SBJ
vol.18
2013年4月26日発行
碩学舎ビジネス・ジャーナル
Sekigakusha Business Journal

第1回碩学舎賞 奨励賞受賞作

「日本企業の多角化と企業価値に関する パネルデータ分析」

池田 雄哉（中央大学大学院 商学研究科）

碩学舎

第1回碩学舎賞 奨励賞

日本企業の多角化と企業価値に関するパネルデータ分析

中央大学大学院商学研究科 博士後期課程
池田 雄哉

要旨

本稿は，パネルデータを用いて，日本企業の多角化が企業価値に与える影響を実証的に分析している．推定結果から次のようなことを明らかにしている．まず，プールドOLSの結果では6%のディスカウントを示したが，固定効果モデルの結果では2%のディスカウントを示している．これはCampa and Kedia (2002) が明らかにしたように，多角化変数の内生性が大きいため，個別効果の除去によってディスカウントが減少することをあらわしている．また，多角化と企業価値との関係が逆U字型であることを明らかにしている．超過価値は多角化水準が0.259ポイントのときに最も高くなるため，プレミアムはきわめて限られた水準で発生するといえる．このような結果は，Rumelt (1982) や吉原ほか (1981) に代表される多角化形態の分析において，関連多角化のパフォーマンスが最も高く非関連多角化が最も低いという結果と一致している．さらに，多角化と株式所有構造の関係を分析し，個人投資家の所有比率が高い多角化企業ほどディスカウントが発生することを明らかにしている．これは多角化企業と個人投資家との情報の非対称が大きく，その結果として生じるエージェンシー問題がディスカウントに影響することを示唆している．

キーワード

多角化，企業価値，株式所有構造

1. はじめに

近年の日本企業は,「選択と集中」を要求されている．これは不採算の事業分野から撤退して，成長分野へ経営資源を集中するというものだ．この背景には，長期不況が続くなか，複数の事業分野で競争優位を獲得することが困難という認識が浸透したためだろう．とりわけ1997年の金融危機による銀行機能の低下は，バブル崩壊後も手つかずの事業整理へ圧力を強めている．

しかしながら，このような専業化への傾向は一部の大企業にはあてはまらない．経済産業省経済産業政策局調査統計部編『平成17年企業活動基本調査報告書』によると，売上高でウェイトした多角化水準は，1997年の約0.4ポイントから2003年には0.3ポイントまで減少している[1]．また単純平均した多角化水準では1997年の0.25ポイントから2003年には0.22ポイントへわずかに減少している．多角化水準は中小企業よりも大企業の方が高く，専業化が顕著だったと推察される．ただし，東京証券取引所1部上場企業とそのうちの総資産額上位200社を調査した宮島・青木 (2011) では，これらの大企業の多角化水準は1997年以降も低下していない．これは有数の規模の大企業では長期雇用の維持が優先され，事業の撤退が困難なことを物語っている[2]．

これまでの先行研究では，多角化が企業価値を毀損するという結果が明らかにされてきた．とくにBerger and Ofek (1995) がセグメントごとに算出した価値の合計と企業価値を比較する「超過価値アプローチ」を確立して以降，多角化による超過価値の減少をあらわす多角化ディスカウントの量的規模が議論の的になっている．これらの一連の結果は，範囲の経済性 (Teece, 1982) やリスク分散 (Amihud and Lev, 1981) といった効果の有効性を否定し，むしろ専業化によって企業価値が高まることを明らかにした (Comment and Jarrell, 1995).

しかし近年では，多角化ディスカウントを誤った結果とする研究もある．Campa and Kedia (2002) は，Berger and Ofek (1995) をはじめ，これまでのクロスセクション分析では多角化の内生性を考慮できないと指摘した．また，Villalonga (2004) は，企業のセグメント数を過小に報告するバイアスがディスカウントの原因とし，事業所レベルのデータで用いて分析している．これらの研究では，多角化ディスカウントではなく，多角化によるプレミアムを明らかにしている．この点については，Rumelt (1982) に代表される多角化形態の分析において，関連多角化のパフォーマンスが最も高く非関連多角化が最も低いという結果がある．多角化と企業価値との関係は，ディスカウントかプレミアムかというような線形ではなく，逆U字型の非線形だと考えられる．

このような多角化研究の多くは，米国企業を対象としており，日本企業を分析した研究は少ない．とくに2000年以降のデータをサンプルとする研究はなく，この期間において，日本企業の多角化が企業価値にどのような影響を与えたかについては未解明であり，米国企業との比較も難しい．多角化ディスカウントはエージェンシー問題が原因とされるが，日本企業と米国企業の株式所有構造は大きく異なる．一般的に，米国では個人投資家の所有比率が高いため，エージェンシー問題が表面化しやすい．一方の日本では，株式相互持ち合いによって金融機関や事業法人が大口の株式を所有しているため，株主の攪乱的な影響が小さく，エージェンシー問題が生じにくいとされてきた (Prowse, 1992). しかしながら，1997年の銀行危機によって不良債権問題に直面した日本の銀行は，償却原資として保有株式の売却を進め，事業法人による銀行株式の売却も行われたため，かつての株式相互持ち合いは解消したといわれている(宮島・新田，2011)．その結果として外国人投資家の株式所有比率が急激に高まっており，1990年代よりもエージェンシー問題が表面化しやすい状況にある[3]．

以上の問題意識から，本稿では2001年から2010年のパネルデータを作成して，日本企業の多角化が企業価値に与える影響について実証的に分析していく．まず日本企業の多角化ディスカウントの量的規模を明らかにし，多角化と企業価値との逆U字型の関係を示す．その後に，多角化ディスカウントと株式所有構造との関係を分析する．

以下，本稿の構成について述べる．まず第2節では，本稿に関連する先行研究を概観して研究の背景を説明する．第3節では，本稿の実証分析で用いるデータと変数について説明する．第4節では推定結果の解釈を行う．第5節を本稿のむすびとする．

1.『企業活動基本調査報告書』は毎年度刊行されているが，平成17年度版についてのみ『企業活動の多角化･集約化の動向分析』と題した特集が組まれ，全産業および産業別の多角化水準が明らかにされている．なお，調査では，資本金3000万円以上かつ従業員50人以上の企業が対象となっている．また，多角化水準の値は報告書に詳細な記載がないため，報告書の図表からの推量である．

2. このような傾向は米国企業にもみられる (e.g., Montgomery, 1994).

3. 所有比率の変化については，東京証券取引所が公表している『株式分布状況調査』を参照されたい．

2. 研究の背景

企業の多角化とは複数の事業を自社の境界内に保有することであり，多くの便益があるとされてきた．例えば，範囲の経済性 (Teece, 1982)，業績の変動性や解雇リスクの減少 (Amihud and Lev, 1981)，内部資本市場をつうじた効率的な資本配分 (Stulz, 1990)，債務負担能力の増強による節税効果 (Lewllen, 1971) があげられる[4]．しかしながら，近年では多角化企業がこれらの便益を享受しておらず，むしろ多角化は企業価値の毀損を招くともいわれる．

その嚆矢となったBerger and Ofek (1995) は，セグメントごとに算出した価値の合計と企業価値を比較した超過価値が多角化によって15%減少することを明らかにした．この現象は「多角化ディスカウント」と呼ばれるようになり，Berger and Ofek (1995) らのアプローチを踏襲したその後の研究によって頑健的な結果とみなされるようになった (e.g., Denis et al., 1997; Lins and Servaes, 1999; Rajan et al., 2000; Schoar, 2002; Ammann et al., 2012).

一般的に，ディスカウントの原因は相互補助 (cross-subsidization) にあるとされる．これは，赤字事業の損失を黒字事業の利益で穴埋めする現象をさすが，企業全体の収益性を低下させ株主の評価を下げてしまう．このような非効率な資本配分が起きるのは，株主と経営者との間に利害対立，つまりエージェンシー問題が生じているからだ (Jensen, 1986)．企業の所有と経営が分離してプリンシパルである株主の監視が不十分になると，エージェンシーである経営者は株主の利益よりも自己の利益を追求しようとするインセンティブが生まれる．経営者が規模の拡大や地位の保身，雇用の維持を優先して多角化すれば，株主の利益最大化は達成されず，エージェンシー・コストが発生することになる[5]．

しかしながら，Berger and Ofek (1995) らの見解に異を唱える研究も多くある．例えばGraham et al. (2002) は，企業が買収によって多角化するときに被買収企業側に平均15%のディスカウントがあることを明らかにし，多角化それ自体がディスカウントの原因ではないと主張している．また，Campa and Kedia (2002) はBerger and Ofek (1995) のクロスセクション分析では多角化変数の内生性がコントロールできていないと指摘した．彼らの分析結果によれば，固定効果モデルではディスカウントの量的規模が6%に減少し，操作変数法およびヘックマン・モデルではプレミアムが発生していた．さらに，Lamont and Polk (2001) は多角化ディスカウントの原因が多角化企業と専業企業の期待収益および期待キャッシュフローの差異であることを明らかにしている．くわえて，Villalonga (2004) は企業がセグメント数を過小に報告する傾向があるため，セグメントデータではディカウントが過大に推定されることを指摘した．この問題を克服するためVillalonga (2004) では事業所レベルのデータ (BITS: Business Information Tracking Series) を用いており，分析の結果，多角化はプレミアムをもたらしていた．

このように相反する結果があるものの，多角化と企業価値との関係は線形でなく非線形だと考えられる．例えば，Rumelt (1982) や吉原ほか (1981) に代表される多角化形態の分析では，関連多角化のパフォーマンスが最も高く，非関連多角化が最も低いという結果を明らかにしてきた．また，Palich et al. (2000) のメタ分析では線形のモデルよりも非線形のモデルが支持されていた．このことから，先に述べた多角化の便益はコアとなる事業分野で多角化しているときに効果をもち，一定の水準をすぎると便益は消失し，むしろパフォーマンスは低下すると考えられる．

これまで説明してきた先行研究の多くは米国企業を対象としていた．日本企業では金融機関や事業法人が大口の株式を所有しているため，株主の撹乱的な影響が少なく，エージェンシー問題も生じにくいと考えられる (Prowse, 1992)．そのため，日本企業を対象とした実証分析は，米国企業にくらべてディスカウントが小さいことを明らかにしてきた．例えば，Lins and Servaes (1999) は1994年において日本企業のディスカウントが10%と推定した．しかし，ディスカウントと所有構造との関係を分析した結果では，金融機関や事業法人による所有がディスカウントを減少させるような効果は見られなかった[6]．また，中野ほか (2002) は1999年から2002年のパネルデータを用いた分析によって，非関連多角化に限り5%のディスカウントを確認している．このほか，Fukui and Ushijima (2007) によれば，1973年から1998年において，日本の製造業の多角化がROAやトービンのqに負の影響をおよぼしていた．

以上の先行研究を踏まえ，本稿の目的を述べたい．ま

---

4. これら多角化の効果や動機については，Ramanujam and Varadarajan (1989) やMartin and Sayrak (2003) のサーベイ研究を参照されたい．
5. このほかRajan et al. (2000) は，各事業部間の対立 (power struggles) によって本社への情報伝達が歪められることを非効率な資本配分の原因としている．
6. これは，データの制約から5%以上の所有を1とするダミー変数を使用したことが原因であり，連続量による再検証を求めている．なお，Denis et al. (1997) では，役員や外部株主による大口所有と多角化には負の相関があるものの，ディスカウントとの関係については有意な結果を得ていない．

ず，日本企業に関する多角化研究は少なく，とくに2000年以降の多角化の影響については未解明である．1997年の銀行危機によって不良債権問題に直面した日本の銀行は，償却原資として保有株式の売却を進め，事業法人による銀行株式の売却も行われた．かつての株式相互持ち合いは解消したといわれ，その結果として外国人投資家の株式所有比率が急激に高まっている(宮島・新田，2011)．このような状況ではエージェンシー問題が表面化しやすく，多角化ディスカウントの量的規模に何らかの影響をおよぼしていると考えられる．つぎに，これまで多角化とパフォーマンスとの関係が逆U字型であることは明らかにされているが，具体的にどのような水準で正もしくは負の影響があるかは未解明であった．この境界となる値が明らかとなれば，実際にどの程度多角化するべきかという疑問への示唆となろう．最後に，先行研究では所有構造と多角化ディスカウントの関係について明らかにできていない．本稿のデータでは，Lins and Servaes (1999) が挙げたダミー変数の問題点を克服しており，金融機関，事業法人，外国法人，個人投資家による所有との関係が分析可能である．その結果として，どのような株主が多角化ディスカウントに影響するのかが明らかにできる．

3. データ

3.1. サンプル

本稿で用いたデータは，日経NEEDS Financial Quest 2.0(以下，日経NEEDS) に収録されているデータベース『セグメント情報』から入手している．ここでセグメント情報とは，企業会計基準第17号『セグメント情報等の開示に関する会計基準』および企業会計基準適用指針第20号『セグメント情報等の開示に関する会計基準の適用指針』にもとづき公開される，事業セグメントごとの売上高・損益・資産等の財務情報のことである．ただし日経NEEDSでは，連結財務諸表開示企業に限り事業セグメント情報が取得可能なため，個別財務諸表のみを開示する企業は捨象している．また，サンプル企業は金融業を除く一般事業会社に限定し，サンプルの抽出期間を2001年から2010年の10年間とする．その結果，この時点でのサンプル企業は2102社になった．

多角化企業と専業企業を識別する基準として，セグメントの売上高合計のうち90%以上を単一のセグメントが占めている企業を専業企業，それ以外を多角化企業とする．Berger and Ofek (1995) をはじめ先行研究の多くは，総セグメントが1つの企業を専業企業としているが，日経NEEDSで取得可能な企業はすべて総セグメント数が2つ以上だったため，この基準を採用できなかった[7]．企業会計基準第17号では，セグメントの売上高合計が10%以上のセグメントを報告セグメントとして開示を求めている．そのため，いずれかのセグメントの売上高が90%以上を占める企業は，総セグメント数が1つと判断できよう．また，複数のセグメントを有しているにもかかわらず単一のセグメントの売上高が企業全体の大部分を占めている場合，多角化企業ではなく専業企業として識別した方が現実と整合的である．

3.2. 従属変数

本稿で用いる従属変数は，超過価値 (excess value) とよばれる企業価値の代理変数である．超過価値は産業効果を除去する観点からBerger and Ofek (1995) が開発し，その後の研究にも用いられるようになった．この指標はセグメントごとに測定した価値の合計と実際の企業価値とを比較するものである．もし多角化に正の効果がある場合，セグメントの価値合計よりも実際の企業価値の方が高く，超過分の価値が発生するはずである．

具体的に，超過価値は次式で測定される．

$$I(V) = \sum_{i=1}^{n} S_i * \left(Ind_i(V/TS)_{mf}\right) \quad (1)$$

$$EXVAL = \ln\left(V/I(V)\right) \quad (2)$$

変数の定義は以下のとおりである．

$I(V)$	セグメントの価値合計
S_i	セグメントiの売上高
$Ind_i(V/TS)_{mf}$	産業分類iに属する専業企業の乗数(実際の企業価値 / セグメントの売上高合計) の中央値
$EXVAL$	超過価値

(1) 式ではセグメントの価値合計を測定する．まず，日本標準産業分類(平成14年3月改定基準) の2桁コードにしたがって専業企業を分類し，企業価値とセグメントの売上高合計との比率を求めて，その中央値を2桁コードの乗数に

7. 中野ほか (2002) は旧版の日経NEEDSからサンプルを取得しており，そのうち子会社等が0社に該当する企業の99.8%は総セグメントが1つに識別されているため，個別財務諸表開示企業はすべて専業企業として処理されていると思われる．しかしながら，平成22年4月1日以降に開始する会計期間については，個別財務諸表にもセグメント情報の注記が義務付けられており，実際に2つ以上のセグメントを有する個別財務諸表開示企業も存在する．そのため，本稿では個別財務諸表開示企業を専業企業としてサンプルに含めることはしなかった．

定める[8]．つづいて，各セグメントの売上高に2桁コードが一致する乗数をかけ，セグメントの価値を求める．その合計がI (V)である．ただし，価値を測定できなかったセグメントの売上高の合計が全体の10%に達する場合は，サンプルから除くことにする[9]．

(2) 式では超過価値を測定する．具体的には，(1) 式で求めたセグメントの価値合計と実際の企業価値との比率を求めて自然対数値に変換する．ここで，企業価値を期末時価総額と負債簿価の合計値と定義しておく[10]．

超過価値の定義を考慮した結果，最終的なサンプル企業は1860社となった[11]．観測数は13554であり，このうち多角化企業が10329，専業企業が3225である．図表1には超過価値の基本統計量を示している．多角化企業の平均値は-0.042となっており，ディスカウントの発生が予想される．一方，専業企業の平均値は0.002と0に近く，実証分析に用いる乗数の妥当性が確認された．

図表2には，産業ごとの超過価値が示されている．なかでも水産・農林業と不動産業の平均値は高い．これらの産業では多角化が優位にはたらくと考えられる．一方で，小売・卸売業，建設業，情報通信業といった産業の平均値は低い．これらの産業では，多角化よりも専業化のほうが評価されると考えられる．

3.3. 独立変数

本稿では企業の多角化を2種類の変数であらわす．第1に，多角化企業を1，専業企業を0とするダミー変数である．識別基準は第1項の定義のとおりである．この変数によって多角化ディスカウントの量的規模の比較が可能となる．なお，変数名はDIV とした．第2に，ハーフィンダール・ハーシュマン指数 (Herfindahl-Hirschman Index) を参考にして，連続変数を作成する[12]．これが多角化水準をあらわす変数であり，主に超過価値との逆U字型の関係を推定するために用いる．なお，変数名はDIVERS とした．具体的な定義は(3) 式のとおりである．ここで，Si はセグメントi の売上高を，TS はセグメントの売上高合計をあらわしている．

$$DIVERS = 1 - \sum_{i=1}^{n} (S_i/TS)^2 \qquad (3)$$

図表1．超過価値の基本統計量

	平均値	標準偏差	最小値	中央値	最大値	観測数
多角化企業	-0.042	0.452	-1.385	-0.062	1.385	10329
専業企業	0.002	0.476	-1.386	-0.025	1.386	3225

図表2．超過価値の産業別平均値

産業名	平均値	観測数
水産・農林業	0.302	41
不動産業	0.268	464
鉱業	0.062	16
サービス業	0.010	777
製造業	-0.007	7372
運輸業	-0.011	1007
情報通信業	-0.120	607
建設業	-0.124	955
小売・卸売業	-0.141	2311

注：産業の分類は東証業種分類の大分類(全12業種）にもとづく．ただし，その他と電気ガス業に分類される観測対象は存在しなかった．また，金融業には4つの観測対象が分類されたが，本稿では金融業をサンプルから除いているため記載を省略した．

8. 乗数を算定するにあたって，2桁コードに識別された専業企業が少ないとバイアスが生じることになる．そこで専業企業が0社の2桁コードは使用せず，4社以下の2桁コードについては大分類にもとづき算定した乗数で代用することにした．ただし，大分類に属する専業企業が4社以下の場合は代用せず，2桁コードを使用しない．
9. Berger and Ofek (1995) では売上高だけでなく，総資産を基準とした超過価値も検討されている．しかしながら，日経NEEDSでは総資産が欠落している企業が多くみられたため，売上高基準との分析結果の比較が困難と判断し，総資産基準の超過価値を検討していない．
10. 多角化は債務破綻のリスクを低減するため，債券の格付けを向上させる可能性がある．そのため負債簿価を用いると多角化の効果が過小に推定されるとの指摘がある (Glaser and Muller, 2010)．この点についてはAmmann et al. (2012) によって反証されており，時価の算出も困難なことから簿価を使用する．
11. 超過価値はln (1/4) を下限，ln (4) を上限とし，それを超えるものについて，多角化企業はサンプルから除外し(観測数264)，専業企業は上下限値に変更した(観測数74)．専業企業を除外すると図表6に示した推定結果の(ii) のDIVの係数について，変量効果モデルでは負で有意な結果が得られたが，固定効果モデルでは非有意となってしまった．変量効果モデルと固定効果モデルの推定結果は係数のインパクトに違いが見られなかったため，専業企業の超過価値を上下限値に変更し，固定効果モデルで有意な結果を得た．
12. 頑健性の確認として，エントロピー指数と総セグメント数を多角化水準とする推定を検討する．エントロピー指数の定義については，Palepu (1985) を参照されたい．

次に，所有構造をあらわす変数として株式所有比率を用いる．本稿では，政府・地方公共団体と金融商品取扱業者を除く4種類の株主を対象とした[13]．変数名はFINA，CORP，FORE，INDIとし，それぞれ金融機関，事業法人，外国法人，個人投資家の所有比率をあらわすものとする[14]．なお本稿では，所有構造変数と多角化のダミー変数(DIV) との交差項を導入して，多角化ディスカウントの量的規模と所有構造との関係を分析する．

また，Berger and Ofek (1995) にならって3種類のコントロール変数を導入する．具体的には，企業規模，収益性，設備投資比率の影響を取り除く．変数の定義はそれぞれ，総資産額の対数値，売上高営業利益率，売上高設備投資率とする．また変数名はそれぞれ，SIZE，PROF，CAPEXと命名した．

これらの独立変数の定義はあらためて図表3にまとめておく．また，独立変数の基本統計量は図表4に示すとおりである．図表5には，これらの独立変数間の相関係数を示してある．

4. 推定結果

4.1. 多角化ディスカウント

本節では，企業の多角化が企業価値におよぼす影響を実証分析に分析していく．分析にはアンバランス・パネルデータを用いており，企業の個別効果を考慮して推定している．個別効果には変量効果と固定効果の2通りの考え方があるが，どちらを選択すればよいかはHausman検定で判別できる．Hausman検定では，個別効果と独立変数が無相関であるという帰無仮説を検定しており，帰無仮説を棄却できなければ変量効果モデルの推定量が選択され，棄却できれば固定効果モデルの推定量が選択される．なお，本稿では，以下のすべての推定結果において帰無仮説が棄却されるため，変量効果モデルの推定量は省略した．

まず，本項ではBerger and Ofek (1995) らと同様のモデルを推定し，ディスカウントの量的規模を比較する．具体的には，以下の実証モデルを推定する．

$$EXVAL_{it} = \alpha + \beta D_{it} + \boldsymbol{\delta X}_{it} + \epsilon_{it} \qquad (4)$$

ここで，D_{it}はt期における企業iの多角化変数(DIVもしくはDIVERS)，X_{it}はコントロール変数の行列をあらわす．また，αは定数項，βはスカラーのパラメータ，δはパラメータベクトル，ϵ_{it}は攪乱項をあらわしている．推定結果は図表6に示されており，(i) にはプールドOLSの推定結果，(ii)，(iii)，(iv)には，固定効果モデルの推定結果を示した．

まず多角化ダミー (DIV) の係数は，(i) および (ii) においても有意な負の影響が示された．このような結果はBerger and Ofek (1995) ，Lins and Servaes (1995)，Ammann et al. (2012) らの結果と一致しており，日本企業の多角化が企業価値を毀損していると示唆される[15]．しかしながら，その係数の量的規模については，(i) が-6%であるのに対して (ii) では-2%に減少している． Campa and Kedia (2002) においても同様の結果を示しており，企業の個別効果を考慮するとディスカウントは減少すると考えられる．2%というディスカウントは，クロスセクション分析によるLins and Servaes (1999) の10%とくらべ，わずかな規模になったといえよう．ただし，(ii)の推定結果は年ダミーを考慮しておらず，考慮した(iii)ではDIVの係数が有意にならなかった．そのため，DIVの効果については頑健的な結果とはいえない．

つぎに，多角化水準 (DIVERS) の係数は負で有意となった．これは，Comment and Jarrell (1995) や Schoar (2002) と一致する結果であり，多角化は連続量でみてもディスカウントをもたらしていた．このことから，より多くのセグメントに売上を分散させるよりも，いずれかのセグメントの集中するほうが企業価値を高めるといえる[16]．

4.2. 逆 U 字型の関係

前項の結果によれば，日本企業の多角化はディスカウントをもたらしていた．しかしながら，Palich et. al (2000) らが明らかにしてきたように，パフォーマンスにおよぼす影

---

13. 政府・地方公共団体および金融商品取扱業者の所有比率は低く，企業価値や多角化にどのような影響をおよぼすのか論理的な根拠を導出できなかった．実証分析において，これらの株主の所有比率およびDIVとの交差項の効果も分析しているが，有意な結果は得られなかった．そのため，分析対象から除いて記載を省略している．
14. 金融機関は都市銀行・地方銀行，信託銀行，保険会社等をあらわすものであり，証券会社は含まれていない．また外国法人には，居住の内外を問わず日本以外の国籍をもつ個人を含んでいる．
15. (4) 式のモデルには，誤差項の不均一分散を考慮する頑健標準誤差を用いた分析も行っている．しかしながら，DIVの係数について，変量効果モデルの推定結果では負で有意であったが，固定効果モデルでは有意な結果が得られなかった．そのため，(5)，(6) 式の実証モデルでも頑健標準誤差を用いていない．
16. エントロピー指数および総セグメント数を独立変数とする推定結果においても，有意な負の効果が得られている．

図表 3. 独立変数の定義

変数	変数名	定義
DIV	多角化ダミー	1 : 多角化企業，0 : 専業企業
DIVERS	多角化水準	1－セグメントの売上高占有率の２乗和
SIZE	企業規模	総資産額の自然対数値
PROF	収益性	営業利益 / 売上高
CAPEX	設備投資比率	設備投資額 / 売上高
FINA	金融機関所有比率	金融機関の所有株式総数 / 期末発行済株式総数
CORP	事業法人所有比率	事業法人の所有株式総数 / 期末発行済株式総数
FORE	外国法人所有比率	外国法人の所有株式総数 / 期末発行済株式総数
INDI	個人投資家所有比率	個人投資家の所有株式総数 / 期末発行済株式総数

注 : 金融機関には証券会社が含まれていない．外国法人には日本以外の国籍を有する個人が含まれている．
なお，記載を省略しているが，2010 年を参照カテゴリーとする年ダミーを設定している．

図表 4. 独立変数の基本統計量

多角化企業	平均値	標準偏差	最小値	中央値	最大値	観測数
DIV	1.000	0.000	1.000	1.000	1.000	10329
DIVERS	0.483	0.158	0.196	0.489	0.863	10329
SIZE	10.906	1.675	4.710	10.708	17.228	10329
PROF	0.043	0.072	-1.818	0.040	0.500	10329
CAPEX	0.046	0.062	0.000	0.032	2.659	10329
FINA	0.230	0.147	0.000	0.210	0.709	10329
CORP	0.259	0.180	0.000	0.219	0.991	10329
FORE	0.085	0.104	0.000	0.042	0.823	10329
INDI	0.407	0.207	0.000	0.378	0.991	10329
専業企業	平均値	標準偏差	最小値	中央値	最大値	観測数
DIV	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	3225
DIVERS	0.099	0.057	0.000	0.099	0.203	3225
SIZE	10.698	1.546	6.006	10.638	17.299	3225
PROF	0.033	0.339	-18.242	0.031	0.497	3225
CAPEX	0.042	0.084	0.000	0.024	2.585	3225
FINA	0.197	0.133	0.000	0.177	0.627	3225
CORP	0.262	0.170	0.003	0.240	0.950	3225
FORE	0.079	0.108	0.000	0.035	0.716	3225
INDI	0.444	0.206	0.013	0.428	0.987	3225

注 : 年ダミーの記載は省略．

図表 5. 独立変数の相関係数

	DIV	DIVERS	SIZE	PROF	CAPEX	FINA	CORP	FORE	INDI
DIV	1.000								
DIVERS	0.757	1.000							
SIZE	0.054	0.169	1.000						
PROF	0.024	0.023	0.089	1.000					
CAPEX	0.025	0.023	0.055	-0.013	1.000				
FINA	0.097	0.171	0.654	0.076	0.044	1.000			
CORP	-0.008	-0.063	-0.159	-0.013	-0.043	-0.372	1.000		
FORE	0.028	0.098	0.562	0.086	0.094	0.355	-0.333	1.000	
INDI	-0.076	-0.122	-0.625	-0.084	-0.044	-0.567	-0.409	-0.474	1.000

注 : 観測数は 13554．年ダミーの記載は省略．

図表 6. 推定結果 I

	(i)		(ii)		(iii)		(iv)	
DIV	-0.059	***	-0.022	*	-0.018			
	(0.009)		(0.011)		(0.011)			
DIVERS							-0.111	***
							(0.032)	
SIZE	0.039	***	0.100	***	0.104	***	0.106	***
	(0.002)		(0.010)		(0.011)		(0.011)	
PROF	0.094	***	-0.123	***	-0.046		-0.050	
	(0.021)		(0.039)		(0.039)		(0.039)	
CAPEX	1.698	***	0.256	***	0.274	***	0.273	***
	(0.055)		(0.041)		(0.041)		(0.041)	
定数項	-0.438	***	-1.102	***	-1.107	***	-1.103	***
	(0.027)		(0.112)		(0.115)		(0.115)	
観測数	13554		13554		13554		13554	
固定効果	なし		あり		あり		あり	
年ダミー	あり		なし		あり		あり	
自由度調整済決定係数	0.092							
擬似決定係数			0.013		0.024		0.025	
F 値	106.48	***	37.56	***	22.41	***	23.14	***
χ^2 値			461.67	***	448.08	***	442.53	***

注：括弧内の数値は標準誤差．***，**，* はそれぞれ1%，5%，10%水準での有意をあらわす．F 値は回帰モデルに関する F 検定の検定統計量，χ^2 値は Hausman 検定の検定統計量をあらわす．F 検定では，定数項を除く独立変数の係数がゼロであるという帰無仮説を検定している．Hausman 検定では，個別効果と独立変数が無相関であるという帰無仮説を検定しており，帰無仮説を棄却できなければ変量効果モデルの推定量が選択され，棄却できれば固定効果モデルの推定量が選択される．

響は多角化の程度によって異なる．そのため，多角化と超過価値との関係が非線形かどうかを検証する必要がある．そこで，DIVERSの2乗項を導入した実証モデルを推定していく．実証モデルは，以下のとおりである．

$$EXVAL_{it} = \alpha + \beta_1 DIVERS_{it} + \beta_2 DIVERS^2{}_{it} + \boldsymbol{\delta X}_{it} + \epsilon_{it} \quad (5)$$

ここで，$DIVERS_{it}$はt期における企業iの多角化水準，$DIVERS^2_{it}$はDIVERSの2乗項，X_{it}はコントロール変数の行列をあらわす．また，αは定数項，βはスカラーのパラメータ，δ はパラメータベクトル，ϵ_{it}は攪乱項をあらわしている．

図表7に推定結果を示した．DIVERSの係数は図表6の (iv) の推定結果とは異なり，正で有意である．また，DIVERSの2乗項である$DIVERS^2$の係数は負で有意となった[17]．このような結果は，Palich et al. (2000) と同じく逆U字型の関係を示すものである．そこで，推定結果から得られた係数をもとに，多角化水準と超過価値との関係について数値例を求めることにした．

図表8にその数値例を示している．超過価値が最も高くなるのは多角化水準が0.259ポイントのときであり，これはおよそ単一のセグメントに86%の売上高が集中しているときに達する水準である[18]．また，多角化水準が0.518ポイントを境として超過価値の減少が起こる．これはおよそ単一のセグメントに69%の売上高が集中しているときに達する水準である．以上から，ディスカウントとプレミアムには境界が存在し，プレミアムはきわめて限定された水準で発生していた．Rumelt (1982) や吉原ほか (1981) などの多角化形態の分析では，かねてより関連多角化の優位性を指摘しており，本稿の結果もこの点を支持している．

4.3. 多角化ディスカウントと株式所有構造

多角化ディスカウントの原因は，エージェンシー問題にあると考えられてきた．とくにどのような株主に所有されているかが問題とされ，個人の所有率が高い米国ではディスカウントが生じやすく，金融機関や事業法人が大口保有する日本ではディスカウントが生じにくいと考えられてきた．しかしながら，Denis et al. (1997) や Lins and Servaes (1999) などの先行研究では，これらの株式所有構造とディスカウントの関係について有意な結果を得ていない．その原因として，Lins and Servaes (1999) では，データの制約から所有構造変数を5%以上の保有を1とするダミー変数で代用したため，所有比率の影響を十分に反映できなかったと述べている．本項では，この問題を改善して検証してみたい．実証モデルにはLins and Servaes (1999) にならって，多角化ダミー (DIV) と所有構造変数との交差項を導入している．実証モデルは以下のとおりである，

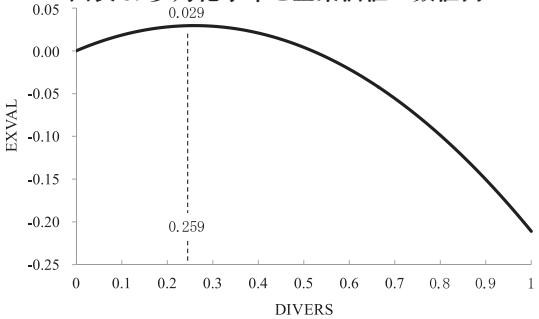
$$EXVAL_{it} = \alpha + \beta_1 DIV_{it} + \beta_2 OWN_{it} + \beta_3 DIV * OWN_{it} + \boldsymbol{\delta X}_{it} + \epsilon_{it} \quad (6)$$

図表7. 推定結果Ⅱ

DIVERS	0.227	**
	(0.097)	
$DIVERS^2$	-0.438	***
	(0.119)	
SIZE	0.107	***
	(0.011)	
PROF	-0.050	
	(0.039)	
CAPEX	0.278	***
	(0.041)	
定数項	-1.159	***
	(0.116)	
観測数	13554	
固定効果	あり	
年ダミー	あり	
擬似決定係数	0.026	
F値	22.48	***
χ^2値	452.28	***

注：括弧内の数値は標準誤差．***，**，* はそれぞれ1%，5%，10%水準での有意をあらわす．F値は回帰モデルに関するF検定の検定統計量，χ^2値はHausman検定の検定統計量をあらわす．F検定では，定数項を除く独立変数の係数がゼロであるという帰無仮説を検定している．Hausman検定では，個別効果と独立変数が無相関であるという帰無仮説を検定しており，帰無仮説を棄却できなければ変量効果モデルの推定量が選択され，棄却できれば固定効果モデルの推定量が選択される．

図表8. 多角化水準と企業価値の数値例



17. エントロピー指数の推定結果では，符号がDIVERSと同一だったものの，一次項の係数が有意にならなかった．総セグメント数の推定結果では，一次項の係数が負で二次項の係数が正というDIVERSとは反対の効果が確認された．

18. 平方完成の公式より，二次関数の頂点の座標は(0.259, 0.029)となる．(3) 式の多角化水準は1から減じることで専業化の水準に変換できる．すなわち，0.259の多角化水準は0.741となる．これは(3) 式の第2項にあるように，各セグメントの売上高の占有率の2乗和をあらわすので，いずれかのセグメントの売上高が約86%を占めることを意味する．

ここで，DIV_{it}はt 期における企業i の多角化の有無，OWN_{it}は金融機関 (FINA)，事業法人 (CORP)，外国法人 (FORE)，個人株主 (INDI) の所有比率，X_{it}はコントロール変数の行列をあらわす．また，αは定数項，βはスカラーのパラメータ，δ はパラメータベクトル，ϵ_{it}は攪乱項をあらわしている

図表9に推定結果を示した．なお，図表5にあるように所有構造変数は互いに相関をもつため，各変数を (i) から (iv) のモデルに分けて推定している．

まず，多角化ダミー (DIV) について，(i)では係数が負で非有意だったが，(ii)，(iii)では負で有意な結果を得ている．その一方で，個人投資家所有比率 (INDI)とその交差項 (DIV *INDI)を導入した(iv)では正で有意となった．これは，所有する株主によって多角化に与える影響が異なることを示している．

金融機関所有比率 (FINA)の係数は正で有意となった．これは，金融機関による所有が増えるにつれて超過価値が高まることをあらわしている．この結果はGedajlovic and Shapiro (2002) の結果と一致しており，金融機関が安定株主としての役割を果たしていることが示唆される．

事業法人所有比率 (CORP)の係数について，正の効果をもつが非有意であった．これは，Gedajlovic and Shapiro (2002)の結果と一致せず，事業法人による所有と超過価値には相関がないことをあらわしている．近年は株式相互持ち合いが解消したといわれ，また2001年の時価会計制度導入によって保有株式の低迷が含み損の増大を招くため，事業法人は安定株主としての機能を果たさなくなったのかもしれない．

外国法人所有比率 (FORE)の係数は正で有意となった．これは，外国法人の所有が増えるにつれて超過価値が高まることをあらわしている．この結果は，国際分散投資のホームバイアスと関係しているかもしれない．他国資産への投資は情報の非対称性が大きく，より合理的な基準にもとづいていると考えられる．例えばKang and Stulz (1997) は，日本市場において規模の大きい企業が外国人投資家に選好されることを明らかにした．このことから，外国人投資家は超過価値の高い企業に投資するため，相関がみられたと考えられる．

個人投資家所有比率 (INDI)の係数は負で有意となった．これは，個人投資家の所有が増えるにつれて超過価値が低くなることをあらわしている．Prowse (1992) は企業価値が高い企業ほど個人投資家による所有の集中が減少することを明らかにしており，本稿の結果は逆の因果関係を示すものとなった．

多角化ダミーと金融機関所有比率の交差項(DIV *FINA) の係数については，有意な結果が得られなかった．この結果はLins and Servaes (1999) と同様の結果であり，金融機関の所有と多角化には相関がないことをあらわしている．一般的に，金融機関による所有はエージェンシー問題を緩和する効果があり，多角化ディスカウントを減少させることが期待された．しかしながら，本稿の結果ではこのような効果を確認できなかった．ただし，係数の符号が負であったことから，多角化企業と金融機関には情報の非対称性が大きい可能性がある．これは，かつての安定株主としての機能が低下していることをあらわしているのかもしれない．

多角化ダミーと事業法人所有比率の交差項(DIV *CORP) の係数は，符号が正だったものの有意な結果が得られなかった．この結果はLins and Servaes (1999)と同様の結果であり，事業法人の所有と多角化には相関がないことをあらわしている．事業法人は金融機関と同様に安定株主としての効果があり，多角化ディスカウントを減少させることが期待された．しかしながら，本稿の結果では金融機関と同じくこのような効果を確認できなかった．ただし，係数の符号が正であったことから，多角化企業と事業法人には情報の非対称性が小さく，エージェンシー問題を緩和している可能性は捨てきれない[19]．また，東京証券取引所の『株主分布調査』をみると，事業法人の所有比率はバブル経済崩壊以降も約20%に一定している．このことから，株式相互持ち合いの解消は一部の大企業に起こったものであり，事業法人の所有はいまも安定株主の機能を果たしていると示唆される[20]．

多角化ダミーと外国法人所有比率の交差項(DIV *FORE) の係数は，符号が正であったが有意な結果が得られていない．しかしながら，FOREの係数が正であったことと一致しており，外国法人の所有が多角化ディスカウントを減少させるかもしれない．いずれにせよ，外国法人と多角化には負の相関がみられないため，外国人投資家はディスカウントが発生している多角化企業に投資するのではなく，より合理的な基準で投資を行っていると思われる．

19. 記載を省略したが，多角化水準 (DIVERS) と所有構造変数 (OWN) との交差項を導入したモデルも推定している．その結果，DIVERSおよびOWNの係数については，図表9と同様の結果を得たが，金融機関 (FINA) との交差項が負で有意となり，事業法人 (CORP) との交差項は正で有意となっていた．これはエントロピー指数を用いた場合も同様の結果である．

20. 宮島・新田 (2011) は，資本市場へのアクセスが容易な企業から保有株式の売却を進めたと指摘している．また，近年，資本提携による持ち合いが増加していることも指摘している．

図表 9. 推定結果Ⅲ

	(i)		(ii)		(iii)		(iv)	
DIV	-0.016		-0.036	**	-0.026	**	0.054	**
	(0.017)		(0.018)		(0.013)		(0.023)	
SIZE	0.092	***	0.105	***	0.090	***	0.086	***
	(0.011)		(0.011)		(0.011)		(0.011)	
PROF	-0.073	*	-0.044		-0.055		-0.078	**
	(0.039)		(0.039)		(0.039)		(0.039)	
CAPEX	0.282	***	0.276	***	0.268	***	0.278	***
	(0.041)		(0.041)		(0.041)		(0.040)	
FINA	0.524	***						
	(0.080)							
CORP			0.039					
			(0.060)					
FORE					0.404	***		
					(0.083)			
INDI							-0.446	***
							(0.050)	
DIV *FINA	0.002							
	(0.072)							
DIV *CORP			0.069					
			(0.057)					
DIV *FORE					0.130			
					(0.084)			
DIV *INDI							-0.149	***
							(0.045)	
定数項	-1.081	***	-1.131	***	-1.001	***	-0.732	***
	(0.115)		(0.117)		(0.115)		(0.119)	
観測数	13554		13554		13554		13554	
固定効果	あり		あり		あり		あり	
年ダミー	あり		あり		あり		あり	
擬似決定係数	0.032		0.025		0.033		0.045	
F 値	25.74	***	19.86	***	26.47	***	36.68	***
χ^2 値	527.02	***	539.92	***	495.47	***	720.62	***

注：括弧内の数値は標準誤差．***，**，* はそれぞれ1%，5%，10%水準での有意をあらわす．F 値は回帰モデルに関する F 検定の検定統計量，χ^2 値はHausman検定の検定統計量をあらわす．F 検定では，定数項を除く独立変数の係数がゼロであるという帰無仮説を検定している．Hausman検定では，個別効果と独立変数が無相関であるという帰無仮説を検定しており，帰無仮説を棄却できなければ変量効果モデルの推定量が選択され，棄却できれば固定効果モデルの推定量が選択される．

最後に，多角化ダミーと個人投資家所有比率の交差項(DIV *INDI)の係数は，負で有意であった．これまで説明してきたように交差項の係数が有意となったのは，個人投資家所有比率のみである．Denis et al. (1997) は，多角化ディスカウントと外部株主に相関がないことを指摘した．一方で本稿の結果は，外部株主たる個人投資家の所有が高い多角化企業ほどディスカウントが発生しやすいことを示している．このような結果は，個人投資家と多角化企業には情報の非対称性が大きく，ディスカウントの原因がエージェンシー問題にあることをあらわしている．

5. おわりに

本稿は，パネルデータを用いて，日本企業の多角化が企業価値に与える影響を実証的に分析した．推定結果から次のようなことを明らかにした．まず，プールドOLSの結果では6%のディスカウントを示したが，固定効果モデルの結果では2%のディスカウントが示された．これは，Campa and Kedia (2002) が明らかにしたように，多角化変数の内生性が大きいため，個別効果の除去によってディスカウントが減少することをあらわしている．また，多角化と企業価値との関係が逆U字型であることを明らかにした．超過価値は，多角化水準が0.259ポイントのときに最も高くなるため，プレミアムはきわめて限られた水準で発生するといえる．このような結果は，Rumelt (1982) や吉原ほか (1981) に代表される多角化形態の分析において，関連多角化のパフォーマンスが最も高く非関連多角化が最も低いという結果と一致している．さらに，多角化と株式所有構造の関係を分析し，個人投資家の所有比率が高い多角化企業ほどディスカウントが発生することを明らかにした．これは多角化企業と個人投資家との情報の非対称が大きく，その結果として生じるエージェンシー問題がディスカウントに影響することを示唆している．

本稿の結果によれば，日本企業の多角化は企業価値を毀損しにくいといえる．ただし，近年の専業化に関する研究では，専業化によるパフォーマンスの向上が明らかになっており，すぐさま多角化が有効な戦略だとはいいがた

い．例えばSiggelkow (2003) は，株式，債券，不動産投資信託といった投資対象のうちのいずれかに運用を集中させている投資信託会社ほど投資信託の利回りが高いことを明らかにし，専業化が消費者需要への対応を狭める一方で個別の製品の品質やコスト低減の効果があることを示した．またHuckman and Zinner (2008) は，新薬の治験を対象として，製薬企業の治験部門，病院の治験部門よりも専業の治験実施施設のほうが患者登録の効率性が高いことを明らかにしている．そのため，日本企業の多角化が企業価値を毀損していなくとも，製品や工場レベルの生産性には負の影響を与えているかもしれない．ディスカウントの原因として，Schoar (2002) は，多角化企業が専業企業よりも従業員に対して高い賃金を支払うためだと明らかにしている[21]．これは株主からすると効率的な再分配ではないが，社会厚生の観点からすると必ずしも非効率な再分配とはいえない．日本企業の多角化が解雇リスクを減少させているならば，不況にあえぐわが国において，多角化が社会厚生の維持に貢献してきたのかもしれない．

最後に本稿の残された課題をまとめておく．まず，本稿のデータは総セグメント数が2つ以上の企業および連結財務諸表開示企業に限定しており，専業企業のサンプルを十分に抽出できなかった可能性がある．個別財務諸表開示企業のセグメント情報については，会計基準の改正により2011年度決算から取得可能となっており，十分なデータがそろった段階で改めて分析する必要がある．また，本稿では多角化変数の内生性を十分に検証できていない．Campa and Kedia (2002) やAmmann et al. (2011) では固定効果モデルに加えて操作変数法による推定を行っており，本稿では多角化変数と超過価値との因果関係について検討の余地が残されている[22]．この点は今後の研究課題としたい．

謝辞

本稿の執筆にあたり，中央大学商学部の久保知一准教授，斯波照雄教授，福田公正教授，本庄裕司教授，三浦俊彦教授から，多くの貴重なコメントをいただいた．ここに感謝の意を表したい．なお，本稿にありうる誤謬についてはすべて筆者に帰するものである．

参考文献

経済産業省経済産業政策局調査統計部編 (2007)『企業活動基本調査報告書 第1巻総合統計表』，経済産業統計協会．

中野誠・久保直也・吉村行充 (2002)「多角化企業の財務構造とバリュエーション」，『証券アナリストジャーナル』，40，76-91．

宮島英昭・青木英孝 (2011)「多角化・グローバル化・グループ化の進展と事業組織のガバナンス」，宮島英昭編『日本の企業統治―その再設計と競争力の回復に向けて―』，東洋経済新報社，245-288．

宮島英昭・新田敬祐 (2011)「株式所有構造の多様性とその帰結」，宮島英昭編『日本の企業統治―その再設計と競争力の回復に向けて―』，東洋経済新報社，105-149．

吉原英樹・佐久間昭光・伊丹敬之・加護野忠男 (1981)『日本企業の多角化戦略―経営資源アプローチ―』，日本経済新聞社出版局．

Ammann, Manuel, Daniel Hoechle and Marcus Schmid (2012) “Is there really no conglomerate discount? ,” *Journal of Business Finance and Accounting,* 39, 264-288.

Amihud, Yakov and Baruch Lev (1981) “Risk reduction as a managerial motive for conglomerate mergers” *Journal of Financial Economics*, 12, 605-617.

Berger, Phillip and Eli Ofek (1995) “Diversification's effect on firm value,” *Journal of Financial Economics,* 37, 39-65.

Campa, José and Simi Kedia (2002) “Explaining the diversification discount,” *Journal of Finance*, 57,

21. このほか，Hoechle et al. (2012) は，多角化ディスカウントがコーポレート・ガバナンスの機能不全に影響されるかを分析し，ディスカウントの37%がガバナンス不全にあることを明らかにしている．
22. 追加的な分析として，DIVを被説明変数，EXVAL，SIZE，PROF，CAPEX，年度ダミーを説明変数とするプロビット分析を行った．その結果，EXVALは負，SIZE，PROF，CAPEXについては正の有意な結果が得られている．そのため，多角化を行うかどうかの選択が企業価値や規模，収益性といった要因に影響されると考えられる．また，動学的パネルデータモデルも推定したが，過剰識別検定が棄却され，適切な操作変数を設定できなかった．

1731-1762.

Comment, Robert and Gregg Jarrell (1995) "Corporate focus and stock returns," *Journal of Financial Economics*, 37, 67-87.

Denis, David, Diane Denis and Atulya Sarin (1997) "Agency problems, equity ownership, and corporate diversification," *Journal of Finance*, 52, 135-160.

Fukui, Yoshitaka and Tatsuo Ushijima (2007) "Corporate diversification, performance, and restructuring in the largest Japanese manufactures," *Journal of the Japanese and International Economies*, 21, 303-323.

Gedajlovic, Eric and Daniel Shapiro (2002) "Ownership structure and firm profitability in Japan," *Academy of Management Journal*, 45, 565-575.

Glaser, Markus and Sebastian Müller (2010) "Is the diversification discount caused by the book value bias of debt? ," *Journal of Banking and Finance*, 34, 2307-2317.

Graham, John, Michael Lemmon and Jack Wolf (2002) "Does corporate diversification destroy value? ," *Journal of Finance*, 57, 695-720.

Huckman, Robert and Darren Zinner (2008) "Does focus improve operational performance? Lessons from the management of clinical trials," *Strategic Management Journal*, 29, 173-193.

Hoechle, Daniel, Markus Schmid, Ingo Walter and David Yermack (2012) "How much of the diversification discount can be explained by poor corporate governance? ," *Journal of Financial Economics*, 103, 41-60.

Jensen, Michael (1986) "Agency costs of free cash flow, corporate finance, and takeovers," *American Economic Review*, 76, 323-329.

Kang, Jun-Koo and René Stulz (1997) "Why is there a home bias? An analysis of foreign portfolio equity ownership in Japan," *Journal of Financial Economics*, 46, 3-28.

Lamont, Owen and Christopher Polk (2001) "The diversification discount: cash flows versus returns," *Journal of Finance*, 56, 1693-1721.

Lewellen, Wilbur (1971) "A pure financial rationale for the conglomerate merger," *Journal of Finance*, 26, 521-537.

Lins, Karl and Henri Servaes (1999) "International evidence on the value of corporate diversification," *Journal of Finance*, 54, 2215-2239.

Martin, John and Akin Sayrak (2003) "Corporate diversification and shareholder value," *Journal of Corporate Finance*, 9, 37-57.

Montgomery, Cynthia (1994) "Corporate diversification," *Journal of Economic Perspectives*, 8, 163-178.

Palepu, Krishna (1985) "Diversification strategy, profit performance and the entropy measure," *Strategic Management Journal*, 6, 239-255.

Palich, Leslie, Laura Cardinal and Chet Miller (2000) "Curvilinearity in the diversification–performance linkage: an examination of over three decades of research," *Strategic Management Journal*, 21, 155-174.

Prowse, Stephen (1992) "The structure of corporate ownership in Japan," *Journal of Finance*, 47, 1121-1140.

Ramanujam, Vasudevan and Rajan Varadarajan (1989) "Research on corporate diversification: a synthesis," *Strategic Management Journal*, 10, 523-591.

Rajan, Raghuram, Henri Servaes and Luigi Zingales (2000) "The cost of diversity: The diversification

discount and inefficient investment," *Journal of Finance*, 55, 35-80.

Rumelt, Richard (1982) "Diversification Strategy and Profitability," *Strategic Management Journal*, 4, 359-369.

Schoar, Antoinette (2002) "Effects of corporate diversification on productivity," *Journal of Finance*, 57, 2379-2403.

Siggelkow, Nicolaj (2003) "Why focus? A study of intra-industry focus effects" *Journal of Industrial Economics*, 51, 121-150.

Stulz, René (1990) "Managerial discretion and optimal financial policies," *Journal of Financial Economics*, 26, 3-27.

Teece, David (1982) "Towards an economic theory of the multiproduct firm," *Journal of Economic Behavior and Organization*, 3, 39-63.

Villalonga, Belén (2004) "Diversification discount or premium? New evidence from the Business Information Tracking Series," *Journal of Finance*, 59, 479-506.

碩学舎書籍のご案内

http://www.sekigakusha.com/index.html

1からシリーズ

1からのマーケティング（第3版）
石井淳蔵・廣田章光（編著）
http://www.sekigakusha.com/marketing.html

1からの会計
谷武幸・桜井久勝（編著）
http://www.sekigakusha.com/accounting.html

1からのサービス経営
伊藤宗彦・高室裕史（編著）
http://www.sekigakusha.com/service.html

1からのマーケティング分析
恩藏直人・冨田健司（編著）
http://www.sekigakusha.com/marketing_analysis.html

1からの商品企画
西川英彦・廣田章光（編著）
http://www.sekigakusha.com/product_planning.html

1からのファイナンス
榊原茂樹・岡田克彦（編著）
http://www.sekigakusha.com/finance.html

［新刊］2013年3月12日刊行
1からの病院経営
木村憲洋・的場匡亮・川上智子（編著）
http://www.sekigakusha.com/hospital_management.html

1からの流通論
石原武政・竹村正明（編著）
http://www.sekigakusha.com/distribution.html

1からの戦略論
嶋口充輝・内田和成・黒岩健一郎（編著）
http://www.sekigakusha.com/strategy.html

1からの観光
高橋一夫・大津正和・吉田順一（編著）
http://www.sekigakusha.com/tourism.html

1からの経済学
中谷武・中村保（編著）
http://www.sekigakusha.com/economics.html

1からの経営学（第2版）
加護野忠男・吉村典久（編著）
http://www.sekigakusha.com/management2.html

1からのリテール・マネジメント
清水信年・坂田隆文（編著）
http://www.sekigakusha.com/retail_management.html

碩学叢書

マーケティングクリエイティブ（1巻）
石井淳蔵・大西潔（編著）
http://www.sekigakusha.com/mc1.html

百貨店のビジネスシステム変革
新井田剛（著）
http://www.sekigakusha.com/department.html

メガブランド
張智利（著）
http://www.sekigakusha.com/megabrand.html

セールスインタラクション
田村直樹（著）
http://www.sekigakusha.com/sales_interaction.html

［新刊］2013年4月24日刊行
新しい公共・非営利のマーケティング
水越 康介・藤田 健（編著）
http://www.sekigakusha.com/newpublic_nonprofitmarketing.html

病院組織のマネジメント
猶本良夫・水越康介（編著）
http://www.sekigakusha.com/hospital.html

国際マーケティング
小田部正明、K・ヘルセン（著）栗木契（監訳）
http://www.sekigakusha.com/international.html

［新訳］事業の定義
デレク・F・エーベル（著）石井淳蔵（訳）
http://www.sekigakusha.com/enterprise_definition.html

［新刊］2013年3月25日刊行
ことばとマーケティング
松井剛（著）
http://www.sekigakusha.com/language_and_marketing.html

碩学舎書籍のご案内

http://www.sekigakusha.com/index.html

碩学舎ビジネス双書

商業・まちづくり口辞苑
石原武政（著）
http://www.sekigakusha.com/book_business1.html

ビジョナリー・マーケティング
栗木契・岩田弘三・矢崎和彦（編著）
http://www.sekigakusha.com/book_business2.html

SBJ 碩学舎ビジネス・ジャーナル

http://www.sekigakusha.com/sbj/index.html

vol.1
商業を捉える論理
石原武政・水越康介・西川英彦

vol.2
「創造的瞬間」とは何か？
石井淳蔵・水越康介・西川英彦

vol.3
マーケティングの論理
嶋口充輝・水越康介・西川英彦

vol.4
事業の定義復刊の意義
石井淳蔵

vol.5
欲望とは何か
田中洋・水越康介・西川英彦

vol.6
データをマッサージする
中西正雄・川上智子・石淵順也

vol.7
日本的管理会計：「数字へのこだわり」と
インターラクションが創造性を生み出す
谷武幸・窪田祐一・廣田章光

vol.8
碩学アーカイブ 石原武政-1
石原武政

vol.9
碩学アーカイブ 石原武政-2
石原武政

vol.10
碩学アーカイブ 石原武政-3
石原武政

vol.11
日本のコーポレート・ガバナンスを問う
加護野忠男・山田幸三・吉村典久

vol.12
碩学アーカイブ 石原武政-4
石原武政

vol.13
『1からの病院経営』刊行にあたって
木村 憲洋・的場 匡亮・川上 智子

vol.14
『セールスインタラクション』の刊行にあたって
：営業が生み出す消費欲望とは？
松井 剛

vol.15
碩学アーカイブ 石原武政-5
石原武政

vol.16
『新しい公共・非営利のマーケティング』
の刊行にあたって
水越 康介・藤田 健

vol.17 第1回碩学舎賞奨励賞受賞作
「日本企業の多角化と企業価値に関する
パネルデータ分析」
池田雄哉

vol.18 第1回碩学舎賞奨励賞受賞作
「後発企業のネットワーキング戦略
－北海道におけるワイン・クラスターの競争逆転－」
長村知幸

大学・専門学校の教員、博士課程の皆様へ

碩学舎サイトの教員会員の専用ページでは、大学・専門学校の教員の方へ向けて「1からシリーズテキスト」を使った講義に役立つ資料や情報を無料でお届けしています。この機会に、教員会員にご登録ください。以下の碩学舎サイトにて、お申し込みください。

http://www.sekigakusha.com/inquiries/index_univ

SBJ -碩学舎ビジネス・ジャーナル- vol.18（2013年4月26日発行）

第1回碩学舎賞 奨励賞受賞作

「日本企業の多角化と企業価値に関するパネルデータ分析」

池田雄哉（中央大学大学院 商学研究科）

Online edition : ISSN 2187-0845

碩学舎の会員になりませんか？

碩学舎の教員会員ページでは、大学・専門学校の教員の方へ向けて「1からシリーズテキスト」を使った講義に役立つ資料や情報をお届けしています。

※教員会員ページにはログインが必要です。教員会員資格は、大学・専門学校の教員および博士課程の大学院生の方に限ります。

株式会社 碩学舎 Sekigakusha

〒101-0052
東京都千代田区神田小川町2-1 木村ビル10F
フリーダイヤル 0120-778-079

碩学舎公式サイト
http://www.sekigakusha.com
Facebook
https://www.facebook.com/sekigakusha