



Revista Contabilidade & Finanças - USP

ISSN: 1519-7077

recont@usp.br

Universidade de São Paulo

Brasil

Ferreira Caixe, Daniel; Krauter, Elizabeth

A Influência da Estrutura de Propriedade e Controle sobre o Valor de Mercado Corporativo no Brasil

Revista Contabilidade & Finanças - USP, vol. 24, núm. 62, mayo-agosto, 2013, pp. 142-153

Universidade de São Paulo

São Paulo, Brasil

Disponível em: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=257127947005>

- Como citar este artigo
- Número completo
- Mais artigos
- Home da revista no Redalyc

redalyc.org

Sistema de Informação Científica

Rede de Revistas Científicas da América Latina, Caribe, Espanha e Portugal

Projeto acadêmico sem fins lucrativos desenvolvido no âmbito da iniciativa Acesso Aberto

A Influência da Estrutura de Propriedade e Controle sobre o Valor de Mercado Corporativo no Brasil

The Influence of the Ownership and Control Structure on Corporate Market Value in Brazil

Daniel Ferreira Caixe

Mestre do Departamento de Administração do Centro Universitário do Instituto de Ensino Superior COC
E-mail: danielcaixe@gmail.com

Elizabeth Krauter

Professora Doutora do Departamento de Administração da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto da Universidade de São Paulo
E-mail: ekrauter@usp.br

Recebido em 4.1.2013 – Aceito em 14.3.2013 – 2ª versão aceita em 22.5.2013

RESUMO

O modelo brasileiro de governança corporativa é caracterizado pela elevada concentração na estrutura societária que, em geral, culmina na sobreposição da propriedade e da administração das companhias. Segundo a literatura, o acúmulo de ações pelo(s) controlador(es) pode impactar o desempenho corporativo devido ao efeito-alinhamento (ou incentivo) e ao efeito-entrenchment. A princípio, a presença de grandes acionistas estaria associada a benefícios para a organização, uma vez que poderia aumentar a eficácia do monitoramento da gestão. Todavia, patamares muito elevados de concentração acionária podem permitir que os controladores dominem o processo decisório da corporação, o que poderia resultar na expropriação da riqueza dos acionistas minoritários. A relevância da estrutura societária como mecanismo interno dos sistemas de governança corporativa motivou a realização do presente estudo. Este artigo teve como objetivo testar se a concentração de propriedade e controle influencia o valor de mercado corporativo. Para tanto, foi utilizado um painel não balanceado para o período de 2001 a 2010, composto por 237 empresas brasileiras não financeiras de capital aberto, que somou 1.199 observações. Foram empregados modelos dinâmicos de regressão, estimados pelo Método dos Momentos Generalizado Sistemático (MMG-Sis), para mitigar possíveis fontes de endogeneidade como a omissão de variáveis, o efeito-*feedback* e a simultaneidade. Constatou-se a existência de relação quadrática entre concentração no direito sobre o fluxo de caixa do acionista controlador e o valor de mercado das firmas. Ademais, os resultados indicam que o valor de mercado corrigido das ações do maior acionista captou o efeito-incentivo, enquanto a concentração no direito de voto capturou o efeito-entrenchment.

Palavras-chave: Governança corporativa. Estrutura de propriedade e controle. Valor de mercado corporativo. Método dos Momentos Generalizado.

ABSTRACT

The Brazilian model of corporate governance is characterized by a highly concentrated ownership structure, which usually culminates in an overlap between ownership and management. According to the literature, the accumulation of shares by the controller(s) can affect corporate performance due to both the alignment (or incentive) effect and the entrenchment effect. At first, the presence of large shareholders is associated with benefits for an organization because it increases the effectiveness of management monitoring. However, very high levels of ownership concentration can allow controllers to dominate the corporation's decision-making process, which could result in the expropriation of wealth from minority shareholders. The relevance of the ownership structure as an internal mechanism of corporate governance motivates the present study. This article aims to test whether ownership and control concentration influences corporate market value. An unbalanced panel was used for the period from 2001 to 2010, composed of 237 Brazilian non-financial publicly traded companies, totaling 1,199 observations. Dynamic regression models were used, estimated by the System Generalized Method of Moments (Sys-GMM), to mitigate possible sources of endogeneity, such as the omission of variables, the feedback effect, and the simultaneity. A quadratic relationship was found between cash flow rights of the largest shareholder and firm market value. Moreover, the results indicate that the corrected market value of the total shares held by the largest shareholder captured the incentive effect, while voting rights concentration captured the entrenchment effect.

Keywords: Corporate governance. Ownership and control structure. Corporate market value. Generalized Method of Moments.

1 INTRODUÇÃO

A relevância do conflito de interesses entre proprietários e administradores, especialmente em relação às suas prováveis consequências para o desempenho das firmas, repercutiu no surgimento da teoria da agência. Esta se fundamenta em pressupostos como a inexistência de contratos completos e de oportunismo dos agentes econômicos para justificar o aparecimento de custos de agência (Jensen & Meckling, 1976). Estes decorrem da tentativa do proprietário (o principal) monitorar as atividades do gestor (o agente) e criar incentivos contratuais para ele, bem como de certas práticas do administrador que visam o benefício próprio e não o interesse dos acionistas como: gestão com foco em prazos curtos; utilização de informações privilegiadas; e resistência a ações vantajosas para os acionistas como liquidação, cisões e fusões (Jensen & Meckling, 1976; Stulz, 1988; Andrade & Rossetti, 2006).

No Brasil a estrutura de propriedade e controle das companhias é marcada por sua elevada concentração, alcançada por meio de pirâmides societárias, participações cruzadas, acordos de acionistas e emissão de ações sem direito a voto (Gorga, 2008). Nesta situação, os custos de agência surgem, principalmente, do conflito de interesses entre acionistas controladores e minoritários, que pode culminar na expropriação da riqueza dos segundos pelos primeiros (Claessens, Djankov, & Lang, 2000; Lins, 2003).

Trabalhos empíricos nacionais (Carvalho-da-Silva & Leal, 2003; Silveira, Lazana, Barros, & Famá, 2004; Okimura, Silveira, & Rocha, 2007) e internacionais (Demsetz & Villalonga, 2001; Claessens, Djankov, Fan, & Lang, 2002; Fahlenbrach & Stulz, 2009; Azofra & Santamaría, 2011) testaram a existência de uma relação entre a estrutura societária e o desempenho corporativo. Estas pesquisas, em geral, distinguem-se quanto à abordagem e apresentam resultados divergentes, que levam a interpretações diferentes.

2 FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA

Desde as constatações de Berle e Means (1932) sobre a separação entre propriedade e gestão nas grandes corporações norte-americanas, diversos estudos analisaram o conflito de interesses entre administradores e acionistas, tentando captar o seu provável impacto sobre o desempenho empresarial. Grande parte das primeiras pesquisas empíricas analisou a estrutura de propriedade interna das companhias, principalmente a participação acionária dos diretores e conselheiros (*managerial ownership*), com foco nas hipóteses do efeito-incentivo (ou alinhamento) e do efeito-entrenchamento, construídas, entre outros, por Jensen e Meckling (1976), Morck, Shleifer, e Vishny (1988) e Stulz (1988).

Entretanto, trabalhos como os de La Porta, Lopez-de-Silanes, e Shleifer (1999), Claessens, Djankov, e Lang (2000) e Lins (2003) apontam que a pulverização acionária é uma característica apenas do modelo anglo-saxão. A pesquisa de La Porta et al. (1999), cuja amostra compreendeu 691 empresas dos 27 países mais ricos do mundo (baseado na

Os resultados de estudos como os de Claessens, Djankov, Fan, e Lang (2002), Gugler, Mueller, e Yurtoglu (2008), Fahlenbrach e Stulz (2009) e García-Meca e Sánchez-Ballesta (2011) sugerem que há 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, determinada por características corporativas, que não influencia o desempenho empresarial.

O presente artigo buscou investigar se a estrutura de propriedade e controle influencia o valor de mercado corporativo. Este estudo se diferencia das demais pesquisas sobre estrutura societária no Brasil por duas razões. A primeira refere-se ao emprego de modelos dinâmicos de regressão linear múltipla, estimados pelo Método dos Momentos Generalizado Sistemático (MMG-Sis), em um painel de dez anos, para tentar controlar possíveis fontes de endogeneidade. Enquanto a segunda corresponde à utilização do valor de mercado corrigido do total de ações do maior acionista (LnVPROP1) para captar o efeito-alinhamento. Esta variável foi adaptada de Gugler et al. (2008), de acordo com as características do modelo de governança corporativa brasileiro. As pesquisas nacionais anteriores, além de não testarem a variável LnVPROP1, não usaram uma janela temporal tão longa, nem tentaram mitigar o efeito *feedback* por meio de modelos dinâmicos.

Este trabalho está estruturado em cinco seções, incluindo esta introdução. A seção 2 refere-se à fundamentação teórica da pesquisa, que foca na relação entre a estrutura societária e o desempenho das organizações, bem como nos problemas econométricos enfrentados pelos pesquisadores deste tema. O método do artigo é apresentado na seção 3. Nas seções 4 e 5 encontram-se, respectivamente, os resultados e as conclusões do trabalho.

renda *per capita* de 1993), apresentou evidências sobre o predomínio da elevada concentração de propriedade nas empresas que estão, em geral, sob o controle de famílias e do Estado. Claessens et al. (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 na estrutura societária, o objetivo do modelo de governança 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 (Claessens et al., 2002). Mesmo com a mudança do paradigma do conflito de agência, os efeitos incentivo e entrenchamento da estrutura de propriedade e controle sobre o valor das em-

presas podem existir. Todavia, eles estão atrelados à participação do acionista ou bloco controlador no capital social, 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 diminuição dos custos de agência. Esta 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, com a adoção de práticas como o uso de informações privilegiadas e autoneomeações 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, a elevação na concentração de propriedade poderia aumentar o valor de mercado corporativo, uma vez que sinalizaria para os investidores uma solução satisfatória para os custos de agência, devido ao maior alinhamento de interesses entre gestores e acionistas;
2. Efeito-entrenchamento: 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, em função do 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.

2.1 Estudos Empíricos e Problemas Econométricos.

Os pesquisadores, ao elaborarem estudos empíricos sobre a relação entre a estrutura de propriedade e controle e o desempenho corporativo, se deparam com diversos problemas econométricos que, caso não sejam solucionados, podem repercutir em inferências errôneas sobre a relação entre as variáveis. Considerando a técnica de regressão múltipla, a mais utilizada pelos estudiosos do tema, devem-se destacar três fontes de endogeneidade que podem inviabilizar os resultados desses trabalhos: a omissão de variáveis; o efeito *feedback*; e a causalidade reversa (“determinação simultânea”) (Börsch-Supan & Köke, 2002; Barros, Castro Júnior, Silveira, & Bergmann, 2010). Tecnicamente, como explicam Barros, Castro Júnior, Silveira, e Bergmann

(2010), o “pressuposto da exogeneidade dos regressores” do modelo de regressão exclui a possibilidade de correlação entre as variáveis explicativas e o termo de erro aleatório. Se essa premissa for inválida, os regressores serão endógenos e deve-se mitigar a endogeneidade, caso contrário os parâmetros serão viesados.

Conforme Börsch-Supan e Köke (2002), a omissão de variáveis relevantes para o modelo estimado ocorre por dois motivos: a não disponibilidade de dados de variáveis potencialmente importantes para os estudos de governança corporativa; e o desconhecimento sobre o tipo de função que explica a relação entre as variáveis. Silveira (2010) destaca que a omissão de variáveis pode resultar na correlação espúria entre variáveis de interesse, também conhecida como falácia da causa comum. O emprego de variáveis de controle e dos procedimentos de Efeitos Aleatórios e Efeitos Fixos, como nos trabalhos de Claessens et al. (2002) e Fahlenbrach e Stulz (2009), representam formas de combater esse problema.

Claessens et al. (2002) analisaram o impacto da participação acionária do maior proprietário sobre o valor de mercado corporativo. Ao empregarem regressões com Efeitos Aleatórios em uma amostra com 1.301 companhias de 8 países diferentes do leste da Ásia, os autores encontraram evidências de que a concentração de propriedade e a de controle influenciaram de maneira positiva e negativa o Q de Tobin, respectivamente. Assim, as conclusões dessa pesquisa sugerem que os efeitos incentivo e entrenchamento podem ser captados por meio de *proxies* vinculadas ao direito sobre o fluxo de caixa e o direito de voto nas organizações.

Fahlenbrach e Stulz (2009) averiguaram os possíveis determinantes da estrutura societária interna e seu impacto sobre o valor de mercado de 4.900 companhias norte-americanas, para o período de 1988 a 2003. Os autores aplicaram modelos probit e regressões lineares, ambos com Efeitos-Fixos. Seus resultados indicaram que: o bom desempenho das ações, em geral, diminui a participação acionária dos gestores (conselheiros e diretores); e o aumento elevado das ações em posse dos administradores tende a incrementar o Q de Tobin, entretanto, sua redução significativa não repercute na queda do valor de mercado das firmas.

O efeito *feedback*, ou retroalimentação da variável resposta para os regressores, é outra fonte de endogeneidade dos estudos de finanças corporativas (Wintoki, Linck, & Netter, 2012). Ele surge quando os valores passados da variável dependente influenciam os valores contemporâneos e/ou futuros das variáveis independentes (Barros, Castro Júnior, Silveira, & Bergmann, 2010). A inclusão de defasagens da variável explicada no modelo de regressão com o emprego do Método dos Momentos Generalizado (MMG), como efetuado por Gugler et al. (2008) e Azofra e Santamaría (2011), é uma forma de atenuar esse problema.

Gugler et al. (2008) pesquisaram a relação entre a estrutura de propriedade interna e o desempenho empresarial. O trabalho utilizou um painel composto por 6.904 companhias de 23 países, a maioria norte-americanas (3.614), ao longo de 1996 a 2000. Quando os autores analisaram separadamente as empresas norte-americanas, encontraram parâmetros muito distintos entre os modelos de regressão

estimados por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e pelo Método dos Momentos Generalizado (MMG), mas que levaram, em geral, às seguintes conclusões: o valor de mercado das ações dos diretores e conselheiros captou o efeito-alinhamento, pois influenciou de maneira positiva o Q de Tobin e a métrica *Return on investment to its cost of capital*; e a participação acionária dos gestores apresentou relação negativa com ambos indicadores, capturando o efeito-entrenchamento.

Azofra e Santamaría (2011) investigaram o relacionamento entre a estrutura societária e o desempenho de 80 bancos espanhóis entre 1996 e 2004. Os resultados dos modelos de regressão do artigo, estimados pelo Método dos Momentos Generalizado (MMG), indicaram, em suma, que: quanto maior a separação entre o direito sobre fluxo de caixa e o direito de voto do maior acionista, menor é o Retorno sobre o Ativo da empresa; e quando não há divórcio entre propriedade e controle, a relação entre a participação acionária do controlador e a rentabilidade do banco não é monotônica.

Por fim, a determinação simultânea das variáveis também pode enviesar os parâmetros dos modelos estimados. Segundo Börsch-Supan e Köke (2002), a direção da causalidade entre a estrutura de propriedade e o desempenho da empresa não é clara. A maior concentração acionária pode incrementar o valor da firma devido ao monitoramento mais eficaz da gestão, evitando a expropriação da riqueza dos acionistas pelos administradores. Entretanto, o melhor desempenho da organização pode atrair novos investidores e, consequentemente, alterar a estrutura societária da companhia.

A simultaneidade pode ser mitigada por meio da uti-

lização de variáveis instrumentais como nas pesquisas de Drakos e Bekiris (2010) e García-Meca e Sánchez-Ballesta (2011). Porém, é grande a dificuldade de se encontrar um conjunto de instrumentos válidos. Pois, não obstante a primeira suposição, de correlação significativa entre os instrumentos e o regressor endógeno, seja facilmente verificável, a segunda, de não correlação entre estes e o termo de erro do modelo, não o é, dado que o erro não é diretamente observável (Barros et al., 2010).

Drakos e Bekiris (2010) estudaram o impacto da estrutura de propriedade sobre o valor de mercado de 146 companhias listadas na Bolsa de Valores de Atenas de 2000 a 2004. Quando empregaram regressões estimadas por Mínimos Quadrados em Dois Estágios (MQ2E) e Mínimos Quadrados em Três Estágios (MQ3E), os autores encontraram evidências de que: a participação acionária dos conselheiros internos (integrantes da Diretoria Executiva) e o acúmulo de ações de investidores com mais 1% das ações, que não participam da alta gestão, influenciam positivamente o Q de Tobin.

García-Meca e Sánchez-Ballesta (2011) aplicaram regressões por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), do tipo *piecewise* e por Mínimos Quadrados em Dois Estágios (MQ2E) com Efeitos Aleatórios em um painel não balanceado composto por 76 empresas espanholas, para o intervalo de 1999 a 2002. Os resultados, em geral, apontaram para a existência de relação quadrática entre a participação acionária dos grandes proprietários (com mais de 5% das ações) e o Q de Tobin. O aumento da concentração na estrutura societária incrementou o valor de mercado corporativo até 60% de acúmulo de ações e o diminuiu a partir deste ponto.

3 MÉTODO

As Tabelas 1, 2 e 3 apresentam todas as variáveis empregadas no trabalho, expondo suas respectivas definições

operacionais e justificativas.

Tabela 1 Definição teórica e operacional das variáveis de valor de mercado

VARIÁVEIS	JUSTIFICATIVA
<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:</p> <p>VMAO: valor de mercado das ações ordinárias; VMAP: valor de mercado das ações preferenciais; DIVT: valor contábil do Passivo Exigível (Circulante + Não Circulante) menos o Ativo Circulante após a exclusão dos Estoques.</p>	<p>Entre as várias definições do conceito de valor de mercado corporativo, optou-se pelo Q de Tobin, por 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 decorrência 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), usada, entre outros, por Silveira, Lazana, Barros, e Famá (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 (Curto Prazo) e LP (Longo Prazo) + Financiamentos CP e LP + Adiantamentos de Contratos de Câmbio – Disponibilidades e Investimentos de Curto Prazo. Calculado pelo 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 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>

Tabela 2 Definição teórica e operacional das variáveis de estrutura societária

VARIÁVEIS	JUSTIFICATIVA
PROP1: percentual do total de ações em posse do maior acionista.	Esta variável está ligada à estrutura de propriedade da firma e aponta a concentração no direito sobre fluxo de caixa pelo maior acionista. Espera-se que a elevação desta concentração, <i>ceteris paribus</i> , aumente o valor de mercado da empresa, uma vez que sinalizaria para o mercado a minimização dos custos de agência, em função da possibilidade de o monitoramento da alta gestão ser efetuado pelo acionista controlador de maneira eficaz (Claessens, Djankov, Fan, & Lang, 2002). Assim, supõe-se que esta variável possa absorver o efeito-incentivo.
LnVPROP1: logaritmo neperiano (natural) do valor de mercado (em reais) do total de ações sob posse do maior acionista, corrigido pelo Índice Geral de Preços do Mercado (IGP-M) com base no ano de 2001.	O valor de mercado das ações (ajustado à inflação) do maior acionista pode captar, mais diretamente, o impacto da valorização ou desvalorização desses papéis em sua riqueza. Pois, quanto maior for o LnVPROP1, maior será o prejuízo do grande acionista com a eventual desvalorização desses títulos e, assim, maior seria o seu comprometimento com a valorização do preço das ações da corporação. Neste sentido, <i>ceteris paribus</i> , espera-se que o aumento de LnVPROP1 repercuta na elevação do valor da organização, absorvendo o efeito-incentivo, como sugerem Gugler, Mueller, e Yurtoglu (2008).
CON1: percentual de ações ordinárias em posse do maior acionista.	Esta variável está vinculada à estrutura de controle da companhia e representa a concentração no direito de voto pelo maior acionista. Pressupõe-se que o aumento desta concentração, <i>ceteris paribus</i> , diminuirá o valor de mercado da firma. Isto em virtude da maior possibilidade de expropriação da riqueza dos acionistas minoritários, dado o elevado controle sobre o processo de decisão exercido pelo grande acionista (Claessens, Djankov, Fan, & Lang, 2002; Claessens & Fan, 2002). Por isso, presume-se que CON1 capte o efeito-entrancheamento.

Tabela 3 Definição teórica e operacional das variáveis de controle

VARIÁVEIS	JUSTIFICATIVA
Rentabilidade sobre o Patrimônio Líquido (ROE): calculado pela divisão do Lucro Líquido pelo Patrimônio Líquido médio, ambos medidos em reais nominais: $ROE = \frac{\text{Lucro Líquido}}{\text{Patrimônio Líquido Médio}}$	A rentabilidade da empresa pode influenciar o seu valor de mercado, 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 às demais, lucros contábeis mais satisfatórios (Cho & Pucik, 2005).
Tamanho da empresa (LnAT): logaritmo neperiano (natural) do Ativo Total médio, medido em reais nominais.	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, o que repercutiria no seu menor valor de mercado e na maior concentração acionária para tentar mitigar esses problemas (Silveira, Barros, & Famá, 2008).
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).	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 (Bolsa de Valores, Mercadorias e Futuros de São Paulo - BM&FBovespa, 2001). As empresas que participam destes segmentos devem se enquadrar a padrões mais rígidos de governança corporativa. Destarte, a variável binária IGC será utilizada como <i>proxy</i> para a qualidade das práticas de governança adotadas pela empresa, que pode influenciar, além da sua estrutura societária, o seu valor de mercado (Klapper & Love, 2004; Black, Jang, & Kim, 2006).
Volatilidade dos retornos mensais do tipo de ação da companhia que apresentar maior liquidez 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. Neste sentido, quanto mais conturbado este 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 das ações da empresa, <i>ceteris paribus</i> , menor será a concentração na sua estrutura societária, uma vez que tornaria mais cara a posse de ações da corporação por parte de grandes acionistas.
Endividamento (END): mensurado pela divisão do Passivo Exigível (Circulante + Não Circulante) pelo Passivo Total, medidos em reais nominais: $END = \left(\frac{\text{Passivo Exigível}}{\text{Passivo Total}} \right) \times 100\%$	O relacionamento entre o grau de endividamento de uma companhia e o seu desempenho é ambíguo. Por um lado, a empresa mais endividada possui maior risco financeiro, o que levaria o mercado a aplicar uma taxa de desconto maior nos seus títulos, reduzindo o valor da firma (Braouezec, 2009). Todavia, o endividamento gera benefício fiscal devido à dedutibilidade dos juros da dívida na forma de despesas financeiras, o que pode melhorar o desempenho da organização (Modigliani & Miller, 1963).

continua

continuação

VARIÁVEIS	JUSTIFICATIVA
<p>Índice de liquidez, calculado pelo sistema Economática® para períodos de doze meses, baseado no volume de negociações com o papel (LIQ):</p> $LIQ = 100 \times \left(\frac{P}{P'} \right) \times \sqrt{\left(\frac{n}{N} \right) \times \left(\frac{V}{V'} \right)}$ <p>Em que:</p> <p>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 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>Segundo Uno e Kamiyama (2009), o aumento da concentração na estrutura de propriedade e controle da organização pode diminuir a liquidez de seus papéis, o que poderia reduzir o seu valor de mercado.</p>
<p>Tipo de acionista controlador (TIPO): conjunto de variáveis binárias que atribuem valor 1 para um tipo específico de acionista controlador e 0 para os demais. Foram utilizadas seis variáveis binárias elaboradas com base na classificação empregada por Okimura, Silveira, e Rocha (2007) e Silveira, Barros, e Famá (2008):</p> <ul style="list-style-type: none"> • Propriedade privada estrangeira (PE): quando uma multinacional ou grupo de investidores de origem estrangeira é o maior acionista da empresa; • Propriedade estatal (Estatal): quando o maior acionista da empresa é o Estado (União, Estados ou Municípios); • Propriedade privada nacional (PN): quando um grupo de investidores de origem nacional é o maior acionista da empresa, não sendo os investidores fundadores ou herdeiros da empresa; • Propriedade familiar (Familiar): quando a família fundadora ou um único investidor é o maior acionista da empresa. Neste caso, incluem-se os controles exercidos por fundações ou por <i>holdings</i> que representam os fundadores ou herdeiros da empresa; • Propriedade por fundos de pensão (FP): quando um fundo de pensão é o maior acionista da empresa; • Propriedade por instituições financeiras (IF): quando uma instituição financeira é a maior acionista da empresa. 	<p>O tipo de maior acionista (privado nacional, estrangeiro, estatal, entre outros) pode influenciar a estrutura de propriedade e controle da organização. Por exemplo, uma companhia sob controle estatal pode ser obrigada por lei a manter certa concentração de propriedade mínima (Silveira, Barros, & Famá, 2008).</p>
<p><i>Dummies</i> anuais (D): variáveis <i>dummies</i> que atribuem valor 1 para um ano específico e 0 para os demais. 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>

Para fazer inferências sobre a relação entre a estrutura societária e o valor de mercado corporativo, o presente artigo utilizou um painel não balanceado composto por 237 empresas brasileiras não financeiras de capital aberto para o período de 2001 a 2010, somando 1.199¹ observações (empresa-ano). As companhias que registraram Patrimônio Líquido negativo foram excluídas, uma vez que comprometeriam o cálculo de alguns indicadores como a Rentabilidade sobre o Patrimônio Líquido (ROE).

As variáveis foram calculadas com base em dados secundários coletados junto ao sistema de informações 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.

É importante ressaltar que, na presente pesquisa, quando se analisou a participação acionária do maior acionista de cada companhia, não se considerou a estrutura de propriedade e controle indireta, decorrente da utilização de pirâmides societárias. Esta certamente é a principal limitação

da pesquisa. Entretanto, o emprego apenas da estrutura societária direta justifica-se pelos seguintes argumentos:

- No caso de o maior acionista ser uma empresa, o interesse de todos os seus acionistas, embora conflitante em diversas situações, é o mesmo quando se trata de extrair o máximo benefício possível da companhia que controlam conjuntamente em detrimento dos minoritários (Silveira, Lazana, Barros, & Famá, 2004);
- Carvalhal-da-Silva e Leal (2003) investigaram a relação entre estrutura societária e valor de mercado corporativo no Brasil. Eles analisaram a estrutura direta e a indireta. Os resultados para os dois tipos de estrutura foram praticamente os mesmos. Apenas as variáveis de estrutura indireta apresentaram p-valores mais significantes estatisticamente;
- Conforme observado por Leal, Carvalhal-da-Silva, e Valadares (2002), a utilização de pirâmides societárias como mecanismo para manutenção de controle a custo menor, por meio da separação da propriedade e do controle, não é comum no Brasil.

¹ Nos modelos de regressão do artigo o número de observações é de 870, em virtude da estimação pelo Método dos Momentos Generalizado Sistemático (MMG-Sis).

3.1 Concentração na Estrutura Societária e 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?

Para tanto, foram testados modelos dinâmicos de regressão linear múltipla, baseados na Equação (1). Eles foram estimados pelo Método dos Momentos Generalizado Sistêmico (MMG-Sis), por meio da aplicação da ferramenta *xtabond2* no programa estatístico Stata 11 (Roodman, 2006, 2009).

$$VM_{it} = \alpha + \beta_1 VM_{it-1} + \beta_2 (PROP1_{it} \text{ ou } LnVPROP1_{it}) + \beta_3 (PROP1_{it}^2 \text{ ou } CON1_{it}) + \beta_4 ROE_{it} + \beta_5 LnAT_{it} + \beta_6 IGC_{it} + \beta_7 VOLAT_{it} + \beta_8 END_{it} + \beta_9 LIQ_{it} + \sum_{l=1}^5 \delta_l TIPO_{lit} + \sum_{k=1}^9 \psi_k ANO_{kt} + \eta_i + u_{it}$$

1

Em que α é o intercepto, i e t simbolizam, respectivamente, a empresa e o ano, e $\eta_i + u_{it}$ é a decomposição do termo de erro aleatório ($\varepsilon_{it} = \eta_i + u_{it}$). Mais especificamente, u_{it} é o termo de erro da i -ésima firma no t -ésimo ano e η_i é a heterogeneidade não observada das empresas da amostra, que capta quaisquer características não observadas da firma i , que não variam entre os períodos.

Como *proxy* para o valor de mercado corporativo (VM), foram utilizados o Q de Tobin (QTOBIN) e o Valor da Empresa sobre Ativo Total (VE). Foram selecionadas as seguintes variáveis de controle: primeira defasagem do valor de mercado corporativo (VM_{it-1}); rentabilidade (ROE); tamanho da empresa (LnAT); variável binária de participação no Índice de ações com Governança Corporativa Diferenciada da BM&FBovespa (IGC); volatilidade dos retornos da ação (VOLAT); endividamento (END); liquidez da ação (LIQ); e variáveis *dummies* de tipo de acionista controlador (TIPO). Também foram acrescentadas variáveis binárias anuais para isolar quaisquer efeitos macroeconômicos (ANO).

Quanto às variáveis independentes de interesse, foram empregadas as *proxies* de concentração acionária do maior acionista: PROP1; CON1; e LnVPROP1. Estas se referem, respectivamente: ao direito sobre o fluxo de caixa; ao direito de voto; e ao valor de mercado do total de ações, ajustado pelo IGP-M. Dois tipos de modelos foram testados. No primeiro testaram-se, ao mesmo tempo, PROP1 e PROP1² (termo quadrático) com o intuito de captar, na sequência, o efeito-incentivo e o efeito-entrenchamento da estrutura societária sobre o desempenho empresarial. No segundo, as variáveis PROP1 e PROP1² foram substituídas por LnVPROP1 e CON1 para capturar, respectivamente, os impactos positivo e negativo da concentração acionária sobre o valor de mercado corporativo.

4 RESULTADOS

Na Tabela 4 constam as estatísticas descritivas das variáveis utilizadas como *proxies* para a estrutura societária (PROP1, CON1 e LnVPROP1) e para o valor de mercado das organizações (QTOBIN e VE). As Tabelas 5 e 6 apresentam os dados descritivos das variáveis de controle do estudo.

A concentração média de votos do maior acionista é de 56,18% na amostra total, sinalizando que, em média, as empresas estudadas estiveram sob controle majoritário ao longo de 2001 a 2010. Ademais, a concentra-

ção no direito sobre o fluxo de caixa obteve média de 41,38% (amostra total). Estas estatísticas apontam que, em média, o maior acionista deteve o controle da companhia com participação que não era superior a metade do capital total dela. Este dado indica que as corporações brasileiras captam recursos na BM&FBovespa, em geral, sem que seus grandes acionistas percam o controle da organização, por meio da emissão de ações que não concedem direito de voto aos seus proprietários.

Tabela 4 Estatísticas descritivas das variáveis de interesse

	Ano / N*	QTOBIN	VE	PROP1 (%)	CON1 (%)	LnVPROP1
Média	2001 / 89	0,67	0,59	39,81	57,14	11,92
	2002 / 92	0,59	0,54	38,51	57,09	11,71
	2003 / 91	0,68	0,61	42,53	60,55	11,81
	2004 / 98	0,84	0,76	47,32	65,96	12,46
	2005 / 105	0,93	0,85	43,41	61,21	12,45
	2006 / 107	1,06	0,97	41,69	57,53	12,57
	2007 / 126	1,35	1,26	41,36	57,52	12,80
	2008 / 153	1,05	0,93	41,65	53,96	12,63
	2009 / 166	0,98	0,91	40,23	50,05	12,57
	2010 / 172	1,10	1,00	39,23	50,30	12,71

continua

continuação

	Ano / N*	QTOBIN	VE	PROP1 (%)	CON1 (%)	LnVPROP1
Amostra Total	Média	0,96	0,87	41,38	56,18	12,43
	Desvio padrão	0,63	0,63	23,62	26,58	1,94
	1º Quartil	0,59	0,51	22,20	34,30	11,23
	Mediana	0,82	0,73	36,10	53,90	12,51
	3º Quartil	1,16	1,08	56,20	78,60	13,76
	N*	237	237	237	237	237
	Obs**	1199	1199	1199	1199	1199

(*): número de empresas; (**): número de observações.

As variáveis de interesse do estudo são os indicadores: a) de valor de mercado corporativo: Q de Tobin (QTOBIN); e Valor da Empresa sobre o Ativo Total (VE); e b) de concentração na estrutura de propriedade e controle: percentual do total de ações em posse do maior acionista (PROP1); percentual de ações ordinárias em posse do maior acionista (CON1); e logaritmo neperiano do valor de mercado, corrigido pelo IGP-M, do total de ações em posse do maior acionista (LnVPROP1).

Tabela 5 Estatísticas descritivas das variáveis de controle quantitativas

Variável	Média	1º Quartil	Mediana	3º Quartil	Desvio padrão	N* / Obs**
ROE (%)	15,19	5,70	14,20	24,30	37,16	237 / 1199
LnAT	14,60	13,54	14,52	15,60	1,64	237 / 1199
VOLAT	11,19	7,50	9,80	13,50	5,57	237 / 1199
END (%)	57,40	45,20	58,50	69,70	18,44	237 / 1199
LIQ	0,44	0,00	0,03	0,32	1,31	237 / 1199

(*): número de empresas; (**): número de observações.

Foram empregadas as seguintes variáveis de controle quantitativas: Rentabilidade sobre o Patrimônio Líquido (ROE); tamanho da empresa (LnAT); volatilidade dos retornos da ação (VOLAT); endividamento (END); e liquidez da ação (LIQ).

Com relação às variáveis de valor de mercado, nota-se que, em média, as companhias brasileiras são relativamente 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 para a amostra total.

Tabela 6 Estatísticas descritivas das variáveis de controle qualitativas

	PE	Estatal	PN	Familiar	FP	IF	IGC
Média	17,60%	5,42%	26,77%	41,37%	5,67%	3,17%	38,53%
Frequência (X=1)*	211	65	321	496	68	38	462
Obs**	1199	1199	1199	1199	1199	1199	1199
N***	237	237	237	237	237	237	237

(*): número de observações da variável binária que assumiu valor 1; (**): número de observações total; (***): número de empresas.

Foram utilizadas as seguintes variáveis de controle qualitativas: *dummies* de tipo de acionista controlador (privado estrangeiro (PE), estatal, privado nacional (PN), familiar, fundo de pensão (FP), ou instituição financeira (IF)); e *dummy* de participação no Índice de ações com Governança Corporativa Diferenciada da BM&FBovespa (IGC).

No que tange às variáveis binárias de tipo de acionista controlador, percebe-se que, em média, 41,37% das observações são de companhias que tinham como maior acionista a família fundadora ou investidores individuais. Consta-se também a participação significativa de controladores estrangeiros e nacionais (não familiares), que representam 17,60% e 26,77% da amostra total, respectivamente. Ademais, observa-se o pequeno número de organizações sob o controle do Estado (5,42%), de fundos de pensão (5,67%) ou de instituições financeiras (3,17%), o que não significa a

ausência de participação acionária destes grupos, mas apenas indica que, em média, eles não são os maiores proprietários da empresa.

Ainda sobre as variáveis qualitativas, verificou-se que diversas companhias ingressaram ou abriram capital no Nível 1, no Nível 2, ou no Novo Mercado ao longo de 2001 a 2010. Contudo, apenas 38,53% das observações da amostra são de firmas que participavam de um dos três segmentos diferenciados de governança corporativa, ou seja, a maioria das empresas da amostra (61,47%) estava listada no segmento tradicional.

4.1 Impacto da Concentração na Estrutura Societária sobre Valor de Mercado.

Na Tabela 7 encontram-se os resultados dos modelos dinâmicos de regressão linear múltipla, estimados pelo MMG-Sis. Com o objetivo de averiguar se a concentração na estrutura de propriedade e controle influencia o valor de mercado corporativo, foram testadas quatro especificações. Estas podem ser divididas em dois grupos, de acordo com as variáveis independentes de concentração acionária utilizadas: PROP1 (efeito-incentivo) e PROP1² (efeito-entrincheiramento); ou LnVPROP1 (efeito-incentivo) e CON1 (efeito-entrincheiramento).

Primeiramente, os resultados mostram que, em todas as especificações, as variáveis QTOBIN e VE foram influenciadas de forma positiva por seus valores defasados (L.QTOBIN e L.VE), para o nível de significância de 1%.

Estes dados sugerem um comportamento inercial por parte do valor de mercado das firmas.

As variáveis PROP1 e PROP1² influenciaram, respectivamente, de maneira positiva e negativa as métricas Q de Tobin (QTOBIN) e Valor da Empresa sobre Ativo Total (VE), pelo menos 10% de significância. Assim, estes resultados indicam que a concentração de propriedade impacta de forma quadrática sobre o valor de mercado corporativo e vão ao encontro das conclusões do trabalho de García-Meca e Sánchez-Ballesta (2011). De acordo com os coeficientes obtidos, o nível ótimo de concentração do direito sobre o fluxo de caixa, que maximiza o valor de mercado marginal, foi de 53,99% ($-0,0105066 / (2 \times -0,0000973)$) e 51,84% ($-0,0103982 / (2 \times -0,0001003)$) nas especificações que fizeram uso, na sequência, do QTOBIN e do VE.

Tabela 7 Relação entre a concentração na estrutura societária e o valor de mercado corporativo

Variável	Coef. (t/p-valor) VE (1)	Coef. (t/p-valor) QTOBIN (2)	Coef. (t/p-valor) VE (3)	Coef. (t/p-valor) QTOBIN (4)
L.VE	0,8053956*** (13,05/0,000)		0,5922411*** (8,69/0,000)	
L.QTOBIN		0,8504753*** (12,08/0,000)		0,6361663*** (7,57/0,000)
PROP1	0,0103982* (1,90/0,059)	0,0105066** (2,13/0,034)		
PROP1 ²	-0,0001003* (-1,85/0,065)	-0,0000973** (-1,97/0,050)		
LnVPROP1			0,2477372*** (6,29/0,000)	0,2524261*** (6,45/0,000)
CON1			-0,0039296*** (-2,65/0,008)	-0,0041724*** (-2,95/0,004)
ROE	0,003671*** (2,88/0,004)	0,0032252*** (2,58/0,010)	0,0032853*** (3,24/0,001)	0,0021454* (1,88/0,061)
LnAT	-0,0495202* (-1,96/0,051)	-0,0355296 (-1,33/0,185)	-0,2726264*** (-5,52/0,000)	-0,258652*** (-5,32/0,000)
IGC	0,0879264 (1,21/0,229)	0,0639827 (1,07/0,284)	0,0930938 (1,33/0,185)	0,0272627 (0,39/0,695)
VOLAT	-0,0100812** (-2,27/0,024)	-0,008201 (-1,59/0,114)	-0,0029571 (-0,99/0,325)	-0,0037484 (-0,64/0,523)
END	0,0013989 (0,84/0,401)	0,0020851 (1,05/0,294)	0,0063597*** (3,70/0,000)	0,0058161*** (3,00/0,003)
LIQ	0,0235023* (1,67/0,097)	0,0160143 (1,10/0,274)	0,0172951 (1,51/0,132)	0,0133096 (0,87/0,385)
PE	0,0563747 (0,21/0,835)	0,1233441 (0,35/0,723)	0,4946979 (1,34/0,180)	0,5447409 (1,50/0,136)
Estatual	-0,0702438 (-0,28/0,781)	0,0432464 (0,12/0,903)	0,470637 (1,25/0,213)	0,5629517 (1,56/0,120)
PN	-0,0045444 (-0,02/0,986)	0,0814487 (0,23/0,816)	0,4884806 (1,34/0,182)	0,5578549 (1,54/0,124)
Familiar	-0,0586842 (-0,21/0,834)	0,0716966 (0,19/0,850)	0,5338182 (1,34/0,182)	0,6546824* (1,77/0,078)
FP	-0,0462811 (-0,16/0,871)	-0,0090714 (-0,02/0,981)	0,4202775 (1,04/0,298)	0,3834313 (1,02/0,310)
D02	-0,0906602* (-1,80/0,073)	-0,1687166*** (-3,12/0,002)	-0,0550621 (-0,92/0,357)	-0,140184*** (-2,61/0,010)
D03	-0,0455832 (-1,01/0,315)	-0,0851977 (-1,45/0,148)	-0,0454045 (-0,86/0,388)	-0,0961362* (-1,81/0,072)

continua

continuação

	Coef. (t/p-valor)	Coef. (t/p-valor)	Coef. (t/p-valor)	Coef. (t/p-valor)
Variável	VE (1)	QTOBIN (2)	VE (3)	QTOBIN (4)
D04	0,009593 (0,21/0,831)	-0,0325793 (-0,58/0,565)	-0,0407181 (-0,85/0,395)	-0,0692192 (-1,45/0,150)
D05	-0,0198146 (-0,38/0,701)	-0,0695299 (-1,29/0,198)	-0,0589068 (-1,32/0,188)	-0,1120271** (-2,31/0,022)
D06	-0,0053127 (-0,11/0,916)	-0,0800153 (-1,33/0,185)	-0,0399549 (-0,85/0,395)	-0,1180225** (-2,57/0,011)
D07	0,2212194*** (4,51/0,000)	0,1687406*** (3,02/0,003)	0,1247319*** (2,80/0,006)	0,0697737 (1,40/0,162)
D08	-0,3176008*** (-4,55/0,000)	-0,3846597*** (-4,83/0,000)	-0,3164057*** (-4,89/0,000)	-0,3558322*** (-5,06/0,000)
D09	-0,0514074 (-1,56/0,119)	-0,1870383*** (-4,61/0,000)	-0,0689921** (-2,23/0,027)	-0,1844996*** (-5,15/0,000)
Cons.	0,6945461 (1,44/0,152)	0,3835365 (0,74/0,459)	0,6343406 (1,13/0,260)	0,4467305 (0,97/0,333)
1ª Ordem/AR(1) (Pr > z)	0,000	0,000	0,002	0,003
2ª Ordem/ AR(2) (Pr > z)	0,342	0,515	0,491	0,752
Teste de Hansen J para sobreidentificação (Prob > chi2)	1,000	1,000	1,000	1,000
Instrumentos em diferenças (excluindo os Instrumentos do GMM-Sys) (Prob > chi2)	0,968	0,950	0,893	0,968
Instrumentos do GMM-Sys (Prob > chi2)	1,000	1,000	1,000	1,000
Instrumentos do GMM-Sys (excluindo os Instrumentos padronizados "IV") (Prob > chi2)	1,000	1,000	1,000	1,000
Instrumentos padronizados "IV" (Prob > chi2)	0,324	0,358	1,000	0,285
R ²	0,7475	0,7511	0,7588	0,7633
Número de instrumentos	228	228	228	228
Número de observações / Número de empresas	870 / 237	870 / 237	870 / 237	870 / 237

As variáveis dependentes são o Valor da Empresa sobre o Ativo Total (VE) e o Q de Tobin (QTOBIN). As variáveis independentes de interesse são o percentual do total de ações em posse do maior acionista (PROP1), o seu termo quadrático (PROP1²), o logaritmo neperiano do valor de mercado, corrigido pelo IGP-M, do total de ações em posse do maior acionista (LnVPROP1) e o percentual de ações ordinárias em posse do maior acionista (CON1). O conjunto de variáveis de controle empregadas inclui: a primeira defasagem do valor de mercado corporativo (LVE ou LQTOBIN); a Rentabilidade sobre o Patrimônio Líquido (ROE); o tamanho da empresa (LnAT); a variável binária de participação no Índice de ações com Governança Corporativa Diferenciada da BM&FBovespa (IGC); a volatilidade dos retornos da ação (VOLAT); o endividamento (END); a liquidez da ação (LIQ); as variáveis *dummies* de tipo de maior acionista (privado estrangeiro (PE), estatal, privado nacional (PN), familiar, fundo de pensão (FP), ou instituição financeira (IF); e as variáveis binárias anuais (D). As variáveis D01 e IF não foram utilizadas para evitar problemas de colinearidade. A variável D10 foi excluída pelo Stata por problemas de colinearidade. Foram utilizados os comandos *two-step, robust* (correção para os erros-padrão de Windmeijer (2005)) e *small* (correção para amostras pequenas, resultando na estatística t ao invés da estatística z para os coeficientes) para tornar a estimação ainda mais robusta. Significância: ***(1%); **(5%); *(10%).

Os p-valores dos modelos que utilizaram as variáveis LnVPROP1 e CON1 apontam que elas influenciaram o valor de mercado (tanto QTOBIN como VE), a 1% de significância. Por se tratar de uma função linear-log, *ceteris paribus*, o aumento de 10% no valor de mercado do total das ações em posse do maior acionista elevou, em média, 2,63% (((0,1 × 0,2524261) / 0,96) × 100%) o QTOBIN e 2,85% (((0,1 × 0,2477372) / 0,87) × 100%) o VE. Por sua vez, *ceteris paribus*, o incremento de 10% da concentração no direito de voto reduziu, em média, 4,35% (((10 × -0,0041724) / 0,96) × 100%) o QTOBIN e 4,52% (((10 × -0,0039296) / 0,87) × 100%) o VE. Estes dados sugerem que LnVPROP1 conseguiu captar o efeito-alinhamento e CON1 o efeito-entrenchamento da concentração acionária sobre o valor de mercado, o que fortalece as conclusões de Claessens et al. (2002).

A Rentabilidade sobre o Patrimônio Líquido (ROE) merece destaque entre as variáveis de controle empregadas, pois afetou positivamente o valor de mercado das empresas, em todas as equações. Estes resultados são consistentes com os de Cho e Pucik (2005) e corroboram a hipótese de que os investidores, em geral, levam em consideração o de-

sempenho contábil ao enfrentarem o *trade-off* entre vender, comprar ou manter suas ações, priorizando em sua carteira papéis de companhias que auferiram, relativamente às demais, lucros contábeis mais satisfatórios.

As variáveis de controle END e LnAT foram significantes a 1% nas especificações que utilizaram LnVPROP1 e CON1. O nível de endividamento influenciou positivamente o valor de mercado das firmas, como na pesquisa de Carvalhal-da-Silva e Leal (2003). Este efeito positivo do endividamento pode estar atrelado ao benefício fiscal referente à dedutibilidade dos juros da dívida na forma de despesas financeiras, o que, na visão do mercado, poderia incrementar o valor da organização. Já o tamanho da companhia impactou negativamente o seu valor de mercado (tanto QTOBIN como VE), assim como no artigo de Gugler et al. (2008). Este resultado indica que as grandes corporações podem estar sujeitas a maiores problemas de agência e, por conseguinte, custos de monitoramento mais elevados, diminuindo os seus valores de mercado.

A robustez dos resultados do trabalho depende da adequação dos modelos aos pressupostos do MMG-Sis (Arellano & Bover, 1995; Blundell & Bond, 1998). Primeiramente,

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 em todas as especificações, como requerido por Arellano e Bond (1991).

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%.

Além disso, devido às condições de momento, embora

o MMG-Sis permita a correlação entre os regressores e a heterogeneidade não observada (η_i), o método supõe que a forma dessa correlação não mude entre os períodos (T) (“*steady state*”) (Roodman, 2009). A validade desta condição, de acordo com Roodman (2009), depende de que o coeficiente da primeira defasagem da variável resposta seja menor do que um (valor absoluto) ($|\beta_1| < 1,0$), o que foi constatado em todos os modelos testados.

Por fim, para controlar a proliferação de instrumentos foi usado o comando *laglimits* (3 4) da ferramenta *xtabond2*, indicado por Roodman (2006, 2009). Esta função colaborou para que a quantidade de instrumentos utilizados em todos os modelos (228) fosse significativamente inferior ao número de observações (870), garantindo a robustez dos resultados.

5 CONCLUSÕES

O presente artigo teve como objetivo investigar se a estrutura de propriedade e controle influencia o valor de mercado corporativo. Diversas pesquisas nacionais e internacionais tiveram o mesmo propósito. Contudo, durante a elaboração da fundamentação teórica do estudo, não foram encontrados trabalhos sobre este tema no Brasil que utilizaram uma janela temporal de dez anos e que tentaram mitigar o efeito *feedback*. Este foi denominado recentemente por Wintoki, Linck, e Netter (2012) como o problema da endogeneidade dinâmica dos estudos que relacionam mecanismos internos de governança corporativa e desempenho empresarial. Os autores encontraram evidências de que as pesquisas que usaram o método dos Mínimos Quadrados Ordinários e/ou os procedimentos de Efeitos Fixos e Efeitos Aleatórios, como as de Silveira, Lazana, Barros, e Famá (2004), Okimura, Silveira, e Rocha (2007) e Silveira, Barros, e Famá (2008), provavelmente produziram parâmetros viesados por não considerarem o efeito *feedback*. Assim, a primeira contribuição do artigo, no âmbito nacional, refere-se ao emprego de modelos dinâmicos de regressão linear múltipla, estimados pelo MMG-Sis, em um painel não balanceado de 2001 a 2010.

Foram testadas diferentes variáveis para captar o efeito-incentivo e o efeito-entrenchamento. Os resultados das duas primeiras especificações sinalizaram a existência de relação quadrática entre a concentração de propriedade (PROP1) e o valor de mercado corporativo e, destarte, corroboram a hipótese de relacionamento não monotônico entre a estrutura societária e o desempenho empresarial apontada, entre outros, por Morck et al. (1988), Stulz (1988), Okimura et al. (2007) e García-Meca e Sánchez-Ballesta (2011).

Mais especificamente, o aumento da participação no direito sobre o fluxo de caixa do maior acionista incrementou o Q de Tobin até atingir aproximadamente 53,99%. A partir deste ponto, a elevação do acúmulo de ações do acionista controlador diminuiu o valor de mercado corporativo. Quando utilizada a métrica Valor da Empresa sobre Ativo Total, o nível ótimo de concentração foi de 51,84%. Com base nesses resultados, pode-se supor que, inicialmente, a

concentração de propriedade impacta positivamente o valor de mercado devido à possibilidade de o monitoramento da gestão ser efetuado de maneira eficaz pelo acionista controlador, o que acenaria, para o mercado, o maior alinhamento dos interesses dos acionistas e dos administradores. Entretanto, acima do ponto ótimo de participação, o aumento da concentração de propriedade, pelo menos na visão do mercado, indicaria maior probabilidade de expropriação da riqueza dos acionistas minoritários, em função do efeito-entrenchamento.

Nos dois outros modelos aplicados constatou-se relação positiva entre o valor de mercado corrigido do total de ações do maior acionista (LnVPROP1) e as métricas Q de Tobin e Valor da Empresa sobre o Ativo Total. Este resultado sugere que LnVPROP1 pode captar mais diretamente o efeito-incentivo, pois quanto maior for o seu valor, mais substancial será o prejuízo do acionista controlador com uma eventual desvalorização das ações e, dessa forma, maior seria o seu comprometimento com o desempenho da firma. Gugler et al. (2008) foram os primeiros a propor a utilização do valor de mercado das ações de diretores e conselheiros, ao invés da participação acionária deles, para captar o efeito-alinhamento. Diante da elevada concentração na estrutura de propriedade e controle das companhias brasileiras, empregou-se o valor de mercado corrigido do total de ações do maior acionista com o mesmo objetivo e esta representa a segunda contribuição do artigo.

Ainda com relação às duas últimas especificações testadas, verificou-se que o percentual de ações ordinárias do maior acionista (CON1) influenciou negativamente tanto o Q de Tobin como o Valor da Empresa sobre o Ativo Total, o que fortalece as conclusões de Claessens et al. (2002). Assim, observou-se que o aumento da participação no direito de voto do maior acionista reduziu o valor de mercado empresarial. A partir deste resultado, pode-se inferir que, devido à elevada concentração na estrutura de controle das companhias brasileiras, o aumento de CON1 significaria para o mercado maior domínio do processo decisório pelo controlador e, portanto, maior possibilidade de expropriação da riqueza dos acionistas minoritários.

Entre as limitações da pesquisa destacam-se: o emprego apenas da concentração na estrutura societária direta das organizações; e a não inclusão de variáveis referentes à par-

ticipação acionária dos executivos e conselheiros. Trabalhos futuros poderiam utilizar a estrutura de propriedade e controle indireta e modelos com equações estruturais.

Referências

- Andrade, A., & Rossetti, J. P. (2006). *Governança corporativa: fundamentos, desenvolvimento e tendências* (2a ed.). São Paulo: Atlas.
- Arellano, M., & Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *The Review of Economic Studies*, 58 (2), 277-297.
- Arellano, M., & Bover, O. (1995). Another look at the instrumental variables estimation of error-components models. *Journal of Econometrics*, 68 (1), 29-51.
- Azofra, V., & Santamaría, M. (2011). Ownership, control, and pyramids in Spanish commercial banks. *Journal of Banking & Finance*, 35 (6), 1464-1476.
- Barros, L. A. B. C., Castro Júnior, F. H. F., Silveira, A. D. M., & Bergmann, D. R. (2010). Endogeneity in Corporate Finance Empirical Research. *Working Paper*. Recuperado em 09 setembro, 2011, de <http://papers.ssrn.com/abstract=1593187>.
- Berle, A. A., & Means, G. C. (1932). *The modern corporation and private property*. New York: Harcourt, Brace & World.
- Black, B. S., Jang, H., & Kim, W. (2006). Does corporate governance predict firms' market values? Evidence from Korea. *The Journal of Law, Economics, & Organization*, 22 (2), 363-413.
- Blundell, R., & Bond, S. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, 87 (1), 115-143.
- Bolsa de Valores, Mercadorias e Futuros de São Paulo. BM&FBOvespa. (2001). *Metodologia completa do IGC*. Recuperado em 09 março, 2011, de <http://www.bmfbovespa.com.br/Indices/download/IGC.pdf>.
- Börsch-Supan, A., & Köke, J. (2002). An applied econometricians' view of empirical corporate governance studies. *German Economic Review*, 3 (3), 295-323.
- Braouezec, Y. (2009). Financing constraint, over-investment and market-to-book ratio. *Finance Research Letters*, 6 (1), 13-22.
- Carvalho-da-Silva, A., & Leal, R. P. C. (2003). Corporate governance, market valuation and dividend policy in Brazil. *Coppead Working Paper Series n. 390*. Recuperado em 10 março, 2011, de <http://ssrn.com/abstract=477302>.
- Cho, H. J., & Pucik, V. (2005). Relationship between innovativeness, quality, growth, profitability, and market value. *Strategic Management Journal*, 26 (6), 555-575.
- Chung, K., & Pruitt, S. (1994). A simple approximation of Tobin's Q. *Financial Management*, 23 (3), 70-74.
- Claessens, S., Djankov, S., Fan, J. P. H., & Lang, L. H. P. (2002). Disentangling the incentive and entrenchment effects of large shareholdings. *The Journal of Finance*, 57 (6), 2741-2771.
- Claessens, S., Djankov, S., & Lang, L. H. P. (2000). The separation of ownership and control in East Asian Corporations. *Journal of Financial Economics*, 58 (1-2), 81-112.
- Claessens, S., & Fan, J. P. H. (2002). Corporate governance in Asia: a survey. *International Review of Finance*, 3 (2), 71-103.
- Demsetz, H., & Lehn, K. (1985). The structure of corporate ownership: causes and consequences. *Journal of Political Economy*, 93 (6), 1155-1177.
- Demsetz, H., & Villalonga, B. (2001). Ownership structure and corporate performance. *Journal of Corporate Finance*, 7 (3), 209-233.
- Drakos, A. A., & Bekiris, F. V. (2010). Corporate performance, managerial ownership and endogeneity: a simultaneous equations analysis for the Athens stock exchange. *Research in International Business and Finance*, 24 (1), 24-38.
- Fahlenbrach, R., & Stulz, R. M. (2009). Managerial ownership dynamics and firm value. *Journal of Financial Economics*, 92 (3), 342-361.
- García-Meca, E., & Sánchez-Ballesta, J. P. (2011). Firm value and ownership structure in Spanish capital market. *Corporate Governance*, 11 (1), 41-53.
- Gorga, E. (2008). Changing the paradigm of stock ownership from concentrated towards dispersed ownership? Evidence from Brazil and consequences for emerging countries. *Cornell Law Faculty Publications*, Paper n. 42. Recuperado em 20 março, 2011, de http://scholarship.law.cornell.edu/clscops_papers/42/.
- Gugler, K., Mueller, D. C., & Yurtoglu, B. B. (2008). Insider ownership, ownership concentration and investment performance: an international comparison. *Journal of Corporate Finance*, 14 (5), 688-705.
- Himmelberg, C. P., Hubbard, R. G., & Palia, D. (1999). Understanding the determinants of managerial ownership and link between ownership and firm performance. *Journal of Financial Economics*, 53 (3), 353-384.
- Jensen, M. C., & Meckling, W. H. (1976). Theory of the firm: managerial behavior, agency costs and ownership structure. *Journal of Financial Economics*, 3 (4), 305-360.
- Klapper, L. F., & Love, I. (2004). Corporate governance, investor protection, and performance in emerging markets. *Journal of Corporate Finance*, 10 (5), 703-728.
- La Porta, R., Lopez-de-Silanes, F., & Shleifer, A. (1999). Corporate ownership around the world. *The Journal of Finance*, 54 (2), 471-517.
- Leal, R. P. C., Carvalho-da-Silva, A. L., & Valadares, S. M. (2002). Estrutura de controle das companhias brasileiras de capital aberto. *Revista de Administração Contemporânea*, 6 (1), 7-18.
- Lins, K. V. (2003). Equity ownership and firm value in emerging market. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 38 (1), 159-184.
- Modigliani, F., & Miller, M. H. (1963). Corporate income taxes and the cost of capital: a correction. *The American Economic Review*, 53 (3), 433-443.
- Morck, R., Shleifer, A., & Vishny, R. W. (1988). Management ownership and market valuation: an empirical analysis. *Journal of Financial Economics*, 20 (1), 293-315.
- Okimura, R. T., Silveira, A. D. M., & Rocha, K. C. (2007). Estrutura de propriedade e desempenho corporativo no Brasil. *Revista de Administração Contemporânea, Eletrônica*, 1 (1), 119-135.
- Roodman, D. (2006). How to do xtabond2: an introduction to "Difference" and "System" GMM in Stata. *Center for Global Development Working Paper n. 103*. Recuperado em 26 junho, 2011, de <http://ssrn.com/abstract=982943>.
- Roodman, D. (2009). A note on the theme of too many instruments. *Oxford Bulletin of Economic and Statistics*, 71 (1), 135-158.
- Silveira, A. D. M. (2010). *Governança corporativa no Brasil e no mundo: teoria e prática*. Rio de Janeiro: Elsevier.
- Silveira, A. D. M., Barros, L. A. B. C., & Famá, R. (2008). Atributos corporativos e concentração acionária no Brasil. *Revista de Administração de Empresas - RAE*, 48 (2), 51-66.
- Silveira, A. D. M., Lazana, A. P., Barros, L. A., & Famá, R. (2004). Efeito dos acionistas controladores no valor das companhias abertas brasileiras. *Revista de Administração da Universidade de São Paulo - RAUSP*, 39 (4), 362-372.
- Stulz, R. M. (1988). Managerial control of voting rights: financing policies and market of corporate control. *Journal of Financial Economics*, 20 (1), 25-54.
- Uno, J., & Kamiyama, N. (2009). Ownership structure, liquidity, and firm value: effects of the investment horizon. *Working Paper*, 2009. Recuperado em 16 junho, 2011, de <http://ssrn.com/abstract=1455995>.
- Windmeijer, F. (2005). A finite sample correction for the variance of linear efficient two-step GMM estimators. *Journal of Econometrics*, 126 (1), 25-51.
- Wintoki, M. B., Linck, J. S., & Netter, J. M. (2012). Endogeneity and the dynamics of corporate governance. *Journal of Financial Economics*, 105 (3), 581-606.