

Área Temática: Estratégia em Organizações

**Estrutura Societária e Valor de Mercado Corporativo: Captando os Efeitos
Incentivo e Entrincheiramento no Brasil**

AUTORES

DANIEL FERREIRA CAIXE

danielfcaixe@gmail.com

ELIZABETH KRAUTER

Universidade de São Paulo

ekrauter@usp.br

Resumo

A elevada concentração na estrutura de propriedade e controle da maioria das companhias de capital aberto é uma característica do modelo brasileiro de governança corporativa. Nessa situação, a literatura acadêmica sugere a existência de um impacto positivo e outro negativo desse acúmulo de ações pelo (s) controlador (es) sobre o desempenho corporativo, denominados, respectivamente, de efeito-alinhamento (ou incentivo) e efeito-entrenchamento. O presente artigo teve como objetivo investigar se a concentração na estrutura societária influencia o valor de mercado corporativo. Para tanto, foi utilizado um painel não balanceado para o período de 2001 a 2010, composto por 237 companhias brasileiras não financeiras de capital aberto. Com o intuito de mitigar possíveis fontes de endogeneidade como a omissão de variáveis, o efeito *feedback* e a causalidade reversa, foram empregados modelos dinâmicos de regressão linear múltipla, estimados pelo Método dos Momentos Generalizado Sistêmico (GMM-Sys). Os resultados apontam que o efeito-incentivo foi captado pelo valor de mercado corrigido do total de ações do maior acionista, enquanto a concentração no direito de voto e a separação entre propriedade e controle capturaram o efeito-entrenchamento.

Abstract

The high concentration in ownership and control structure of most publicly traded companies is a characteristic of Brazilian model of corporate governance. In this situation, academic literature suggests the existence of a positive and a negative impact of this shares accumulation by controller(s) on corporate performance, called, respectively, alignment effect (or incentive) and entrenchment effect. This paper aimed to test whether this concentration influences corporate market value. For this purpose, an unbalanced panel for the period 2001 to 2010 was used, comprising 237 Brazilian non-financial publicly traded companies. In order to mitigate potential sources of endogeneity like missing variables, reverse causality and feedback effect, dynamic models of multiple linear regressions were employed, estimated by System Generalized Method of Moments (GMM-Sys). The results indicate that incentive effect was captured by adjusted market value of total shares of the largest shareholder, while voting right concentration and separation of ownership and control captured entrenchment effect.

Palavras-chave: estrutura de propriedade e controle; valor de mercado corporativo, Método dos Momentos Generalizado.

1. Introdução

A relevância do conflito de interesses entre proprietários e administradores, bem como suas prováveis consequências para o desempenho das firmas, repercutiram no surgimento da teoria da agência. Esta se fundamenta nas suposições de inexistência de contratos completos e de que os indivíduos são maximizadores de utilidade pessoal para justificar o surgimento de custos de agência, decorrentes da tentativa do proprietário (o principal) monitorar as atividades do gestor (o agente) e criar incentivos contratuais para ele (JENSEN; MECKLING, 1976).

No Brasil a estrutura de propriedade e controle das companhias é marcada por elevada concentração. Nessa situação os custos de agência decorrem, principalmente, do conflito de interesses entre acionistas controladores e minoritários (CLAESSENS; DJANKOV; LANG, 2000; LINS, 2003). Pirâmides societárias (*holdings* e *sub-holdings*), participações cruzadas, acordos de acionistas e a emissão de ações sem direito a voto favorecem essa concentração.

Muitos trabalhos empíricos nacionais (CARVALHAL-DA-SILVA; LEAL, 2003; SILVEIRA *et al.*, 2004; CAMPOS, 2006; OKIMURA; SILVEIRA; ROCHA, 2007) e internacionais (HIMMELBERG; HUBBARD; PALIA, 1999; DEMSETZ; VILLALONGA, 2001; CLAESSENS *et al.*, 2002; GUGLER; MUELLER; YURTOGLU, 2008; FAHLENBRACH; STULZ, 2009) testaram a existência de uma relação entre a estrutura de propriedade e controle e o desempenho corporativo, principalmente depois do trabalho de Jensen e Meckling (1976). Os resultados dessas pesquisas são divergentes.

A ausência de consenso no meio acadêmico a respeito da influência da estrutura de propriedade no desempenho das empresas motivou a realização desse estudo, que teve como objetivo investigar se a concentração na estrutura societária influencia o valor de mercado corporativo. Para atingir tal objetivo, utilizou-se um painel curto não balanceado do período de 2001 a 2010, que contou com 237 companhias brasileiras não financeiras de capital aberto, totalizando 1199 observações (empresa-ano). Em virtude do problema da endogeneidade dos estudos de finanças corporativas, foram empregados modelos dinâmicos de regressão linear múltipla estimados pelo Método dos Momentos Generalizado Sistemático (GMM-Sys), objetivando mitigar a omissão de variáveis, o efeito *feedback* e a causalidade reversa.

2. Fundamentação teórica

Segundo Gugler, Mueller e Yurtoglu (2008), desde as constatações de Berle e Means (1932) sobre a separação entre propriedade e gestão nas grandes corporações, que auxiliaram na formulação da teoria da agência, diversos estudos testaram hipóteses a respeito da natureza do conflito entre gestores e proprietários e tentaram mensurar as suas consequências econômicas. Grande parte das primeiras pesquisas empíricas analisou a estrutura de propriedade interna das companhias (participação acionária dos diretores e conselheiros, também conhecida como *managerial ownership*), com foco nas hipóteses do efeito-incentivo (ou alinhamento) e do efeito-entrenchamento, elaboradas, principalmente, por Jensen e Meckling (1976), Mock, Shleifer e Vishny (1988) e Stulz (1988).

O divórcio entre propriedade e controle evidenciado por Berle e Means (1932) concentrou o debate sobre governança corporativa no problema de agência entre administradores e proprietários, entretanto, ele foi questionado por trabalhos como os de La Porta, Lopes-De-Silanes e Shleifer (1999), Claessens, Djankov e Lang (2000) e Lins (2003). A pesquisa de La Porta, Lopes-De-Silanes e Shleifer (1999), cuja amostra

compreendeu 691 empresas dos 27 países mais ricos do mundo (baseado na renda per capita de 1993), apresentou evidências sobre o predomínio da elevada concentração da propriedade nas empresas, que estão, em geral, sob o controle de famílias e do Estado. Claessens, Djankov e Lang (2000) constataram que mais de dois terços das 2.980 firmas de nove países do leste asiático, que compuseram sua amostra, são controladas por um único acionista. Por fim, a estatística descritiva do artigo de Lins (2003), para uma amostra de 1.433 companhias de 18 países emergentes (entre elas 59 brasileiras), mostrou que, em média, 69% dessas organizações possuem pelos menos um bloco controlador que atua na gestão.

Com a concentração da estrutura societária, o objetivo do modelo de governança corporativa das companhias deixa de ser a resolução do conflito de agência entre gestores e acionistas e passa a representar a mitigação do choque de interesses entre acionistas controladores e minoritários, com o intuito de evitar a expropriação da riqueza dos segundos pelos primeiros. Mesmo com a mudança do paradigma do conflito de agência, os efeitos incentivo e entrincheiramento da estrutura societária sobre o valor das empresas podem existir. Todavia, eles estão atrelados à composição acionária do acionista ou bloco controlador, como explicado por Claessens e Fan (2002) e Andrade e Rossetti (2006):

1. Efeito-alinhamento (ou incentivo): a concentração de propriedade teria um impacto positivo no desempenho corporativo por meio da provável redução dos custos de agência. Essa redução estaria ligada à possibilidade de o monitoramento da gestão ser efetuado pelos controladores de forma eficaz, no sentido de equalizar os interesses dos acionistas e dos administradores. Pois, caso os controladores buscassem os benefícios privados do controle por meio de práticas como o uso de informações privilegiadas e autonomações para cargos no conselho de administração, os acionistas minoritários poderiam apreçar as ações da companhia com certo desconto, diminuindo a riqueza dos grandes acionistas. Dessa maneira, uma elevação na concentração da estrutura de propriedade, poderia aumentar o valor de mercado corporativo, uma vez que sinalizaria para o mercado uma solução satisfatória para os custos de agência, por meio do maior alinhamento de interesses entre gestores e acionistas;
2. Efeito-entrincheiramento: a partir de certa faixa de concentração na estrutura de propriedade e controle, à medida que aumenta a participação dos grandes acionistas na propriedade e, principalmente, no controle da companhia, o conselho de administração e o mercado de aquisições hostis perdem espaço para o poder exercido pelo bloco controlador. A elevada concentração na estrutura societária pode permitir que os acionistas controladores, dado seu domínio sobre o processo de decisão, expropiem a riqueza dos acionistas minoritários por meio de práticas como: pagamento excessivo de salários ou de outros benefícios autoconcedidos; e resistência a ações vantajosas para os demais acionistas como liquidação, cisões e fusões. Com isso, a partir de certo percentual de concentração da estrutura societária, conforme ela aumentasse, os custos de agência se intensificariam e o valor da firma diminuiria.

Diversos estudos empíricos fizeram inferências sobre o relacionamento entre a estrutura societária e o desempenho corporativo. Algumas pesquisas como as de Claessens *et al.* (2002), Lins (2003), Okimura, Silveira e Rocha (2007), Gugler, Mueller e Yurtoglu (2008), Fahlenbrach e Stulz (2009) e García-Meca e Sánchez-Ballesta (2011) sugerem a existência de uma relação entre essas duas variáveis. Contudo, outros

trabalhos como os de Demsetz e Lehn (1985), Himmelberg, Hubbard e Palia (1999) e Demsetz e Villalonga (2001) concluíram que a estrutura de propriedade e controle é uma variável endógena e não influencia o desempenho corporativo.

3. Metodologia

A pesquisa é descritiva e utiliza o método quantitativo. A amostra é composta pelas empresas não financeiras de capital aberto com ações negociadas na Bolsa de Valores de São Paulo durante o período de janeiro de 2001 a dezembro de 2010, com dados disponíveis para pelo menos dois anos consecutivos do período analisado, resultando em um total de 237 empresas.

Os dados secundários para cálculo das variáveis foram coletados no banco de dados da Economática[®]. Os valores contábeis são referentes às demonstrações financeiras do quarto trimestre de cada ano e as cotações das ações correspondem ao preço médio anual calculado pela média dos preços do último dia de negociação de cada trimestre. O Quadro 1 apresenta todas as variáveis empregadas no trabalho, expondo suas respectivas definições operacionais e as justificativas para o uso das mesmas.

Foi utilizado o software estatístico Stata[®] 11 e os modelos dinâmicos de regressão linear múltipla foram estimados pelo Método dos Momentos Generalizado Sistêmico (GMM-Sys) por meio da aplicação da ferramenta *xtabond2*.

[inserir Quadro 1]

3.1. Impacto da concentração na estrutura societária sobre o valor de mercado corporativo

O presente estudo buscou contribuir com a resposta para a seguinte questão: a concentração na estrutura de propriedade e controle influencia o valor de mercado das companhias brasileiras de capital aberto?

Entre os possíveis determinantes do valor de mercado das firmas, foram selecionadas as seguintes variáveis de controle: desempenho contábil (ROIC); endividamento (END); nível de tangibilidade das operações (TANG); liquidez (LIQ); tamanho da empresa (LOGAT); volatilidade dos retornos da ação (VOLAT); e participação no Índice de ações com Governança Corporativa Diferenciada da BM&FBovespa (IGC). Também foram acrescentadas variáveis binárias anuais para isolar quaisquer efeitos macroeconômicos.

Com relação às variáveis independentes de interesse, foram utilizadas as variáveis de concentração acionária do maior acionista: PROP1, CON1, DIF1 e LOGVPROP. Estas se referem, respectivamente: ao direito sobre o fluxo de caixa; ao direito de voto; ao excesso de direito de voto; e ao valor de mercado do total de ações, ajustado pelo IGP-M. Foram testados dois tipos de modelos. No primeiro empregou-se, ao mesmo tempo, LOGVPROP e CON1 com o intuito de captar, na sequência, o efeito-incentivo e o efeito-entrincheiramento da concentração na estrutura societária sobre o valor de mercado. Enquanto no segundo modelo LOGVPROP e CON1 foram substituídas, respectivamente, por PROP1 e DIF1. Destarte, espera-se que a primeira capte o efeito positivo e a segunda o efeito negativo da concentração acionária sobre o valor de mercado.

Quanto às variáveis dependentes de interesse, foram utilizadas ora o Q de Tobin (QTOBIN), ora o Valor da Empresa sobre Ativo Total (VE) como *proxies* para o valor de mercado (VM). O modelo autoregressivo, que explica VM, conta com a sua primeira defasagem como variável independente e fundamenta-se na Equação (1).

observações

Fonte: elaborado pelos autores.

Quanto às variáveis de valor de mercado, nota-se que, em média, as companhias brasileiras são pouco valorizadas, pois o Q de Tobin (QTOBIN) e o Valor da Empresa sobre Ativo Total (VE) registraram valores médios menores do que 1,0. Os dados descritivos das demais variáveis do estudo foram omitidos em função da limitação de espaço.

Na Tabela 2 encontram-se os resultados dos modelos dinâmicos de regressão linear múltipla, estimados pelo GMM-Sys. Com o intuito de averiguar se a concentração na estrutura de propriedade e controle influencia o valor de mercado, foram testadas quatro especificações. Estas podem ser divididas em dois grupos de acordo com as variáveis independentes de concentração acionária utilizadas: LOGVPROP (efeito-incentivo) e CON1 (efeito-entrenchamento); ou PROP1 (efeito-incentivo) e DIF1 (efeito-entrenchamento).

Primeiramente, os resultados mostram que, em todas as especificações, as variáveis QTOBIN e VE foram influenciadas de forma positiva pelos seus valores defasados (L.QTOBIN e L.VE), para o nível de significância de 5%. Isso sugere um comportamento inercial por parte do valor de mercado das firmas.

Os p-valores dos modelos que utilizaram as variáveis LOGVPROP e CON1 apontam que elas influenciaram o valor de mercado (tanto QTOBIN como VE) durante o intervalo de 2001 a 2010, para o nível de significância de 1%. Os resultados sugerem que LOGVPROP e CON1 conseguiram captar, na sequência, o efeito-incentivo e o efeito-entrenchamento da concentração acionária sobre o valor de mercado.

Com relação ao modelo que substitui LOGVPROP por PROP1 e CON1 por DIF1, apenas a última influenciou o valor de mercado de 2001 a 2010, sendo que DIF1 foi significativa a 1% e a 5% para as especificações que fizeram uso do QTOBIN e do VE, respectivamente. Os resultados mostram que a separação entre o direito de voto e o direito sobre o fluxo de caixa impactou negativamente sobre o valor de mercado.

[inserir Tabela 2]

Além disso, o Retorno sobre o capital investido merece destaque entre as variáveis de controle empregadas, pois afetou positiva e expressivamente o valor de mercado das empresas ao longo de 2001 a 2010 a 1% de significância, em todas as equações. Esses resultados corroboram a hipótese de que os investidores, em geral, levam em consideração o desempenho contábil ao enfrentarem o *trade-off* entre vender, comprar ou manter suas ações, priorizando em sua carteira papéis de companhias que auferiram relativamente lucros contábeis mais satisfatórios.

As variáveis de controle END e LOGAT também foram significantes a 1% nas especificações que utilizaram LOGVPROP e CON1. O nível de endividamento influenciou positivamente o valor de mercado das firmas (tanto QTOBIN como VE). Isso vai de encontro com a afirmação de que os investidores aplicariam um desconto maior no preço das ações de empresas mais endividadas, por apresentarem maior risco financeiro. Já o tamanho da companhia impactou negativamente sobre seu valor de mercado (tanto QTOBIN como VE). Esse resultado sugere que as grandes corporações podem estar sujeitas a maiores problemas de agência e, por conseguinte, custos de monitoramento mais elevados, diminuindo seus valores de mercado.

A robustez dos resultados do trabalho depende da adequação dos modelos aos pressupostos do GMM-Sys. Como exposto na Tabela 2, o teste de Arellano/Bond para autocorrelação de primeira e de segunda ordem nos resíduos, respectivamente, rejeitou e

aceitou a hipótese nula de ausência de correlação serial para todas as especificações, como requerido por Arellano e Bond (1991).

Já o teste de Hansen para sobreidentificação (estatística J) não rejeitou a hipótese nula de que os instrumentos são válidos em todos os modelos, tanto para os níveis de significância convencionais (1%, 5% e 10%) como para o de 25%, sugerido por Roodman (2009). Assim como o teste de Diferença-em-Hansen para subconjuntos de instrumentos (estatística C) não rejeitou em todas as especificações, a hipótese nula de que os instrumentos de cada subgrupo são exógenos para o nível de significância de 25%.

Ademais, os coeficientes da primeira defasagem da variável resposta foram menores do que 1 em todas as equações, o que sugere que a correlação entre os regressores e a heterogeneidade não observada (η_i) não mudou ao longo dos períodos (“*steady state*”), como assumido pelo GMM-Sys (ROODMAN, 2009). Por fim, para controlar a proliferação de instrumentos foram usados os comandos *laglimits* (2 6) e *collapse* da ferramenta *xtabond2* indicados por Roodman (2006, 2009). Essas funções colaboraram para que a quantidade de instrumentos utilizados (no máximo 64) em todos os modelos fosse significativamente inferior ao número de observações (870), garantindo a robustez dos resultados.

5. Conclusão

Diante da ausência de um consenso no meio acadêmico sobre a existência de uma relação entre a estrutura de propriedade e controle e o valor de mercado corporativo, o presente artigo teve como objetivo investigar se a concentração na estrutura societária das companhias brasileiras de capital aberto influencia os seus valores de mercado. Para tanto, em virtude dos problemas econométricos inerentes aos estudos de finanças corporativas, foram empregados modelos dinâmicos de regressão linear múltipla estimados pelo GMM-Sys, com o intuito mitigar a omissão de variáveis, o efeito-*feedback* e a simultaneidade.

Foram testadas diferentes variáveis para captar o efeito-incentivo e o efeito-entrenchamento da concentração na estrutura de propriedade e controle sobre o valor de mercado das corporações. Os resultados dos modelos com LOGVPROP e CON1 indicaram que essas variáveis influenciaram o valor de mercado (tanto QTOBIN como VE) ao longo dos anos de 2001 a 2010, para o nível de significância de 1%. Os coeficientes apontaram que os efeitos incentivo e entrenchamento foram captados, respectivamente, por LOGVPROP e CON1.

No modelo que substituiu LOGVPROP por PROP1 e CON1 por DIF1, apenas a última variável influenciou o valor de mercado entre 2001 a 2010, sendo o seu coeficiente negativo e significativo a 1% e a 5% para as especificações que fizeram uso, na sequência, do Q de Tobin e do Valor da Empresa sobre o Ativo Total. Destarte, pode-se supor que a separação entre o direito de voto e o direito sobre o fluxo de caixa nas companhias influencia negativamente o seus valores de mercado e que a variável DIF1 também pode ser utilizada para absorver o efeito-entrenchamento.

Esses resultados, assim como as conclusões do trabalho de Claessens *et al.* (2002), apontam: que em países onde é permitida a emissão de ações sem direito a voto, é possível captar os efeitos alinhamento e entrenchamento da concentração acionária por meio de *proxies* vinculadas, respectivamente, ao direito sobre o fluxo caixa e ao direito de voto; e que no Brasil, dado o elevado acúmulo de ações pelos controladores, o impacto negativo da concentração acionária sobre o valor de mercado corporativo é mais expressivo do que o positivo.

Entre as limitações da pesquisa destacam-se: a utilização apenas da concentração na estrutura societária direta das organizações; e a não inclusão de variáveis referentes à composição acionária dos executivos e conselheiros, conhecida pela literatura como “*managerial ownership*”. Trabalhos futuros poderiam incluir além da estrutura de propriedade e controle direta e dos administradores, modelos com equações estruturais.

Referências

ARELLANO, M.; BOND, S. Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. **The Review of Economic Studies**, v. 58, p. 277–297, 1991.

ANDRADE, A.; ROSSETTI, J. P. **Governança corporativa: fundamentos, desenvolvimento e tendências**. 2 ed. São Paulo: Atlas, 2006.

BERLE, A.; MEANS, G. **The Modern Corporation and Private Property**. New York: Macmillan, 1932, 380p.

BLACK, B. S.; JANG, H.; KIM, W. Does corporate governance predict firms’ market values? Evidence from Korea. **The Journal of Law, Economics, & Organization**, v. 22, n. 2, p. 363-413, 2006.

BM&FBOVESPA (Bolsa de Valores, Mercadorias e Futuros de São Paulo). **Índice de ações com governança corporativa diferenciada**. Disponível em: <http://www.bmfbovespa.com.br/indices/ResumoIndice.aspx?Indice=IGC&Idioma=pt-br>. Acesso em: 9/03/2011.

BÖRSCH-SUPAN, A.; KÖKE, J. An applied econometricians’ view of empirical corporate governance studies. **German Economic Review**, v. 3, n. 3, p. 295-323, 2002.

BRAOUEZEC, Y. Financing constraint, over-investment and market-to-book Ratio. **Finance Research Letters**, v. 6, p. 13–22, 2009.

CAMPOS, T. L. C. Estrutura da propriedade e desempenho econômico: uma avaliação empírica para as empresas de capital aberto no Brasil. **Revista de Administração da Universidade de São Paulo**, v. 41, n. 4, p. 369-380, 2006.

CARVALHAL-DA-SILVA, A.; LEAL, R. P. C. Corporate governance, market valuation and dividend policy in Brazil. **Coppead Working Paper Series n. 390**, 2003. Disponível em: <http://ssrn.com/abstract=477302>. Acesso em: 10/03/2011.

CHO, H. J.; PUCIK, V. Relationship between innovativeness, quality, growth, profitability, and market value. **Strategic Management Journal**, v. 26, p. 555-575, 2005.

CHUNG, K.; PRUITT, S. A simple approximation of Tobin's Q. **Financial Management**, v. 23, n. 3, 70-74, 1994.

CLAESSENS, S.; DJANKOV, S.; FAN, J. P. H.; LANG, L. H. P. Disentangling the incentive and entrenchment effects of large shareholdings. **The Journal of Finance**, v. 57, n. 6, p. 2741-2771, 2002.

CLAESSENS, S.; DJANKOV, S.; LANG, L. H. P. The separation of ownership and control in east Asian corporations. **Journal of Financial Economics**, v. 58, p. 81-112, 2000.

CLAESSENS, S.; FAN, J. P. H. Corporate governance in Asia: A survey. **International Review of Finance**, v. 3, n. 2, p. 71-103, 2002.

DEMSETZ, H.; LEHN, K. The structure of corporate ownership: causes and consequences. **Journal of Political Economy**, v. 93, n. 6, p. 1155-1177, 1985.

DEMSETZ, H.; VILLALONGA, B. Ownership structure and corporate performance. **Journal of Corporate Finance**, v. 7, n. 3, p. 209-233, 2001.

FAHLENBRACH, R.; STULZ, R. M. Managerial ownership dynamics and firm value. **Journal of Financial Economics**, v. 92, p. 342-361, 2009.

FAMA, E. F.; FRENCH, K. R. Testing Trade-Off and Pecking Order Predictions about Dividends and Debt. **The Review of Financial Studies**, v. 15, n. 1, pp. 1-33, 2002.

GARCÍA-MECA, E.; SÁNCHEZ-BALLESTA, J. P. Firm value and ownership structure in Spanish capital market. **Corporate Governance**, v. 11, n. 1, p. 41-53, 2011.

GUGLER, K.; MUELLER, D. C.; YURTOGLU, B. B. Insider ownership, ownership concentration and investment performance: an international comparison. **Journal of Corporate Finance**, v. 14, p. 688-705, 2008.

HIMMELBERG, C. P.; HUBBARD, R. G.; PALIA, D. Understanding the determinants of managerial ownership and link between ownership and firm performance. **Journal of Financial Economics**, v. 53, p. 353-384, 1999.

JENSEN, M.; MECKLING, W. Theory of the firm: managerial behavior, agency costs and ownership structure. **Journal of Financial Economics**, v. 3, n. 4, p. 305-360, 1976.

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, 2004.

KUMAR, S.; SHARMA, A. K. Association of EVA and accounting earnings with market value: evidence from India. **Asia-Pacific Journal of Business Administration**, v. 3, n. 2, p. 83-96, 2011.

LA PORTA, R.; LOPEZ-DE-SILANES, F.; SHLEIFER, A. Corporate ownership around the world. **The Journal of Finance**, v. 54, n. 2, p. 471-517, 1999.

LINS, K. V. Equity ownership and firm value in emerging market. **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, v. 38, n. 1, p. 159-184, 2003.

MODIGLIANI, F.; MILLER, M. Corporate income taxes and the cost of capital: a correction. **American Economic Review**, v. 53, p. 433-443, 1963.

MORCK, R.; SHLEIFER, A.; VISHNY, R. W. Management ownership and market valuation: an empirical analysis. **Journal of Financial Economics**, v. 20, p. 293-315. 1988.

NELSON, J. M. Intangible assets, book-to-market and common stock returns. **The Journal of Financial Research**, v. 29, n.1, p. 21-41, 2006.

OKIMURA, R. T; SILVEIRA, A. D; ROCHA, K. C. 2007. Estrutura de propriedade e desempenho corporativo no Brasil. **Revista de Administração Contemporânea - Eletrônica**, v. 1, n. 1, p. 119-135, 2007.

ROODMAN, D. How to do xtabond2: An introduction to “Difference” and “System” GMM in Stata. **Center for Global Development Working Paper n. 103**, 2006. Disponível em: <http://ssrn.com/abstract=982943>. Acesso em: 26/06/2011.

ROODMAN, D. A note on the theme of too many instruments. **Oxford Bulletin of Economic and Statistics**, v. 71, n. 1, p. 135-158, 2009.

SILVEIRA, A. D. M.; BARROS, L. A. B. C.; FAMÁ, R. Atributos corporativos e concentração acionário na Brasil. **Revista de Administração de Empresas da Fundação Getúlio Vargas**, v. 48, n. 2, p. 51-66, 2008.

SILVEIRA, A. D. M.; LAZANA, A. P.; BARROS, L. A.; FAMÁ, R. Efeito dos acionistas controladores no valor das companhias abertas brasileiras. **Revista de Administração de Empresas da Universidade de São Paulo**, v. 39, n. 4, p. 362-372, 2004.

STULZ, R. M. Managerial control of voting rights: financing policies and market of corporate control. **Journal of Financial Economics**. v. 20, n. 1, p. 25-54, 1988.

UNO, J.; KAMIYAMA, N. Ownership Structure, Liquidity, and Firm Value: Effects of the Investment Horizon. **Working Paper**, 2009. Disponível em: <http://ssrn.com/abstract=1455995>. Acesso em: 16/06/2011.

Quadro 1 – Definição teórica e operacional das variáveis do estudo

VARIÁVEIS	JUSTIFICATIVA
VALOR DE MERCADO (VM)	
<p>Conforme Chung e Pruitt (1994, p. 72), o Q de Tobin (QTOBIN) pode ser calculado da seguinte forma:</p> $QTOBIN^* = \frac{VMAO + VMAP + DIVT}{\text{Ativo Total}}$ <p>Em que: VMAO: valor de mercado das ações ordinárias; VMAP: valor de mercado das ações preferenciais; DIVT: valor contábil do exigível total (Passivo Circulante + Exigível de Longo Prazo) menos o Ativo Circulante após a exclusão dos Estoques.</p>	<p>Entre as várias definições sobre o conceito de valor de mercado, optou-se nesse artigo pelo Q de Tobin pelo fato de ter sido utilizado em boa parte dos trabalhos sobre estrutura societária e, dessa forma, permitir a comparação mais direta dos resultados do presente estudo com os dos demais. Como o cálculo do Q de Tobin é de difícil operacionalização, em virtude da não observação direta do valor de mercado das dívidas e do valor de reposição de ativos, escolheu-se a aproximação proposta Chung e Pruitt (1994) e usada entre outros por Silveira <i>et al.</i> (2004) e Okimura, Silveira e Rocha (2007).</p>
<p>Valor da Empresa sobre o Ativo Total (VE): calculado pela seguinte equação:</p> $VE^{**} = \frac{\text{Enterprise Value}^*}{\text{Ativo Total}}$ <p>(*) <i>Enterprise value</i> = Cotação*Total de Ações + Debêntures CP e LP + Financiamentos CP e LP + Adiantamentos de Contratos de Câmbio – Disponibilidades e Investimentos de Curto Prazo. Calculado pela Economática®.</p>	<p>É um indicador cada vez mais usado como medida de valor da empresa. Representa uma alternativa ao indicador Q de Tobin. Não há um consenso sobre quais são as métricas que devem ser utilizadas como <i>proxy</i> para o desempenho. Börsch-Supan e Köke (2002) sugerem o emprego de mais de uma <i>proxy</i> para o desempenho, como uma forma de mitigar esse problema.</p>
ESTRUTURA DE PROPRIEDADE/CONTROLE (OWN)	
Direito sobre o fluxo de caixa	
<p>PROPI: percentual do total de ações sob posse do maior acionista.</p>	<p>Essa variável está ligada à estrutura de propriedade da firma e aponta a concentração sobre o direito de fluxo de caixa pelo maior acionista. Espera-se que uma elevação nessa concentração, <i>ceteris paribus</i>, aumentará o valor de mercado da empresa, uma vez que sinalizaria para o mercado uma solução satisfatória para os custos de agência (CLAESSENS <i>et al.</i>, 2002; CLAESSENS; FAN, 2002). Assim, supõe-se que essa variável possa absorver o efeito-incentivo (positivo) da estrutura societária sobre o valor das companhias.</p>
<p>LOGVPROP: logaritmo neperiano (natural) do valor de mercado (em reais) do total de ações sob posse do maior acionista, ajustado pelo Índice Geral de Preços do Mercado (IGP-M) com base no ano de 2001.</p>	<p>O valor de mercado das ações (ajustado à inflação) sob posse do maior acionista pode captar, mais diretamente, o impacto da valorização ou desvalorização desses papéis em sua riqueza. Pois, quanto maior for o LOGVPROP, maior será o prejuízo do grande acionista com uma eventual desvalorização desses títulos e, assim, maior o seu comprometimento com a valorização do preço das ações da corporação. Nesse sentido, <i>ceteris paribus</i>, espera-se que um aumento em LOGVPROP, repercutirá na elevação do valor da organização, absorvendo o efeito-incentivo (positivo) como sugerem Gugler, Mueller e Yurtoglu (2008).</p>
Direito de voto	
<p>CON1: percentual de ações ordinárias sob posse do maior acionista.</p>	<p>Essa variável vincula-se à estrutura de controle da companhia e representa a concentração do direito de voto pelo maior acionista. Pressupõe-se que um aumento nessa concentração, <i>ceteris paribus</i>, diminuirá o valor de mercado da firma. Isso em</p>

	função da maior possibilidade de expropriação da riqueza dos acionistas minoritários, dado o elevado controle sobre o processo de decisão exercido pelo grande acionista (CLAESSENS <i>et al.</i> , 2002; CLAESSENS; FAN, 2002). Por isso, presume-se que CON1 captará o efeito-entrenchamento (negativo) da estrutura societária sobre o valor das empresas.
Excesso de direito de voto	
DIF1: percentual de ações ordinárias detido pelo maior acionista menos o percentual do total de ações detido pelo mesmo.	Essa variável representa a separação entre o direito de voto e o de fluxo de caixa nas companhias. Quanto maior o excesso de direito de voto do grande acionista, <i>ceteris paribus</i> , menor deverá ser o valor de mercado da organização (CLAESSENS <i>et al.</i> , 2002). Desta forma, suspeita-se que DIF1 consiga medir o efeito-entrenchamento (negativo).
VARIÁVEIS DE CONTROLE	
Retorno sobre o capital investido (ROIC): calculado pelo lucro operacional líquido do Imposto de Renda dividido pelo capital investido médio da empresa. $ROIC = \left(\frac{Net\ operating\ after\ taxes(NOPAT)*}{Capital\ investido\ médio(CIM)**} \right) \times 100\%$ (*) NOPAT = (EBIT)x(1-Tc) Em que: EBIT: <i>earnings before interest and taxes</i> (lucro antes dos juros e impostos) Tc: alíquota do Imposto de Renda. No Brasil é de 34% para a maioria das empresas. (**) CIM = Patrimônio Líquido Médio + Dívida Bruta Média***. (***) Média dos Financiamentos de CP e LP + Média das Debêntures de CP e LP.	O desempenho contábil pode influenciar o valor de mercado das companhias (CHO; PUCIK, 2005; KUMAR; SHARMA, 2011). Pois, os investidores ao enfrentarem o <i>trade-off</i> entre vender, comprar ou manter suas ações, podem priorizar em sua carteira papéis de empresas que auferiram, relativamente as demais, lucros contábeis mais satisfatórios.
Volatilidade dos retornos mensais do tipo de ação que apresentar maior liquidez para cada companhia em cada ano (VOLAT): $VOLAT = \sqrt{\frac{\sum (S_i - S_m)^2}{n-1}}$ Em que: S _i : retorno contínuo mensal da ação i; S _m : média dos retornos contínuos mensais da ação i; n: igual a 12 (1 ano).	Segundo Demsetz e Lehn (1985) a variação nos preços das ações da companhia seria um sinalizador de seu ambiente operacional. Nesse sentido, quanto mais conturbado esse ambiente, maiores seriam os custos de transação associados ao monitoramento da gestão e, por conseguinte, maior o retorno potencial gerado pela eficácia desse controle. Espera-se que quanto maior for a volatilidade (instabilidade) das ações da empresa, <i>ceteris paribus</i> , menor será a concentração na estrutura societária, uma vez que tornaria mais cara a posse de ações da companhia por parte de grandes acionistas. Ademais, a volatilidade do preço das ações da empresa poderia afetar o seu valor de mercado.
Índice de liquidez, calculado pela Economática® para períodos de doze meses, baseado no volume de negociações com o papel (LIQ): $LIQ = 100 \times \left(\frac{p}{P} \right) \times \sqrt{\left(\frac{n}{N} \right) \times \left(\frac{v}{V} \right)}$ Em que: p: número de dias em que houve pelo menos um negócio com a ação no período analisado; P: número total de dias do período analisado; n: número de negócios com a ação no período analisado; N: número de negócios com todas as ações no período	Presume-se que, <i>ceteris paribus</i> , quanto maior a liquidez das ações da companhia, maior será o seu valor de mercado. Segundo Uno e Kamiyama (2009), uma maior concentração na estrutura de propriedade e controle da organização pode diminuir a liquidez de seus papéis e, conseqüentemente, reduzir seu o valor de mercado.

<p>analisado; v: volume em dinheiro negociado com a ação no período analisado; V: volume em dinheiro negociado com todas as ações no período analisado.</p>	<p>(continuação)</p>
<p>Natureza da operação: nível de tangibilidade das operações da companhia (TANG):</p> $\text{TANG} = \left(\frac{\text{Ativo Imobilizado Bruto*}}{\text{Receita Operacional Líquida*}} \right) \times 100\%$ <p>(*): ambos medidos em reais nominais ao final de cada exercício.</p>	<p>O nível de tangibilidade das operações da firma pode influenciar o seu valor de mercado. Conforme Nelson (2006), organizações com elevada proporção de ativos de difícil monitoramento teriam menor razão Patrimônio Líquido/Valor de Mercado (<i>book-to-market</i>). Isso em virtude dos preços de mercado refletirem o valor futuro esperado dos ativos intangíveis, não captados pelo valor patrimonial. Ademais, segundo Nelson (2006), o mercado avalia os ativos intangíveis como mais arriscados do que os tangíveis, descontando-os com taxas diferentes.</p>
<p>Tamanho da empresa (LOGAT): logaritmo neperiano (natural) do Ativo Total médio, medido em reais nominais ao final de cada exercício.</p>	<p>De acordo com Himmelberg, Hubbard e Palia (1999), o relacionamento entre o tamanho da companhia, sua estrutura societária e seu valor de mercado é ambíguo. Quanto maior a companhia, maior seria a proporção do valor da empresa em relação à riqueza individual do acionista controlador, dificultando para ele a manutenção de uma participação elevada no capital total da firma. Entretanto, grandes corporações podem estar sujeitas a maiores problemas de agência e, conseqüentemente, maiores custos de monitoramento, induzindo a um menor valor de mercado e uma maior concentração acionária para tentar de mitigar esses problemas.</p>
<p>Índice de ações com Governança Corporativa Diferenciada (IGC): variável binária que assume valor 1 se a companhia participou do IGC no respectivo ano, senão atribui valor 0 (zero).</p>	<p>O IGC foi criado pela Bovespa em junho de 2001 e contempla quase todas as corporações admitidas à negociação no Novo Mercado e nos Níveis 1 e 2, exceto as companhias cujas ações são consideradas de liquidez muito estreita (BMF&BOVESPA, 2011). As empresas que participam desses segmentos devem se enquadrar a padrões mais rígidos de governança corporativa. Destarte, a variável binária IGC será utilizada como <i>proxy</i> para as práticas de governança adotadas pela empresa, que podem influenciar além da estrutura societária da firma, o seu valor de mercado (KLAPPER; LOVE, 2004; BLACK; JANG; KIM, 2006).</p>
<p>Endividamento (END): mensurado pela soma do Passivo Circulante com o Passivo Exigível de Longo Prazo dividida pelo Passivo Total, medidos em reais nominais ao final de cada exercício:</p> $\text{END} = \left(\frac{\text{Exigível Total}}{\text{Passivo Total}} \right) \times 100\%$	<p>A direção do relacionamento entre o grau de alavancagem de uma companhia e seu valor de mercado é ambígua. Por um lado, uma empresa mais endividada possui maior risco financeiro, o que levaria o mercado a aplicar uma taxa de desconto maior, reduzindo o valor da firma (FAMA; FRENCH, 2002; BRAOUEZEC, 2009). Todavia, o endividamento gera um benefício fiscal referente à dedutibilidade dos juros da dívida na forma de despesas financeiras, o que pode incrementar o valor da organização (MODIGLIANI; MILLER, 1963).</p>
<p><i>Dummies</i> anuais (D): variáveis <i>dummies</i> que atribuem valor 1 para um ano específico e 0 para os demais anos. As variáveis binárias anuais foram codificadas de acordo com sua ordem cronológica, ou seja, D01 = 2001, D02 = 2002 e, assim, sucessivamente.</p>	<p>A construção de <i>dummies</i> para cada ano da amostra tem como objetivo isolar quaisquer efeitos macroeconômicos que afetaram o conjunto de empresas (OKIMURA; SILVEIRA; ROCHA, 2007).</p>

Fonte: elaborado pelos autores.

Tabela 2 – Relação entre a concentração na estrutura societária e o valor de mercado corporativo

Variável	Coef, (z/p-valor) QTOBIN	Coef, (z/p-valor) VE	Coef, (z/p-valor) QTOBIN	Coef, (z/p-valor) VE
L.QTOBIN	0,2546583** (2,35/0,019)		0,330827* (2,58/0,010)	
L.VE		0,3289312** (2,48/0,013)		0,3823519** (2,25/0,025)
LOGVPROP	0,3379217* (4,56/0,000)	0,3156073* (4,41/0,000)		
CON1	-0,006363* (-4,35/0,000)	-0,0063505* (-4,90/0,000)		
PROPI			-0,0000406 (-0,04/0,965)	-0,0001928 (-0,21/0,836)
DIF1			-0,003526* (-2,84/0,005)	-0,003184** (-2,33/0,020)
ROIC	0,0099703* (4,35/0,000)	0,0104677* (3,26/0,001)	0,0198121* (4,48/0,000)	0,0204086* (4,44/0,000)
END	0,0089782* (2,71/0,007)	0,0104253* (3,13/0,002)	0,0005044 (0,15/0,877)	0,0030327 (0,81/0,418)
TANG	0,00000654 (0,26/0,793)	0,0000242 (1,12/0,263)	0,0000136 (0,96/0,337)	0,0000086 (0,36/0,722)
LIQ	-0,0012759 (-0,04/0,969)	-0,0297071 (-0,94/0,349)	0,027635 (0,77/0,443)	-0,0100479 (-0,25/0,806)
LOGAT	-0,3164095* (-3,48/0,001)	-0,2818769* (-3,07/0,002)	0,0074358 (0,14/0,890)	0,0296098 (0,44/0,658)
VOLAT	0,0029809 (0,30/0,765)	-0,0010286 (-0,10/0,919)	0,020848*** (1,85/0,065)	0,015755 (1,16/0,247)
IGC	0,0069483 (0,08/0,936)	0,0785166 (0,96/0,338)	0,0109669 (0,12/0,908)	0,0807102 (0,77/0,440)
D02	-0,2010687* (-3,09/0,002)	-0,0560986 (-0,68/0,499)	-0,3841523 (-5,63/0,000)	-0,2497013* (-2,66/0,008)
D03	-0,1670541* (-2,69/0,007)	-0,0312663 (-0,42/0,676)	-0,2775082* (-4,18/0,000)	-0,1582417*** (-1,82/0,069)
D04	-0,1218644**	-0,015826	-0,2155056*	-0,1339305

	(-2,30/0,022)	(-0,24/0,810)	(-3,35/0,001)	(-1,62/0,105)
D05	-0,103157** (-2,18/0,029)	-0,0054402 (-0,10/0,924)	-0,1588458* (-2,85/0,004)	-0,0677172 (-1,03/0,301)
D06	-0,0739457*** (-1,73/0,084)	0,0274358 (0,52/0,602)	-0,0934737*** (-1,90/0,058)	0,0015702 (0,03/0,980)
D07	0,0854149*** (1,66/0,097)	0,1507453* (2,59/0,009)	0,1736548* (3,24/0,001)	0,2349198* (3,72/0,000)
D08	-0,2206613* (-2,61/0,009)	-0,1894904** (-2,27/0,023)	-0,3196247* (-3,19/0,001)	-0,2922153* (-2,71/0,007)
D09	-0,1139675* (-2,82/0,005)	-0,0317654 (-0,84/0,399)	-0,1618252* (-3,74/0,000)	-0,0648125 (-1,44/0,151)
Cons.	0,933349 (1,11/0,267)	0,4353681 (0,49/0,626)	0,2581873 (0,30/0,764)	-0,3551742 (-0,32/0,746)
Teste de Arellano/Bond para autocorrelação:				
1ª Ordem/AR(1) (Pr > z)	0,054	0,054	0,023	0,028
2ª Ordem/ AR(2) (Pr > z)	0,819	0,615	0,679	0,552
Teste de Hansen J para sobreidentificação (Prob > chi2)	0,849	0,849	0,959	0,751
Testes de Diferença-em-Hansen:				
Instrumentos em diferenças (excluindo os Instrumentos do GMM-Sys) (Prob > chi2)	0,929	0,816	0,972	0,760
Instrumentos do GMM-Sys (Prob > chi2)	0,281	0,635	0,501	0,479
Instrumentos do GMM-Sys (excluindo os Instrumentos padronizados "IV") (Prob > chi2)	0,655	0,656	0,864	0,759
Instrumentos padronizados "IV" (Prob > chi2)	0,955	0,953	0,940	0,500
R²	0,705	0,7048	0,5572	0,5843
Número de instrumentos	64	64	59	59
Número de observações	870	870	870	870
Número de empresas	237	237	237	237

As variáveis D01 e D10 foram excluídas pelo Stata 11 por problemas de colinearidade perfeita. Foram utilizados os comandos *two-step* e *robust* (correção para os erros-padrão de Windmeijer (2005)) para tornar a estimação ainda mais robusta. Significância: *(1%); **(5%); ***(10%).

Fonte: elaborado pelos autores.