経済論叢（京都大学）第176巻第2号，2005年8月

M&A と株式所有構造に関する実証分析

宮　崎　浩　伸

I　は　じ　め　に

1　研究の目的と背景

本稿の目的は，企業の株式所有構造が M&A 行動にどのような影響を及ぼしているかについて，計量分析により明らかにすることである。

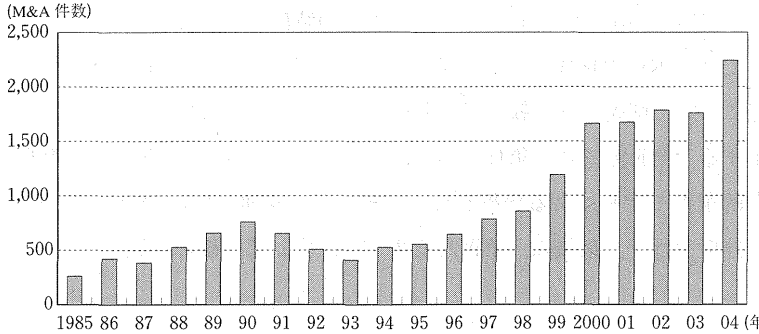
近年，わが国においても M&A が盛んに行われている。特に，2004年では2211件と，2003年の1728件を大きく上回り，2000件の大台に達したのは初めてである[1]。さらに，2006年には会社法の改正により，簡易合併が容易になるだけでなく，2007年には，外国企業に子会社経由で外国株の譲渡による日本企業の買収が認められることから，今後も一層，M&A が行われることが予想される[2]。このため，このような経済環境の変化を考慮すると，M&A を対象とした研究を行うことは喫緊の課題といえる。また，現状では，法律面での制度の不備も指摘されているが，今後行われる M&A に問題なく対処できる制度環境を整えるためにも，企業の株式所有構造が M&A 行動にどのような影響を及ぼしているのかを明らかにすることは，今後のコーポレート・ガバナンスを考える上で有益と考えられる。

ここで，M&A を対象とした先行研究をみると，法学，経営学，会計学の領

1)　第1図を参照。なお，図中の M&A は，合併，買収，営業譲渡，資本参加，さらに出資拡大の形態の総計である。

2)　簡易合併については，現行では，存続会社の発行済み株式数の5％以下の規模の会社との合併なら，株主総会決議は不要で，取締役会の決議だけで可能であったが，これが20％以下までに大幅に緩和されることになった。

第1図　わが国の M&A 件数の推移



出所：レコフ社『日本企業の M&A データブック』より作成。

域においては，既にわが国でもいくつか行われているが，経済学の領域において，とりわけ，わが国のデータを用いた計量分析は極めて少ないのが現状である。さらに，こうした計量分析を行った研究をみると，投資家からの評価に基づいたイベントスタディを用いた研究がほとんどである。イベントスタディによる分析では，因果性の問題が解消されるというメリットがあるが，期間の取り方等により，計測値が変わりやすいといったデメリットがある[3)]。そこで，本稿では，イベントスタディによる分析だけでなく，プロビットモデル，ロジットモデル，また，カウントデータモデルといった質的選択モデルによる分析を中心に行う。ここで，プロビットモデルやロジットモデルのように，年間を通じて，M&A を行った企業を1，行わなかった企業を0とした二値選択モデルでは，1年間に数件の M&A を行った企業と1件だけ行った企業を同等に扱ってしまい，バイアスが生じてしまう恐れがある。このため，本稿では，こうした問題に対し，行われた M&A の件数まで考慮できるカウントデータモデルを用いた分析まで行い，これらのモデル間にみられる違いを比較検討し

3)　イベントスタディにより計測される超過収益率は，短期間による企業パフォーマンスの結果であり，逆に，これが，要因である企業の株式所有構造に影響を及ぼしているとは考えにくいといえる。

ている。このような質的選択モデルによる分析は，わが国を対象としたものとしては，初めての試みであり，この点が本稿の特徴といえる。

以下では，本稿の構成について述べておく。まず，次の第Ⅰ-2節では，先行研究について解説する。続いて第Ⅱ節では，実証分析で検証する仮説について提示する。第Ⅲ節では，第Ⅲ-1節で用いるデータについて解説し，第Ⅲ-2節で質的選択モデルによる分析を行う。続いて，第Ⅲ-3節で株価反応モデルによる分析を行う。最後に，第Ⅳ節でまとめ，そして今後の課題についてふれる。

2 先行研究

ここで，M&A と株式所有構造の関係について分析した先行研究をみておこう。以下で紹介しているように，これらの先行研究では，買収企業の株式所有構造を分析しているものと被買収企業の株式所有構造を分析しているものと，大きく2つに分けられる。また，株式所有構造については，とりわけ役員（経営者）による株式所有を扱った研究が多いといえる。

まず，買収企業の株式所有構造を分析したものをみていこう。

Lewellen, Loderer and Rosenfeld [1985] では，役員の株式所有が買収企業の累積超過収益率にプラスの影響を及ぼしているという実証結果から，役員の株式所有が株主と経営陣との利害調整に寄与していることを指摘している。

さらに，Maloney, McCormick and Michell [1993] でも，イベントスタディを用いて，合併というイベントによる超過収益率を計測し，これに対して，役員の株式所有が買収企業の累積超過収益率にプラスの影響を及ぼしていることを実証している。

わが国を対象とした研究では Yeh and Hoshino [2001] がある。ここでは，1981-1998年を対象に，イベントスタディを用いて，累積超過収益率と株式所有構造の関係について分析している。その結果，銀行による株式所有が株主価値にマイナスの影響を及ぼしていること，さらに，大企業による株式所有が有

意な影響を及ぼしていない実証結果から，モニタリング機能が働かず，むしろ安定株主として機能し，株式の相互持合いが経営のエントレンチメント効果をもたらしている可能性があることを報告している。

一方，被買収企業の株式所有構造を分析したものとして，以下のものが挙げられる。Mikkelson and Partch [1989], Mitchell and Lehn [1990] では，役員の株式所有が被買収企業の累積超過収益率に及ぼす影響について分析しており，マイナスの影響を及ぼしていることを報告している。

さらに，Song and Walkling [1993] では，役員の株式所有と買収される確率，及び役員の株式所有が被買収企業の株式収益率へ与える影響について，分析している。この結果，役員の株式所有比率が低い企業ほど，合併の対象とされる確率が高いことを明らかにしている。また，役員の株式所有は，競争を経て，成功した合併の場合において，累積超過収益率にプラスの影響を及ぼしていることを実証しており，この結果を受けて，役員の株式所有は，合併交渉の際に，力を持つことを報告している。

なお，本稿では，買収企業の株式所有構造について分析を行っている。また，特定の株式所有主体に限定することなく，データの入手可能な全ての株式所有主体について，分析している[4]。

II　実証仮説について

本稿では，株式によるガバナンス機能，すなわち，株主による規律付けのメカニズムから，個々の企業の株式所有構造が，企業の行う M&A 行動にどのような影響を及ぼしているかを明らかにする。そこで，本章では，次章の実証分析で検証する仮説を提示する。

（仮説１）　金融機関持株比率が高い企業では，M&Aが行われやすい。

4)　被買収企業の株式所有構造についても分析を行いたかったが，被買収企業は証券取引所に上場していない小規模の企業が多く，財務データの確保が難しいという問題があった。このため，本稿では買収企業のみを分析対象とした。

ここでの金融機関とは主として銀行や保険会社である。一般に，これらの金融機関による株式所有は，そのモニター能力が高いことから，ガバナンス機能が高いと考えられる。このため，金融機関持株比率が高い企業では，効率性の高い経営が行われており，M&A に積極的と考えられる。

（仮説２） 証券会社持株比率が高い企業では，M&A が行われにくい。

証券会社による株式所有の大半は，投資家が名義の書き換えを行いたくないケースと考えられる[5]。この場合，株券の所有者が証券会社名となり，証券会社による株式所有とみなされる。ここで，投資家が名義の書き換えを行いたくないケースとしては，仕手戦を行っている場合や乗っ取りを計画している場合が挙げられる。そして，このような仕手戦，あるいは乗っ取りを企てられる企業は，どちらかといえば，業績の良くない，効率性の低い企業と考えられる。このような企業は M&A を行う確率は低いと考えられる。

（仮説３） その他の法人持株比率が高い企業では，M&A が行われにくい。

法人持株比率が高く，これらが安定株主，株式持合いの要素を強く反映している場合，他の株主からの規律付けを排除してしまい，エントレンチメント仮説が成立しやすいと考えられる。このため，効率性の低い経営が行われている可能性があり，このような場合，機動的な意思決定ができない恐れがあり，M&A が行われにくいといえる。

（仮説４） 海外法人持株比率が高い企業では，M&A が行われる確率は高い。

欧米では，早くから M&A が行われてきたため，海外法人である株主は，M&A に抵抗が少ないと考えられる。このため，海外法人による持株比率が高い企業では，M&A が行われる確率は高いと予想される。

（仮説５） 個人持株比率が高い企業では，M&A が行われにくい。

個人持株比率が高く，株式所有構造が分散化している場合，個々の株主

5) 当然，証券会社も自己売買を目的としても，株式を保有する。しかし，その保有比率は低い。なお，証券会社による株式所有については，米澤・宮崎［1996］を参考にしている。

はコストを払ってまで企業経営の効率化を図るインセンティブを持たないため（フリーライダー問題），ガバナンス機能は高まらないといえる。このような企業では，効率性の低い経営が行われ，M&A 行動に対して，望ましい判断は難しく，M&A は行われにくいと考えられる。

（仮説６）　上位10大持株比率が高い企業では，M&A が行われやすい。

株式所有の集中化が進んでいる場合，大株主は，効率経営が行われ，企業収益が増加すると，それだけ多くの利益を受けることができる。すなわち，株主と経営者間におけるエージェンシー問題が緩和されることになる。このような企業では，効率性の高い経営が行われている可能性が高く，このため，機動的な意思決定が行われやすく，M&A 行動に対して，プラスの影響を及ぼすと考えられる。

（仮説７）　役員持株比率が高まると，M&A が行われる確率も高くなる。

役員は，先の大株主と同様に，企業収益が高まると，それだけ多くの利益を受けることができるため，企業収益の向上，企業経営の効率化に取り組むインセンティブが高いと考えられる（M&A のエージェンシー理論）[6]。このため，このような企業では，M&A に積極的になると考えられる。

（仮説８）　役員持株比率が高まると，M&A が行われる確率は低下する。

（仮説７）の対立仮説である。Mork, Shleifer and Vishny [1988] や McCornell and Servaes [1990], [1995] の分析によると，役員による株式所有は他からの敵対的買収の可能性を減らし，経営の緩みをもたらす場合が考えられる。この場合，企業経営の保守化傾向が生じ，M&A 行動に消極的になると考えられる。

以上の８つの仮説を検証する。このうち，（仮説７）と（仮説８）は相反するものであり，ネットでどちらの仮説が成立するか，次に行う実証分析により明らかにする。

6)　Lewellen, Loderer and Rosenfeld [1985] を参照。

III 実 証 分 析

1 データ

M&A に関するデータについては，レコフ社の『日本企業の M&A データブック』及び『M&A 専門誌 marr』(2004年2月号) を用いる[7]。なお，本稿で扱う M&A は，2002年に行われた合併，買収といった形態のものである。ここで，当事者企業は，合併では存続会社，買収では買い手側企業とする。財務データについては，日本政策投資銀行の財務データバンクを用いる。また，株価データは，『株価 CD-ROM 2003』(東洋経済新報社) を利用する。ここで，無償増資 (株式分割) に伴う権利落ち修正は行ったが，配当落ち修正は，その影響は無視できるほど小さいため，行っていない。ここで分析対象とした企業は，証券取引所 (第1部，第2部) に上場している企業，2256社である[8]。業種については，金融保険業を除く全産業を対象とする。ここでは，負債比率が100％を超える企業，また財務データに欠損値がある企業は除いている。このため，データ構造はアンバランスなものとなっており，これにより分析対象期間中一貫して存在するサンプルだけを取り上げるサバイバル・バイアスを回避している。

2 質的選択モデルによる分析

分析手法に関しては，まず，当該年において，M&A を行った企業については1，行わなかった企業は0としたバイナリーデータを作成し，これを被説明変数としたプロビットモデル，ロジットモデルを用いる。また，年間を通じて，数件の M&A を行っている企業が存在することを考慮し，M&A を行った件

7) 本稿で分析している M&A は当事者企業が上場企業である場合のあらゆる事例を含んでいる。例えば，上場企業が，非上場企業や新興市場に上場している企業を買収したような場合や日本企業が外国企業を買収した in-out の M&A の場合も分析対象としている。

8) 東京証券取引所，大阪証券取引所，名古屋証券取引所，札幌証券取引所，新潟証券取引所，京都証券取引所，広島証券取引所，福岡証券取引所のいずれかに上場しているか，あるいは店頭公開している企業である。

数を被説明変数としたカウントデータモデル[9]も用いる。

実証モデルは以下の通りである。

(1)　プロビットモデル・ロジットモデル

$Y_{it}=\alpha+\beta X_{it-1}+\varepsilon_{it}$

$Y_{it}=1$：M&A を行った企業

$Y_{it}=0$：M&A を行わなかった企業

X_{it-1}：説明変数

ε_{it}：誤差項

$i=1, \ldots n$（i：企業），$t=1, \ldots T$（t：年）

(2)　カウントデータモデル・ゼロ可変カウントデータモデル

$Y_{it}=\alpha+\beta X_{it-1}$

Y_{it}：M&A を行った件数

$Y_{it}=0$：M&A を行わなかった場合

X_{it-1}：説明変数

ただし，負の二項分布モデルでは ε_{it}（誤差項）を仮定する。

$i=1, \ldots n$（i：企業），$t=1, \ldots T$（t：年）

(1)，(2)のいずれのモデルにおいても，説明変数 X_{it} として，まず，本稿の主たる分析対象である株式所有構造に関するものとしては，金融機関持株比率，証券会社持株比率，その他の法人持株比率，海外法人持株比率，個人持株比率，上位10大持株比率，役員持株比率を用いている。その他，コントロール変数として，有形固定資産，トービンの Q，キャッシュフロー比率，負債比率，金融機関借入比率，その他負債比率，政策銀業種の中分類による45業種からなる産業ダミー変数を用いている[10]。ここで，これらの変数については，1期ラグ

9)　カウントデータモデルについては，Greene [1997] を参照されたい。その他，Cameron and Trivedi [1998], Winkelmann [2003] が詳しい。また，特にカウントデータモデルで被説明変数の 0 が多いデータを分析する場合は，ゼロ可変カウントデータモデル（Zero Altered Count Data Model）を用いることが望ましい。

10)　メインバンク持株比率も考慮したかったが，2000年以降の有価証券報告書では，借入金明細表が従来のように詳細に公表されていないため，分析を行うことは不可能であった。

をとっている。これにより，同時性バイアスの問題に対処している[11]。なお，コントロール変数の期待される符号条件は次の通りである。

有形固定資産：これは企業規模を捉えるものである[12]。なお，ここでの有形固定資産は純資産額の名目値のデータを用いている。企業規模が大きいほど，財務面で有利であり，M&A に積極的と考えられるため，期待される符号条件はプラスである。

トービンの Q：Amit, Linvat and Zarrowin [1989] や Perfect and Wiles [1994] と同様に，(株式時価総額＋総負債)／総資産として作成される。すなわち，トービンの Q は，資産の取得原価に対する企業の市場価値を評価した指標であり，投資機会，企業の成長可能性を反映している。よって，トービンの Q が大きいほど，M&A に積極的と考えられ，期待される符号条件はプラスである。

キャッシュフロー比率：社内留保利益（税引き後当期純利益－配当金－役員賞与)＋減価償却費を有形固定資産で正規化している。キャッシュフローが多いほど，M&A 資金として利用できるため，M&A が行われる確率が高いことから，期待される符号条件はプラスである[13]。

負債比率：負債／総資産で作成している。ここで，銀行による規律付け効果が働くと，収益性が高くなり，またフリーキャッシュフローが豊富に存在するなど財務体質が良好になり，M&A を促進することが考えられる。このため，期待される符号条件はプラスである[14]。さらに，金融機関との長期安定的な関係から資金調達が容易になり，M&A を積極的に行うことが可能と考えられる場合もプラスである。しかし，負債の返済が足枷となる場合，期待される符号条件はマイナスである。これは，例えば，企業価値を高めるような M&A プ

11) 説明変数を t 期とした場合，内生性の問題が生じ，分析結果の解釈に注意が必要である。なお，内生性の問題を克服するには，GMM 推定を行うことが有効である。
12) 企業規模を捉える変数として，株式時価総額や売上高，資本金も考えられる。
13) Harford [1999] では，プロビットモデルを用いて実証している。
14) Jensen [1988], Maloney, McCormick and Michell [1993] を参照。

ロジェクトを持っていても，負債の返済が優先されるため，このような有効なプロジェクトを断念せざるを得ない場合である。

長短借入金比率：(長期借入金＋短期借入金)／総資産で作成している。銀行借入の場合，借り手である企業にとっては，債権者から企業内部の情報まで掌握されるため，この指標により，いわば直接的なモニタリング力をみることができる。このモニタリングが有効に機能している場合，M&A 行動に対しても，プラスの影響を及ぼすと考えられる。

その他負債比率：社債合計／総資産で作成している。社債や転換社債の発行を通じた，発行企業の「評判」による間接的なモニタリング力をみることができる。ここで，このような市場からのコントロール力が有効に機能している場合，M&A 行動に対しても，プラスの影響を及ぼすと考えられる。

なお，これらの変数の基本統計量については，第1表でまとめている。

推定結果は第2～4表である。プロビットモデル，ロジットモデルによる分析結果は第2表であり，カウントデータモデルによる分析結果は第3表，さらに，ゼロ可変カウントデータモデルによる分析結果は第4表である。これらを比較すると，いずれのモデルでも同じような結果が得られている。すなわち，年間を通じて，M&A が行われた件数による影響は特にみられなかったといえる。

まず，本稿の主たる分析対象である株式所有構造からみていくと，役員持株比率のみ，プラスで有意な結果が得られている[15]。これは，役員によるインセンティブ効果によるものと考えられ，（仮説7）が支持されたといえる。その他の変数では，有形固定資産が有意かつプラスの値が得られている。つまり，企業規模が大きい企業ほど，M&A を行う確率が高いことが指摘できる。

15)　ここで，多重共線性の影響が推定結果に影響を及ぼしている可能性を排除するため，有意でない株式所有主体を取り除いたモデルでも分析を行ったが，実証結果に違いはみられなかった。

第1表 基本統計量

全体	平均値	標準偏差	最小値	最大値	サンプル数
有形固定資産	9.412	1.628	0.000	16.293	2,256
トービンのQ	1.181	1.186	0.285	39.648	2,259
キャッシュフロー	0.439	11.060	−43.000	498.800	2,256
金融機関持株比率	25.425	14.919	0.010	71.460	2,259
証券会社持株比率	0.787	1.354	0.000	30.000	2,259
その他の法人持株比率	29.851	19.250	0.100	96.210	2,259
海外法人持株比率	5.549	8.777	0.000	81.040	2,259
個人持株比率	38.314	17.735	2.420	96.820	2,259
上位10大持株比率	50.057	14.899	8.140	96.500	2,259
役員持株比率	5.764	10.527	0.000	82.350	2,259
負債比率	54.553	21.910	0.600	99.700	2,259
長短借入金比率	19.329	18.688	0.000	93.538	2,259
その他負債比率	4.132	7.372	0.000	55.326	2,259
M&Aを行った企業	**平均値**	**標準偏差**	**最小値**	**最大値**	**サンプル数**
有形固定資産	10.534	1.869	5.568	16.293	154
トービンのQ	1.539	3.152	0.526	39.648	154
キャッシュフロー	0.227	0.773	−1.116	8.966	154
金融機関持株比率	34.638	16.986	2.590	62.870	154
証券会社持株比率	0.767	0.816	0.010	5.680	154
その他の法人持株比率	22.558	17.617	0.910	75.040	154
海外法人持株比率	9.689	9.690	0.000	45.440	154
個人持株比率	31.804	18.564	4.400	80.140	154
上位10大持株比率	46.863	14.877	12.050	79.120	154
役員持株比率	6.353	12.665	0.000	69.520	154
負債比率	53.938	21.162	10.600	98.000	154
長短借入金比率	15.728	17.034	0.000	67.302	154
その他負債比率	6.703	8.499	0.000	38.710	154
M&Aを行わなかった企業	**平均値**	**標準偏差**	**最小値**	**最大値**	**サンプル数**
有形固定資産	9.329	1.578	0.000	15.490	2,102
トービンのQ	1.154	0.880	0.285	14.293	2,105
キャッシュフロー	0.455	11.456	−43.000	498.800	2,102
金融機関持株比率	24.751	14.533	0.010	71.460	2,105
証券会社持株比率	0.788	1.385	0.000	30.000	2,105
その他の法人持株比率	30.385	19.259	0.100	96.210	2,105
海外法人持株比率	5.247	8.631	0.000	81.040	2,105
個人持株比率	38.791	17.583	2.420	96.820	2,105
上位10大持株比率	50.291	14.877	8.140	96.500	2,105
役員持株比率	5.721	10.355	0.000	82.350	2,105
負債比率	54.598	21.968	0.600	99.700	2,105
長短借入金比率	19.593	18.780	0.000	93.538	2,105
その他負債比率	3.944	7.249	0.000	55.326	2,105

注：有形固定資産は対数値。
キャッシュフローは有形固定資産で正規化している。比率データは%表示。

第2表　プロビットモデル・ロジットモデルによる推定結果

プロビットモデル	推定係数	漸近的 t 値	推定係数	漸近的 t 値
定数	−1.258	−0.59	−1.370	−0.64
有形固定資産	0.208	4.78***	0.220	4.95***
トービンのQ	0.000002	0.001	−0.00006	−0.02
キャッシュフロー	0.002	0.33	0.002	0.32
金融機関持株比率	−0.017	−0.85	−0.017	−0.83
証券会社持株比率	−0.002	−0.04	0.005	0.12
その他の法人持株比率	−0.027	−1.37	−0.026	−1.34
海外法人持株比率	−0.020	−0.99	−0.021	−1.05
個人持株比率	−0.031	−1.51	−0.029	−1.44
上位10大持株比率	0.002	0.33	0.002	0.30
役員持株比率	0.017	2.80***	0.016	2.64***
負債比率	0.001	0.40		
長短借入金比率			−0.004	−1.22
その他負債比率			−0.001	−0.11
産業ダミー	YES		YES	
サンプル数	2256		2256	
対数尤度	−480.767		−480.087	

ロジットモデル	推定係数	漸近的 t 値	推定係数	漸近的 t 値
定数	−3.008	−0.78	−3.368	−0.89
有形固定資産	0.424	4.79***	0.453	4.96***
トービンのQ	−0.00005	−0.01	−0.0002	−0.03
キャッシュフロー	0.005	0.35	0.005	0.34
金融機関持株比率	−0.027	−0.75	−0.025	−0.71
証券会社持株比率	0.002	0.02	0.013	0.17
その他の法人持株比率	−0.049	−1.37	−0.046	−1.34
海外法人持株比率	−0.035	−0.96	−0.036	−1.01
個人持株比率	−0.054	−1.46	−0.049	−1.38
上位10大持株比率	0.004	0.39	0.004	0.38
役員持株比率	0.031	2.65***	0.029	2.44***
負債比率	0.002	0.36		
長短借入金比率			−0.007	−1.14
その他負債比率			−0.004	−0.29
産業ダミー	YES		YES	
サンプル数	2256		2256	
対数尤度	−479.567		−478.942	

注：***印は1％、**印は5％、*印は10％有意を示す。

第3表 カウントデータモデルによる推定結果

ポアソンモデル	推定係数	漸近的t値	推定係数	漸近的t値
定数	−7.045	−3.37***	−7.405	−3.51***
有形固定資産	0.475	6.26***	0.523	6.71***
トービンのQ	−0.0004	−0.07	−0.001	−0.12
キャッシュフロー	0.006	0.61	0.006	0.59
金融機関持株比率	0.004	0.23	0.005	0.31
証券会社持株比率	0.027	0.37	0.040	0.55
その他の法人持株比率	−0.018	−1.13	−0.016	−1.01
海外法人持株比率	−0.0005	−0.03	−0.003	−0.17
個人持株比率	−0.016	−0.90	−0.012	−0.65
上位10大持株比率	0.007	0.80	0.007	0.78
役員持株比率	0.022	2.71***	0.019	2.24**
負債比率	0.005	1.14		
長短借入金比率			−0.005	−1.00
その他負債比率			−0.006	−0.54
産業ダミー	YES		YES	
サンプル数	2256		2256	
対数尤度	−564.862		−564.890	

負の二項分布モデル	推定係数	漸近的t値	推定係数	漸近的t値
定数	−7.032	−2.75***	−7.364	−2.86***
有形固定資産	0.472	5.74***	0.515	6.11***
トービンのQ	−0.0004	−0.06	−0.001	−0.10
キャッシュフロー	0.006	0.54	0.006	0.53
金融機関持株比率	0.004	0.18	0.005	0.25
証券会社持株比率	0.031	0.40	0.045	0.58
その他の法人持株比率	−0.018	−0.83	−0.016	−0.75
海外法人持株比率	−0.001	−0.04	−0.004	−0.16
個人持株比率	−0.016	−0.69	−0.012	−0.51
上位10大持株比率	0.008	0.75	0.007	0.73
役員持株比率	0.025	2.43**	0.022	2.11**
負債比率	0.004	0.93		
長短借入金比率			−0.006	−1.07
その他負債比率			−0.005	−0.40
産業ダミー	YES		YES	
サンプル数	2256		2256	
対数尤度	−559.603		−559.397	

注：***印は1％、**印は5％、*印は10％有意を示す。

第4表　ゼロ可変カウントデータモデルによる推定結果

ポアソンモデル	推定係数	漸近的 t 値	推定係数	漸近的 t 値
定数	−7.280	−0.39	−7.664	−0.43
有形固定資産	0.454	3.12***	0.501	3.27***
トービンのQ	−0.0004	−0.02	−0.001	−0.03
キャッシュフロー	0.006	0.11	0.006	0.10
金融機関持株比率	0.013	0.07	0.015	0.08
証券会社持株比率	0.039	0.18	0.053	0.25
その他の法人持株比率	−0.008	−0.05	−0.006	−0.04
海外法人持株比率	0.009	0.05	0.006	0.04
個人持株比率	−0.002	−0.01	0.002	0.01
上位10大持株比率	0.011	0.83	0.011	0.80
役員持株比率	0.018	1.23	0.015	1.02
負債比率	0.004	0.78		
長短借入金比率			−0.006	−1.00
その他負債比率			−0.004	−0.24
産業ダミー	YES		YES	
サンプル数	2256		2256	
対数尤度	−561.011		−560.840	

負の二項分布モデル	推定係数	漸近的 t 値	推定係数	漸近的 t 値
定数	−9.672	−0.46	−11.181	−0.55
有形固定資産	0.568	4.65***	0.688	6.21***
トービンのQ	−0.001	−0.03	−0.003	−0.06
キャッシュフロー	0.040	0.62	0.384	2.46**
金融機関持株比率	0.021	0.10	0.024	0.12
証券会社持株比率	0.057	0.23	0.085	0.34
その他の法人持株比率	−0.006	−0.03	−0.001	−0.01
海外法人持株比率	0.016	0.08	0.012	0.06
個人持株比率	0.005	0.02	0.013	0.06
上位10大持株比率	0.017	1.16	0.016	1.04
役員持株比率	0.018	1.16	0.013	0.73
負債比率	0.005	0.72		
長短借入金比率			−0.008	−1.11
その他負債比率			−0.004	−0.22
産業ダミー	YES		YES	
サンプル数	2256		2256	
対数尤度	−560.705		−558.279	

注：***印は1％、**印は5％、*印は10％有意を示す。

3 株価反応モデルによる分析[16)]

次に，投資家サイドからの分析を行う。これには，株価反応を計測するイベントスタディの手法を用いて，累積超過収益率を計測し，これを被説明変数とした要因分析を行う。この際，推定に関しては最小二乗法を用いる。推定モデルは以下の通りである[17)]。

$$CAR_{it}=\alpha+\beta X_{it-1}+\varepsilon_{it}$$

CAR_{it}：累積超過収益率

X_{it-1}：説明変数

ε_{it}：誤差項

CAR_{it}（cumulative abnormal return：累積超過収益率）の計測方法は以下の通りである。

ここで，i社の株式収益率に以下のような市場モデルを仮定する。

$$R_{it}=\alpha+\beta R_{mt}+\varepsilon_{it}$$

R_{it}はt時点の日次株式収益率であり，R_{mt}は同時点の東証株価指数（TOPIX）の収益率である[18)]。ε_{it}は平均ゼロ，分散一定の誤差項である。市場モデルの推定期間（estimation window）は，M&A 実施の発表日を $t=0$ として，その30営業日前 $t=-30$ から遡って279営業日前の250営業日（約1年間）とする。ここで，α, βは最小二乗法により推定し，これを用いて，超過収益率AR_{it}を以下の算式に従い，求める。

$$AR_{it}=R_{it}-\hat{\alpha}-\hat{\beta}R_{mt} \qquad \hat{\alpha}, \hat{\beta} \text{ は市場モデルによる推定値}$$

次に，発表日と翌営業日の2日間をイベント期間（event window）と定義して，発表日のARと翌営業日のARを合計した $CAR(0, 1)$，さらに，$CAR(0, 2)$ と $CAR(-1, 1)$ を計測する。

---

16) イベントスタディの標準的方法については，Mackinley [1997] を参照。

17) 説明変数については，質的選択モデルでの分析と同様に，同時性バイアスの問題を避けるため，1期ラグをとっている。

18) 株式収益率は，権利落ちを調整した日次終値の変化率を用いている。売買不成立（出来高ゼロ）の取引終値は前日の終値をもって代替している。

CAR(0, 1) については，全サンプル238の内訳をみると，正値が127，負値が111となっており，集計した *CAR*(0, 1) の平均値は0.74%であり，統計的に1%の有意水準を満たしている。また，*CAR*(0, 2) の平均値は0.55%，*CAR*(−1, 1) の平均値は0.90%となっている。なお，これらは共に5%の有意水準を満たしている。

ここで，必ずしも，対象年や分析サンプルとしたM&Aの形態の違いもあり，完全な比較はできないが，わが国を対象とした先行研究での結果をみておこう。井上［2004］では，1990-2002年に行われたM&Aを対象に，*CAR*(0, 1) を計測したところ，1.43%，Kang, Shivdasani and Yamada［2000］によると，1977-1993年では，*CAR*(−1, 1) が0.90%となっている。その他，Yeh and Hoshino［2001］では，1981-1991年では，*CAR*(−1, 1) が0.77%，1992-1998年では−2.60%の値を得ている。一方，米国を対象とした研究では，Mork, Shleifer and Vishny［1990］やSchwert［1996］をはじめとして，負値の *CAR* が報告されている。以上から，わが国のM&Aに対する株式市場は，概ね，わずかにプラスの評価といえるが，近年ではマイナス評価の傾向もみられるようになり，この点では，米国に近づきつつあるといえる。

以上で被説明変数である *CAR* が得られたため，次に *CAR* に及ぼす要因を分析する。ここで説明変数に用いるのは，前節で用いたものである。ただし，キャシュフロー比率の符号条件については注意が必要である。Jensen［1988］によると，フリーキャッシュフローによるM&Aは非効率であるケースが多いことが指摘されている。この場合，株式市場からの評価はマイナスと想定される。ここで，本稿で用いているキャッシュフロー比率の変数は，そのままでは，フリーキャッシュフローか識別することができない。このため，期待される符号条件は確定できないことになる。なお，米国を対象とした先行研究によると，Lang, Stulz and Walkling［1991］では，フリーキャッシュフローは超過収益率に対して，マイナスの影響を及ぼしている結果が得られている。また，Harford［1999］でも，フリーキャッシュフローが超過収益率に対して，マイ

第5表 基本統計量

全体	平均値	標準偏差	最小値	最大値	サンプル数
CAR (0,1)	0.006	0.047	−0.071	0.262	184
CAR (0,2)	0.004	0.042	−0.103	0.214	184
有形固定資産	10.743	1.831	5.568	16.293	184
トービンのQ	1.502	2.888	0.470	39.648	184
キャッシュフロー	0.225	0.737	−1.116	8.966	184
金融機関持株比率	36.146	16.784	2.590	62.870	184
証券会社持株比率	0.743	0.773	0.010	5.680	184
その他の法人持株比率	21.098	17.101	0.910	75.040	184
海外法人持株比率	10.611	10.231	0.000	45.440	184
個人持株比率	30.943	18.535	4.400	80.140	184
上位10大持株比率	45.852	14.605	12.050	79.120	184
役員持株比率	6.223	12.917	0.000	69.520	184
負債比率	55.046	20.905	10.600	98.000	184
長短借入金比率	15.559	17.341	0.000	67.302	184
その他負債比率	7.223	8.482	0.000	38.710	184

注：有形固定資産は対数値。
キャッシュフローは有形固定資産で正規化している。比率データは%表示。

ナスの影響を及ぼしている結果から，キャッシュフローが豊富な企業が企業価値を減少させる M&A を行っていることを報告している。

基本統計量については第5表であり，実証結果は第6表である。ここで，*CAR* については238のサンプルが得られているが，欠損値が含まれる財務データとの接合から，サンプル数は184もしくは183となっている[19]。

第6表の上段は被説明変数を *CAR*(0, 1) としたものであり，下段は *CAR*(0, 2) としたものである。まず，本稿の主たる分析対象である株式所有構造からみていくと，役員持株比率のみ，プラスかつ有意な結果が得られている。つまり，(仮説7) が支持されたといえる。これは，株式市場を通じて，投資家が役員による株式所有比率が高い企業による M&A を高く評価しているこ

19) 前節の質的選択モデルの分析において，第1表の基本統計量をみると，M&A を行った企業のサンプル数は154となっている。一方，本節の CAR に関する分析では，サンプル数は184である。この差が生じるのは，同一企業が1年間に数件の M&A を行っているためである。

第6表　CAR の推定結果

CAR (0,1)	推定係数	漸近的 t 値	推定係数	漸近的 t 値
定数	0.00626	0.06	0.00790	0.08
有形固定資産	−0.00326	−1.02	−0.00256	−0.79
トービンのQ	0.00898	1.26	0.01205	1.67*
キャッシュフロー	−0.01296	−1.08	−0.14666	−1.60
金融機関持株比率	0.00018	0.22	0.00016	0.21
証券会社持株比率	0.00128	0.26	0.00142	0.29
その他の法人持株比率	−0.00026	−0.36	0.000002	0.00
海外法人持株比率	−0.00027	−0.32	−0.00033	−0.39
個人持株比率	0.00004	0.04	0.00011	0.14
上位10大持株比率	0.00003	0.07	−0.00003	−0.06
役員持株比率	0.00069	1.79*	0.00082	2.10**
負債比率	0.00035	1.82*		
長短借入金比率			0.000002	0.03
その他負債比率			0.00069	1.39
サンプル数	184		183	
修正済決定係数	0.027		0.032	

CAR (0,2)	推定係数	漸近的 t 値	推定係数	漸近的 t 値
定数	−0.00127	−0.01	0.00803	0.09
有形固定資産	−0.00204	−0.70	−0.00152	−0.52
トービンのQ	0.00976	1.51	0.01370	2.09**
キャッシュフロー	−0.01058	−0.97	−0.09990	−1.20
金融機関持株比率	0.00028	0.39	0.00018	0.26
証券会社持株比率	−0.00049	−0.11	−0.00023	−0.05
その他の法人持株比率	−0.00017	−0.25	0.00005	0.08
海外法人持株比率	−0.00064	−0.83	−0.00075	−0.98
個人持株比率	0.00005	0.07	0.00008	0.10
上位10大持株比率	−0.00008	−0.20	−0.00023	−0.55
役員持株比率	0.00049	1.41	0.00059	1.68*
負債比率	0.00028	1.63		
長短借入金比率			−0.00004	−0.89
その他負債比率			0.00052	1.16
サンプル数	184		183	
修正済決定係数	0.020		0.020	

注：***印は1％、**印は5％、*印は10％有意を示す。

とを反映している。また，この結果は，前節の質的選択モデルによる分析結果と整合的なものといえる。

その他の変数では，トービンのQが有意かつプラスの値が得られている。つまり，成長可能性の高い企業によるM&Aは株式市場で高く評価されていると指摘できる。また，負債比率も有意かつプラスの値が得られている。これは，投資家が負債による規律付け効果を重視しているためと解釈できる。この点は，米国を対象としたMaloney, McCormick and Michell [1993] でも同様の結果が得られている。

IV まとめ

本稿では，わが国を対象に，M&A行動と株式所有構造の関係について，質的選択モデルと株価反応モデルを用いて，第Ⅱ節で提示した8つの仮説が成立しているか，分析を行った。その結果，以下の点が明らかになった。

• 質的選択モデルによると，株式所有主体の中で，役員による株式所有のみ，プラスで有意な結果が得られた。この結果から，役員によるインセンティブ効果が働いていることがわかる。その他の変数では，有形固定資産が有意かつプラスの値が得られており，企業規模が大きい企業ほど，M&Aを行う確率が高いといえる。

• 株価反応モデルによると，累積超過収益率はプラスの値を示しており，概ね投資家からのM&Aに対する評価は好意的といえる。この結果は，累積超過収益率がマイナスの値が得られている米国のケースと対照的といえる。また，累積超過収益率の要因分析を行った結果では，質的選択モデルによる分析結果と同様に，役員による株式所有のみ，プラスで有意な結果が得られている。その他の変数では，トービンのQと負債比率がプラスかつ有意な値が得られている。

このように，近年，盛んに行われるようになったわが国のM&Aのコーポレート・ガバナンスについて，明らかにできたことは，実証研究の蓄積が少な

いわが国の M&A 研究に貢献できたものと思われる。しかし，株価反応モデルの分析結果をみると，一部の変数において，各モデル間で有意水準が満たされている結果と満たされていない結果が得られており，分析結果の一貫性という意味では，不十分さが解決されていない。また，本稿での分析は，合併や買収といった強い形態のもののみであり，分析結果の解釈において，この点に注意が必要である。そこで，営業譲渡や資本参加のような比較的緩やかな形態のものも分析し，M&A の形態別に分析結果を比較検討することで有益な情報も得られるであろう。

なお，本稿では，買収企業を対象に分析を行ったが，被買収企業も対象とした分析を行うことも必要と思われる。この点は今後の課題である。

参考文献

井上光太郎［2004］「日本の M&A における取引形態と株価効果」『経営財務研究』Vol. 22, No. 2, 150-166ページ。

米澤康博・宮崎政治［1996］「日本のコーポレート・ガバナンスと生産性」（橘木俊詔・筒井義郎編『日本の資本市場』日本評論社）222-246ページ。

Amit, R., J. Livnat and P. Zarowin［1989］"A Classification of Mergers and Acquisitions by Motives: Analysis of Market Responses," *Contemporary Accounting Research*, Vol. 6, No. 1, pp. 143-158.

Cameron, A. C. and P. K. Trivedi［1998］ *Regression Analysis of Count Data*, Cambridge, Cambridge University Press.

Greene, W. H.［1997］ *Econometric Analysis Third Edition*, New Jersey, Prentice-Hall.

Harford, J.［1999］"Corporate Cash Reserves and Acquisitions," *Journal of Finance*, Vol. LIV, No. 6, pp. 1969-1997.

Jensen, M. C.［1988］"Takeovers: Their Causes and Consequences," *Journal of Economic Perspectives*, 2 (1), pp. 21-48.

Kang, J. K., A. Shivdasani and T. Yamada［2000］"The Effect of Bank Relations on Investment Decision: An Investigation of Japanense Takeover Bids," *Journal of Finance*, Vol. LV, No. 5, pp. 2197-2218.

Lang, L., R. Stulz, and R. Walkling［1991］"A Test of the Free Cash Flow

Hypothesis: The Case of Bidder Returns," *Journal of Financial Economics*, 29, pp. 315-335.

Lewellen, W., C. Loderer and A. Rosenfeld [1985] "Merger Decisions and Executive Stock Ownership in Acquiring Firms," *Journal of Accounting and Economics*, 7, pp. 209-231.

Mackinley, C. [1997] "Event Studies in Economics and Finance," *Journal of Economic Literarutre*, Vol. XXXV, pp. 13-39.

Maloney, M. T., R. E. McCormick and M. L. Michell [1993] "Managerial Decision Making and Capital Structure," *Journal of Business*, Vol. 66, No. 2, pp. 189-217.

McConell, J. J. and H. Servaes [1990] "Additional Evidence on Equity Ownership and Corporate Value," *Journal of Financial Economics*, 27, pp. 595-612.

——— [1995] "Equity Ownership and the Two Faces of Debt," *Journal of Financial Economics*, 39, pp. 131-157.

Mikkelson, W. H. and M. M. Partch [1989] "Managers' Voting Rights and Corporate Control," *Journal of Financial Economics*, 25, pp. 263-290.

Mitchell, M. L. and K. Lehn [1990] "Do Bad Bidders Become Good Targets?," *Journal of Political Economy*, Vol. 98, No. 2, pp. 372-398.

Mork, R., A. Shleifer, and R. Vishny [1988] "Characteristics of Targets of Hostile and Friendly Takeovers" in *Corporate Takeovers: Cause and Consequences*, ed. by Alan, J. Auerbach, Chicago, University of Chicago Press, pp. 101-136.

——— [1990] "Do Managerial Objectives Drive Bad Acquisitions?," *Journal of Finance*, Vol. 45, No. 1, pp. 31-48.

Perfect, S. B. and K. W. Wiles [1994] "Alternative Constructions of Tobin's q: An Empirical Comparison," *Journal of Empirical Finance*, 1, pp. 313-341.

Schwert, G. W. [1996] "Markup Pricing in Mergers and Acquisitions," *Journal of Financial Economics*, 41, pp. 153-192.

Song, M. H. and R. A. Walkling [1993] "The Impact of Managerial Ownership on Acquisition Attempts and Target Shareholder Wealth," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 28, No. 4, pp. 439-457.

Winkelmann, R. [2003] *Econometric Analysis of Count Data*, Zurich, Springer.

Yeh, T. and Y. Hoshino [2001] "Shareholders' Wealth, Bank Control, and Large Shareholders: An Analysis of Japanese Mergers," *Japan Journal of Finance*, Vol. 21, No. 2, pp. 150-166.