

O COEFICIENTE DE DETERMINAÇÃO É UMA MEDIDA CONFIÁVEL DO PODER EXPLICATIVO DE MODELOS DE ESTIMAÇÃO DO VALOR INTRÍNSECO DAS AÇÕES NEGOCIADAS NA BOVESPA?

ROBSON DE SOUZA BAESSO

UNIVERSIDADE FEDERAL DE MINAS GERAIS

ANTÔNIO ARTUR DE SOUZA

UNIVERSIDADE FEDERAL DE MINAS GERAIS

RESUMO

A avaliação de investimentos tem apresentado crescente relevância em atividades internas e externas às organizações. Diversos fatores podem ter contribuído para o aumento da eficiência do mercado de capitais brasileiro e do poder explicativo dos modelos de avaliação a partir da década de 1990, quando a implementação do Plano Real deu início à estabilização econômica no Brasil e houve a acentuação do processo de internacionalização dos mercados financeiros e de capitais. Em contrapartida, crises econômicas e episódios eufóricos ou de pânico nos mercados de capitais podem ter influenciado negativamente esse poder explicativo. O objetivo desta pesquisa quantitativa descritiva com dados secundários foi mensurar e analisar criticamente o coeficiente de determinação de modelos de estimação do valor intrínseco das ações negociadas na Bovespa. Utilizaram-se três modelos de avaliação: Desconto de Fluxos de Caixa para o Acionista (FCLA), Lucro Residual para o Acionista (LucRA) e Ohlson e Juettner-Nauroth (OJ). Apesar de ser frequentemente utilizado em pesquisas quantitativas, o coeficiente de determinação não se revelou uma medida confiável do poder explicativo dos modelos, em virtude do efeito escala e da violação de pressupostos das regressões MQO. Sugere-se a realização de novas pesquisas visando solucionar a questão da escala das variáveis e desenvolver medidas do poder explicativo que possibilitem a comparação do desempenho dos modelos de avaliação em análises intertemporais ou em cortes transversais.

PALAVRAS-CHAVE: Avaliação de investimentos; Valor de mercado; Valor intrínseco; Poder explicativo; Coeficiente de determinação

1 INTRODUÇÃO

A avaliação de empresas e de investimentos está presente em diversas circunstâncias da vida organizacional, por exemplo: fusões e aquisições, disputas entre proprietários, relatórios financeiros, planejamento de negócios, recompra de ações, lançamento de opções, redução ao valor recuperável dos ativos e estabelecimento de incentivos para os administradores. Além disso, tal avaliação fundamenta decisões de investimento em valores mobiliários tomadas por analistas e investidores externos às organizações (HITCHNER, 2006; PENMAN, 2007).

Hitchner (2006) aponta a análise fundamentalista como um dos modos disponíveis para a avaliação de empresas. Por este método, centrado nos fundamentos econômicos e financeiros da empresa, estima-se o valor presente dos benefícios futuros a serem gerados pela organização, chamado de “valor intrínseco”. Diversos modelos de avaliação buscam estimar o valor intrínseco do capital investido em uma empresa, sendo alguns deles utilizados

na estimação do valor intrínseco das ações negociadas em bolsas de valores: modelo de desconto de dividendos, modelo de desconto de fluxos de caixa para o acionista, modelo do lucro residual para o acionista e modelo do crescimento do lucro do acionista.

Nas pesquisas sobre avaliação de investimentos, são métricas usuais do desempenho dos modelos o poder explicativo, a precisão e o viés dos modelos, além de estatísticas de posição e de dispersão. O poder explicativo e a relevância das informações financeiras no apreçamento das ações são frequentemente mensurados pelo coeficiente de determinação de regressões estimadas pelo método dos mínimos quadrados ordinários (MQO), o R^2 , como exemplificado na seção 3. No entanto, pesquisas anteriores apontam limitações do coeficiente de determinação ao exercer essa função, como demonstrado por Brown, Lo e Lys (1999), que discutiram a escala das variáveis, e Chang (1998), que atribuiu deficiências do R^2 à ocorrência de heterocedasticidade.

Este estudo pretende contribuir para a melhor compreensão do poder explicativo dos modelos de estimação do valor intrínseco das ações. Seu objetivo consiste em mensurar e analisar criticamente o coeficiente de determinação de modelos de estimação do valor intrínseco das ações negociadas na Bovespa no período 1995–2007.

Foram características desse período: a estabilização econômica, a partir da implementação do Plano Real, em 1994; os avanços tecnológicos na área de comunicação e transmissão de dados; a globalização; a internacionalização de mercados, com o aumento do fluxo do capital estrangeiro nos mercados de capitais de países emergentes; o processo de convergência contábil; e o aumento do volume de negociação e do número de investidores na Bovespa, além da publicação de pesquisas que sinalizam o aumento da eficiência do mercado de capitais no Brasil, conforme indicado por Camargos e Barbosa (2003). Em contrapartida, crises econômicas e episódios eufóricos e de pânico nos mercados de capitais ocorridos no decorrer do período podem ter provocado variações no poder explicativo das estimativas do valor intrínseco.

A pesquisa também se justifica pela existência de diversos modelos de avaliação, alguns desenvolvidos recentemente, como o modelo de Ohlson e Juettner-Nauroth, sendo pertinente a análise do seu poder explicativo, de maneira comparativa ou complementar. Os resultados da pesquisa podem ser relevantes para a atuação de empresas, analistas e investidores, além de contribuir para os estudos sobre avaliação de empresas e de investimentos na academia.

Este artigo está organizado em sete seções, incluindo esta introdução. Na segunda seção, apresentam-se os modelos de estimação do valor intrínseco das ações utilizados no estudo. Na terceira seção, discute-se o coeficiente de determinação. Na quarta seção, descrevem-se pesquisas anteriores sobre o tema. Na quinta seção, desenvolve-se a metodologia. Na sexta seção, procede-se à apresentação e análise dos resultados. Na sétima seção, formulam-se as conclusões do estudo.

2 MODELOS DE ESTIMAÇÃO DO VALOR INTRÍNSECO DAS AÇÕES

O modelo de desconto de fluxos de caixa para o acionista possibilita a comparação direta do valor intrínseco com o valor de mercado das ações da empresa, descontando-se diretamente os fluxos de caixa livres para os acionistas (FCLA). Os FCLAs são definidos como os fluxos de caixa restantes após a empresa cumprir todas as suas obrigações financeiras, incluindo o pagamento de dívidas (PD), cobrir as despesas de capital líquidas da depreciação (DC – Depr.) e ter satisfeito as necessidades de capital de giro (ΔNCG),

conforme sintetiza a equação [1]. Devem ser somadas ao lucro líquido as novas emissões de dívida (ND), que representam, em tese, fluxos disponíveis para os acionistas. A taxa de desconto aplicada refere-se ao custo do capital próprio (K_e), como se observa na equação [2].

$$FCLA_t = LL - (DC - Depr.) - \Delta NCG + (ND - PD) \quad [1]$$

$$\text{Valor}_{FCLA} = \sum_{t=1}^{t=n} \frac{FCLA_t}{(1 + K_e)^t} \quad [2]$$

Os fluxos de caixa também podem ser calculados sob a premissa de que o seu crescimento é constante. Por este modelo, a estimativa do valor intrínseco do capital próprio será função do fluxo de caixa livre esperado no período seguinte ($FCLA_1$), da taxa de crescimento constante (g_n) e do custo do capital próprio (k_e), como se observa na equação [3].

$$V_{FCLA} = \frac{FCLA_1}{K_e - g_n} \quad [3]$$

O lucro residual é o lucro ou retorno além do que um investidor poderia obter se investisse seu capital a uma taxa igual ao custo de oportunidade deste capital. A teoria do valor econômico adicionado se sustenta na ideia de que a empresa será realmente lucrativa quando o retorno obtido exceder o custo de oportunidade do capital e o valor será criado quando os administradores tomarem decisões de investimento que gerem valor presente líquido positivo para os acionistas.

A abordagem do lucro residual, cuja origem remonta ao princípio do século XX, foi popularizada na década de 1990 pela aplicação de uma de suas versões, o *Economic Value Added*, ou EVA[®] – marca registrada da Stern Stewart & Co. A conexão entre valor presente e EVA[®] possibilita o estabelecimento da relação entre o EVA[®] e o valor da empresa, dado pela soma do capital investido com o valor presente do valor criado pelos ativos atuais e pelos projetos futuros.

O modelo do lucro residual para o acionista (LucRA), que busca estimar o valor intrínseco do capital próprio, baseia-se no lucro líquido, já expurgado das despesas com capital de terceiros, e no custo do capital próprio. O lucro residual para o acionista é a diferença entre o lucro líquido (LL) e o produto do custo do capital próprio pelo valor contábil deste capital. O valor da empresa para os acionistas será obtido pela equação [4], em que o Patrimônio Líquido (PL) representa o capital próprio e K_e corresponde ao custo deste capital. Considerando-se a premissa de crescimento constante (g_n), o valor da empresa para os acionistas pode ser estimado pela equação [5].

$$V_{\text{acionistas}} = PL_0 + \sum_{t=1}^T \frac{LL - (PL_t \times K_e)}{(1 + K_e)^t} \quad [4]$$

$$V_{\text{LucRA}} = PL_0 + \frac{LL - (PL_t \times K_e)}{K_e - g_n} \quad [5]$$

O modelo de Ohlson e Juettner-Nauroth (OJ), fundamentado no modelo do crescimento do lucro (AEG), foi desenvolvido de modo que o patrimônio líquido não participe da explicação do valor da empresa e não seja necessária a premissa da relação de *clean surplus*, pela qual todas as alterações do patrimônio líquido estão sintetizadas nos lucros e nos dividendos observados. O valor da empresa para os acionistas, equivalente ao valor

presente dos dividendos futuros, é estimado em função da expectativa de lucro por ação (LPA) e do seu subsequente crescimento (OHLSON; JUETTNER-NAUROTH, 2005).

O modelo OJ considera duas medidas do crescimento dos lucros – de curto prazo e de longo prazo – para explicar a razão preço/lucro. Segundo Ohlson e Gao (2006), o modelo OJ avança da capitalização do lucro do próximo período para uma abordagem que considera o crescimento do lucro sem demandar que haja uma política de dividendos fixa.

O valor da empresa no começo do ano 1 será obtido pela soma do valor capitalizado do lucro esperado para o próximo período com o somatório infinito das expectativas de mudanças no lucro, conforme demonstra a equação [6], em que z_t é o valor capitalizado do crescimento superior dos lucros e pode ser obtido pela equação [7], em que DPA corresponde aos dividendos por ação. Considerando-se a premissa de crescimento constante, o modelo pode ser simplificado, de acordo com a equação [8], em que a taxa de crescimento é maior do que zero e menor do que r , a taxa de desconto. A variação no lucro é ajustada pelo termo $r \times DPA_t$, que identifica os ganhos originados dos lucros retidos (OHLSON; GAO, 2006).

$$V_1 = \frac{LPA_1}{r} + \sum_{t=1}^{\infty} \frac{z_t}{(1+r)^t} \quad [6]$$

$$z_t = \frac{LPA_{t+1} + r \times DPA_t - (1+r) \times LPA_t}{r} \quad [7]$$

$$V_{OJ} = \frac{LPA_1}{r} + \frac{z_1}{r - g_n} \quad [8]$$

3 O COEFICIENTE DE DETERMINAÇÃO E O PODER EXPLICATIVO DOS MODELOS

O poder explicativo dos modelos de estimação do valor intrínseco é frequentemente mensurado pelo coeficiente de determinação de regressões em que a estimativa do valor intrínseco é a variável independente (x) e o valor de mercado é a variável dependente (y), conforme dispõe a equação [9], em que o índice i representa cada ação e ε é o termo de erro.

$$y_i = \alpha + \beta x_i + \varepsilon_i \quad [9]$$

O coeficiente de determinação, conhecido por R^2 , é o quadrado do coeficiente de correlação momento-produto de Pearson. Triola (1999) explica que existe correlação entre duas variáveis quando uma delas está relacionada com a outra de alguma forma. Relação, segundo Kerlinger (1990, p. 26), “é um ‘ir junto’ de duas variáveis: é o que as duas variáveis têm em comum. A ideia é comparativa: uma relação é um elo, uma ligação entre dois fenômenos, duas variáveis”.

Segundo Kennedy (2008), supõe-se que o coeficiente de determinação represente a proporção da variação da variável dependente que é explicada pela variação da variável independente. O R^2 exercerá esse papel de modo significativo no caso de relações lineares estimadas pelo método dos mínimos quadrados ordinários. O coeficiente de determinação é obtido pela equação [10], de acordo com Heij *et al.* (2004, p. 83).

$$R^2 = \frac{(\sum (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y}))^2}{\sum (x_i - \bar{x})^2 \sum (y_i - \bar{y})^2} \quad [10]$$

4 PESQUISAS ANTERIORES

Brown, Lo e Lys (1999) analisaram o uso do R^2 como medida da relevância de informações contábeis como o lucro por ação e o valor contábil do patrimônio líquido para a formação dos preços das ações negociadas no mercado de capitais. Seus resultados indicam que essa métrica não é confiável na presença do efeito escala, mostrando que os R^2 são mais altos quando os coeficientes de variação da escala das variáveis ($|\sigma_s/\mu_s|$) também o são. Os autores utilizaram o preço das ações no ano anterior como *proxy* aceitável para o fator de escala e concluíram que a comparação entre amostras em cortes transversais ou intertemporais não será válida a não ser que se controle para diferenças no coeficiente de variação.

Entretanto, é plausível questionar se o preço das ações nos anos anteriores é uma *proxy* aceitável para o fator escala, capaz de, efetivamente, expurgar esse efeito sobre o coeficiente de determinação. Embora a divisão do preço corrente pelo preço do ano anterior tenda a reduzir a variável dependente a valores próximos de 1, não se pode prever o efeito dessa operação sobre as variáveis independentes, permanecendo aberta a questão da correção do fator escala.

Francis, Olsson e Oswald (2000) compararam a precisão e o poder explicativo dos modelos de desconto de dividendos, de fluxos de caixa e do lucro residual no mercado americano e mensuraram o poder explicativo pelo coeficiente de determinação de *rank regressions*, as quais não incluem intercepto. Os autores não encontraram diferenças entre os resultados de cada ano e o de todo o período analisado, em que o poder explicativo do modelo do lucro residual (0,73) foi superior ao do modelo de desconto de fluxos de caixa (0,40). Embora fizessem ajustes para heterocedasticidade, nenhum teste ou ajuste foi mencionado no que se refere à escala das variáveis ou à linearidade da relação entre elas.

Okimura e Sousa (2004), utilizando o R^2 ajustado de regressões MQO e o R^2 de análises de dados em painel, concluíram que o EVA[®] explica melhor os retornos das ações no mercado brasileiro no período 1997–2003 do que o lucro líquido e o fluxo de caixa operacional. Cerqueira (2007), que estuda o período 1998–2005 no Brasil e realizou análise de dados em painel, conclui que não se pode rejeitar a hipótese de que existe relação entre o EVA[®] e o valor de mercado das ações. O R^2 foi utilizado como medida do poder explicativo das variáveis independentes, mas não houve ajustes para a escala das variáveis.

Cupertino (2005), em estudo semelhante ao de Francis, Olsson e Oswald (2000), mas realizando análises para cada ano, comparou os modelos de desconto de dividendos, desconto de fluxos de caixa e lucro residual quanto a sua precisão e poder explicativo do valor de mercado das empresas brasileiras no período 1995–2004. O autor conclui pela superioridade do modelo de desconto de fluxos de caixa sobre os demais, tendo em vista os seus coeficientes de determinação.

Os resultados não são consistentes com os encontrados por Francis, Olsson e Oswald (2000), atribuindo-se a diferença às características das empresas brasileiras. Em suas regressões MQO, Cupertino (2005) não fez referência à violação de pressupostos econométricos ou ao tratamento de possíveis problemas de heterocedasticidade, não normalidade da distribuição dos resíduos ou não linearidade da relação entre as variáveis.

O coeficiente de determinação também é usado como medida do poder explicativo na pesquisa de Rezende (2005), que, empregando o arcabouço conceitual do modelo de Ohlson, procurou mensurar a relevância da informação contábil na avaliação de empresas no período 1995–2003 no Brasil. As variáveis independentes das regressões foram *lucro*, *patrimônio líquido* e *ativo diferido*. A variável dependente foi *preço das ações*.

Quando verificada a correlação serial, as observações são expurgadas da amostra. Quando verificada a heterocedasticidade, as variáveis independentes são transformadas por um processo de inversão e a dependente é elevada ao quadrado, seguindo-se o mesmo procedimento quando violada a normalidade. No entanto, a linearidade não é testada, podendo ser comprometida a análise do coeficiente de determinação.

Em diversos anos, foram encontrados coeficientes de determinação bastante elevados. No ano 2003, por exemplo, os coeficientes de determinação encontrados foram 0,944 para o setor de telecomunicações e 0,989 para o setor bancário. O setor siderúrgico apresentou R^2 igual a 0,988 em 1995. Nessa pesquisa, o R^2 mais alto foi o do setor bancário no ano 2000: 0,996. Tais resultados parecem indicar que nenhuma outra variável é considerada pelos investidores ao apreçar as ações, denotando que eventos futuros ou ainda não reconhecidos nas demonstrações financeiras, inclusos no modelo de Ohlson, não têm grande relevância na formação do preço de mercado das ações. Por outro lado, também podem ser um sinal de que há questões não resolvidas com relação à linearidade ou à escala das variáveis nessa pesquisa.

5 METODOLOGIA

Para alcançar o objetivo proposto, realizou-se uma pesquisa quantitativa descritiva, com a utilização de dados secundários. As unidades de análise foram as empresas constantes da amostra. As unidades de observação foram: a) as cotações das suas ações na Bovespa, utilizadas como indicadores do seu *valor de mercado* – variável dependente nas regressões estimadas; e b) informações financeiras dessas empresas na data da avaliação, obtidas na base de dados da *Economática* e utilizadas como subsídio para a estimação do seu *valor intrínseco* – variável independente nas regressões.

O *valor de mercado* foi representado pela média das cotações médias diárias do mês de dezembro de cada ano da análise, ajustadas para proventos e dividendos, e atualizadas pelo Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) até o dia 29 de agosto de 2008. O *valor intrínseco* das ações foi estimado pelos modelos do desconto dos fluxos de caixa livres para os acionistas, do lucro residual para os acionistas e de Ohlson e Juettner-Nauroth, descritos na seção 2. O custo do capital próprio, K_e , foi estimado pelo *Capital Asset Pricing Model* (CAPM). Adotou-se prêmio de risco de mercado igual a 6% a.a. em todos os anos do estudo, utilizou-se a taxa do Sistema Especial de Liquidação e Custódia (SELIC) como retorno do ativo livre de risco e empregou-se um β móvel de 36 meses.

O custo de capital e a taxa de crescimento anual foram incorporados aos modelos de cinco modos alternativos, combinando a utilização de dados *ex ante*, *ex post* ou fixos para esses atributos, conforme indicado no Quadro 1. Segundo Malkiel (2007), o valor intrínseco não é um número preciso, mas um intervalo dentro do qual o valor de mercado pode variar livre e abruptamente, principalmente em função de diferentes estimativas do crescimento e do custo de capital. Desse modo, a utilização de mais de uma variante de cada modelo simula a criação de tal intervalo e contribui para a redução do viés do analista nas avaliações.

Variante	K_e	g_n
1	ano subsequente	Expectativa do BACEN para o ano seguinte
2	ano da avaliação	Realizado do FMI no ano seguinte
3	ano da avaliação	Expectativa do BACEN para o ano seguinte
4	ano subsequente	Realizado do FMI no ano seguinte
5	ano subsequente	4%

Quadro 1 – Variantes dos modelos utilizados

Fonte – Elaborado pelos autores.

O universo da pesquisa incluiu todas as empresas listadas na Bovespa de 1995 a 2007. Adotou-se uma amostra móvel, diferente para cada ano avaliado. A amostra móvel apresenta a vantagem de aumentar o número de observações em cada corte transversal, ao passo que a amostra fixa, descartada pelo reduzido número de observações, teria possibilitado a análise de dados em painel. Foi definida uma moldura de amostragem, integrada pelas ações que compunham a carteira teórica do Ibovespa no primeiro quadrimestre do ano subsequente ao ano de cada avaliação. Foram obtidas três amostras, descritas no Quadro 2, objetivando-se observar o efeito desses tratamentos da moldura de amostragem no coeficiente de determinação das regressões, sobretudo em virtude da mudança da escala das variáveis.

Amostra	Descrição
Inicial	Obtida da moldura de amostragem pelas seguintes exclusões: a) ações de empresas envolvidas em fusões, aquisições ou liquidações cujas demonstrações financeiras ou cotações apresentadas pela <i>Economática</i> não representam as demonstrações financeiras ou cotações existentes na época da avaliação; b) ações em duplicidade em qualquer ano, sendo mantida aquela com maior participação na composição do Ibovespa; c) ações de empresas em que houve ausência de dados.
LN	Obtida da amostra Inicial de cada ano após a transformação logarítmica das variáveis <i>valor de mercado</i> e <i>valor intrínseco</i> das ações, visando reduzir o problema da escala das variáveis, a heterocedasticidade e a distorção da distribuição dos resíduos das regressões. As reduções da amostra foram diferentes para cada modelo em virtude da impossibilidade matemática de se obter logaritmos neperianos para valores nulos ou negativos.
90	Obtida da amostra Inicial de cada ano pela exclusão das observações em que o valor de mercado das ações se apresentava acima do nonagésimo percentil da distribuição dos dados, visando eliminar o impacto de observações extremas no R^2 e reduzir o problema da escala das variáveis. Foram expurgadas de 4 a 6 observações por ano. Chang (1998) indica que as observações no decil superior da distribuição têm efeitos relevantes no R^2 e atribui esse efeito à heterocedasticidade. Brown, Lo e Lys (1999) argumentam que tanto a heterocedasticidade encontrada naquele estudo quanto o efeito sobre o R^2 são causados pela escala das variáveis.

Quadro 2 – Descrição das amostras utilizada neste artigo

Fonte – Elaborado pelos autores.

Para as três amostras, Inicial, LN e 90, foram estimados e analisados os coeficientes de determinação tradicionais das regressões em cortes transversais estimadas pelo método dos mínimos quadrados ordinários no período 1995–2007. Além do efeito da escala das variáveis nos coeficientes de determinação, foi também analisada a violação dos pressupostos econométricos das regressões. O Quadro 3 descreve os testes realizados.

Continua

Teste	Descrição
F	Testa a significância conjunta das variáveis da regressão estimada e a significância do coeficiente de determinação. Se a estatística F for zero, o coeficiente de determinação também será; se esse for 1, a estatística F tenderá ao infinito.
Média dos resíduos	Verifica se a média dos resíduos é igual a zero: $E[e_i] = 0$. A violação desse pressuposto torna tendencioso o estimador do intercepto pelo método dos mínimos quadrados ordinários, mas não afeta os estimadores dos coeficientes de inclinação.
White de heterocedasticidade	Verifica se a distribuição dos resíduos da regressão é homocedástica; isto é, se sua variância é uniforme: $E[e_i^2] = \sigma^2$.
Breusch-Godfrey de correlação serial	Verifica se não existe correlação serial entre os resíduos da regressão: $E[e_i e_j] = 0$. As violações da homocedasticidade e da não correlação serial, que tornam tendenciosos os estimadores dos coeficientes de inclinação, fazem com que testes de hipóteses não sejam confiáveis e os estimadores não sejam eficientes.

Conclusão

Ramsey RESET	Verifica a linearidade da relação entre regressores e regressando: $y = \alpha + \beta x + \varepsilon$. A violação da linearidade por este teste resulta em estimadores tendenciosos e sem significado, ou pode ser um indício de que variáveis relevantes foram omitidas.
Jarque-Bera	Verifica se os resíduos são normalmente distribuídos: $e_i \sim N(0, \sigma^2)$. Somente podem ser feitas inferências válidas sobre os parâmetros populacionais dos coeficientes das regressões MQO se os resíduos forem normalmente distribuídos.

Quadro 3 – Descrição dos testes das regressões

Fonte – Elaborado pelos autores.

6 APRESENTAÇÃO E ANÁLISE DOS RESULTADOS

Na Tabela 1, são apresentados os coeficientes de determinação das regressões das amostras Inicial, LN e 90 deste artigo, utilizando-se as cinco variantes de cada modelo, considerando todo o período 1995–2007. Nenhum modelo apresentou resultados para todo o período que fossem consistentes com os resultados individuais de cada ano, que podem ser vistos na Tabela 3.

Percebe-se grande discrepância entre os resultados. Na amostra Inicial, os coeficientes de determinação oscilaram entre zero, no modelo FCLA, e 0,46, no modelo OJ. Na amostra LN, que apresentou maior perda de observações, o menor R^2 foi 0,68, para a variante FCLA_5. Na amostra 90, o R^2 mais alto foi 0,07. Os resultados sugerem que alterações na amostra podem conduzir a conclusões discordantes.

Tabela 1
Coefficientes de determinação para todo o período 1995 – 2007

Modelo	Amostra Inicial		Amostra LN		Amostra 90	
	Observações	R ²	Observações	R ²	Observações	R ²
FCLA_1	567	0,00	324	0,70	504	0,01
FCLA_2	567	0,00	324	0,73	504	0,00
FCLA_3	567	0,01	324	0,73	504	0,00
FCLA_4	567	0,00	324	0,69	504	0,01
FCLA_5	567	0,00	324	0,68	504	0,01
LucRA_1	567	0,23	434	0,76	504	0,00
LucRA_2	567	0,17	430	0,81	504	0,01
LucRA_3	567	0,27	434	0,79	504	0,00
LucRA_4	567	0,23	432	0,77	504	0,01
LucRA_5	567	0,13	411	0,74	504	0,00
OJ_1	567	0,36	487	0,80	504	0,04
OJ_2	567	0,44	487	0,82	504	0,06
OJ_3	567	0,46	487	0,83	504	0,05
OJ_4	567	0,35	487	0,80	504	0,07
OJ_5	567	0,34	486	0,80	504	0,04

Fonte – Elaborado pelos autores.

Além de não serem representativas de cada ano, as regressões não puderam ser validadas, mesmo empregando-se amostras grandes, escala logarítmica ou exclusão de observações extremas. A Tabela 2 exhibe os resultados dos testes para as regressões estimadas com a variante OJ_1. A homocedasticidade, a linearidade e a normalidade da distribuição dos resíduos foram violadas nas três amostras. Os resultados das outras variantes e modelos foram semelhantes, com insucessos frequentes em três ou mais testes.

Tabela 2
Testes das regressões da variante OJ_1 para todo o período 1995 – 2007

Teste	Amostra Inicial			Amostra LN			Amostra 90		
	Estatística	Prob.	Hipótese	Estatística	Prob.	Hipótese	Estatística	Prob.	Hipótese
F	316,95	0,000	não rejeitada	1966,93	0,000	não rejeitada	23,15	0,000	não rejeitada
$E[e_i]=0$	0,00		não rejeitada	0,00		não rejeitada	0,00		não rejeitada
$E[e_i^2]=\sigma^2$	32,88	0,000	rejeitada	21,78	0,000	rejeitada	103,97	0,000	rejeitada
$E[e_i e_j]=0$	0,46	0,496	não rejeitada	24,87	0,000	rejeitada	138,69	0,000	rejeitada
$y_i=\alpha+\beta x_i+\varepsilon$	6,94	0,009	rejeitada	7,14	0,008	rejeitada	125,54	0,000	rejeitada
$e_t \sim N(0, \sigma^2)$	859.478,6	0,000	rejeitada	133,4	0,000	rejeitada	200,0	0,000	rejeitada

Fonte – Elaborado pelos autores.

A Figura 1 mostra as distribuições das 324 observações da amostra LN e das 504 observações da amostra 90 em regressões estimadas para a variante FCLA_3. A transformação logarítmica, ao reduzir a escala dos dados, aumenta a probabilidade de que alguns dos pressupostos sejam validados, pois, como afirmam Heij *et al.* (2004), ela pode reduzir a distorção e a heterocedasticidade. Ademais, Kennedy (2008) indica sua utilidade por criar uma equação de estimação linear. Todavia, a exclusão de observações negativas configura uma desvantagem, limitando a atuação do investidor, pois além de reduzir a amostra, os resultados perdem representatividade para as ações avaliadas negativamente pelos modelos.

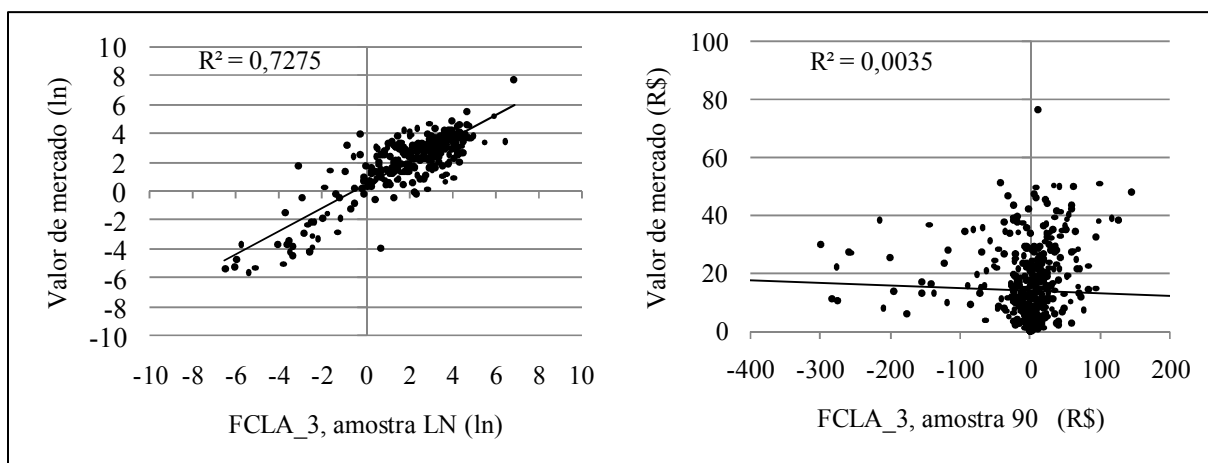


Figura 1 – Distribuição das observações de regressões, FCLA_3, 1995 – 2007

Fonte – Elaborado pelos autores.

A amostra 90 foi formada pela exclusão das observações em que o valor de mercado estava acima do nonagésimo percentil da distribuição das cotações das ações em cada ano da análise. Além de manter idêntico o número de observações em cada modelo, esse procedimento apresentou a vantagem de limitar a redução da amostra Inicial a aproximadamente 10%. Isso significou a exclusão de entre 4 e 6 observações por ano, eliminando-se aquelas com maior potencial de influenciar isoladamente o resultado das regressões em virtude de sua magnitude.

Não apenas os resultados dessa amostra foram bastante distintos dos da amostra LN, como também foram violados os pressupostos da não correlação serial, da homocedasticidade, da linearidade e da normalidade da distribuição dos resíduos. Desse modo, os resultados de cada ano não podem ser representados pelo do modelo que abrange os 13 anos do estudo, não se confirmando no mercado brasileiro a análise de Francis, Olsson e Oswald (2000) para o mercado americano. A análise dos dados apresentados na Figura 1 sugere que o método dos mínimos quadrados ordinários não é o mais indicado para a análise da relação entre as variáveis para todo o período. As relações entre as variáveis *valor de mercado* e a estimativa do *valor intrínseco* revelam-se espúrias nessas circunstâncias, e inferências feitas pelo investidor ao utilizar essas regressões teriam pouca validade. Justifica-se, portanto, que os anos sejam estudados individualmente, em cortes transversais.

O primeiro painel da Tabela 3 apresenta os coeficientes de determinação das regressões estimadas com a amostra Inicial. Assim como no estudo de Francis, Olsson e Oswald (2000), e contrariando o resultado encontrado por Cupertino (2005), o modelo do lucro residual apresenta maior poder de explicação do preço das ações do que o modelo do desconto de fluxos de caixa. O modelo do crescimento do lucro, que não foi testado por esses autores, apresenta desempenho comparável ao do modelo do lucro residual em diversos anos do período, tendendo a superá-lo a partir de 2003.

Esses resultados devem ser vistos com cautela, pois a observação do primeiro painel da tabela permite visualizar coeficientes de determinação próximos de 1 em 1995, 1996 e 1998, enquanto o valor máximo encontrado a partir de 2001 foi 0,43. Coeficientes de determinação próximos de 1 não são muito comuns em pesquisas em finanças, o que sinaliza que algumas poucas observações podem ter influenciado significativamente o resultado das regressões.

Em 1998, por exemplo, ao se testar a variante LucRA_1, a simples retirada da observação em que o valor de mercado era o mais alto fez com que o coeficiente de

determinação fosse reduzido de 0,99 para 0,51. De modo análogo, a eliminação da observação máxima da regressão da variante OJ_4 em 1996 fez com que o coeficiente de determinação diminuísse de 0,97 para 0,54. Essa influência de uma única observação sobre o coeficiente de determinação indica que esse não deve ser analisado sem que as variáveis sejam ajustadas ou transformadas adequadamente, pois é possível que as relações encontradas não sejam válidas. Corroborando esse raciocínio, constatou-se que nenhuma das regressões da análise da amostra Inicial pôde ser validada pelos testes realizados.

A questão da escala das variáveis e o baixo número de validações dos pressupostos das regressões sugerem que as variáveis devem passar por modificações para que o coeficiente de determinação possa ter alguma relevância na análise do poder explicativo do valor de mercado pelas estimativas do *valor intrínseco*. A primeira transformação proposta nesta pesquisa foi a transformação logarítmica. O segundo painel da Tabela 3 apresenta os coeficientes de determinação das regressões estimadas para a amostra LN para cada um dos anos do estudo.

Os coeficientes de determinação sublinhados indicam regressões validadas pelos testes realizados. Percebe-se o aumento significativo do número de regressões validadas nesta amostra em relação à amostra Inicial, mas nenhum modelo foi validado nos anos de 1996, 2003, 2004 e 2005. Em todos os modelos, os coeficientes de determinação são mais baixos em 2006 e 2007 do que nos anos anteriores, não indicando que os modelos de avaliação tenham sido mais capazes de explicar o valor de mercado nesses anos do que nos anos anteriores.

Ao contrário, esses resultados sinalizam que os modelos apresentavam maior poder explicativo do valor de mercado no período até 2002. Entretanto, as reduções da amostra Inicial pela transformação logarítmica foram bem menores a partir de 2003, sobretudo para o modelo OJ. Conseqüentemente, os resultados encontrados a partir desse ano podem ser mais representativos do comportamento do Ibovespa do que os do período anterior, em que as reduções no número de observações foram quase sempre acima de 40% para o modelo FCLA.

Tabela 3
Coefficientes de determinação, 1995 – 2007

Amostra Inicial	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
FCLA_1	0,74	0,47	0,03	0,57	0,38	0,14	0,29	0,00	0,00	0,08	0,12	0,05	0,08
FCLA_2	0,73	0,42	0,03	0,56	0,38	0,16	0,43	0,00	0,00	0,09	0,11	0,06	0,02
FCLA_3	0,74	0,41	0,03	0,56	0,38	0,16	0,43	0,00	0,00	0,08	0,11	0,06	0,03
FCLA_4	0,74	0,47	0,03	0,57	0,38	0,15	0,27	0,00	0,01	0,08	0,12	0,04	0,08
FCLA_5	0,74	0,47	0,03	0,57	0,38	0,14	0,19	0,00	0,01	0,08	0,12	0,05	0,08
LucRA_1	0,85	0,92	0,74	0,99	0,67	0,26	0,24	0,00	0,03	0,11	0,06	0,29	0,22
LucRA_2	0,92	0,95	0,28	0,99	0,61	0,31	0,31	0,00	0,03	0,10	0,09	0,34	0,14
LucRA_3	0,85	0,90	0,72	0,99	0,66	0,31	0,31	0,00	0,01	0,14	0,09	0,35	0,19
LucRA_4	0,85	0,92	0,74	0,99	0,68	0,26	0,24	0,00	0,03	0,12	0,05	0,16	0,22
LucRA_5	0,91	0,89	0,17	0,99	0,68	0,26	0,23	0,00	0,03	0,10	0,05	0,26	0,23
OJ_1	0,54	0,97	0,77	0,99	0,59	0,25	0,20	0,01	0,13	0,30	0,22	0,36	0,24
OJ_2	0,55	0,96	0,75	0,99	0,59	0,28	0,27	0,01	0,10	0,32	0,23	0,43	0,12
OJ_3	0,55	0,96	0,76	0,99	0,59	0,28	0,26	0,01	0,11	0,34	0,22	0,42	0,18
OJ_4	0,54	0,97	0,77	0,99	0,58	0,26	0,19	0,01	0,14	0,30	0,22	0,30	0,23
OJ_5	0,54	0,97	0,77	0,99	0,59	0,25	0,16	0,01	0,13	0,30	0,22	0,35	0,24

Amostra LN	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
FCLA_1	<u>0,71</u>	0,82	0,61	<u>0,91</u>	<u>0,56</u>	<u>0,82</u>	0,54	0,84	0,84	0,57	0,45	<u>0,21</u>	<u>0,14</u>
FCLA_2	<u>0,70</u>	0,83	0,61	<u>0,91</u>	<u>0,59</u>	<u>0,86</u>	0,58	0,82	0,84	0,59	0,46	<u>0,25</u>	<u>0,14</u>
FCLA_3	<u>0,70</u>	0,83	0,61	<u>0,91</u>	<u>0,59</u>	<u>0,86</u>	0,58	0,82	0,84	0,60	0,46	<u>0,25</u>	<u>0,14</u>
FCLA_4	<u>0,71</u>	0,82	0,61	<u>0,91</u>	<u>0,55</u>	<u>0,83</u>	0,54	0,84	0,83	0,58	0,45	<u>0,21</u>	<u>0,14</u>
FCLA_5	<u>0,71</u>	0,82	0,61	<u>0,90</u>	<u>0,55</u>	<u>0,83</u>	0,52	0,84	0,84	0,57	0,45	<u>0,21</u>	<u>0,14</u>
LucRA_1	<u>0,79</u>	0,72	<u>0,85</u>	<u>0,94</u>	<u>0,60</u>	0,59	0,79	0,86	0,67	0,56	0,55	0,38	<u>0,27</u>
LucRA_2	<u>0,89</u>	0,78	<u>0,87</u>	<u>0,94</u>	0,60	<u>0,83</u>	0,57	0,77	0,87	0,50	0,50	0,41	<u>0,28</u>
LucRA_3	<u>0,79</u>	0,72	<u>0,85</u>	<u>0,94</u>	<u>0,62</u>	0,63	0,81	0,87	0,71	0,56	0,49	0,42	<u>0,29</u>
LucRA_4	<u>0,79</u>	0,72	<u>0,85</u>	<u>0,95</u>	0,44	<u>0,78</u>	0,67	0,88	0,75	0,61	0,54	0,26	<u>0,26</u>
LucRA_5	<u>0,90</u>	0,73	<u>0,73</u>	<u>0,92</u>	<u>0,51</u>	0,68	0,72	0,89	0,74	0,50	0,53	0,36	<u>0,24</u>
OJ_1	0,82	0,85	<u>0,85</u>	0,88	0,67	<u>0,77</u>	<u>0,76</u>	0,79	0,85	0,49	0,90	0,35	<u>0,32</u>
OJ_2	0,82	0,85	<u>0,85</u>	0,88	0,69	<u>0,82</u>	<u>0,77</u>	0,76	0,87	0,44	0,88	0,36	<u>0,36</u>
OJ_3	0,82	0,85	<u>0,85</u>	0,88	0,69	<u>0,81</u>	<u>0,77</u>	<u>0,87</u>	0,87	0,48	0,89	0,36	<u>0,35</u>
OJ_4	0,82	0,85	<u>0,85</u>	0,88	0,67	<u>0,77</u>	<u>0,76</u>	0,81	0,82	0,49	0,90	<u>0,35</u>	<u>0,32</u>
OJ_5	0,82	0,85	<u>0,85</u>	0,88	0,67	<u>0,77</u>	<u>0,75</u>	<u>0,90</u>	0,84	0,49	0,90	0,35	<u>0,32</u>

Amostra 90	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
FCLA_1	0,15	0,02	0,04	0,08	0,03	0,07	<u>0,29</u>	0,10	0,01	0,01	0,00	0,03	<u>0,08</u>
FCLA_2	0,14	0,03	0,04	0,07	0,03	0,06	<u>0,31</u>	0,11	0,02	0,01	0,00	0,03	0,02
FCLA_3	0,14	0,03	0,04	0,07	0,03	0,06	<u>0,32</u>	0,11	0,02	0,01	0,00	0,03	0,03
FCLA_4	0,15	0,02	0,04	0,08	0,03	0,07	<u>0,29</u>	0,10	0,00	0,01	0,00	0,03	<u>0,08</u>
FCLA_5	0,16	0,02	0,04	0,08	0,03	0,07	<u>0,27</u>	0,09	0,01	0,01	0,00	0,03	<u>0,08</u>
LucRA_1	0,01	0,10	0,00	0,02	0,00	0,08	0,09	0,07	0,00	0,06	0,01	0,25	<u>0,22</u>
LucRA_2	0,01	0,08	0,01	0,02	<u>0,18</u>	0,08	0,08	0,07	0,00	0,05	0,05	0,20	<u>0,12</u>
LucRA_3	0,01	0,10	0,00	0,01	0,00	0,08	0,09	0,07	0,01	0,07	0,05	0,22	<u>0,17</u>
LucRA_4	0,01	0,10	0,00	0,03	0,01	0,07	0,10	0,06	0,00	0,07	0,01	0,12	<u>0,21</u>
LucRA_5	0,01	0,12	0,02	0,06	0,01	0,08	<u>0,15</u>	0,07	0,00	0,06	0,00	0,21	<u>0,22</u>
OJ_1	0,15	0,01	0,00	0,01	0,28	0,05	0,02	0,04	0,04	0,19	0,11	<u>0,44</u>	0,25
OJ_2	0,13	0,01	0,00	0,01	0,30	0,04	0,03	0,05	0,02	0,19	0,19	<u>0,40</u>	0,12
OJ_3	0,14	0,01	0,00	0,01	0,29	0,04	0,03	0,04	0,02	0,20	0,18	<u>0,41</u>	0,19
OJ_4	0,15	0,01	0,00	0,01	<u>0,27</u>	0,05	0,02	0,04	0,07	0,19	0,11	<u>0,37</u>	0,25
OJ_5	0,15	0,01	0,00	0,01	0,27	0,05	0,01	0,04	0,05	0,19	0,11	<u>0,43</u>	0,25

Legenda – Coeficientes sublinhados indicam regressões validadas pelos testes.

Fonte – Elaborado pelos autores.

Os coeficientes de determinação obtidos para a amostra LN mostraram-se menos sensíveis à retirada de observações extremas e ao problema da escala das variáveis. Ao se excluir a maior observação da regressão da variante LucRA_2 em 1998, por exemplo, o coeficiente de determinação diminuiu apenas de 0,94 para 0,92. A exclusão da segunda maior observação causou uma redução para 0,91, enquanto uma terceira exclusão causou uma redução para 0,90. Na variante FCLA_3, em 2000, a exclusão das três maiores observações causou uma redução do R^2 de 0,86 para 0,80, mantendo-se a validação dos pressupostos.

A amostra LN mostrou-se mais suscetível ao fator escala quando o número de observações foi menor, o que indica que observações individuais podem ter impacto relevante no R^2 mesmo quando utilizada a escala logarítmica. Os coeficientes de determinação de 2007, embora mais baixos, parecem mais confiáveis do que os de anos anteriores, em que a amostra teve maior redução. A transformação logarítmica padece de outra limitação no que diz respeito à comparação do desempenho dos modelos pelo seu coeficiente de determinação, pois, segundo Gujarati (2006), a comparação dos coeficientes de determinação só é viável quando o tamanho da amostra é o mesmo para todos os modelos comparados.

Como os diversos modelos de avaliação de empresas podem apresentar resultados negativos para diferentes observações, há tendência à ocorrência de diferentes tamanhos de amostra, como ocorreu com a amostra LN. O número de observações na amostra flutuou não apenas entre os modelos FCLA, LucRA e OJ, mas também entre suas variantes. Esses resultados sinalizam uma limitação do coeficiente de determinação para a mensuração do poder explicativo dos modelos de avaliação de empresas, especialmente em amostras pequenas. A quantidade relativamente pequena de títulos com grande liquidez e volume de negociação na Bovespa, em especial no período anterior a 2004, dificulta esse tipo de análise.

O terceiro painel da Tabela 3 apresenta os coeficientes de determinação das regressões estimadas para a amostra 90. Os resultados, diferentes dos das amostras Inicial e LN, indicam baixo poder explicativo do valor de mercado pelos modelos em quase todos os anos. Os resultados revelam, como anteriormente, os possíveis erros em que podem incorrer investidores e pesquisadores ao utilizarem o coeficiente de determinação como parâmetro de comparação de desempenho. No caso da amostra 90, a inexistência de modelos validados em diversos anos dificulta a comparação do desempenho dos modelos ao longo do período.

A amostra 90 permitiu que o número de exclusões de observações fosse menor do que o da amostra LN, mas a escolha do ponto de corte envolve grande arbitrariedade. Testes com reduções adicionais desta amostra afetaram os resultados, indicando a redução do coeficiente de determinação ou a violação dos pressupostos das regressões. Portanto, a exclusão de observações extremas não se mostrou satisfatória para a resolução da questão da escala das variáveis ou da violação dos pressupostos das regressões.

A relação entre as variáveis também foi estudada pela análise das violações dos pressupostos econométricos das regressões MQO. O primeiro painel da Tabela 4 apresenta o número de insucessos em cada um dos testes realizados com as regressões estimadas para a amostra Inicial para cada ano do período do estudo. Percebe-se que os pressupostos com maior número de violações foram os da normalidade e da linearidade, seguidos pelo da homocedasticidade. Observa-se também a diminuição do número total de violações no final do período, reduzindo-se esse número de 45 em 1995 para 19 em 2007.

Violações da linearidade tornam particularmente ineficaz a análise do R^2 , que é igual ao quadrado do coeficiente de correlação linear. Inexistindo linearidade, perde-se o sentido da análise deste coeficiente. A rejeição da hipótese de linearidade pelo teste Ramsey RESET

também pode ser um indicador de que variáveis relevantes foram omitidas do modelo econométrico (BROOKS, 2002) e sinaliza que as estimativas de valor intrínseco adotadas neste artigo talvez não sejam capazes de explicar o valor de mercado das ações sem o acréscimo de novas variáveis. Os resultados sugerem também uma mudança relevante na relação entre as variáveis ou no fator de escala no decurso do período.

A amostra LN, representada no segundo painel da Tabela 4, não apresentou o mesmo comportamento. O período anterior a 2001 registrou menor número de violações dos pressupostos, exceto pelo ano 2007, em que todas as regressões foram validadas. No caso da amostra 90, cuja frequência de violação de cada pressuposto é apresentada no terceiro painel da Tabela 4, percebe-se a redução das violações nos períodos com tendência de alta da Bovespa, entre 1999 e 2001 e em 2006 e 2007, possivelmente pela redução da influência da escala das variáveis nesses períodos, o que deve ser testado em pesquisas futuras. Apesar de possibilitar a redução das violações dos pressupostos das regressões em relação à amostra Inicial, a amostra 90 foi marcada por um grande aumento das rejeições do F estatístico, que passaram de 37, na amostra Inicial, para 117.

Tabela 4
Violação dos pressupostos por regressão, 1995–2007

Amostra Inicial	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	Total
F	-	-	5	-	-	-	-	15	10	-	2	3	2	37
$E[e_i]=0$	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
$E[e_i^2]=\sigma^2$	15	10	15	7	10	15	13	9	9	5	8	-	-	116
$E[e_i e_j]=0$	-	5	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	5
$y_i=\alpha+\beta x_i+\varepsilon$	15	15	15	12	5	15	11	15	15	5	13	6	2	144
$e_i \sim N(0, \sigma^2)$	15	15	15	15	15	15	15	15	15	10	15	15	15	190
Total	45	45	50	34	30	45	39	54	49	20	38	24	19	492

Amostra LN	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	Total
F	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
$E[e_i]=0$	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
$E[e_i^2]=\sigma^2$	5	-	-	-	2	2	5	5	10	15	-	5	-	49
$E[e_i e_j]=0$	-	5	-	-	-	-	-	4	1	-	-	-	-	10
$y_i=\alpha+\beta x_i+\varepsilon$	-	-	-	-	-	-	5	-	12	4	10	9	-	40
$e_i \sim N(0, \sigma^2)$	-	10	5	5	5	3	1	12	3	5	5	-	-	54
Total	5	15	5	5	7	5	11	21	26	24	15	14	-	153

Amostra 90	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	Total
F	5	11	15	12	9	11	5	7	15	10	10	5	2	117
$E[e_i]=0$	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
$E[e_i^2]=\sigma^2$	-	9	-	5	-	-	-	5	13	10	10	2	2	56
$E[e_i e_j]=0$	-	-	-	6	-	-	-	-	-	-	2	-	-	8
$y_i=\alpha+\beta x_i+\varepsilon$	2	10	8	10	2	2	3	14	15	14	10	8	5	103
$e_i \sim N(0, \sigma^2)$	15	15	15	15	9	15	9	15	5	5	5	-	-	123
Total	22	45	38	48	20	28	17	41	48	39	37	15	9	407

Fonte – Elaborado pelos autores.

Brown, Lo e Lys (1999) atribuem o insucesso em alguns testes, como o da homocedasticidade, à influência do fator escala na relação entre as variáveis. As Tabelas 5 e 6 apresentam estatísticas descritivas referentes às variáveis *valor de mercado* e *valor intrínseco*,

respectivamente, quando utilizada a variante LucRA_4. A escala das variáveis aumentou ao longo do período nas três amostras, como denota a análise da mediana e da média, o que indica que a comparação do poder explicativo de diferentes anos deve ser acompanhada de controle para a escala das variáveis. O exame dessas estatísticas também aponta que esse aumento não se deu na mesma medida para as duas variáveis, nem para as três amostras.

Tabela 5
Estatísticas descritivas do valor de mercado, 1995–2007

Ano	Mediana			Média			Desvio Padrão			Máximo		
	Inicial	LN	90	Inicial	LN	90	Inicial	LN	90	Inicial	LN	90
1995	2,11	1,39	3,85	39,34	1,66	5,22	187,01	1,05	3,76	1.191,81	4,56	12,49
1996	2,67	1,72	4,12	81,92	2,18	6,34	443,26	2,02	5,38	2.736,54	7,91	15,70
1997	3,34	2,23	4,76	112,84	2,50	9,69	540,77	1,97	9,84	3.242,45	8,08	37,44
1998	1,96	1,41	3,38	64,79	1,89	4,88	347,94	1,95	4,35	2.254,75	7,72	12,87
1999	6,53	1,94	6,53	14,92	2,00	9,13	25,13	0,89	7,09	118,44	3,43	24,10
2000	10,67	2,37	9,98	30,57	2,50	16,61	59,57	1,11	17,15	360,31	4,46	76,82
2001	11,37	2,43	10,51	18,75	2,32	10,89	24,33	1,01	6,86	133,74	4,16	22,52
2002	7,58	2,33	8,53	11,86	2,35	10,34	11,75	0,95	7,29	52,62	3,96	26,57
2003	14,67	2,67	12,56	19,45	2,71	15,27	16,36	0,81	9,80	67,23	4,21	37,18
2004	16,77	2,82	13,87	21,04	2,83	17,19	15,04	0,77	10,09	65,76	4,19	38,00
2005	19,25	3,10	18,98	23,34	2,99	19,53	16,62	0,70	8,81	89,55	4,49	38,82
2006	25,67	3,34	25,93	29,24	3,28	25,75	17,48	0,59	10,00	106,30	4,67	44,39
2007	34,53	3,56	34,53	36,43	3,53	33,31	21,36	0,54	12,20	133,93	4,90	51,15

Fonte – Elaborado pelos autores.

Tabela 6
Estatísticas descritivas das estimativas do valor intrínseco pela variante LucRA_4, 1995–2007

Ano	Mediana			Média			Desvio Padrão			Máximo		
	Inicial	LN	90	Inicial	LN	90	Inicial	LN	90	Inicial	LN	90
1995	0,06	0,07	0,19	-48,95	-0,29	-0,63	201,13	2,18	10,04	14,31	2,66	14,31
1996	0,20	0,54	0,20	12,66	-0,17	-4,11	117,60	3,10	25,99	687,48	6,53	12,13
1997	1,56	0,98	1,14	20,26	0,64	-3,57	96,49	2,73	40,37	477,06	6,17	22,60
1998	1,35	1,42	0,48	92,56	0,59	-2,67	568,12	3,12	35,65	3.674,51	8,21	22,56
1999	0,85	1,89	1,69	-33,12	1,50	0,40	150,77	1,85	17,93	51,68	3,95	43,21
2000	7,40	2,36	8,14	-14,92	1,52	-4,88	92,48	2,50	81,83	40,21	3,69	36,97
2001	4,77	2,51	4,73	-14,58	1,98	-9,01	96,19	2,16	78,52	59,85	4,09	59,85
2002	0,41	1,86	0,10	-15,52	1,41	-20,19	66,70	2,27	69,17	36,43	3,60	34,47
2003	12,25	3,19	10,32	16,82	2,75	14,87	53,28	1,69	49,73	189,31	5,24	189,31
2004	10,56	2,51	9,01	12,55	2,38	10,54	19,26	1,11	19,26	89,73	4,50	89,73
2005	14,89	2,91	13,29	13,45	2,82	10,46	30,76	0,81	30,83	64,44	4,17	64,44
2006	25,58	3,49	22,57	27,99	3,28	21,70	52,74	1,18	51,07	178,46	5,18	178,46
2007	12,74	2,66	10,94	18,16	2,47	16,23	20,36	1,26	18,80	86,23	4,46	82,79

Fonte – Elaborado pelos autores.

Por outro lado, percebe-se a redução do desvio-padrão da distribuição das variáveis a partir de 1999, embora esse ainda permaneça elevado, frequentemente maior do que a média das observações, especialmente para a variável independente nas amostras Inicial e 90. Para esta última, não há uma tendência nítida de redução do desvio-padrão. As alterações da média e do desvio-padrão indicam que o coeficiente de variação apresentou discrepâncias entre as amostras em cada ano e entre os períodos, o que sinaliza que o fator escala deve ser controlado tanto nos cortes transversais quanto nas análises intertemporais.

A análise das observações máximas também indica a possível ocorrência do efeito escala, não apenas pela diferença de magnitude entre as observações de cada variável, mas

também entre as variáveis. Essas diferenças podem tornar insuficiente o controle da escala utilizando-se apenas uma das variáveis como elemento do ajuste, como fizeram Brown, Lo e Lys (1999) ao controlar a escala pelo valor de mercado do ano anterior ao da análise, o que desconsidera a intensidade e a direção dos movimentos da variável independente.

7 CONCLUSÃO

O objetivo desta pesquisa quantitativa descritiva com dados secundários foi mensurar e analisar criticamente o coeficiente de determinação de modelos de estimação do valor intrínseco das ações negociadas na Bovespa no período 1995–2007.

A análise do poder explicativo dos modelos de estimação do valor intrínseco pelo coeficiente de determinação apresentou resultados insatisfatórios. Primeiramente, ao contrário de pesquisas anteriores realizadas no mercado americano, os resultados do período, tomados em conjunto, não foram semelhantes ao de cada ano individualmente. Em segundo lugar, a escala das variáveis parece ter exercido efeito relevante sobre os resultados, de tal modo que foram encontrados resultados discrepantes para cada amostra.

Para a amostra Inicial, foram obtidos coeficientes de determinação acima de 0,80 no período até 1998, havendo brusca redução a partir de então. Após a transformação logarítmica, houve maior equilíbrio desses resultados em todo o período, mas com divergências entre resultados de cada modelo ao longo dos anos. No caso da amostra 90, em que houve a eliminação das observações extremas, o coeficiente de determinação esteve próximo de zero em grande parte dos anos, indicando baixo poder explicativo dos modelos no período.

Esses resultados díspares refletem o impacto significativo de algumas observações no resultado e a cautela que deve ser tomada ao se utilizar o coeficiente de determinação nesse tipo de análise. Essa conclusão foi reforçada ao se testar os pressupostos das regressões, havendo grande número de violações, especialmente da linearidade e da homocedasticidade.

Se os pressupostos não forem validados e a questão da escala das variáveis não for tratada, o procedimento de utilizar os estimadores do intercepto e do coeficiente de inclinação das regressões para a estimação do valor intrínseco de ativos individuais pode revelar-se inadequado. Esses coeficientes poderão não ser eficientes nem os melhores estimadores lineares não tendenciosos dos parâmetros da população. Por outro lado, a evolução da violação dos pressupostos sugere que ocorreram mudanças na relação entre as variáveis, especialmente a partir de 2003, mas isso também pode ter sido causado pelo efeito escala, como se depreende da análise das estatísticas descritivas das variáveis ao longo do período.

Pesquisas anteriores não demonstraram ter solucionado as questões da escala das variáveis e das violações dos pressupostos das regressões na análise do R^2 como medida do poder explicativo dos modelos de estimação do valor intrínseco. Sugere-se a realização de novas pesquisas que busquem solucionar estas questões ou desenvolver medidas do poder explicativo que possibilitem a comparação do desempenho dos modelos em análises intertemporais ou em cortes transversais.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

BROOKS, Chris. **Introductory Econometrics for Finance**. Cambridge: Cambridge University Press, 2002.

- BROWN, Stephen; LO, Kim; LYS, Thomas. Use of R-squared in Accounting Research: Measuring changes in value relevance over the last four decades. **Journal of Accounting & Economics**, Amsterdam, v. 28, n. 2, p. 83-115, Dez. 1999.
- CAMARGOS, Marcos Antônio; BARBOSA, Francisco Vidal. Teoria e evidência da eficiência informacional do mercado de capitais brasileiro. **Caderno de Pesquisas em Administração**, São Paulo, v. 10, n. 1, p. 43-55, 2003.
- CERQUEIRA, José Eloy de Araújo. **Relação entre EVA e MVA: uma abordagem em painel aplicada às empresas brasileiras**. 2007. Dissertação (Mestrado em Administração) – Universidade Federal de Lavras. Minas Gerais, 2007.
- CHANG, J. The decline in value relevance of earnings and book values. Working paper. **Harvard University**, Harvard, 1998.
- CUPERTINO, César Medeiros. **Fluxo de caixa, lucro contábil e dividendos: comparação de diferentes enfoques na avaliação de empresas brasileiras**. 2005. Dissertação (Mestrado em Economia) – Universidade Federal de Santa Catarina, Florianópolis, 2005.
- FRANCIS, Jennifer; OLSSON, Per; OSWALD, Dennis R. Comparing the accuracy and explainability of dividend, free cash flow, and abnormal earnings equity value estimates. **Journal of Accounting Research**, Chicago, v. 38 n. 1, p. 45-70, 2000.
- GUJARATI, Damodar. **Econometria Básica**. Rio de Janeiro: Elsevier, 2006.
- HEIJ, Christiaan; DE BOER, Paul; FRANCES, Philip Hans; KLOEK, Teun; VAN DIJK, Herman K. **Econometric Methods with Applications in Business and Economics**. Nova Iorque: Oxford University Press, 2004.
- HITCHNER, James R. **Financial Valuation: application and models**. Nova Jérícia: Wiley, 2006.
- KENNEDY, Peter. **A Guide to Econometrics**. Massachusetts: Blackwell Publishing, 2008.
- KERLINGER, Fred N. **Metodologia da Pesquisa em Ciências Sociais** – um tratamento conceitual. São Paulo: Editora da Universidade de São Paulo, 1990.
- MALKIEL, Burton Gordon. **A random walk down Wall Street**. Nova Iorque: Norton, 2007.
- OHLSON, James A; JUETTNER-NAUROTH, Beate E. Expected EPS and EPS growth as determinants of value. **Review of Accounting Studies**, Nova Iorque, v.10. p. 349-365, 2005.
- _____. GAO, Zhan. **Earnings, earnings growth and value**. Boston: Now Publishers Inc, 2006.
- OKIMURA, Rodrigo Takashi; SOUSA, Almir Ferreira. O valor econômico adicionado (EVA[®]) possui maior relação do que o lucro líquido no Brasil? In: XXVIII ENANPAD, 28^o. 2004. **Anais ...** Curitiba: ANPAD, set. 2004. CD-ROM.
- PENMAN, Stephen H. **Financial Statements Analysis and Security Valuation**. 3. Ed. Nova Iorque: McGraw-Hill, 2007.
- REZENDE, Amaury José. A relevância da informação contábil no processo de avaliação de empresas da nova e velha economia – uma análise dos investimentos em ativos intangíveis e seus efeitos sobre *value-relevance* do lucro e patrimônio líquido. **Brazilian Business Review**, Vitória, v. 2, n. 1, p. 33-52, jan.-jun. 2005.
- TRIOLA, Mario F. **Introdução à Estatística**. Rio de Janeiro: LTC, 1999.