

LIQUIDEZ CORPORATIVA E O MARKET VALUE ADDED®Bruno Vidigal Coscarelli* E-mail: bcoscarelli@uaivip.com.brWagner Moura Lamounier* E-mail: wagner@face.ufmg.brHudson Fernandes Amaral* E-mail: hfamaral@face.ufmg.br

*Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG)

Resumo: O objetivo deste trabalho consistiu em analisar o relacionamento entre liquidez corporativa e o Market value added (MVA). Para tanto, utilizaram-se dados de 2003 a 2007 das empresas que compunham a carteira teórica 2007-2008 do índice de sustentabilidade empresarial (ISE). O Nível de ativo líquido (NAL) foi utilizado como *proxy* para a liquidez corporativa. A partir de estudos sobre os determinantes de liquidez corporativa, principalmente internacionais, foi possível identificar uma variável formada a partir da divisão do disponível pelo ativo total. Realizaram-se estimações em corte transversal para explicar: a) a média do MVA do período compreendido entre 2003 e 2007; e b) o MVA do ano de 2007. Em seguida, para contemplar as várias empresas em corte transversal e também ao longo dos anos, foram realizadas estimações em dados em painel. A validação dos dados encontrados baseou-se na realização de testes econométricos dos pressupostos dos métodos de estimações utilizados. Para os modelos em que se utilizou o MVA como variável dependente, conseguiu-se apenas um, com pressupostos validados, em que o NAL apresentou efeito estatisticamente significativo. Esses resultados evidenciam uma dificuldade de se perceber esse efeito quando a expectativa do mercado é levada em consideração, como é caso do MVA.

Palavras-chave: Liquidez corporativa. Nível de ativos líquidos. Valor de mercado adicionado.

1 INTRODUÇÃO

O volume de ativos líquidos (AL) que é mantido oferece às empresas custos e benefícios. Com o objetivo de maximizar a criação de valor para os acionistas, os gerentes devem determinar um nível que iguale os benefícios marginais advindos dos AL mantidos pela empresa com seus custos marginais. Os custos para manter os níveis de ativos líquidos elevados estão relacionados à baixa taxa de retorno desses ativos. Dentre os dois principais benefícios de se manter ativos líquidos, destacam-se a redução do custo de transação inerente ao processo de obtenção de financiamentos e o fato de a empresa ter à sua disposição recursos para financiar suas atividades e investimentos (OPLER *et al.*, 1999).

Segundo Opler *et al.* (1999), existe um *tradeoff* entre os custos e os benefícios inerentes aos níveis de AL mantidos pelas empresas que afeta a criação de valor para o acionista. O nível de ativo líquido (NAL), segundo esses autores, é dado pela divisão do disponível pelo ativo total (AT). Assim sendo, manter níveis

reduzidos de AL pode fazer com que as empresas fiquem mais susceptíveis a crises de liquidez.

O objetivo deste artigo é verificar a existência de relação entre liquidez corporativa, aproximada pelo NAL, e o MVA. Para tanto, este artigo está organizado da seguinte forma: além desta introdução, foi apresentado o referencial teórico, a metodologia, os resultados e a conclusão.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

2.1 Liquidez corporativa

Conforme as pesquisas anteriores, relacionadas aos determinantes da liquidez corporativa, como as de Kim, Mauer e Sherman (1998) e Opler *et al.* (1967), empresas maiores apresentam um ganho de escala nas transações de caixa, o qual faz com que, proporcionalmente, mantenham um menor NAL. Entendem-se como AL os numerários em caixa e os investimentos de curto prazo, e como NAL o AL dividido pelo AT. Além disso, empresas que têm acesso a melhores fontes de financiamento também apresentam um NAL reduzido (COLQUITT; SOMMER; GODWIN, 1999).

Para verificar essas duas afirmações, Colquitt, Sommer e Godwin (1999) propuseram a utilização de um modelo de regressão que possibilitou a verificação do impacto de algumas variáveis no NAL mantido pelas empresas. A variável dependente NAL foi mensurada em função da divisão dos AL pelo investimento total em ativos. As variáveis explicativas do modelo estavam relacionadas ao tamanho das empresas, volatilidade dos fluxos de caixa, prazo médio de pagamentos, grau de alavancagem e oportunidades de investimentos. Além dessas variáveis, foram utilizadas duas *dummies*: para indicar as empresas que faziam parte de um grupo ou conglomerado; e para distinguir empresas de capital aberto de empresa de capital fechado. A facilidade de obtenção de financiamento foi mensurada em uma escala de 0 a 5, sendo 0 para empresas com maior dificuldade para contrair financiamentos e 5 para as empresas com menor dificuldade.

Os resultados dos autores mencionados no parágrafo anterior confirmaram que tanto as empresas maiores quanto as empresas que têm melhor acesso a empréstimos apresentam, proporcionalmente, um menor NAL. Além disso, as empresas com prazos de pagamentos mais dilatados e as mais alavancadas mantêm um menor NAL. Finalmente, os autores sugerem que as empresas com maior volatilidade nos fluxos de caixa tendem a manter um maior NAL.

Outro trabalho internacional em que foram consideradas questões teóricas e empíricas acerca da liquidez corporativa foi o realizado por Kim, Mauer e Sherman (1998). Nesse trabalho, assim como no realizado por Opler *et al.* (1999), são destacados os custos e benefícios advindos dos investimentos em AL. Ao investir em liquidez, a empresa reduz os investimentos em ativos não tão líquidos. Esses ativos menos líquidos geralmente estão mais relacionados às operações da empresa e, conseqüentemente, à geração de riqueza. Além disso, o ato de vender e comprar ativos financeiros está sujeito a custos de transação. Entretanto, apesar dos custos inerentes aos AL, as empresas devem manter algum recurso em caixa ou investimento de curto prazo para arcar com suas necessidades.

Kim, Mauer e Sherman (1998) investigaram como o custo de financiamento, as incertezas relacionadas aos fluxos de caixa e as oportunidades de investimentos impactaram a liquidez corporativa. Máximo, Montezano e Brasil (2004), com base no trabalho de Kim, Mauer e Sherman (1998), apontaram algumas variáveis capazes de explicar o NAL mantido pelas empresas brasileiras. Esse nível foi mensurado pela divisão dos AL pelo AT. Esse estudo analisou 53 empresas entre 1999 e 2001.

Os resultados do trabalho de Máximo, Montezano e Brasil (2004) demonstraram que o retorno operacional das empresas reduzido da taxa de juros de mercado interbancário foi positivamente relacionado com a formação da liquidez. A partir desse resultado, os autores sugeriram que quanto menor a diferença entre essas duas taxas maior a quantidade de recursos destinados pelas empresas para a aquisição de ativos financeiros. A variável relacionada ao tamanho da empresa – AT – apresentou uma relação negativa com a variável dependente. Esses autores afirmaram que empresas maiores retêm menos liquidez, o que acompanha as pesquisas internacionais, como a realizada por Colquitt, Sommer e Godwin (1999). A variável *dummy* que distinguia empresas do comércio em relação às demais também

se mostrou relevante. Concluíram que as empresas do comércio têm uma tendência maior a manter um nível de liquidez mais elevado do que as de outros setores.

Krylova (2007) estudou a criação de valor para acionistas de empresas recentemente adquiridas, por meio de capitais de terceiros. O termo comum na comunidade internacional *leveraged buyout* significa que uma operação de compra e venda de uma empresa foi realizada e que a aquisição foi financiada com um volume muito elevado de capital de terceiros (CT). Nesse trabalho, Krylova identificou algumas variáveis que influenciam a criação de valor. A governança corporativa, as mudanças na eficiência das operações, a alavancagem financeira e a gestão do capital de giro foram os principais elementos criadores de valor para os acionistas no primeiro ano após a ocorrência da operação de compra e venda da empresa (KRYLOVA, 2007, p. 3).

Koller, Goedhart, Wessels (2005, p. 171) afirmam que excesso de caixa não deve ser incluído no capital investido. Por definição, o excesso de caixa é desnecessário às operações fim da empresa. Em razão de sua liquidez e do baixo risco, o excesso de caixa proporciona pequenos retornos. Em estudo entre 1993 e 2000 os autores identificaram que no Mercado norte-americano empresas com recurso em caixa superiores a 2% seriam consideradas com excesso de caixa. Porém, os mesmos autores afirmam que empresas em economias que oferecem pouca proteção aos acionistas tendem a manter mais recurso em caixa (KOLLER; GOEDHART; WESSELS, 2005, p. 171).

2.2 O Market value added

Young e O'Byrne (2003) destacam que o MVA é igual ao valor presente dos vários valores de EVA[®] futuros, descontados pelo custo de capital da empresa. As equações a seguir são apresentadas por Stewart III (2005) para demonstrar o MVA.

$$\text{MVA} = \text{valor de mercado} - \text{CI} \quad [1]$$

$$\text{MVA} = \text{valor presente de todos os EVA}^{\text{®}} \text{ futuros} \quad [2]$$

Ou seja:

$$\text{Advances in Scientific and Applied Accounting. São Paulo, v.4, n.3, p.304-330, 2011.} \quad [3]$$

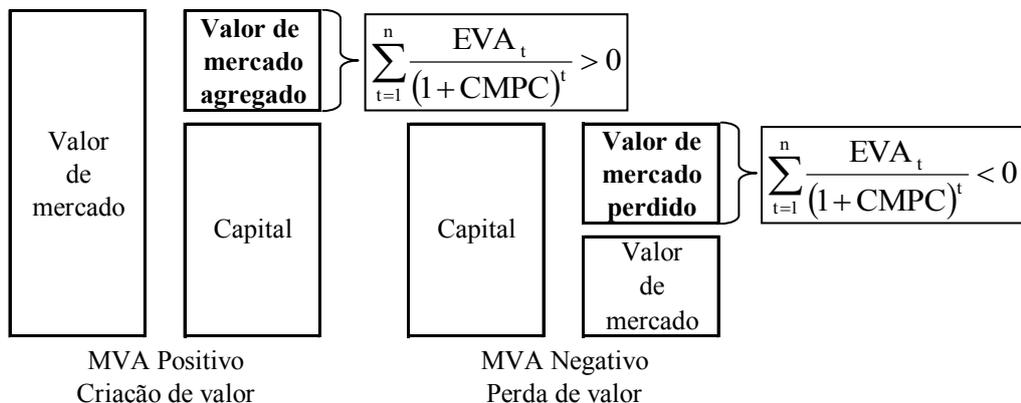
$$MVA = \frac{EVA_1}{(1 + CMPC)^1} + \frac{EVA_2}{(1 + CMPC)^2} + \dots + \frac{EVA_t}{(1 + CMPC)^t} = \sum_{t=1}^n \frac{EVA_t}{(1 + CMPC)^t}$$

Segundo Fernández (2002), o MVA é o valor presente dos lucros econômicos descontados pelo custo de capital. Portanto, o MVA é o valor presente dos EVA[®] futuros descontados pelo custo de capital da empresa. Ou, seguindo a abordagem do valor do acionista, o MVA é igual ao valor presente dos EVA do acionista descontados pelo custo de capital próprio, conforme a equação [4].

$$MVA = \sum_{t=1}^n \frac{EVA \text{ do acionista}_t}{(1 + KP)^t} \quad [4]$$

Para Stewart III (2005 p.144), “o EVA se conecta diretamente ao valor intrínseco de mercado de qualquer empresa”. Por esse motivo, apresenta-se a figura 1, na qual se destaca a relação entre o EVA[®] e o MVA, seja este positivo ou negativo.

Figura 1 – Relação entre EVA[®] e MVA



Fonte: Adaptado de Stewart III (2005, p. 145).

Na figura 1, observa-se que quando o valor presente dos EVA[®] futuros é superior a zero (MVA positivo) as empresas estão criando valor. Portanto, seu valor de mercado é formado pelo capital investido mais o valor de mercado agregado. Por outro lado, quando o valor presente dos EVA[®] futuros é inferior a zero (MVA negativo) as empresas estão perdendo valor. Nesse segundo caso, o valor de mercado é inferior ao capital investido; ou seja, parte do capital investido foi perdido. De outra maneira, igualando-se a equação [1] à equação [2] e isolando-se o valor de mercado, obtém-se a equação [5], por meio da qual Stewart III (2005, p.163) afirma

que “maximizar o valor presente do EVA[®] significa exatamente o mesmo que maximizar o valor intrínseco de mercado”.

$$\text{Valor de mercado} = \text{CI} + \text{valor presente de todos os EVA}^{\text{®}} \text{ futuros} \quad [5]$$

3 METODOLOGIA

Para alcançar os objetivos deste trabalho, foi proposta uma pesquisa *ex-post facto*, que se caracteriza, ainda, por ser quantitativa descritiva. Segundo GIL (2007), é um tipo comumente utilizado nas pesquisas sociais. Para tanto, foram utilizados dados secundários tratados por meio dos *softwares* Excel[®], versão 2003, Eviews[®], versão 5 e o STATA[®], versão 10.1, realizando as seguintes etapas:

- a) Mensuração do NAL;
- b) Estimação do MVA;
- c) Estimação e validação dos modelos econométricos.

As mensurações do AL e do NAL sofrem uma limitação. Na literatura, identificam-se como AL numerário em caixa e investimento de curto prazo, ao passo que o NAL constitui-se na divisão do AL pelo AT (ver Colquitt; Sommer; Godwin, 1999). Para esta pesquisa, a definição do AL foi baseada na nomenclatura das contas apresentadas pelo sistema Económica. Caso fosse realizado um estudo em cada empresa, possivelmente se conseguiria uma identificação mais apurada.

Para este trabalho, o universo da pesquisa incluiu todas as empresas que tiveram ações na carteira teórica 2007-2008 do ISE listadas na BOVESPA. Dentre as 40 ações que compuseram essa carteira teórica, pertencentes a 32 empresas consideradas sustentáveis segundo os critérios estabelecidos pela BOVESPA, selecionou-se uma amostra intencional, ou por julgamento, como chama Babbie (1999), composta pelas empresas não financeiras que fazem parte desse universo. Após a exclusão das empresas financeiras, Bradesco, Banco do Brasil e Itaú, obtiveram-se as 29 empresas que compuseram a amostra.

Foram obtidas as demonstrações financeiras anuais relativas ao período de 2003 a 2007 das empresas que compunham a carteira teórica 2007-2008 do ISE, *Advances in Scientific and Applied Accounting*. São Paulo, v.4, n.3, p.304-330, 2011.

bem como as cotações de bolsa, das ações das mesmas empresas no mesmo período.

As demonstrações financeiras dessas 29 empresas pertencentes à carteira teórica 2007-2008 do ISE foram estudadas durante os anos de 2003 a 2007. Segundo a classificação setorial da *North American Industry Classification System* (NAICS) essas 29 empresas estariam classificadas em 13 setores distintos. Já pela classificação setorial da Económica, essas mesmas empresas seriam agrupadas em apenas 11 setores.

Segundo Bailey (1992), uma amostra intencional faz parte da amostragem não probabilística, apresentando alguns aspectos positivos e negativos. A maior desvantagem desse método é que não se pode garantir que a amostra selecionada seja representativa de uma população maior. Por outro lado, a amostra intencional possibilita ao investigador selecionar unidades de análise mais adequadas ao propósito do trabalho.

3.1 Definição operacional das variáveis

Os dados utilizados neste trabalho foram obtidos a partir da base de dados da Económica e foram corrigidos de acordo com a inflação até o dia 31 de março de 2008, conforme o índice nacional de preços ao consumidor amplo (IPCA), publicado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Além disso, foram utilizadas demonstrações financeiras não consolidadas. Essa opção metodológica foi baseada no artigo escrito por Perobelli, Pereira e David (2006). No trabalho desses autores os dados foram trabalhados em painel e foram obtidos por meio do sistema Económica não consolidados e sem outros ajustes.

Conforme observado no trabalho de Colquitt, Sommer e Godwin (1999), o NAL foi dado em função da divisão dos numerários em caixa, acrescidos dos investimentos de curto prazo, pelo investimento total em ativos. Com base nos dados da Económica, o NAL foi obtido conforme a seguinte equação.

$$NAL = \frac{\text{disponível e inv. CP}}{\text{ativo total}} \quad [6]$$

O MVA, como apresentado por Stewart III (2005), é igual ao valor de mercado das empresas subtraído do capital nela investido. Note-se que a comparação de empresas com tamanhos distintos, assim como no caso do EVA[®], também é prejudicada com essa metodologia. Segundo Carneiro Júnior (2006), o MVA pode ser estimado pela diferença entre o valor de mercado e o patrimônio líquido.

$$MVA_{it} = \text{valor de mercado}_{it} - PL_{it} \quad [7]$$

Estimado dessa forma, o MVA sofre influência da magnitude das empresas. De outro lado, estimado percentualmente, expurga-se o efeito tamanho dos MVA, permitindo-se que se realizem comparações entre empresas distintas e de diferentes setores. Para tanto, o que se propõe é calcular os MVA em uma forma percentual, por meio da equação [8].

$$MVA^*_{it} = \frac{\text{valor de mercado}_{it} - PL_{it}}{PL_{it}} \quad [8]$$

Para a apresentação dos resultados deste trabalho, adotou-se a sigla MVA* como sendo o resultado da equação [8] e, portanto, uma medida percentual e não mais monetária, como é o MVA. Doravante, sempre que se mencionar MVA* entenda-se a diferença entre o valor de mercado e o PL, dividida pelo PL.

O valor de mercado para os acionistas é dado pelo valor de mercado das ações em circulação ex-tesouraria e pode ser encontrado por meio da equação [9], sendo calculado com valores do mês de dezembro de cada ano.. Essa variável foi diretamente obtida da base de dados Econômica.

$$\begin{aligned} \text{Valor de mercado}_{it} = & \text{quantidade de ações ordinárias extesouraria}_{it} \times \\ & \times \text{valor das ações ordinárias}_{it} + \\ & + \text{quantidade ações preferenciais extesouraria}_{it} \times \\ & \times \text{valor das ações preferenciais}_{it} \end{aligned} \quad [9]$$

A interpretação da medida MVA^* , como apresentada neste trabalho, sugere para resultados maiores do que zero uma valorização dos valores investidos pelos acionistas. De outro lado, resultados negativos implicam desvalorização dos valores investidos pelos acionistas. Os valores encontrados para determinada empresa podem ser comparados com os de outras empresas, pois todos são divididos pelo PL, e por isso representam o percentual do valor de mercado adicionado em função do capital investido pelos acionistas. Assim, o MVA^* , por considerar o valor de mercado e refletir a visão do mercado de capitais, incorpora a expectativa de resultados futuros (SANTOS; WANTANABE, 2005).

3.2 Variáveis de controle

Com intuito de melhorar a qualidade do ajustamento dos modelos estimados para este trabalho, foram incluídas algumas variáveis de controle. Segundo Correia (2008), a inclusão de variáveis de controle é útil para auxiliar a explicação das variáveis e reduzir possíveis distorções dos resultados advindas de variáveis omitidas.

Foi incluída uma variável *dummy* para identificar as empresas que fizeram *initial public offering* (IPO) no período estudado; outra para captar a participação em um dos níveis de GC; outra para identificar empresas emissoras de *american depositary receipt* (ADR) na *New York stock exchange* (NYSE); e outra para identificar os setores das empresas. Além dessas, foram incluídos o ROA, o *payout* e uma variável de endividamento. Essas variáveis de controle foram identificadas na literatura. Apresenta-se a seguir o modo como se obteve cada uma delas.

- DIPO: *dummy* para as empresas que fizeram IPO no período entre 2003 e 2007. Foi atribuído o valor 0 para as empresas que não abriram capital a partir de 2003 e 1 aquelas que abriram. A informação consultada para atribuição desse código binário foi originada da seção “Ano de listagem” disponível no site da BOVESPA. Segundo Roosenboon e Goot (2003, p. 3), investidores que compram ações na oferta primária da abertura de capital antecipam conflitos de interesses e reduzem o preço que estão dispostos a pagar pelas ações. Espera-se que

empresas que realizaram IPO nos anos do estudo tenham comportamento distinto das demais em termos do valor de mercado adicionado.

- DGC: *dummy* para empresas listadas em um dos segmentos de GC da BOVESPA (N1, N2 e NM). Evidências empíricas apontam para o fato de que a governança corporativa agrega valor para as empresas. Klapper e Love (2003), por exemplo, encontraram resultados que indicam a existência de uma relação positiva entre a governança corporativa e o valor de mercado das empresas. Silveira, Barros e Famá (2003) apresentam evidências empíricas que sugerem a existência de uma relação significativa e positiva entre a governança corporativa e o valor das empresas. Espera-se que empresas que façam parte dos níveis de governança corporativa tenham comportamento distinto das demais em termos de valor de mercado adicionado.
- DADR: variável binária *dummy* em que se atribuiu o valor 0 para as empresas que não emitem ADR na NYSE e o valor 1 para as empresa que têm ADR negociadas na NYSE. Para a obtenção dessas informações, consultou-se o site da NYSE. A inclusão desta variável baseia-se no trabalho de Klapper e Love (2003). Segundo os autores, empresas que emitem ADR na NYSE devem atender aos *american generally accepted accounting principles* (US GAAP) e ficam submetidas às regras da *Securities and Exchange Commission* (SEC), que, por sua vez, impõe regras rígidas em relação à publicação dos dados contábeis que forçam as empresas a apresentarem dados mais confiáveis e precisos. Espera-se que empresas que emitem ADR na NYSE tenham comportamento distinto das demais em termos de valor de mercado adicionado.
- DSET: variáveis binárias para identificar a qual setor a empresa pertence. Conforme a classificação setorial da Economia, as empresas da amostra pertencem a 11 setores. Dessa forma, foi necessário criar 10 *dummies*, DSET1 a DSET10, em que se atribuiu valores 0 e 1 para cada uma das empresas. Como exemplo, as empresas do setor 1 receberam o valor 1 da DEST1 e valor 0 nas DSET2 a DSET10. Espera-se com esta variável isolar eventuais efeitos específicos de cada setor.

- ROA: variável formada pela divisão do LL pelo AT e calculada com base nos dados obtidos da Economática. A inclusão dessa variável baseia-se no estudo de Silva e Ferreira (2006), em que o EVA[®] foi regredido contra vários índices financeiros. O ROA apresentou efeito significativo no EVA[®] com coeficiente positivo. Ainda segundo Silva e Ferreira (2006, p. 11) “A variável ROA significativa a 0,0% indica que a eficácia empresarial na geração de lucros a partir dos ativos disponíveis tem grande influência na elevação do EVA[®]” e, conseqüentemente, do MVA.
- PAYOUT: variável formada pela divisão dos dividendos pagos pelo LL, obtida diretamente da Economática. Espera-se que essa variável exerça efeito inverso sobre o MVA*. Isso se deve ao fato de o desinvestimento, simbolizado pelo elevado pagamento de dividendos, poder restringir os recursos disponíveis na empresa necessários para continuar o processo de geração de valor.
- END: Obtido por meio dos dados da Economática, calculado pelo capital de terceiros, dividido pelo ativo total, assim como definido no trabalho internacional de Krylova (2007) – *financial leverage*. Silva e Ferreira (2006) também incluíram esta variável sob a nomenclatura endividamento geral. Segundo Krylova (2007), a elevação dessa variável gera um efeito negativo no valor para o acionista e, conseqüentemente, no valor de mercado adicionado.

Apresenta-se no quadro 1 um resumo das variáveis de controle, bem como a fonte dos dados que as compõem.

Quadro 1 – Variáveis de controle

SIGLA	DESCRIÇÃO	FONTE
DIPO	0: empresas que não abriram capital a partir de 2003. 1: empresas que abriram capital a partir de 2003.	BOVESPA
DGC	0: empresas que não estão listadas em um dos níveis de GC. 1: empresas que estão listadas no N1, N2 ou NM.	BOVESPA
DADR	0: empresas que não têm ADR na NYSE. 1: empresas que têm ADR na NYSE.	NYSE
DSET1	0: empresas que não pertencem ao setor 1. 1: empresas que pertencem ao setor 1.	BOVESPA
DSET2	0: empresas que não pertencem ao setor 2. 1: empresas que pertencem ao setor 2.	BOVESPA
DSET3	0: empresas que não pertencem ao setor 3. 1: empresas que pertencem ao setor 3.	BOVESPA
DSET4	0: empresas que não pertencem ao setor 4. 1: empresas que pertencem ao setor 4.	BOVESPA
DSET5	0: empresas que não pertencem ao setor 5. 1: empresas que pertencem ao setor 5.	BOVESPA
DSET6	0: empresas que não pertencem ao setor 6. 1: empresas que pertencem ao setor 6.	BOVESPA
DSET7	0: empresas que não pertencem ao setor 7. 1: empresas que pertencem ao setor 7.	BOVESPA
DSET8	0: empresas que não pertencem ao setor 8. 1: empresas que pertencem ao setor 8.	BOVESPA
DSET9	0: empresas que não pertencem ao setor 9. 1: empresas que pertencem ao setor 9.	BOVESPA
DSET10	0: empresas que não pertencem ao setor 10. 1: empresas que pertencem ao setor 10.	BOVESPA
ROA	LL / AT	Calculada a partir de dados obtidos da Economática.
PAYOUT	Dividendos / LL x 100	Economática
END	CT / AT	Economática

Fonte – Elaborado pelos autores.

3.3 Definição operacional das equações

Buscando testar a relevância do NAL para a explicação do MVA*, foram utilizados modelos em corte transversal com dados contemporâneos e defasados, além de modelos com dados em painel. Com os modelos em corte transversal, buscou-se, primeiramente explicar o MVA* de 2007 e em seguida o MVA* médio dos dados entre 2003 a 2007. No caso em que a variável explicada era o MVA* de 2007 foram utilizadas variáveis de 2007 e de 2006. Na equação a seguir, **X** representa o vetor das variáveis de controle anteriormente citadas.

$$MVA^*_i = \beta_1 + \beta_2 NAL_i + \sum_{j=3}^n \beta_j X_{ji} + \varepsilon_i \quad [10]$$

Portanto, foram estimadas 128 regressões em corte transversal com dados contemporâneos e 128 regressões com dados defasados. Essa grande quantidade de estimação se deve ao fato de terem-se realizadas todas as combinações possíveis entre as variáveis de controle. Buscou-se com isso ser menos arbitrário na seleção das variáveis de controle.

Após essas estimações iniciais, optou-se por realizar nova estimação com dados em painel. Ou seja, após as estimações, em corte transversal, baseadas no método dos mínimos quadrados ordinários (MQO), optou-se por realizar nova estimação, porém com os dados em painel. Esse processo não se constituiu de um processo de tentativa e erro, mas sim em um processo normal de modelagem econométrica, em que se parte de estudos anteriores, formulam-se modelos, coletam-se os dados e verifica-se a validade estatística desses modelos. Esse processo pode ser tanto mais complexo quanto mais incipientes forem os desenvolvimentos dos temas pesquisados.

Segundo Brooks (2002), dados em painel caracterizam-se por várias observações em corte transversal combinadas e em séries de tempo. Segundo Wooldridge (2002), a abordagem de dados em painel permite a análise das mesmas empresas em vários períodos diferentes, o que possibilita uma análise dinâmica do relacionamento entre as variáveis. Uma representação geral para modelos em painel balanceados que relacionam dados em seção cruzadas com séries temporais é apresentado por Baum (2006) como:

$$y_{it} = \beta_{0it} + \sum_{k=1}^K x_{kit} \beta_{kit} + \varepsilon_{it}, i = 1, \dots, N, t = 1, \dots, T \quad [11]$$

Em que N é o número de unidades em seções cruzadas e T é o número de períodos.

Segundo Correia (2008), nos casos em que é necessário estimar modelos em painel pode-se utilizar o método mínimos quadrados generalizados. Contudo, a autora destaca que a estimação por mínimos quadrados generalizados, na maioria

dos casos, não fornece estimativas consistentes, por não considerar a heterogeneidade dos dados das unidades do painel, ou seja, as especificidades das unidades em corte transversal e em séries de tempo.

Com o intuito de modelar a heterogeneidade dos dados, apresentam-se os modelos de efeitos fixos e aleatórios. Segundo Baum (2006), no modelo de efeitos fixos os coeficientes angulares são constantes para as unidades em corte transversal e para as séries de tempo. Contudo, estimam-se vários interceptos para captar os efeitos específicos das unidades do painel. Esse mesmo autor apresenta o modelo de efeitos fixos, conforme a equação que se segue:

$$y_{it} = x_{it}\beta_k + z_i\delta + u_i + e_{it}, i = 1, \dots, N, t = 1, \dots, T \quad [12]$$

Em que x_{it} é um vetor de variáveis que varia em função das empresas e dos anos; β_k é um vetor de coeficientes de x_{it} ; z_i é um vetor que capta apenas as variações das seções cruzadas, com seus coeficientes expressos pelo vetor δ ; u_i apresenta o efeito individual de cada empresa; e e_{it} é o vetor dos distúrbios.

Nos casos em que os termos em u_i são correlacionados com os regressores, constantes dos vetores x_{it} e z_i , os efeitos fixos são caracterizados. De outro lado, os efeitos aleatórios são verificados quando u_i não é correlacionado com x_{it} e z_i .

Segundo Heij *et al.* (2004), os modelos de efeitos aleatórios, além de apresentar coeficientes angulares constantes para as unidades em corte transversal e para as séries de tempo, captam todos os efeitos individuais das unidades do painel em um único intercepto. A equação que representa o modelo de efeitos aleatórios e apresentada por Baum (2006, p. 227)

$$y_{it} = x_{it}\beta_k + z_i\delta + (u_i + e_{it}), i = 1, \dots, N, t = 1, \dots, T \quad [13]$$

Heij *et al.* (2004) apresentam a notação ω_{it} para representar $(u_i + e_{it})$. Em seguida, destaca seus pressupostos: $E[\omega_{it}] = 0$; $E[\omega_{it}^2] = \sigma^2 + \sigma_\alpha^2$; $E[\omega_{it}\omega_{is}] = \sigma_\alpha^2$ para $t \neq s$; $E[\omega_{it}\omega_{js}] = 0$ para todo t, s e $i \neq j$.

Advances in Scientific and Applied Accounting. São Paulo, v.4, n.3, p.304-330, 2011.

3.3.1 Testes para dados em corte transversal

Após a estimação dos modelos foi necessário realizar os testes dos pressupostos. O primeiro teste utilizado foi o teste t, para verificar se cada variável explicativa apresentava algum efeito na variável explicada. Esse teste foi realizado no Excel[®], versão 2003. A hipótese nula desse teste é que o coeficiente da variável seja igual a 0. Neste caso, essa variável não apresentaria um efeito significativo em y. O teste baseia-se no erro padrão do coeficiente ($s_j = s\sqrt{a_{jj}}$), conforme a equação [14], extraída de Heij *et. al.* (2004). Ressalta-se que o “s” substitui o σ , dado que esse último é desconhecido:

$$t_j = \frac{b_j - \beta_j}{s_j} = \frac{b_j - \beta_j}{s\sqrt{a_{jj}}} = \frac{(b_j - \beta_j)(\sigma\sqrt{a_{jj}})}{\sqrt{\frac{e'e}{\sigma^2(n-k)}}} \quad [14]$$

Ao atribuir o valor de $\beta = 0$, obtém-se a estatística de teste, que será equivalente a um valor p, que, por sua vez, será analisado em função do nível de significância estabelecido.

$$t_j = \frac{b_j}{s\sqrt{a_{jj}}} \quad [15]$$

Além do teste t, utilizou-se a análise do coeficiente de correlação entre as variáveis. Segundo Heij *et al.* (2004), em trabalhos com dados econômicos a possibilidade de se realizar experimentos com variáveis controladas é bem limitada, pois, geralmente, as variáveis são influenciadas por vários fatores. Mesmo com essa ressalva, deve-se testar a condição de ortogonalidade dos resíduos em relação aos regressores. Assim, analisaram-se, também, as correlações entre os regressores e os resíduos dos modelos gerados.

Outros testes foram realizados com o intuito de verificar os pressupostos dos modelos de regressão utilizados. Para testar a linearidade dos modelos – o que implica dizer que o processo gerador de dados de y seria mais bem representado por $y = X\beta + \varepsilon$ –, foi utilizado o teste Ramsey *Regression Specification Error Test* (RESET). Segundo Heij *et al.*, (2004) este teste capta erros de especificações. No Eviews, sua hipótese nula refere-se à correta especificação do modelo e à correta forma funcional. Na eventual violação desse pressuposto, devem-se adicionar novas variáveis ao modelo ou incluir termos que o transforme em um modelo não linear.

O RESET baseia-se fundamentalmente na comparação entre dois modelos com base em um teste F. Para calcular a estatística F, obtém-se o R_1^2 do modelo “1” ao qual se pretende testar e, em seguida, estima-se uma nova equação (modelo “2”), acrescentando-se regressores adicionais – $\hat{Y}^2, \hat{Y}^3, \hat{Y}^4 \dots$ – para obter um segundo R_2^2 . A partir dos dois R^2 , pode-se calcular a estatística F, conforme equação [16] (GUJARATI, 2006). Para este trabalho, foram testadas as formas quadráticas e cúbicas no Eviews[®], versão 5.

$$F = \frac{(R_2^2 - R_1^2) / \text{número de novos regressores incluídos no modelo 2}}{(1 - R_2^2) / \text{total de observações} - \text{número total de regressores do modelo 2}} \quad [16]$$

Após o cálculo do valor F, comparou-se esse valor com um valor F da tabela da distribuição ao nível de 5% de significância. Valores calculados superiores aos valores da tabela indicam que a hipótese nula deve ser rejeitada. Nesse caso, implicaria dizer que o modelo estaria mal especificado (GUJARATI, 2006).

Com o intuito de testar o pressuposto de que a média dos termos de erro é igual a zero, $E[\varepsilon_i] = 0$, as estatísticas descritivas da série de resíduos foram consultadas. Procurou-se verificar se a soma dos resíduos estaria próxima do valor zero.

O pressuposto de que as perturbações do termo de erro são, de forma conjunta, distribuídas normalmente, $\varepsilon \sim N(0, \sigma^2)$ foi testado por meio do teste de Jarque-Bera, o qual, segundo Gujarati (2000), compara a simetria e a curtose dos resíduos do modelo com a simetria e a curtose da distribuição normal, que são,

respectivamente, 3 e 0. A hipótese nula é de normalidade dos resíduos. Se o resultado do teste Jarque-Bera encontrado for menor do que o nível de significância desejada, a hipótese nula deve ser rejeitada. Isso implica que os resíduos não têm uma distribuição normal. Heij *et al.* (2004) apresenta como calcular essa estatística de teste na equação [17].

$$JB = \left(\sqrt{\frac{n}{6}} S \right)^2 + \left(\sqrt{\frac{n}{24}} (K - 3) \right)^2 = n \left(\frac{1}{6} S^2 + \frac{1}{24} (K - 3)^2 \right) \approx \chi^2(2) \quad [17]$$

Na equação [17], n representa o número de observações; S , simetria; e K , curtose. A hipótese nula baseia-se em um teste conjunto de simetria e curtose ($H_0: S = 0$ e $K = 3$) com grau de liberdade igual a 2. Assim, valores elevados de JB levariam à rejeição da hipótese nula e, conseqüentemente, à violação do pressuposto de normalidade dos resíduos.

O pressuposto de não existência de autocorrelação dos erros, $E[\varepsilon_i \varepsilon_j] = 0$ foi verificado por meio de dois testes apresentados no Eviews: *correlograms and q-statistics*, também chamado de Ljung-Box, e *Breusch-Godfrey serial correlation LM test*. Esses testes têm como hipótese nula a não autocorrelação dos erros.

O *Breusch-Godfrey serial correlation LM test* baseia-se no multiplicador de Lagrange. Para realizá-lo, deve-se primeiro estimar o modelo para obter-se os resíduos. Em seguida, esses resíduos são regredidos contra os regressores do modelo original, juntamente com os próprios resíduos defasados. Finalmente, calcula-se a estatística de teste, que é obtida pela multiplicação do R^2 desta última regressão pelo número de observações. Essa estatística de teste calculada é um valor comparável a um valor F (HEIJ *et al.*, 2004).

A interpretação do teste Breusch-Godfrey foi realizada da seguinte maneira: se a probabilidade do F estatístico encontrado for menor do que a probabilidade de significância desejada, a hipótese nula de não existência de autocorrelação deve ser rejeitada.

O teste de *variance inflation factors* (VIF) foi realizado no STATA[®], versão 10.1, para detectar multicolinearidade entre os regressores. Segundo Williams (2008) e Baum (2006), valores VIF superiores a 10 podem evidenciar indícios de

Advances in Scientific and Applied Accounting. São Paulo, v.4, n.3, p.304-330, 2011.

multicolinearidade. Segundo Baum (2006, p. 85), o VIF mede o grau de inflação de variância ocasionada pela não ortogonalidade dos regressores.

Quanto ao pressuposto de constância dos parâmetros, foram realizados os testes de soma cumulativa, em que se utiliza a soma cumulativa dos resíduos para testar, a um nível determinado de significância, a adequação da especificação do modelo (HEIJ *et al.*, 2004). Caso os valores dos erros acumulados excedam o intervalo de confiança de 5%, deve-se rejeitar a hipótese nula de constância dos parâmetros.

A distribuição homocedástica dos resíduos foi verificada por meio do teste de White no Eviews[®], versão 5. Este teste baseou nos seguintes passos apresentados por Gujarati (2000): a) estimou-se o modelo e obtiveram-se os resíduos; b) realizou-se uma regressão auxiliar, a partir dos resíduos, ao quadrado, do modelo contra todos os possíveis produtos cruzados dos regressores; e c) multiplicou-se o R^2 da regressão auxiliar pelo tamanho da amostra (n). A multiplicação de R^2 por n segue uma distribuição qui-quadrada, e por isso foi possível testar a hipótese nula de não ocorrência de heterocedasticidade. A interpretação deste teste foi realizada da seguinte maneira: se a probabilidade do F estatístico encontrado for menor do que a probabilidade de significância desejada, a hipótese nula de homocedasticidade deve ser rejeitada. Isso implica concluir que a variância dos erros não é constante e deve ser modelada.

Além do teste White, foi realizado, no STATA[®], versão 10.1, o teste Breusch-Pagan / Cook-Weisberg, o qual apresenta três variações no STATA[®], ambas tendo como hipótese nula a homocedasticidade dos resíduos. Optou-se por utilizar a primeira delas, dada pelo comando *estat hettest*. A versão deste teste apresenta uma hipótese nula, que inclui o pressuposto de normalidade. O quadro 2 que resume quais softwares foram utilizados para cada teste e qual a hipótese nula de cada um desses testes.

Quadro 2 – Resumo dos testes

Teste utilizado	Utilização do teste	Hipótese Nula	Softwares Utilizados
Teste t	Verificar presença de efeito das variáveis independentes na variável explicada	Coeficiente da variável independente igual a 0.	Excel [®] versão 2003. Eviews [®] versão 5. STATA [®] versão 10.1
Ramsey RESET (quadrática)	Verificar a linearidade do modelo	Correta especificação do modelo e forma funcional.	Eviews [®] versão 5.
Ramsey RESET (cúbica)			
Média dos termos de erro	Verificar se a soma dos resíduos é igual a 0.	Soma dos resíduos é igual a 0.	Eviews [®] versão 5.
Jarque-Bera	Verificar se os resíduos apresentam uma distribuição normal.	Normalidade dos resíduos.	Eviews [®] versão 5.
<i>Breusch-Godfrey serial correlation LM Test</i>	Verificar se existe auto correlação nos resíduos.	Não existência de auto correlação nos resíduos	Eviews [®] versão 5.
<i>Correlograms and q-statistics</i>			
VIF	Verificar a existência de Multicolinearidade entre os regressores.	*	STATA [®] versão 10.1
CUSUM	Verificar a constância dos parâmetros	**	Eviews [®] versão 5.
White	Verificar se a distribuição dos resíduos é homocedástica.	Homocedasticidade	Eviews [®] versão 5.
Breusch-Pagan / Cook-Weisberg			STATA [®] versão 10.1

Fonte: Elaborado pelos autores.

Legenda – * Valores VIF superiores a 10 podem evidenciar indícios de multicolinearidade. ** O Eviews[®], versão 5, gera um gráfico que, ao nível de confiança de 5%, indica violação, ou não, do pressuposto de constância dos parâmetros.

Obs. – Valores p iguais a zero implicam rejeição das H_0 o que significa dizer, no caso do teste t, que a variável independente não apresenta efeito na variável estudada. No caso dos testes de pressupostos, valores p iguais a zero significam violações desses pressupostos.

3.3.2 Testes para dados em painel

Todas as estimações e os testes realizados para os dados em painel deste trabalho foram realizadas no STATA[®], versão 10.1. Dados em painel, por considerarem dados em séries temporais e em corte transversal, estão suscetíveis a violações de pressupostos característicos de dados em corte transversal – heterocedasticidade – e em séries temporais – autocorrelação. Por esse motivo,

foram realizados testes para verificar a relevância de efeitos fixos ou aleatórios, além da presença de heterocedasticidade e autocorrelação, como fez Correia (2008).

Segundo Wooldrige (2002), nos casos em que as variáveis explicativas não variam muito em função dos anos, os efeitos fixos podem apresentar estimativas imprecisas. Além disso, se os efeitos não estão correlacionados com as variáveis explicativas, os efeitos aleatórios são mais eficientes. De outro lado, o modelo de efeitos fixos são mais eficientes quando os efeitos estão correlacionados com as variáveis explicativas. Em função da busca da eficiência dos estimadores faz-se necessário realizar o teste Hausman, que basicamente, consiste em comparar os coeficientes gerados a partir dos efeitos fixos e aleatórios. A estatística de teste pertence a uma distribuição χ^2 e é gerada conforme a equação [18].

$$H = \left(\hat{\beta}_{RE} - \hat{\beta}_{FE} \right)' \left(\Sigma_{RE} - \Sigma_{FE} \right)^{-1} \left(\hat{\beta}_{RE} - \hat{\beta}_{FE} \right) \approx \chi^2(k) \quad [18]$$

Este teste foi realizado no STATA[®], versão 10.1, sob a hipótese nula de não diferença entre a eficiência dos estimadores. Portanto, valores p superiores a 5% indicam que o modelo de efeitos aleatórios deve ser preferível em relação ao de efeito fixo.

A implementação deste teste no STATA[®], versão 10.1, consiste em realizar os seguintes passos:

- a) Estimar o modelo de efeito fixo: `xtreg y x1 x2 ... xn, fe`.
- b) Salvar os resultados da estimação: `estimates store EF`.
- c) Estimar o modelo de efeito aleatório: `xtreg y x1 x2 ... xn, re`.
- d) Salvar os resultados da estimação: `estimates store EA`.
- e) Comparar as estimações: `hausman EF EA`.

O teste para verificar a homocedasticidade dos resíduos em painel utilizado foi desenvolvido por Baum (2001) e baseia-se em uma modificação do teste Wald. A homocedasticidade entre as unidades do corte transversal é a hipótese nula desse teste. Valores p inferiores a 5% indicam rejeição da hipótese nula e,

conseqüentemente, violação do pressuposto. A estatística de teste é gerada conforme a equação [19], apresentada por Baum (2001).

$$W = \sum_{i=1}^{N_g} \frac{(\hat{\sigma}_i^2 - \hat{\sigma}^2)^2}{V_i} \quad [19]$$

Em que $\hat{\sigma}_i^2 = T_i^{-1} \sum_{t=1}^T e_{it}^2$ é o estimador da variância do erro, baseado nos T_i resíduos e_{it} , de cada unidade em corte transversal; e V_i é o estimador da variância dada pela equação [20].

$$V_i = T_i^{-1}(T_i - 1)^{-1} \sum_{t=1}^T (e_{it}^2 - \hat{\sigma}_i^2)^2 \quad [20]$$

Este teste deve ser instalado, antes de suas implementação, no STATA[®] versão 10.1. Portanto, para sua operacionalização é preciso realizar os seguintes passos:

- a) Instalar o teste: `ssc install xttest3`.
- b) Estimar o modelo de efeitos fixos: `xtreg y x1 x2 ... xn, fe`.
- c) Realizar o teste: `xttest3`.

O teste de autocorrelação utilizado foi o `xtserial` desenvolvido, no STATA[®], versão 10.1, por Drukker (2003), com base no trabalho de Wooldridge (2002). Este teste utiliza a primeira defasagem dos resíduos da regressão conforme equação [21].

$$\Delta y_{it} = y_{it} - y_{it-1} = \Delta \mathbf{X}_{it} \boldsymbol{\beta}_1 + \Delta \varepsilon_{it} \quad [21]$$

Segundo Drukker (2003), regride-se Δy_{it} em relação à $\Delta \mathbf{X}_{it}$ para se obter os parâmetros $\boldsymbol{\beta}_1$ e os resíduos $\hat{\varepsilon}_{it}$. Caso ε_{it} não apresente autocorrelação, a correlação entre $\text{Corr}(\Delta \varepsilon_{it}, \Delta \varepsilon_{it-1}) = -0,5$.

A operacionalização deste teste no STATA[®], versão 10.1, também deve ser precedida pela instalação do seu *ado file* e, portanto, deve seguir os passos:

Advances in Scientific and Applied Accounting. São Paulo, v.4, n.3, p.304-330, 2011.

- a) Localiza o teste: net sj 3-2 st0039.
- b) Instala o teste: net install st0039.
- c) Realizar o teste: xtserial y x₁, x₂ ... x_n.

A hipótese nula do xtserial é de não existência de autocorrelação. Dessa forma, nos casos em que o valor p for superior a 5% deve-se rejeitar essa hipótese, o que implica dizer que o pressuposto foi violado.

4 APRESENTAÇÃO E ANÁLISE DOS RESULTADOS

Dentre os vários modelos estimados, selecionou-se apenas a equação [22] em que as variáveis apresentaram efeitos significativos no MVA* e os pressupostos foram validados. O teste Ramsey RESET para a forma quadrática foi validado ao nível de 3%. O teste Breusch-Pagan / Cook-Weisberg para homocedasticidade foi validado ao nível de 2%.

$$MVA_{2007i} = \beta_1 + \beta_2 NAL_{2006i} + \beta_3 PAYOUT_{2006i} + \beta_4 DADR_i + \varepsilon_i \quad [22]$$

Os demais pressupostos foram validados ao nível de significância de 10%. Para o teste CUSUM, utilizou-se o valor p igual a 5%, padrão do Eviews®, versão 5. Para o VIF, utiliza-se a “regra de bolso”, que estabelece que valores superiores a 10 evidenciam presença de multicolinearidade.

Tabela 1 - Resultado da regressão que considerava o MVA* de 2007

mva_2007	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística t	Valor p
nal_2006	12,4106	4,7719	2,6000	0,0150
payout_2006	0,0475	0,0144	3,3000	0,0030
dadr	-1,8729	0,8785	-2,1300	0,0430
Constante	0,0529	0,8985	0,0600	0,9530
R ²	0,4692			
R ² Ajustado	0,4055			

Fonte: Elaborado pelos autores.

O NAL apresentou efeito direto – 12,41 – e estatisticamente significativo sobre MVA* do ano de 2007 para a amostra estudada. A constante (0,0529) capta o valor

médio do MVA* para as empresas que não têm ADR negociadas na NYSE, após expurgar o efeito das variáveis NAL e *payout*. De outro lado, as empresas que emitem ADR apresentaram MVA* médio de -1,82, também após expurgar o efeito das variáveis NAL e *payout*.

Para a validação dos pressupostos desse modelo que considerava o NAL, foi necessária a inclusão das variáveis *payout* e da *dummy* que captava a emissão de ADR no mercado norte americano.

A seguir, apresenta-se a matriz de correlação das variáveis da regressão.

Quadro 3 - Matriz de correlação das variáveis da regressão – MVA* de 2007

	mva_2007	nal_2006	payout_2006	dadr	residuos
mva_2007	1,0000				
nal_2006	0,4010	1,0000			
payout_2006	0,4584	-0,0046	1,0000		
dadr	-0,3056	-0,0743	0,0724	1,0000	
residuos	0,7286	0,0000	0,0000	0,0000	1,0000

Fonte: STATA®, versão 10.1.

Os dados da matriz de correlação já possibilitam algumas análises preliminares. Observa-se que nenhum dos regressores está correlacionado com os resíduos da regressão $MVA_{2007i} = \beta_1 + \beta_2 NAL_{2006i} + \beta_3 PAYOUT_{2006i} + \beta_4 DADR_i + \varepsilon_i$. Em complemento, percebe-se que as variáveis de controle são pouco correlacionadas entre si.

A variável em estudo, NAL, apresentou uma correlação inversa e fraca em relação ao *payout* e à DADR. Não foi possível, com os dados deste trabalho, identificar um modelo de dados em painel, com pressupostos validados, para explicar o MVA*.

O único modelo validado, equação [22], apresentou o R² ajustado – 0,4055 – considerando o NAL, em sua primeira defasagem, com relação direta com o MVA* de 2007. Nesse modelo, o MVA* médio para o ano de 2007 das empresas que não têm ADR nas NYSE é dado pela constante (0,0529), após expurgado o efeito do NAL e do *payout*. Já as empresa que negociam ADR na NYSE apresentam um MVA* médio para o ano de 2007 de -0,82.

Sobre o aspecto de liquidez percebe-se, conforme os resultados empíricos deste trabalho, que quanto maior o nível de ativos líquidos mantidos pela empresa

mais elevado tende a ser seu MVA*, *ceteris paribus*. Essa constatação implica dizer que, pelo menos para a amostra e o período estudado, a expectativa do mercado em termos de criação de valor para o acionista, captada pelo valor de mercado, foi impactada pela liquidez.

5 CONCLUSÃO

Neste trabalho, foi considerada a variável NAL tradução de *Cash Holdings*, apresentada por Colquitt, Sommer e Godwin (1999), como *proxy* para liquidez corporativa. Além disso, foram apresentadas, ainda, variáveis de controle e vários modelos e métodos de estimação.

Foi percebido que a Natura – IPO em 2004 – possivelmente abriu seu capital de forma mais valorada do que deveria. Isso seria uma possível explicação para o fato de essa empresa ter apresentado a mediana mais elevada entre os MVA*, além de ser uma das poucas que no período estudado sofreu reduções no MVA*. A maioria das empresas teve seu MVA* majorado no período compreendido entre 2003 e 2007.

A partir dos modelos apresentados na seção de resultados, foi possível atender ao objetivo propostos. Para atender aos objetivos referentes ao MVA, foram estimadas regressões da variável dependente MVA*. Verificou-se na amostra e no período estudados a relação positiva entre o NAL e o MVA*. Apenas um modelo em corte transversal teve seus pressupostos validados. Nesse modelo a variável de liquidez que apresentou efeito no MVA foi o NAL defasado. A não validação de outros modelos MQO, ou em painel, pode sugerir a necessidade de pesquisas futuras.

Como limitação, destaca-se que, pelo fato de a amostra selecionada não ser probabilística, resultados encontrados mediante a reaplicação da metodologia deste trabalho para outras amostras não serão necessariamente iguais aos resultados desta pesquisa.

Em função do elevado, porém decrescente, MVA* apresentado pela Natura após seu IPO, futuras pesquisas podem explorar questões relacionadas à eficiência de mercado e à abertura de capital. Notou-se que a partir de 2004 várias aberturas

de capital ocorreram na BOVESPA e que muitas dessas empresas começam a apresentar volume de negociação suficiente para merecerem estudos voltados a elas.

Nota

Artigo Publicado no 13º Congresso Português de Auditoria e Contabilidade

REFERÊNCIAS

BABBIE, Earl. **Método de pesquisas de survey**. Belo Horizonte: UFMG, 1999.

BAILEY, Kenneth D. **Methods of social research**. New York, The free Press, 1992.

BAUM, Christopher F. **An introduction to modern econometrics using stata**. Texas: Stata, 2006. 338 p.

BAUM, Christopher F. Residual diagnostics for cross-section time series regression models. **Stata Journal**, v. 1, n. 1, p. 101-104, 2001.

BROOKS, Chris. **Introductory econometrics for finance**. New York: Cambridge, 2002. 701 p.

CARNEIRO JÚNIOR, João Bosco. **Uma investigação do relacionamento entre indicadores econômicos e financeiros e a criação de valor: um estudo aplicado ao setor elétrico brasileiro no período de 2000-2004**. 2006. 108 f. Dissertação (Mestrado em Ciências Contábeis) – Faculdade de Administração e Ciências Contábeis da Universidade Federal do Rio de Janeiro – FACC/UFRJ, Rio de Janeiro, 2006.

COLQUITT, L. Lee; SOMMER, David W.; GODWIN, Norman H. Determinants of cash holdings by property-liability insurers. **Journal of Risk and Insurance**, v. 66, n. 3, p. 401-415, 1999.

CORREIA, Laíse Ferraz. **Um índice de governança para empresas no Brasil**. 2008. Tese (Doutorado em Administração) – Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Minas Gerais – FACE/UFMG, Minas Gerais, 2008.

DRUKKER, David M. Testing for serial correlation in linear panel-data models. **Stata Journal**, v. 3, n. 2, p. 168-177, 2003.

FERNÁNDEZ, Pablo. Three Residual Income Valuation Methods and Discounted Cash Flow Valuation. **Social Science Research Network**. jan. 2002. Disponível em: <<http://ssrn.com/abstract=296945>>. Acesso em: 15 abr. 2008.

GIL, A. C. **Como elaborar projetos de pesquisa**. São Paulo: Atlas, 2007.

Advances in Scientific and Applied Accounting. São Paulo, v.4, n.3, p.304-330, 2011.

GUJARATI, Damodar. **Econometria básica**. 4. ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2006.

HEIJ, Christiaan; BOER, Paul de; FRANSES, Philip Hans; KLOEK, Teun; DIJK, Herman K. Van. **Econometric methods with applications in business and economics**. New York: Oxford, 2004, 787 p.

KIM, Chan-Soo; MAUER, David C.; SHERMAN, Ann E. The determinants of corporate liquidity: theory and evidence. **The Journal of Financial and Quantitative Analysis**, v. 33, n. 3, p. 335-359, 1998.

KOLLER; Tim; GOEDHART, Marc; WESSELS David. **Valuation: Measuring and Managing the Value of Companies**. 4. ed.2005.

KLAPPER, L. F.; LOVE, I. Corporate governance, investor protection and performance in emerging markets. **Journal of Corporate Finance**, v.10. n.5, p. 703-728, 2003.

KRYLOVA, Olga. **Reverse LBOs: Post-IPO changes and shareholders value performance**. 58 f. Dissertation (Master of Science) – Cranfield University, 2007.

MÁXIMO, Ivan Ricardo de Andrade; MONTEZANO, Roberto Marcos da Silva; BRASIL, Haroldo Guimarães. Liquidez: um estudo empírico de empresas brasileiras de capital aberto. In: XXVIII ENANPAD – Encontro Nacional da Associação Nacional de Pós-Graduação e Pesquisa em Administração, 2004, Curitiba. **Anais...** Paraná, 2004.

OPLER, Tim; PINKOWIZ, Lee; STULZ, René; WILLIAMSON, Rohan. The determinants and implications of corporate cash holdings. **Journal of Financial Economics**, v. 52, p. 3-46, 1999.

PEROBELLI, Fernanda Finotti Cordeiro; PEREIRA, Jonas Ferreira; DAVID, Marcus Vinícius. Relação liquidez-retorno: existiria também uma “estrutura de liquidez” ideal para cada perfil de empresa? In: XXX ENANPAD – Encontro Nacional da Associação Nacional de Pós-Graduação e Pesquisa em Administração, 2006, Salvador. **Anais...** Bahia, 2006.

ROOSENBOON, Peter; GOOT, Tjalling Van Der. Takeover defenses an IPO firm value in the netherlands. **Social Science Research Network**. jun. 2003. Disponível em: <http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=423660>. Acesso em: 29 ago. 2007.

SANTOS, José Odílio dos; WATANABE, Roberto. Uma análise da correlação entre o EVA e o MVA no contexto das empresas brasileiras de capital aberto. **Caderno de pesquisas em administração**. São Paulo, jan./mar., v.12, n.1, p.19-32, 2005.

SILVA, S. S.; FERREIRA, P. A. Estratégias de gestão financeira para a criação e destruição de valor. In: CONGRESSO USP DE CONTROLADORIA E

Advances in Scientific and Applied Accounting. São Paulo, v.4, n.3, p.304-330, 2011.

CONTABILIDADE, 6, 2006. **Anais...**São Paulo. Congresso USP de Controladoria e Contabilidade. São Paulo: FEA/USP, 2006.

SILVEIRA, A. D. M.; BARROS, L. A. B. C.; FAMÁ, R. Estrutura de governança e desempenho financeiro nas companhias abertas brasileiras: um estudo empírico. **Cadernos de Pesquisa em Administração USP/FEA**, v. 10, n. 1, p. 57-71, jan./mar. 2003.

STEWART III, G. Bennett. **Em busca do valor**: o guia de EVA para estrategistas. Porto Alegre: Bookman, 2005. 655 p.

WILLIAMS, Richard. **Stata Highlights**. University of notre dame. Disponível em: <<http://www.nd.edu/~rwilliam/stats1/StataHighlights.html>>. Acesso em: 15 set. 2008.

WOOLDRIDGE, Jeffrey M. **Econometric analysis of cross section and panel data**. Massachusetts: Cambridge, 2002.

YOUNG, S. David; O'BYRNE, Stephen F. **EVA*e gestão baseada em valor**: guia prático para implementação. Porto Alegre: Bookman, 2003. 422 p.



Artigo recebido em 15/08/2011 e aceito para publicação em 18/10/2011.

Os autores gostariam de agradecer à Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de Minas Gerais (FAPEMIG) pelo apoio financeiro a esta pesquisa.