



RAM. Revista de Administração Mackenzie
ISSN: 1518-6776
revista.adm@mackenzie.com.br
Universidade Presbiteriana Mackenzie
Brasil

FREIRE DE CARVALHO, THOMAZ; VERDINI MAIA, MARCELO; DA SILVEIRA BARBEDO,
CLAUDIO HENRIQUE

O efeito da diversificação no valor das empresas listadas em bolsa no brasil

RAM. Revista de Administração Mackenzie, vol. 13, núm. 1, enero-febrero, 2012, pp. 87-109
Universidade Presbiteriana Mackenzie
São Paulo, Brasil

Disponível em: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=195423683005>

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

redalyc.org

Sistema de Informação Científica

Rede de Revistas Científicas da América Latina, Caribe , Espanha e Portugal
Projeto acadêmico sem fins lucrativos desenvolvido no âmbito da iniciativa Acesso Aberto



THOMAZ FREIRE DE CARVALHO

Mestre em Economia pela Escola de Pós-Graduação em Economia da Fundação Getulio Vargas (FGV-SP).

Analista do Departamento de Relação com Investidores da Vale S. A.

Rua Timóteo da Costa, 1.001, bloco 2, ap. 205, Leblon, Rio de Janeiro – RJ – Brasil – CEP 22450-130

E-mail: thomazfreire@terra.com.br

MARCELO VERDINI MAIA

Ph.D. em Finanças pelo Finance Department da University of Pennsylvania (Estados Unidos).

Professor do Departamento de Economia do Instituto Brasileiro de Mercado de Capitais (Ibmec).

Avenida Presidente Wilson, 118, 9º andar, Centro, Rio de Janeiro – RJ – Brasil – CEP 20030-020

E-mail: marcelo.verdini@ibmecrj.br

CLAUDIO HENRIQUE DA SILVEIRA BARBEDO

Doutor em Finanças pelo Programa de Pós-Graduação em Administração da Universidade Federal do Rio de Janeiro (UFRJ).

Professor do Departamento de Economia do Instituto Brasileiro de Mercado de Capitais (Ibmec).

Avenida Presidente Wilson, 118, 9º andar, Centro, Rio de Janeiro – RJ – Brasil – CEP 20030-020

E-mail: cbarbedo@ibmecrj.br

Este artigo pode ser copiado, distribuído, exibido, transmitido ou adaptado desde que citados, de forma clara e explícita, o nome da revista, a edição, o ano e as páginas nas quais o artigo foi publicado originalmente, mas sem sugerir que a RAM endosse a reutilização do artigo. Esse termo de licenciamento deve ser explicitado para os casos de reutilização ou distribuição para terceiros. Não é permitido o uso para fins comerciais.



RESUMO

Neste trabalho, verificam-se evidências de que a diversificação e o valor das empresas são negativamente relacionados. O trabalho segue a metodologia utilizada por Lang e Stulz (1994) e tem como objetivo determinar se o valor de mercado das firmas brasileiras é correlacionado com seu grau de diversificação de seus negócios ou de sua carteira de negócios. Os resultados indicam que a relação negativa é observada para diferentes métricas de diversificação e se mantém mesmo quando se controla o efeito de outras variáveis conhecidas por influenciar o valor das empresas, a saber: investimentos, endividamento, rentabilidade e tamanho da empresa. Além disso, assim como empresas especializadas, as empresas pouco e altamente diversificadas também possuem um valor elevado, medido pelo Q de Tobin. Por fim, dois resultados novos trazidos por este trabalho são o indício de que a diversificação em segmentos mais relacionados apresenta um efeito menos negativo do que a diversificação em segmentos distintos e o fato de a correlação da diversificação com o valor da empresa ser positiva em tempos de crise econômica. A implicação desse resultado é que as empresas que não têm um posicionamento claro em relação à decisão de diversificação tendem a ter um desempenho pior que as demais e que, em momento de crise, as empresas mais diversificadas possuem um fluxo de rendimentos de menor risco. A limitação do trabalho é o fato de que a análise pode ter sido prejudicada porque a maioria das empresas brasileiras atua em segmentos extremamente relacionados. Isso pode ser observado pela altíssima média do índice Herfindahl, ainda que ajustado para considerar apenas segmentos não correlacionados.

88

PALAVRAS-CHAVE

Diversificação; Q de Tobin; Valor da empresa; Determinantes de valor; Relação entre segmentos.

1 INTRODUÇÃO

O princípio básico da teoria moderna de carteiras é que a diversificação reduz o risco de uma carteira de ativos e, portanto, deve ser considerada na decisão de alocação de um investidor. Entretanto, se esse conjunto de ativos estiver constituído sobre o formato de uma corporação, o benefício da diversificação não é tão facilmente determinado. Isso ocorre porque, se o mercado de capitais é completo, os investidores podem diversificar sua carteira independentemente de as empresas serem ou não diversificadas. Assim, de acordo com esse ponto de vista, seria coerente afirmar que empresas diversificadas não deveriam ser negociadas com um prêmio em relação às demais. O objetivo deste artigo é determinar se o valor de mercado das firmas brasileiras é correlacionado com seu grau de diversificação de seus negócios ou de sua carteira de negócios.

Até o momento não existe uma resposta satisfatória na literatura sobre esse tema. Berger e Ofek (1995) afirmam que conglomerados norte-americanos são precificados com um desconto entre 13% e 15% em relação ao valor de um portfólio de empresas focadas nos mesmos segmentos de suas divisões. De forma semelhante, Lang e Stulz (1994) concluem que empresas diversificadas possuem menor valor do que empresas focadas em um único segmento. De acordo com Graham, Lemmon e Wolf (2002), esse aparente desconto pode ser resultante da maneira como tais conglomerados são formados. Afirmam que esse processo de diversificação deriva, em grande parte, da aquisição de empresas focadas que já operam a um desconto se comparadas à média dos demais participantes de seu segmento, de modo que o desconto encontrado em conglomerados não deve ser atribuído à diversificação e sim ao processo de aquisição de *poor performers*. Segundo Campa e Kedia (2002), se as variáveis que determinam a decisão de diversificação forem controladas, o efeito negativo no valor das empresas será reduzido e até poderá se tornar positivo em alguns casos. De acordo com He (2009), no mercado americano, as empresas diversificadas foram negociadas com desconto até 1997 e posteriormente com prêmio. No mercado internacional, como apontam Lee, Peng e Lee (2008), na Coreia do Sul, as empresas diversificadas são inicialmente negociadas com prêmio e depois com desconto.

Os resultados sobre a relação negativa entre diversificação e valor da empresa corroboram estudos mais recentes no mercado brasileiro. Mendes-da-Silva (2004) analisou a experiência brasileira no que tange à relação entre grau de diversificação e desempenho financeiro das empresas industriais, com ações negociadas na Bolsa de Valores de São Paulo. Nesse trabalho, o autor não constatou a relação quadrática entre o grau de diversificação da companhia e seu respectivo desempenho em apenas dois dos cinco anos estudados. O autor observa

que o desempenho das empresas diversificadas no Brasil teria sido inferior ao das focalizadas.

Rogers, Mendes-da-Silva e De Paula (2005) estudaram a relação existente entre estratégia de diversificação e o valor das empresas, com a variável de valor Q de Tobin (Q) e a variável de diversificação relação de concentração. Os autores verificaram a forte significância estatística curvilínea em forma de "U" entre diversificação e valor de empresas. Em outro trabalho, Rogers, Mendes-da-Silva e De Paula (2008) estudaram a relação existente entre a estratégia corporativa e o desempenho na indústria brasileira. Esses autores usaram como variáveis de diversificação: o índice Herfindahl-Hirschman e coeficiente de entropia. Os autores também concluíram que há relação curvilínea entre a diversificação e o desempenho. Contudo, a relação mostrou-se indefinida, não sendo possível concluir se ocorre sob a forma de "U" ou de "U invertido".

A seguir, apresentam-se os objetivos deste artigo:

- Identificar o efeito líquido da diversificação em segmentos mais ou menos relacionados no valor das empresas brasileiras e como o efeito se comporta em momentos normais e de crise no mercado financeiro. Adotou-se a metodologia utilizada por Lang e Stulz (1994), o *paper* seminal do assunto, e, assim como os autores, encontraram-se evidências de que empresas focadas em um único segmento tendem a ser mais bem avaliadas.
- Verificar se tanto empresas especializadas ou ligeiramente diversificadas quanto aquelas altamente diversificadas possuem um valor, medido pelo Q de Tobin, maior que o das empresas de nível de diversificação intermediário.
- Por fim, este trabalho apresenta dois resultados novos: o indício de que a diversificação em segmentos mais relacionados tem um efeito menos negativo do que a diversificação em segmentos distintos e o fato de que a correlação da diversificação com o valor da empresa é positiva em tempos de crise econômica.

A seguir, definem-se as métricas utilizadas para a diversificação e o valor das empresas, apresentam-se evidências da relação entre o Q de Tobin e a diversificação, e avalia-se a hipótese de que as empresas mais diversificadas estão sendo mal avaliadas por causa de fatores não relacionados à diversificação. Realizam-se também testes para verificar se a relação encontrada entre diversificação e valor sofreu alguma alteração em 2007 e 2008. Por fim, apresentam-se as principais conclusões.

2 BASE DE DADOS E VARIÁVEIS

Utiliza-se como métrica de desempenho o Q de Tobin¹. A vantagem dessa análise é que não há a necessidade de ajustamento ao risco para comparar a diferentes empresas, em contraste com o que é feito quando se utilizam outras métricas de mercado. A crítica é de que, como temos muitas variáveis que afetam o Q de Tobin, existe uma chance de atribuir à diversificação efeitos que não sejam propriamente resultantes dela, mas de outras variáveis que sejam correlacionadas à diversificação. Para evitar uma conclusão equivocada a respeito do real efeito da diversificação no valor da empresa, testa-se a hipótese de que empresas mais diversificadas estão sendo mal avaliadas por motivos que não estão relacionados à decisão de diversificação. Esse estudo é descrito na seção 3.2 com as variáveis: nível de investimentos, endividamento, rentabilidade e tamanho da empresa.

Utilizam-se duas métricas de diversificação nesta análise: o número de segmentos que a empresa reporta e o índice Herfindahl (a mais importante métrica). Esse índice é a soma dos quadrados do percentual da receita líquida de cada segmento. Se uma empresa tiver apenas um segmento, esse índice terá o valor igual a um. Quanto maior for a diversificação, mais próximo de zero será o índice Herfindahl. Dessa forma, esse índice cai à medida que a diversificação aumenta. A equação do índice é:

$$HHI = \sum_{i=1}^n \left(\frac{p_i}{p} \times 100 \right)^2,$$

onde p_i é o valor das vendas líquidas realizadas com um produto, e p , o valor total das vendas líquidas da empresa i , no ano t . O valor de HHI é maximizado quando a participação de um único produto no faturamento da empresa atinge 100% e, nesses termos, $HHI = 10.000$. Quando os produtos têm participação igualitária, o índice assume o menor valor, $HHI = 1/n$.

Para obter a divisão da receita líquida por segmento, verificam-se informações da Comissão de Valores Mobiliários (CVM) nos sites das empresas e em relatórios financeiros como o 20-F². Para classificar a divisão da receita líquida informada pelas empresas em segmentos de negócio, usamos o padrão adotado pela Comissão Nacional de Classificação (Concla). Consideramos como segmento de negócio o que a Concla chama de subclasse, como especificado no Quadro 1.

91

¹ Seguimos a métrica utilizada por Lang e Stulz (1994). O Q de Tobin é determinado pela razão entre valor de mercado e valor de reposição dos ativos.

² O 20-F é um formulário que segue as regras da Securities and Exchange Commission com informações padronizadas.

EXEMPLO DE SEGMENTO DE NEGÓCIO SEGUNDO PADRÃO ADOTADO PELA CONCLA

Seção	Indústrias extrativistas
Divisão	Extração de minerais metálicos
Grupo	Extração de minerais metálicos não ferrosos
Classe	Extração de minério de alumínio
Subclasse	Beneficiamento de minério de ferro

Fonte: Elaborado pelos autores.

Para testar a hipótese de que a diversificação em segmentos relacionados tem um efeito negativo no valor da empresa de menor magnitude, cria-se um critério para identificar a relação entre diferentes segmentos de negócio. Considera-se que subclasses de uma mesma divisão representam segmentos de negócio relacionados.

A amostra é composta por um painel de 277 observações (firma-ano). Cada observação corresponde a uma empresa em determinado ano. Selecioneamos apenas as empresas com mais de 1 bilhão de reais de valor de mercado, que não atuam em segmentos de serviços financeiros, pois a métrica de valor não é aplicável a esse tipo de empresa³. Essas observações estão distribuídas entre 70 empresas no período de 2003 a 2008.

Ao longo deste estudo, utilizou-se painel com efeitos fixos. Essa metodologia foi baseada nos trabalhos de Bosworth et al. (1997), Schoar (2002) e Campa e Kedia (2002), que apontam que a vantagem desse método é permitir o controle de características não observadas das empresas. Sempre que encontramos evidências estatísticas de heterocedasticidade (teste de White), utilizamos uma matriz de variância-covariância robusta para minimizar os erros na estimativa dos coeficientes.

3 RESULTADOS

Os resultados estão divididos em dois tópicos. No primeiro, avalia-se a relação entre o Q de Tobin e a diversificação, e, no segundo tópico, avalia-se a hipótese de que as empresas mais diversificadas estão sendo mal avaliadas por causa de fatores não relacionados à diversificação de seus negócios.

³ Não teríamos como comparar empresas do setor financeiro com as demais da forma como foi feito o estudo.

3.1 RELAÇÃO ENTRE DIVERSIFICAÇÃO E VALOR DAS EMPRESAS

Pode-se observar que, na média, as empresas brasileiras possuem certo grau de diversificação. O primeiro resultado importante de nosso estudo são as correlações que aparecem na Tabela 1, painéis A e B. Observa-se que a correlação do Q de Tobin com a diversificação é negativa. O nível de diversificação cresce com o número de subclasses, e, portanto, a correlação (significante a 0,05) é negativa para esse indicador. Em contrapartida, o nível de diversificação cai à medida que o índice Herfindahl cresce, e, portanto, a correlação (significante a 0,01) é positiva para essa métrica de diversificação.

ESTATÍSTICAS DE DIVERSIFICAÇÃO

PAINEL A: MATRIZ DE CORRELAÇÃO ENTRE AS MÉTRICAS DE DIVERSIFICAÇÃO E O VALOR DAS EMPRESAS (MEDIDO PELO Q DE TOBIN)			
	ÍNDICE HERFINDAHL	NÚMERO DE SUBCLASSES	Q DE TOBIN
Índice Herfindahl	1,00		
Estatística t	-----		
Probabilidade	-----		
Número de Subclasses	-0,73	1,00	
Estatística t	-1,79	-----	
Probabilidade	0,00	-----	
Q de Tobin	0,25	-0,13	1,00
Estatística t	4,32	-2,22	-----
Probabilidade	0,00	0,03	-----obab0 0 m85.039 0 ISC

ESTATÍSTICAS DE DIVERSIFICAÇÃO

PAINEL B: MÉDIA, MEDIANA E DESVIO PADRÃO DAS MÉTRICAS DE DIVERSIFICAÇÃO E DO Q DE TOBIN			
ESTATÍSTICAS DESCRIPTIVAS	ÍNDICE HERFINDAHL	NÚMERO DE SUBCLASSES	Q DE TOBIN
Máximo	1,00	1,30	8,25
Mínimo	0,16	1,00	0,33
Desvio padrão	0,25	1,89	1,01
Observações	277	277	277

Fonte: Elaborada pelos autores.

A Tabela 2 exibe a média e a mediana dos valores de Q de Tobin para diversos valores do índice Herfindahl, segundo Lang e Stulz (1994) e Berger e Ofek (1995). Pode-se observar que a média e a mediana de empresas focadas em apenas um segmento são maiores do que as de empresas diversificadas. A média e a mediana do Q de Tobin das empresas especializadas são maiores em mais de 30% se comparadas aos valores de toda a amostra. Esses números sugerem uma diferença substancial no valor de empresas diversificadas e não diversificadas. Para confirmar estatisticamente essa observação, fizemos um teste de igualdade entre a média do Q de Tobin das empresas especializadas e as médias dos demais grupos. Pela Tabela 2, rejeita-se, no nível de significância de 2%, a hipótese nula de igualdade para todos os grupos, com exceção do grupo de empresas com índice Herfindahl entre 0,8 e 1,0. Para esse grupo, rejeita-se a hipótese de igualdade no nível de significância de 10%.

Q DE TOBIN PARA DIFERENTES FAIXAS DE DIVERSIFICAÇÃO MEDIDAS PELO ÍNDICE HERFINDAHL (IH) E RESULTADO DO TESTE ESTATÍSTICO DE IGUALDADE COM REJEIÇÃO DA HIPÓTESE NULA

AMOSTRA	0,0 ≤ IH < 0,4	0,4 ≤ IH < 0,6	0,6 ≤ IH < 0,8	0,8 ≤ IH < 1,0	IH = 1
Média do Q de Tobin	1,27	1,06	1,10	1,44	1,83
Mediana do Q de Tobin	1,17	0,79	0,94	1,11	1,42
Observações	33	65	53	41	85

(continua)

Q DE TOBIN PARA DIFERENTES FAIXAS DE DIVERSIFICAÇÃO MEDIDAS PELO ÍNDICE HERFINDAHL (IH) E RESULTADO DO TESTE ESTATÍSTICO DE IGUALDADE COM REJEIÇÃO DA HIPÓTESE NULA

TESTE DE IGUALDADE	$0,0 \leq IH < 0,4$	$0,4 \leq IH < 0,6$	$0,6 \leq IH < 0,8$	$0,8 \leq IH < 1,0$
Estatística t	-2,38	-4,19	-3,88	-1,71
Probabilidade	0,02	0,00	0,00	0,09

Fonte: Elaborada pelos autores.

Um ponto interessante já observado na Tabela 2 é a aparente relação entre o nível de diversificação e o valor das empresas medido pelo Q de Tobin. A média e a mediana das empresas altamente diversificadas são maiores do que as das empresas com nível de diversificação intermediário. Entretanto, não se pode afirmar que empresas ligeiramente diversificadas, classificada neste trabalho com IH entre 0,8 e 1,0, tenham uma percepção de valor superior ao das empresas altamente diversificadas ($0,0 \leq IH < 0,4$), pois não rejeitamos a hipótese de igualdade do Q de Tobin desses dois grupos de empresa como podemos verificar na Tabela 3.

TESTE DE IGUALDADE ENTRE A MÉDIA DO Q DE TOBIN DE EMPRESAS ALTAMENTE DIVERSIFICADAS E A MÉDIA DO Q DE TOBIN DE EMPRESAS LIGEIRAMENTE DIVERSIFICADAS

TESTE DE IGUALDADE	VALOR	PROBABILIDADE
Estatística t	-0,83	0,41
Teste Satterthwaite-Welch	-0,88	0,38
Teste Anova F	0,69	0,41
Teste Welch F	0,77	0,38

Fonte: Elaborada pelos autores.

Em seguida, testa-se a aparente relação quadrática entre o valor das empresas medido pelo Q de Tobin e o grau de diversificação das empresas. Markides (1992) utilizou um modelo em que o valor da empresa aumenta com a diversificação até determinado ponto, a partir do qual passa a seguir uma trajetória descendente. A relação testada é:

$$Q_{t,j} = \alpha + \beta_1 IH_{t,j} + \beta_2 IH_{t,j}^2 + \varepsilon_{t,j} \quad (I)$$

em que $Q_{t,j}$ é o Q de Tobin da empresa j no ano t , e $IH_{t,j}$, o índice Herfindahl da empresa j no ano t .

Os resultados são apresentados na Tabela 4. Encontramos um resultado diferente do descrito por Markides (1992). A conclusão é de que tanto empresas altamente diversificadas quanto empresas especializadas têm uma alta percepção de valor. Empresas que ficam no meio-termo apresentam baixas avaliações de valor em relação às demais.

**REGRESSÃO DO Q DE TOBIN EM RELAÇÃO AO ÍNDICE
HERFINDAHL E AO QUADRADO DESTE.
O ÍNDICE HERFINDAHL, CUJO Q DE TOBIN É MÍNIMO,
É DADO POR: $-(-5,77)/(2 \cdot 4,98) = 0,58$**

	COEFICIENTE	ESTATÍSTICA T	PROBABILIDADE (P-VALOR)
Constante	2,64	5,52	0,00
Índice Herfindahl	-5,77	-3,54	0,00
Quadrado do índice Herfindahl	4,98	4,45	0,00

Fonte: Elaborada pelos autores.

O sinal negativo do coeficiente do índice, associado ao sinal positivo do coeficiente do quadrado do mesmo, determina o perfil de uma curva convexa com a presença de um ponto de mínimo. Vale ressaltar que os coeficientes encontrados são significantes a 1%.

Para encontrarmos a contribuição incremental da diversificação no valor das empresas, fizemos uma regressão do Q de Tobin utilizando variáveis *dummy*. Regrediu-se o Q de Tobin contra a variável $D(k)$ com $k = 2, 3, 4, 5, 6$ e 7 , conforme a Equação 2.

$$Q_{t,j} = \alpha + \beta_1 D(2)_{t,j} + \beta_2 D(3)_{t,j} + \beta_3 D(7)_{t,j} + \varepsilon_{t,j} \quad (2)$$

em que $Q_{t,j}$ é o Q de Tobin da empresa j no ano t , e $D(k)_{t,j}$, a variável *dummy* que assume o valor 1 se a empresa j no ano t tiver k segmentos ou mais.

Nessa regressão, o coeficiente em $D(2)$ é interpretado como a diferença entre o Q de Tobin de empresas com dois segmentos e empresas com apenas um segmento. A soma dos coeficientes em $D(2)$ e $D(3)$ é interpretada como a diferença entre o Q de Tobin de empresas com três segmentos e empresas com apenas um segmento, e assim sucessivamente. Dessa forma, o coeficiente em $D(k)$ é

interpretado como a contribuição marginal no Q de Tobin do segmento k. Verificamos que apenas as variáveis *dummy* D(2), D(3) e D(7) são significantes. As demais foram excluídas da especificação do modelo.

REGRSSÃO DO Q DE TOBIN EM RELAÇÃO AO NÚMERO DE SEGMENTOS

	COEFICIENTE	ESTATÍSTICA T	PROBABILIDADE
Constante	1,83	1,77	0,00
Dummy(2)	-0,47	-2,94	0,00
Dummy(3)	-0,30	-1,84	0,07
Dummy(7)	0,96	1,90	0,06

Fonte: Elaborada pelos autores.

Conforme análise da Tabela 5, o coeficiente da variável D(2) é significante a 1%, e os coeficientes das variáveis D(3) e D(7) são significantes a 10%. O coeficiente positivo da última variável sugere que empresas altamente diversificadas possuem um melhor múltiplo que as demais empresas diversificadas. As demais variáveis não são significantes. Em linha com os primeiros resultados, os sinais de D(2) e D(3) mostram que empresas com mais de um segmento têm um menor Q de Tobin do que empresas especializadas.

3.2 QUAL É O EFEITO DA DIVERSIFICAÇÃO NO VALOR DAS EMPRESAS?

Uma hipótese avaliada em Campa e Kedia (2002) é a possibilidade de que as empresas diversificadas estão sendo mal avaliadas por motivos que não a decisão de diversificação. Dessa forma, investiga-se se o desconto aplicado ao valor de empresas diversificadas em relação a empresas não diversificadas pode ser explicado pelas características destas últimas. Realiza-se regressão múltipla com variáveis conhecidas por determinar o valor das empresas como o nível de investimentos, de endividamento, a rentabilidade e o tamanho da empresa. O coeficiente da variável *diversificação* confirmou a relação negativa entre diversificação e o valor da empresa medido pelo Q de Tobin. A Tabela 6 resume os resultados encontrados, a partir da Equação 3.

$$Q_{t,j} = \alpha + \beta_1 IH_{tj} + \beta_2 I_{tj} + \beta_3 D_{tj} + \beta_4 L_{tj} + \beta_5 T_{tj} + \varepsilon_{t,j} \quad (3)$$

em que $Q_{t,j}$ é o Q de Tobin da empresa j no ano t ; $IH_{t,j}$, o índice Herfindahl da empresa j no ano t ; $I_{t,j}$, o nível de investimento da empresa j no ano t ; $D_{t,j}$, o nível de endividamento da empresa j no ano t ; $L_{t,j}$, a métrica de lucratividade da empresa j no ano t ; e $T_{t,j}$, o tamanho da empresa j no ano t ⁴.

VALOR DA EMPRESA EM RELAÇÃO AO ÍNDICE HERFINDAHL E OUTRAS ALAVANCAS DE VALOR

	COEFICIENTE	ESTATÍSTICA T	PROBABILIDADE
Constante	3,53	4,94	0,00
Índice Herfindahl	0,43	2,10	0,04
Nível de investimento	0,01	2,79	0,01
Nível de endividamento	-2,34	-6,93	0,00
Métrica de lucratividade	3,32	6,24	0,00
Tamanho	-0,48	-4,87	0,00

Fonte: Elaborada pelos autores.

Podemos verificar que o coeficiente do índice Herfindahl continua significativo a menos de 5% e segue expressando a correlação negativa entre diversificação e o valor das empresas.

O sinal do coeficiente da variável que representa o tamanho da empresa (logaritmo do total dos ativos) é negativo. Isso sugere que empresas menores tendem a ser mais bem avaliadas em termos relativos ou, conforme o jargão de mercado, operam na média com um melhor múltiplo. Esse efeito decorre da maior expectativa de crescimento que o mercado espera de tais empresas.

É nítida a importância da lucratividade como determinante de valor. Quanto ao endividamento, os custos de agência da dívida (MYERS, 1977) e os custos de insolvência financeira (PINDADO; RODRIGUES, 2005) são algumas das teorias que nos levam a esperar um coeficiente negativo para essa variável. Em relação ao investimento, o coeficiente encontrado retrata bem a dificuldade em se obter uma definição sobre o efeito médio esperado do nível de investimento⁵.

⁴ O nível de investimento consiste no total de investimentos dividido pelo patrimônio líquido. O nível de endividamento é calculado pela razão entre dívida líquida e seu somatório com o valor de mercado. A variável que representa a lucratividade é a razão entre o Ebitda e o valor total dos ativos.

⁵ Ao utilizarmos o modelo de regressão com o quadrado da métrica de diversificação, além da própria e das demais variáveis determinantes de valor, chegamos à mesma conclusão a respeito da relação entre o valor das empresas e seu nível de diversificação.

Em seguida, refaz-se a regressão do Q de Tobin com relação às variáveis *dummy* e acrescentaram-se as mesmas variáveis descritas anteriormente na Equação 4. Os resultados podem ser observados na Tabela 7. Verifica-se que o coeficiente da variável *dummy* D(2) continua significativo no nível de 2% e que seu sinal continua indicando uma correlação negativa entre o Q de Tobin e diversificação. No entanto, pode-se verificar que o coeficiente teve sua magnitude reduzida. Outro ponto interessante é que o coeficiente da variável *dummy* D(7) continua com sinal positivo, indicando mais uma vez que empresas altamente diversificadas tendem a ter uma maior percepção de valor que as ligeiramente diversificadas.

$$Q_{t,j} = \alpha + \beta_1 D(2)_{tj} + \beta_2 D(7)_{tj} + \beta_3 I_{tj} + \beta_4 D_{tj} + \beta_5 L_{tj} + \beta_6 T_{tj} + \varepsilon_{t,j} \quad (4)$$

em que $Q_{t,j}$ é o Q de Tobin da empresa j no ano t ; $D(k)_{tj}$, a variável *dummy* que assume o valor 1 se a empresa j no ano t tiver k segmentos ou mais; I_{tj} , o nível de investimento da empresa j no ano t ; D_{tj} , o nível de endividamento da empresa j no ano t ; L_{tj} , a métrica de lucratividade da empresa j no ano t ; e T_{tj} , o tamanho da empresa j no ano t .

VALOR DA EMPRESA EM RELAÇÃO AO NÚMERO DE SEGMENTOS E OUTRAS ALAVANCAS DE VALOR

	COEFICIENTE	ESTATÍSTICA T	PROBABILIDADE
Constante	4,68	6,62	0,00
<i>Dummy</i> (2)	-0,33	-2,37	0,02
<i>Dummy</i> (7)	1,17	2,77	0,01
Nível de investimento	0,01	3,39	0,00
Nível de endividamento	-1,80	-5,29	0,00
Métrica de lucratividade	3,41	6,61	0,00
Tamanho	-0,51	-4,75	0,00

Fonte: Elaborada pelos autores.

99

Para testar a hipótese de que a diversificação em segmentos relacionados tem um efeito negativo no valor da empresa, porém de menor impacto, alterou-se a variável *diversificação* de modo que ela passasse apenas a considerar como distintos segmentos com baixa relação entre si. Fez-se uma nova regressão para testar

a relação entre o valor das empresas e a diversificação. Incluíram-se as demais variáveis determinantes de valor e ajustou-se o índice Herfindahl conforme a Equação 5. Os resultados estão descritos na Tabela 8.

$$Q_{tj} = \alpha + \beta_1 IH_{2tj} + \beta_2 I_{tj} + \beta_3 D_{tj} + \beta_4 L_{tj} + \beta_5 T_{tj} + \varepsilon_{tj} \quad (5)$$

em que Q_{tj} é o Q de Tobin da empresa j no ano t ; IH_{2tj} , o índice Herfindahl ajustado da empresa j no ano t ; I_{tj} , o nível de investimento da empresa j no ano t ; D_{tj} , o nível de endividamento da empresa j no ano t ; L_{tj} , a métrica de lucratividade da empresa j no ano t ; e T_{tj} , o tamanho da empresa j no ano t .

VALOR DA EMPRESA EM RELAÇÃO AO ÍNDICE HERFINDAHL AJUSTADO (CONSIDERA COMO SEGMENTOS DISTINTOS APENAS AQUELES PERTENCENTES A DIFERENTES DIVISÕES, SEGUNDO CLASSIFICAÇÃO DA CONCLA) E OUTRAS ALAVANCAS DE VALOR

	COEFICIENTE	ESTATÍSTICA T	PROBABILIDADE
Constante	3,89	5,76	0,00
Índice Herfindahl ajustado	0,39	1,46	0,15
Nível de investimento	0,01	2,59	0,01
Nível de endividamento	-2,40	-7,08	0,00
Métrica de lucratividade	3,37	6,30	0,00
Tamanho	-0,53	-5,60	0,00

Fonte: Elaborada pelos autores.

Se de fato o índice Herfindahl ajustado representar uma maior diversificação que o índice padrão, o coeficiente estimado dessa variável deverá ser menor que o estimado anteriormente. Suponha duas empresas A e B que tenham índices Herfindahl iguais a 0,8 e que a empresa A tenha uma diversificação em segmentos muito menos relacionados entre si que a empresa B. Para calcular o impacto da diversificação na métrica de valor de cada uma delas, deve-se multiplicar o coeficiente 0,43 (ver Tabela 6) pelo valor do índice. O impacto na métrica de valor seria de 0,34 para ambas. Entretanto, como a empresa A é mais diversificada que a B, se se considerar a hipótese de que segmentos menos relacionados aumentam a diversificação, o impacto na métrica de valor na empresa A deveria ser menor.

Pode-se observar que o coeficiente do índice Herfindahl caiu de 0,43 (significativo a 15%) para 0,39. Essa queda representa o ajuste necessário para corrigir a questão levantada anteriormente. Sugere-se que a diversificação em segmentos não relacionados pode ser considerada mais forte e que, portanto, seu impacto na métrica de valor é maior.

Em uma segunda investigação para testar o efeito da relação entre os segmentos, considera-se apenas a amostra de empresas diversificadas e utiliza-se uma variável *dummy* que assumisse o valor um, em caso de relação entre os segmentos, e zero, em caso contrário. De forma análoga à Equação 5, considera-se que há relação entre os segmentos se pelo menos dois segmentos pertencerem à mesma divisão.

O resultado dessa análise, na Tabela 9, mostra um coeficiente positivo relativo à variável *dummy* que representa a relação entre os segmentos. Significa que a relação entre os segmentos gera um efeito positivo no valor da empresa. O efeito negativo da diversificação é amenizado porque os segmentos são relacionados. Esse resultado é coerente com nossa análise anterior, porém o coeficiente não é significante.

VALOR DA EMPRESA EM RELAÇÃO AO ÍNDICE HERFINDAHL AJUSTADO, UMA VARIÁVEL DUMMY QUE REPRESENTA A RELAÇÃO ENTRE OS SEGMENTOS E OUTRAS ALAVANCAS DE VALOR

	COEFICIENTE	ESTATÍSTICA T	PROBABILIDADE
Constante	2,45	3,89	0,00
Índice Herfindahl ajustado	0,32	1,36	0,18
<i>Dummy</i>	0,16	1,43	0,15
Nível de investimento	0,00	2,57	0,01
Nível de endividamento	-2,22	-6,77	0,00
Métrica de lucratividade	1,56	2,32	0,02
Tamanho	-0,29	-3,23	0,00

Fonte: Elaborada pelos autores.

101

Uma das possíveis razões que nos levaram a não demonstrar de forma conclusiva o efeito da diversificação em segmentos mais relacionados é a realidade do mercado brasileiro, em que quase todo tipo de diversificação é altamente

relacionado. Pode-se verificar isso se analisarmos as estatísticas descritivas de índice Herfindahl ajustado.

A média do índice ajustado encontrado com os dados deste trabalho é muito alta, 0,88, o que representa uma baixíssima diversificação não correlacionada. A mediana, cujo valor é 1, indica que pelo menos a metade da amostra não faz nenhum tipo de diversificação não correlacionada. O índice Herfindahl que considera a diversificação mesmo em segmentos relacionados possui médias e medianas inferiores de 0,73 e 0,76, respectivamente, o que evidencia que se trabalha basicamente com uma amostra em que, salvo raríssimas exceções, não há empresas com diversificação em segmentos correlatos.

Em uma última verificação da robustez da relação entre diversificação e valor, testamos a hipótese de que o suposto desconto da diversificação se deve, na verdade, às características inerentes à indústria em que empresas diversificadas operam.

Para testar essa hipótese, agrupamos as empresas afins em 13 grandes setores⁶. Em seguida, dividimos a métrica de valor de cada empresa pela média de seu setor. Feito isso, esperamos diminuir o efeito das características da indústria e isolar o efeito de nosso interesse: o nível de diversificação. Utiliza-se a Equação 5 com a métrica de valor ajustada. O coeficiente da variável que mede a diversificação continuou significante a 0,1%, e seu sinal continuou positivo corroborando a relação negativa entre diversificação e valor. O resultado está na Tabela 10.

REGRSSÃO COM MÉTRICA DE VALOR AJUSTADA PELA INDÚSTRIA

	COEFICIENTE	ESTATÍSTICA T	PROBABILIDADE
Constante	2,60	3,85	0,00
Índice Herfindahl ajustado	0,75	3,78	0,00
Nível de investimento	0,00	1,71	0,09
Nível de endividamento	-1,96	-5,95	0,00
Métrica de lucratividade	2,82	5,47	0,00
Tamanho	-0,34	-3,58	0,00

Fonte: Elaborada pelos autores.

⁶ Fabricação e refino de açúcar; exploração e refino de petróleo, gás natural, indústrias químicas e petroquímicas; fabricação de produtos metálicos, de metais não ferrosos, materiais plásticos, fibras, laminados de madeira e serviços correlatos; transporte aéreo; produção de bens de consumo; comércio varejista; agricultura, pecuária e serviços correlatos; telecomunicações; mineração; siderurgia; papel e celulose; geração, transmissão, comercialização e distribuição de energia elétrica; e setor imobiliário e de construção civil.

4 A CORRELAÇÃO ENTRE DIVERSIFICAÇÃO E VALOR SE MANTÉM EM TEMPOS DE CRISE FINANCEIRA?

Para testar a hipótese de que a relação entre diversificação e valor se mantém em tempos de crise, dividiram-se as empresas em dois grupos. O primeiro grupo contempla empresas especializadas em apenas um segmento e empresas ligeiramente diversificadas (índice Herfindahl entre 0,8 e 1,0). O segundo grupo contempla as demais, todas diversificadas. Testa-se a hipótese de igualdade das médias do Q de Tobin dos dois grupos, considerando toda a amostra e em seguida considerando apenas os anos de 2007 e 2008.

e com as demais variáveis determinantes de valor), mas excluindo da amostra os anos 2007 e 2008⁷.

RESULTADO DA REGRESSÃO CONSIDERANDO UMA AMOSTRA COM TODOS OS ANOS, EXCETO 2007 E 2008

	COEFICIENTE	ESTATÍSTICA T	PROBABILIDADE
Constante	2,94	3,20	0,00
Índice Herfindahl	0,76	2,86	0,00
Nível de endividamento	-2,69	-5,94	0,00
Métrica de lucratividade	3,50	4,81	0,00
Tamanho	-0,42	-3,22	0,00

Fonte: Elaborada pelos autores.

A Tabela 13 representa a mesma análise, mas são considerados na amostra apenas os anos de 2007 e 2008. Antes de realizarmos qualquer teste mais elaborado de quebra estrutural, percebemos que o sinal do coeficiente do índice Herfindahl é negativo quando consideramos apenas os anos de 2007 e 2008. Nesses anos, a diversificação exibe uma correlação positiva com a métrica de valor. Esse resultado é significativo a 19%.

RESULTADO DA REGRESSÃO CONSIDERANDO UMA AMOSTRA APENAS COM OS ANOS DE 2007 E 2008

	COEFICIENTE	ESTATÍSTICA T	PROBABILIDADE
Constante	5,40	4,93	0,00
Índice Herfindahl	-0,42	-1,34	0,18
Nível de investimento	0,01	3,64	0,00
Nível de endividamento	-1,81	-4,06	0,00

(continua)

⁷ Na regressão, cujo resultado é apresentado na Tabela 12, retiramos a variável que representa o nível de investimento, pois se mostrou não significativa.

RESULTADO DA REGRESSÃO CONSIDERANDO UMA AMOSTRA APENAS COM OS ANOS DE 2007 E 2008

	COEFICIENTE	ESTATÍSTICA T	PROBABILIDADE
Métrica de lucratividade	3,42	5,05	0,00
Tamanho	-0,67	-4,75	0,00

Fonte: Elaborada pelos autores.

Para testarmos a quebra estrutural, fizemos o teste de Chow e concluímos pela rejeição da hipótese nula de estabilidade estrutural na dimensão tempo, isto é, encontramos evidências estatísticas de quebra estrutural e que o efeito da diversificação no valor das empresas nos anos de 2008 e 2007 passou a ser positivo, sugerindo que, em tempos de crise econômica, a percepção do valor de empresas mais diversificadas aumenta de forma significativa.

Com o intuito de realizar uma análise de robustez e verificar se a relação encontrada entre o valor das empresas e o grau de diversificação se mantém, regrediu-se a Equação 6, com a inclusão do termo quadrático que tende a capturar uma relação não linear entre valor das empresas e diversificação.

$$Q_{t,j} = \alpha + \beta_1 IH_{tj} + \beta_1 (IH_{tj})^2 + \beta_3 I_{tj} + \beta_4 D_{tj} + \beta_5 L_{tj} + \beta_6 T_{tj} + \varepsilon_{t,j} \quad (6)$$

em que $Q_{t,j}$ é o Q de Tobin da empresa j no ano t ; IH_{tj} , o índice Herfindahl da empresa j no ano t ; I_{tj} , o nível de investimento da empresa j no ano t ; D_{tj} , o nível de endividamento da empresa j no ano t ; L_{tj} , a métrica de lucratividade da empresa j no ano t ; e T_{tj} , o tamanho da empresa j no ano t .

VALOR DA EMPRESA EM RELAÇÃO AO ÍNDICE HERFINDAHL, O QUADRADO DESTE E OUTRAS ALAVANCAS DE VALOR, CONSIDERANDO APENAS OS ANOS DE 2007 E 2008

	COEFICIENTE	ESTATÍSTICA T	PROBABILIDADE
Constante	6,49	5,70	0,00
Índice Herfindahl	-5,39	-2,80	0,01
Quadrado do índice Herfindahl	3,64	2,61	0,01

105

(continua)

VALOR DA EMPRESA EM RELAÇÃO AO ÍNDICE HERFINDAHL, O QUADRADO DESTE E OUTRAS ALAVANCAS DE VALOR, CONSIDERANDO APENAS OS ANOS DE 2007 E 2008

	COEFICIENTE	ESTATÍSTICA T	PROBABILIDADE
Nível de investimento	0,01	4,10	0,00
Nível de endividamento	-1,78	-4,13	0,00
Métrica de lucratividade	3,38	5,15	0,00
Tamanho	-0,62	-4,47	0,00

Fonte: Elaborada pelos autores.

Pela análise da Tabela 14, verificamos que a concavidade para cima se mantém.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O objetivo deste artigo foi determinar se o valor de mercado das firmas brasileiras é correlacionado com seu grau de diversificação. Os resultados suportam a tese de que empresas especializadas em apenas um segmento tendem a obter um melhor desempenho. Além disso, há indícios de que a diversificação em segmentos mais relacionados apresenta um efeito menos negativo do que a diversificação em segmentos distintos. Essa análise foi prejudicada pelo fato de a maioria das empresas brasileiras atuar em segmentos extremamente relacionados. Isso pôde ser observado pela altíssima média do índice Herfindahl ajustado para considerar apenas segmentos não correlacionados.

Um resultado interessante foi a relação encontrada entre o valor das empresas e o seu nível de diversificação. Mostramos que não se pode afirmar que empresas ligeiramente diversificadas tenham um desempenho superior ao daquelas que adotam uma estratégia de altíssima diversificação. No entanto, empresas que possuem um nível de diversificação intermediário são menos valorizadas que as demais. Esse resultado sugere que as empresas que não têm um posicionamento claro em relação à decisão de diversificação tendem a ter um desempenho pior que as demais.

Uma última inferência foi a alteração da correlação da diversificação com o valor da firma, que passou a ser positiva nos anos de 2007 e 2008. A alteração sugere que, em momento de crise, as empresas mais diversificadas possuem um fluxo de rendimentos de menor risco. E essa teoria não pode ser quebrada

pelo argumento de que empresas diversificadas tendem a ser *large caps*, pois o tamanho das empresas foi uma das variáveis de controle utilizadas para isolar o efeito da diversificação.

DIVERSIFICATION'S EFFECT ON FIRMS LISTED IN THE BRAZILIAN EXCHANGE

ABSTRACT

This work provides evidence on how negative correlated is diversification and enterprise value. Following Lang and Stulz (1994) methodology, our aim is to verify the correlation between firms' market value and diversification strategies. The negative relationship is observed for different measures of diversification and holds even if we control the effect of other variables known to be value drivers as investment, debt, profit and firm size. The results indicate that, as the focused companies, the highly diversified ones have also a greater value than the others. Finally, the contribution of this paper is that the negative diversification falls when it appears in more related segments and the effect of diversification on the enterprise value begins to be positive if we consider only the years of crises in our sample. We distinguished two consequences: non defined diversification strategies mean the worst performance and crisis mean better performance by diluting the risks impact. The study has some limitations because most of the Brazilian firms deal with highly correlated business portfolio.

KEYWORDS

Diversification; Tobin's Q; Enterprise value; Value drivers; Segment relatedness.

EFFECTO DE LA DIVERSIFICACIÓN DE EMPRESAS LISTADAS EN LOS MERCADOS DE VALORES BRASILEÑOS

107

RESUMEN

Este trabajo proporciona evidencia en cómo es negativo correlacionado es valor de la diversificación y de la empresa. Seguimos la metodología de Lang y Stulz

(1994) y nuestro objetivo es verificar la correlación entre valor de mercado de las empresas y las estrategias de diversificación. La relación negativa se observa para diversas medidas de diversificación y se sostiene incluso si controlamos el efecto de otras variables sabidas para ser conductores del valor como el tamaño, la deuda, la ganancia y la inversión. Los resultados indican que las compañías altamente diversificadas tienen un mayor valor. Finalmente, la contribución de este trabajo es que el negativo efecto de la diversificación es menor cuando en empresas de segmentos más relacionados y el efecto de la diversificación sobre el valor de la empresa comienza a ser positivo si consideramos solamente los años de crisis en nuestra muestra. Distinguimos dos consecuencias: cuando no se definen las estrategias de diversificación significa el peor desempeño de las empresas y la crisis significa un mejor rendimiento al diluir el impacto de los riesgos. El estudio tiene algunas limitaciones ya que la mayoría de las empresas brasileñas presentaron portafolio de negocios altamente correlacionados.

PALABRAS CLAVE

Diversificación; Q de Tobin; Valor de la empresa; Conductores del valor; Relación del segmento.

REFERÊNCIAS

- BERGER, P. G.; OFEK, E. Diversification's effect on firm value. *Journal of financial economics*, n. 37, p. 39-65, 1995.
- BOSWORTH, D. et al. Diversification and the performance of Australian enterprises. *Melbourne Institute Working Paper*, p. 28-97, 1997.
- CAMPA, J.; KEDIA, S. Explaining the diversification discount. *Journal of Finance*, n. 57, p. 1731-1762, 2002.
- GRAHAM, J. R.; LEMMON, M.; WOLF, J. Does corporate diversification destroy value? *Journal of Finance*, n. 57, p. 695-720, 2002.
- HE, X. Corporate diversification and firm value: evidence from post-1997 data. *International Review of Finance*, v. 9, n. 4, p. 359-385, 2009.
- LANG, L. H. P.; STULZ, R. M. Tobin's q, corporate diversification and firm performance. *Journal of Political Economy*, v. 102, n. 6, p. 1248-1281, 1994.
- LEE, K.; PENG, M. W.; LEE, K. From diversification discount to diversification premium during institutional transitions. *Journal of World Business*, v. 43, n. 1, p. 47-65, 2008.
- MARKIDES, C. C. Consequence of corporate refocusing: *ex ante* evidence. *Academy of Management Journal*, n. 35, p. 398-412, 1992.

- MENDES-DA-SILVA, W. Estratégia de diversificação: evidências de implicações para o desempenho financeiro de indústrias brasileiras. In: CONGRESSO LATINO-AMERICANO DE ESTRATÉGIA, 17., 2004, Itapema. *Anais...* Itapema: Sociedade Latino-Americana de Estratégia, 2004.
- MYERS, S. C. Determinants of corporate borrowing. *Journal of Financial Economics*, n. 5, p. 147-176, 1977.
- PINDADO, J.; RODRIGUES, L. Determinants of financial distress costs? *Financial Markets and Portfolio Management*, n. 19, p. 343-359, 2005.
- ROGERS, P.; MENDES-DA-SILVA, W.; DE PAULA, G. Estratégias corporativas de diversificação e valor das empresas na América Latina: estudo de caso do Brasil. In: ASAMBLEA CONSEJO LATINOAMERICANO DE ESCUELAS DE ADMINISTRACION (CLADEA), 40., 2005, Santiago do Chile. *Anais...* Santiago do Chile: Cladea, 2005.
- _____. Diversificação e desempenho em empresas industriais brasileiras: um estudo empírico no período de 1997 a 2001. *Revista de Administração Contemporânea*, v. 12, n. 2, p. 313-338, 2008.
- SCHOAR, A. Effects of corporate diversification on productivity. *The Journal of Finance*, v. 57, n. 6, p. 2379-2403, 2002.