

PARTICIPAÇÃO ACIONÁRIA DA ADMINISTRAÇÃO E VALORAÇÃO NO MERCADO: UMA ANÁLISE EMPÍRICA

RESUMO

Investigamos a relação entre a participação acionária dos administradores e a valoração da empresa no mercado, medida pelo Q de Tobin. Em um corte longitudinal de 371 empresas da Fortune 500 em 1980, encontramos evidências de uma relação não-monotônica significativa. O Q de Tobin aumenta, depois diminui e, finalmente, apresenta novo e leve aumento à medida que cresce a participação dos membros do conselho no capital. Para empresas mais antigas, há evidências de que o Q é menor quando a empresa é administrada por um membro da família fundadora do que quando administrada por um executivo sem parentesco com o fundador.

Randall Morck

Alberta

Andrei Shleifer

Harvard

Robert W. Vishny

Chicago-GSB

ABSTRACT We investigate the relationship between management ownership and market valuation of the firm, as measured by Tobin's Q . In a 1980 cross-section of 371 Fortune 500 firms, we find evidence of a significant nonmonotonic relationship. Tobin's Q first increases, then declines, and finally rises slightly as ownership by the board of directors rises. For older firms, there is evidence that Q is lower when the firm is run by a member of the founding family than when it is run by an officer unrelated to the founder.

PALAVRAS-CHAVE Participação acionária, valoração, conselho, governança corporativa, teoria da agência.

KEYWORDS Management ownership, market valuation, board of directors, corporate governance, agency theory.

INTRODUÇÃO

Muitas grandes empresas americanas não são administradas por seus proprietários. Como observam Berle e Means (1932), quando os administradores detêm pequena participação no capital da empresa e os acionistas estão por demais dispersos para exigir maximização do valor, os ativos da firma podem ser usados para beneficiar os administradores em lugar dos acionistas. Tais vantagens para a administração podem incluir evasão a responsabilidades ou tomada de benefícios privados, mas também abrangem a consecução de objetivos não maximizadores de valor, como aumento das vendas, construção de impérios e bem-estar dos empregados. Segundo Jensen e Meckling (1976), os custos do desvio em relação à maximização de valor declinam com o aumento da participação dos administradores. À medida que aumentam sua parcela no capital, os administradores arcam com uma parte maior desses custos e apresentam menor tendência a desperdiçar a riqueza da empresa. Segundo esta hipótese da convergência de interesses, o valor de mercado aumenta com a participação dos administradores.

Mais recentemente, Demsetz (1983), Fama e Jensen (1983) apontaram custos que contrabalançam uma participação significativa da administração. Esses autores reconheceram que, quando um administrador detém apenas uma participação pequena, a disciplina do mercado (ex.: o mercado de trabalho executivo, em FAMA, 1980; o mercado de produtos, como em HART, 1983; e o mercado pelo controle da firma, em JENSEN, RUBACK, 1983) ainda pode forçá-lo em direção à maximização de valor. Por outro lado, um administrador que controle uma fração substancial do capital social da empresa pode gozar de votos ou influência suficientes para garantir seu emprego com um salário atraente. De fato, Weston (1979) relata que empresa alguma em que *insiders* detenham participação superior a 30% jamais foi adquirida mediante tomada hostil. Com o controle prático, o administrador pode ceder à sua preferência por um comportamento não maximizador de valor, ainda que em menor medida do que se gozasse de controle de fato, mas não fizesse jus aos fluxos de caixa da empresa.¹ Esta hipótese do entrincheiramento prevê que os ativos corporativos possam ser menos valiosos quando geridos por um indivíduo que esteja livre de freios e contrapesos frente ao poder que exerce.

Se a hipótese da convergência de interesses prevê que maiores participações estejam associadas a maior valoração da empresa no mercado, as previsões da hipótese do

entrincheiramento são bem menos claras. O problema é que o entrincheiramento não é apenas consequência do poder de voto. Alguns administradores, por força da duração de seu emprego, de seu *status* de fundadores ou mesmo de sua personalidade, podem ficar entrincheirados mesmo com participações relativamente pequenas. Outros administradores de empresas em que haja um grande acionista externo ou um grupo ativo de membros externos do conselho podem estar fracamente presos a seus empregos, ainda que gozem de maior participação. Mesmo que acreditemos que, em média, uma participação maior permita entrincheiramento mais sólido, os retornos decrescentes podem se manifestar bem antes que seja atingida uma participação de 50%. Aumentos maiores da participação não ocasionariam, então, uma penalidade em termos de valoração no mercado.

Os argumentos teóricos por si só não são capazes de prever sem ambigüidades a relação entre a participação da administração e a valoração dos ativos da empresa no mercado. Enquanto a hipótese dos interesses convergentes sugere uma relação uniformemente positiva, a hipótese do entrincheiramento sugere que a valoração no mercado pode ser negativamente afetada dentro de determinada faixa de participações. Neste artigo, estudamos a relação entre a participação da administração e o *Q* de Tobin – nossa *proxy* para a valoração dos ativos da empresa no mercado. Como a teoria oferece relativamente pouca orientação de como deveria ser essa relação, nosso estudo representa tanto uma análise descritiva de dados quanto um teste formal de hipótese.

Na segunda seção, trataremos da relação entre o *Q* de Tobin e as participações acionárias dos membros do conselho. Para captar a possível presença dos efeitos tanto de convergência quanto de entrincheiramento, estimamos uma série de regressões lineares segmentadas (*piecewise*). Os resultados parecem sugerir uma relação positiva entre a participação e o *Q* na faixa de 0% a 5% de participação, uma relação negativa e menos pronunciada na faixa entre 5% e 25% e, talvez, uma segunda relação positiva para além de 25%. Uma interpretação desses resultados é que as condições necessárias para o entrincheiramento (poder de voto, controle do conselho de administração, *status* de fundador, etc.) estejam significativamente correlacionadas com maior participação dos administradores para além de 5%, mas que essas condições não sejam muito diferentes entre as empresas com participação dos membros do conselho superior a 25% e aquelas com 20% e 25% de participação. O efeito de interesses convergentes, pelo contrário, opera ao longo de todo o espectro de participações.

Em um estudo correlato, Demsetz e Lehn (1985) estimaram uma relação linear simples entre a lucratividade e a participação de grandes acionistas (em vez de participação apenas dos administradores), sem encontrar qualquer relação. Para fins de comparação com o estudo referido, estimamos nossas especificações não-lineares usando a lucratividade, além do Q de Tobin. Os resultados confirmam a conclusão de que é indevido impor aos dados uma estrutura linear simples.

A terceira seção lança um olhar mais desagregado sobre a relação entre a participação da administração e a valoração dos ativos da empresa no mercado. Primeiro, avaliamos separadamente o efeito sobre o Q da participação dos principais executivos e outros membros do conselho. Isso é feito, em parte, para atender ao frequente argumento de que os membros não-executivos do conselho são marionetes dos principais executivos. O padrão dos coeficientes, tanto dos principais executivos quanto dos conselheiros externos, são semelhantes aos do conselho como um todo, sugerindo que tanto os executivos quanto os membros externos que detenham capital social talvez reajam a incentivos financeiros e possam se entrincheirar.

Na mesma seção, avaliamos o impacto sobre o Q de Tobin da presença de um membro da família fundadora como um dos dois principais executivos, uma vez que estamos interessados na possibilidade de que uma equipe de administração possa se entrincheirar por motivos diferentes de seu controle sobre o poder de voto. Os resultados sugerem, com efeito, que a presença da família fundadora afeta adversamente o Q de Tobin em empresas mais antigas, onde o talento empreendedor do fundador pode ter valor menor.

E por fim, apresentamos um resumo de nossas conclusões.

PARTICIPAÇÃO ACIONÁRIA DO CONSELHO E VALORAÇÃO NO MERCADO

Avaliamos a relação entre a participação acionária do conselho e a valoração dos ativos da empresa no mercado para uma amostra de grandes empresas industriais. Para tanto, usamos uma listagem de 1980 dos nomes e participações de grandes acionistas de 456 empresas da *Fortune 500*, fornecida pela Corporate Data Exchange (CDE). A CDE identifica os acionistas membros de conselhos de administração, com exceção daqueles cuja participação seja inferior a 0,2%. Embora isto signifique não relatar, em grandes empresas, posições que valem milhões de dó-

lares, os dados da CDE ainda são úteis para o exame de questões ligadas ao controle, para o qual a participação percentual é mais importante do que o valor monetário da participação.

Para medir o desempenho, usamos principalmente o Q de Tobin médio, igual à razão entre o valor de mercado da empresa e o custo de reposição de seus ativos físicos. O Q de Tobin é alto quando a empresa apresenta, além de capital físico, ativos intangíveis substanciais como poder de monopólio (LINDENBERG, ROSS, 1981), *goodwill*, patente ou bons administradores. Embora o Q seja, certamente, um sinal ruidoso do desempenho da administração, acreditamos ser adequado aos nossos fins. Como estamos interessados nos efeitos previsíveis da estrutura do quadro social da empresa sobre seu valor, parece natural tratar da relação longitudinal entre participação e valor. Uma abordagem alternativa poderia ser estudar eventos que representem grandes alterações imprevistas da estrutura de participação, para os quais não haja notícias simultâneas que contaminem o experimento. Mas grandes alterações dos quadros sociais são bastante raras, a não ser quando acompanhadas de disputas pelo controle, caso em que há, evidentemente, muito mais em jogo. Por isso, acreditamos ser justificada numa análise longitudinal a concentração de medidas como o Q (e, mais adiante, a lucratividade).

Nossa medida de Q foi obtida do arquivo-mestre Griliches R&D (CUMMINS, HALL, LADERMAN, 1982) para 1980. O numerador de Q é o valor de mercado da empresa, definido como a soma do valor efetivo de mercado das ações ordinárias e dos valores estimados de mercado das ações preferenciais e da dívida.² O denominador de Q é o custo de reposição das instalações e estoques da empresa, A , também extraído do arquivo-mestre R&D. Em 85 empresas não há valores de Q disponíveis para, principalmente por causa da dificuldade de obtenção do valor da dívida de longo prazo e, em alguns casos, do custo de reposição A . Embora não possamos ter certeza de que esta seleção da amostra não traga viés para os resultados, as empresas omitidas não parecem diferir das incluídas sob qualquer aspecto observável.³ Nossa amostra final consiste em 371 empresas.

Nesta amostra, a participação média combinada de todos os membros do conselho (BOARD) é de 10,6%. Mas a participação mediana é de apenas 3,4%, sugerindo que a distribuição é assimétrica. De fato, em 103 empresas (28% da amostra), a participação total do conselho não representava mais do que 1% do valor das ações em negociação e, em 46 delas (12% da amostra), membro algum do conselho detinha mais que 0,2% da empresa. Ainda

assim, em 31% de nossa amostra, o conselho detinha mais de 10% da empresa e, em 20% dos casos, era proprietário de mais de 20% da empresa. Esses números condizem com as conclusões de Lewellyn (1971), Demsetz e Lehn (1985), que também documentam a prevalência de participação significativa dos administradores nos Estados Unidos. Os resultados também corroboram a hipótese de Fama e Jensen (1983) de que empresas cujos administradores detenham participação superior a 50% do capital social (e portanto gozem de controle completo) devem ter dificuldades para sobreviver como organizações. Com efeito, nossa amostra conta com apenas 14 empresas nessas condições.⁴

A Tabela 1 apresenta o *Q* médio para diferentes níveis de participação percentual do conselho (o *Q* médio da amostra é de 0,85, com desvio-padrão de 0,67). Analisando os dados brutos agrupados, é difícil discernir um padrão claro, em parte porque o número de observações em algumas células é bastante baixo. Além disso, os *outliers* afetam fortemente o *Q* médio em algumas células. Mais especificamente, a célula de 35-40% de participação in-

clui a Hewlett-Packard, com *Q* = 3,21, e a Searle, com *Q* = 1,72, levando o *Q* médio da célula em que se encontram a 1,06. No mesmo sentido, a Dow-Jones, com *Q* = 2,58, explica por si só o *Q* médio de 1,46 da célula de 60-65%. Embora a Tabela 1 sugira que a relação entre propriedade e *Q* possa ser não-linear, ela também enfatiza a necessidade de controlar algumas fontes de heterogeneidade entre empresas, em especial seu setor de atividade.

Para obter resultados interpretáveis, limitamo-nos a especificações altamente parametrizadas. Mais especificamente, estimamos regressões lineares segmentadas permitindo duas variações do coeficiente de inclinação para a participação do conselho. Em esboços anteriores deste artigo, usamos variáveis *dummy* para estimar médias condicionais do *Q* de Tobin em diversas células de participação do conselho. Os resultados com especificações lineares segmentadas são mais sólidos, sugerindo que os dados preferem as parametrizações específicas que usamos desta feita. Para garantir a robustez de nossos resultados, contudo, estimamos uma ampla gama de especificações, permitindo que as in-

Tabela 1 – Valores médios do *Q* de Tobin para 371 empresas da *Fortune 500* em 1980, agrupadas por nível de participação acionária do conselho de administração

PARTICIPAÇÃO DO CONSELHO	NÚMERO DE EMPRESAS	<i>Q</i> DE TOBIN MÉDIO	ERRO-PADRÃO DO <i>Q</i> MÉDIO
Desprezível ^a	46	0,710	0,0566
0-5%	171	0,879	0,0601
5-10%	38	0,997	0,0948
10-15%	27	0,888	0,129
15-20%	15	0,990	0,205
20-25%	22	0,756	0,0804
25-30%	9	0,588	0,0895
30-35%	6	0,658	0,0990
35-40%	11	1,06	0,243
40-45%	6	0,778	0,243
45-50%	6	0,538	0,0991
50-55%	4	0,440	0,0837
55-60%	3	0,428	0,162
60-65%	3	1,46	0,568
65-70%	1	0,283	—
70-75%	2	0,489	0,198
75-80%	1	0,937	—

a Participação desprezível do conselho significa que membro algum do conselho de administração detém mais do que 0,2% das ações ordinárias da empresa.

clinações mudassem em diferentes pontos. Repetindo, o objetivo principal do estudo é encontrar um modo relativamente parcimonioso de descrever os padrões existentes nos dados.

Usamos as seguintes variáveis para estimar e relatar nossas regressões lineares em segmentos:

- BRD.0a5 = participação do conselho se participação do conselho $< 0,05$,
 = $0,05$ se participação do conselho $\geq 0,05$;
- BRD.5a25 = 0 se participação do conselho $< 0,05$,
 = participação do conselho menos $0,05$ se $0,05 \leq$ participação do conselho $< 0,25$,
 = $0,20$, se participação do conselho $\geq 0,25$;
- BRD.MAIOR25 = 0 se participação do conselho $< 0,25$,
 = participação do conselho menos $0,25$ se participação do conselho $\geq 0,25$.

Por exemplo, quando a participação do conselho é igual a $0,27$, temos $BRD.0a5 = 0,05$, $BRD.5a25 = 0,20$ e $BRD.MAIOR25 = 0,2$. Para regressões que usem diferentes pontos de inflexão, definimos as variáveis de forma análoga. As regressões lineares segmentadas que estimamos são lineares, com as variáveis acima como regressores.

O ponto de partida da análise é a regressão linear segmentada do Q de Tobin em relação à participação acionária, permitindo que as inclinações se alterem a 5% e a 25% . A justificativa teórica para esses valores específicos não é muito forte. O nível de participação de 5% é usado, por exemplo, por Herman (1981) como participação focal a partir da qual a propriedade deixa de ser desprezível e pela SEC como ponto de divulgação pública obrigatória da participação. O ponto de inflexão a 25% é motivado, em parte, por Weston (1979), que sugere a faixa de 20% a 30% como aquela a partir da qual uma tentativa hostil de aquisição não pode ser bem-sucedida. Como esta especificação não emprega regras rígidas, relatamos mais adiante os resultados de diversas outras. Concentramos-nos nesta especificação porque, na família de regressões lineares segmentadas com dois pontos de inflexão que estimamos, é a que apresenta menor soma dos quadrados dos erros.

Para lidar com a possibilidade de que diversos fatores possam, conjuntamente, afetar a participação do conselho e o Q e, com isso, induzir uma correlação espúria entre eles, controlamos para outras variáveis. Nosso primeiro conjunto de controles refere-se a medidas observáveis de

ativos intangíveis que afetam Q . São eles⁵ (divididos por A para torná-los compatíveis com Q):

- RD / A = Dispendios em P&D, 1980 (Compustat),
 ADV / A = Dispendios com propaganda, 1980 (Compustat).⁶

Além dos ativos observados, consideramos diversas variáveis que poderiam estar correlacionadas tanto com ativos intangíveis quanto com a participação do conselho:

- D / A = razão entre o valor de mercado calculado da dívida da empresa e A . Esta variável pode captar parcialmente o valor dos benefícios fiscais da empresa. Alternativamente, segundo a teoria da ordem de prioridade, a dívida correlaciona-se negativamente com a lucratividade da empresa e, portanto, com Q . Os administradores de empresas mais alavancadas poderiam, em média, deter uma fração maior do patrimônio líquido para um mesmo Q .
- A = custo de reposição dos ativos. A mede o tamanho e os ativos intangíveis não observáveis de uma empresa poderiam estar correlacionados com o seu porte. Além disso, é difícil deter uma participação grande em uma empresa maior, o que levanta a possibilidade de que uma grande participação do conselho sirva como proxy para um pequeno porte da empresa.
- SIC3(I) = dummies para o código SIC de três dígitos, usadas para controlar possíveis relações espúrias entre a participação e o Q que operem por meio de efeitos-setor (DEMSETZ, LEHN, 1985). Como cada setor tem seu próprio intercepto, não se incluem nas regressões interceptos em comum.

Os coeficientes estimados e seus erros-padrão consistentes com a heterocedasticidade constam na segunda coluna da Tabela 2 e são apresentados em forma gráfica na Figura 1 (para fins de comparação, a primeira coluna apresenta a regressão sem variáveis de controle). Para cada 1% de aumento da participação entre 0% e 5% , Q aumenta em média $0,062$ ($t = 3,02$), de modo que o Q de empresas com 5% de participação supera em mais de $0,3$ o das empresas com participação desprezível. Para cada 1% de aumento da participação entre 5% e 25% , o Q diminui $0,016$ ($t = -2,51$). Isto sugere que o Q das empresas com participação de 25% equivale aproximadamente ao das empresas com participação desprezível. Com o aumento da

participação para além de 25%, detectamos um aumento de Q , mas a uma taxa menor de 0,008 para cada 1% de aumento da participação ($t = 1,96$). A sensibilidade medida de Q à participação nesses níveis mais elevados é apenas um oitavo da que ocorre em níveis mais baixos de propriedade. Mantendo-se em igualdade as demais condições, os Q s das empresas com participação de 5% e de 65% são aproximadamente iguais.

Embora cada uma das variáveis de participação do conselho, por si só, tenha significância na regressão acima, é interessante medir a importância conjunta dessas variáveis. A estatística F da hipótese conjunta de que os três coeficientes de participação do conselho sejam zero

é de $F(3,285) = 3,77$, enquanto os valores críticos de 5% e 1% são, respectivamente, de cerca de 2,64 e 3,86. Isso dá respaldo à importância conjunta das variáveis de participação.

Antes de examinar a robustez desses resultados mediante especificações alternativas, sugerimos um modo de interpretá-los que condiz com os efeitos tanto de interesses convergentes quanto de entrenchamento. A elevação inicial de Q com o aumento da participação pode refletir incentivos maiores por parte dos gestores para maximizar o valor à medida que suas parcelas aumentam. Para aumentos além do nível de 5%, no entanto, aumentos na participação dos gestores podem estar associados a con-

Tabela 2 - Regressão linear segmentada por mínimos quadrados ordinários do Q de Tobin e da lucratividade de 1980 em relação à participação do conselho e outras características da empresa, para 371 empresas da *Fortune 500*^a

	VARIÁVEL DEPENDENTE			
	Q DE TOBIN	Q DE TOBIN	LUCRATIVIDADE ^b	LUCRATIVIDADE
Pesquisa e desenvolvimento por dólar em ativos	—	8,40 ^f (2,23)	—	0,263 ^e (0,115)
Despesas publicitárias por dólar em ativos	—	0,176 (0,816)	—	- 0,0264 (0,0759)
Dívida de longo prazo por dólar em ativos	—	- 0,800 ^e (0,365)	—	- 0,0664 ^e (0,0298)
Custo de reposição (valor em dólares do ativo)	—	- 0,0000022 (0,0000038)	—	0,0000004 (0,00000033)
BRD.0a5 ^c	5,74 ^e (2,41)	6,17 ^f (2,04)	0,298 ^e (0,131)	0,328 ^e (0,153)
BRD.5a25 ^c	- 1,40 ^d (0,727)	- 1,60 ^e (0,638)	- 0,0582 (0,0398)	- 0,0558 (0,0479)
BRD.MAIOR25 ^c	- 0,0494 (0,458)	0,794 ^d (0,405)	- 0,0100 (0,0442)	- 0,00153 (0,0442)
<i>Dummies</i> setoriais para códigos SIC de três dígitos	Não	Sim	Não	Sim
Número de empresas na regressão	371	371	315	315
R^2	0,0196	0,595	0,0186	0,429

a Os valores entre parênteses representam erros-padrão consistentes calculados conforme White (1980).

b A lucratividade é definida como a razão entre os fluxos de caixa líquidos da empresa (menos o valor monetariamente corrigido da depreciação) e o custo de reposição dos ativos tangíveis da empresa.

c BRD.0a5 = participação do conselho se participação do conselho < 0,05, = 0,05 se participação do conselho \geq 0,05. BRD.5a25 = 0 se participação do conselho < 0,05, = participação do conselho menos 0,05 se 0,05 \leq participação do conselho < 0,25, = 0,20 se participação do conselho \geq 0,25. BRD.MAIOR25 = 0 se participação do conselho < 0,25, = participação do conselho menos 0,25 se participação do conselho \geq 0,25.

d Significativo ao intervalo de confiança de 90%.

e Significativo ao intervalo de confiança de 95%.

f Significativo ao intervalo de confiança de 99%.

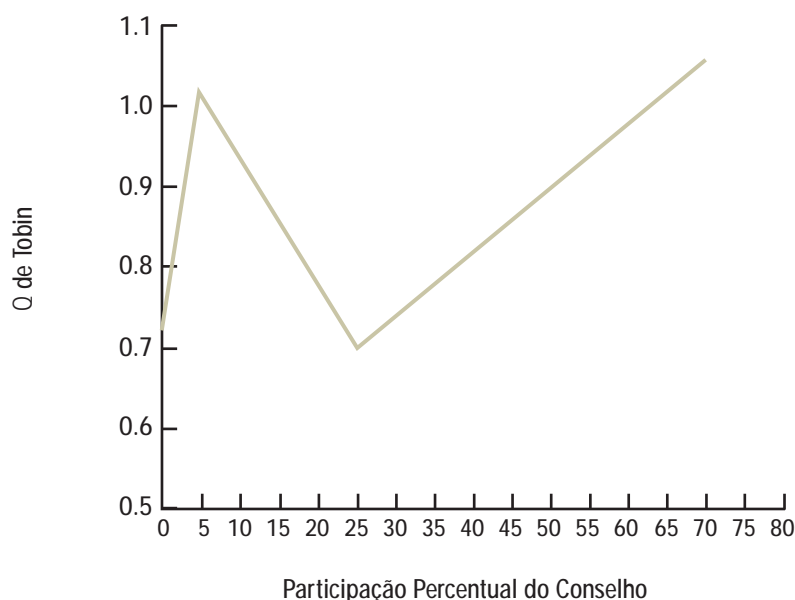
dições que levem a um entrincheiramento dos administradores, como o *status* de fundador, aumento do poder de voto, maiores mandato e ligação com a empresa, menor emprego de gestores profissionais e dominância de membros internos do conselho sobre os externos. É altamente improvável que o poder de voto seja a fonte de todo o entrincheiramento, uma vez que a participação de 5% a 10% provavelmente não basta para conquistar acordos de acionistas ou para eleger por si só os membros do conselho. Qualquer que seja a fonte, alguma forma de entrincheiramento pode explicar o declínio do valor dos ativos da empresa à medida que a participação do conselho aumenta de 5% para 25%. Nesta faixa, o efeito incentivo pode ainda estar em operação; mas é dominado pelo efeito de entrincheiramento. Quando a participação do conselho atinge o patamar de 25%, administrações que tenham participação ainda maior podem não estar significativamente mais entrincheiradas do que as que participam com 25%. Na faixa de 25% a 30% de participação, o conselho pode estar efetivamente livre para rejeitar qualquer contestação externa. O aumento de Q para os mais elevados níveis de participação poderia, então, refletir um efeito puro de interesses convergentes.

Algumas dificuldades potenciais com a regressão acima dizem respeito (1) à arbitrariedade da especificação, (2)

à estabilidade dos resultados ao longo do tempo, (3) ao efeito das restrições de riqueza sobre a propriedade dos administradores e (4) à omissão de uma medida de oportunidades de crescimento na explicação de Q . Trataremos dessas questões agora.

Como vimos anteriormente, nossa escolha dos pontos de inflexão é arbitrária. Assim, a Tabela 3 apresenta uma variedade de especificações alternativas com diferentes pontos de inflexão. Os resultados sugerem um aumento de Q à medida que a participação do conselho vai de 0% à vizinhança de 5% (em termos de soma dos quadrados dos erros, a especificação com inflexão a 2,5% tem desempenho muito fraco e a com inflexão a 7,5% é algo pior do que a relatada na Tabela 2). Os resultados também sugerem declínio de Q conforme a participação supera 5%. Esse declínio não aparenta ser completamente monotônico e, em particular, parece haver aumento estatisticamente insignificante de Q entre 15% e 20% de participação do conselho. Uma grade mais refinada (também apresentada na Tabela 3, painel A) mostra quedas abruptas nas faixas de 5-10% e de 20-25%. Embora as não-monotonicidades sejam aparentes na Tabela 1, pequenas células de participação não permitem resultados estatisticamente significativos (a não ser pelo declínio entre 20% e 25%). Quando estimamos as inclinações ao longo de faixas de participação mais amplas,

Figura 1 – A relação entre a participação do conselho e o Q de Tobin implícita na regressão linear segmentada por mínimos quadrados ordinários do Q de Tobin e da lucratividade de 1980 em relação à participação do conselho e outras características da empresa, para 371 empresas da *Fortune 500* apresentada na Tabela 2, coluna 2



contudo, as especificações que permitem um declínio até 25-30% de participação têm encaixe melhor do que as que têm inflexão final a 15% ou 20%. Após a faixa de 25-30%, o Q de Tobin parece aumentar. A Tabela 3 também revela que, para especificações com duas inflexões, o R^2 da regressão com inflexões a 5% e 25% é mais elevado do que os das demais especificações estimadas.

Como dispomos de dados de participação apenas para 1980, a estabilidade de nossos resultados ao longo do tempo é questionável. Como teste rudimentar de estabilidade, obtivemos os Q s de 1979 e 1981 das empresas em nossa amostra de 1980 e realizamos a regressão da segunda coluna da Tabela 2 com os Q s de 1979 e de 1981 como variáveis dependentes, mas com valores de 1980 para todas as variáveis independentes. Como a participação acionária é relativamente estável ao longo do tempo, essas regressões devem pelo menos sugerir a estabilidade de nossos resultados ao longo do tempo. Os resultados apresentados nos painéis *B* e *C* da Tabela 3 são bastante semelhantes aos obtidos com o Q de 1980, embora os coeficientes de BOARD.MAIOR25 para 1981 não sejam estatisticamente significativos.

A próxima questão é o efeito das restrições de riqueza sobre a participação dos administradores. Uma equipe de administração de riqueza restrita tem melhores condições de adquirir certa porcentagem do patrimônio líquido quando o valor desse patrimônio é baixo. O valor do patrimônio líquido pode ser baixo por três motivos: alta alavancagem, poucos ativos ou ativos de baixo valor. Ou seja, em igualdade das demais condições, os administradores só podem ser capazes de adquirir uma grande participação percentual se a empresa tiver ativos de baixo valor. Como esse argumento prevê correlação negativa espúria entre a parcela do patrimônio líquido pertencente ao conselho e Q , ele pode ajudar a explicar o declínio observado de Q com o aumento da participação do conselho na faixa de 5% a 25%. Por outro lado, esse efeito de restrição à riqueza não é capaz de explicar a identificação de uma relação positiva entre Q e a participação do conselho na faixa de 0-5%. Portanto, devemos nos preocupar com os efeitos da riqueza dos administradores sobre nossos resultados apenas na medida em que expliquem a dispersão da participação do conselho nos níveis mais elevados de participação.

Para submeter essa questão a escrutínio empírico, consideremos a relação entre a participação do conselho e o custo de reposição da empresa, A . Mantendo-se constante a alavancagem, o valor de mercado pode ser menor seja porque Q é baixo, seja porque a empresa tem menos

ativos, ou seja, A é baixo. Se o menor valor de mercado facilitar uma participação maior do conselho, deveremos perceber uma correlação negativa entre o custo de reposição e a fração do patrimônio líquido pertencente ao conselho. A Tabela 4 apresenta os valores de A nos diversos níveis de participação do conselho. Embora haja alguns indícios de correlação negativa entre A e a participação do conselho, essa conclusão deve-se quase inteiramente à presença de algumas empresas de porte muito grande com participação desprezível do conselho. Tenha-se em mente que estamos preocupados apenas com a correlação nos níveis mais elevados. De fato, nas empresas em que a participação do conselho seja de pelo menos 5%, a correlação entre a participação do conselho e A é de apenas $-0,02$. Essa correlação se opõe à idéia de que o tamanho seja um forte impedimento à participação do conselho na faixa relevante.

Uma questão levantada na discussão acima é a presença, em nossa amostra, de um grupo de empresas de porte extremamente grande (medido pelo custo de reposição do ativo) com participação do conselho desprezível. Embora tenhamos controle para o porte nas regressões da Tabela 2, queremos nos certificar de que a inclinação positiva estimada na faixa de 0-5% de participação do conselho não seja mera consequência de mau desempenho neste grupo de empresas com participação do conselho desprezível. Seria concebível atribuir o mau desempenho dessas empresas mais a seu porte e, portanto invulnerabilidade a freios e contrapesos externos, do que a uma participação do conselho insuficiente. Para investigar essa possibilidade, fizemos a regressão da segunda coluna da Tabela 2, omitindo as 46 empresas com participação do conselho (medida) desprezível. Os resultados são:

Variáveis de controle

$$Q = \text{Variáveis de controle} + 5,11 \cdot BRD.0a5 - 1,49 \cdot BRD.5a25 + 0,773 \cdot BRD.MAIOR25,$$

(2,39) (0,668) (0,422)

$R^2 = 0,602, N = 325.$

Embora a sensibilidade de Q à participação do conselho diminua um pouco, ainda se mantém estatística e substancialmente significativa. A relação positiva entre participação do conselho e Q para baixos níveis de participação não parece ser criada pelas empresas de participação desprezível.⁷

Nossa omissão de medidas de taxa de crescimento na equações de Q também levanta algumas questões importantes. Um Q elevado pode refletir, em parte, o valor das oportunidades futuras de crescimento da empresa. Se

os administradores detiverem grandes participações em empresas menores e de crescimento mais acelerado que tendem a apresentar Q s elevados, a associação positiva observada entre a participação do conselho e Q pode ser espúria. Por outro lado, dado que o crescimento acelerado é em si um componente importante do desempenho que depende dos atos da administração, provavelmente estaremos subestimando o efeito da participação do con-

selho sobre o desempenho se nos concentrarmos apenas no efeito da participação do conselho sobre Q , mantendo constante o crescimento. Ou seja, grande parte da variação de Q entre diferentes estruturas de participação do conselho pode ser devida aos valores divergentes dos prospectos de crescimento obtidos por administradores com diferentes incentivos para a maximização de valor. Tendo em mente esta reserva, incluímos na regressão a

Tabela 3 – Especificações lineares em intervalos alternativos do Q de Tobin de 1979, 1980 e 1981 em relação à participação do conselho e outras características da empresa, para 371 empresas da *Fortune 500* em 1980^a

Painel A: A variável dependente é o Q de Tobin de 1980	
(1) $Q =$ Variáveis de controle + 8,75 · BRD.0a2,5 – 0,800 · BRD.5a25 + 0,594 · BRD.MAIOR25	(3,65) (0,513) (0,396)
$R^2 = 0,588, N = 371$	
(2) $Q =$ Variáveis de controle + 3,78 · BRD.0a7,5 – 1,93 · BRD.7,5a25 + 0,852 · BRD.MAIOR25	(1,33) (0,672) (0,402)
$R^2 = 0,593, N = 371$	
(3) $Q =$ Variáveis de controle + 6,67 · BRD.0a5 – 2,82 · BRD. 5a15 + 0,371 · BRD.MAIOR15	(2,48) (1,63) (0,353)
$R^2 = 0,593, N = 371$	
(4) $Q =$ Variáveis de controle + 6,27 · BRD.0a5 – 1,94 · BRD.5a20 + 0,541 · BRD.MAIOR2	(2,18) (0,919) (0,372)
$R^2 = 0,593, N = 371$	
(5) $Q =$ Variáveis de controle + 5,81 · BRD.0a5 – 1,27 · BRD.5a30 + 0,992 · BRD.MAIOR30	(1,96) (0,529) (0,482)
$R^2 = 0,594, N = 371$	
(6) $Q =$ Variáveis de controle + 6,99 · BRD.0a5 – 3,80 · BRD.5a10 – 0,868 · BRD10a15	(2,92) (3,58) (5,36)
+ 4,83 · BRD.15a20 – 10,71 · BRD.20a25 + 5,53 · BRD.25a30 – 0,220 · BRD.30a35 + 0,672 · BRDMAIOR35	(6,24) (3,78) (4,78) (4,73) (0,623)
$R^2 = 0,599, N = 371$	
Painel B: A variável dependente é o Q de Tobin de 1979	
(1) $Q =$ Variáveis de controle + 5,56 · BRD.0a5 – 1,37 · BRD.5a25 + 0,702 · BRD.MAIOR25	(1,64) (0,532) (0,302)
$R^2 = 0,637, N = 371$	
Painel C: A variável dependente é o Q de Tobin de 1981	
(1) $Q =$ Variáveis de controle + 4,43 · BRD.0a5 – 1,21 · BRD.5a25 + 0,665 · BRD.MAIOR25	(1,54) (0,547) (0,455)
$R^2 = 0,567, N = 371$	

a os números entre parênteses são os desvios-padrão consistentes calculados segundo White (1980).

taxa de crescimento da força de trabalho da empresa, GL .⁸
O resultado é:

$$Q = \text{Variáveis de controle} + 2,63 \cdot GL + 5,02 \cdot BRD.0a5 - 1,46 \cdot BRD.0a25 + 0,783 \cdot BRD.MAIOR25,$$

(0,776) (1,92) (0,617) (0,406)

$R^2 = 0,608$, $N = 368$.

GL tem efeito significativo sobre a regressão e reduz levemente o porte e a significância estatística dos demais coeficientes estimados. Mas o padrão não-linear básico do comportamento de Q com o aumento da participação

do conselho se mantém, assim como a significância das estimativas de inclinação.

Finalmente, tratamos da lucratividade como medida alternativa do desempenho da administração. A lucratividade é definida como a proporção entre os fluxos de caixa

líquidos da empresa menos o valor monetariamente corrigido da depreciação e o custo previamente definido de reposição do ativo, A . As regressões de participação do conselho paralelas às do Q de Tobin constam no painel

Tabela 4 - Medidas do porte da empresa para uma amostra de 1980 de 371 empresas da *Fortune 500* agrupadas de acordo com fração de participação acionária do conselho de administração^a

PARTICIPAÇÃO DO CONSELHO	NÚMERO DE EMPRESAS	CUSTO MÉDIO DE REPOSIÇÃO DO ATIVO (MILHÕES)	VALOR MÉDIO DE MERCADO DA EMPRESA (MILHÕES)	VALOR MÉDIO DE MERCADO DAS AÇÕES EM CIRCULAÇÃO (MILHÕES)
Desprezível ^b	46	\$ 9134 (1798)	\$ 6795 (1417)	\$ 5654 (1284)
0-5%	171	2194 (246)	1705 (195)	1407 (176)
5-10%	38	992 (163)	918 (143)	779 (142)
10-15%	27	2088 (884)	1374 (456)	1141 (369)
15-20%	15	1215 (393)	1043 (341)	878 (277)
20-25%	22	1693 (422)	1287 (334)	1005 (247)
25-30%	9	564 (116)	345 (83)	290 (74)
30-35%	6	3323 (1825)	2177 (1046)	1842 (958)
35-40%	11	1697 (1029)	1741 (886)	1409 (647)
40-45%	6	4815 (3737)	2297 (1334)	1136 (402)
45-50%	6	798 (220)	506 (185)	469 (183)
> 50%	14	458 (118)	296 (96)	257 (87)

a os números entre parênteses são os erros-padrão das médias

b a participação acionária do conselho é considerada desprezível quando nenhum membro consta na lista de acionistas fornecida pela Corporate Data Exchange (CDE). Essa listagem costuma excluir acionistas com participação inferior a 0,2%.

direito da Tabela 2. Salvo pela aparente ausência de um aumento da lucratividade quando a participação do conselho supera 25%, o padrão qualitativo dos coeficientes estimados é o mesmo obtido com as regressões de Q . Mas a significância estatística das estimativas é muito menor e apenas a inclinação positiva na faixa de 0% a 5% é significativo no nível de 5%. Segundo esta estimativa, empresas com participação do conselho de 5% têm lucratividade 0,016 vezes maior do que a de empresas com participação desprezível. Para avaliar a magnitude desses efeitos, observemos que a lucratividade média da amostra é de 0,055 com desvio-padrão de 0,035.

Os resultados acima parecem contrastar com as conclusões de Demsetz e Lehn (1985) de que não há associação entre grande participação do conselho e a lucratividade. As diferenças importantes entre nossos procedimentos parecem dar-se em duas frentes. Primeiro, nos concentramos apenas na participação acionária do conselho de administração, ao passo que Demsetz e Lehn medem a concentração da participação, atribuindo igual peso à participação dos membros do conselho e dos demais grandes acionistas. Se grandes acionistas sem assento no conselho representarem equipes de administração concorrentes, serão atraídos para empresas cuja administração existente apresente fraco desempenho. Esse efeito de seleção tenderia a reduzir a correlação observada entre concentração da participação e lucratividade.

Em segundo lugar, Demsetz e Lehn estimam uma relação linear entre a concentração da participação e a lucratividade. Quando estimamos uma relação linear simples entre a lucratividade e nossa variável de participação do conselho, obtemos:

$$\Pi = 0,055 - 0,005 \cdot \text{BOARD},$$

(0,002) (0,014)

o que condiz com seus resultados. Mesmo controlando os códigos SIC e outros fatores dessa regressão, não obtemos um coeficiente estimado significativo sobre a variável participação do conselho. Concluímos que a incapacidade de Demsetz e Lehn de encontrar uma relação entre concentração da participação e lucratividade se deve provavelmente ao uso que fizeram de uma especificação linear que não capta uma não-monotonicidade importante.

A COMPOSIÇÃO DO CONSELHO

Admitimos, até aqui, que o impacto da participação do conselho sobre a valoração no mercado seja independente da pessoa que detém a participação. Isso pode não ser sem-

pre apropriado, por pelo menos dois motivos. Primeiro, a participação detida por executivos e por membros externos do conselho pode apresentar efeitos diferentes. Segundo, em qualquer nível de participação, alguns membros do conselho podem ter mais influência sobre as decisões corporativas do que os demais. Por exemplo, a liderança dos fundadores ou de seus descendentes pode ter efeitos sobre o desempenho diferentes do que a liderança exercida por executivos que não guardem parentesco com os fundadores. Nesta seção, examinamos as duas possibilidades.

A distinção entre executivos e membros externos do conselho pode ser importante por diversos motivos. Embora seja dever dos membros do conselho representar os interesses dos acionistas, os diretores externos, especialmente, devem supervisionar o desempenho dos executivos da empresa. Entretanto, monitorar o desempenho da alta administração toma tempo e exige esforços. Além disso, um membro externo que participe de um conselho dominado por executivos com maior *expertise* e mais influência sobre os votos corre o risco de perder sua posição caso se oponha às decisões desses executivos. Na ausência de interesse financeiro pessoal na empresa ou de controle sobre grande bloco de votos, um membro externo pode relutar em contestar más decisões corporativas. É de presumir que a medida do papel disciplinador dos executivos exercido pelos conselheiros externos esteja positivamente relacionado com suas participações acionárias.

Para os executivos, a participação acionária é apenas um indicador parcial de seu interesse no sucesso financeiro da empresa. Ao contrário dos membros externos, os executivos também auferem salários, bonificações e planos de incentivo significativos (MURPHY, 1985) e estão sujeitos à disciplina do mercado de trabalho administrativo (FAMA, 1980). Por essas razões, os executivos também serão mais apegados a seus empregos do que os membros externos e, portanto, mais entrincheirados para uma mesma posição de participação. Essas considerações sugerem que as participações dos executivos e dos membros externos podem ter diferentes efeitos sobre o Q de Tobin.

Nossa análise, aqui, se dá paralelamente à da seção anterior. Ao examinar os relatórios anuais de 1980 de nossas 371 empresas, identificamos dois executivos principais para cada uma delas. Retornando a nossa listagem de participações da CDE, construímos uma variável (OFFICER) que dá a participação combinada desses dois altos executivos, normalmente o presidente do conselho e o presidente executivo.⁹ As participações do restante do conselho são denominadas OUTBOARD. Embora OUTBOARD inclua as participações de executivos menos graduados, como vice-presidentes, é improvável que essa classificação faça

muita diferença, já que executivos menos graduados costumam deter muito pouco capital social.

Os dois principais executivos detêm em média 6,3% de suas empresas. Mas em 117 empresas (32% da amostra), sua participação é desprezível; e a participação mediana é de aproximadamente 0,5%. Em 60 empresas (16% da amostra), suas participações superam 10% e em 43 empresas (12% da amostra) superam os 20%. Apenas em nove das empresas da amostra os dois principais executivos detêm mais de metade das ações.

O valor médio da variável OUTBOARD é 4,4%, com apenas 97 empresas (26% do total) apresentando participação desprezível de membros externos do conselho. A mediana de OUTBOARD é de pouco menos que 1%, superando a da variável OFFICER. Em 50 empresas (13% da amostra), a participação externa supera 10% e em 24 delas (6% da amostra) supera os 20%. Apenas em três empresas a participação dos membros externos do conselho supera os 50%.

A Tabela 5 apresenta as regressões lineares segmentadas de Q contra as variáveis OUTBOARD e OFFICER separadamente, permitindo que os coeficientes mudem quando cada variável cruzar os limites de 5% e 25%. Curiosamente, a relação entre Q e cada uma das duas variáveis de participação é muito parecida com a que existe entre Q e a participação combinada do conselho. Q aumenta à medida que OFFICER sobe de 0% a 5%, diminui à medida que a variável aumenta até 25% e parece aumentar a partir de então, embora nossa última inclinação estimada não seja estatisticamente diferente de zero. Q também aumenta junto com OUTBOARD até 5%, cai na faixa até 25% e volta a subir após os 25%. Os coeficientes de inclinação da variável OFFICER são comparáveis aos da OUTBOARD, a não ser pelo fato de que Q parece menos sensível à participação executiva do que à dos membros externos em níveis muito elevados de participação. As estimativas de parâmetros também são comparáveis às obtidas para todo o conselho.

Na medida em que nossas conclusões captam relações comportamentais, a similaridade de resultados entre as participações de executivos e de membros externos do conselho é muito informativa. Sugere que os membros externos, assim como os executivos, reagem a incentivos financeiros e contribuem mais para a riqueza social conforme sua participação aumenta. Além disso, os resultados sugerem que os membros externos são capazes de se entrincheirar. Como é menos provável que membros externos gozem como os altos executivos de benefícios corpora-

tivos, esse entrincheiramento talvez assuma a forma de dedicação desimpedida de riqueza corporativa a projetos que o conselho, mas não necessariamente o mercado, tenha como desejáveis. Finalmente essa interpretação sugere que, para membros externos assim como para altos executivos, o efeito de interesses convergentes volte a predominar em níveis muito elevados de participação.

Na discussão acima, enquanto exploramos a participação acionária como indicador de entrincheiramento da administração, reconhecemos que o poder de voto, por si só, provavelmente não representa o principal mecanismo pelo qual os administradores retêm o controle. É mais provável que a participação também tenha correlação positiva com o *status* de fundador, a duração do emprego, a predominância de membros executivos no conselho, a capacidade de persuadir acionistas e outras condições que facilitem o controle por parte da administração. Para começar a analisar empiricamente essas possibilidades, consideramos as empresas em que o fundador ou um membro de sua família seja um dos principais executivos. Como se presume que os fundadores tenham especial direito ao controle sobre a empresa, eles podem ter controle sobre a seleção do conselho de administração ou, por outro lado, entrincheirar-se mesmo com participações pequenas. Ao mesmo tempo, a capacidade empreendedora do fundador pode ser um ativo de valia, pelo menos no começo da vida da empresa.

Para distinguir entre empresas em que a família fundadora fornece talento empreendedor e aquelas em que a família apenas reduz a riqueza social, estimamos diferentes efeitos-fundador para empresas novas e antigas. Para tanto, definimos três variáveis *dummy*: FOUNDER, igual a 1 se um membro da família fundadora se encontrar entre os dois principais executivos;¹⁰ INC50, igual a 1 se o capital da empresa tiver sido aberto em 1950 ou depois;¹¹ e FOUNDER50, igual a 1 se tanto FOUNDER quanto INC50 forem iguais a 1. As empresas para as quais as três variáveis *dummy* são iguais a zero são aquelas que abriram seu capital antes de 1950 e cujos altos executivos não guardam relação de parentesco com a família fundadora. Na regressão apresentada abaixo, essas empresas são o grupo omitido.

A regressão linear segmentada da Tabela 2, que agora também inclui variáveis quanto ao fundador e à data de abertura do capital, fornece:

$$Q = \text{Variáveis de controle} + 6,68 \cdot \text{BRD.0a5} - 1,44 \cdot \text{BRD.5a25} + 0,759 \cdot \text{BRD.MAIOR25} - 0,147 \cdot \text{FOUNDER} + 0,614 \cdot \text{FOUNDER50} - 0,268 \cdot \text{INC50},$$

(2,22) (0,604) (0,407) (0,0768)

(0,237) (0,184)

$R^2 = 0,606, N = 371.$

Por meio do acréscimo de subconjuntos de coeficientes para as variáveis de fundador e abertura do capital, podemos avaliar diferenças entre empresas. Entre as empresas mais antigas (ou seja, que abriram seu capital antes de 1950), a presença da família fundadora reduz o Q em 0,147 em média ($t = -1,91$). Por outro lado, entre as em-

presas mais novas (abertura de capital posterior a 1950), a presença da família fundadora aumenta o Q em $-0,147 + 0,614 = 0,467$ em média ($t = 2,02$). Uma explicação para essa diferença é que, em empresas mais jovens, os fundadores representam importante papel empreendedor, ao passo que nas mais antigas eles, ou principalmente

Tabela 5 – Regressões lineares segmentadas por mínimos quadrados ordinários do Q de Tobin de 1980 em relação à participação de executivos e membros externos do conselho e outras características da empresa^a

	VARIÁVEL DEPENDENTE	
	Q DE TOBIN	Q DE TOBIN
Pesquisa e desenvolvimento por dólar em ativos	–	8,25 ^f (2,27)
Despesas publicitárias por dólar em ativos	–	0,0858 (0,834)
Dívida de longo prazo por dólar em ativos	–	– 0,912 ^e (0,390)
Custo de reposição (valor em dólares do ativo)	–	– 0,0000031 (0,0000039)
OFF.0a5 ^b	3,37 (2,85)	3,98 ^d (2,29)
OFF.5a25 ^b	0,896 (0,933)	– 1,56 ^e (0,758)
OFF.MAIOR25 ^b	0,442 (0,354)	0,775 ^e (0,324)
OUT.0a5 ^c	3,26 (2,19)	4,34 ^d (2,29)
OUT.5a25 ^c	2,03 ^e (0,858)	– 1,42 ^d (0,779)
OUT.MAIOR25 ^c	1,84 (1,38)	1,69 (1,04)
<i>Dummies</i> setoriais para códigos SIC de três dígitos	Não	Sim
Número de empresas na regressão	371	371
R^2	0,0215	0,597

a Os valores entre parênteses representam erros-padrão consistentes calculados conforme White (1980).

b OFF.0a5 = participação combinada dos dois principais executivos se participação combinada < 0,05, = 0,05 se participação combinada \geq 0,05. OFF.5a25 = 0 se participação combinada < 0,05, = participação combinada menos 0,05 se 0,05 \leq participação combinada < 0,25, = 0,20 se participação combinada \geq 0,25. OFF.MAIOR25 = 0 se participação combinada < 0,25, = participação combinada menos 0,25 se participação combinada \geq 0,25.

c Definido para participação combinada dos membros do conselho que não sejam os principais executivos de maneira análoga às variáveis para executivos.

d Significativo ao intervalo de confiança de 90%.

e Significativo ao intervalo de confiança de 95%.

f Significativo ao intervalo de confiança de 99%.

seus descendentes, atrapalham a maximização de valor e estão entrincheirados demais para ser removidos. De forma condizente com a possibilidade do entrincheiramento, Johnson e outros (1985) concluem que mortes súbitas dos principais executivos se fazem acompanhar de aumento do preço das ações de suas empresas quando esses executivos são os fundadores, mas não em caso contrário. E Morck, Shleifer e Vishny (1988) concluem que uma empresa administrada pela família fundadora tem muito menos chance do que uma empresa média de se tornar alvo de aquisição hostil.

Em nome da completude, incluímos a regressão em que as participações dos executivos e dos membros externos do conselho encontram-se separadas, muito embora as variáveis OFFICER e FOUNDER sejam altamente colineares. Apesar do aumento dos erros-padrão das estimativas, o padrão geral dos coeficientes condiz com nossas conclusões anteriores:

$$\begin{aligned}
 Q = & \text{Variáveis de controle} + 5,00 \cdot \text{OFF.0a5} - 1,49 \cdot \text{OFF.5a25} + 0,679 \cdot \text{OFF.MAIOR25} + 3,90 \\
 & \quad (3,15) \quad (0,717) \quad (0,338) \quad (2,33) \\
 & \cdot \text{OUT.0a5} - 1,32 \cdot \text{OUT.5a25} + 1,73 \cdot \text{OUT.MAIOR25} - 0,125 \cdot \text{FOUNDER} + 0,595 \\
 & \quad (0,789) \quad (1,01) \quad (0,109) \quad (0,234) \\
 & \cdot \text{FOUNDER50} - 0,287 \cdot \text{INC50} \\
 & \quad (0,183) \\
 R^2 = & 0,606, N = 371.
 \end{aligned}$$

CONCLUSÃO

Neste artigo, examinamos a relação em forma reduzida entre a participação do conselho no patrimônio líquido da empresa e a valoração no mercado de seus ativos tangíveis. Em um corte longitudinal de 371 empresas listadas na *Fortune 500*, o *Q* de Tobin aumenta enquanto a participação do conselho sobe de 0% a 5%, diminui à medida que a participação aumenta até 25% e depois volta a subir, ainda que mais lentamente, com participação do conselho superior a 25%. Esses resultados também se aplicam individualmente à participação detida pelos principais executivos da empresa e os membros externos do conselho. Uma interpretação dessas conclusões é que os aumentos do *Q* de Tobin com a participação refletem a convergência de interesses entre administradores e acionistas, enquanto seu declínio reflete o entrincheiramento da equipe de administração.

Por diversos motivos, esta interpretação não é de todo satisfatória. Primeiro, enquanto a participação sobe de 0% a 5%, o *Q* de Tobin médio aumenta em 0,3, magnitude extremamente grande. Isso levanta a possibilidade

de que o resultado não decorra apenas do efeito “convergência de interesses” da participação sobre *Q*, mas também do fato de que administradores de empresas de *Q* elevado simplesmente acabaram por deter mais ações. Há um bom motivo para crer nessa possibilidade, especialmente na faixa de 0% a 5%, em que as posições acionárias provavelmente foram obtidas sob a forma de remuneração. É mais provável, por exemplo, que empresas com desempenho muito bom (e, portanto, com *Q*s elevados) dêem a seus administradores bonificações sob a forma de ações ou levem seus administradores a exercer as opções de compra que detêm. No mesmo sentido, se a capacidade empreendedora ou uma idéia lucrativa da administração forem recompensadas com maior participação, empresas com muitos ativos intangíveis terão, simultaneamente, *Q*s de Tobin e participação do conselho mais elevados. Alternativamente, empresas com muitos ativos intangíveis, para as quais nosso *Q* será elevado,

podem exigir maior participação do conselho para garantir a administração adequada de seus ativos, como discutiram Demsetz e Lehn (1985). Esses efeitos podem induzir correlação positiva entre a participação do conselho e o *Q* de Tobin, mesmo na ausência de efeitos-incentivo im-

portantes, e tendem a ser especialmente importantes na faixa de 0-5%.¹² Ao mesmo tempo, fomos encorajados pela associação positiva entre a participação e o *Q* no caso de participações superiores a 25%, já que a magnitude do efeito que estimamos é mais razoável, além de parecer mais plausível crer que, para além da faixa de 25-30%, os efeitos adicionais de entrincheiramento sejam mínimos.

O segundo aspecto que consideramos surpreendente em nossos resultados é que o *Q* de Tobin médio começa a decair na vizinhança dos 5% de participação, muito embora nossa confiança estatística em ser este o ponto de inflexão não seja muito elevada. Como enfatizamos no artigo, isso provavelmente não reflete o entrincheiramento diretamente decorrente do controle da administração sobre o direito a voto. O mais plausível é que o declínio de *Q* reflita a correlação positiva entre a participação, de um lado, e atributos da empresa e dos administradores, de outro, que facilitem o entrincheiramento. Condiz com essa possibilidade o fato de que a presença da família fundadora numa empresa mais antiga tenha efeito negativo sobre o *Q* de Tobin, mesmo após controlar para a participação.

Essas conclusões de que tanto a participação maior

do conselho quanto a presença da família fundadora surtem efeito negativo sobre o Q não são indicações de ineficiência, uma vez que podem simplesmente refletir o *tradeoff* ótimo entre lucros e benefícios privados para a administração decorrente do comportamento não-maximizador de valor. Se, por exemplo, os acionistas puderem fazer pagamentos paralelos à administração (inclusive, evidentemente, remuneração contingencial como a representada por opções de compra de ações), a estratégia operacional da empresa ainda pode ser eficiente, muito embora a alta administração goze de controle efetivo sobre a empresa. Embora nossas evidências sugiram que o comportamento não-maximizador de valor predomine em empresas cuja administração goze de maior controle efetivo, essas também podem ser as empresas em que os benefícios privados do controle para a administração sejam os mais elevados. O nível maior de comportamento não-maximizador de valor nessas empresas, portanto, é simples reflexo do fato de que a administração atribui maior valor a esse comportamento e, portanto, o nível eficiente desse comportamento é mais elevado. Por outro lado, provavelmente há limitações mais severas à remuneração dos executivos e à proporção em que os administradores podem ser subornados para que tomem determinadas medidas. Sem pagamentos paralelos, as decisões corporativas não maximizarão necessariamente a soma de fluxos de caixa e benefícios privados para a administração, uma vez que a parte detentora do controle efetivo simplesmente tomará decisões sociais segundo suas próprias preferências. Por exemplo, quando a administração goza de controle efetivo e há limitações aos pagamentos paralelos vindos dos acionistas, o nível de comportamento não-maximizador de valor tende a ser ineficientemente elevado (SHLEIFER, VISHNY, 1988). Mesmo nesse caso, contudo, a alocação de direitos de controle à administração pode ser eficiente no sentido de que, quando um fundador que inicialmente detém 100% da empresa vende parte dela ao público, ele prefere obter menores proventos de investidores externos a deixar-se vulnerável a uma tomada de controle ou luta com grupos de acionistas mais adiante.

Os resultados deste estudo associam-se a diversas conclusões da análise econômica de tomadas de controle. Walkling e Long (1984), por exemplo, concluem que quanto maior o ganho financeiro dos executivos com uma tomada de controle, menor a probabilidade de que resistam a uma oferta. Morck, Shleifer e Vishny (1988) oferecem evidências de que as empresas em que um dos dois principais executivos seja membro da família fundadora estão menos sujeitas a serem adquiridas numa

tomada hostil do que aquelas em que os dois principais executivos não guardem relação de parentesco com o fundador. Stulz (1988) oferece uma teoria da relação entre a participação do conselho e o Q de Tobin que se concentra no processo de tomada de controle. Segundo essa teoria, a preferência da administração por controle e sua conseqüente recusa a alienar suas ações forçam os adquirentes a pagar ágios mais elevados pelo controle quando a participação da administração é maior, o que às vezes leva a um aumento do valor *ex-ante* da empresa-alvo. Quando a participação do conselho é tão grande que nenhuma medida pode ser lucrativa, contudo, o valor *ex-ante* da empresa não inclui qualquer ágio pela tomada de controle e é, portanto, baixo. A teoria de Stulz diverge da de Jensen e Meckling (1976) no extremo inferior da participação do conselho, uma vez que o bem-estar maior do acionista por conta de maior participação do conselho resulta de uma oposição mais eficaz às tomadas de controle e não de melhor alinhamento entre os interesses de administradores e acionistas. Mas a teoria de Stulz aparenta-se intimamente com a hipótese de entrincheiramento no extremo superior, uma vez que a elevada participação do conselho efetivamente impede uma tomada de controle.

Por causa da natureza de nossos dados, este artigo não tratou de diversas questões importantes que poderiam ser abordadas proveitosamente em pesquisas futuras. Em primeiro lugar, nos concentramos em empresas muito grandes (e, portanto, normalmente mais antigas). Em empresas mais novas e de crescimento mais acelerado, as participações da administração provavelmente representam um papel mais importante em termos de sinalização ou remuneração do que nas empresas que abordamos. Ademais, como sugerem nossos resultados, os fundadores de empresas mais jovens podem representar importante papel de liderança. Pesquisas sobre a estrutura de participação podem, sem dúvida, beneficiar-se ao levar em conta empresas de menor porte. Em segundo lugar, uma análise melhor do impacto da participação dos executivos sobre o desempenho incorporaria outros dados sobre remuneração. Importante trabalho nessa área pode ser encontrado em Murphy (1985). Finalmente, tanto no nível como no empírico, é muito importante aprender como interagem os membros dos conselhos de administração com diferentes posições acionárias individuais e como a distribuição das participações entre os membros afeta o desempenho. Nosso trabalho parte essencialmente da premissa de que haja forte homogeneidade no conselho; um enfoque mais complexo seria certamente adequado.

NOTA DE AGRADECIMENTO

Nossos agradecimentos à Sloan Foundation e ao National Bureau of Economic Research pelo apoio financeiro prestado. Também gostaríamos de agradecer a Sanjai Baghat, John Bound, Larry Dann, Harry DeAngelo, Harold Demsetz, Kenneth French, Zvi Griliches, Kevin M. Murphy, James Poterba, Edward Rice, Richard Ruback, Michael Barklay (julgador) e Michael Jensen (editor) por seus comentários úteis.

NOTAS

Artigo originalmente publicado por Randall Morck, Andrei Shleifer e Robert W. Vishny, sob o título Management Ownership and Market Valuation: An Empirical Analysis, no *Journal of Financial Economics*, v. 20, p.293-315, 1988. Reproduzido em língua portuguesa com a autorização de ©Elsevier Science Publishers, 2008. www.elsevier.com

1 É perfeitamente possível que uma equipe de administração com restrição de riqueza possa manter o controle sobre os votos sem gozar de direito proporcional sobre os fluxos de caixa das ações ordinárias. DeAngelo e DeAngelo (1985), por exemplo, concluem que, entre 45 grandes empresas com duas categorias de ações ordinárias fazendo jus a fluxos de caixa idênticos, mas com diferentes direitos a voto, os altos administradores detinham uma mediana de 56,9% dos votos, mas apenas 24% do fluxo de caixa das ações ordinárias.

2 O valor de mercado da ação ordinária é derivado da fita *Compustat*, da Standard and Poor's. O valor de mercado da ação preferencial é estimado dividindo-se o valor do dividendo da ação ordinária (relatado em *Compustat*) pela taxa de dividendo preferencial da Moody's para empresas de risco mediano. O valor de mercado da dívida da empresa é tido como o valor de seu passivo circulante líquido do ativo circulante (extraídos de *Compustat*), mais uma estimativa do valor de mercado da dívida de longo prazo. Estimativas da dívida de longo prazo de nossas empresas foram obtidas a partir do *Master File R&D* do NBER (ver CUMMINS; HALL; LADERMAN, 1982). Essas estimativas foram construídas com base na premissa de que toda a dívida de longo prazo tenha vencimento original em 20 anos e usando-se uma matriz de preços de títulos no ano t para títulos devidos no ano s , constante da série de preços de títulos corporativos BAA, da Moody's. A estrutura de maturidade da dívida corporativa é estimada com base em variações do valor escritural da dívida de longo prazo em cada um dos 20 anos anteriores, conforme a fita *Compustat*. Usando essa estimativa de estrutura de maturidade e a matriz de preços de títulos, Cummins e outros (1982) calcularam o valor da dívida de longo prazo de cada empresa.

3 Calculamos algumas estatísticas descritivas da amostra de 85 empresas para as quais temos dados de participação, mas não medidas de Q baseadas no valor de mercado (empresas omitidas). A participação média do conselho nessas empresas é de 12,0% (sendo de 10,6% para as 371 empresas estudadas). Entre as empresas omitidas, 25% são administradas pelas famílias fundadoras; entre as incluídas, são 24%. Do ponto de vista de propriedade, portanto, as empresas omitidas não parecem excepcionais. Como verificação adicional de que a omissão

da amostra não é sistemática, calculamos a razão entre o custo de reposição da empresa omitida e o custo médio de reposição em seu setor SIC (três dígitos). A média dessa razão entre as empresas omitidas é de 0,95. Finalmente, calculamos a razão entre o Q baseado no valor escritural da empresa omitida e o Q pelo valor escritural médio em seu setor (SIC de três dígitos). A média para as 51 empresas que puderam ser incluídas no cálculo foi de 0,98. Mais uma vez, as empresas omitidas não parecem excepcionais.

4 Praticamente a totalidade das empresas listadas na *Fortune 500* é cotada na Bolsa de Valores de Nova York, cujas regras para cotação exigem participação suficientemente dispersa. Isso pode explicar por que poucas empresas de nossa amostra apresentam participação do conselho superior a 50%.

5 Num esboço anterior, também incluímos o valor do passivo previdenciário não-lastreado da empresa. Isso reduziu substancialmente a amostra por causa da falta de dados. Mediante análise mais detida, revelou-se que a variável previdenciária estava sistematicamente ausente para empresas mais jovens, de Q mais elevado e participação do conselho relativamente elevada; assim, realizamos a análise sem a variável previdenciária.

6 Para 17 das observações, não dispúnhamos de dados sobre a despesa com propaganda da empresa em 1980 ou nos anos adjacentes. Nesses casos, admitimos que a razão entre os dispêndios com propaganda e os ativos da empresa fosse igual à média setorial (SIC de três dígitos).

7 Michael Jensen sugere que possamos rodar nossa regressão de 1980 com omissão de empresas do setor petrolífero para verificar se essas empresas afetam os resultados. Quando removemos as 23 empresas de código SIC 291 (petróleo e refino), os coeficientes sobem levemente em valor absoluto e significância, e sobe também o R^2 :

$$Q = \text{Variáveis de controle} + 7,28 \cdot \text{BRD.0a5} - 1,73 \cdot \text{BRD.5a25} \\ + 0,814 \cdot \text{BRD.MAIOR25}, \\ \begin{matrix} (2,09) & (0,668) \\ (0,415) \end{matrix} \\ R^2 = 0,609, N = 348$$

8 A taxa de crescimento da força de trabalho da firma é uma média geométrica da variação percentual de sua força de trabalho ano a ano de 1970 a 1980. Para 62 empresas, esse cálculo não pôde ser feito. Para 59 destas, estabelecemos GL igual à taxa média de crescimento do setor da empresa (SIC de três dígitos). Três empresas foram omitidas da regressão porque não foi possível aplicar um GL desta maneira.

9 Em alguns casos, só havia na empresa um dos dois cargos, ou a mesma pessoa ocupava ambos. Nesses casos, a variável OFFICER é a participação do principal executivo.

10 Identificamos os fundadores e suas famílias por meio de um histórico de relatórios anuais datados desde a época de abertura de capital da empresa ou da virada do século, dentre estas datas a mais recente.

11 O ano de abertura de capital é, na maioria dos casos, considerado o ano da primeira oferta de ações da empresa, segundo consta dos Industry

Manuals da Moody's. Em alguns casos, a Moody's observa grande discrepância entre o ano de fundação da empresa e o ano da primeira oferta. Nesses casos, foi usado o ano de fundação.

12 A associação positiva entre participação e Q pode ser explicada de outras maneiras – por exemplo, administradores que esperem elevados lucros futuros podem reter participações maiores. A retenção de participação maior pela administração envia um sinal positivo ao mercado e resulta em maior preço da ação (LELAND, PYLE, 1977). Alternativamente, empresas com capital social mais jovem podem ter um Q mensurado maior do que o de empresas mais antigas, e podem também apresentar maior participação da administração, por ter transcorrido menor tempo para dissipação das participações iniciais. Esses dois fatores pareceriam mais importantes para níveis de participação superiores a 5%.

REFERÊNCIAS

- BERLE JR., A. A.; MEANS, G. C. *The modern corporation and private property*. New York: Macmillan, 1932.
- CORPORATE DATA EXCHANGE, INC. *Stock ownership directory*: Fortune 500. New York: CDE, 1981.
- CUMMINS, C.; HALL, B.; LADERMAN, E. *The R&D master file*: documentation. NBER, 1982. Mimeo.
- DEANGELO, H.; DEANGELO, L. Managerial ownership of voting rights: a study of public corporations with dual classes of common stock. *Journal of Financial Economics*, v. 14, n. 1, p. 33-69, 1985.
- DEMSETZ, H. The structure of ownership and the theory of the firm. *Journal of Law and Economics*, v. 26, n. 2, p. 375-390, 1983.
- DEMSETZ, H.; LEHN, K. The structure of corporate ownership: causes and consequences. *Journal of Political Economy*, v. 93, n. 1, p. 1155-1177, 1985.
- FAMA, E. F. Agency problems and the theory of the firm. *Journal of Political Economy*, v. 88, n. 2, p. 288-307, 1980.
- FAMA, E. F.; JENSEN, M. C. Separation of ownership and control. *Journal of Law and Economics*, v. 26, n. 2, p. 301-325, 1983.
- HART, O. D. The market mechanism as an incentive scheme. *Bell Journal of Economics*, v. 14, n. 2, p. 366-382, 1983.
- HERMAN, E. S. *Corporate control, corporate power*. Cambridge: Cambridge University Press, 1981.
- JENSEN, M. C.; MECKLING, W. H. Theory of the firm: managerial behavior, agency costs and ownership structure. *Journal of Financial Economics*, v. 3, n. 4, p. 305-360, 1976.
- JENSEN, M.; RUBACK, R. The market for corporate control: the scientific evidence. *Journal of Financial Economics*, v. 11, n. 1, p. 5-50, 1983.
- JOHNSON, B.; MAGEE, R.; NAGARAJAN, N.; NEWMAN, H. An analysis of the stock price reaction to sudden executive deaths: implications for the managerial labor market. *Journal of Accounting and Economics*, v. 7, n. 1-3, p. 151-174, 1985.
- LELAND, M.; PYLE, D. Information asymmetries, financial structure and financial intermediation. *Journal of Finance*, v. 32, n. 2, p. 371-387, 1977.
- LEWELLYN, W. *The ownership income of management*. New York: NBER, 1971.
- LINDENBERG, E.; ROSS, S. Tobin's Q ratio and industrial organization. *Journal of Business*, v. 54, n. 1, p. 1-32, 1981.
- MORCK, R.; SHLEIFER, A.; VISHNY, R. W. Characteristics of targets of hostile and friendly takeovers. In: AUERBACH, A. J. (Ed). *Corporate takeovers: causes and consequences*. Chicago: University of Chicago Press, 1988.
- MURPHY, K. J. Corporate performance and managerial remuneration: an empirical analysis. *Journal of Accounting and Economics*, v. 7, n. 2, p. 11-42, 1985.
- SHLEIFER, A.; VISHNY, R. W. Large shareholders and corporate control. *Journal of Political Economy*, v. 94, n. 3, p. 461-488, 1986.
- SHLEIFER, A.; VISHNY, R. W. Value maximization and the acquisition process. *Journal of Economic Perspectives*, v. 2, n. 1, p. 7-20, 1988.
- STULZ, R. M. On takeover resistance, managerial discretion, and shareholder wealth. *Journal of Financial Economics*, v. 20, p. 25-54, 1988.
- WALKING, R. A.; LONG, M. S. Agency theory, management welfare, and takeover bid resistance. *Rand Journal of Economics*, v. 15, n. 1, p. 54-68, 1984.
- WESTON, J. F. The tender takeover. *Mergers and Acquisitions*, v. 14, p. 74-82, 1979.
- WHITE, H. A heterokedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heterokedasticity. *Econometrica*, v. 48, n. 4, p. 817-838, 1980.

Artigo convidado. Aprovado em 16.01.2008.

Randall Morck

Professor do Department of Finance and Management Science, University of Alberta School of Business

Interesses de pesquisa nas áreas de governança corporativa e estrutura de propriedade

E-mail: randall.morck@ualberta.ca

Endereço: Department of Finance and Management Science, 4-20G School of Business, Edmonton, Alberta, Canada, T6G 2R6

Andrei Shleifer

Professor do Department of Economics, Harvard University

Doutor em Economia pelo Massachusetts Institute of Technology

Interesses de pesquisa nas áreas de economia da informação, teoria dos contratos e finanças comportamentais

E-mail: ashleifer@harvard.edu

Endereço: Harvard University, Department of Economics, Littauer M-10. Cambridge, MA, 02138

Robert W. Vishny

Professor da Graduate School of Business, University of Chicago

Doutor em Economia pelo Massachusetts Institute of Technology

Interesses de pesquisa nas áreas de governança corporativo, fusões e aquisições e mercados de ações.

E-mail visghny@chicagogsb.edu

Endereço: The University of Chicago, 1101 East 58th Street, Chicago, IL, 60637