

# 完全子会社化における買収価格の決定要因

阿 萬 弘 行

## 発表者コメント

本稿は、日本企業の M&A 取引の中でも近年増加傾向にある完全子会社化を素材として、その買収価格(買収プレミアム)がどのような要因によって影響を受けているかを計量経済学的に分析する。1999 年商法改正による株式交換制度の整備を契機として、多くの日本企業が、「完全子会社化」による企業買収を実施している。「完全子会社化」とは、株式所有比率 100%未満の子会社または資本関係の無い他の企業を、買収企業株式と被買収企業株式の交換により、100%子会社にすることである。つまり、被買収企業株主は、その保有株式をすべて買収企業に譲渡し、その対価として、買収企業株式が与えられる。こうした企業買収は、買収・被買収側の両者にとって、劇的に所有権構造を変化させる局面であるから、その買収価格を見ることによって、株主間の利害構造を明らかにすることができる。コーポレートガバナンス研究の分野では、近年、所有権構造の中でも特に、強力なコントロール権を行使しうる支配的大株主(controlling shareholder)の特定化とその影響についての分析が進展している。本稿では、完全子会社化での親会社を支配的大株主として位置付け、それによって、大株主のコントロール行使による株主間の利害対立の構造を明らかにする。分析の主な結論として、買収企業(親会社)による被買収企業(子会社)に対する所有権は、一般的に買収価格を低下させることを示している。このことは、親会社—子会社少数株主間の利益相反仮説と一致している。つまり、親会社による子会社へのコントロールが比較的強い状況では、少数株主の利益を低下させる形で、完全子会社化を実施する傾向が観察される。

## 1. はじめに

1999年商法改正による株式交換・移転制度の整備によって、近年、多くの日本企業が、主たる企業組織再編手段として「完全子会社化」を実施している。「完全子会社化」とは文字通り、株式所有比率100%未満の子会社または資本関係の無い他の企業を、買収企業株式と被買収企業株式の交換により、100%子会社にすることである。つまり、被買収企業株主は、その保有株式をすべて買収企業に譲渡し、その対価として、買収企業株式が与えられる。1999年から2003年までに実施された株式交換による完全子会社化の件数は、年々増加傾向にあり、4年間で既に200件前後に達している<sup>1</sup>。

本稿の目的を端的に述べれば、完全子会社化を素材として、その買収価格(買収プレミアム)に焦点をあて、それがどのような要因によって影響を受けているかを計量経済学的に分析することである。本稿において着目する買収価格は、被買収企業株主が直接受け取る経済的対価であるから、これを詳細に見ることによって、被買収企業のコーポレートガバナンス構造における利害対立・利害一致の構造を明らかにできる。コーポレートガバナンスについての理論的・実証的研究は幅広く、長年に渡って豊富な研究蓄積があるが、特に、株主構成の中に企業の意思決定に重要な影響を及ぼしうる支配的大株主(controlling shareholder)が存在する場合の、少数株主との利害対立問題は近年特に注目を集めている。

日本企業の組織構造には、親会社—子会社関係、とくに、親会社が子会社株式の一部のみを保有し、大株主としての地位を確保しつつ、他の少数株主も存在する状況が多く観察される。子会社株式の部分的所有や子会社株式の公開は、日本企業がこれまで広範に採用してきた組織構造であり、つとにその利益相反問題は指摘されてきた<sup>2</sup>。完全子会社化では、この少数株主を排除して、(部分的)子会社を完全なコントロール化に置くことになる。したがって、この取引の成立過程では、親会社と子会社少数株主利益が対立し、両者の取引への影響力の差異が取引条件に反映すると予想される<sup>3</sup>。つまり、単純化すると、親会社は、子会社株主の利益を低下させる形で、完全子会社化を実施するかもしれない。

本稿では、続く第2節において、コーポレートガバナンスに関する先行研究を簡潔にレ

---

<sup>1</sup>筆者による集計。公開会社、非公開会社の両方を含む。完全子会社化の代表的事例として、たとえば松下電器グループやソニーグループの事例が挙げられる。松下電器産業は、2002年1月に上場子会社である松下通信工業、九州松下通信、松下精工、松下寿電子を100%子会社化することを公表した。ソニーの事例では、2003年11月に、子会社であるソニーコンピュータエンタテインメントを100%子会社にすることを発表している。

<sup>2</sup>尾関・小本(2005)第7章では、利益相反の例として、有望な新規事業を親会社と子会社のどちらが行うかという選択問題や企業グループでの情報システムの導入をどちらの会社に合わせて行うかという問題を挙げている。伊藤邦雄(2002)では、子会社利益を企業グループの成長に振り向けるため内部留保するか、少数株主の利益のために配当を増やすかと言う利益相反の事例を挙げている(「上場企業を完全子会社化する日本企業の狙い」『プレジデント』2002年4月1日,P126)。本田桂子(2000)では、親会社の余剰人員を子会社が経営者として高い報酬で受け入れる例を挙げている(「正しい子会社による資金調達」『日経ビジネス』2000年5月29日,p49)

<sup>3</sup>実際には、完全子会社化には、(会計基準で)被買収企業が子会社であるケース、関連会社であるケース、無関係な会社であるケースが含まれる。

ビューし、本研究との関連を述べる。第3節においては、実証仮説を具体的に提示し、研究の特徴を説明する。第4節では、実証分析に用いるデータの説明および実証結果を提示する。最後に、第5章では、結論をまとめる。

## 2. コーポレートガバナンスに関する関連研究

過去のコーポレートガバナンス研究では、分散化した株式所有状況のもとでの、株主－経営者間のエージェンシー問題の発生の可能性について多様な角度から国内外においてさまざまな実証分析がなされてきた。つまり、分散化した株主構成の下では、個々の株主は、各自のコスト負担によって企業経営へのモニタリングを行ったとしても、その効果である企業価値の増加は、すべての株主によってシェアされ、積極的な経営介入や十分なモニタリングの便益を享受できない(フリーライダー問題)。他方、集中化した所有権構造のもとでは、大株主が、そのモニタリングの便益の多くを享受できるため、企業経営をモニターする誘因が高くなり、エージェンシー問題は緩和され企業価値の向上につながる(Shleifer and Vishny (1989))。しかしまた、集中化した所有権構造の潜在的なコスト面として、大株主が経営者と友好的な場合や経営者自身が大株主の場合に、経営者をその他の株主や株式市場によるコントロールから隔離し、結果として、企業価値を損ねる可能性がある(entrenchment 効果)。したがって、集中化した所有権構造と分散化した所有権構造のどちらが企業価値の向上に繋がるのか否かについて、多数の研究がこの問題に取り組んできた(Morck et al. (1988)、Holderness and Sheehan (1988)、McConnell and Sarvaes (1990))。日本企業についても、メインバンクや系列関係、株主構成の分析によって、有力なステイクホルダーのコーポレートガバナンスに与える効果の実証研究が数多くなされてきた(Lichtenberg and Pushner (1994)、Hiraki et al (2003)等)。

近年のコーポレートガバナンス研究では、企業経営へのコントロールを持つ大株主(controlling shareholder)と少数株主との利害対立についての実証研究が進展している。ピラミッド構造や株式相互持合いなどの複雑な所有権構造から controlling shareholder を抽出し、それが、その他の少数株主の利益を犠牲にして、自身の私的利益(private benefits)のみに繋がるような影響力の行使をする可能性に関する研究である。La Porta et al .(1999)による先駆的な研究は、主要国の企業の所有権構造を詳細に調査している。彼らの研究は、投資家保護の仕組みが弱い国では、企業は家族所有などの一部の controlling shareholder による支配のもとにあることを明らかにしている。Claessense et al . (2000)、Claessense (2002)は、東アジア諸国を対象として、株主構成の中で controlling shareholder の特定化やその企業価値への効果を分析している。彼らの研究では、東アジア諸国では、特に家族支配企業グループにおいて、ピラミッドタイプの所有権構造を通して、特定の株主が、少数の株式保有によって企業をコントロールしていることを発見している。さらに、コントロール権とキャッシュフロー権の乖離は、企業価値がディスカウントされて評価される傾向を増幅すること

を報告している。Faccio and Lang (2002)は、西ヨーロッパ諸国を対象として同様の分析を行っている。また、Faccio et al. (2001)は、西ヨーロッパ諸国と東アジア諸国を比較する形で、配当性向と所有権構造の関係を分析している。彼らの結果は、西ヨーロッパ諸国では、支配的大株主が存在する場合には、その私的便益追求(資源の収奪)を防ぐために、配当性向は高い水準が維持されている。他方、東アジア諸国では、支配的大株主の存在は、配当性向の低下に直結している。

M&A は、企業ステイクホルダーの利害が最も大きく変動するという意味で、各主体にとって重要な意思決定を含んでいる。したがって、ステイクホルダー間の利害の一致や相反といったコーポレートガバナンスの構造が、顕著に M&A 取引に現れてくると考えられる。特に重要である点として、日本企業の完全子会社化では、買収企業自体が、被買収企業の親会社となっているケースが多く、そのことは、企業経営のコントロールに大きな影響力を行使できる大株主とその他の株主層との利害対立の構造を潜在的にもっている。

### 3. 実証仮説

本稿で検証する実証仮説は、完全子会社化における価格決定において、企業グループにおける親会社—子会社構造が、その他少数株主利益を犠牲とする利益相反問題を生じさせているのかという点である(利益相反仮説)。完全子会社化では、買収企業は被買収側株主に買収の対価を支払うため、その価値を計測することで、上記の利益相反問題を検証する格好の材料となる。買収企業が被買収側株式の価値に対して高い対価を支払う場合は、「プレミアム」が生じ、逆に、低い対価を支払う場合は「ディスカウント」が生じる。日本企業の完全子会社については、親会社が被買収企業へのコントロール権を利用して、買収価格の決定に影響力を及ぼすという点が重要な要素である。したがって、もしも、親会社持株比率が高いときに、買収価格が低く設定される傾向があるならば、それは、親会社と少数株主の利益が対立しており、親会社は子会社株主利益を低下させるような影響力を行使していると結論できる。

さらに、親会社はその株式保有を通して直接的に子会社へのコントロールを行使する可能性に加えて、人的関係および取引関係を通して、少数株主からの利益の移転が行われる可能性がある。つまり、親会社の子会社に対して役員を派遣する現象がしばしば観察される。このような人的関係は、親会社はその影響力を行使しうる源泉の一つとなりうる。Kaplan and Minton (1994)は、銀行からの役員派遣、企業からの役員派遣が、低下した株価パフォーマンスによって増加すること、また、トップ経営者の交代は、外部からの役員派遣に引き続いて起こることを示している。Morck and Nakamura (1999)は、銀行からの役員派遣確率は、統計的に有意に、企業の業績に依存していることを示している。Abe et al. (2005)は、銀行からの役員派遣は、役員報酬の業績依存度を低下させることを報告している。これは、銀行によるモニタリングが、インセンティブ報酬の重要性を低下させること

を示唆している。これらの研究はいずれも外部からの役員派遣は、派遣先企業への派遣元企業からの影響力を有意に増加させることを示している。ただし、先行研究の主張の趣旨は、主に、影響力増加が企業価値を高めるという議論と結びついている。本稿での完全子会社化での利益相反問題の文脈では、人的関係の存在による影響力増加が少数株主の利益を損ねるならば、人的関係は買収プレミアムを抑制する方向に働くと予想される。

親会社と子会社の間では、財・サービスの取引関係も存在することがある。原材料の購入や製品の販売業務などに関連する取引関係において買収企業が被買収企業に対して優位な地位を保持している場合、そうした優位な地位を利用して、買収価格の条件を買収側に有利に決定する可能性がある。したがって、その場合には、取引関係と買収プレミアムには負の相関関係が予想される。また、M&Aの先行研究の多くでは、買収のメリットとして、生産規模の拡大や製品の多角化によって生じるシナジー効果(事業連関性)を指摘している。取引関係が既に存在していることによって、当該の買収事例に強いシナジー効果が発生し、大きな企業価値の向上が見込まれる場合、被買収側株主にとって優遇的な買収価格の提案がなされる可能性もある。つまり、買収企業側にとって、高い買収コストを支払っても買収を成功させるメリットが大きいケースと言い換えることができる。この場合、取引関係と買収プレミアムには正の相関関係が予想される。

M&Aとコーポレートガバナンスに関連した研究として、Moeller (2005)は、米国企業のM&Aをサンプルとして、被買収側経営者の株式保有が買収プレミアムにネガティブな効果を与えることを実証している。その理由として、経営者株式保有は、その他の株主からのプレッシャーを低下させ、その結果、M&A取引に際して、株主にとって不利な条件を容認し、M&A後の優遇的な雇用条件を確保しようとする誘因が働くからであるとしている。Slovin and Sushka (1998)は、親会社—子会社関係を有する企業間の合併事例をイベントスタディによって分析し、その実証結果から、M&A公表時点において親会社・子会社双方に有意に高い超過収益率が発生していることを示しており、その点から、親会社・子会社合併は、少数株主の株主価値を増加させると解釈している。

本研究の新たな学術的貢献について、その第一は、M&A研究の中でも、被買収側の株主構成を見ることによって、コーポレートガバナンス構造を明らかにしている点である。特に親会社による所有権構造を分析の中心に据えることにより、支配的大株主(controlling shareholder)と少数株主との利害対立に関する研究に対して新たな実証的知見を提供する。また、人的関係および取引関係などの変数を加味することで、単純な所有権保持によるコントロールだけでなく、異なる経路での影響力行使の可能性について分析する。

第二に、M&Aを対象とした実証研究のほとんどは主にM&A公表時の株価反応に焦点を当て、シナジー効果の観点から、その決定要因を探る研究を行っているものが多数を占める。日本企業を対象としたものとしては、Pettway and Yamada (1986)、Kang et al (2000)、Yeh

and Hoshino (2001)などが代表的な研究である<sup>4</sup>。井上・加藤(2003)では、買収プレミアムと超過収益率の関係を分析し、その結果、大きなプレミアムの取引では、買収企業の超過収益率は負値を示し、被買収企業の超過収益率は正值を示している。これは、買収プレミアムが、買収企業から被買収企業への価値移転であることを示唆している。しかしながら、彼らの研究は、その買収プレミアムによる価値移転が、どのような要因によって影響されているかについては分析するに至っていない。本稿は、以上のような先行研究でのイベントスタディとは異なり、買収プレミアムの決定要因を明らかにする。買収プレミアムは、買収企業と被買収企業間の価値移転の程度を直接的に示す尺度であるから、企業の利害関係者の利害得失と各主体の影響力の効果を集約していると考えられる。したがって、買収プレミアムは、企業のコーポレートガバナンス構造の影響を考察するために極めて適した分析対象である。

## 4. 実証分析

### データ

完全子会社の実施に関するデータは、東京証券取引所が提供する情報開示システム TD-NET から得た。期間は、1999年1月から2003年12月までの4年間である。収集した開示資料は、株式交換覚書の締結に関するもの、株式交換契約の締結に関するもの、株式交換の経過に関するものである。このうち、非公開の買収企業、非公開の被買収企業、および、銀行・証券会社・保険会社・消費者金融会社等の金融会社は除外される。複数の企業を同時に完全子会社化するケースでは、開示資料の記載順番で最も先頭に記述されている企業を被買収企業として選んだ。したがって、買収企業と被買収企業は1社対1社に対応している。また、サンプルのうち、買収価格を算定する場合に、株価平均値の算出期間内に株式分割を実施しているものは除外している。以上のサンプル選択を経て、最終的に残るサンプルは、97サンプルである。財務データは、日本経済研究所および日本政策投資銀行が提供している企業財務データバンクを用いる。株価データは、日経メディアマーケティングの提供する日本株式日次リターンデータから得た。

### 買収プレミアム (MPRE1, MPRE2)

買収プレミアムが計量分析でのもっとも主要な変数となる。実際の買収価格決定では、当事企業が監査法人等の第三者機関に目安となる株式価値の算定を依頼し、その算定結果を参考にして、当事企業間での協議により最終的な交換比率が決定される。第三者機関が用いる算定方法はさまざまである。株式市場価格法、収益還元法、時価純資産倍率法など

---

<sup>4</sup>欧米企業を対象としたM&Aのイベントスタディに関する研究は、さらに膨大な文献が存在する。Andrade *et al.* (2001)を参照。

が代表的な算定方法である。開示資料の中では、通常、どの算定方法を用いたかは記載されているが、算定結果を公表している企業は少数である。いずれにしても、どの算定方法を採用するかは、当事企業に裁量の余地がある。また、どのような算定方法を用いても、最終的に買収価格を決定するのは、当事企業(の経営陣)であり、算定された価格(複数の算定方法が採用されているときには複数の算定価格)からのある程度の乖離も許容される。さらに、より重要なのは、当事企業経営者間で決定された価格は、当然のことながら、被買収側株主の賛成を得る手続きを必要とし、そのため、被買収側株主の株主構成が価格に強く影響を及ぼすと予想される。

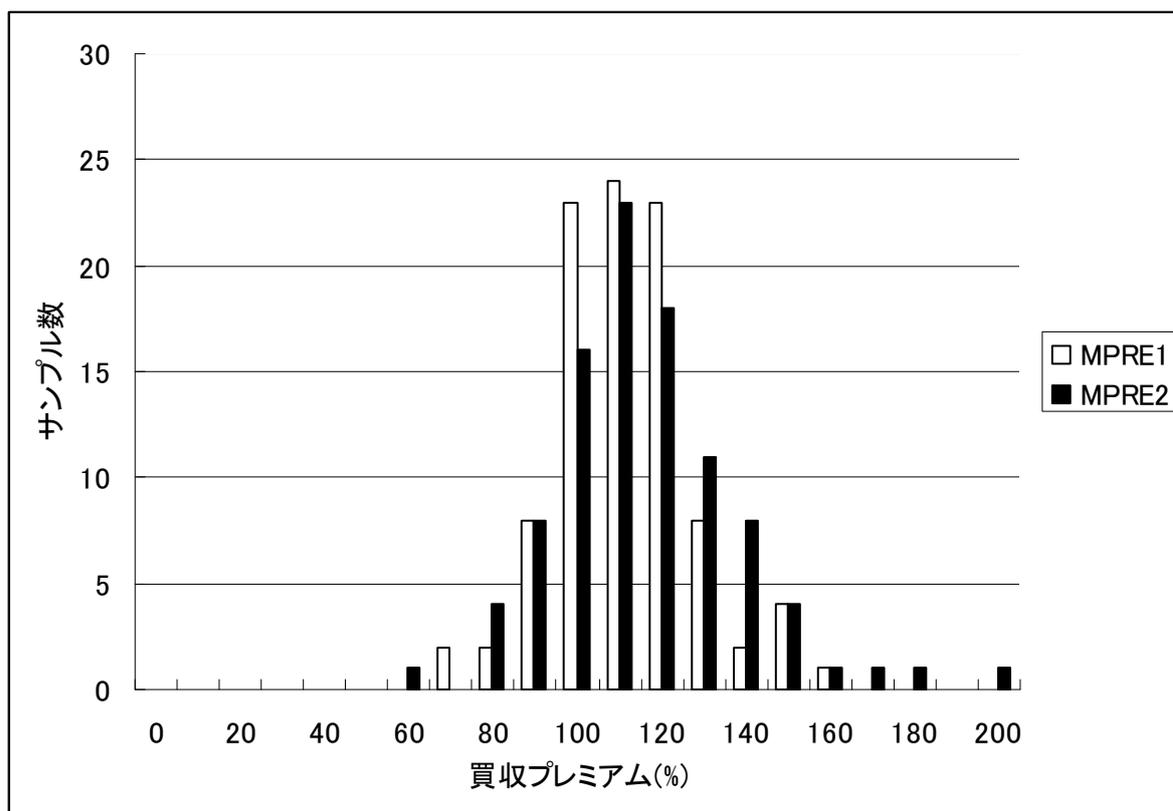
買収企業および被買収企業双方が株式公開企業である場合の買収プレミアムは、多くの先行研究が行っているように、両当事企業の市場株価を用いて計測されるのが普通である。つまり、買収企業の株価に株式交換比率を乗じた数値が、買収企業が実際に支払う買収価格であり、それに対して、被買収企業の価値は、市場株価そのものである。よって、このケースでの買収プレミアムは、分子が買収企業株価と株式交換比率の積であり、分母は被買収企業の市場株価である。買収企業株価を計測する際の期間として、株式交換公表日の前と後 30 日間終値平均値の 2 通りを用いる。MPRE1 が、公表日前 30 日間(公表日は含まない)を用いた場合、MPRE2 が、公表日後 30 日間を用いた場合の買収プレミアムである。分母となる被買収企業株価は、公表日前 30 日間の終値平均値によって計算される。

$$\text{買収プレミアムMPRE1} = \frac{\text{買収企業株価(公表日前30日間平均値)} \times \text{株式交換比率}}{\text{被買収企業株価}}$$

$$\text{買収プレミアムMPRE2} = \frac{\text{買収企業株価(公表日後30日間平均値)} \times \text{株式交換比率}}{\text{被買収企業株価}}$$

MPRE1 は、買収公表以前の段階で既知の情報をもとに形成された過去の株価を基準としている。したがって、その時点で、買収案件参加者にとって利用可能な情報をもとに算出されている。MPRE2 は、買収公表以後の株価をもとに算出されているため、その時点では買収案件参加者には既知の情報ではない。しかしながら、買収後の正のシナジー効果またはディスカウント効果についての予想を反映した買収企業株価として見なすことが出来る。また、これは、買収企業と被買収側株主の最終的な金銭的利得を表す変数としては適している。(図 1 参照)

図1 買収プレミアムの分布



### 買収企業持株比率(OWN)

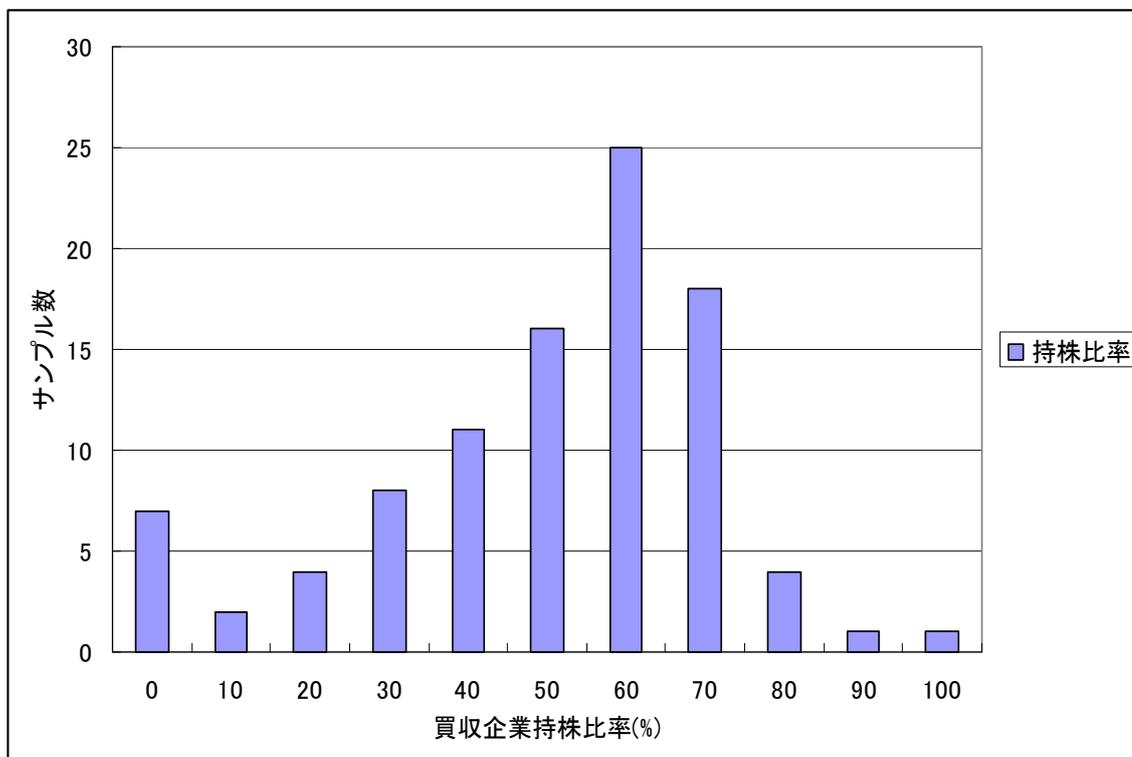
もし、利益相反仮説が正しいのであれば、つまり、買収企業による株式保有によるコントロールが他の株主の利益を損ねるのであれば、買収企業持株比率は買収プレミアムに対して負の効果をもつことが予想される。

買収企業による、被買収企業株式の保有状況データについては、公開資料の中から、大株主欄および資本関係欄を調査した。資本関係欄の中で、関連会社等による間接保有割合が記載されている場合は、間接保有分を含む数値となっている。これ以降、特に断り無く「持株比率」と略記する場合は、買収企業持株比率を示している。持株比率と子会社へのコントロールの程度については、商法上の基準は、議決権の過半数(50%)をもつ会社を親会社としている。法律上、株主総会の普通決議事項には議決権の過半数の賛成が必要となる。特別決議事項では、3分の2以上(66%)である。株式交換による完全子会社化のケースでは、被買収企業の株主総会において議決権の3分の2以上の賛成が必要となる。

会計制度上、旧連結会計では、持株比率基準により、50%以上の株式を保有している企業を子会社、50%以下20%以上を関連会社として定義していたが、2000年3月期から導入され始めた新連結会計基準では、支配力基準により、直接的株式保有だけでなく、関係の深い者を通じた間接保有の程度や役員派遣、融資関係等を複合的に判断して定義される。

関連会社についても同様に、新基準では実質的な影響力をもとに判定することを定めている<sup>5</sup>。

図2 買収企業持株比率の分布



### 株式流動性(LIQ)

株式交換時の流動性転換が、買収プレミアムに反映されているかを分析に加える。株式交換による株式流動性転換変数を、やや複雑であるか以下の手続きに従って作成する。この変数は基本的に、より高い流動性をもつ株式を対価とした取引であるときに、より大きな値をとる。最初に、取引規模が大きい「高流動性市場」に、東京証券取引所・大阪証券取引所を分類する。その他の名古屋・福岡・札幌証券取引所、ジャスダック、マザーズ、ヘラクレスを「低流動性市場」として分類する。低流動性市場から高流動性市場への株式交換では1、低流動性市場から低流動性、高流動性から高流動性への株式交換では0をとる。つまり、高流動性市場に上場している企業による買収の場合、被買収企業株主は、高い流動性をもつ株式を対価として受け取ることができる。他方、低流動性市場に上場している企業による買収の場合には、対価としての株式は低い流動性しかもたない。したがって、流動性というメリットが重要であるならば、流動性転換変数の大きな取引では、相対

<sup>5</sup>詳しくは、伊藤(2004)を参照。

的に低い買収プレミアムが合意されると予想される。

### 人的関係 (PERSON) 取引関係 (TRADE)

人的関係変数は、開示資料の「人的関係」欄の中で、買収企業から被買収企業への役員派遣等の何らかの人的関係が記載されている場合には、1 を割り当てる。人的関係に関する記載が無ければ、0 を割り当てる。

取引関係変数については、取引関係欄に当事企業間での何らかの取引関係が記載されていれば 1 を割り当て、記載が無ければ 0 を割り当てる。典型的な取引関係欄の記述は、原材料等の供給・購買であり、本稿での取引関係変数は、同業種かどうかという意味での水平的事業関連性よりむしろ、垂直的事業関連性を代理する指標としての性格が強いと考えられる。

その他のコントロール変数として、先行研究でも共通に使われている被買収企業利益ダミー(DEFICIT)、買収企業株式のボラティリティ(対数変換  $\ln\text{VOL}$ )、被買収企業/買収企業の規模比率(対数変換  $\ln\text{SCALE}$ )を用いる。被買収企業利益ダミー(DEFICIT)は、その被買収企業の財務状態を示す。財務状態の悪化した企業を救済目的で買収する場合、被買収側の株主の交渉力は低下し、結果的に低い買収価格で合意すると予想される。定義は、直前期の当期純利益が赤字であれば 1、黒字であれば 0 をとる二値変数である。株式ボラティリティ  $\ln\text{VOL}$  は、買収企業株式のリスクを表し、よりリスクが高くなると、より大きなプレミアムが要求されると予想される。定義は、公表日前 1 年間(250 取引日)の日次収益率(終値)の標準偏差を対数変換したものである。規模比率  $\ln\text{SCALE}$  は、当事企業間の交渉力格差の追加的な代理変数として用いる。定義は、被買収企業と買収企業の総資産の比率を対数変換したものである。規模比率が大きくなると、被買収企業側の交渉力は増大し、買収プレミアムは増加すると予想される。

### 実証分析の結果

表 1 は、サンプルとなった完全子会社化の基本統計量を示している。サンプルの買収プレミアムについては、買収公表前の株価を基準とした場合では(MPRE1)、平均値は 106.9% であり、中央値は 106.3% である。買収公表後を基準とした場合では(MPRE2)、平均値 110.9%、中央値 107.3% である。したがって、被買収企業は、平均的に見て、ほぼその市場株価に等しい買収価格が設定されていることが分かる。

図 2 および表 1 によると、買収企業持株比率は 0% から 100% まで分布しており、平均値は 45%、中央値 50% である。完全子会社化では、買収企業は買収以前の段階で、被買収企業株式のおよそ半数を保有していることが分かる。事前の持ち株比率がゼロであるような資本関係の存在しないケースも 7 サンプル観察される。他方で、極端に持株比率の低いケース(80%以上) は、相対的に少数である。

表 1 基本統計量

|         | サンプル | 平均      | 標準偏差   | 最小値    | 第 1 四分位 | 中央値     | 第 3 四分位 | 最大値     |
|---------|------|---------|--------|--------|---------|---------|---------|---------|
| MPRE1   | 97   | 106.954 | 16.764 | 62.741 | 98.455  | 106.302 | 115.999 | 150.063 |
| MPRE2   | 97   | 110.912 | 21.711 | 56.495 | 97.311  | 107.392 | 121.294 | 197.801 |
| OWN     | 97   | 45.243  | 20.842 | 0.000  | 33.000  | 50.010  | 59.790  | 93.000  |
| LIQ     | 97   | 0.299   | 0.460  | 0.000  | 0.000   | 0.000   | 1.000   | 1.000   |
| DEFICIT | 97   | 0.443   | 0.499  | 0.000  | 0.000   | 0.000   | 1.000   | 1.000   |
| VOL     | 97   | 2.754   | 0.827  | 0.877  | 2.185   | 2.682   | 3.375   | 4.803   |
| SCALE   | 97   | 0.113   | 0.154  | 0.001  | 0.026   | 0.060   | 0.124   | 0.678   |
| PERSON  | 58   | 0.948   | 0.223  | 0.000  | 1.000   | 1.000   | 1.000   | 1.000   |
| TRADE   | 58   | 0.914   | 0.283  | 0.000  | 1.000   | 1.000   | 1.000   | 1.000   |

MPRE1=(株式交換公表前 30 日間の買収企業株価終値平均値×交換比率)/(公表前 30 日間の被買収企業株価終値平均値)

MPRE2=(株式交換公表後 30 日間の買収企業株価終値平均値×交換比率)/(公表前 30 日間の被買収企業株価終値平均値)

OWN(買収企業持株比率)は、買収企業の関連企業による間接保有分を含んでいる。LIQ(流動性転換変数)は、相対的に高い流動性株式に転換されるときに 1、流動性の転換がないときに 0 をとる。DEFICIT (被買収企業利益ダミー)は、当期純利益が赤字のときに 1、黒字のときに 0 をとる。VOL(株式ボラティリティ)は、買収企業株式の日次収益率の標準偏差。SCALE(規模比率)は、分子が被買収企業総資産、分母が買収企業総資産。PERSON(人的関係)は、人的関係がある場合に 1、無い場合に 0。TRADE(取引関係)は、取引関係がある場合に 1、無い場合に 0。

表 2 は、買収企業による所有権構造の大小で分類比較した買収プレミアムを掲載している。基準とした持株比率は 0%、50%、66%(3 分の 2)である。全体的な傾向として、買収企業持株比率が高いサブサンプルに対して相対的に低い買収プレミアムが計測されている。たとえば、MPRE1 を見ると、持株比率 0%基準のケースでは、持株比率 0%のサブサンプルの買収プレミアム平均値は、110%であり、持株比率 0%以上のサブサンプルでは、106%となっている。しかしながら、その差は統計的に有意ではない。同様に、過半数 50%を基準としたケースでは、108%と 105%であり、買収企業の所有権比率が高いサブサンプルでの買収価格プレミアムは相対的に低い。完全子会社化を含む特別決議での基準 66%のケースにおいても、類似の大小関係が見られる。MPRE2 についても同じく、三つのケースにおいて、持株比率の高いサブサンプルでは、買収プレミアムは相対的に低いことが分かる。さらに、すべてのケースで、その差は、統計的にも有意である。これらの単純な比較は、買収企業が完全子会社以前の段階ですでに有力な大株主である場合、典型的には親会社である場合において、買収価格が買収企業側に有利に決定され、相対的に、非買収側の少数株主の利益を低下させる傾向を示している。

表 2 買収企業持株比率で分類した買収プレミアム

| MPRE1    |      |         |       |        |
|----------|------|---------|-------|--------|
| 買収企業持株比率 | サンプル | 平均値     | 標準誤差  | 標準偏差   |
| =0%      | 7    | 110.602 | 6.697 | 17.718 |
| >0%      | 90   | 106.670 | 1.767 | 16.759 |
| 差        |      | 3.931   | 6.600 |        |
| <50%     | 48   | 108.819 | 2.636 | 18.266 |
| ≥50%     | 49   | 105.127 | 2.160 | 15.117 |
| 差        |      | 3.692   | 3.401 |        |
| <66%     | 85   | 107.818 | 1.823 | 16.804 |
| ≥66%     | 12   | 100.832 | 4.563 | 15.807 |
| 差        |      | 6.986   | 5.147 |        |
| MPRE2    |      |         |       |        |
| 買収企業持株比率 | サンプル | 平均値     | 標準誤差  | 標準偏差   |
| =0%      | 7    | 124.927 | 5.290 | 13.997 |
| >0%      | 90   | 109.822 | 2.306 | 21.877 |
| 差        |      | 15.106  | 8.423 | *      |
| <50%     | 48   | 114.946 | 3.742 | 25.922 |
| ≥50%     | 49   | 106.959 | 2.270 | 15.892 |
| 差        |      | 7.987   | 4.356 | *      |
| <66%     | 85   | 112.294 | 2.379 | 21.935 |
| ≥66%     | 12   | 101.121 | 5.166 | 17.895 |
| 差        |      | 11.173  | 6.632 | *      |

\*\*\* 1%水準で統計的に有意 \*\* 5%水準で統計的に有意 \* 1%水準で統計的に有意

表 3 は、従属変数として買収プレミアムを、独立変数として買収企業持株比率、およびその他のコントロール変数を加えた回帰分析結果である。推定方法は最小二乗法によって行った。MPRE1 は、買収公表前の買収企業株価を基にしたプレミアムを従属変数としている。MPRE2 は、買収公表後の買収企業株価を基にしてプレミアムを算出している。本稿で注目する買収企業持株比率については、単純な比率自体(OWN)、比率の二乗項(OWN2)、および対数変換した変数(ln(OWN))を用いる<sup>6</sup>。得られた結果から見ると、買収企業持株比率の推定係数の符号は全般的に負値を示している。従属変数として、MPRE1 を用いたケースでは、推定モデル[1]および[2]では、t値は低く、ゼロであることを棄却できない。推

<sup>6</sup>持株比率は0%のものが存在するため、正確には、持株比率に1を加えて自然対数変換した変数を作成して用いている。

定モデル[3]では、10%水準で統計的に有意な結果である。MPRE2 を用いたケースでは、買収企業持株比率の推定係数はすべて負値であり、かつ、統計的に有意である。このことは、買収決定後の株価によるプレミアムに基づくと、買収側の事前の所有権の大きさが、買収プレミアムにネガティブな影響を与えることを強く支持している。これを、親会社—少数株主間の問題として捉えると、親会社による株式保有は、親会社と少数株主の利益相反問題を深刻化させ、結果として少数株主の利益を損ねることを示唆している。買収企業自体が親会社のような大株主である場合には、親会社としてのコントロールを行使することで、安価に買収を達成していることが示唆される。少数株主の側から見れば、親会社のコントロール行使による不利な価格条件を受け入れざる得ない状況となっていることが読み取れる結果である。

表3 買収プレミアムの回帰分析

| 従属変数 MPRE1       |         |       |       |         |       |       |         |       |       |
|------------------|---------|-------|-------|---------|-------|-------|---------|-------|-------|
|                  | [1]     |       |       | [2]     |       |       | [3]     |       |       |
| 独立変数             | 推定係     | t 値   | p 値   | 推定係     | t 値   | p 値   | 推定係     | t 値   | p 値   |
| OWN              | -0.128  | -1.54 | 0.128 | -0.205  | -0.79 | 0.432 |         |       |       |
| OWN <sup>2</sup> |         |       |       | 0.001   | 0.31  | 0.756 |         |       |       |
| ln(OWN)          |         |       |       |         |       |       | -2.575  | -1.67 | 0.097 |
| LIO              | 2.361   | 0.63  | 0.531 | 2.191   | 0.58  | 0.566 | 1.700   | 0.46  | 0.649 |
| DEFICIT          | -5.675  | -1.63 | 0.107 | -5.698  | -1.63 | 0.107 | -5.662  | -1.63 | 0.107 |
| lnVOL            | -5.986  | -1.13 | 0.263 | -5.885  | -1.10 | 0.274 | -5.786  | -1.09 | 0.277 |
| lnSCALE          | -1.899  | -1.42 | 0.158 | -1.961  | -1.45 | 0.152 | -2.010  | -1.50 | 0.137 |
| cons.            | 114.749 | 14.03 | 0.000 | 115.553 | 13.41 | 0.000 | 117.723 | 13.24 | 0.000 |
| No. of           | 97      |       |       | 97      |       |       | 97      |       |       |
| F-VALU           | 1.59    |       |       | 1.33    |       |       | 1.68    |       |       |
| Prob>F           | 0.1703  |       |       | 0.2524  |       |       | 0.1462  |       |       |
| adj. R2          | 0.0299  |       |       | 0.0202  |       |       | 0.0344  |       |       |

| 従属変数 MPRE2       |         |       |       |         |       |       |         |       |       |
|------------------|---------|-------|-------|---------|-------|-------|---------|-------|-------|
|                  | [4]     |       |       | [5]     |       |       | [6]     |       |       |
| 独立変数             | 推定係     | t 値   | p 値   | 推定係     | t 値   | p 値   | 推定係     | t 値   | p 値   |
| OWN              | -0.265  | -2.55 | 0.012 | -0.625  | -1.95 | 0.054 |         |       |       |
| OWN <sup>2</sup> |         |       |       | 0.005   | 1.19  | 0.239 |         |       |       |
| ln(OWN)          |         |       |       |         |       |       | -5.734  | -3.03 | 0.003 |
| LIO              | 3.734   | 0.80  | 0.426 | 2.936   | 0.62  | 0.535 | 2.359   | 0.51  | 0.608 |
| DEFICIT          | -10.800 | -2.49 | 0.015 | -10.905 | -2.52 | 0.014 | -10.786 | -2.52 | 0.013 |
| lnVOL            | -12.791 | -1.93 | 0.056 | -12.318 | -1.86 | 0.066 | -12.438 | -1.91 | 0.059 |
| lnSCALE          | -0.390  | -0.23 | 0.815 | -0.680  | -0.41 | 0.686 | -0.693  | -0.42 | 0.676 |
| cons.            | 137.748 | 13.52 | 0.000 | 141.535 | 13.28 | 0.000 | 145.199 | 13.26 | 0.000 |
| No. of           | 97      |       |       | 97      |       |       | 97      |       |       |
| F-VALU           | 3.19    |       |       | 2.91    |       |       | 3.77    |       |       |
| Prob>F           | 0.0106  |       |       | 0.0123  |       |       | 0.0038  |       |       |
| adj. R2          | 0.1025  |       |       | 0.1065  |       |       | 0.1262  |       |       |

\*\*\* 1%水準で統計的に有意 \*\* 5%水準で統計的に有意 \* 1%水準で統計的に有意

最小二乗法による推定結果

表4は、独立変数に人的関係・取引関係変数を加えた推定結果である。人的関係の推定係数は正値を示している。したがって、親会社が、企業間の人的関係を通じたコントロール権によって、買収価格を有利に導くという議論は棄却される。このことは、銀行や企業からの役員派遣が、コーポレートガバナンスに強い影響を及ぼすという Kaplan and Minton (1994)、Morck and Nakamura (1999)などの実証報告とは一致しない。

取引関係の推定係数は、負値を示しており、特に推定モデル[1]、[2]および[4]で統計的

に有意である。負の相関関係は、買収前の当事企業間の取引関係が、買収側の優位性を形成しており、そのために、低い買収価格が設定されることを示唆している。これは親会社－子会社間の利益相反仮説と一致している。シナジー効果の観点からは、買収による企業組織統合のシナジー効果が大きいときでも、その価値は、買収プレミアムの減少を通じて、買収側によって獲得される傾向を示唆している。

表 4 買収プレミアムの回帰分析：人的関係・取引関係変数を含む

| 従属変数 MPRE1       |         |       |       |         |       |       |         |       |       |
|------------------|---------|-------|-------|---------|-------|-------|---------|-------|-------|
|                  | [1]     |       |       | [2]     |       |       | [3]     |       |       |
| 独立変数             | 推定係     | t 値   | p 値   | 推定係     | t 値   | p 値   | 推定係     | t 値   | p 値   |
| OWN              | -0.067  | -0.56 | 0.577 | 0.140   | 0.31  | 0.759 |         |       |       |
| OWN <sup>2</sup> |         |       |       | -0.002  | -0.48 | 0.637 |         |       |       |
| ln(OWN)          |         |       |       |         |       |       | -1.788  | -0.54 | 0.590 |
| PERSON           | 17.313  | 1.13  | 0.262 | 17.620  | 1.14  | 0.258 | 17.973  | 1.16  | 0.253 |
| TRADE            | -21.987 | -1.80 | 0.079 | -24.889 | -1.81 | 0.077 | -20.325 | -1.57 | 0.122 |
| LIO              | -2.172  | -0.46 | 0.649 | -2.183  | -0.46 | 0.649 | -2.273  | -0.48 | 0.631 |
| DEFICIT          | 1.889   | 0.43  | 0.669 | 1.866   | 0.42  | 0.675 | 1.986   | 0.45  | 0.654 |
| lnVOL            | -4.123  | -0.66 | 0.514 | -3.930  | -0.62 | 0.538 | -4.083  | -0.65 | 0.519 |
| lnSCALE          | -2.278  | -1.36 | 0.181 | -2.228  | -1.31 | 0.195 | -2.321  | -1.37 | 0.176 |
| cons.            | 109.483 | 8.88  | 0.000 | 107.998 | 8.43  | 0.000 | 110.522 | 8.72  | 0.000 |
| No. of           | 58      |       |       | 58      |       |       | 58      |       |       |
| F-VALU           | 0.97    |       |       | 0.86    |       |       | 0.97    |       |       |
| Prob>F           | 0.4625  |       |       | 0.5522  |       |       | 0.4648  |       |       |
| adj. R2          | -0.0036 |       |       | -0.0194 |       |       | -0.004  |       |       |
| 従属変数 MPRE 2      |         |       |       |         |       |       |         |       |       |
|                  | [4]     |       |       | [5]     |       |       | [6]     |       |       |
| 独立変数             | 推定係     | t 値   | p 値   | 推定係     | t 値   | p 値   | 推定係     | t 値   | p 値   |
| OWN              | -0.245  | -1.57 | 0.124 | -0.384  | -0.65 | 0.520 |         |       |       |
| OWN <sup>2</sup> |         |       |       | 0.002   | 0.24  | 0.809 |         |       |       |
| ln(OWN)          |         |       |       |         |       |       | -7.468  | -1.75 | 0.086 |
| PERSON           | 16.703  | 0.84  | 0.406 | 16.497  | 0.82  | 0.416 | 20.240  | 1.00  | 0.320 |
| TRADE            | -30.188 | -1.89 | 0.065 | -28.243 | -1.57 | 0.123 | -22.889 | -1.37 | 0.178 |
| LIO              | -0.431  | -0.07 | 0.945 | -0.423  | -0.07 | 0.946 | -0.439  | -0.07 | 0.943 |
| DEFICIT          | -3.440  | -0.60 | 0.551 | -3.424  | -0.59 | 0.557 | -3.004  | -0.53 | 0.601 |
| lnVOL            | -7.690  | -0.94 | 0.353 | -7.819  | -0.94 | 0.350 | -7.524  | -0.92 | 0.360 |
| lnSCALE          | -1.376  | -0.63 | 0.533 | -1.410  | -0.64 | 0.528 | -1.596  | -0.73 | 0.470 |
| cons.            | 137.681 | 8.56  | 0.000 | 138.675 | 8.28  | 0.000 | 142.384 | 8.66  | 0.000 |
| No. of           | 58      |       |       | 58      |       |       | 58      |       |       |
| F-VALU           | 1.62    |       |       | 1.4     |       |       | 1.72    |       |       |
| Prob>F           | 0.1514  |       |       | 0.2208  |       |       | 0.1252  |       |       |
| adj. R2          | 0.0708  |       |       | 0.053   |       |       | 0.0815  |       |       |

\*\*\* 1%水準で統計的に有意    \*\* 5%水準で統計的に有意    \* 1%水準で統計的に有意

最小二乗法による推定結果

## 5. 結論

本稿では、日本企業の M&A の中でも近年増加傾向にある完全子会社化について考察した。分析の結果からまとめると、以下のような結論を得た。買収企業による株式保有は、一貫して買収プレミアムを低下させる。この実証的発見は、親会社―少数株主間に利益相反関係が存在しており、被買収企業の親会社である買収企業が、支配的株主(controlling shareholder)としての影響力を行使して、少数株主の利益を低下させる行動をとっていることを示唆している。さらに、親会社―子会社間の取引関係の有無は、買収プレミアムに対してネガティブな効果を及ぼしており、このことは、財・サービスの供給や購買における優越的な地位を背景として、買収価格が子会社株主にとって不利な方向で決定されていることを示唆している。このことは、完全子会社化が企業グループ内での組織再編成によって、グループ全体での効率性を向上させることを目的としているとしても、同時に、存在する少数株主の利益を相対的に低下させる効果を持つことを示している。完全子会社化は、過半数ではなく、より厳しい三分の二の賛成を必要とする特別決議事項であるが、それでもなお、支配的大株主以外の少数株主が十分に保護されているとは言えない結果である。今後の研究のありうる方向として、親会社以外の有力な株主グループの影響が挙げられる。つまり、完全子会社では、親会社が買収側となるだけでなく、子会社株主構成に、一定程度の株式を保有するブロックホルダーが複数存在する場合があり、それら株主と親会社の交渉力の関係が取引条件に影響を及ぼす可能性がある。

### 【参考文献】

- Abe, N., Gaston, N., & Kubo, K. (2005). Executive Pay in Japan: The Role of Bank-Appointed Monitors and the Main Bank Relationship. *Japan and the World Economy*, 17(3), 371-394.
- Andrade, G., Mitchell, M., & Stafford, E. (2001). New Evidence and Perspectives on Mergers. *Journal of Economic Perspectives*, 15(2), 103-120.
- Claessens, S., Djankov, S., & Lang, L. H. P. (2000). The Separation of Ownership and Control in East Asian Corporations. *Journal of Financial Economics*, 58(1-2), 81-112.
- Claessens, S., & et al. (2002). Disentangling the Incentive and Entrenchment Effects of Large Shareholdings. *Journal of Finance*, 57(6), 2741-2771.
- Faccio, M., & Lang, L. H. P. (2002). The Ultimate Ownership of Western European Corporations. *Journal of Financial Economics*, 65(3), 365-395.
- Faccio, M., Lang, L. H. P., & Young, L. (2001). Dividends and Expropriation. *American Economic Review*, 91(1), 54-78.
- Hiraki, T., & et al. (2003). Corporate Governance and Firm Value in Japan: Evidence from 1985 to 1998. *Pacific-Basin Finance Journal*, 11(3), 239-265.

- Holderness, C. G., & Sheehan, D. P. (1988). The Role of Majority Shareholders in Publicly Held Corporations: An Exploratory Analysis. *Journal of Financial Economics*, 20(1/2), 317-346.
- Kang, J.-K., Shivdasani, A., & Yamada, T. (2000). The Effect of Bank Relations on Investment Decisions: An Investigation of Japanese Takeover Bids. *Journal of Finance*, 55(5), 2197-2218.
- Kaplan, S. N., & Minton, B. A. (1994). Appointments of Outsiders to Japanese Boards: Determinants and Implications for Managers. *Journal of Financial Economics*, 36(2), 225-258.
- La Porta, R., Lopez-de-Silanes, F., & Shleifer, A. (1999). Corporate Ownership around the World. *Journal of Finance*, 54(2), 471-517.
- Lichtenberg, F. R., & Pushner, G. M. (1994). Ownership Structure and Corporate Performance in Japan. *Japan and the World Economy*, 6(3), 239-261.
- McConnell, J. J., & Servaes, H. (1990). Additional Evidence on Equity Ownership and Corporate Value. *Journal of Financial Economics*, 27(2), 595-612.
- Moeller, T. (2005). Let's Make a Deal! How Shareholder Control Impacts Merger Payoffs. *Journal of Financial Economics*, 76(1), 167-190.
- Morck, R., & Nakamura, M. (1999). Banks and Corporate Control in Japan. *Journal of Finance*, 54(1), 319-339.
- Morck, R., Shleifer, A., & Vishny, R. W. (1988). Management Ownership and Market Valuation: An Empirical Analysis. *Journal of Financial Economics*, 20(1/2), 293-315.
- Pagano, M., & Roell, A. (1998). The Choice of Stock Ownership Structure: Agency Costs, Monitoring, and the Decision to Go Public. *Quarterly Journal of Economics*, 113(1), 187-225.
- Pettway, R. H., & Yamada, T. (1986). Mergers in Japan and their impacts upon stockholders' wealth. *Financial Management*, Winter, 9.
- Shleifer, A., & Vishny, R. W. (1986). Large Shareholders and Corporate Control. *Journal of Political Economy*, 94(3), 461-488.
- Slovin, M. B., & Sushka, M. E. (1998). The Economics of Parent-Subsidiary Mergers: An Empirical Analysis. *Journal of Financial Economics*, 49(2), 255-279.
- Yeh Tsung-ming and Yasuo Hoshino, (2001), Shareholders' Wealth, Bank Control, and Large Shareholders: An Analysis of Japanese Mergers, *経営財務研究*, 21 卷 2 号
- 伊藤邦雄 編・伊藤邦雄 中条祐介 著 (2004) 「連結会計とグループ経営」 中央経済社
- 井上光太郎 加藤英明 (2003), 「M&A 発表日の株価効果に関する要因分析」, *現代ファイナンス*, No.13, pp. 3-28
- 尾関純・小本恵照 (2005) 「M&A 戦略策定ガイドブック」 中央経済社