

# *FREE FLOAT* E VALOR DE MERCADO CORPORATIVO: UM ESTUDO DO PERÍODO DE 2001 A 2010

Daniel Ferreira Caixe\*

Alberto Borges Matias\*\*

Sonia Valle Walter Borges de Oliveira\*\*\*

## Resumo

No Brasil, em geral, a estrutura societária das companhias é caracterizada por sua elevada concentração. Nessa situação, a função do modelo de governança corporativa deixa de ser a resolução do conflito de agência entre administradores e acionistas, passando a representar a mitigação do choque de interesses entre acionistas controladores e minoritários. Na literatura acadêmica, ainda não há um consenso sobre a relação entre a estrutura de propriedade e controle e o desempenho corporativo. Destarte, o presente artigo teve como objetivo averiguar se o *free float* impactou sobre o valor de mercado corporativo no Brasil, ao longo dos anos de 2001 a 2010. Para tanto, foi utilizada uma amostra composta por 236 empresas brasileiras não financeiras de capital aberto, somando 1190 observações. Foram empregados modelos dinâmicos de regressão linear múltipla, estimados pelo Método dos Momentos Generalizado Sistemático (MMG-Sis). Os resultados apontaram que o *free float* total não apresentou relação com as variáveis dependentes. Todavia, o percentual de ações com direito a voto em circulação no mercado impactou positivamente sobre o Q de Tobin e o Valor da Empresa sobre o Ativo Total.

**Palavras-chave:** Governança corporativa. Estrutura societária. *Free float*. Valor de mercado corporativo. Método dos Momentos Generalizado.

## Abstract

In Brazil, in general, ownership structure of companies is characterized by its high concentration. In this situation, the role of corporate governance model is no longer resolving the agency conflict between managers and shareholders, but represent the mitigation of clash of interests between controlling and minority shareholders. In academic literature, there is still no consensus on the relationship between ownership and control structure and corporate performance. Thus, this study aimed to determine if the free float has impacted on corporate market value in Brazil, over the years of 2001 to 2010. For this purpose, a sample of 236 Brazilian non-

\* Mestre em Administração de Organizações, Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto (FEA-RP).  
E-mail: danielcfcaixe@gmail.com

\*\* Doutor em Administração de Empresas, Universidade de São Paulo (USP).  
Professor titular – Departamento de Administração, Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto (FEA-RP).  
E-mail: albertoborgesmatias@gmail.com

\*\*\* Doutor em Administração, Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto (FEA-RP).  
Professora associada – Departamento de Administração, Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto (FEA-RP).  
E-mail: soniavw@terra.com.br

-financial publicly traded companies was used, counting 1190 observations. Dynamic models of multiple linear regression were employed, estimated by System Generalized Method of Moments (GMM-Sys). The results indicated that total free float was not associated with dependent variables. However, the percentage of voting shares outstanding available for trading in the market had a positive impact on Tobin's Q and Firm Value over Total Assets.

**Keywords:** Corporate governance. Ownership structure. Free Float. Corporate market value. Generalized Method of Moments.

## Introdução

Governança corporativa é o conjunto de mecanismos, tanto institucionais (internos) como de mercado (externos), que induzem os tomadores de decisão (diretores e conselheiros) a buscarem a maximização da riqueza dos proprietários da firma (fornecedores de capital). (DENIS; McCONNELL, 2003) A importância dos mecanismos de governança, como a estrutura de propriedade e controle, deriva do seu provável relacionamento com o desempenho das organizações.

Primeiramente, a adequação a melhores práticas de governança corporativa pode diminuir o custo de capital da companhia, em virtude da maior garantia oferecida aos financiadores quanto ao retorno dos seus investimentos. (STULZ, 1999) Essa redução no custo de capital da empresa repercutiria na diminuição da taxa mínima de atratividade de seus projetos de investimento, aumentando o número de projetos viáveis e, conseqüentemente, a rentabilidade global dos empreendimentos da firma. (SILVEIRA, 2010) Ademais, o relacionamento entre os mecanismos de governança e o desempenho corporativo poderia decorrer da valorização dos papéis das organizações que adotam melhores práticas de governança, em função da maior demanda dos investidores pelas ações dessas companhias. (SILVEIRA, 2004)

Os primeiros trabalhos sobre governança corporativa focaram no mecanismo interno de estrutura de propriedade e controle das firmas, fundamentados pela teoria da agência e pelas hipóteses dos efeitos incentivo (ou alinhamento) e entrenchamento. (JENSEN; MECKLING, 1976; MORCK; SHLEIFER; VISHNY, 1988; STULZ, 1988) Diversos estudos analisaram o relacionamento entre a estrutura societária e o desempenho corporativo. (HIMMELBERG; HUBBARD; PALIA, 1999; DEMSETZ; VILLALONGA, 2001; CLAESSENS et al., 2002; LINS, 2003; GUGLER; MUELLER; YURTOGLU, 2008; FAHLENBRACH; STULZ, 2009) Embora os resultados dessas pesquisas sejam divergentes, a grande maioria delas analisou o percentual de ações em posse dos administradores (diretores e conselheiros) ou a concentração acionária dos grandes proprietários.

O modelo brasileiro de governança empresarial é caracterizado pela elevada concentração na estrutura societária das companhias de capital aberto. Participações cruzadas, pirâmides societárias, acordos de acionistas e a emissão de ações sem direito a voto favorecem essa concentração. (GORGA, 2008) Entre as explicações para a permanência desses grandes acionistas nas corporações, encontra-se a busca dos mesmos pelos benefícios privados do controle. Segundo Gorga (2008), a estrutura de propriedade e controle das companhias brasileiras é, em geral, caracterizada por acionistas controladores ineficientes no que se refere ao monitoramento da gestão, que recebem tanto os benefícios pecuniários como os não pecuniários do controle.

Ao longo da primeira década do século XXI, o modelo brasileiro de governança corporativa evoluiu, principalmente, devido à aprovação da Nova Lei das S.A.s (10.303/01), que entrou em vigor em março de 2002, e à criação dos segmentos diferenciados de governança corporativa pela Bovespa em dezembro de 2000. A primeira, entre outras alterações, restabeleceu parcialmente o direito de *tag along*, sendo assegurado aos acionistas minoritários com ações ordinárias, em caso de alienação direta ou indireta do controle, preço equivalente a no mínimo 80% do valor pago pelo adquirente pelas ações representativas do bloco de controle. (BRASIL, 2001) Já a iniciativa da Bovespa, por meio dos segmentos N1, N2 e Novo Mercado, entre outros fatores, passou a exigir das empresas listadas um *free float* mínimo de 25% do total das ações. Ademais, as firmas do N2 e Novo Mercado oferecem aos seus acionistas minoritários, que detêm ações ordinárias, direito de *tag along* de 100% do preço pago aos controladores. (BM&FBOVESPA, 2011)

Diante da importância do mecanismo de estrutura societária e da ausência de um consenso no meio acadêmico a respeito da sua influência sobre o desempenho corporativo, o presente artigo teve com objetivo principal averiguar se o *free float* impacta sobre o valor de mercado corporativo no Brasil. Para alcançar tal objetivo, utilizou-se um painel curto não balanceado do período de 2001 a 2010, que contou com 236 companhias brasileiras não financeiras de capital aberto, totalizando 1190 observações (empresa-ano). Dado ao problema da endogeneidade dos estudos de

finanças corporativas, foram aplicados modelos dinâmicos de regressão linear múltipla estimados pelo Método dos Momentos Generalizado Sistemico (GMM-Sys), objetivando controlar ou, pelo menos, mitigar a omissão de variáveis, o efeito *feedback* e a causalidade reversa.

O artigo está estruturado em cinco partes, que incluem essa introdução. Na segunda parte encontra-se a fundamentação teórica do trabalho, a qual debate sobre a teoria da agência e a relação entre a estrutura de propriedade e o desempenho corporativo. O método da pesquisa é explicado ao longo da parte 3. Por fim, a quatro e a cinco apresentam, respectivamente, os resultados e as conclusões do estudo.

## Fundamentação teórica

O trabalho de Berle e Means (1932) pode ser considerado o marco inicial dos estudos sobre governança corporativa e teve como foco a estrutura de propriedade das empresas. (SILVEIRA, 2010) O divórcio entre a propriedade e o controle nas grandes corporações norte-americanas, evidenciado por Berle e Means (1932), concentrou o debate sobre governança corporativa no problema de agência entre gestores (diretores e conselheiros) e proprietários (acionistas).

Com a separação entre propriedade e gestão, em menor ou maior grau, nas grandes corporações modernas, o risco atrelado ao fato de os fornecedores de recursos terem seu capital mal aplicado ou desviado para benefício próprio dos tomadores de decisão se intensifica. Pois os financiadores, em geral, não participam diretamente do processo de decisão nas firmas, que é efetuado pelos diretores executivos quando a estrutura societária da empresa é dispersa, ou pelos acionistas controladores em organizações com composição acionária concentrada. (SILVEIRA, 2004)

A importância do impacto do conflito de interesses entre acionistas e administradores sobre o desempenho das empresas culminou com o surgimento da teoria da agência, formulada, principalmente, a partir do trabalho seminal de Jensen e Meckling (1976). A teoria da agência baseia-se nas suposições de inexistência de contratos completos e de que os indivíduos são maximizadores de utilidade pessoal, para explicar o aparecimento 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) Os custos de agência também podem advir de certas práticas do administrador (ou acionista controlador) que visam o benefício próprio e não o interesse dos acionistas como: pagamento de remunerações e benefícios excessivos autoconcedidos; resistência a ações vantajosas para os demais acionistas como liquidação, cisões e fusões; gestão de resultados com foco em prazos curtos; ou ato de *insider trading*. (ANDRADE; ROSSETTI, 2006; OKIMURA; SILVEIRA; ROCHA, 2007)

Os trabalhos de Jensen e Meckling (1976), Morck, Shleifer e Vishny (1988) e Stulz (1988) tiveram um papel fundamental na construção de hipóteses sobre o relacionamento entre a estrutura societária e o desempenho corporativo, das quais duas se destacam: o efeito-incentivo (ou efeito-alinhamento) e o efeito-entrenchamento. Conforme Jensen e Meckling (1976), uma maior concentração na composição acionária dos gestores, *ceteris paribus*, beneficiaria os acionistas, uma vez que incentivaria os administradores a maximizarem o valor da firma (efeito-alinhamento). Esse incentivo estaria ligado ao percentual de ações dos gestores, no sentido de que quanto maior fosse essa participação, maior seria o impacto sofrido pelos administradores com uma eventual desvalorização ou valorização das ações da companhia, possibilitando uma maior "convergência de interesses" entre executivos e proprietários.

Porém, a partir de certo ponto de concentração de propriedade, dada à elevada participação acionária dos administradores, estes poderiam perseguir a manutenção de suas posições (efeito-entrenchamento) para usufruírem dos benefícios privados do controle, à custa dos demais proprietários. Assim, a partir dessa faixa de concentração acionária, *ceteris paribus*, um aumento no percentual de ações dos gestores, reduziria o valor da firma. (STULZ, 1988)

No Brasil a estrutura de propriedade e controle das companhias é marcada por sua elevada concentração como na maioria dos países do mundo, sendo que nessa situação os custos de agência decorrem, principalmente, do conflito de interesses entre acionistas controladores e minoritários e não entre administradores e proprietários como no modelo anglo-saxão. (LA PORTA; LOPES-DE-SILANES; SHLEIFER, 1999; CLAESSENS; DJANKOV; LANG, 2000; LINS, 2003) Mesmo assim, os efeitos incentivo e entrenchamento da relação entre a estrutura de propriedade e o desempenho corporativo, podem existir. No entanto, estariam vinculados à concentração acionária dos grandes acionistas e à separação entre o direito sobre o fluxo de caixa (propriedade) e o direito de voto (controle), decorrente da emissão de duas classes de ações. (CLAESSENS et al., 2002)

Destarte, haveria um efeito positivo da concentração na estrutura societária sobre o desempenho, em função do maior monitoramento dos gestores, efetuado pelos acionistas controladores (efeito-incentivo). Todavia, também existiria um efeito negativo a partir de determinada faixa de concentração, resultado do domínio da estrutura de controle pelos grandes acionistas, que tomariam decisões conforme o interesse próprio, expropriando a riqueza dos acionistas minoritários (efeito-entrenchamento). (CLAESSENS; FAN, 2002)

Os efeitos alinhamento e entrenchamento foram testados por diversos estudos empíricos que analisaram tanto o impacto da participação acionária dos gestores (MORCK; SHLEIFER; VISHNY, 1988; HIMMELBERG; HUBBARD; PALIA, 1999; GUGLER; MUELLER; YURTOGLU, 2008; FAHLENBRACH; STULZ, 2009) como o da concentração acionária dos grandes proprietários (DEMSETZ; LEHN, 1985; CLAESSENS et al., 2002; LINS, 2003; OKIMURA; SILVEIRA; ROCHA, 2007) sobre o desempenho corporativo. Outra variável relacionada à estrutura de propriedade e controle, que também é utilizada pelos trabalhos sobre governança corporativa, é o *free float*, o qual representa uma *proxy*, embora não exata, para a participação dos acionistas minoritários.

Para Samaha e outros autores (2012), o *free float* de uma companhia é uma *proxy* direta para a difusão de sua estrutura societária. Os autores analisaram o impacto do percentual de ações em circulação no mercado das firmas (e de outros mecanismos de governança corporativa) sobre a transparência na divulgação de informações das 100 maiores empresas da Bolsa de Valores do Egito. Por meio do emprego de técnicas estatísticas como a regressão múltipla estimada pelo método (SUR) *Seemingly Unrelated Regression* e a regressão logística, Samaha e outros autores (2012) encontraram uma relação positiva entre o *free float* das empresas e a qualidade das informações prestadas via internet pelas mesmas.

Segundo Wang e Xu (2004), as organizações com maior *free float* estariam associadas a melhores práticas de governança corporativa, pois o percentual de ações em circulação no mercado influenciaria, direta ou indiretamente, os modelos de governança, por meio do mercado de controle corporativo. Os autores testaram modelos de regressão *cross-sectional*, baseados em Fama e MacBeth (1973), para explicar os retornos mensais das ações de empresas chinesas listadas na Bolsa de Valores de Xangai ou na Bolsa de Valores de Shenzhen. Os resultados apontaram que, ao longo de julho de 1996 a junho de 2002, o *free float*, quando incluído no modelo, impactou positivamente sobre o retorno das ações.

A literatura acadêmica também aponta que o *free float* das empresas interfere na liquidez de suas ações. De acordo com Ginglinger e Hamon (2007), quando a estrutura de propriedade da companhia é concentrada, o *free float* é limitado, o número de investidores que negociam suas ações é menor e, dessa forma, a liquidez dos papéis diminui. Ademais, os grandes acionistas podem ter acesso a informações privilegiadas, criando problemas de assimetria informacional que também reduzem a liquidez das ações. (RUBIN, 2007)

Chan, Chan e Fong (2004) estudaram o impacto da redução no *free float* sobre a liquidez, após o governo de Hong Kong, em 1998, adquirir aproximadamente 15 bilhões de dólares em ações de 33 empresas integrantes do índice de Hang Seng (HSI). Os resultados empíricos do estudo, que empregou modelos de regressão múltipla estimados pelo Método dos Momentos Generalizado, mostraram que esses 33

papéis, quando comparados a outras 66 ações do índice Hang Seng 100 (HS100), sofreram redução na sua liquidez.

Por fim, o modelo teórico elaborado por Weill (2008), conhecido como (FARM) *float-adjusted return model*, sugere que a liquidez pode ser mensurada pelo *free float*, mais especificamente, por meio da parcela de capitalização de mercado da empresa disponível para venda (o número de ações no *free float* multiplicado pelo preço da ação). Nesse modelo, os retornos anormais seriam inversamente proporcionais ao *free float*. Zhang, Tian e Wirjanto (2009) testaram o FARM no mercado de ações chinês. Os resultados indicaram que as alterações no *free float* podem explicar as variações nos retornos dos ativos.

## Método

O artigo teve como principal objetivo investigar se o percentual de ações em circulação no mercado (*free float*) influencia o valor das empresas no Brasil. Assim, as hipóteses da pesquisa foram formalizadas da seguinte maneira:

$H_0$  (hipótese nula): não existe relação significativa entre as variáveis referentes ao *free float* e as variáveis de valor de mercado corporativo.

$H_1$  (hipótese alternativa): existe relação significativa entre as variáveis referentes ao *free float* e as variáveis de valor de mercado corporativo.

A população-objeto do artigo engloba todas as empresas brasileiras de capital aberto. Para fazer inferências sobre essa população, foi selecionada uma amostra composta por companhias não financeiras, que tiveram suas ações negociadas na Bolsa de Valores de São Paulo ao longo do período de 2001 a 2010. Ademais, foram excluídas as organizações que registraram Patrimônio Líquido negativo, uma vez que comprometeria o cálculo de alguns indicadores, como o retorno sobre o capital investido (ROIC).

Com isso, a amostra final é composta por 236 companhias que disponibilizaram todos os dados necessários para a construção das variáveis, em pelo menos dois anos do período analisado. Dessa maneira, formou-se um painel curto (o número de empresas é bem maior do que o número de anos analisados) não balanceado, que conta com 1190<sup>1</sup> observações (empresa-ano). As variáveis foram elaboradas com base em dados secundários coletados junto ao sistema de informações Econômica (2011). Os valores contábeis referem-se 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.

## Definição operacional das variáveis

A variável dependente do estudo é o valor de mercado corporativo. Mais especificamente, como aconselhado por Börsch-Supan e Köke (2002), foram utilizadas duas *proxies* para essa variável: o Q de Tobin; e o Valor da Empresa sobre o Ativo Total.

Optou-se pelo Q de Tobin em função dele ter sido empregado em boa parte dos trabalhos sobre estrutura de propriedade e controle. Como o cálculo dessa métrica 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 e outros autores (2004) e Okimura, Silveira e Rocha (2007). Conforme Chung e Pruitt (1994, p. 72), o Q de Tobin (QTOBIN) pode ser calculado pela Expressão (1):

<sup>1</sup> Nos modelos de regressão do artigo o número de observações é de 861, em razão da estimação pelo Método dos Momentos Generalizado Sistemático (GMM-Sys).

$$QTOBIN = \frac{VMAO+VMAP+DIVT}{\text{Ativo Total}} \quad (1)$$

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.

O Valor da Empresa sobre o Ativo Total (VE) representa uma métrica alternativa ao indicador Q de Tobin e é obtido por meio da Equação (2):

$$VE = \frac{\text{Enterprise Value}^*}{\text{Ativo Total}} \quad (2)$$

(\*) *Enterprise value* = Cotação\*Total de Ações + Debêntures CP e LP + Financiamentos CP e LP + Adiantamentos de Contratos de Câmbio – Disponibilidades e Investimentos de Curto Prazo. Calculado pelo Economática® (2011).

### Variáveis independentes

As variáveis independentes de interesse do artigo estão relacionadas ao *free float* da companhia. Foram empregadas duas variáveis: o *free float* total (FREEFLOAT), dado pela Equação (3); e o *free float* votante (FREEFLOATV), calculado pela Igualdade (4).

$$\text{FREEFLOAT} = \frac{\text{Número de ações no free float}}{\text{Número total de ações}} \times 100\% \quad (3)$$

$$\text{FREEFLOATV} = \frac{\text{Número de ações com voto no free float}}{\text{Número total de ações com voto}} \times 100\% \quad (4)$$

No artigo ainda foram utilizadas cinco variáveis de controle com o objetivo de mitigar a omissão de variáveis importantes no modelo, uma das fontes do problema da endogeneidade dos estudos de finanças corporativas. (BÖRSCH-SUPAN; KÖKE, 2002) Entre essas variáveis estão: a volatilidade dos retornos mensais do tipo de ação da companhia que apresentar maior liquidez em cada ano (VOLAT); o retorno sobre o capital investido (ROIC); o índice de liquidez, calculado pelo sistema Economática (2011) para períodos de 12 meses, baseado no volume de negociações com o papel (LIQ); o tamanho da empresa (LOGAT), obtido pelo logaritmo neperiano (natural) do Ativo Total médio; e a variável binária IGC, que assume valor 1 se a companhia participou do índice de ações com governança corporativa diferenciada da BM&FBovespa (criado pela Bovespa em junho de 2001 e abrange 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) no respectivo ano, senão atribui valor 0 (zero) (IGC).

As variáveis VOLAT, ROIC e LIQ foram calculadas por meio das Equações (5), (6) e (7), respectivamente:

$$\text{VOLAT} = \sqrt{\frac{\sum (s_i - s_m)^2}{n-1}} \quad (5)$$

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).

$$\text{ROIC} = \frac{\text{Net operating after taxes (NOPAT)}^*}{\text{Capital investido médio (CIM)}^{**}} \times 100\% \quad (6)$$

$$(*) \text{ NOPAT} = (\text{EBIT}) \times (1 - T_c)$$

Em que:

EBIT: *earnings before interest and taxes* (lucro antes dos juros e impostos)

T<sub>c</sub>: alíquota do Imposto de Renda. No Brasil é de 34% para a maioria das empresas.

$$(**) \text{ CIM} = \text{Patrimônio Líquido Médio} + \text{Dívida Bruta Média}^{***}$$

$$(***) \text{ Média dos Financiamentos de CP e LP} + \text{Média das Debêntures de CP e LP}$$

$$\text{LIQ} = 100 \times \left(\frac{p}{P}\right) \times \sqrt{\left(\frac{n}{N}\right) \times \left(\frac{v}{V}\right)} \quad (7)$$

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 analisado; v: volume em dinheiro negociado com a ação no período analisado; V: volume em dinheiro negociado com todas as ações no período analisado.

## Modelos, tratamento estatístico e problemas econométricos

Nesta seção são apresentados e discutidos os modelos econométricos utilizados no artigo, os quais foram operacionalizados por meio do pacote estatístico Stata® 11 (2011), com a aplicação da ferramenta *xtabond2* de Roodman (2006, 2009). Essa pesquisa buscou contribuir com a resposta para a seguinte questão: o *free float* influencia o valor de mercado das companhias brasileiras de capital aberto?

Para tanto, foram testados modelos dinâmicos de regressão linear múltipla, estimados pelo Método dos Momentos Generalizado Sistêmico (MMG-Sis ou GMM-Sys). Entre os possíveis determinantes do valor de mercado das firmas, foram selecionadas as seguintes variáveis: *free float* (FREEFLOAT); *free float* votante (FREEFLOATV); volatilidade dos retornos mensais da ação (VOLAT); retorno sobre o capital investido (ROIC); liquidez da ação (LIQ); tamanho da empresa (LOGAT); e participação no índice de ações com governança corporativa diferenciada da BM&FBovespa (IGC).

Também foram acrescentadas variáveis binárias anuais (ANO) que atribuem valor 1 para um ano específico e 0 para os demais anos. As variáveis binárias anuais foram codificadas segundo sua ordem cronológica, ou seja, D01 = 2001, D02 = 2002 e, assim, sucessivamente. A construção de *dummies* para cada ano da amostra tem como objetivo isolar quaisquer efeitos macroeconômicos que afetaram as empresas ao longo do período estudado. (OKIMURA; SILVEIRA; ROCHA, 2007)

Com relação às variáveis dependentes de interesse, foram empregados ora o Q de Tobin (QTOBIN), ora o Valor da Empresa sobre Ativo Total (VE) como *proxy* para o valor de mercado (VM). O modelo autorregressivo, que explica VM, conta com a sua primeira defasagem como variável independente e baseia-se na Equação (8):

$$\text{VM}_{it} = \alpha + \beta_1 \text{VM}_{it-1} + \beta_2 (\text{FREEFLOAT}_{it} \text{ ou } \text{FREEFLOATV}_{it}) + \beta_3 \text{VOLAT}_{it} + \beta_4 \text{ROIC}_{it} + \beta_5 \text{LIQ}_{it} + \beta_6 \text{LOGAT}_{it} + \beta_7 \text{IGC}_{it} + \sum_{k=1}^9 \psi_k \text{ANO}_{kt} + \eta_i + u_{it} \quad (8)$$

Em que  $\alpha$  é o intercepto e pode ser interpretado como o efeito específico médio do conjunto das organizações,  $i$  e  $t$  representam, respectivamente, a empresa e o



ano, e  $n_i + u_{it}$  representa a decomposição do termo de erro aleatório ( $E_{it} = n_i + u_{it}$ ). Mais especificamente,  $u_{it}$  é o termo de erro da  $i$ -ésima firma no  $t$ -ésimo ano e  $n_i$  é a heterogeneidade não observada das companhias da amostra, que capta quaisquer características não observadas da empresa  $i$ , que não variam com o tempo.

No contexto de finanças corporativas, entre todos os pressupostos fundamentais para que a técnica de regressão resulte em inferências robustas sobre o relacionamento entre as variáveis, o mais delicado é o da exogeneidade dos regressores. (BARROS et al., 2009) Este implica na independência entre os valores das variáveis explanatórias e os do termo de erro. Se essa premissa não for atendida, um ou mais regressores serão endógenos. (GUJARATI; PORTER, 2011)

Ao considerar a técnica de regressão múltipla, a mais utilizada pelos pesquisadores sobre a relação entre a estrutura societária e o desempenho corporativo, deve-se destacar três fontes de endogeneidade que podem inviabilizar os resultados desses estudos: a omissão de variáveis; a causalidade reversa; e o efeito *feedback*. (BÖRSCH-SUPAN; KÖKE, 2002; BARROS et al., 2009)

De acordo com Börsch-Supan e Köke (2002), a omissão de variáveis independentes, importantes para o modelo estimado, ocorre por dois motivos: a não disponibilidade de dados de variáveis potencialmente relevantes 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 importantes pode resultar na correlação espúria entre variáveis de interesse, também conhecida como falácia da causa comum. Esta ocorre quando uma variável não observável influencia simultaneamente as variáveis de governança e de desempenho escolhidas. Nesse sentido, segundo Silveira (2010), as duas variáveis podem estar correlacionadas entre si, todavia nenhuma delas é a causa da outra e ambas podem ser causadas por uma terceira variável. O procedimento de Efeitos Fixos é comumente utilizado para atenuar esse problema.

A direção da causalidade entre a estrutura de propriedade e o desempenho da empresa não é clara. (BÖRSCH-SUPAN; KÖKE, 2002) A maior concentração na estrutura societária pode melhorar o desempenho, por meio do monitoramento mais eficaz da gestão. (CLAESSENS; FAN, 2002) Todavia, o melhor desempenho da organização pode atrair novos investidores e, conseqüentemente, alterar a sua composição acionária. Para Börsch-Supan e Köke (2002) esse seria um exemplo de causalidade reversa estrutural (ou simultaneidade), que inviabiliza as inferências do estudo, caso o pesquisador considere a estrutura de propriedade como variável exógena.

Já o efeito *feedback*, também conhecido como retroalimentação da variável resposta para os regressores, ocorre quando os valores passados da variável dependente influenciam os valores contemporâneos e/ou futuros das variáveis independentes. (BARROS et al., 2009) Esse problema é denominado por Wintoki, Linck e Netter (2008) como "endogeneidade dinâmica" dos estudos de finanças corporativas. Para os autores, esse problema pode ser mitigado pela inclusão de defasagens da variável explicada no modelo de regressão, como empregado pelo Método dos Momentos Generalizado (GMM).

Espera-se que o modelo (8) consiga mitigar o problema da endogeneidade relacionado à omissão de variáveis, ao efeito *feedback* e à simultaneidade, que afeta os estudos que fazem uso da técnica de regressão linear. A inclusão das variáveis de controle e do termo representa uma tentativa de atenuar a omissão de variáveis. O efeito *feedback* pode ser controlado pela utilização da primeira defasagem da variável reposta ( $VM_{it-1}$ ). E, por fim, supõe-se que a causalidade reversa possa ser mitigada pela estimação do GMM-Sys por meio da ferramenta *xtabond2*.

## Pressupostos do Método dos Momentos Generalizado Sistemico (GMM-Sys)

Embora o GMM-Sys não suponha que as variáveis tenham distribuição normal e a heteroscedasticidade não inviabilize sua aplicação, para que os resultados dos

modelos estimados pelo GMM-Sys sejam robustos, alguns pressupostos precisam ser atendidos.

Primeiramente, a segunda defasagem do termo de erro aleatório não pode apresentar autocorrelação. Conforme Arellano e Bond (1991), o GMM-Sys exige que exista autocorrelação de primeira ordem nos resíduos, entretanto, não de segunda ordem. Com o intuito de testar esse pressuposto foi empregado no artigo o teste de Arellano/Bond, cuja hipótese nula é de inexistência de autocorrelação.

Ademais, os instrumentos do modelo devem ser válidos. Para tanto, os instrumentos devem estar correlacionados com os valores contemporâneos das variáveis de cada respectiva equação, além de serem exógenos, ou seja, não podem estar correlacionados com os erros contemporâneos. (ARELLANO; BOVER, 1995; BLUNDELL; BOND, 1998) Essas condições foram averiguadas por meio do teste de Hansen para sobreidentificação (estatística  $J$ ) e do teste de Diferença-em-Hansen para subconjuntos de instrumentos (estatística  $C$ ).

Por fim, devido às condições de momento, embora o GMM-Sys não exija a ausência de correlação entre os regressores e a heterogeneidade não observada ( $N_i$ ), o método supõe que a forma dessa correlação não se altere ao longo dos períodos ("steady state"). (ROODMAN, 2009) A validade dessa hipótese, segundo Roodman (2009), depende de que o coeficiente da primeira defasagem da variável resposta seja menor do que um (valor absoluto) ( $|B_1| < 1,0$ ).

## Resultados

Nas Tabelas 1 e 2 encontram-se os dados descritivos das variáveis do artigo. Ao considerar cada um dos respectivos anos bem como a amostra total, pode-se notar que, em média, o percentual de ações ordinárias em circulação no mercado (FREEFLOATV) é inferior ao *free float* total (FREEFLOAT) das companhias. Além disso, nos períodos de 2001, 2002, 2003, 2004 e 2005, o valor médio do *free float* votante representou menos da metade da média do *free float* total. Esses resultados indicam que, em geral, a empresas brasileiras captam recursos na BM&FBovespa sem que seus grandes acionistas percam o controle da organização, por meio da emissão de ações que não concedem direito de voto.

**Tabela 1 – Estatísticas descritivas das variáveis de interesse**

	Ano / N*	QTOBIN	VE	FREEFLOAT (%)	FREEFLOATV (%)
Média	2001 / 88	0,67	0,58	42,85	18,06
	2002 / 92	0,59	0,54	44,03	18,52
	2003 / 91	0,68	0,61	40,71	17,06
	2004 / 97	0,84	0,76	38,06	14,81
	2005 / 104	0,93	0,84	38,75	16,94
	2006 / 106	1,07	0,97	33,39	17,29
	2007 / 125	1,36	1,26	30,78	16,86
	2008 / 153	1,05	0,93	29,90	19,38
	2009 / 166	0,98	0,91	32,30	23,79
	2010 / 168	1,08	0,98	35,24	25,26

Amostra Total	Média	0,96	0,87	35,71	19,45
	Desvio padrão	0,63	0,63	22,05	19,37
	1º Quartil	0,59	0,51	18,10	3,30
	Mediana	0,82	0,73	32,10	13,85
	3º Quartil	1,16	1,08	51,40	29,50
	N*	236	236	236	236
	Obs**	1190	1190	1190	1190

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

Fonte: elaboração própria.

**Tabela 2 – Estatísticas descritivas das variáveis de controle**

Variável	Média	Mediana	Desvio padrão	N* / Obs**
VOLAT	11,21	9,90	5,58	236/1190
ROIC (%)	11,00	8,90	21,93	236/1190
LIQ	0,44	0,03	1,31	236/1190
LOGAT	14,59	14,52	1,64	236/1190

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

Fonte: elaboração própria.

Com relação às variáveis de valor de mercado, percebe-se que, em média, as empresas brasileiras são pouco valorizadas, pois o Q de Tobin (QTOBIN) e o Valor da Empresa sobre Ativo Total (VE) apresentaram valores médios menores do que 1,0 (para a amostra total). Mais especificamente, o Q de Tobin inferior a 1,0 aponta para a destruição do valor da companhia. Resultado de uma gestão incapaz em satisfazer ao custo de oportunidade do capital aplicado no negócio. (ASSAF NETO, 2010) Nessa situação, caso a firma fosse vendida pelo preço estipulado pelo mercado, o montante não seria suficiente para cobrir o valor de reposição de seus ativos.

### Free float e o valor de mercado corporativo

Dado que a forte dependência linear entre duas ou mais variáveis explicativas pode invalidar os resultados dos modelos baseados na Equação (8), inicialmente foram empregados dois testes para diagnosticar o grau de multicolinearidade entre as variáveis independentes da pesquisa: o Fator de Inflação da Variância (FIV); e o Índice Condicional (IC). Conforme Gujarati e Porter (2011), se o FIV de uma variável for maior que 10, ela pode ser caracterizada como altamente colinear. Ainda de acordo com os autores, se o IC estiver entre 10 e 30, a multicolinearidade pode ser classificada como de moderada a forte.

Primeiramente, foi testado o grau de colinearidade entre as variáveis LIQ e FREEFLOAT, em virtude de a literatura acadêmica ressaltar a possível relação existente entre o percentual de ações em circulação no mercado da empresa e a liquidez de suas ações. (WEILL, 2008; ZHANG; TIAN; WIRJANTO, 2009) Os resultados da Tabela 3 indicam que a colinearidade entre as variáveis LIQ e FREEFLOAT não é elevada e, dessa forma, sinalizam que o *free float* poderia ser uma *proxy* para a concentração de propriedade e não para a liquidez das ações. Nesse sentido, quanto maior fosse o percentual de ações em circulação no mercado, menor poderia ser a participação dos acionistas controladores na estrutura societária.

Também foi testado o grau de multicolinearidade entre todas as variáveis explicativas da Equação (8). Tanto no modelo que utilizou o *free float* como variável independente de interesse, como no que empregou o *free float* votante, não foi encontrado alto grau de multicolinearidade. Pois, os resultados das Tabelas 4 e 5, assim como os da Tabela 3, não registraram qualquer variável com FIV ou IC maior que 10.

**Tabela 3 – Testes de colinearidade entre o free float e a liquidez**

Variável	FIV	IC
LIQ	1,09	1,0000
FREEFLOAT	1,09	1,3476
Número de observações = 1190		

Fonte: elaboração própria.

**Tabela 4 – Testes de multicolinearidade para os modelos com FREEFLOAT**

Variável	FIV	IC
FREEFLOAT	1,26	1,0000
VOLAT	1,14	1,1310
ROIC	1,02	1,2023
LIQ	1,49	1,2622
LOGAT	1,52	1,2772
IGC	1,29	1,2844
D02	1,30	1,2906
D03	1,28	1,2962
D04	1,28	1,3631
D05	1,29	1,3903
D06	1,29	1,4772
D07	1,35	1,7766
D08	1,53	2,2071
D09	1,47	2,7967
Número de observações = 1190		

Fonte: elaboração própria.

Na Tabela 6 constam os resultados dos modelos dinâmicos de regressão linear múltipla, estimados pelo GMM-Sys, que explicam o valor de mercado corporativo (ora o Q de Tobin ora o Valor da Empresa sobre o Ativo Total) ao longo dos anos de 2001 a 2010. Primeiramente, as estatísticas apontaram que, nas quatro especificações testadas, 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 1%. Isso oferece indícios de um comportamento inercial do valor de mercado das companhias.

**Tabela 5 – Testes de multicolinearidade para os modelos com FREEFLOATV**

Variável	FIV	IC
FREEFLOATV	1,18	1,0000
VOLAT	1,14	1,1376
ROIC	1,02	1,2165
LIQ	1,43	1,2778
LOGAT	1,51	1,2842
IGC	1,28	1,2925
D02	1,28	1,2976
D03	1,28	1,3027
D04	1,29	1,3665
D05	1,30	1,4511
D06	1,30	1,4870
D07	1,35	1,7154
D08	1,52	2,1345
D09	1,46	2,8256
Número de observações = 1190		

Fonte: elaboração própria.

Quanto às variáveis independentes de interesse, tanto FREEFLOAT como FREEFLOATV registraram coeficientes positivos. Entretanto, o *free float* total não foi significativo nos dois modelos testados. Já o percentual de ações com direito a voto em circulação no mercado foi significativa a 5% e a 1% nas especificações que fizeram uso, respectivamente, do QTOBIN e do VE. Mais especificamente, *ceteris paribus*, o acréscimo de 10% no FREEFLOATV resultou, em média, no aumento de 4,28% ( $((10 \times 0,0041126) / 0,96) \times 100\%$ ) do Q de Tobin e de 6,18% ( $((10 \times 0,0053792) / 0,87) \times 100\%$ ) do Valor da Empresa sobre o Ativo Total.

Esses dados sugerem que o incremento do *free float* votante poderia repercutir na diminuição do acúmulo de ações ordinárias pelos controladores. Esta redução, em virtude da elevada concentração na estrutura societária das empresas brasileiras, poderia minimizar os custos de agência associados ao efeito-entrancheamento e, dessa forma, aumentaria o valor de mercado das organizações. Portanto, o *free float* votante representaria uma *proxy* para a concentração do controle e esses resultados podem ser comparados com os de outros estudos sobre governança corporativa.

Claessens e outros autores (2002), ao testarem modelos de regressão múltipla em uma amostra com 1.301 corporações de 8 países do leste da Ásia, já tinham captado o impacto negativo do aumento da concentração de votos do acionista controlador sobre o Q de Tobin. Okimura, Silveira e Rocha (2007), ao empregarem os métodos de Mínimos Quadrados Ordinários, Efeitos Fixos e Efeitos Aleatórios em um painel composto por 194 firmas brasileiras, em linhas gerais, observaram que participação dos controladores nas ações ordinárias influenciou, de forma quadrática, o valor de mercado das companhias ao longo de 1998 a 2002.

As conclusões de Okimura, Silveira e Rocha (2007), similares às de García-Meca e Sánchez-Ballesta (2011) sobre o modelo de governança espanhol, apontaram para a possível existência de um ponto ótimo de concentração no capital de controle das empresas, como já preconizado por Stulz (1988). Assim, no Brasil, o elevado acúmulo de ações com direito a voto dos grandes acionistas, provavelmente acima do possível nível ótimo de participação dos controladores na estrutura societária, impactaria negativamente sobre o valor de mercado corporativo. Ao passo que o aumento no *free float* votante, pelo menos na percepção do mercado, poderia sinalizar para a redução dessa concentração no controle, o que incrementaria o valor das organizações.

Entre as variáveis de controle empregadas, o retorno sobre o capital investido merece destaque, uma vez que afetou positivamente o valor de mercado das corporações, a 1% de significância em todas as especificações. Considerando o modelo em que essa variável apresentou o seu maior coeficiente, *ceteris paribus*, o aumento de 10% no ROIC elevou, em média, 11,97% ( $((10 \times 0,0104174) / 0,87) \times 100\%$ ) o Valor da Empresa sobre o Ativo Total. Esses resultados sustentam a hipótese de que os investidores, em geral, consideram o desempenho contábil ao enfrentarem o *trade-off* entre vender, comprar ou manter suas ações, priorizando em sua carteira papéis de companhias que registraram, relativamente às demais, lucros contábeis mais satisfatórios.

A validade dos resultados expostos depende da adequação dos modelos aos pressupostos do GMM-Sys. Como exigido por Arellano e Bond (1991), 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 as quatro equações.

Ademais, os p-valores dos testes de Hansen para sobreidentificação (estatística *J*) não rejeitaram a hipótese nula de validade dos instrumentos em todas as especificações, tanto para os níveis de significância convencionais (1%, 5% e 10%) como para o de 25%, indicado por Roodman (2009). O teste de Diferença-em-Hansen para subgrupos de instrumentos (estatística *C*) também não rejeitou em todos os modelos, a hipótese nula de que os instrumentos de cada subconjunto são exógenos até para o nível de significância de 25%.

No que tange aos coeficientes da primeira defasagem da variável dependente, estes foram menores do que 1 em todas as especificações, não rejeitando a hipótese de que a correlação entre os regressores e a heterogeneidade não observada ( $N_i$ ) não se alterou entre os períodos ("steady state"), como adotado pelo GMM-Sys. (ROODMAN, 2009) Por fim, a proliferação de instrumentos foi controlada pelo comando *laglimits* (4 5) da ferramenta *xtabond2*, haja vista que a quantidade de instrumentos utilizados (127) foi significativamente menor do que o número de observações (861), o que garante a robustez dos resultados. (ROODMAN, 2006, 2009)

**Tabela 6 – Relação entre o *free float* e o valor de mercado corporativo**

	Coef. (t/p-valor)	Coef. (t/p-valor)	Coef. (t/p-valor)	Coef. (t/p-valor)
Variável	QTOBIN	VE	QTOBIN	VE
L.QTOBIN	0,6686217* (5,11/0,000)		0,7042941* (6,24/0,000)	
L.VE		0,6571582* (5,63/0,000)		0,6715861* (6,75/0,000)
FREEFLOATV	0,0041126** (2,15/0,033)	0,0053792* (2,94/0,004)		
FREEFLOAT			0,0015365 (0,79/0,432)	0,0022145 (1,07/0,286)
VOLAT	-0,009438 (-1,15/0,250)	-0,0089619 (-1,21/0,229)	-0,0111562 (-1,19/0,234)	-0,0072273 (-0,99/0,324)
ROIC	0,0082254* (2,59/0,010)	0,0099903* (2,88/0,004)	0,0085458* (2,64/0,009)	0,0104174* (3,10/0,002)
LIQ	-0,0197588 (-1,21/0,226)	-0,0233072 (-1,29/0,199)	-0,0286115*** (-1,69/0,093)	-0,0247436 (-1,37/0,171)
LOGAT	0,0375484 (1,19/0,235)	0,0435219 (1,21/0,227)	0,0502944 (1,57/0,117)	0,0516499 (1,40/0,163)
IGC	-0,0694121 (-0,61/0,542)	-0,0525355 (-0,53/0,596)	-0,0381399 (-0,33/0,740)	-0,0163453 (-0,15/0,878)

Free Float e valor de mercado corporativo: um estudo do período de 2001 a 2010

D02	-0,2243283* (-3,98/0,000)	-0,1604313* (-2,63/0,009)	-0,2426699* (-4,62/0,000)	-0,1978605* (-3,36/0,001)
D03	-0,0917017 (-1,60/0,111)	-0,0491489 (-0,85/0,398)	-0,1076523** (-2,08/0,039)	-0,0853937 (-1,62/0,106)
D04	-0,0268848 (-0,47/0,636)	-0,003506 (-0,06/0,952)	-0,0466194 (-0,80/0,427)	-0,0409616 (-0,80/0,422)
D05	-0,0508727 (-1,03/0,302)	-0,0099314 (-0,21/0,835)	-0,0822311 (-1,62/0,106)	-0,0499207 (-1,05/0,296)
D06	-0,0256508 (-0,45/0,655)	0,0367477 (0,69/0,488)	-0,053609 (-1,04/0,301)	0,0027323 (0,05/0,960)
D07	0,2347348* (4,11/0,000)	0,2689017* (4,81/0,000)	0,2069992* (3,67/0,000)	0,2424983* (4,25/0,000)
D08	-0,248183* (-2,61/0,010)	-0,2381764* (-2,92/0,004)	-0,2845751* (-3,48/0,001)	-0,2944444* (-4,02/0,000)
D09	-0,0966725** (-2,14/0,033)	-0,0012862 (-0,03/0,976)	-0,1094235** (-2,27/0,024)	-0,0181227 (-0,43/0,664)
Cons.	-0,185117 (-0,35/0,727)	-0,3887659 (-0,69/0,492)	-0,3533408 (-0,73/0,463)	-0,5073329 (-0,87/0,385)
Teste de Arellano/Bond para autocorrelação:				
1ª Ordem/ AR(1) (p-valor)	0,003	0,002	0,001	0,002
2ª Ordem/ AR(2) (p-valor)	0,825	0,664	0,817	0,629
Teste de Hansen J para sobreidentificação (p-valor)	0,852	0,780	0,826	0,825
Testes de Diferença-em-Hansen:				
Instrumentos em diferenças (excluindo os instrumentos do GMM-Sys) (p-valor)	0,494	0,374	0,470	0,678
Instrumentos do GMM-Sys (p-valor)	0,967	0,966	0,958	0,808
Instrumentos do GMM-Sys (excluindo os instrumentos padronizados "IV") (p-valor)	0,758	0,680	0,725	0,811
Instrumentos padronizados "IV" (p-valor)	0,940	0,902	0,935	0,560

Prob > F	0,000	0,000	0,000	0,000
R <sup>2</sup>	0,7515	0,7334	0,7539	0,742
Número de instrumentos	127	127	127	127
Número de observações	861	861	861	861
Número de empresas	236	236	236	236

As variáveis D01 e D10 foram excluídas pelo Stata 11 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%).

Fonte: elaboração própria.

## Conclusão

A relevância do conflito de agência entre acionistas controladores e minoritários, bem como a falta de anuência no meio acadêmico a respeito do impacto da estrutura societária sobre o desempenho corporativo, motivaram a elaboração do presente artigo. Este teve com principal objetivo investigar se o *free float* impactou sobre o valor de mercado das companhias brasileiras de capital aberto, ao longo dos anos de 2001 a 2010. Em função 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), com o intuito de mitigar a omissão de variáveis, o efeito *feedback* e a causalidade reversa.

As estatísticas preliminares da pesquisa, tanto para o Fator de Inflação da Variância (FIV) como para o Índice Condicional (IC), não indicaram que há elevada colinearidade entre o percentual de ações em circulação no mercado da organização e a liquidez de suas ações. Dessa forma, pode-se sugerir que o *free float* seja uma *proxy* para a difusão acionária ou, mais especificamente, para a concentração de propriedade e controle, dada às características do modelo brasileiro de governança corporativa.

Quanto aos modelos dinâmicos de regressão, o *free float* total não foi significativo nas duas especificações em que foi utilizado. Entretanto, o percentual de ações com direito a voto em circulação no mercado apresentou uma relação positiva e significativa, a pelo menos 5%, com o valor de mercado corporativo. Assim, com base nos resultados desse artigo, nas hipóteses dos efeitos incentivo e entrenchamento, bem como nas conclusões dos trabalhos de Claessens e outros autores (2002), Okimura, Silveira e Rocha (2007) e García-Meca e Sánchez-Ballesta (2011), pode-se supor que a concentração na estrutura de controle das empresas brasileiras, em média, esteja acima do possível ponto ótimo de participação dos acionistas controladores. Destarte, o incremento do *free float* votante poderia repercutir na diminuição dessa concentração no capital de controle, o que sinalizaria para os investidores a minimização dos custos de agência ligados ao efeito-entrenchamento e, por conseguinte, aumentaria o valor de mercado das firmas.

Embora não tenha sido o foco do artigo, suas principais limitações vinculam-se a não inclusão de variáveis referentes à participação acionária direta e indireta dos controladores e dos administradores (diretores e conselheiros) das corporações. Trabalhos futuros poderiam testar modelos com equações estruturais.



## Referências

- ANDRADE, A.; ROSSETTI, J. P. *Governança corporativa: fundamentos, desenvolvimento e tendências*. 2 ed. São Paulo: Atlas, 2006. 584p.
- 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, n. 2, p. 277-297, 1991.
- ARELLANO, M.; BOVER, O. Another look at the instrumental variables estimation of error-components models. *Journal of Econometrics*, v. 68, n. 1, p. 29-51, 1995.
- ASSAF NETO, A. *Finanças corporativas e valor*. 5 ed. São Paulo: Atlas, 2010. 726p.
- BARROS, L. A. B. C. et al. Endogeneity in Corporate Finance Empirical Research. In: *Social Science Research Network*. 2009. Disponível em: <[http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\\_id=1593187](http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1593187)>. Acesso em: 9 set. 2011
- BERLE, A.; MEANS, G. *The Modern Corporation and Private Property*. New York: Macmillan, 1932. 380p.
- BLUNDELL, R.; BOND, S. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, v. 87, n. 1, p. 115-143, nov. 1998.
- BM&FBOVESPA (Bolsa de Valores, Mercadorias e Futuros de São Paulo). *Segmentos de listagem*. Disponível em: <[http://www.bmfbovespa.com.br/empresas/pages/empresas\\_segmentos-de-listagem.asp](http://www.bmfbovespa.com.br/empresas/pages/empresas_segmentos-de-listagem.asp)>. Acesso em: 20 jul. 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.
- BRASIL. Lei nº. 10.303, de 31 de outubro de 2001. Altera e acrescenta dispositivos na Lei nº 6.404, de 15 de dezembro de 1976, que dispõe sobre as Sociedades por Ações, e na Lei nº 6.385, de 7 de dezembro de 1976, que dispõe sobre o mercado de valores mobiliários e cria a Comissão de Valores Mobiliários. Disponível em: <[http://www.planalto.gov.br/ccivil\\_03/Leis/LEIS\\_2001/L10303.htm](http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/Leis/LEIS_2001/L10303.htm)>. Acesso em: 9 mar. 2011.
- CHAN, K.; CHAN, Y.; FONG, W. Free float and market liquidity: a study of Hong Kong government intervention. *Journal of Financial Research*, v. 27, n. 2, p. 179-197, 2004.
- CHUNG, K.; PRUITT, S. A simple approximation of Tobin's Q. *Financial Management*, v. 23, n. 3, 70-74, 1994.
- CLAESSENS, S. et al. Disentangling the incentive and entrenchment effects of large shareholdings. *The Journal of Finance*, v. 57, n. 6, p. 2741-2771, Dec. 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, n. 1-2, 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.
- DENIS, D. K.; McCONNELL, J. J. International corporate governance. In: *ECGI Finance*, 2003. (Working Paper nº. 05/2003). Disponível em: <[http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\\_id=320121](http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=320121)>. Acesso em: 12 jul. 2011.

- ECONOMÁTICA. *Banco de dados*. 2011. Disponível em: <<http://www.economica.com/>>. Acesso em: 15 jun. 2011.
- FAHLENBRACH, R.; STULZ, R. M. Managerial ownership dynamics and firm value. *Journal of Financial Economics*, v. 92, n. 3, p. 342-361, Jun. 2009.
- FAMA, E. F.; MACBETH, J. D. Risk, return, and equilibrium: Empirical tests. *Journal of Political Economy*, v. 81, n. 3, p. 607-636, 1973.
- 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.
- GINGLINGER, E.; HAMON, J. *Ownership, control and market liquidity*. Paris: Finance International Meeting Paper, 2007. Disponível em: <[http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\\_id=1071624](http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1071624)>. Acesso: 29 jul. 2011
- GORGA, E. *Changing the paradigm of stock ownership from concentrated towards dispersed ownership? Evidence from Brazil and consequences for emerging countries*. New York: Cornell Law Faculty Publications, 2008. (Paper n°. 42). Disponível em: <[http://scholarship.law.cornell.edu/clisops\\_papers/42](http://scholarship.law.cornell.edu/clisops_papers/42)>. Acesso em: 20 mar. 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, n. 5, p. 688-705, 2008.
- GUJARATI, D. N.; PORTER, D. C. *Econometria básica*. 5 ed. Porto Alegre: AMGH, 2011. 924p.
- 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, n. 3, p. 353-384, Sept. 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.
- 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, Apr. 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.
- 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.
- OKIMURA, R. T.; SILVEIRA, A. D.; ROCHA, K. C. 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. In: *Center for Global Development Working Paper n. 103*. 2006. Disponível em: <[http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\\_id=982943](http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=982943)>. Acesso em: 26 jun. 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.
- RUBIN, A. Ownership level, ownership concentration and liquidity. *Journal of Financial Markets*, v. 10, n. 3, p. 219-248, 2007.
- SAMAHA, K. et al.. Propensity and comprehensiveness of corporate internet reporting in Egypt: Do board composition and ownership structure matter?

*International Journal of Accounting and Information Management*, v. 20, n. 2, p. 142-170, 2012.

SILVEIRA, A. D. M. *Governança corporativa e estrutura de propriedade: determinantes e relação com o desempenho das empresas no Brasil*. 2004. 250f. Tese (Doutorado em Administração) – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo, São Paulo, 2004.

SILVEIRA, A. D. M. *Governança corporativa no Brasil e no mundo: teoria e prática*. Rio de Janeiro: Elsevier, 2010. 397p.

SILVEIRA, A. D. M. et al. Efeito dos acionistas controladores no valor das companhias abertas brasileiras. *Revista de Administração da Universidade de São Paulo - RAUSP*, v. 39, n. 4, p. 362-372, 2004.

STATA®. *Data analysis and statistical software version 11*. 2011. Disponível em: <<http://www.stata.com/>>. Acesso em: 12 nov. 2011.

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.

STULZ, R. M. Globalization, corporate finance and cost of capital. *Journal of Applied Corporate Finance*, v. 12, n. 3, p. 8-25, 1999.

WANG, F.; XU, Y. What Determines Chinese Stock Returns? *Financial Analysts Journal*, v. 60, n. 6, p. 65-77, 2004.

WEILL, P. O. Liquidity premia in dynamic bargaining markets. *Journal of Economic Theory*, v. 140, n. 1, p. 66-96, 2008.

WINDMEIJER, F. A finite sample correction for the variance of linear efficient two-step GMM estimators. *Journal of Econometrics*, v. 126, n. 1, p. 25-51, 2005.

WINTOKI, M. B.; LINCK, J. S.; NETTER, J. M. *Endogeneity and the dynamics of corporate governance*. 2008. Disponível em: <[http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\\_id=970986](http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=970986)>. Acesso em: 10 set. 2011.

ZHANG, F.; TIAN, Y.; WIRJANTO, T. S. Empirical tests of the float-adjusted model. *Finance Research Letters*, v. 6, n. 4, p. 219-229, Dec. 2009.

**Submissão: 23/4/2012**

**Aprovação: 9/9/2012**