga, Pfeiffer Jr. e Verma (2002) percebe-se a relevância de uma pesquisa que teste a utilidade do EVA<sup>®</sup> na predição de lucros futuros. No próximo capítulo, são destacados os aspectos metodológicos necessários para aplicação de um estudo nessa mesma perspectiva no mercado brasileiro.



### 3 METODOLOGIA

Neste capítulo são definidos os aspectos metodológicos da pesquisa, a seleção e coleta de dados, a definição da amostra, as variáveis utilizadas na pesquisa, bem como sua apuração, e os procedimentos de análise aplicados no trabalho.

#### 3.1 Especificação da pesquisa

Nesse estudo deseja-se analisar se o EVA<sup>®</sup> fornece informação incremental para predição de lucros futuros. Dessa maneira, o trabalho pode ser classificado como um estudo explicativo, pois de acordo com Richardson (1999, p. 66), esse tipo de estudo é aquele que deseja analisar as causas ou conseqüências de um fenômeno.

Richardson (1999, p. 70) enfatiza que o método precisa estar apropriado ao tipo de estudo que se deseja realizar, porém a natureza do problema ou seu nível de aprofundamento é que determina a escolha do método. Como haverá emprego de quantificação tanto na coleta de informações quanto no seu tratamento por meio de técnicas estatísticas, essa pesquisa utilizará o método quantitativo, podendo assim também ser classificada como quantitativa (RICHARDSON, 1999, p. 70).

No tocante ao procedimento adotado para a coleta de dados, essa pesquisa pode ser classificada como *ex-post facto*. Conforme Gil (1999, p. 69), esse tipo de pesquisa tem por definição “ser uma investigação sistemática e empírica na qual o pesquisador não tem controle direto sobre as variáveis independentes”, isso porque elas já ocorreram ou são intrinsecamente não manipuláveis.

### 3.2 Seleção, coleta de dados e definição da amostra

Para realização dos testes empíricos, foram coletadas as informações contábeis das empresas brasileiras de 1995 a 2006. A utilização de dados de períodos anteriores a esse não é aconselhável por se tratar de períodos com altas taxas de inflação.

Foi realizada coleta de dados pela utilização do banco de dados da Economática<sup>®</sup>. Dessa forma, os dados utilizados na pesquisa são provenientes de uma fonte de dados secundária. Nessa coleta foram utilizados os seguintes filtros:

- país sede das empresas: Brasil;
- tipo de ativo: Ação. Também utilizou-se o filtro “mostrar apenas uma ação por empresa” sendo a de maior volume no último mês. Esse filtro se fez necessário para que os dados de uma empresa fossem apresentados apenas uma vez no ano e, dessa forma, não houvesse duplicação de informações;
- dados financeiros: consolidado, quando não aplicável, foram utilizados dados da controladora;
- data-base das demonstrações financeiras: 31 de dezembro;
- moeda: em milhares de reais;
- classificação por setor da economia (conforme a própria classificação do banco de dados da Economática<sup>®</sup>), foram excluídos os setores financeiros de Fundos e Finanças e Seguros.

Após essa seleção inicial de empresas, foram excluídas as empresas no ano em que apresentaram Patrimônio Líquido negativo, devido ao fato que, nessa condição, o cálculo do custo do capital próprio fica prejudicado. Como as variáveis do modelo são todas definidas em termos de mudanças (ou variação) de um ano para o outro, o que será descrito

detalhadamente mais adiante, foram selecionadas apenas as empresas com informações suficientes para o cálculo de todas as variáveis necessárias para o modelo empírico.

O cálculo da correção monetária foi realizado a partir de 1996, em função de a correção monetária ser um dos principais ajustes verificados para o cálculo do EVA<sup>®</sup> no Brasil, essa medida foi apurada a partir desse ano. Como já mencionado, todas as variáveis do modelo empírico são apuradas em termos de variação de um ano para o outro. Dessa forma, os testes estatísticos só puderam ser realizados a partir de 1998, pois somente desse ano em diante houve condições de serem calculadas todas variáveis de mudança do ano anterior, que como será especificado posteriormente, para esse ano, é a variação de 1996 para 1997.

Assim, os testes foram realizados de 1998 a 2006, sendo que o número de empresas em cada ano variou de 190 a 238 empresas por ano, o que resultou em uma amostra final com 1.852 observações.

### **3.3 Modelo empírico do estudo**

Nesse estudo tem-se o objetivo de verificar empiricamente se o EVA<sup>®</sup> fornece informação incremental para predição de lucros futuros das empresas de capital aberto do Brasil. No intuito de atingir esse objetivo aplicou-se a mesma hipótese utilizada por Machuga, Pfeiffer Jr. e Verma (2002), ficando nesta pesquisa expressa da seguinte forma: o EVA<sup>®</sup> fornece informação incrementalmente útil para predizer lucros de um ano adiante das empresas de capital aberto do Brasil.

Para testar essa hipótese, examinando assim a previsibilidade de lucros futuros com a utilização do EVA<sup>®</sup>, foi desenvolvido um modelo de regressão múltipla conforme especificado por esses autores e que será definido mais detalhadamente no próximo tópico.

### 3.4 Definição das variáveis

O modelo de regressão múltipla utilizado neste estudo é o mesmo desenvolvido e aplicado por Machuga, Pfeiffer Jr. e Verma (2002, p. 63), sendo expresso como pode ser verificado na equação 11.

Conforme as definições desse trabalho anterior, que foram especificadas no capítulo 2, a equação é formulada em termos de mudanças com a intenção de atenuar o potencial viés de variáveis omitidas correlacionadas, essa opção também foi utilizada nos testes de Ali e Zarowin (1992, p. 290), com ela considera-se que as variáveis omitidas são estáveis ao longo do tempo. De acordo com Gujarati (2000, p. 341), opta-se pela transformação das variáveis onde roda-se a regressão não sobre as variáveis originais, mas sobre as diferenças dos seus sucessivos valores, para amenizar a severidade da correlação entre as variáveis, pois embora os níveis das variáveis sejam altamente correlacionados não há nenhum motivo para acreditar que suas diferenças também sejam altamente correlacionadas.

Além disso, as variáveis são normalizadas pelo preço da ação em  $t-1$ , opção utilizada visando abrandar os efeitos de escala, ou seja, empresas maiores apresentam valores mais elevados tanto das variáveis independentes quanto das dependentes, essa alternativa de suavizar as variáveis também foi utilizada por outros autores como Ali e Zarowin (1992), Sloan (1996) e Bao e Bao (1998).

<p>(Equação 11) <math display="block">\Delta EPS_t/P_{t-1} = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta CF_{t-1}/P_{t-1} + \alpha_2 CF_{t-1}/P_{t-1} + \alpha_3 \Delta AC_{t-1}/P_{t-1} + \alpha_4 AC_{t-1}/P_{t-1} + \alpha_5 \Delta EVAA_{t-1}/P_{t-1} + \alpha_6 EVAA_{t-1}/P_{t-1} + \alpha_7 SAR_{t-1} + \varepsilon_t,</math></p>
---

onde:

$P_{t-1}$  = preço da ação em 31 de março do ano  $t-1$ . Essa variável foi obtida diretamente da base de dados da Economática<sup>®</sup>, sendo o preço da ação ajustado por proventos.

$\Delta EPS_t = (EPS_t - EPS_{t-1})$  onde  $EPS_t$  é o lucro por ação (*earning per share*) do ano  $t$  finalizado em 31 de dezembro.

$SAR_{t-1}$  = retorno ajustado ao tamanho (*size-adjusted return*) para o ano finalizado em 31 de março do ano  $t$ .

$\Delta CF_{t-1} = (CF_{t-1} - CF_{t-2})$  onde  $CF_{t-1}$  é o componente fluxo de caixa operacional (*cash flow from operations*) para o ano  $t-1$  finalizado em 31 de dezembro.

$\Delta AC_{t-1} = (AC_{t-1} - AC_{t-2})$  onde  $AC_{t-1}$  é o componente *accrual* de lucros para o ano  $t-1$  finalizado em 31 de dezembro.

$\Delta EVAA_{t-1} = (EVAA_{t-1} - EVAA_{t-2})$  onde  $EVAA_{t-1}$  é a diferença entre o EVA<sup>®7</sup> e o EPS para o ano  $t-1$  finalizado em 31 de dezembro.

Pela estrutura apresentada na equação 11, tem-se a variável dependente e as sete independentes conforme descrição a seguir:

**Variável Dependente:**

- $\Delta EPS_t$ : Mudança do lucro por ação no ano  $t$ , é medida pela variação do lucro do ano atual ( $t$ ) em relação ao ano anterior ( $t-1$ ).

**Variáveis Independentes:**

- $\Delta CF_{t-1}$ : Mudança de fluxo de caixa operacional por ação no ano anterior, sendo obtida pela variação entre o componente fluxo de caixa dos lucros no ano  $t-1$  em relação ao ano  $t-2$ .
- $CF_{t-1}$ : Nível de fluxo de caixa operacional por ação no ano anterior, é o componente fluxo de caixa operacional dos lucros no ano  $t-1$ .

---

<sup>7</sup> Ressalta-se que nesse trabalho foi utilizada a medida final do EVA<sup>®</sup>, ou seja, após as deduções do custo de capital próprio e de terceiros, enquanto nos resultados reportados em Machuga, Pfeiffer Jr. e Verma (2002), tais autores afirmam ter utilizado o EVA<sup>®</sup> antes da dedução do custo de oportunidade do capital, no entanto, eles também informam ter realizado testes com a variável EVA<sup>®</sup> final e, apesar de não reportados, os resultados são consistentes com as inferências apresentadas em seu trabalho.

- $\Delta AC_{t-1}$ : Mudança de *accruals* por ação no ano anterior, variável obtida pela variação entre o componente *accrual* dos lucros no ano  $t-1$  em relação ao ano  $t-2$ .
- $AC_{t-1}$ : Nível de *accrual* por ação no ano anterior, componente *accrual* dos lucros no ano  $t-1$ .
- $\Delta EVAA_{t-1}$ : Mudança de EVAA por ação no ano anterior, obtida pela variação da medida EVAA no ano  $t-1$  em relação ao ano  $t-2$ .
- $EVAA_{t-1}$ : Nível de EVAA por ação no ano anterior, é o valor do EVAA por ação observado no ano  $t-1$ .
- $SAR_{t-1}$ : Retorno ajustado ao tamanho, variável que representa o quanto o retorno da empresa foi superior (ou inferior) a média dos retornos das empresas do mesmo decil de tamanho.

A opção de Machuga, Pfeiffer Jr. e Verma (2002) constituírem seu modelo com a inclusão de variáveis de mudança e nível de lucros está fundamentada conforme as definições de Ali e Zarowin (1992), os quais demonstram que a inclusão tanto de variáveis de nível quanto de mudança de lucros em um modelo é importante. De acordo com tais autores, quando os lucros são puramente permanentes, os lucros inesperados são iguais à mudança nos lucros de um período para o outro e quando os lucros são puramente transitórios, os lucros inesperados são iguais aos níveis de lucro. Sendo o mais comum os lucros terem tanto componentes transitórios quanto permanentes, eleva-se a relevância da inclusão ao modelo das variáveis de mudança e nível de lucros.

Segundo Sloan (1996, p. 291) existe uma diferente persistência do desempenho dos lucros correntes para exercícios futuros. Argumenta que se o desempenho dos lucros atuais é atribuível principalmente ao componente fluxo de caixa do lucro, existe uma maior probabilidade que ele persista nos lucros futuros, por outro lado, se esse desempenho for atribuído ao componente *accrual* do lucro ele não deve permanecer nos lucros futuros. Com

base nesse entendimento de Sloan (1996), Machuga, Pfeiffer Jr. e Verma (2002) decomporam as variáveis de lucro do seu modelo em fluxos de caixa operacionais e *accruals*.

Os cálculos ou forma de apuração de cada uma das variáveis são descritos na seção seguinte.

### 3.4.1 Apuração das variáveis

A seguir são descritos os procedimentos de apuração de cada um dos elementos (ou medidas) que compõem as variáveis do modelo de previsão de lucros utilizado neste trabalho.

- **EPS** – o lucro por ação foi apurado por meio da divisão do lucro líquido, obtido diretamente da Demonstração do Resultado do Exercício, pelo número total de ações da empresa.
- **CF** – a variável fluxo de caixa operacional foi calculada conforme as especificações de Machuga, Pfeiffer Jr. e Verma (2002), as quais também foram utilizadas pela pesquisa anterior de Ali (1994) e mais recentemente no Brasil por Souza (2006), esse cálculo tornou-se necessário devido ao fato da Demonstração de Fluxo de Caixa (DFC) não ser de publicação obrigatória no Brasil. Assim, a variável CF foi apurada por meio de informações constantes no BP, na DRE e na DOAR. Após o cálculo do CF, esse também foi dividido pelo número total de ações da empresa para obtenção do fluxo de caixa operacional por ação.

Para o cálculo dessa variável parte-se inicialmente do lucro líquido obtido na DRE, nele são realizados dois grupos de ajustes.

O primeiro grupo de ajustes refere-se aos valores que constam na DRE, porém não afetam o caixa do período. Esse grupo é muito semelhante aos itens que não afetam o capital circulante líquido (CCL) disponível na DOAR, já que se tais valores não afetam o CCL muito menos o caixa do período (SOUZA, 2006, p. 53). Assim, para evidenciar esses ajustes foram

utilizadas as informações disponibilizadas pela Economática<sup>®</sup> “Itens que não afetam o Capital Circulante Líquido”, tal grupo é composto pelas contas: Depreciação e Amortização do Exercício, Variações Monetárias de Longo Prazo, Provisões de Itens não Circulantes, Venda de Ativo Fixo, Ganhos de Participações Societárias Diversas, Equivalência Patrimonial, Ajustes de Exercícios Anteriores, Crédito Tributário a Recuperar, Imposto de Renda Diferido, Mútuo com Controlada ou Coligada, Provisões de Perdas em Investimentos, Ganhos (Perdas) dos Minoritários e Provisões Diversas. Não será mérito de discussão a adequação das contas que compõem esse grupo, adotando-se a premissa de que se foram classificados pela Economática<sup>®</sup> como itens que não afetam o CCL, igualmente não afetarão o caixa, tal procedimento também foi utilizado por Souza (2006, p. 53).

O segundo grupo de ajustes ao lucro líquido para se apurar o CF considera a variação das contas operacionais do Balanço Patrimonial de curto prazo conforme Ali (1994, p. 63). A premissa aqui é eliminar do lucro líquido os *accruals* que constam do resultado, no entanto, não afetaram o caixa do período. Souza (2006, p. 54) exemplifica tal ajuste citando um aumento no contas a receber: a princípio, considera-se o recebimento total da receita de vendas (ao se considerar a totalidade do lucro líquido está sendo feita essa suposição); uma vez que há aumento no contas a receber, supõe-se que nem tudo foi recebido, ocasionando a necessidade de se fazer um ajuste de redução para se chegar ao caixa.

Com base nos ativos circulantes disponibilizados pela Economática<sup>®</sup>, considerou-se como ativo operacional, para efeito de ajuste, as contas de curto prazo: Duplicatas a receber, Provisão de Créditos de Liquidação Duvidosa (PCLD), Contas a Receber de Controlada de Curto Prazo, Estoques e Outros Ativos de Curto Prazo. Ainda, para ajustes desse grupo, foram considerados como passivos operacionais as contas de circulante: Fornecedores, Impostos a Pagar, Provisões, Contas a Pagar para Controladas e Outros Passivos de Curto Prazo.



O quadro 1 ilustra esquematicamente a forma de cálculo dessa variável com as devidas contas utilizadas, salienta-se que as variações estão expressas por Saldo Final (SF) diminuído pelo Saldo Inicial (SI).

**Quadro 1 – Forma de cálculo do Fluxo de Caixa Operacional**

Lucro Líquido
(+) Itens que não afetam Capital Circulante
= Lucro Líquido Ajustado
(-) SF - SI Duplicatas a Receber
(-) SF - SI PCLD
(-) SF - SI A Receber Controlada
(-) SF - SI Estoques
(-) SF - SI Outros Ativos Curto Prazo
(+) SF - SI Fornecedores
(+) SF - SI Impostos a Pagar
(+) SF - SI Provisões
(+) SF - SI A Pagar Controladas
(+) SF - SI Outros Passivos Curto Prazo
= <b>Fluxo de Caixa Operacional</b>

- **AC** – a variável *accrual*, conforme Machuga, Pfeiffer Jr. e Verma (2002), foi calculada como o lucro por ação menos o fluxo de caixa operacional por ação, esse procedimento também é similar ao utilizado por Sloan (1996), sendo a única diferença o fato que esse autor apura inicialmente o componente *accrual* e depois obtém o CF por diferença.
- **EVA<sup>®</sup>** – essa variável no trabalho de Machuga, Pfeiffer Jr. e Verma (2002) foi obtida diretamente da base disponibilizada pela Stern Stewart & Company; em função da inexistência de uma base semelhante no Brasil, além do procedimento de cálculo dessa empresa utilizar-se de ajustes referentes aos princípios contábeis geralmente aceitos dos Estados Unidos da América (US-GAAP), para a obtenção do EVA<sup>®</sup> das empresas de capital aberto do Brasil foi utilizada a metodologia de cálculo proposta por Assaf Neto (2004). O EVA<sup>®</sup> por ação foi obtido pela divisão do EVA<sup>®</sup> pelo número total de ações da empresa.

Conforme discutido no capítulo 2, para apuração do EVA<sup>®</sup> foram aplicados ajustes nas demonstrações contábeis das empresas.

No tocante à inflação, foi aplicada a correção monetária de acordo com o modelo societário conforme sugerido por Assaf Neto (2004), onde corrige-se o Ativo Permanente e o Patrimônio Líquido a partir do saldo inicial de cada exercício, pelo fator de correção do final do ano (taxa de inflação do ano). Neste trabalho também foi incluído no cálculo de correção monetária o procedimento utilizado por Salvi (2007, p. 66), que inclui a variação anual (valor final menos valor inicial) das contas de AP e PL, corrigida pelo fator de correção médio do ano (taxa de inflação média do ano), devido ao fato de essas variações ocorrerem no decorrer do ano.

No ano seguinte, realizou-se a correção no AP e no PL corrigidos e na variação anual. Foram adicionadas ao lucro líquido as receitas ou despesas decorrentes da correção monetária do exercício, medidas pela diferença entre o AP corrigido e o AP do final do período e a diferença do PL corrigido e o PL do final do período. Assim como fez Assaf Neto (2004), foi considerado o IGP-DI anual publicado pela FGV como a taxa de inflação nos cálculos, obtido pelo IPEA.

No apêndice D está disponível para visualização um exemplo da metodologia de correção monetária empregada neste trabalho.

Com a obtenção da correção monetária, pode-se apurar o lucro líquido ajustado de cada exercício das empresas, o qual é necessário para o cálculo do EVA<sup>®</sup>. O quadro 2 ilustra esse cálculo.

#### **Quadro 2 – Cálculo do Lucro Líquido Ajustado**

Lucro Líquido Contábil do Exercício
(+/-) Receita/Despesa de Correção Monetária Societária
(=) Lucro Líquido Ajustado

Os demais ajustes, por exemplo, resultados de exercícios futuros, participação de acionistas minoritários e resultado não operacional foram adicionados ao patrimônio líquido ou resultado operacional conforme especificações do capítulo anterior.

Finalmente, para o cálculo do EVA<sup>®</sup>, utilizou-se as variáveis ajustadas pela inflação e a metodologia de cálculo de custo de capital próprio exposta no tópico 2.2, dessa forma, a apuração dessa variável foi conforme o quadro 3.

**Quadro 3 – Cálculo do EVA<sup>®</sup>**

Lucro Líquido Ajustado (-) $K_e$ x Patrimônio Líquido Médio Ajustado (=) EVA <sup>®</sup>
---

Cabe ressaltar que, com o formato de cálculo utilizado neste trabalho, a variável EVA<sup>®</sup> incorpora ajustes de inflação e custo de oportunidade (custo de capital próprio), suprindo assim as deficiências mais relevantes da contabilidade no longo prazo conforme interpretação de Martins (2000), dessa forma, pode-se considerar que essa medida tem um potencial de informação além das medidas de lucro tradicionais.

- **EVAA** – essa variável, também conforme Machuga, Pfeiffer Jr. e Verma (2002), foi apurada como a diferença entre o EVA<sup>®</sup> por ação e o lucro por ação.
- **SAR** – seguindo as definições de Machuga, Pfeiffer Jr. e Verma (2002), a variável SAR (retorno ajustado ao tamanho – *size-adjusted return*) foi calculada pela diferença entre o retorno realizado nas ações da empresa para os doze meses finalizados em 31 de março do ano  $t$  e o retorno médio para toda a amostra de empresas no mesmo decil de tamanho.

Para o cálculo dessa variável, foi utilizado o preço da ação ajustado por proventos no dia 31 de março de cada ano, conforme disponibilizado pela Economática<sup>®</sup>, utilizou-se o filtro “mostrar apenas uma ação por empresa”, dessa forma, foi selecionada a ação da empresa com maior volume de negociação.

Machuga, Pfeiffer Jr. e Verma (2002, p. 62) definiram tamanho da empresa como o valor de mercado do PL no início do período de acumulação (31 de março), como também fizeram Collins, Kothari e Rayburn (1987) e Elgers e Murray (1992). Neste trabalho, considerou-se essa mesma orientação e foram selecionados os preços das ações de todas as classes (ordinárias e preferenciais) das empresas, bem como, as quantidades dessas ações. Realizou-se a multiplicação do preço da ação pelo total de ações de cada classe respectiva. Posteriormente, esses produtos das classes de ações foram somados por empresas, o resultado desses cálculos foi o valor de mercado do PL de cada uma das empresas, ou seja, o seu tamanho.

Em seguida as empresas foram classificadas em decis de acordo com o seu tamanho. Finalmente, para apuração da variável SAR, foram calculados os retornos das ações de cada uma das empresas, sendo o preço da ação em 31 de março do ano  $t$  menos o preço da ação em 31 de março do ano  $t-1$ , na seqüência, apurou-se a média do retorno de cada decil de empresas. O SAR de cada empresa foi calculado pelo retorno da ação obtido pela empresa menos o retorno médio do decil de tamanho em que ela está classificada.

### **3.5 Testes estatísticos realizados**

Neste tópico são descritos os procedimentos estatísticos utilizados na pesquisa, bem como, os métodos de análises empregados para a realização de inferências.

#### **3.5.1 Análise de utilidade incremental do EVA<sup>®</sup> na predição de lucros**

Para verificar a utilidade incremental do EVA<sup>®</sup> na predição de lucros de um ano adiante, foi aplicada a técnica de regressão linear múltipla. Conforme Gujarati (2000, p. 4), a

análise de regressão refere-se ao estudo da dependência de uma variável, a variável dependente, em relação a uma ou mais variáveis, as variáveis independentes (ou explicativas), com o intuito de estimar e/ou prever a média (da população) ou o valor médio da dependente em termos dos valores conhecidos (em amostragem) das independentes.

O estudo da dependência de uma variável (denominada variável dependente) em relação a uma variável explicativa é chamado de análise de regressão simples, entretanto, se esse estudo de dependência refere-se a mais de uma variável explicativa a técnica é denominada análise de regressão múltipla (GUJARATI, 2000, p. 10).

As regressões deste estudo são conforme especificações do modelo empírico descrito anteriormente.

Foi aplicado o procedimento de dados de corte (ou *cross-section*), o mesmo utilizado por Machuga, Pfeiffer Jr. e Verma (2002), para assim aumentar o potencial de comparabilidade de resultados. Dessa forma, foi aplicada uma regressão para cada ano, onde o período de análise foi de 1998 a 2006, sendo que foram utilizados os dados no conjunto de todas empresas e também segregados conforme a mudança de lucros no ano anterior, ou seja, mudança de lucro abaixo ou igual a zero e mudança de lucro acima de zero no ano  $t-1$ .

Segundo Gujarati (2000, p. 367), é muito provável a presença de heterocedasticidade (variância dos resíduos não é constante para todos os valores da variável explicativa) na maioria dos casos envolvendo investigações econométricas e dados de corte. Na presença de heterocedasticidade, conforme Gujarati (2000, p. 365), os estimadores tornam-se viesados, para evitar esse problema foram utilizados os estimadores corrigidos pelo método de White (1980).

O procedimento de identificação da utilidade incremental do EVA<sup>®</sup> na predição de lucros foi realizado, conforme Machuga, Pfeiffer Jr. e Verma (2002, p. 67), verificando os

coeficientes apurados para as variáveis do modelo referentes a essa medida ( $\alpha_5$  e  $\alpha_6$ ) e sua respectiva significância.

### 3.5.2 Procedimento de análise do valor incremental do EVA<sup>®</sup> na predição de lucros

Neste estudo, após a aplicação do modelo de regressão múltipla especificado anteriormente, também foi verificado o valor incremental do EVA<sup>®</sup> no modelo de predição de lucros, ou seja, se a inclusão da variável EVAA no modelo realmente ajuda na previsão. Essa análise do valor incremental da informação do ajuste do EVA<sup>®</sup> no modelo, conforme argumentam Machuga, Pfeiffer Jr. e Verma (2002, p. 69), auxilia o suporte da afirmação de utilidade incremental dessa variável na predição de lucros.

Com esse intuito, aplicou-se o mesmo procedimento empregado no estudo norte americano, onde foram efetuadas duas previsões de lucro, uma utilizando a informação contida no EVA<sup>®</sup>, representada pelos coeficientes de regressão  $\alpha_5$  e  $\alpha_6$ , e outra com a ausência dessa informação.

Os procedimentos para obtenção dessas duas previsões foram realizados conforme descrição exposta no capítulo 2 (item 2.4.3.2), sendo que se aplicou os procedimentos de regressão com todas as variáveis do modelo, em seguida, utilizando-se as médias dos coeficientes obtidos nessas regressões, realizou-se o primeiro conjunto de previsões. Posteriormente foram aplicadas novas regressões anuais, agora com a exclusão das variáveis mudança e nível de EVAA ( $\alpha_5$  e  $\alpha_6$ ), com os coeficientes médios dessas novas regressões elaborou-se o segundo conjunto de previsões.

Após tais procedimentos, foram verificados o erro quadrado médio (*mean squared error* – MSE) das previsões, apurado conforme Machuga, Pfeiffer Jr. e Verma (2002, p. 67) por  $1/n \sum (\Delta \text{ predita} - \Delta \text{ real})^2$  e o erro absoluto médio (*mean absolute error* – MAE) das

previsões, calculado por  $1/n \sum |\Delta \text{ predita} - \Delta \text{ real}|$ , das previsões realizadas. Com a análise desses resultados, ou seja, verificando se há diferença entre os números de MSE e MAE obtidos pelas previsões com e sem informação do EVA<sup>®</sup>, foi determinado se a informação incremental do EVA<sup>®</sup> realmente auxilia no processo de predição de lucros futuros das empresas de capital aberto do Brasil.

#### 4 ANÁLISE DOS RESULTADOS

Neste capítulo, são descritos todos os resultados obtidos com a aplicação dos procedimentos de análise delineados no tópico anterior. Na discussão dos resultados, foi realizada a comparação com os resultados relatados no estudo de Machuga, Pfeiffer Jr. e Verma (2002), possibilitando assim uma visualização das semelhanças e disparidades entre essa pesquisa no mercado norte americano e a presente no mercado brasileiro. Também para facilitar essa comparação, as tabelas foram elaboradas no mesmo formato das disponíveis no trabalho anterior.

Na tabela 6, podem ser verificadas as médias e desvios-padrão obtidos pelos dados de toda amostra, sendo apresentados pela amostra total composta pelas 1.852 observações (ou anos-empresas) e também segregados de acordo com o sinal da mudança de lucro no ano anterior ( $t-1$ ).

**Tabela 6 – Médias e desvios-padrão das variáveis de análise (período de 1998 a 2006)**

Variáveis	Todos anos-empresas (n = 1852)		Mudanças de lucro abaixo ou igual a zero no ano t-1 (n = 769)		Mudanças de lucro acima de zero no ano t-1 (n = 1083)	
	Média	Desvio-Padrão	Média	Desvio-Padrão	Média	Desvio-Padrão
$\Delta$ EPSt-1/Pt-1	0,2665	7,5065	-0,8717	5,0790	1,0747	8,7470
EPSt-1/Pt-1	0,3646	9,8428	-0,4115	4,9831	0,9156	12,1399
$\Delta$ EVAAt-1/Pt-1	0,2841	7,3152	-0,7365	8,3200	1,0088	6,4145
EVAAt-1/Pt-1	-0,6544	12,3173	-1,3177	14,7044	-0,1835	10,2731
$\Delta$ CFt-1/Pt-1	0,2144	9,3259	-0,3235	5,7900	0,5963	11,1642
CFt-1/Pt-1	0,6936	6,8882	0,4443	1,9762	0,8707	8,8499
$\Delta$ ACt-1/Pt-1	0,0521	8,9598	-0,5482	5,0919	0,4784	10,8854
ACt-1/Pt-1	-0,3290	9,7598	-0,8557	5,5354	0,0449	11,8688
$\Delta$ EVAAt-1/Pt-1	0,0176	5,5188	0,1352	6,9044	-0,0659	4,2721
EVAAt-1/Pt-1	-0,9851	17,5906	-0,7160	15,2196	-1,1762	19,1009
SARt-1	-0,9755	62,5791	-3,8598	25,5210	1,0726	78,9115

Em primeiro lugar verifica-se que os valores das variáveis obtidos nesta pesquisa, em termos absolutos, foram mais elevados que os do estudo norte americano (vide tabela 1). Uma



explicação para os números maiores ocorre devido aos critérios de seleção utilizados na pesquisa anterior, conforme pode ser verificado no item 2.4.3.1; nela, foram excluídos dos dados todos os anos-empresas que apresentaram qualquer uma das variáveis de mudança superior a 1,0, além de também excluir os anos-empresas com LPA negativo. O fato de não se adotar os mesmos critérios de exclusão possibilitou médias mais elevadas das variáveis.

Uma segunda consideração é que na tabela 6 acrescentou-se o desvio-padrão apurado pelas variáveis, Machuga, Pfeiffer Jr. e Verma (2002) não indicam essa medida de dispersão em seu trabalho. Os resultados obtidos indicam uma alta dispersão das variáveis de análise, em especial a variável SAR, que apresentou o desvio-padrão mais elevado, tanto na amostra com todas empresas (62,5791) quanto nas subdivisões por mudança de lucro no ano  $t-1$  (25,5210 – abaixo de zero no ano  $t-1$  e 78,9115 – acima de zero no ano  $t-1$ ); a alta oscilação dessa variável pode ser considerada como natural já que ela é composta por retorno de ações. O segundo maior desvio-padrão foi apresentado pela variável  $EVAA_{t-1}$ , porém a variação é muito inferior àquela apresentada pelo SAR, sendo de 17,5906 para a amostra completa, de 15,2196 para as empresas com mudança de lucro abaixo de zero no ano  $t-1$  e de 19,1009 para empresas com mudança de lucro acima de zero no ano anterior.

Com relação às médias obtidas, além da já mencionada superioridade em termos absolutos das variáveis, verificou-se que o EVA<sup>®</sup> por ação médio apresentado pelas empresas de capital aberto do Brasil é negativo sendo de -0,6544 para a amostra com todas empresas, continuando negativo mesmo quando segmentado por mudança de lucro do ano anterior, ficando em -1,3177 para empresas com mudança de lucro abaixo de zero no ano  $t-1$  e -0,1835 para empresas com mudança de lucro acima de zero no ano  $t-1$ . Isso indica que em média as empresas brasileiras não conseguem cobrir os custos do seu capital investido, dessa forma, destruindo valor em suas operações, esses resultados são semelhantes aos encontrados por Assaf Neto (2004). No estudo de Machuga, Pfeiffer Jr. e Verma (2002), a variável EVA<sup>®</sup> só

apresentou valores médios positivos (0,1028, 0,0902 e 0,1089, respectivamente para amostra com todas empresas, empresas com mudança de lucro abaixo de zero e acima de zero no ano anterior), vale acrescentar que os resultados reportados em sua pesquisa consideram o EVA<sup>®</sup> antes da dedução do custo de oportunidade de capital, conforme descrito no item 2.4.3.

Esse EVA<sup>®</sup> médio negativo, também fez com que a variável EVAA apresentasse apenas valores negativos.

Machuga, Pfeiffer Jr. e Verma (2002, p. 65), afirmam que em sua pesquisa os valores obtidos para a variável mudança de CF é estatisticamente igual, para empresas com mudança de lucro no ano  $t-1$  abaixo de zero (0,0165) e com mudança de lucro acima de zero (0,0098). O mesmo não pode ser afirmado para os resultados obtidos nas empresas brasileiras onde a variável mudança de fluxo de caixa ( $\Delta CF_{t-1}$ ) apresentou média de -0,3235 para as empresas com mudança de lucro abaixo de zero no ano anterior e de 0,5963 para as com mudança de lucro acima de zero. Percebe-se ainda que essa diferença também é seguida nos resultados médios da variável mudança de *accrual* ( $\Delta AC_{t-1}$ ) sendo de -0,5482 e 0,4784 (respectivamente para empresas com mudança de lucro abaixo e acima de zero no ano  $t-1$ ).

A variável mudança de EVAA ( $\Delta EVAA_{t-1}$ ), apresentou média positiva (0,1352) para as empresas com mudança de lucro abaixo de zero no anterior e negativa (-0,0659) para as empresas com mudança de lucro acima de zero no ano  $t-1$ , destaca-se que essa variável apresenta um sinal inverso em relação às variáveis  $\Delta CF$  e  $\Delta AC$  indicando uma possível informação diferente ou adicional obtida pelo cálculo do EVA<sup>®</sup> em relação ao lucro. Para a variável mudança de EVAA, Machuga, Pfeiffer Jr. e Verma (2002, p. 65) reportam apenas médias positivas (0,0082 e 0,0006 para empresas com mudança de lucro no ano  $t-1$  abaixo e acima de zero respectivamente).

Para uma observação mais ampla das características da amostra da pesquisa decidiu-se apurar uma estatística descritiva mais detalhada das variáveis utilizadas nas regressões, tal

procedimento não foi reportado no estudo norte americano. Essas informações encontram-se disponíveis nas tabelas 7, 8 e 9.

Na tabela 7 pode ser visualizada a estatística descritiva das variáveis do conjunto composto por todas empresas.

**Tabela 7 – Estatística descritiva das variáveis de todas empresas (1998-2006)**

Variáveis	Média	Desvio-Padrão	Mediana	Mínimo	Máximo
$\Delta$ EPSt/Pt-1	0,0382	6,3988	0,0006	-157,88	105,47
$\Delta$ CFt-1/Pt-1	0,2144	9,3259	0,0004	-145,55	293,57
CFt-1/Pt-1	0,6936	6,8882	0,1718	-64,83	259,38
$\Delta$ ACt-1/Pt-1	0,0521	8,9598	0,0000	-133,13	226,90
ACt-1/Pt-1	-0,3290	9,7598	-0,0772	-102,27	258,28
$\Delta$ EVAAt-1/Pt-1	0,0176	5,5188	0,0001	-149,69	73,63
EVAAt-1/Pt-1	-0,9851	17,5906	-0,0444	-412,37	208,61
SARt-1	-0,9755	62,5791	-0,1050	-324,52	2470,70

Observando a tabela 7, percebe-se que as variáveis utilizadas nas regressões com todas empresas oscilaram muito, o que pode ser constatado pelos seus elevados desvios-padrão e distantes números de mínimo e máximo. As maiores dispersões são a da variável SAR (desvio-padrão de 62,5791, natural já que se trata de retorno de ações) e a da variável EVAA (desvio padrão de 17,5906). Acrescenta-se que mesmo a variável dependente ( $\Delta$ EPSt) apresenta uma grande dispersão, tendo um valor médio de 0,0392, porém com desvio-padrão de 6,3988, e valores mínimo de -157,88 e máximo de 105,47.

**Tabela 8 – Estatística descritiva das empresas com mudança de lucro abaixo de zero em  $t-1$  (1998-2006)**

Variáveis	Média	Desvio-Padrão	Mediana	Mínimo	Máximo
$\Delta$ EPSt/Pt-1	0,5032	4,3343	0,0061	-13,56	99,41
$\Delta$ CFt-1/Pt-1	-0,3235	5,7900	-0,0011	-145,55	35,04
CFt-1/Pt-1	0,4443	1,9762	0,1292	-7,95	31,31
$\Delta$ ACt-1/Pt-1	-0,5482	5,0919	-0,0172	-67,86	56,69
ACt-1/Pt-1	-0,8557	5,5354	-0,1410	-102,27	75,39
$\Delta$ EVAAt-1/Pt-1	0,1352	6,9044	0,0006	-149,69	73,63
EVAAt-1/Pt-1	-0,7160	15,2196	-0,0681	-204,92	208,61
SARt-1	-3,8598	25,5210	-0,6187	-324,52	323,53

A tabela 8 contém a estatística descritiva das variáveis das regressões para as empresas com mudança de lucro abaixo de zero em  $t-1$ . Por sua observação, verifica-se que as variáveis para esse conjunto de empresas também tiveram grande dispersão, o que pode ser constatado pelos seus díspares valores mínimos e máximos e os desvios-padrão. Continuam em destaque as variáveis SAR, com um mínimo de -324,52 e um máximo de 323,53, e EVAA, que apresentou um valor mínimo de -204,92 e máximo de 208,61. Nota-se também a alta dispersão da variável dependente ( $\Delta EPSt$ ), apesar de essa ser inferior a quase todas as demais variáveis, onde o desvio-padrão foi de 4,3343, valor mínimo de -13,56 e máximo de 99,41.

**Tabela 9 – Estatística descritiva das empresas com mudança de lucro acima de zero em  $t-1$  (1998-2006)**

Variáveis	Média	Desvio-Padrão	Mediana	Mínimo	Máximo
$\Delta EPSt/Pt-1$	-0,2920	7,5132	0,0001	-157,88	105,47
$\Delta CFt-1/Pt-1$	0,5963	11,1642	0,0072	-112,26	293,57
$CFt-1/Pt-1$	0,8707	8,8499	0,2043	-64,83	259,38
$\Delta ACt-1/Pt-1$	0,4784	10,8854	0,0005	-133,13	226,90
$ACt-1/Pt-1$	0,0449	11,8688	-0,0451	-101,13	258,28
$\Delta EVAAt-1/Pt-1$	-0,0659	4,2721	0,0000	-117,40	28,32
$EVAAt-1/Pt-1$	-1,1762	19,1009	-0,0339	-412,37	101,35
$SARt-1$	1,0726	78,9115	0,0896	-207,98	2470,70

Como pode ser verificado na tabela 9, para as empresas com mudança de lucro acima de zero em  $t-1$ , a dispersão das variáveis é ainda mais elevada. Por exemplo, a variável SAR apresenta um valor mínimo de -207,98 e máximo de 2470,70, enquanto a variável EVAA tem um valor mínimo de -412,37 e atinge um máximo de 101,35. A variável dependente nesse conjunto de empresas também apresenta uma dispersão elevada oscilando de um valor mínimo de -157,88 e atingindo um valor máximo de 105,47.

Para verificar o relacionamento entre as variáveis, foram apurados os respectivos coeficientes de correlação linear de Pearson. Na tabela 10, são apresentados esses coeficientes obtidos entre as variáveis da pesquisa.

**Tabela 10 – Correlações das variáveis de análise (1998-2006)**

<i>Correlações para todas empresas (n = 1852)</i>					
	EPS <sub>t-1</sub> /Pt-1	$\Delta$ EVA <sub>t-1</sub> /Pt-1	EVA <sub>t-1</sub> /Pt-1	$\Delta$ CF <sub>t-1</sub> /Pt-1	CF <sub>t-1</sub> /Pt-1
$\Delta$ EPS <sub>t-1</sub> /Pt-1	0,7278	0,7230	-0,0482	0,4503	0,4755
EPS <sub>t-1</sub> /Pt-1		0,2846	-0,4038	0,2435	0,3619
$\Delta$ EVA <sub>t-1</sub> /Pt-1			0,4676	0,3308	0,3839
EVA <sub>t-1</sub> /Pt-1				0,0226	-0,0280
$\Delta$ CF <sub>t-1</sub> /Pt-1					0,8004
<i>Correlações para anos-empresas com mudanças de lucro abaixo de zero no ano t-1 (n = 769)</i>					
	CF <sub>t-1</sub> /Pt-1	$\Delta$ AC <sub>t-1</sub> /Pt-1	AC <sub>t-1</sub> /Pt-1	$\Delta$ EVAAt-1/Pt-1	EVAAt-1/Pt-1
$\Delta$ CF <sub>t-1</sub> /Pt-1	0,1491	-0,5708	-0,0498	-0,3194	0,0559
CF <sub>t-1</sub> /Pt-1		-0,1842	-0,4440	0,1646	0,1253
$\Delta$ AC <sub>t-1</sub> /Pt-1			0,2129	0,3029	0,0047
AC <sub>t-1</sub> /Pt-1				-0,6154	-0,6905
$\Delta$ EVAAt-1/Pt-1					0,6642
<i>Correlações para anos-empresas com mudanças de lucro acima de zero no ano t-1 (n = 1083)</i>					
	CF <sub>t-1</sub> /Pt-1	$\Delta$ AC <sub>t-1</sub> /Pt-1	AC <sub>t-1</sub> /Pt-1	$\Delta$ EVAAt-1/Pt-1	EVAAt-1/Pt-1
$\Delta$ CF <sub>t-1</sub> /Pt-1	0,8763	-0,6855	-0,3693	-0,1295	-0,1707
CF <sub>t-1</sub> /Pt-1		-0,4647	-0,3418	-0,2783	-0,2874
$\Delta$ AC <sub>t-1</sub> /Pt-1			0,7354	-0,4436	-0,3686
AC <sub>t-1</sub> /Pt-1				-0,6154	-0,6778
$\Delta$ EVAAt-1/Pt-1					0,8382

Da mesma forma que ocorreu na pesquisa Machuga, Pfeiffer Jr. e Verma (2002), com base nas correlações obtidas, verifica-se que existe um potencial para multicolinearidade nos modelos de regressão empregados, porém, conforme argumentos discutidos no item 2.4.3.1, a multicolinearidade também não será a preocupação imediata desta pesquisa, uma vez que está sendo empregada a mesma metodologia.

Considerando a amostra completa, a maior correlação encontrada foi de 0,8004, entre nível de CF e mudança de CF. A segunda maior correlação foi entre nível de EPS e mudança de EPS, de 0,7278. E a terceira maior correlação foi a obtida entre mudança de EPS e mudança de EVA<sup>®</sup>, de 0,7230, muito próxima da correlação de 0,7188 reportada para essas variáveis por Machuga, Pfeiffer Jr. e Verma (2002, p. 65), vide tabela 2, considerada em seu estudo como a mais notável e esperada por se tratarem de medidas concorrentes.

Observando as subamostras, percebe-se que as variáveis nível e mudança de EVAA apresentaram elevadas correlações positivas nos dois grupos, sendo 0,6642 para as empresas com mudança de lucro abaixo de zero em  $t-1$  e 0,8382 para as empresas com mudança de lucro acima de zero em  $t-1$ . A correlação entre as variáveis nível e mudança de CF (0,8763) foi a maior para as empresas com mudança de lucro acima de zero em  $t-1$  indicando que esse grupo é o responsável pela alta correlação dessas variáveis quando se considera todas empresas, já que a correlação entre essas variáveis para as empresas com mudança de lucro abaixo de zero em  $t-1$  foi apenas 0,1491.

Da mesma forma, é importante notar a alta correlação negativa entre mudança de AC e mudança de CF, que foi de -0,6905 para empresas com mudança de lucro abaixo de zero e de -0,6778 para empresas com mudança de lucro acima de zero em  $t-1$ , resultados também semelhantes aos encontrados no estudo norte americano de forte correlação negativa. Também foi encontrada uma correlação negativa entre mudança de EVAA e mudança de *accrual* para as empresas com mudança de lucro no ano anterior acima de zero (-0,4436), porém essa correlação foi positiva para as empresas com mudança de lucro no ano anterior abaixo de zero (0,3029). Esses resultados assemelham-se aos de Machuga, Pfeiffer Jr. e Verma (2002), pois esses autores, embora terem encontrado apenas correlações negativas entre essas variáveis, afirmam que a maior correlação é apresentada pelas empresas com mudança de lucro acima de zero no ano anterior. Destaca-se ainda a forte correlação negativa entre mudança de EVAA e nível de *accrual* que foi de -0,6154, coincidentemente, para as duas subdivisões de empresas.

Conforme metodologia especificada no capítulo anterior, foram aplicadas as regressões anuais, tanto no conjunto de todas empresas (amostra total), quanto nas empresas divididas em subamostras de acordo com a mudança de lucro no ano anterior (abaixo ou acima de zero). Na tabela 11, podem ser verificados os resultados obtidos.

Tabela 11 – Resultados das regressões de previsões de lucro

<b>Regressões <i>cross-section</i> (período 1998-2006)</b>								
$\Delta EPS_t/P_{t-1} = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta CF_{t-1}/P_{t-1} + \alpha_2 CF_{t-1}/P_{t-1} + \alpha_3 \Delta AC_{t-1}/P_{t-1} + \alpha_4 AC_{t-1}/P_{t-1} + \alpha_5 \Delta EVAA_{t-1}/P_{t-1} + \alpha_6 EVAA_{t-1}/P_{t-1} + \alpha_7 SAR_{t-1} + \varepsilon_t$								
<b>Todos anos-empresas (<i>firm-years</i>) (n = 1852)</b>								
	$\alpha_0$	$\alpha_1$	$\alpha_2$	$\alpha_3$	$\alpha_4$	$\alpha_5$	$\alpha_6$	$\alpha_7$
Média intertemporal	0,1096	-0,1901	-0,5096	-0,0168	-0,5966	-0,3208	0,0240	0,0045
t's intertemporais	1,11	-1,19	-2,98	-0,11	-3,49	-1,47	0,31	1,11
R <sup>2</sup> médio		0,74						
<b>Anos-empresas (<i>firm-years</i>) com mudanças de lucro abaixo de zero no ano t-1 (n = 769)</b>								
	$\alpha_0$	$\alpha_1$	$\alpha_2$	$\alpha_3$	$\alpha_4$	$\alpha_5$	$\alpha_6$	$\alpha_7$
Média intertemporal	0,0296	-0,1129	-0,5900	-0,0253	-0,6161	-0,0775	-0,0189	-0,0010
t's intertemporais	0,35	-0,50	-2,79	-0,10	-3,08	-0,33	-0,23	-0,32
R <sup>2</sup> médio		0,67						
<b>Anos-empresas (<i>firm-years</i>) com mudanças de lucro acima de zero no ano t-1 (n = 1083)</b>								
	$\alpha_0$	$\alpha_1$	$\alpha_2$	$\alpha_3$	$\alpha_4$	$\alpha_5$	$\alpha_6$	$\alpha_7$
Média intertemporal	0,0727	-0,4499	-0,1106	-0,3137	-0,1340	0,1370	-0,1229	0,0077
t's intertemporais	0,59	-1,64	-0,40	-0,99	-0,40	0,40	-0,64	1,32
R <sup>2</sup> médio		0,66						

Na aplicação da regressão múltipla é necessário verificar se a variável dependente se relaciona com o conjunto de variáveis independentes, ou seja, deve-se testar a regressão como um todo (GUJARATI, 2000, p. 236). Todas as regressões aplicadas nesta pesquisa se demonstraram estatisticamente significantes, o que pôde ser verificado pelo  $F$  de significação (estatística  $F$  para a regressão como um todo) obtido, que em quase todos os casos foi inferior a 0,05 ( $\alpha$ ), ver tabelas 12, 13 e 14. Conforme Gujarati (2000, p. 243) considera-se que a regressão é significativa como um todo se o  $F$  apurado na regressão é menor que  $\alpha$ . A única regressão que apresentou  $F$  de significação superior a 0,05, foi a do ano de 2004 aplicada às empresas com mudança de lucro acima de zero no ano anterior,  $F = 0,1037$ , portanto essa não se demonstrou estatisticamente significativa ao nível de 5%, conforme pode ser conferido na tabela 14.

A média intertemporal constante na tabela 11 consiste da média dos 9 coeficientes anuais estimados. Conforme Machuga, Pfeiffer Jr. e Verma (2002), utilizou-se a estatística *t* intertemporal. Segundo Triola (2005, p. 259) a distribuição *t* de Student é indicada quando não se conhece o desvio-padrão da população, não se sabe se essa população é normalmente distribuída e a amostra não é pequena ( $n > 30$ ). As definições desta pesquisa estão em acordo com os requisitos necessários para utilização da estatística *t*.

Em sua pesquisa, Machuga, Pfeiffer Jr. e Verma (2002, p. 72), afirmam que devido ao potencial viés na estatística *t* combinada (*pooled*) causada pelas correlações *cross-sectional* nos termos de erro, eles utilizaram a estatística *t* “intertemporal”, a qual foi calculada como a média dos 16 coeficientes estimados anuais dividida pelo erro-padrão das 16 estimativas. Esses autores afirmam que a presença de multicolinearidade nas estimações também viesam os erros-padrão combinados, por fim argumentam que a estatística *t* intertemporal não está sujeita a este viés, daí a melhor opção ser utilizá-la.

Nesta pesquisa, também ocorreu um forte potencial de multicolinearidade, assim também decidiu-se aplicar a estatística *t* intertemporal da mesma forma que o trabalho anterior. De acordo com as especificações de Machuga, Pfeiffer Jr. e Verma (2002, p. 68), a estatística *t* intertemporal foi calculada como a razão das médias e erros-padrão das 9 estimativas dos coeficientes de regressão e os valores de probabilidade utilizados foram de duas caudas.

Utilizando uma tabela da distribuição *t* de Student, conforme disponível em Triola (2005, p. 570), considerando um nível de confiança de 95%, verifica-se que o *t* crítico para uma amostra de 1.852 observações (todas empresas) é  $\pm 1,961$ , para uma amostra com 769 observações (empresas com mudança de lucro abaixo de zero no ano anterior) o *t* crítico é  $\pm 1,963$  e para uma amostra com 1.083 observações (empresas com mudança de lucro acima de zero no ano anterior) o *t* crítico é  $\pm 1,962$ . Para obtenção desses valores críticos foi



considerado o número de graus de liberdade como  $n - 1$ , onde  $n$  é o número de observações (TRIOLA, 2005, p. 256). Acrescenta-se que o  $t$  intertemporal, apresentado pelo coeficiente, inferior ao  $t$  crítico (em módulo) será considerado como estatisticamente insignificante.

Pelos resultados da tabela 11, pode-se verificar que os níveis de fluxos de caixa e *accruals* do ano anterior são úteis em prever lucros futuros no conjunto de todas as empresas e na subamostra das empresas que apresentaram mudança de lucro abaixo de zero em  $t-1$  o que pode ser verificado pela significância apresentada por esses coeficientes, os coeficientes para o conjunto de todas as empresas foram  $\alpha_2 - t = -2,98$  e  $\alpha_4 - t = -3,49$ , para empresas com mudança de lucro acima de zero em  $t-1$  os coeficientes foram  $\alpha_2 - t = -2,79$  e  $\alpha_4 - t = -3,08$ . Esses resultados são semelhantes aos de Machuga, Pfeiffer Jr. e Verma (2002), vide tabela 3, porém em seu trabalho não reportaram resultados de sua amostra no conjunto de todas as empresas e em seus resultados essas variáveis também foram significantes para as empresas com mudança de lucro acima de zero em  $t-1$ , o que não ocorreu nesta pesquisa.

As variáveis mudança de fluxos de caixa e *accruals* ( $\alpha_1$  e  $\alpha_3$ ) não se demonstraram estatisticamente significativas ao nível de 5% ou 10% em nenhum dos conjuntos de testes (amostra completa e as duas subdivisões). Nos resultados do estudo com as empresas dos Estados Unidos (conforme tabela 3) esses coeficientes se apresentaram significantes apenas para as empresas com mudança de lucro abaixo de zero em  $t-1$ .

A variável SAR ( $\alpha_7$ ) não se demonstrou estatisticamente significativa em nenhum dos três conjuntos de empresas desta pesquisa, resultados esses também contrários aos reportados no estudo norte americano, no qual essa variável foi significativa nas suas duas divisões.

Finalmente, as variáveis EVA<sup>®</sup> desse estudo, representadas pelos coeficientes  $\alpha_5$  e  $\alpha_6$ , também não apresentaram significância estatística para nenhum dos conjuntos de empresas. Verificou-se que o nível de EVAA ( $\alpha_6$ ), variável que foi significativa no trabalho de Machuga, Pfeiffer Jr. e Verma (2002), para empresas com mudança de lucro abaixo de zero no ano

anterior, apresentou o resultado mais insignificante das variáveis EVA<sup>®</sup> neste trabalho, tanto em módulo do coeficiente ( $\alpha_6 = -0,0189$ ) quanto pelo  $t$  intertemporal ( $t = -0,23$ ). A mudança de EVAA ( $\alpha_5$ ), que foi significativa nos testes de Machuga, Pfeiffer Jr. e Verma (2002) para empresas com mudança de lucro acima de zero no ano anterior, também não se demonstrou estatisticamente significativa nesta pesquisa em nenhum dos conjuntos de empresas ( $t = -1,47$ ,  $t = -0,33$ , e  $t = 0,40$ , respectivamente para amostra completa, empresas com mudança de lucro abaixo de zero em  $t-1$  e empresas com mudança de lucro acima de zero em  $t-1$ ).

Com esses resultados, não é possível comprovar a utilidade incremental do EVA<sup>®</sup> na predição de lucros futuros das empresas de capital aberto do Brasil. Em contraste, Machuga, Pfeiffer Jr. e Verma (2002, p. 67) afirmam que o EVA<sup>®</sup> é incrementalmente útil na previsão de mudança de lucros, fornecendo informação além daquela constante em fluxos de caixa, accruals e retorno de ações do ano anterior, sendo que encontraram significância estatística da mudança de EVAA ( $\alpha_5$ ) para as empresas com mudança de lucro acima de zero em  $t-1$  e do nível de EVAA ( $\alpha_6$ ) para as empresas com mudança de lucro abaixo de zero em  $t-1$  em seu estudo com empresas dos Estados Unidos da América.

Como os resultados foram obtidos utilizando-se os valores intertemporais médios, acredita-se ser interessante apresentar os resultados das regressões anuais, portanto isso será efetuado a seguir.

A tabela 12 apresenta os resultados das regressões para o conjunto de todas empresas; nela, estão reportados os resultados obtidos nas 9 regressões anuais: os coeficientes estimados, sua respectiva estatística  $t$ , valor  $p$ , o número de observações ou empresas ( $n$ ), o coeficiente de determinação ( $R^2$ ) e o  $F$  de significação alcançado em cada regressão.

Tabela 12 – Resultados das regressões aplicadas a todas empresas

Variáveis	1998			1999			2000		
	n	192	n	195	n	206			
	R <sup>2</sup> ajustado	0,9753	R <sup>2</sup> ajustado	0,9293	R <sup>2</sup> ajustado	0,7352			
	F de Significação	0,0000	F de Significação	0,0000	F de Significação	0,0000			
	Coefficiente	Estat. t	Valor p	Coefficiente	Estat. t	Valor p	Coefficiente	Estat. t	Valor p
Intercepto	-0,2371	-2,0169	0,0452	-0,2246	-1,7120	0,0886	0,8337	2,1593	0,0320
$\Delta$ CFt-1/Pt-1	0,0296	0,1297	0,8969	-0,0501	-0,2825	0,7779	-0,8452	-3,5054	0,0006
CFt-1/Pt-1	-1,0024	-3,5151	0,0006	-0,2199	-0,8090	0,4196	-1,2807	-3,7933	0,0002
$\Delta$ ACt-1/Pt-1	0,4778	1,8854	0,0609	-0,0274	-0,2426	0,8086	0,2193	0,5984	0,5503
ACt-1/Pt-1	-0,9497	-3,1947	0,0016	-0,4459	-3,1251	0,0021	-1,7249	-3,2118	0,0015
$\Delta$ EVAAt-1/Pt-1	-0,3674	-1,0995	0,2730	-0,0559	-0,2020	0,8401	-1,4426	-1,7301	0,0852
EVAAt-1/Pt-1	-0,3801	-1,8860	0,0609	0,0254	0,2719	0,7860	0,4901	1,4573	0,1466
SARt-1	-0,0033	-1,6197	0,1070	0,0064	0,8614	0,3901	0,0411	1,5509	0,1225

  

Variáveis	2001			2002			2003		
	n	238	n	226	n	206			
	R <sup>2</sup> ajustado	0,6934	R <sup>2</sup> ajustado	0,9452	R <sup>2</sup> ajustado	0,6243			
	F de Significação	0,0000	F de Significação	0,0000	F de Significação	0,0000			
	Coefficiente	Estat. t	Valor p	Coefficiente	Estat. t	Valor p	Coefficiente	Estat. t	Valor p
Intercepto	0,0824	2,4974	0,0132	0,0927	1,8375	0,0675	0,1085	1,7735	0,0777
$\Delta$ CFt-1/Pt-1	-0,2076	-4,0961	0,0001	0,0169	0,0893	0,9289	-0,7354	-2,7407	0,0067
CFt-1/Pt-1	-0,5023	-4,7807	0,0000	-0,0847	-0,4639	0,6432	-0,1930	-1,0682	0,2867
$\Delta$ ACt-1/Pt-1	-0,1372	-4,6052	0,0000	-0,0851	-0,3975	0,6914	-0,6687	-2,2962	0,0227
ACt-1/Pt-1	-0,5395	-6,6631	0,0000	0,1681	0,7638	0,4458	-0,2479	-1,2388	0,2169
$\Delta$ EVAAt-1/Pt-1	-0,1667	-1,9133	0,0570	-1,1688	-3,3846	0,0008	-0,1950	-4,5316	0,0000
EVAAt-1/Pt-1	-0,0784	-4,9729	0,0000	0,3028	4,5406	0,0000	0,0371	1,9592	0,0515
SARt-1	0,0000	0,2979	0,7660	0,0014	1,4928	0,1369	-0,0024	-2,2311	0,0268

  

Variáveis	2004			2005			2006		
	n	207	n	192	n	190			
	R <sup>2</sup> ajustado	0,0407	R <sup>2</sup> ajustado	0,7354	R <sup>2</sup> ajustado	0,9937			
	F de Significação	0,0320	F de Significação	0,0000	F de Significação	0,0000			
	Coefficiente	Estat. t	Valor p	Coefficiente	Estat. t	Valor p	Coefficiente	Estat. t	Valor p
Intercepto	0,3295	3,2290	0,0015	0,1560	3,3492	0,0010	-0,0448	-0,7658	0,4448
$\Delta$ CFt-1/Pt-1	-0,0217	-0,3166	0,7519	0,0105	0,0927	0,9262	-0,0976	-0,3859	0,7000
CFt-1/Pt-1	-0,2619	-2,2246	0,0272	-0,7709	-7,6231	0,0000	-0,7805	-6,0156	0,0000
$\Delta$ ACt-1/Pt-1	-0,0926	-1,6201	0,1068	-0,0453	-0,3761	0,7072	0,1908	1,3136	0,1906
ACt-1/Pt-1	-0,1313	-1,4818	0,1400	-0,7068	-9,8972	0,0000	-1,3881	-19,4701	0,0000
$\Delta$ EVAAt-1/Pt-1	0,1805	1,1313	0,2593	-0,0207	-0,5545	0,5799	0,0289	0,4543	0,6501
EVAAt-1/Pt-1	-0,0150	-0,7151	0,4754	0,0190	1,8671	0,0635	-0,1612	-9,4356	0,0000
SARt-1	0,0015	0,9409	0,3479	0,0002	0,6657	0,5064	0,0002	0,2183	0,8274

Na tabela 12, foi utilizado o R<sup>2</sup> ajustado pois, segundo Gujarati (2000, p. 199), é o recomendado para o caso de regressão múltipla, já que esse compensa os aumentos ocasionados no coeficiente de determinação quando se inclui mais de uma variável

explicativa. Esse coeficiente, apesar de apresentar um valor médio de 0,74, teve alta oscilação, sendo seu valor mínimo de 0,04 em 2004 e máximo de 0,99 em 2006. Porém, o  $R^2$  elevado é uma das conseqüências da multicolinearidade, conforme Gujarati (2000, p. 334), essa característica é facilmente detectada quando se tem um alto  $R^2$ , porém poucas razões  $t$  significativas.

Segundo esse argumento, em função da característica de multicolinearidade do modelo, já se tinha suposta a possibilidade de que nas regressões algum(ns) coeficiente(s) não se apresentasse(m) estatisticamente significante(s). Por esse motivo realizou-se uma análise de cada um dos coeficientes indicando se e quantas vezes demonstrou-se estatisticamente significante ao nível de 5% nos testes com todas empresas.

Assim a variável mudança de fluxo de caixa operacional ( $\Delta CF$ ) foi significativa nas regressões de 3 anos (2000, 2001 e 2003). Já a variável nível de fluxo de caixa operacional (CF) foi significativa em 6 regressões (1998, 2000, 2001, 2004, 2005 e 2006), a quantidade de anos em que essa variável apresentou-se significativa (6 dos 9 anos) ajuda esclarecer a sua validade quando aplicados os testes com as médias e  $t$ 's intertemporais.

A variável mudança de *accrual* ( $\Delta AC$ ) se demonstrou significativa em 2 regressões (2001 e 2003). Enquanto isso, a variável nível de *accrual* (AC) foi significativa em 5 regressões (1998, 1999, 2000, 2001, 2005 e 2006), o que também auxilia a explicação de sua validade quando aplicados os testes com valores médios.

Com relação à variável mudança de ajuste do EVA<sup>®</sup> ( $\Delta EVAA$ ), ela se demonstrou significante em 2 anos (2002 e 2003). E a variável nível de ajuste do EVA<sup>®</sup> (EVAA) também foi significativa em 3 regressões (2001, 2002 e 2006).

Por fim, a variável retorno ajustado ao tamanho (SAR) se demonstrou significativa em apenas 1 regressão (2003).

Da mesma forma que foi feito com o conjunto de todas empresas, a tabela 13 apresenta os resultados das regressões para as empresas com mudança de lucro abaixo de zero em  $t-1$ .

**Tabela 13 – Resultados das regressões aplicadas às empresas com mudança de lucro abaixo de zero em  $t-1$**

Variáveis	1998			1999			2000		
	n	73		n	100		n	103	
	R <sup>2</sup> ajustado	0,6174		R <sup>2</sup> ajustado	0,7198		R <sup>2</sup> ajustado	0,8875	
	F de Significação	0,0000		F de Significação	0,0000		F de Significação	0,0000	
	Coefficiente	Estat. $t$	Valor $p$	Coefficiente	Estat. $t$	Valor $p$	Coefficiente	Estat. $t$	Valor $p$
Intercepto	-0,1978	-2,0843	0,0411	-0,1741	-1,6046	0,1120	0,0338	0,4798	0,6325
$\Delta$ CFt-1/Pt-1	-0,9409	-2,3925	0,0196	0,2017	0,8617	0,3911	-0,3944	-2,3938	0,0186
CFt-1/Pt-1	-0,1066	-0,2659	0,7911	-0,9758	-4,1879	0,0001	-0,5744	-8,1719	0,0000
$\Delta$ ACt-1/Pt-1	-0,9164	-2,2536	0,0276	0,1331	0,6373	0,5255	-0,3214	-2,0925	0,0391
ACt-1/Pt-1	-0,1712	-0,4248	0,6724	-0,9000	-5,3206	0,0000	-0,6128	-5,9135	0,0000
$\Delta$ EVAAt-1/Pt-1	-0,0412	-0,2341	0,8157	0,3023	0,9812	0,3291	-0,2730	-1,5592	0,1223
EVAAt-1/Pt-1	0,0200	0,1598	0,8735	-0,0370	-0,2415	0,8097	0,1592	1,4123	0,1611
SARt-1	-0,0098	-1,2130	0,2295	-0,0046	-1,5835	0,1167	-0,0011	-0,2328	0,8164

  

Variáveis	2001			2002			2003		
	n	80		n	97		n	112	
	R <sup>2</sup> ajustado	0,8639		R <sup>2</sup> ajustado	0,3293		R <sup>2</sup> ajustado	0,7506	
	F de Significação	0,0000		F de Significação	0,0000		F de Significação	0,0000	
	Coefficiente	Estat. $t$	Valor $p$	Coefficiente	Estat. $t$	Valor $p$	Coefficiente	Estat. $t$	Valor $p$
Intercepto	-0,0491	-0,9584	0,3411	-0,1114	-2,0628	0,0420	0,1858	2,9721	0,0037
$\Delta$ CFt-1/Pt-1	-0,3035	-4,1656	0,0001	0,1024	0,6104	0,5431	-0,4163	-0,9637	0,3374
CFt-1/Pt-1	-0,5151	-7,3196	0,0000	-0,3052	-1,0007	0,3197	-0,4786	-2,5560	0,0120
$\Delta$ ACt-1/Pt-1	-0,2125	-6,1858	0,0000	0,5541	1,9419	0,0553	-0,1253	-0,2675	0,7896
ACt-1/Pt-1	-0,4773	-8,3004	0,0000	-0,5482	-1,4404	0,1533	-0,6394	-2,7994	0,0061
$\Delta$ EVAAt-1/Pt-1	0,2085	1,6712	0,0990	-0,5041	-1,1182	0,2665	-0,3942	-0,8839	0,3788
EVAAt-1/Pt-1	-0,1470	-7,3423	0,0000	-0,0797	-0,8003	0,4256	0,1021	0,5405	0,5900
SARt-1	0,0006	0,4827	0,6308	0,0033	3,9762	0,0001	-0,0059	-1,0376	0,3019

  

Variáveis	2004			2005			2006		
	n	57		n	60		n	87	
	R <sup>2</sup> ajustado	0,1667		R <sup>2</sup> ajustado	0,6998		R <sup>2</sup> ajustado	0,9986	
	F de Significação	0,0230		F de Significação	0,0000		F de Significação	0,0000	
	Coefficiente	Estat. $t$	Valor $p$	Coefficiente	Estat. $t$	Valor $p$	Coefficiente	Estat. $t$	Valor $p$
Intercepto	0,3719	1,8958	0,0639	0,1401	0,8681	0,3893	0,0966	1,9682	0,0526
$\Delta$ CFt-1/Pt-1	0,0636	0,2739	0,7853	0,4603	1,0423	0,3021	0,0986	1,0132	0,3140
CFt-1/Pt-1	-0,6449	-3,7560	0,0005	-0,9127	-1,7696	0,0827	-1,3868	-8,6072	0,0000
$\Delta$ ACt-1/Pt-1	0,1366	0,5136	0,6099	0,3622	0,7613	0,4499	0,1368	1,0154	0,3130
ACt-1/Pt-1	-0,6912	-3,0135	0,0041	-0,7069	-1,8304	0,0729	-1,4144	-32,9676	0,0000
$\Delta$ EVAAt-1/Pt-1	-0,3565	-0,9975	0,3234	0,3159	1,2655	0,2113	-0,0329	-0,4693	0,6401
EVAAt-1/Pt-1	0,0101	0,1770	0,8603	-0,0474	-0,9468	0,3481	-0,1694	-35,9764	0,0000
SARt-1	0,0073	1,2062	0,2335	0,0001	0,1419	0,8877	0,0004	0,8832	0,3798

Para esse conjunto de empresas, o  $R^2$  ajustado médio foi de 0,67, e também apresentou alta oscilação, apresentando um valor mínimo de 0,17 em 2004 e um máximo muito próximo de 1,00 (0,9986) em 2006. Como já mencionado, segundo Gujarati (2000, p. 329), um alto  $R^2$ , mas poucas razões  $t$  significativas é consequência da multicolinearidade.

Da mesma maneira que na amostra completa, para as empresas com mudança de lucro abaixo de zero em  $t-1$ , foi efetuada uma análise de cada um dos coeficientes, informando se e quantas vezes ele foi estatisticamente significativo ao nível de 5% nas regressões anuais.

A variável mudança de fluxo de caixa operacional ( $\Delta CF$ ) apresentou-se estatisticamente significativa nas regressões de 3 anos (1998, 2000 e 2001). Já a variável nível de fluxo de caixa operacional ( $CF$ ) foi significativa em 6 regressões (1999, 2000, 2001, 2003, 2004 e 2006), a quantidade de anos em que essa variável apresentou-se significativa (6 dos 9 anos) auxilia na explicação de sua validade quando aplicados os testes com as médias e  $t$ 's intertemporais.

A variável mudança de *accrual* ( $\Delta AC$ ) se demonstrou significativa em 3 regressões (1998, 2000 e 2001). Já a variável nível de *accrual* ( $AC$ ) foi significativa em 6 regressões (1999, 2000, 2001, 2003, 2004 e 2006), também ajudando a explicar sua validade quando aplicados os testes com valores médios.

Na análise da variável mudança de ajuste do EVA<sup>®</sup> ( $\Delta EVAA$ ), verifica-se que ela não se demonstrou significativa ao nível de 5% em nenhuma das regressões dessa subamostra. Enquanto isso, a variável nível de ajuste do EVA<sup>®</sup> ( $EVAA$ ) apresentou-se significativa em 2 regressões (2001 e 2006).

Finalmente, a variável retorno ajustado ao tamanho ( $SAR$ ), para as empresas com mudança de lucro abaixo de zero em  $t-1$ , se demonstrou significativa somente em 1 regressão (2002).

Na tabela 14 são apresentados os resultados das regressões para empresas com mudança de lucro acima de zero em  $t-1$ .

**Tabela 14 – Resultados das regressões aplicadas às empresas com mudança de lucro acima de zero em  $t-1$**

Variáveis	1998			1999			2000		
	n		119	n		95	n		103
	R <sup>2</sup> ajustado		0,9849	R <sup>2</sup> ajustado		0,9538	R <sup>2</sup> ajustado		0,8498
	F de Significação		0,0000	F de Significação		0,0000	F de Significação		0,0000
	Coefficiente	Estat. $t$	Valor $p$	Coefficiente	Estat. $t$	Valor $p$	Coefficiente	Estat. $t$	Valor $p$
Intercepto	-0,0609	-0,4826	0,6303	-0,3210	-1,9212	0,0580	0,2350	0,4720	0,6380
$\Delta$ CFt-1/Pt-1	0,2820	0,8653	0,3888	0,1082	0,3611	0,7189	-3,9738	-3,9684	0,0001
CFt-1/Pt-1	-0,9204	-2,3270	0,0218	0,4545	1,3372	0,1847	1,4547	1,5055	0,1355
$\Delta$ ACT-1/Pt-1	0,8053	2,1349	0,0350	0,1403	0,7906	0,4313	-3,1675	-2,3174	0,0226
ACT-1/Pt-1	-0,7909	-1,8349	0,0692	0,1242	0,3391	0,7353	1,3283	0,9373	0,3510
$\Delta$ EVAAt-1/Pt-1	-0,3385	-0,8069	0,4215	0,3502	0,9646	0,3374	3,0512	1,6298	0,1065
EVAAt-1/Pt-1	-0,1118	-0,3292	0,7426	0,4013	1,5997	0,1133	-1,9610	-1,7339	0,0862
SARt-1	-0,0010	-0,5595	0,5770	0,0201	1,0035	0,3184	0,0588	1,9263	0,0571

  

Variáveis	2001			2002			2003		
	n		158	n		129	n		94
	R <sup>2</sup> ajustado		0,5148	R <sup>2</sup> ajustado		0,9720	R <sup>2</sup> ajustado		0,2470
	F de Significação		0,0000	F de Significação		0,0000	F de Significação		0,0000
	Coefficiente	Estat. $t$	Valor $p$	Coefficiente	Estat. $t$	Valor $p$	Coefficiente	Estat. $t$	Valor $p$
Intercepto	0,0992	2,0823	0,0390	0,0369	0,5958	0,5524	0,1596	1,5672	0,1207
$\Delta$ CFt-1/Pt-1	-0,2100	-3,3618	0,0010	0,3187	1,0033	0,3177	-1,2193	-3,1892	0,0020
CFt-1/Pt-1	-0,5579	-2,8727	0,0047	0,0968	0,4438	0,6580	0,1586	0,4912	0,6246
$\Delta$ ACT-1/Pt-1	-0,0822	-3,0626	0,0026	0,1686	0,4604	0,6460	-1,0464	-2,9983	0,0035
ACT-1/Pt-1	-0,7151	-2,9001	0,0043	0,3986	1,4342	0,1541	-0,0294	-0,0962	0,9236
$\Delta$ EVAAt-1/Pt-1	-0,1369	-3,0334	0,0029	-1,4501	-3,5545	0,0005	-0,1179	-1,8238	0,0717
EVAAt-1/Pt-1	-0,0087	-0,3799	0,7045	0,3798	4,6763	0,0000	0,0902	3,4934	0,0008
SARt-1	0,0000	-0,6797	0,4977	0,0004	0,4512	0,6526	-0,0025	-1,9453	0,0550

  

Variáveis	2004			2005			2006		
	n		150	n		132	n		103
	R <sup>2</sup> ajustado		0,0337	R <sup>2</sup> ajustado		0,7582	R <sup>2</sup> ajustado		0,6013
	F de Significação		0,1037	F de Significação		0,0000	F de Significação		0,0000
	Coefficiente	Estat. $t$	Valor $p$	Coefficiente	Estat. $t$	Valor $p$	Coefficiente	Estat. $t$	Valor $p$
Intercepto	0,3163	2,2941	0,0233	0,2250	4,5889	0,0000	0,0370	1,0580	0,2927
$\Delta$ CFt-1/Pt-1	0,0203	0,3153	0,7530	-0,0471	-0,3921	0,6957	0,2217	1,2494	0,2146
CFt-1/Pt-1	-0,1831	-1,4601	0,1465	-0,8040	-6,7440	0,0000	-0,8057	-7,6395	0,0000
$\Delta$ ACT-1/Pt-1	-0,0764	-1,1708	0,2437	-0,1414	-1,0844	0,2803	0,2624	0,8224	0,4129
ACT-1/Pt-1	-0,0334	-0,3429	0,7322	-0,7597	-5,3584	0,0000	-0,8629	-9,9728	0,0000
$\Delta$ EVAAt-1/Pt-1	0,1359	0,7784	0,4376	-0,0159	-0,4005	0,6895	-0,1082	-1,4734	0,1439
EVAAt-1/Pt-1	-0,0060	-0,2413	0,8097	0,0116	0,7756	0,4395	-0,0246	-1,5792	0,1176
SARt-1	0,0010	0,7903	0,4306	0,0001	0,1760	0,8606	-0,0003	-0,1360	0,8921

O coeficiente de determinação ajustado, para esse conjunto de empresas, apresentou um valor médio de 0,66, porém sua oscilação foi ainda mais elevada que a do grupo anterior, apresentando um valor mínimo de 0,03 em 2004 e máximo de 0,98 em 1998. Novamente, de

acordo com Gujarati (2000, p. 329), a presença de um alto  $R^2$ , mas poucas razões  $t$  significativas é consequência da multicolinearidade.

Em decorrência desse argumento, como na amostra completa e na subamostra anterior, também para as empresas com mudança de lucro acima de zero em  $t-1$ , efetuou-se uma análise de cada um dos coeficientes, informando se e quantas vezes ele foi estatisticamente significativo ao nível de 5% nas regressões anuais.

Nas empresas com mudança de lucro acima de zero em  $t-1$  a variável mudança de fluxo de caixa operacional ( $\Delta CF$ ) foi significativa em 3 regressões (2000, 2001 e 2003). A variável nível de fluxo de caixa operacional ( $CF$ ) se apresentou significativa em 4 regressões (1998, 2001, 2005 e 2006).

Na variável mudança de *accrual* ( $\Delta AC$ ) foram encontrados resultados estatisticamente significativos em 4 regressões (1998, 2000, 2001 e 2003). Enquanto a variável nível de *accrual* ( $AC$ ) foi significativa em 3 regressões (2001, 2005 e 2006).

A variável mudança de ajuste do EVA<sup>®</sup> ( $\Delta EVAA$ ) se demonstrou significativa em 2 anos (2001 e 2002). Da mesma forma, a variável nível de ajuste do EVA<sup>®</sup> ( $EVAA$ ) também foi significativa em 2 regressões (2002 e 2003).

Finalmente, a variável retorno ajustado ao tamanho ( $SAR$ ) para essa divisão de empresas não apresentou significância estatística em nenhuma regressão.

A tabela 15 demonstra uma síntese da significância estatística dos coeficientes das variáveis nas regressões, onde “Sim” representa que a variável apresentou um coeficiente estatisticamente significativo ao nível de 5% e “Não” que o seu coeficiente não é estatisticamente significativo nesse nível.



**Tabela 15 – Variável estatisticamente significativa (Sim ou Não) ao nível de 5% nas regressões**

Variáveis	Todas empresas									
	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	
Intercepto	Sim	Não	Sim	Sim	Não	Não	Sim	Sim	Não	
$\Delta$ CFt-1/Pt-1	Não	Não	Sim	Sim	Não	Sim	Não	Não	Não	
CFt-1/Pt-1	Sim	Não	Sim	Sim	Não	Não	Sim	Sim	Sim	
$\Delta$ ACt-1/Pt-1	Não	Não	Não	Sim	Não	Sim	Não	Não	Não	
ACt-1/Pt-1	Sim	Sim	Sim	Sim	Não	Não	Não	Sim	Sim	
$\Delta$ EVAAt-1/Pt-1	Não	Não	Não	Não	Sim	Sim	Não	Não	Não	
EVAAt-1/Pt-1	Não	Não	Não	Sim	Sim	Não	Não	Não	Sim	
SARt-1	Não	Não	Não	Não	Não	Sim	Não	Não	Não	

  

Variáveis	Mudanças de lucro abaixo de zero no ano $t-1$									
	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	
Intercepto	Sim	Não	Não	Não	Sim	Sim	Não	Não	Não	
$\Delta$ CFt-1/Pt-1	Sim	Não	Sim	Sim	Não	Não	Não	Não	Não	
CFt-1/Pt-1	Não	Sim	Sim	Sim	Não	Sim	Sim	Não	Sim	
$\Delta$ ACt-1/Pt-1	Sim	Não	Sim	Sim	Não	Não	Não	Não	Não	
ACt-1/Pt-1	Não	Sim	Sim	Sim	Não	Sim	Sim	Não	Sim	
$\Delta$ EVAAt-1/Pt-1	Não	Não	Não	Não	Não	Não	Não	Não	Não	
EVAAt-1/Pt-1	Não	Não	Não	Sim	Não	Não	Não	Não	Sim	
SARt-1	Não	Não	Não	Não	Sim	Não	Não	Não	Não	

  

Variáveis	Mudanças de lucro acima de zero no ano $t-1$									
	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	
Intercepto	Não	Não	Não	Sim	Não	Não	Sim	Sim	Não	
$\Delta$ CFt-1/Pt-1	Não	Não	Sim	Sim	Não	Sim	Não	Não	Não	
CFt-1/Pt-1	Sim	Não	Não	Sim	Não	Não	Não	Sim	Sim	
$\Delta$ ACt-1/Pt-1	Sim	Não	Sim	Sim	Não	Sim	Não	Não	Não	
ACt-1/Pt-1	Não	Não	Não	Sim	Não	Não	Não	Sim	Sim	
$\Delta$ EVAAt-1/Pt-1	Não	Não	Não	Sim	Sim	Não	Não	Não	Não	
EVAAt-1/Pt-1	Não	Não	Não	Não	Sim	Sim	Não	Não	Não	
SARt-1	Não	Não	Não	Não	Não	Não	Não	Não	Não	

Apesar dos coeficientes não terem apresentado resultados estatisticamente significantes na média, optou-se por aplicar o teste de valor incremental de inclusão do EVAA no modelo, pois, como demonstrado, em algumas das regressões anuais da pesquisa essas variáveis foram significativas. Salienta-se, além disso, que Machuga, Pfeiffer Jr. e Verma (2002) empregaram esse teste, embora em sua pesquisa a variável mudança de EVAA ( $\alpha_5$ ) não ter sido significativa para empresas com mudança de lucro abaixo de zero no ano anterior e o mesmo ter ocorrido para a variável nível de EVAA ( $\alpha_6$ ) para as empresas com mudança de lucro acima de zero no ano anterior, como pode ser observado na tabela 3. Portanto, a

aplicação desse teste também permite uma comparação com os resultados desse trabalho anterior.

Assim, conforme procedimento descrito no item 3.5.2, foram aplicadas novas regressões nos dados, agora sem inclusão das variáveis EVA<sup>®</sup> ( $\alpha_5$  e  $\alpha_6$ ) e apurados novos coeficientes médios. Os resultados médios dessas novas regressões podem ser conferidos na tabela 16.

**Tabela 16 – Resultados das regressões de previsões de lucro sem variáveis EVAA ( $\alpha_5$  e  $\alpha_6$ )**

<b>Regressões <i>cross-section</i> (período 1998-2006)</b>						
$\Delta EPS_t/P_{t-1} = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta CF_{t-1}/P_{t-1} + \alpha_2 CF_{t-1}/P_{t-1} + \alpha_3 \Delta AC_{t-1}/P_{t-1} + \alpha_4 AC_{t-1}/P_{t-1} + \alpha_7 SAR_{t-1} + \varepsilon_t$						
<b>Todos anos-empresas (<i>firm-years</i>) (n = 1852)</b>						
	$\alpha_0$	$\alpha_1$	$\alpha_2$	$\alpha_3$	$\alpha_4$	$\alpha_7$
Média intertemporal	0,1888	-0,2311	-0,5731	-0,0609	-0,4776	0,0046
t's intertemporais	1,36	-1,02	-2,86	-0,35	-3,14	1,09
R <sup>2</sup> médio		0,67				
<b>Anos-empresas (<i>firm-years</i>) com mudanças de lucro abaixo de zero no ano t-1 (n = 769)</b>						
	$\alpha_0$	$\alpha_1$	$\alpha_2$	$\alpha_3$	$\alpha_4$	$\alpha_7$
Média intertemporal	0,1092	-0,2103	-0,6812	-0,0904	-0,4951	-0,0013
t's intertemporais	0,74	-0,82	-1,87	-0,38	-2,46	-0,36
R <sup>2</sup> médio		0,59				
<b>Anos-empresas (<i>firm-years</i>) com mudanças de lucro acima de zero no ano t-1 (n = 1083)</b>						
	$\alpha_0$	$\alpha_1$	$\alpha_2$	$\alpha_3$	$\alpha_4$	$\alpha_7$
Média intertemporal	0,2044	-0,2941	-0,4830	-0,0516	-0,5763	0,0101
t's intertemporais	1,03	-0,95	-1,82	-0,20	-2,92	1,19
R <sup>2</sup> médio		0,62				

Os resultados de cada uma das regressões anuais sem a inclusão das variáveis EVAA ( $\alpha_5$  e  $\alpha_6$ ) estão disponíveis para visualização nos apêndices A, B e C, sendo respectivamente todas empresas, empresas com mudança de lucro abaixo de zero em  $t-1$  e empresas com mudança de lucro acima de zero em  $t-1$ .

Com as informações das regressões e, ainda conforme procedimento descrito no item 3.5.2, foram apuradas duas previsões de lucros, uma com as médias obtidas com o modelo completo e outra sem a inclusão do EVAA; destas previsões, foram identificados os erros médios de previsão (MSE e MAE).

A tabela 17 apresenta os resultados desses testes, ressalta-se que foram apurados os erros tanto para a amostra completa (todos anos-empresas) quanto nas duas subdivisões por mudanças de lucro no ano anterior.

**Tabela 17 – Previsões de lucros (1998 - 2006)**

<b>Previsões de Lucros (período 1998-2006)</b>		
Todos anos-empresas ( <i>firm-years</i> ) (n = 1852)		
	Exclusão de ajustes do EVA	Inclusão de ajustes do EVA
MSE	29,5736	29,1867
MAE	-0,1469	-0,1610
Anos-empresas ( <i>firm-years</i> ) com mudanças de lucro abaixo de zero no ano t-1 (n = 769)		
	Exclusão de ajustes do EVA	Inclusão de ajustes do EVA
MSE	6,6449	5,0974
MAE	-0,1505	-0,1512
Anos-empresas ( <i>firm-years</i> ) com mudanças de lucro acima de zero no ano t-1 (n = 1083)		
	Exclusão de ajustes do EVA	Inclusão de ajustes do EVA
MSE	53,4461	44,0724
MAE	-0,1393	-0,0123

As previsões foram efetuadas e os erros de previsão apurados. Verificou-se em comparação com o trabalho de Machuga, Pfeiffer Jr. e Verma (2002), vide tabela 4, que os erros de previsão apurados por essa metodologia aplicada às empresas de capital aberto do Brasil foram mais elevados que os reportados nessa pesquisa anterior.

Para o conjunto com todas empresas, o MSE é menor (29,1867 contra 29,5736) quando ocorre a inclusão dos ajustes EVA<sup>®</sup> no modelo de previsão, porém o MAE é maior

(em módulo) quando os ajustes são considerados, sendo de -0,1610 com ajustes e de -0,1469 sem os ajustes do EVA<sup>®</sup>. Ressalta-se que, para a amostra completa, o MSE e o MAE não demonstraram significância estatística, lembrando que, considerando um nível de confiança de 95%, o  $t$  crítico para uma amostra de 1.852 observações é  $\pm 1,961$ . Nesta análise, o MSE apresentou uma estatística  $t = 1,564$  nos testes com inclusão dos ajustes do EVA<sup>®</sup> e  $t = 1,484$  nos testes sem inclusão dos ajustes do EVA<sup>®</sup>, enquanto o MAE proporcionou  $t = -1,283$  e  $t = -1,163$ , respectivamente nos testes com e sem inclusão dos ajustes.

Nas previsões efetuadas para as empresas que apresentaram mudança de lucro abaixo de zero no ano anterior, percebe-se que quando há a inclusão dos ajustes do EVA<sup>®</sup> no modelo, o MSE é menor (5,0974 com ajustes contra 6,6449 sem ajustes), porém o MAE, em módulo, é menor quando esses ajustes não são incluídos (-0,1512 contra -0,1505, respectivamente com e sem ajustes). No trabalho de Machuga, Pfeiffer Jr. e Verma (2002), tanto o MAE quanto o MSE são menores para este conjunto de empresas quando os ajustes EVA<sup>®</sup> são excluídos. Cabe lembrar que, considerando um nível de confiança de 95%, o  $t$  crítico para uma amostra de 769 observações é  $\pm 1,963$ ; assim nesse subgrupo o MSE apresentou significância estatística ( $t = 2,020$  com ajustes e  $t = 2,118$  sem ajustes), mas o mesmo não ocorreu com o MAE ( $t = -1,860$  com ajustes e  $t = -1,620$  sem ajustes).

Para as empresas com mudança de lucro acima de zero no ano anterior, o MSE sem os ajustes é de 53,4461, com a inclusão dos ajustes o erro é menor ficando em 44,0724. O MAE, em módulo, com a inclusão dos ajustes (-0,0123) também é menor que sem eles (-0,1393). Esses resultados são semelhantes aos encontrados por Machuga, Pfeiffer Jr. e Verma (2002) nesse conjunto de empresas. Considerando um nível de confiança de 95%, o  $t$  crítico para uma amostra de 1.083 observações é  $\pm 1,962$ . Aqui apenas o MSE com inclusão dos ajustes do EVA<sup>®</sup> apresentou significância estatística para esse conjunto de empresas, sendo  $t = 2,369$  e  $t = 1,280$ , respectivamente com e sem inclusão do EVA<sup>®</sup>. Quanto ao MAE não apresentou

significância estatística em nenhum dos casos, sendo  $t = -0,061$  (com inclusão dos ajustes) e  $t = -0,627$  (sem inclusão dos ajustes).

Machuga, Pfeiffer Jr. e Verma (2002, p. 69) afirmam que apenas o MSE se demonstrou estatisticamente significativa em seus testes, mas não fornecem maiores detalhes sobre essa informação. Afirmam que os resultados desses testes auxiliam a suportar o argumento que o EVA<sup>®</sup> é incrementalmente útil na predição de lucros futuros das empresas com mudança de lucro positiva no ano anterior.

Pelos resultados dos testes de valor incremental da inclusão do EVA no modelo de predição, pode-se afirmar que o EVA<sup>®</sup> é incrementalmente útil na predição de lucros futuros, uma vez que em todas 3 divisões de previsão o MSE foi menor com a inclusão dessa informação e o MAE também foi menor no subgrupo de empresas com mudança de lucro acima de zero em  $t-1$ . Acrescenta-se também que os erros de previsão para o subgrupo de empresas com mudança de lucro abaixo de zero em  $t-1$  são menores que para as empresas com mudança de lucro acima de zero em  $t-1$ . Essa observação é consistente com os argumentos de Basu (1997), o qual afirma que o conservadorismo dos princípios contábeis faz com que o baixo desempenho seja refletido mais rapidamente nos lucros futuros.

Como mencionado, os erros médios de previsão encontrados apresentaram-se elevados. Uma possível explicação desses altos erros pode ser dada pela alta dispersão das variáveis utilizadas na pesquisa o que já foi mencionado no início desse capítulo e pode ser confirmado pela observação das tabelas 7, 8 e 9. A previsão de mudança de lucros fica prejudicada com essa alta dispersão das variáveis, uma vez que inclusive a variável dependente ( $\Delta EPS_t$ ) teve uma grande dispersão, apesar de essa ser menor que a das demais variáveis. Essa alta variabilidade justifica os elevados erros de previsão (em especial MSE).

Dessa forma, apesar dos resultados das previsões apresentarem erros médios inferiores quando se efetua a inclusão das variáveis EVA<sup>®</sup>, indicando que essa medida é

incrementalmente útil para a predição de lucros futuros nas empresas de capital aberto do Brasil, especialmente para as empresas que tiveram mudança de lucro positiva no ano anterior; essa alta dispersão das variáveis aparentemente prejudica as previsões de lucro, ocasionando os elevados erros de previsão observados nas análises descritas.

## 5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Com a maior atenção dedicada nas empresas à questão de geração de valor para o acionista, têm surgido novas medidas de desempenho que visam direcionar de forma mais eficaz as tomadas de decisões dos gestores. São as chamadas medidas de valor. Dessas, uma que tem recebido grande atenção tanto no meio acadêmico quanto no cotidiano empresarial é o EVA<sup>®</sup>.

Muito se tem discutido sobre se o EVA<sup>®</sup> é uma medida que apresenta maior relação com o retorno das ações do que as medidas contábeis tradicionais, sendo que os trabalhos acadêmicos desenvolvidos nessa área apresentam resultados alternados; alguns afirmam superioridade do EVA<sup>®</sup> na relação com o retorno das ações quando comparado com as medidas contábeis tradicionais e outros afirmam não haver ou relatam a existência de uma fraca relação entre o EVA<sup>®</sup> e o retorno das ações.

Um estudo que trabalha uma visão diferente dessa questão é o de Machuga, Pfeiffer Jr. e Verma (2002), que testa a capacidade do EVA<sup>®</sup> na predição de lucros futuros nas empresas dos Estados Unidos da América no período de 1981 a 1996.

Neste trabalho procurou-se replicar a metodologia desenvolvida nessa pesquisa norte americana, verificando a capacidade do EVA<sup>®</sup> na predição de lucros futuros das empresas de capital aberto do Brasil. Tendo como objetivo verificar empiricamente se o EVA<sup>®</sup> fornece informação incremental para predição de lucros futuros das empresas de capital aberto do Brasil, com a utilização de um modelo de regressão linear múltipla, utilizando-se informações das empresas brasileiras de 1995 a 2006, foi testada a proposição de que o EVA<sup>®</sup> fornece informação incrementalmente útil para predizer lucros de um ano adiante.

Constatando-se que a apuração do custo de capital próprio no Brasil é uma das senão a principal dificuldade para a apuração de medidas de valor nesse mercado, optou-se pela metodologia desenvolvida por Assaf Neto (2004) para o cômputo da medida EVA<sup>®</sup>, que foi utilizada no modelo da pesquisa. Identificou-se que o EVA<sup>®</sup> médio apurado para as empresas de capital aberto do Brasil, no período de 1998 a 2006, foi negativo, indicando que essas organizações não foram capazes de gerar um retorno suficiente para cobrir o custo de capital do seu investimento, dessa forma, destruindo valor em suas operações.

Foram aplicadas regressões em dados de corte (*cross-section*) para a amostra completa e em duas subdivisões, sendo empresas com mudança de lucro abaixo de zero em  $t-1$  e empresas com mudança de lucro acima de zero em  $t-1$ . Os resultados apurados nessas regressões não possibilitaram deixar de rejeitar a hipótese de que o EVA<sup>®</sup> fornece informação incrementalmente útil para predizer lucros de um ano adiante das empresas de capital aberto do Brasil.

Na seqüência, foram realizados testes do valor incremental da inclusão das variáveis EVA<sup>®</sup> no modelo de predição de lucros. Com os resultados desses testes, foi verificado que as previsões de lucro utilizando-se o EVA<sup>®</sup> apresentaram erros médios inferiores àqueles das previsões que não consideraram essa informação. Essa constatação possibilita a afirmação de que EVA<sup>®</sup> apresenta um potencial informacional incremental, ou seja, adicional ao de outras variáveis utilizadas no modelo como fluxos de caixa, *accruals* e retorno das ações. Entretanto, é mister ressaltar que esses resultados devem ser interpretados como indicativos e não como conclusivos, já que tanto as variáveis EVA<sup>®</sup> quanto as demais utilizadas no modelo de predição, em sua maioria, não apresentaram coeficientes estatisticamente significativos.

Também, verificou-se que em função da alta dispersão das variáveis utilizadas nos testes, as previsões de lucro ficam prejudicadas, ocasionando elevados erros de previsão. Percebeu-se que, apesar de também serem altos, os erros médios de previsão para a



subdivisão de empresas com mudança de lucro abaixo de zero em  $t-1$  foram inferiores aos da outra subdivisão e aparentemente também ocasionaram a redução dos erros médios de previsão nos testes com a amostra completa. Isso indica que a percepção de desempenho ruim (ou negativo) é refletida com maior rapidez nos lucros futuros.

Como sugestão para pesquisas futuras, podem ser realizados testes por setor de atividade, verificando se suas características específicas afetam as previsões de lucro. Futuros trabalhos também podem realizar testes com maiores períodos de predição, ou seja, mais anos adiante, verificando se no longo prazo o EVA<sup>®</sup> fornece informação incremental para previsão de lucros.

## REFERÊNCIAS

ACHEN, Christopher H. *Interpreting and using regression*. Beverly Hills: Sage Publications, 1982. p. 82-83.

ALI, Ashiq. *The incremental information content of earnings, working capital from operations, and cash flows*. **Journal of Accounting Research**, Chicago, v. 32, n. 1, p. 61-74, Spring 1994.

ALI, Ashiq; ZAROWIN, Paul. *The role of earnings levels in annual earnings-returns studies*. **Journal of Accounting Research**, Chicago, v. 30, n. 2, p. 286-296, Autumn 1992.

ARAÚJO, Adriana M. Procópio; LIMA, Fabiano Guasti, ASSAF NETO, Alexandre. Metodologia de cálculo do custo de capital próprio no Brasil. In: CONGRESSO USP DE CONTROLADORIA E CONTABILIDADE, 6., 2006, São Paulo. **Anais...** São Paulo: USP, 2006, CD-ROM.

ASSAF NETO, Alexandre. **Contribuição ao estudo da avaliação de empresas no Brasil: uma aplicação prática**. 2003. 202 f. Tese (Livre Docência) - Departamento de Contabilidade, Faculdade de Economia, Administração e Ciências Contábeis de Ribeirão Preto, Universidade de São Paulo, Ribeirão Preto, 2004.

\_\_\_\_\_. **Finanças corporativas e valor**. São Paulo: Atlas, 2003. 609 p.

BAO, Ben-Hsien; BAO, Da-Hsien. *Usefulness of value added and abnormal economic earnings: an empirical examination*. **Journal of Business Finance & Accounting**, Oxford, v. 25, n. 1/2, p. 251-264, jan./mar. 1998.

BASSO, Leonardo Fernando Cruz; ALVES, Wagner; NAKAMURA, Wilson Toshiro. O custo do capital próprio no Brasil: uma dificuldade adicional para a adoção de medidas de valor adicionado. In: CLADEA 2002 – CONGRESSO LATINO AMERICANO DAS ESCOLAS DE ADMINISTRAÇÃO, 2002, Porto Alegre. **Anais...**Porto Alegre: UFRGS, 2002. CD ROM.

BASU, Sudipta. *The conservatism principle and the asymmetric timeliness of earnings*. **Journal of Accounting and Economics**, Amsterdam, v. 24, n. 1, p. 3-37, dez. 1997.

BERNARD, Victor L. *The Feltham-Ohlson framework: implications for empiricists*. **Contemporary Accounting Research**, Toronto, v. 11, n. 2, p. 733-747, Spring 1995.

BIDDLE, Gary C.; BOWEN, Robert M.; WALLACE, James S. *Does EVA beat earnings? Evidence on association with stocks returns and firm values.* **Journal of Accounting and Economics**, Amsterdam, v. 24, n. 3, p. 301-336, dez. 1997.

BROWN, James. *What's significant in value based management: an internal perspective.* **International Journal of Accounting, Auditing and Performance Evaluation**, Olney, v. 3, n. 3, p. 320-340, 2006.

CAVALLARI, Ana Luísa Gambi. **Um estudo da relação entre macrodirecionadores de valor e o preço da ação no mercado de capitais brasileiro.** 2006. 164 f. Dissertação (Mestrado em Administração de Organizações) - Departamento de Administração, Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2006.

CHEN, Shimin; DODD, James L. *Economic value added (EVA): an empirical examination of a new corporate performance measure.* **Journal of Managerial Issues**, Pittsburg, v. 9, n. 3, p. 318-333, *Fall* 1997.

COLLINS, Daniel W.; KOTHARI, S. P.; RAYBURN, Judy Dawson. *Firm size and the information content of prices with respect to earnings.* **Journal of Accounting and Economics**, Amsterdam, v. 9, n. 2, p. 111-138, jul. 1987.

COPELAND, Tom; KOLLER, Tim; MURRIN, Jack. **Avaliação de empresas: valuation.** São Paulo: Makron Books, 1995. 499 p.

DAMODARAN, Aswath. **Finanças corporativas: teoria e prática.** 2. ed. São Paulo: Bookman, 2004. 796 p.

\_\_\_\_\_. **Avaliação de investimentos: ferramentas e técnicas para a determinação do valor de qualquer ativo.** Tradução Carlos Henrique Trieschmann e Ronaldo de Almeida Rego. Rio de Janeiro: Qualitymark Ed., 1997. 630 p.

DAMODARAN ON LINE. *Levered and Unlevered Betas by Industry - United States.* Disponível em <<http://www.damodaran.com>>. Acesso em: 13/03/2007.

\_\_\_\_\_. *Historical Returns on Stocks, Bonds and Bills - United States.* Disponível em <<http://www.damodaran.com>>. Acesso em: 13/03/2007.

DECHOW, Patricia M.; RICHARDSON, Scott A.; SLOAN, Richard G. *The persistence and pricing of the cash component of earnings*. **Working Paper**, dez. 2004. Disponível em: <<http://papers.ssrn.com/>>. Acesso em: 30/01/2007.

ELGERS, Pieter; MURRAY, Dennis. *The relative and complementary performance of analyst and security-price-based measures of expected earnings*. **Journal of Accounting and Economics**, Amsterdam, v. 15, n. 2/3, p. 303-316, jun./set. 1992.

EHRBAR, Al. **EVA: valor econômico agregado: a verdadeira chave para a criação de riqueza**. Tradução Bazan Tecnologia e Lingüística. Rio de Janeiro: Qualitymark, 1999. 183 p.

FARSIO, Fazard; DEGEL, Joe; DEGNER, Julia. *Economic value added (EVA) and stocks returns*. **Financier**, Philadelphia, v. 7, n. 1-4, p. 115-118, 2000.

FELTHAM, Glenn D. et al. *Perhaps EVA does beat earnings – revisiting previous evidence*. **Journal of Applied Corporate Finance**, Malden, v. 16, n. 1, p. 82-88, Winter 2004.

FERGUNSON, Robert; RENTZLER, Joel; YU, Suzana. *Does economic value added (EVA) improve stock performance profitability?*. **Journal of Applied Finance**, Tampa, v. 15, n. 2, p. 101-113, Fall/Winter 2005.

FINGER, Catherine A. *The ability of earnings to predict future earnings and cash flow*. **Journal of Accounting Research**, Chicago, v. 32, n. 2, p. 210-223, Autumn 1994.

GARRISON, Ray H.; NOREEN, Eric W. **Contabilidade gerencial**. 9. ed. Rio de Janeiro: LTC, 2001. 643 p.

GIL, Antonio Carlos. **Como elaborar projetos de pesquisa**. 4. ed. São Paulo: Atlas, 2002. 175 p.

\_\_\_\_\_. **Métodos e técnicas de pesquisa social**. 5. ed. São Paulo: Atlas, 1999. 206 p.

GRIFFITH, John M. *The true value of EVA<sup>®</sup>*. **Journal of Applied Finance**, Tampa, v. 14, n. 2, p.25-29, Fall/Winter 2004.

GUJARATI, Damodar N. **Econometria Básica**. 3. ed. São Paulo: Pearson Education do Brasil, 2000. 846 p.

HENDRICKSEN, Eldon S.; VAN BRENDA, Michel F. **Teoria da contabilidade**. São Paulo: Atlas, 1999. 550 p.

IPEADATA. Séries históricas. Disponível em <<http://www.ipeadata.gov.br>>. Acesso em: 13/03/2007.

IUDÍCIBUS, Sérgio de. **Teoria da contabilidade**. 5. ed. São Paulo: Atlas, 1997. 331 p.

IUDÍCIBUS, Sérgio de; MARTINS, Eliseu; GELBCKE, Ernesto Rubens. **Manual de contabilidade das sociedades por ações**: aplicável às demais sociedades / FIPECAFI. 5. ed. São Paulo: Atlas, 2000. 508 p.

KEEF, Stephen P.; ROUSH, Melvin L. *The relationship between economic value added and stock market performance: a theoretical analysis*. **Agribusiness**, Hoboken, v. 19, n. 2, p. 245-253, 2003.

KLEIMAN, Robert T. *Some new evidence on EVA companies*. **Journal of Applied Corporate Finance**, Malden, v. 12, n. 2, p. 79-91, Summer 1999.

KRAMER, Jonathan K.; PETERS, Jonathan R. *An interindustry analysis of economic value added as a proxy for market value added*. **Journal of Applied Finance**, Tampa, v. 11, n. 1, p. 7-15, Fall/Winter 2001.

KRAMER, Jonathan K.; PUSHNER, George. *An empirical analysis of economic value added as a proxy for market value added*. **Financial Practice and Education**, Tampa, v. 7, n. 1, p. 41-49, Spring/Summer 1997.

LEHN, Kenneth; MAKHIJA, Anil K. *EVA & MVA as performance measure and signals for strategic change*. **Strategy and Leadership**, Chicago, v. 24, n. 3, p. 34-38, mai./jun. 1996.

LINTNER, John. *Security prices, risk and maximal gains from diversification*. **Journal of Finance**, Columbus, v. 20, p. 587-616, dez. 1965.

LUSTOSA, Paulo Roberto Barbosa; SANTOS, Ariovaldo. Proposta de integração plena do Balanço e da Demonstração do Resultado com a Demonstração dos Fluxos de Caixa por Atividades: Teoria e Exemplo Prático. In: ENCONTRO NACIONAL DA ASSOCIAÇÃO NACIONAL DOS PROGRAMAS DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ADMINISTRAÇÃO - ENANPAD, 29., 2005, Brasília. **Anais...** Brasília: ANPAD, 2005, CD-ROM.

MACHUGA, Susan M.; PFEIFFER JR.; Ray J.; VERMA, Kiran. *Economic value added, future accounting earnings, and financial analysts' earnings per share forecasts*. **Review of Quantitative Finance and Accounting**, Boston, v. 18, n. 1, p. 59-73, jan. 2002.

MARCON, Rosilene. **O custo de capital próprio das empresas brasileiras – o caso dos American Depositary Receipts (ADRs)**. 2002. 152 f. Tese (Doutorado em Engenharia de Produção) - Programa de Pós-Graduação em Engenharia de Produção, Universidade Federal de Santa Catarina, Santa Catarina, 2002.

MARTINS, Eliseu. Avaliação de empresas: da Mensuração Contábil à Econômica. **Caderno de Estudos FIPECAFI**, São Paulo, v. 13, n. 24, p. 28-37, jul./dez. 2000.

O'BYRNE, Stephen F. *EVA and its critics*. **Journal of Applied Corporate Finance**, Malden, v. 12, n. 2, p. 92-96, Summer 1999.

OHLSON, James A. *Earnings, book values, and dividends in equity valuation*. **Contemporary Accounting Research**, Toronto, v. 11, n. 2, p. 661-687, Spring 1995.

PETRONI, Kathy Ruby. *Optimistic reporting in the property-casualty insurance industry*. **Journal of Accounting and Economics**, Amsterdam, v. 15, n. 4, p. 485-509, dez. 1992.

RICHARDSON, Roberto Jarry. **Pesquisa social: métodos e técnicas**. 3. ed. São Paulo Atlas, 1999. 334 p.

ROSS, Stephen A.; WESTERFIELD, Randolph W.; JAFFE, Jeffrey F. **Administração financeira**. Tradução Antonio Zoratto Sanvicente. São Paulo: Atlas, 1995. 700 p.

SALVI, Andréa. **A relação do retorno das ações com o EVA, com o lucro residual e com as medidas contábeis tradicionais: um estudo empírico aplicado às empresas brasileiras de capital aberto**. 2007. 93 f. Dissertação (Mestrado em Controladoria e Contabilidade) - Departamento de Contabilidade, Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2007.

SANVICENTE, Antonio Z.; MINARDI, Andréa M. A. F. Determinação do custo do capital do acionista no Brasil. In: **FinanceLab Working Paper**, 12, 1999. Disponível em: <<http://www.ibmec.br/sub/sp/article.php?page=2&topicid=86>>. Acesso em: 23/03/2007.

SARTORIS, Alexandre. **Estatística e introdução à econometria**. São Paulo: Saraiva, 2003. 426 p.

SHARPE, William F. *Capital assets prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk*. **Journal of Finance**, Columbus, v. 19, p. 425-442, set. 1964.

SILVEIRA, Antonio Di Miceli da; OKIMURA, Rodrigo Takashi; SOUSA, Almir Ferreira. O valor econômico adicionado (EVA) possui maior relação com o retorno das ações do que o lucro líquido no Brasil?. In: SEMINÁRIO DE ADMINISTRAÇÃO – SEMEAD, 7., 2004, São Paulo. **Anais...** São Paulo: SEMEAD, 2004. Disponível em: <<http://www.ead.fea.usp.br/Semead/7semead/>>. Acesso em: 26/10/2006.

SLOAN, Richard G. *Do stock prices fully reflect information in accruals and cash flows about future earnings?* **The Accounting Review**, Sarasota, v. 71, n. 3, p. 289-315, jul. 1996.

SOUZA, Manuela Santin de. **Fluxo de caixa por regime de competência**. 2006. 93 f. Dissertação (Mestrado em Ciências Contábeis) - Departamento de Contabilidade, Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2006.

STERN, Joel M. Prefácio. In: EHRBAR, Al. **EVA: valor econômico agregado: a verdadeira chave para a criação de riqueza**. Tradução Bazan Tecnologia e Lingüística. Rio de Janeiro: Qualitymark, 1999. Prefácio, p. VII-XIV.

TULLY, Shawn. *The real key to create wealth*. **Fortune**, New York, v. 128, n. 6, p. 38-50, set. 1993.

TURVEY, Calum G. et al. *The relationship between economic value added and the stock market performance of agribusiness firms*. **Agribusiness**, Hoboken, v. 16, n. 4, p. 399-416, *Autumn* 2000.

TRIOLA, Mario F. **Introdução à Estatística**. 9 ed. Rio de Janeiro: LTC, 2005. 656 p.

WHITE, Halbert. *A heterocedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heterocedasticity*. **Econometrica**, Evanston, v. 48, n. 4, p. 817-838, mai. 1980.

WOOLDRIDGE, Jeffrey M. **Introdução à Econometria**. Tradução Rogério César de Souza, José Antonio Ferreira. São Paulo: Pioneira Thomson Learning, 2006. 684 p.

YOUNG, S. David. *Some reflections on accounting adjustments and economic value added*. **Journal of Financial Statement Analysis**, New York, v. 4, n. 2, p. 7-19, *Winter* 1999.

## APÊNDICES

### APÊNDICE A – Resultados das regressões sem variáveis EVAA ( $\alpha_5$ e $\alpha_6$ ) para todas empresas (1998-2006)

Variáveis	1998			1999			2000		
	n			n			n		
	192			195			206		
	R <sup>2</sup> ajustado	0,9697		R <sup>2</sup> ajustado	0,9298		R <sup>2</sup> ajustado	0,6975	
	F de Significação			F de Significação			F de Significação		
	0,0000			0,0000			0,0000		
	Coefficiente	Estat. <i>t</i>	Valor <i>p</i>	Coefficiente	Estat. <i>t</i>	Valor <i>p</i>	Coefficiente	Estat. <i>t</i>	Valor <i>p</i>
Intercepto	0,1461	0,8982	0,3703	-0,2601	-1,3396	0,1820	0,5993	1,4523	0,1480
$\Delta$ CFt-1/Pt-1	0,0522	0,1366	0,8915	-0,0133	-0,4389	0,6613	-1,2776	-3,3303	0,0010
CFt-1/Pt-1	-0,4745	-1,3534	0,1776	-0,2627	-1,2604	0,2091	-0,9019	-2,4282	0,0161
$\Delta$ ACt-1/Pt-1	0,6435	1,6561	0,0994	-0,0018	-0,0280	0,9777	-0,5929	-3,1888	0,0017
ACt-1/Pt-1	-0,3628	-1,2008	0,2314	-0,4768	-44,2091	0,0000	-0,8296	-4,2998	0,0000
SARt-1	-0,0002	-0,1104	0,9122	0,0053	0,6404	0,5227	0,0340	1,4856	0,1390

Variáveis	2001			2002			2003		
	n			n			n		
	238			226			206		
	R <sup>2</sup> ajustado	0,2612		R <sup>2</sup> ajustado	0,9002		R <sup>2</sup> ajustado	0,5624	
	F de Significação			F de Significação			F de Significação		
	0,0000			0,0000			0,0000		
	Coefficiente	Estat. <i>t</i>	Valor <i>p</i>	Coefficiente	Estat. <i>t</i>	Valor <i>p</i>	Coefficiente	Estat. <i>t</i>	Valor <i>p</i>
Intercepto	0,1999	3,1896	0,0016	0,1141	1,6839	0,0936	0,1493	2,1503	0,0327
$\Delta$ CFt-1/Pt-1	-0,2093	-2,0520	0,0413	-0,2217	-0,6538	0,5139	-0,2950	-1,0600	0,2904
CFt-1/Pt-1	-0,0714	-0,4195	0,6752	-0,7036	-4,0147	0,0001	-0,5687	-2,3715	0,0187
$\Delta$ ACt-1/Pt-1	-0,1348	-2,2520	0,0253	-0,1369	-0,4108	0,6816	-0,2934	-1,0125	0,3125
ACt-1/Pt-1	0,1747	1,1496	0,2515	-0,2462	-0,8463	0,3983	-0,5388	-2,3290	0,0209
SARt-1	-0,0001	-1,2143	0,2259	0,0032	2,4529	0,0149	-0,0015	-1,4462	0,1497

Variáveis	2004			2005			2006		
	n			n			n		
	207			192			190		
	R <sup>2</sup> ajustado	0,0403		R <sup>2</sup> ajustado	0,7270		R <sup>2</sup> ajustado	0,9533	
	F de Significação			F de Significação			F de Significação		
	0,0206			0,0000			0,0000		
	Coefficiente	Estat. <i>t</i>	Valor <i>p</i>	Coefficiente	Estat. <i>t</i>	Valor <i>p</i>	Coefficiente	Estat. <i>t</i>	Valor <i>p</i>
Intercepto	0,3618	3,7511	0,0002	0,1671	3,5261	0,0005	0,2221	1,6581	0,0990
$\Delta$ CFt-1/Pt-1	0,0435	0,6770	0,4992	0,0763	0,6340	0,5269	-0,2346	-0,6863	0,4934
CFt-1/Pt-1	-0,3289	-2,6501	0,0087	-0,8650	-8,6631	0,0000	-0,9810	-15,5715	0,0000
$\Delta$ ACt-1/Pt-1	-0,0157	-0,2393	0,8112	-0,0574	-0,4504	0,6529	0,0411	0,8570	0,3925
ACt-1/Pt-1	-0,2406	-2,7056	0,0074	-0,7622	-10,0402	0,0000	-1,0161	-44,7962	0,0000
SARt-1	0,0013	0,8369	0,4037	0,0001	0,3728	0,7097	-0,0004	-0,3914	0,6959



**APÊNDICE B – Resultados das regressões sem variáveis EVAA ( $\alpha_5$  e  $\alpha_6$ ) para as empresas com mudanças de lucro abaixo de zero em  $t-1$  (1998-2006)**

Variáveis	1998			1999			2000		
	n			n			n		
	73			100			103		
	R <sup>2</sup> ajustado	0,6284		R <sup>2</sup> ajustado	0,7192		R <sup>2</sup> ajustado	0,8835	
	F de Significação 0,0000			F de Significação 0,0000			F de Significação 0,0000		
	Coefficiente	Estat. <i>t</i>	Valor <i>p</i>	Coefficiente	Estat. <i>t</i>	Valor <i>p</i>	Coefficiente	Estat. <i>t</i>	Valor <i>p</i>
Intercepto	-0,2054	-2,0050	0,0490	-0,1648	-1,6500	0,1023	0,0281	0,4050	0,6864
$\Delta$ CFt-1/Pt-1	-0,9090	-2,7244	0,0082	-0,0121	-1,6732	0,0976	-0,3636	-3,4871	0,0007
CFt-1/Pt-1	-0,1312	-0,3880	0,6993	-0,8440	-9,0815	0,0000	-0,5754	-6,7301	0,0000
$\Delta$ ACt-1/Pt-1	-0,8858	-2,4841	0,0155	-0,0263	-1,3382	0,1841	-0,3199	-6,9919	0,0000
ACt-1/Pt-1	-0,1902	-0,5437	0,5885	-0,7674	-23,0027	0,0000	-0,4995	-10,1896	0,0000
SARt-1	-0,0098	-1,2082	0,2312	-0,0053	-1,6090	0,1110	0,0002	0,0463	0,9632

Variáveis	2001			2002			2003		
	n			n			n		
	80			97			112		
	R <sup>2</sup> ajustado	0,4292		R <sup>2</sup> ajustado	0,1151		R <sup>2</sup> ajustado	0,6926	
	F de Significação 0,0000			F de Significação 0,0062			F de Significação 0,0000		
	Coefficiente	Estat. <i>t</i>	Valor <i>p</i>	Coefficiente	Estat. <i>t</i>	Valor <i>p</i>	Coefficiente	Estat. <i>t</i>	Valor <i>p</i>
Intercepto	0,1022	1,0535	0,2955	-0,0659	-1,0665	0,2890	0,2119	2,3998	0,0181
$\Delta$ CFt-1/Pt-1	-0,5811	-2,5830	0,0118	-0,0602	-0,4004	0,6898	-0,2742	-0,7237	0,4708
CFt-1/Pt-1	0,1908	0,9900	0,3254	-0,1000	-0,3088	0,7582	-0,8261	-3,1231	0,0023
$\Delta$ ACt-1/Pt-1	-0,3266	-2,8331	0,0059	0,2774	0,9249	0,3575	-0,2524	-0,6869	0,4936
ACt-1/Pt-1	0,2257	2,2510	0,0274	-0,1414	-0,4030	0,6879	-0,6085	-2,5592	0,0119
SARt-1	-0,0025	-0,8301	0,4091	0,0031	2,9684	0,0038	-0,0039	-0,9877	0,3255

Variáveis	2004			2005			2006		
	n			n			n		
	57			60			87		
	R <sup>2</sup> ajustado	0,1720		R <sup>2</sup> ajustado	0,6961		R <sup>2</sup> ajustado	0,9576	
	F de Significação 0,0112			F de Significação 0,0000			F de Significação 0,0000		
	Coefficiente	Estat. <i>t</i>	Valor <i>p</i>	Coefficiente	Estat. <i>t</i>	Valor <i>p</i>	Coefficiente	Estat. <i>t</i>	Valor <i>p</i>
Intercepto	0,3226	2,1149	0,0393	0,1775	1,1541	0,2536	0,5761	1,1644	0,2477
$\Delta$ CFt-1/Pt-1	-0,0076	-0,0326	0,9741	0,6218	1,3904	0,1701	-0,3064	-0,7234	0,4715
CFt-1/Pt-1	-0,5556	-2,5664	0,0133	-1,0067	-2,0365	0,0466	-2,2823	-1,8004	0,0755
$\Delta$ ACt-1/Pt-1	0,0413	0,1488	0,8823	0,4780	1,0492	0,2987	0,2013	0,8774	0,3829
ACt-1/Pt-1	-0,4940	-2,0756	0,0430	-0,8753	-2,6014	0,0120	-1,1057	-9,6856	0,0000
SARt-1	0,0067	1,2118	0,2312	0,0000	0,0023	0,9982	0,0001	0,0742	0,9410

**APÊNDICE C – Resultados das regressões sem variáveis EVAA ( $\alpha_5$  e  $\alpha_6$ ) para as empresas com mudanças de lucro acima de zero em  $t-1$  (1998-2006)**

Variáveis	1998			1999			2000		
	n			n			n		
		119		95			103		
	R <sup>2</sup> ajustado	0,9849		0,9495			0,8041		
	F de Significação	0,0000		F de Significação	0,0000		F de Significação	0,0000	
	Coefficiente	Estat. <i>t</i>	Valor <i>p</i>	Coefficiente	Estat. <i>t</i>	Valor <i>p</i>	Coefficiente	Estat. <i>t</i>	Valor <i>p</i>
Intercepto	-0,0114	-0,0581	0,9538	-0,4500	-2,8166	0,0060	1,2380	1,2766	0,2048
$\Delta$ CFt-1/Pt-1	0,3246	0,9949	0,3219	-0,1513	-0,7856	0,4342	-2,2067	-3,1236	0,0024
CFt-1/Pt-1	-0,7255	-2,4173	0,0172	0,0205	0,0919	0,9270	-0,1477	-0,1824	0,8557
$\Delta$ ACt-1/Pt-1	0,9244	2,8064	0,0059	-0,0135	-0,1289	0,8978	-0,7919	-4,3465	0,0000
ACt-1/Pt-1	-0,5762	-2,2541	0,0261	-0,4789	-37,9878	0,0000	-1,1029	-5,4224	0,0000
SARt-1	-0,0006	-0,3124	0,7553	0,0191	0,9083	0,3662	0,0701	1,5299	0,1293

Variáveis	2001			2002			2003		
	n			n			n		
		158		129			94		
	R <sup>2</sup> ajustado	0,4797		0,9222			0,0657		
	F de Significação	0,0000		F de Significação	0,0000		F de Significação	0,0510	
	Coefficiente	Estat. <i>t</i>	Valor <i>p</i>	Coefficiente	Estat. <i>t</i>	Valor <i>p</i>	Coefficiente	Estat. <i>t</i>	Valor <i>p</i>
Intercepto	0,0923	2,0884	0,0384	0,2630	3,3045	0,0012	0,0476	0,4282	0,6696
$\Delta$ CFt-1/Pt-1	-0,1679	-2,6102	0,0100	-0,4268	-0,6684	0,5051	-0,4398	-1,0223	0,3095
CFt-1/Pt-1	-0,5699	-2,8868	0,0045	-0,7445	-3,1235	0,0022	-0,2348	-0,8125	0,4187
$\Delta$ ACt-1/Pt-1	-0,0439	-1,2928	0,1980	-0,4125	-0,5852	0,5595	-0,2900	-0,7037	0,4835
ACt-1/Pt-1	-0,6962	-2,9514	0,0037	-0,2658	-0,6001	0,5495	-0,3962	-1,3577	0,1780
SARt-1	0,0000	-0,5431	0,5879	0,0028	0,9888	0,3247	-0,0013	-1,4064	0,1631

Variáveis	2004			2005			2006		
	n			n			n		
		150		132			103		
	R <sup>2</sup> ajustado	0,0357		0,7610			0,5434		
	F de Significação	0,0682		F de Significação	0,0000		F de Significação	0,0000	
	Coefficiente	Estat. <i>t</i>	Valor <i>p</i>	Coefficiente	Estat. <i>t</i>	Valor <i>p</i>	Coefficiente	Estat. <i>t</i>	Valor <i>p</i>
Intercepto	0,3484	2,6697	0,0085	0,2303	4,7835	0,0000	0,0813	1,9714	0,0515
$\Delta$ CFt-1/Pt-1	0,0804	1,1991	0,2325	-0,0466	-0,3902	0,6970	0,3876	1,5277	0,1298
CFt-1/Pt-1	-0,2615	-2,3297	0,0212	-0,8045	-6,8189	0,0000	-0,8788	-8,6179	0,0000
$\Delta$ ACt-1/Pt-1	-0,0169	-0,2342	0,8152	-0,1507	-1,1814	0,2397	0,3307	0,9798	0,3296
ACt-1/Pt-1	-0,1265	-1,7824	0,0768	-0,7508	-5,4093	0,0000	-0,7928	-6,5087	0,0000
SARt-1	0,0008	0,6483	0,5178	0,0000	0,1053	0,9163	-0,0002	-0,0829	0,9341

**APÊNDICE D – Correção monetária pelo modelo societário empresa ACESITA nos anos 1996 e 1997**

	<b>1995</b>	<b>1996</b>	<b>1997</b>
Taxa de inflação		0,0933	0,0748
Fator de correção do final do ano (FCF)		(1+0,0933)	(1+0,0748)
Fator de correção médio do ano (FCM)		$(1+0,0933)^{1/2}$	$(1+0,0748)^{1/2}$
AP	1.251.736	2.889.128	3.329.786
Correção monetária final do ano		1251736 x (FCF1996)	[1251736 x (FCF1996) + 1637392 x (FCM1996)] x (FCF1997)
Variação anual		2889128 - 1251736 = 1637392	3329786 - 2889128 = 440658
Correção monetária média do ano		1637392 x (FCM1996)	440658 x (FCM1997)
AP corrigido		1251736 x (FCF1996) + 1637392 x (FCM1996)	[1251736 x (FCF1996) + 1637392 x (FCM1996)] x (FCF1997) + 440658 x (FCM1997)
PL	1.034.457	1.198.700	1.585.307
Correção monetária final do ano		1034457 x (FCF1996)	[1034457 x (FCF1996) + 164243 x (FCM1996)] x (FCF1997)
Variação anual		1198700 - 1034457 = 164243	1585307 - 1198700 = 386607
Correção monetária média do ano		164243 x (FCM1996)	386607 x (FCM1997)
PL corrigido		1034457 x (FCF1996) + 164243 x (FCM1996)	[1034457 x (FCF1996) + 164243 x (FCM1996)] x (FCF1997) + 386607 x (FCM1997)
Resultado		(AP corrigido - AP final do ano) - (PL corrigido - PL final do ano)	(AP corrigido - AP final do ano) - (PL corrigido - PL final do ano)