

買収プレミアムの源泉は何か？

－MBO とステークホルダーからの富の移転に関する実証分析－
(An Empirical Analysis of MBOs and Wealth Transfer from Stakeholders)

March 31, 2011

河西 卓弥 (早稲田大学法学学術院)
Takuya Kawanishi (Waseda University)

齋藤 隆志 (早稲田大学高等研究所)
Takashi Saito (Waseda University / WIAS)

川本 真哉 (新潟産業大学経済学部)
Shinya Kawamoto (Niigata Sangyo University)



買収プレミアムの源泉は何か？*

－MBO とステークホルダーからの富の移転に関する実証分析－

要 旨

本論文の目的は、日本企業が実施した非公開化型 MBO 案件を対象に、買収プレミアムの源泉がステークホルダーからの富の移転に起因しているか否かについて検証することである。買収プレミアムの決定要因について、①アンダーバリューの解消、②従業員からの富の移転、③債権者からの富の移転、④節税効果（＝政府からの富の移転）といった作業仮説を立てて分析する。特に①のアンダーバリューの解消が単なる少数株主からの富の移転に過ぎないという見方に対し、MBO 実施企業の利益圧縮型の会計操作行動に着目して考察する。

JEL classification : G34, M41, D22

Keywords : MBO、買収プレミアム、アンダーバリュー、会計操作、信頼の破壊 (breach of trust)、負債の節税効果 (tax shield)、修正 CFO ジョーンズ・モデル

Corresponding author. Tel. : +81-3-5286-9862

E-mail address : kawanish@aoni.waseda.jp

* 本稿を作成するに当たって、日本応用経済学会（2010年度秋季大会）にて内田交謹氏（九州大学）から有益なコメントをいただいた。ここに記して感謝する。本稿の内容や意見は、筆者個人に属し、各々が所属する機関の公式見解を示すものではない。なお、河西は日本学術振興会科学研究費補助金（課題番号 22730238）より、齋藤は同補助金（課題番号 20730155）より、川本は同補助金（課題番号 21730322）より助成を受けている。

1. はじめに

1990年代後半から、抜本的な企業リストラクチャリングを推し進めるため、経営陣の手によって株式市場からの退出を選択する「非公開化（Public to Private : PTP）型」のMBO（Management Buy-outs）が増加してきている¹。MBOには他に「部門売却（ダイベストメント）型」、「事業継承型」、「事業再生型」など多様なタイプが存在するが（CMBOR 1991）、金額面では7割から8割程度を占めるなど、日本のMBO市場において「非公開化型」は圧倒的なウェイトを占めている²。2007年秋のサブプライム・ローン問題に端を発する世界経済危機により、金額ベースではやや下火になったものの、件数ベースは依然増加傾向にあり、企業再編のツールとして根付いた感がある（図1）。

--- 図1 about here ---

このように活発化する日本のMBO市場であるが、その中でも特に注目を集めているのが、スクイーズ・アウトの対象となる株主に提示されるTOB価格と直近の株価との差、すなわち「買収プレミアム」に関する議論である。MBOをめぐる買収プレミアムには、伝統的に①企業再編による将来的な株主価値の上昇分が反映したもの、②単なるステークホルダーからの富の移転を源泉としているもの、という対立する2つの見方があるが、ここ数年問題とされてきたのは後者の可能性である³。レックス・ホールディングスやサンスターなど、株式の買い取り価格の水準をめぐり、法廷闘争となったのはその一例であろう。

買収プレミアムとステークホルダーからの富の移転に関する検討については、MBO市場が発達しているイギリスやアメリカの事例を中心に様々な角度から検討が積み重ねられてきた。例えば、MBO実施前の会計操作の分析を通じ、株主から経営者への富の移転を検証したDeAngelo (1986)、MBOのアナウンスメントが既存債権者の富に与えた影響を分析したCook et al. (1999)、Warga and Welch (1993)、MBO実施後の従業員数や賃金の推移から、MBOが従業員の富を毀損するか否かを検証したKaplan (1989a)、Smith (1990)などが代表的な研究成果である。

では日本のケースではどうであろうか。現状では十分な試みがなされているとは言い難いが、例外的な研究として前澤 (2007) が存在する。同研究では、1990年代後半以降に実施された24件のMBOを分析し、①MBOは株価が低下している局面で実施される傾向が

¹ MBOとは「既存企業に従事する内部の人材が、その企業（事業）の買収・新会社化を図り主要株主・経営者となる手法」（薄井 2001 : 8）と定義される。

² 金額ベースでは「非公開化型」が圧倒的な地位をしめているが、件数ベースでは、親会社が傘下事業を売却する際に部門経営者がMBOを選択する「ダイベストメント型」が主流である（齋藤・川本 2010 : 図1）。ダイベストメント型MBOを実施する親会社の特性、その株式市場からの評価については、齋藤・川本 (2010)、川本・齋藤 (2009) を参照。

³ この点については、2007年に公表された「企業価値の向上及び公正な手続確保のための経営者による企業買収（MBO）に関する指針」（経済産業省）でも多くのページが割かれているところである。

あること、そして②そのような株価低下による損失をプレミアムが十分にカバーしていないケースがあることから、株主・経営者間に利益相反が生じている可能性を指摘している。また、MBOを直接扱った研究ではないが、野瀬・伊藤(2009)は近年のバイアウト・フェンドが行った買収案件を分析し、超過リターンの源泉として(a)アンダーバリューの解消、及び(b)エージェンシー・コストの削減、の2つが重要であることを示している。

これらの研究は、日本企業を対象として、MBO(あるいはバイアウト一般)と買収プレミアムとの関係性を検証した先駆的な試みであるが、残念ながら、海外の多くの研究で関心を集めてきたようなステークホルダーからの富の移転について体系的に扱ったものとはなっていない。そこで本稿では、①少数株主、②債権者、③従業員、④政府といった企業を取り巻く4つの主体に着目し、非公開化型MBO実施企業の買収プレミアムとステークホルダーからの富の移転に関する検証を行うことを課題とする。特に①の少数株主から経営者への富の移転を検証するにあたり、MBO実施企業の利益圧縮型の会計操作行動に着目する。仮にMBOのアナウンスメント前に会計操作が観察され、その情報により株価が割安に抑え込まれていたり、あるいはプレミアムそのものの水準が低くとどめられていたりするならば、国内外の実証研究で買収プレミアムの有力な源泉として支持されてきた「アンダーバリュー仮説」は再考を迫られることになる。この点についての検証が、本稿の重要な論点の1つとなる。

本稿の構成は以下のとおりである。次節では、MBOと買収プレミアムに関する先行研究を紹介した上で、いくつかの作業仮説を提示する。第3節では、実証分析に用いるデータセットについて説明するとともに、推計モデルと各変数の符号条件について示す。第4節では実証分析の結果について報告する。第5節は結論と今後の課題にあてられる。

2. 先行研究と作業仮説⁴

本節ではMBOが実施される際に支払われる買収プレミアムの源泉について、企業を取り巻くステークホルダー(①少数株主、②債権者、③従業員、④政府)からの富の移転を軸に先行研究を紹介するとともに、次節以降の作業仮説について提示する。

2.1 株主からの富の移転：アンダーバリューと会計操作

通常、当該企業の潜在的価値について、経営者と株主の間には情報の非対称性が存在すると言われる。なぜなら、経営者は内部情報に直接触れることができるインサイダーであるのに対し、株主はそうした情報に触れることができないアウトサイダーであるからである。こうした両者の情報の非対称性は、情報優位にあり当該企業の真の企業価値を知る経営者にとっては、実際の市場評価が納得のいく水準ではないと認識させる背景となる。こ

⁴ 本節は Renneboog et al (2007), Weston et al. (2004), 北川 (2007) などを参考とした。

のような状況を想定する場合、経営陣やバイアウト・ファンドにとっては、市場からの評価が低ければ低いほど、バイアウトによる新たな価値創造の幅が大きくなる（と経営陣は予想する）ので、より多くのプレミアムをスクイーズ・アウトされる株主に支払うと考えられる。実際、欧米の非公開化のケースを扱った先行研究の多くで、アンダーバリューが買収プレミアムの主要な源泉であるとの指摘がなされており、例えば、1990年代後半以降の英国企業を対象とした Renneboog et al. (2007) では、MBO 実施前に株価パフォーマンスが低い企業ほどプレミアムが大きくなる傾向が確認されている。

仮説 1-1：買収前の株価が過小評価されているほど、買収プレミアムは大きくなる。

ただし、こうしたアンダーバリューの状態が、経営者の手によって意図的に作られたものであるとしたら、プレミアムの源泉の見方は大きく異なることになる。なぜなら、経営者は MBO にかかるコストを下げるために、プレミアムの算定基準となる株価を故意に引き下げるインセンティブを有するからである。経営者が自社の株価を引き下げる手段の1つとして、MBO の直前に会計を操作して利益を圧縮するという方法がある。

DeAngelo (1986) は、このような問題意識のもと、イギリスで 1973 年から 1982 年までに MBO を実施した 64 社について、その直前に会計操作が行われているかを検定しているが、有意な結果は得られなかった。その一方で、Perry and Williams (1994) によるアメリカで 1981 年から 1987 年までに MBO を実施した 175 社のデータを用いた分析では、その公表直前に会計操作が行われているという証拠が得られている⁵。

ここで論点となるのは、①どの程度の企業が MBO 実施前に会計操作を行い、利益圧縮を図っているのか、②会計操作を実施した企業の株価は低下しているのか、③会計操作の結果、プレミアムの値はいかなる影響を受けるのか、という点であろう。本稿では、上述のアンダーバリュー仮説の検討に加え、これらの諸点についても検証する。なお、③の会計操作と買収プレミアムの関係性については、2通りのケースが考えられる。その1つは、会計操作が行われて利益が圧縮される場合、アンダーバリューの程度が高まるのであるから、当然買収プレミアムは大きくなるという見方である。ただしその反面、あえて業績が悪化しているように見せかけて株価を圧縮し、将来生み出される利益を低く見積もらせた上で、これを理由としてさらにプレミアムを減少させて買収コストを下げるとも考えられる。したがって、会計操作によって買収プレミアムがどのような影響を受けるかについては、先験的に判断できない。

仮説 1-2：買収前に利益圧縮の方向に会計操作が行われている場合、株価は低下する。

仮説 1-3(a)：買収前に利益圧縮の方向に会計操作が行われている場合、買収プレミアムは

⁵ 日本のデータを用いた研究には北川 (2008) があるが、MBO 公表の 2 期前には有意に利益の圧縮が行われているものの、公表直前期には有意な結果は得られなかったとしている。

大きくなる。

仮説 1-3(b) : 買収前に利益圧縮の方向に会計操作が行われている場合、買収プレミアムは小さくなる。

2.2 債権者からの富の移転：資本構成の影響

MBO や LBO に代表されるバイアウトのアナウンスメントが既存債権者の富に与える影響については、①被買収企業の買収前の資本構成が買収プレミアムに与える影響を検証するものと、②買収のアナウンスメントそれ自体が社債価格（未償還の非転換型社債）に与える影響を検証するものとの 2 つのアプローチに分けられる。①のアプローチでは、主に当該企業の負債依存度に着目し、買収前にそれが低ければ、それだけレバレッジを効かせリターンを大きくすることが可能となるので、プレミアムの支払い余地も上昇すると想定している。これは、既存債権者の立場から見れば、自らの犠牲（追加的な負債発行によるデフォルトリスクの上昇）の下、買収プレミアムが支払われたことに他ならない。もっとも、Travlos and Cornett (1993) に代表されるように、いくつかの研究で負債依存度が累積異常リターンに与える影響が計測されているが、必ずしもバイアウトが債権者の富を毀損したという結果とはなっていない。

一方、②のアプローチでは、総じてバイアウトのアナウンスメントが社債価格に負の影響を及ぼすものの、その損失の程度は社債契約の財務制限条項（コベナンツ）の強弱によって異なることが明らかにされている（Cook et al. 1999, Warga and Welch 1993）。すなわち、強いコベナンツを有する社債券は相対的にロスの程度が微弱であるのに対し、コベナンツによる保護の程度が弱い、あるいはコベナンツを有しない社債券のロスの程度は大きく、バイアウトによる既存債権者の富の毀損が一律ではない様子が描かれている。

現状では、MBO 実施企業が発行する社債価格の体系的なデータを入手することが困難であるので⁶、本稿では上記①のアプローチから、MBO の実施が既存債権者の富に与える影響について検証することとする。

仮説 2 : 買収前の負債依存度が低い企業ほど、買収プレミアムは大きくなる。

2.3 従業員からの富の移転：信頼の破壊

買収プレミアムの第 3 の源泉として、既存従業員の富の毀損に起因するものが考えられる。Shleifer and Summers (1988) も指摘しているように、買収者は旧経営陣と既存労働者との間で交わされた長期契約や年功賃金等の「暗黙の契約」(implicit contracts) を破棄することを通じ、短期的な収益を獲得することができる。いわゆる「信頼の破壊」(breach

⁶ また、Amihud (1989) は買収のアナウンスメントが社債価格付けに与えた影響について分析しているが、日本の非公開化型の MBO 案件で社債価格付けを取得している企業はほとんど観察されないため、そうした検討も困難である。

of trust) の議論である。この「信頼の破壊」に起因する買収後の株主価値向上の見込み分が TOB に応じる株主へのプレミアムに反映されるわけであるが、注意すべきは、そのプレミアムは、従業員から株主へ富が移転しただけに過ぎず、何らネットの価値創造に基づくものではないという点である。

このような信頼の破壊の可能性は、敵対的買収の文脈で検証されることが多いが (Gokhale et al. 1995, Canyon et al. 2001)、MBO のケースでも起こりうる問題である。その理由として、次の 3 点が指摘できる (Amess and Wright 2008)。第 1 に、負債比率が上昇することが挙げられる。MBO が LBO の形態をとる場合、負債への依存度が高まり倒産リスクも上昇するが、それは従業員側の交渉力を弱める方向性に働くことになる (Fox and Marcus 1992)。第 2 は、ファンドによるモニタリングが強化されることである。ファンドの運用期間は 3 から 5 年と指摘されているが (光定・白木 2006 : 22)、それだけ経営改善に対する圧力も短期的なものになると予想される。第 3 は、経営者の持株比率が上昇することである。それは経営インセンティブになると同時に、株主との利益相反の可能性を緩和し (アラインメント効果)、企業経営をファンドが要請する株主価値最大化に向かわせる要因となる⁷。

これらの理由により、MBO のケースでも信頼の破壊が発生する可能性は否定できず⁸、過剰雇用・過剰賃金を抱え、買収後にそれらの解消を通じ経営効率化を図りやすい企業ほど、買収プレミアムは大きくなると推察される。

仮説 3: 買収前に過剰雇用・過剰賃金を抱えている企業ほど、買収プレミアムは大きくなる。

2.4 政府からの富の移転：負債の節税効果

買収資金が負債によって調達された場合、追加的に生じる支払い利息は損金に算入され、税法上、控除の対象となる。これは「負債の節税効果」(tax shield) と呼ばれる現象であり、それによって生じる税支出の削減は、買収プレミアムの重要な源泉として議論がなされてきた。ただし、そのような節税効果は、裏を返せば本来政府が得たであろう法人税収入の損失に他ならず、結局のところ政府から既存株主へ富の移転が行われたとも評価できる (Lowenstein 1985) ⁹。

買収プレミアムと節税効果に関する実証研究は多岐にわたるが、もっとも象徴的なのが

⁷ 実際、浦坂・野田 (2001) は、オーナー企業と経営者企業との雇用調整速度を部分雇用調整モデルを用いて比較し、オーナー企業は意思決定が株主寄りとなるため、雇用調整速度が有意に早いことを明らかにしている。

⁸ ただし、海外の実証研究では、買収後に有意な雇用者数の減少は観察されず、MBO によって信頼の破壊が発生したのとの報告はされていない (Kaplan 1989a, Smith 1990)。

⁹ もっとも、これは MBO を実施する企業レベルでの議論であり、① TOB に応じ株式を売却しキャピタル・ゲインを受け取る旧株主が支払う所得税や、② 再上場時に投資家グループが支払うキャピタル・ゲイン税をも加味すると、仮に節税効果が実在したとしても、一概に政府の富はマイナスになるとは言い切れない (Weston et al. 2004 : 423-33)。

Kaplan (1989b) の検証結果である。同研究では、1980年から1986年にアメリカで実施された76件のMBOを分析し、既存株主に支払われたプレミアムのうち21%から72%が節税効果によって説明可能だとしている。また、Kieschnick (1998) は、Lehn and Poulsen (1989) とほぼ同一のデータセットを用い、非公開化実施前の税負担が高い企業ほど、負債調達による税控除の余地も大きくなるので、プレミアムの値も上昇する傾向にあると報告している¹⁰

以上のような海外の先行研究と同様、仮にわが国においても節税効果がMBO実施の主要な動機となっている場合、税負担が高く、利払い額が小さな企業ほど節税効果も増幅し、それだけプレミアムの値も上昇すると予想される。実証分析では、こうした節税効果仮説の検証を通じ、政府から株主への富の移転の可能性についても検討する。

仮説 4: 買収前の税負担が高く、利払い額が小さな企業ほど、買収プレミアムは大きくなる。

3. 分析方法とデータ

3.1 データセット

分析に用いたサンプルは、2000年度から2008年度にかけて非公開化型MBOの公表を行った61件のうち、後に定義するプレミアム指標が4 σ 区間外の案件を除去した59件である¹¹。データはレコフ社『マールM&AデータCD-ROM』より入手し、非公開化型MBOに分類される案件を対象とした。株価、財務、株主構成データは、日経NEEDS-Financial QUESTより抽出した。説明変数の多くは前年度のデータとなっており、原則として連結データを用いたが、それが入手できない企業や所有構造データに関しては単独データを利用した。

3.2 推計方法と変数

非公開化型MBOにおける買収プレミアムの決定要因を分析するため、買収プレミアムを被説明変数、第2節の仮説に従う下記の諸要因を説明変数とした線形回帰モデルをOLSで推計する。

¹⁰ さらに、野瀬・伊藤 (2009) では、バイアウト前の利払い額の多寡に着目し、それは直接プレミアムとは有意な相関を有しないものの、利払い額が小さな企業ほど（すなわち、追加的な利払い額の増加による税控除の余地が大きな企業ほど）非公開化の選択確率が上昇することを明らかにし、節税効果が非公開化の有力な動機となっていると指摘している。

¹¹ 異常値処理の結果、PREM40の場合では59社が、PREM20の場合では58社がサンプルとして残った。特に断りがない限り、以下ではPREM40のケース（59社）の数値を掲載する。ただし、サンプルの違いが本稿の結論に違いを与えることはない。

(1) 被説明変数

PREM20; PREM40 : 被説明変数は買収プレミアムであり、計測には 2 種類の方法を用いた。それぞれ TOB 価格と発表日から 20 日前、40 日前との株価を比較したものである。非公開化型 MBO に伴う買収プレミアムは、通常の買収のように保有比率の上昇により発生する支配権プレミアムと第 2 節で論じた要因やその他、取引コストの削減や株式の集中に伴うモニタリングの強化など MBO 特有の要因による企業価値向上に伴うプレミアムがあると考えられる。ただし、後者は特定の利害関係者からの富の移転により発生している可能性があり、本稿の目的はその経路を明らかにすることにある。

(2) 説明変数

過小評価に関する変数: 当該企業の株価が過小評価されているほど MBO による価値創造の余地が大きく買収プレミアムが大きくなるという仮説 1 に関する変数としては、Renneboog et al. (2007) や前澤 (2008) を参考に、マーケット・インデックスで標準化された株式収益率 SHPF を利用した。同指標として、MBO のアナウンスメント直前の決算末日とアナウンスメント 41 日前の株価 (終値) によって算出された株式収益率から、同期間のマーケット・インデックス (TOPIX) の収益率を差し引いた SHPF40 と、プレミアム算定の基準株価にアナウンスメント 21 日前の終値を利用した SHPF20 の 2 種類を利用する。これら変数は、株式市場による当該企業の過小評価の程度を表しており、期待される符号条件は負である。

資本構成に関する変数 : 買収前の負債依存度が低い企業ほど、買収プレミアムは大きくなるという、既存の債権者からの富の移転に関する仮説 2 を検証する変数として負債総資産比率 DEBT を用いる。仮説からは期待される符号は負である。

従業員に関する変数 : 買収前に過剰雇用・過剰賃金を抱えている企業ほど、買収プレミアムは大きくなるという、従業員からの富の移転に関する仮説 3 に関しては、1 人当たり売上高 SALES と 1 人当たり人件費 LABOR により検証を行う。両変数ともに同一産業における中央値を減ずることで、産業間調整を行っている¹²。SALES は過剰雇用、LABOR は過剰賃金を表していると考えられる。過剰雇用を抱える企業は、1 人当たりの生産性が低く、従業員の削減により生産性の上昇が望まれるため、期待される符号は負である。他方、過剰賃金を支払っている企業では MBO 実施後に賃金の圧縮を行うことを前提に買収プレミアムを捻出することができると考えられ、期待される符号は正である。

節税効果に関する変数 : 買収前の税負担が高く、利払い額が小さな企業ほど、買収プレミアムは大きくなるという仮説 4 に関する変数は支払利息売上高比率 INTEREST である。利払い額が小さな企業ほど、追加的な利払い額の増加による税控除の余地が大きく、買収プ

¹² 産業分類として日経業種小分類を利用した。

レミアムが大きくなると推測される。よって期待される符号は負である。

会計操作に関する変数¹³：仮説 1-3(a)(b)を検証するため、会計操作の有無に関するダミーMPDUM と、このダミー変数と過小評価に関する変数との交差項 MP*SHPF を追加した推計を行う。会計操作ダミーMPDUM は、「非裁量的発生高は正であるが、裁量的発生高が負であり、最終利益を圧縮しているサンプル」を会計操作企業として1とし、それ以外の企業を0とするダミー変数である。ここで、裁量的発生高とは経営者の裁量的行動によって発生する部分であり、これは会計発生高から非裁量的発生高を引いて得られるものである。会計発生高は税引き後経常利益から営業活動によるキャッシュ・フローを控除して算出する。非裁量的発生高については、Jones (1991) が提唱したジョーンズ・モデルやその修正モデルを用いて算出する。すなわち、以下の式

$$\text{会計発生高}_j = \alpha + \beta_1 \Delta \text{売上高}_j + \beta_2 \text{償却性固定資産}_j + \varepsilon_j$$

を最小二乗法によって推計し、その予測値を非裁量的発生高とする。この式を推計するに当たって、当該企業の過去のデータを用いる時系列型推計と、当該企業と同じ産業に属する企業の同一会計年度のデータを用いるクロスセクション型推計があるが、本研究では後者を用いる。

上記で説明した①ジョーンズ・モデルのほか、 Δ 売上高の代わりに (Δ 売上高 - Δ 売上債権) を用いる②修正ジョーンズ・モデル、上式に Δ 営業活動によるキャッシュ・フローを説明変数に加える③CFO ジョーンズ・モデル、さらに Δ 売上高の代わりに (Δ 売上高 - Δ 売上債権) を用い、かつ Δ 営業活動によるキャッシュ・フローを説明変数に加える④修正 CFO ジョーンズ・モデルの合計 4 通りのモデルによって算出した非裁量的発生高を用いた結果、①では 2 社、②では 3 社のみしか会計操作企業が抽出されなかったが、③④では 12 社ずつが抽出された。サンプル企業 59 社のうち 12 社であるので、2 割もの企業が MBO 実施前に利益圧縮型の会計操作を行っている判断できる。推計ではこれら 12 の企業に 1 の値を割り当てる会計操作ダミーを作成し利用した。仮説 1-3(a)(b)の検証は、主に会計操作ダミーと過小評価に関する変数との交差項の符号によって判断される。会計操作がアンダーバリューの効果を強める場合は、交差項の符号は負となる。この場合は仮説 13(a)が採択される。反対に、アンダーバリューの効果を緩和するのであれば正となり、仮説 1-3(b)が採択される。

コントロール変数：その他にコントロール変数として買収金額対数値 DEAL、製造業に属する企業に 1 の値を与える製造業ダミーMANUFAC、役員持株比率 DIREC、フリー・キャッシュフロー比率 FCF、年度ダミーYEAR を加える。買収プレミアムの源泉の 1 つとして

¹³ この部分の記述については、浅野・首藤 (2004) を参考にした。

MBOによるエージェンシー・コストの削減が挙げられる。MBOにより経営者の持株比率が高まることで、株主と経営者の利益相反が緩和されると考えられる。その場合、経営者持株比率が低いほどエージェンシー・コストの改善の余地が大きく、プレミアムが高くなると予想される。本稿では経営者持株比率の代理変数としての役員持株比率を利用する。フリー・キャッシュフロー比率は $LQ \times \text{手元流動性} / \text{総資産}$ と定義され、 LQ はトービンの Q (シンプル Q : $(\text{株価時価総額} + \text{有利子負債総額}) / \text{資産総額}$) が 1 以下を取る時 1 の値を取るダミー変数である。成長可能性が低い企業ほど手元流動性はフリー・キャッシュフローになりやすく、経営陣はその余剰資金をプレミアムに利用し、買収を遂行することが考えられる。

具体的な実証分析に入る前に、買収プレミアムの基本的な特徴について確認しておきたい。非公開化企業が支払った平均的なプレミアムの値は、発表前 20 日と TOB 価格を比較したもので 54.1%、発表前 40 日を基準としたもので 51.1%となっている (表 1)。これは、わが国において買収プレミアムの相場として認識されている値 (MBO 実施前 6 ヶ月平均の株価に比較して 20%) を上回るだけでなく、Lowenstein (1985) によるアメリカ企業の MBO をサンプルとしたプレミアム (56.0%) に匹敵する値となっており、英米の先行研究の数値と比較しても高い部類に入ると判断できる (表 2)¹⁴。

--- 表 1 about here ---

--- 表 2 about here ---

では、以上のような買収プレミアムは、いかなる要因によって左右されるのであろうか。第 2 節で論じた仮説を前提に、次節で回帰分析を行い明らかにする。

4. 推計結果

4.1 買収プレミアムの決定要因

推計結果は表 3 に要約されている。コラム(1)(2)は PREM20、コラム(3)(4)は PREM40 を被説明変数とした推計結果である。

--- 表 3 about here ---

まず、当該企業の株価が過小評価されているほど MBO による価値創造の余地が大きく買収プレミアムが大きくなるという仮説 1 を検討する。株価収益率 SHPF は、2 種類のプレミアム指標に対し負の効果を与えており、プレミアム算定の基準株価を発表前 40 日に設定

¹⁴ 本稿におけるプレミアムの値が、海外の先行研究の計測結果を上回るものとなっている背景として、①わが国においては M&A に関する実務的経験の蓄積が乏しいため、経営陣のリスク評価が甘く、プレミアムを多く支払い過ぎている (服部 2008 : 75)、②株式の買い取り価格をめぐる相次ぐ法廷闘争に対し、非公開化を目指す企業が過剰に反応し、買収をスムーズに進めるために高水準のプレミアムを支払う傾向にある、等の可能性が考えられるが、本稿の検討範囲を越えるため、これ以上の言及は行わない。

した PREM40 を被説明変数とした場合、その係数は有意となっている（コラム 3 と 4）。すなわち、仮説 1-1 は支持されることになる。ただし、同変数が捉えているものは、純粋な当該企業の資本市場での評価だけでなく、意図的に作り出された評価も含まれている可能性がある。意図的に過小評価を得ている場合、既存株主へ過小な対価が支払われ、結果として既存株主から買収側（経営陣やファンド）へ富の移転が起こることになる。この効果については本節の後半で論じることにする。

次に、買収前の負債依存度が低い企業ほど買収プレミアムは大きくなるという、既存の債権者からの富の移転に関する仮説 2 について検証する。負債により MBO を行えば、デフォルトリスクの上昇により既存の債権者が不利益を被る可能性があるが、負債依存度を表す負債総資産比率 DEBT と買収プレミアムの間には有意な関係は見られない。よって日本の非公開化型 MBO では債権者から富の移転が起こっているという事実は確認されない。

買収前に過剰雇用・過剰賃金を抱えている企業ほど、買収プレミアムは大きくなるという、従業員からの富の移転に関する仮説 3 に関しては、業種間調整を行った 1 人当たり売上高 SALES と 1 人当たり人件費 LABOR により検証を行った。従業員を厚遇している企業では MBO 実施後に暗黙の契約を破棄することで、買収プレミアムを生み出す可能性がある。推計の結果、LABOR については有意な関係は観察されなかったが、SALES に関しては、被説明変数を PREM40 とした推計において、有意に負の結果が得られた（コラム 3 と 4）。これは MBO 実施後における過剰雇用の解消による経営効率化への期待が高い企業ほど、プレミアムの支払い水準が大きくなることを示しており、仮説 3 は支持される。

政府からの富の移転と解釈のできる、MBO 実施に伴う負債比率の上昇による節税効果に関しては、理論的には仮説 4 にある通り、税負担が高く、利払い額が小さな企業ほど、買収プレミアムが大きくなると推測される。ただし、支払利息 INTEREST の係数は、推計モデルに関係なく、一貫して非有意という結果となっている。本分析からは、買収プレミアムの源泉として負債増加による節税分が利用されるという関係性は見られなかった。

その他、コントロール変数に関しては、案件規模 DEAL が概ね有意に負となっている。規模の小さな MBO 案件ほど、高水準のプレミアムを支払う傾向にある。また、役員持株比率 DIREC も、被説明変数が PREM20 の推計の場合、有意に負の係数をとっている（コラム 1 と 2）。ポスト MBO の役員持分の上昇に伴う株主・経営者間のエージェンシー・コストの削減余地の大きな企業ほど、プレミアムの支払い水準も高まることを意味する。なお、フリー・キャッシュフロー比率 FCF は統計的に有意となっておらず、買収前におけるフリー・キャッシュフローの蓄積度合いは、本稿の分析結果からはプレミアムの源泉になっているとは判断できない。

4.2 会計操作と少数株主の利益

最後に、仮説 1-2 と仮説 1-3 の検証を通じて、会計操作が MBO 実施企業の少数株主の富にいかなる影響を与えたのかについて考察する。

まず、第2節で解説した手法（CFO ジョーンズ・モデル/修正 CFO ジョーンズ・モデル）によって検出された会計操作企業とそれ以外の非会計操作企業とに分けて、株価収益率 SHPF の推移を見たのが表4である。会計操作企業の株価収益率は-8.26%であるのに対し、非会計操作企業は3.49%であり、その差は中央値で見ると5%で有意となっている。利益圧縮型の会計操作を MBO 直前の決算期に行った企業の株価は下落傾向ということであり、仮説 1-2 は支持される。

--- 表4 about here ---

次に、仮説 1-3 を検証するために、会計操作の効果を考慮した推計式の結果を説明する（表5）。被説明変数のプレミアム指標が PREM20 と PREM40 のいずれの場合でも、会計操作実施ダミーMPDUM と株価収益率 SHPF の交差項は一貫して有意に正となっている。したがって、企業側があえて会計操作を行って利益を圧縮した場合、アンダーバリューの効果は縮小されることがわかる。すなわち、仮説 1-3(b)が支持されることになる。

--- 表5 about here ---

以上の結果を総合すると、会計操作企業は、MBO 直前の決算期に利益圧縮を行うことによって買収プレミアムの算定基準となる株価を低落させるだけにとどまらず、そうした株価低迷を理由に（株価が同程度に下落している非会計操作企業に比較して）プレミアムの支払い水準も低く抑えることによって、買収コストを削減している状況がうかがい知れる。会計操作企業の少数株主は、こうした二重の意味によって、富の毀損の危機に直面していると推察される。

5. 結論

本稿では、日本企業が実施した非公開化型 MBO 案件を対象に、買収プレミアムの源泉が①株主、②債権者、③従業員、④政府といった当該企業を取り巻くステークホルダーからの富の移転に起因しているのか否かについて検証を行った。分析の結果、以下のような点が示された。

第1に、買収プレミアムの水準について計測したところ、TOB 発表前 20 日や 40 日の株価に比べ 50%以上の上乗せがなされており、英米企業のプレミアム水準に遜色ないことが明らかにされた。第2に、買収プレミアムを被説明変数とした回帰分析からは、MBO 実施前の株式収益率の係数は有意に負となり、非公開化前の株式がアンダーバリューの状態に置かれている企業ほど、プレミアムの水準も高まることが示された。第3に、産業中央値で標準化した1人当たり人件費は有意に正となった。パイアウト後の過剰雇用の削減による経営効率化の期待が大きな企業ほどプレミアムの支払い水準も高まるということであり、従業員からの富の移転がプレミアムの源泉となっている可能性がある。第4に、MBO 実施前の負債依存度や支払利息比率については有意な結果が得られず、既存債権者からの富の移転や節税効果（＝政府からの富の移転）に関しては、買収プレミアムの源泉となってい

るとは判断できない。

また、MBO 実施前の利益圧縮型の会計操作に着目して、少数株主から買収側（経営陣やファンド）への富の移転の可能性についても検証を試みた。その結果、会計操作企業では非公開化前の株価収益率が低落傾向にあるだけでなく、（同程度に株価が落ち込んでいる非会計操作企業と比較しても）プレミアムの支払い水準は有意に低く、アンダーバリューの解消効果が弱まっていることが明らかにされた。すなわち、会計操作によって利益を縮小させ、そのことによって将来の利益水準を低く見積もらせることで、プレミアムの支払いを抑えているものと解釈できる。プレミアムの算定基準となる株価の低下とプレミアムそのものの支払いの抑制という二重の意味によって、MBO 実施前に会計操作が図られた企業の少数株主は、富の毀損の危機に直面していると考えられる。

最後に、本稿に残された課題について述べる。本稿では非公開化型 MBO を実施した企業のみをサンプルとしてとりあげ分析を行ったが、この場合サンプルセレクションバイアスの存在が懸念される。そのため、ペアド・サンプル等の方法で非実施企業もサンプルに含める必要がある。また、実証分析では会計操作を外生的な要因として扱ったが、そもそものような企業が MBO 実施前にそれを図る可能性が高いのかについても検証される必要がある。特に、パイアウト・ファンドの存在や経営陣の持株比率が非公開化前の会計操作の選択確率にいかなる影響を及ぼしているのかは興味深い課題と思われる。

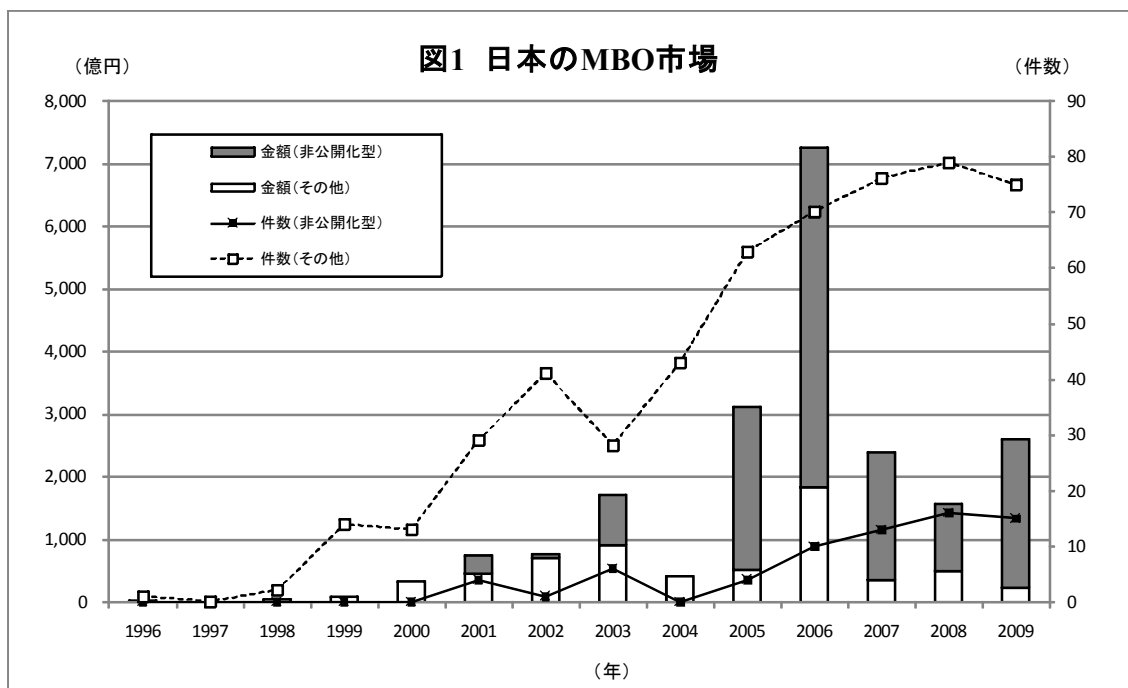
参考文献

- Amess, K. and M. Wright (2007), "The Wage and Employment Effects of Leveraged Buyouts in the UK," *International Journal of Economics and Business*, 14, pp.179-195.
- Amihud, Y. (1989), "Leveraged Management Buyouts and Shareholders' Wealth, in Y. Amihud (ed.), *Leveraged Management Buyouts: Causes and Consequences*, New York: Dow-Jones Irwin.
- Asquith, P. and T. Wizman (1990), "Event Risk, Covenants, and Bondholder Returns in Leveraged Buyouts," *Journal of Financial Economics*, 27, pp.195-213.
- Canyon, M., S. Girma, S. Thompson and P. Wright (2001), "Do Hostile Mergers Destroy Jobs?" *Journal of Economic Behavior and Organization*, 45, pp.427-440.
- CMBOR (1991) Guide to Management Buy-Outs 1991/92, Economist Intelligence Unit.
- Cook, D. O., J. C. Easterwood and J. D. Martin (1992), "Bondholder Wealth Effects of Management Buyouts," *Financial Management*, 21, pp.102-113.
- DeAngelo, L. (1986), "Accounting Numbers as Market Valuation Substitutes: A Study of Management Buyouts of Public Stockholders," *The Accounting Review*, 61, pp.400-420.
- DeAngelo, H., L. DeAngelo and E. M. Rice (1984), "Going Private: Minority Freezeouts and Stockholders Wealth," *Journal of Law and Economics*, 27, pp.367-401.

- Easterwood, J. C., R. F. Singer, A. Seth and D. F. Lang (1994), "Controlling the Conflict of Interest in Management Buyouts," *Review of Economics and Statistics*, 76, pp.512-522.
- Fox, I. and A. Marcus (1992), "The Causes and Consequences of Leveraged Management Buyouts," *Academy of Management Review*, 17, pp.62-85.
- Gokhale, J., E. Groshen and D. Neumark (1995), "Do Hostile Takeovers Reduce Extramarginal Wage Payments?" *Review of Economics and Statics*, 77, pp.470-485.
- Horlow, W. V. and J. S. Howe (1993), "Leveraged Buyouts and Insider Nontrading," *Financial Management*, 22, pp.109-118.
- Jones, J. J. (1991), "Earning Management during Import Relief Investigations," *Journal of Accounting Research*, 29, pp.193-228.
- Kaplan, S. (1989a), "The Effects of Management Buyouts on Operating Performance and Value," *Journal of Financial Economics*, 24, pp.217-254.
- Kaplan, S. (1989b), "Management Buyouts: Evidence on Taxes as a Source of Value," *Journal of Finance*, 44, pp.611-632.
- Kieschnick, R. L. (1998), "Free Cash Flow and Stockholder and Gains in Going Private Transactions Revisited," *Journal of Business Finance and Accounting*, 25, pp.187-202.
- Lehn, K. and A. Poulsen (1989), "Free Cash Flow and Stockholder and Gains in Going Private Transactions," *Journal of Finance*, 44, pp.771-788.
- Lowenstein, L. (1985), "Management Buyouts," *Columbia Law Review*, 85, pp.730-784.
- Perry, S., and T. Williams (1994), "Earnings Management Preceding Management Buyout Offers," *Journal of Accounting and Economics*, 18, pp.152-159.
- Renneboog, L., T. Simons and M. Wright (2007), "Why do Public Firms Go Private in the UK?: The Impact of Private Equity Investors, Incentive Realignment and Undervaluation," *Journal of Corporate Finance*, 13, pp.591-628.
- Shleifer, A. and C. H. Summers (1988), "Breach of Trust in Hostile Takeovers," in A. J. Auerbach (ed.), *Corporate Takeovers: Causes and Consequences*, Chicago, IL: University of Chicago Press.
- Smith, A. (1990), "Corporate Ownership Structure and Performance: The Case of Management Buy-outs," *Journal of Financial Economics*, 27, pp.143-164.
- Travlos, N. G. and M. M. Cornett (1993), "Going Private Buyouts and Determinants of Shareholders' Returns," *Journal of Accounting, Auditing & Finance*, 8, pp.1-25.
- Warga, A. and I. Welch (1993), "Bondholder Losses in Leveraged Buyouts," *The Review of Financial Studies*, 6, pp.959-982.
- Weir, C., D. Laing and M. Wright (2005), "Incentive Effects, Monitoring Mechanisms and the Threat from the Market for Corporate Control: An Analysis of the Factors Affecting Public to Private Transactions in the UK," *Journal of Business Finance and Accounting*, 32, pp.909-944.
- Weston, J. F., M. Mitchell and J. H. Mulherin (2004), *Takeovers, Restructuring, and Corporate*

Governance, Prentice Hall.

- 浅野信博・首藤昭信(2007)「会計操作の検出方法」、須田一幸・山本達司・乙政正太編著『会計操作』ダイヤモンド社, 86-108 頁.
- 薄井彰 (2001) 「MBO (企業価値創造の新しい型)」薄井彰編『M&A21 世紀・2 バリューストリーの M&A 投資』中央経済社, 35-69 頁.
- 浦坂純子・野田知彦 (2001) 「企業統治と雇用調整：企業パネルデータによる実証分析」『日本労働研究雑誌』第 488 号, 53-63 頁.
- 北川徹 (2007) 「マネジメント・バイアウト (MBO) における経営者・取締役の行為調整」*RIETI Policy Discussion Paper Series*, 07-P-001.
- 北川教央(2008)『企業再編における経営者の利益調整行動に関する実証研究』、博士論文(神戸大学) .
- 川本真哉・齋藤隆志 (2009) 「MBO による事業売却と株式市場の評価」*WIAS Discussion Paper No. 2009-004*.
- 齋藤隆志・川本真哉 (2010) 「企業リストラクチャリングのツールとしての MBO：事業譲渡との比較分析」『応用経済学研究』第 4 巻, 72-93 頁.
- 野瀬義明・伊藤彰敏 (2009) 「バイアウト・ファンドによる買収のインパクトに関する分析」『現代ファイナンス』第 26 号, 49-66 頁.
- 服部暢達 (2008) 『実践 M&A ハンドブック』日経 BP 社.
- 前澤博一 (2008) 「MBO と利益相反」日本経済研究センター『M&A 時代のファンドと株主利益：効率的で公平な資本市場を求めて』(「M&A と資本市場」研究会報告書) 日本経済研究センター研究統括部, 115-140 頁.
- 光定洋介・白木信一郎 (2006) 『投資ファンドのすべて：投資信託、バイアウト、ヘッジファンドなどの全容』きんざい.



注：図中の「非公開化型」は非公開化型 MBO 案件の金額と件数を表し、「その他」は非公開化型以外のタイプの MBO 案件の金額と件数を示す。

出所：レコフ『マール M&A データ CD-ROM』より筆者作成。

表1 基本統計量

Variable	Mean	Std. Dev.	Min	Max
<i>PREM20</i>	54.099	42.059	0.840	222.917
<i>PREM40</i>	51.112	32.666	5.263	163.158
<i>SHPF20</i>	2.840	27.736	-52.096	135.279
<i>SHPF40</i>	1.095	22.980	-54.198	80.888
<i>DEBT</i>	0.152	0.157	0.000	0.531
<i>SALES</i>	2.714	27.430	-48.873	99.399
<i>LABOR</i>	0.389	3.943	-6.572	18.039
<i>INTEREST</i>	0.005	0.006	0.000	0.031
<i>FCF</i>	0.128	0.139	0.000	0.515
<i>DIREC</i>	0.151	0.143	0.000	0.694
<i>DEAL</i>	8.939	1.382	6.404	12.455
<i>MANUFAC</i>	0.424	0.498	0.000	1.000
<i>MPDUM</i>	0.203	0.406	0.000	1.000

注：サンプル数は、PREM20とSHPF20を除き59社。PREM20とSHPF20のサンプル数は、58社。

表2 非公開化案件の買収プレミアムに関する先行研究の結果

出所	分析期間	国	タイプ	基準株価	N	プレミアムの 平均値(%)
DeAngelo et al. (1984)	1973-1980	US	ALL	40日前	72	56.3
Lowenstein (1985)	1979-1984	US	MBO	30日前	28	56.0
Lehn and Poulsen (1989)	1980-1987	US	ALL	20日前	257	36.1
Amihud (1989)	1983-1986	US	MBO	20日前	15	42.9
Kaplan (1989a, b)	1980-1985	US	MBO	2ヶ月前	76	42.3
Asquith and Wizman (1990)	1980-1988	US	ALL	1日前	47	37.9
Harlow and Howe (1993)	1980-1989	US	ALL	20日前	121	44.9
Travlos and Cornett (1993)	1975-1983	US	ALL	1ヶ月前	56	41.9
Easterwood et al. (1994)	1978-1988	US	MBO	20日前	184	32.9
Weir et al. (2005)	1998-2000	UK	ALL	1ヶ月前	95	44.9
Renneboog et al. (2007)	1997-2003	UK	MBO	20日前 40日前	137	40.6 39.1

注1：「基準株価」はTOB価格と比較する非公開化発表前の株価をとった時点を示す。

注2：「ALL」は非公開化全般を示し、「MBO」はサンプルがMBO案件に限定されることを示す。

出所：Renneboog et al. (2007) のTable6。ただし、Renneboog et. al (2007) 自体の結果も追加した。

表3 買収プレミアムの決定要因

	PREM20		PREM40	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>SHPF</i>	-0.247 (0.154)	-0.247 (0.159)	-0.331 (0.174)*	-0.312 (0.181)*
<i>DEBT</i>	-12.770 (28.763)	-12.891 (30.339)	44.495 (40.765)	40.284 (41.105)
<i>SALES</i>	-0.037 (0.156)	-0.038 (0.156)	-0.335 (0.144)**	-0.340 (0.148)**
<i>LABOR</i>	0.880 (0.829)	0.878 (0.853)	1.136 (0.999)	1.076 (1.012)
<i>INTEREST</i>	-263.644 (810.711)	-261.935 (836.663)	-639.624 (878.685)	-563.084 (880.708)
<i>FCF</i>	9.603 (30.121)	9.617 (30.421)	-21.089 (27.645)	-20.536 (27.861)
<i>DIREC</i>	-51.669 (30.240)*	-51.787 (29.697)*	-29.332 (25.948)	-32.309 (25.901)
<i>DEAL</i>	-12.259 (3.359)***	-12.261 (3.408)***	-8.184 (3.363)**	-8.184 (3.417)**
<i>MANUFAC</i>		-0.128 (7.195)		-4.464 (6.695)
<i>CONSTANT</i>	167.159 (35.459)***	167.281 (36.848)***	131.739 (34.964)***	135.049 (35.648)***
Year dummy	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	58	58	59	59
R-squared	0.59	0.59	0.51	0.51

注1：括弧内は、不均一分散に頑健な標準誤差。

注2：*, **, ***はそれぞれ有意水準10%, 5%, 1%で有意であることを表す。

表4 比較分析:会計操作と非操作

Variable	会計操作あり N = 12		会計操作なし N = 47		差の検定	
	Mean	Std. Dev.	Mean	Std. Dev.	t test	rank-sum test
<i>PREM40</i>	51.679	21.435	50.968	35.149		
<i>SHPF40</i>	-8.262	28.913	3.485	20.911		**
<i>DEBT</i>	0.081	0.120	0.170	0.161	**	
<i>SALES</i>	-0.943	31.327	3.648	26.639		
<i>LABOR</i>	0.472	6.831	0.368	2.906		
<i>INTEREST</i>	0.002	0.002	0.005	0.007	***	**
<i>FCF</i>	0.154	0.167	0.121	0.132		
<i>DIREC</i>	0.170	0.136	0.146	0.146		
<i>DEAL</i>	9.247	1.328	8.860	1.399		
<i>MANUFAC</i>	0.167	0.389	0.489	0.505	**	**

注1 : サンプルは、MBO発表日40日前の株価とTOB価格から計算されるプレミアム(PREM40)を利用した場合のもの。発表日20日前を利用したプレミアム(PREM20)のサンプルでも同様の結果。

注2 : *, **, ***はそれぞれ有意水準10%, 5%, 1%で有意であることを表す。

表5 買収プレミアムと会計操作

	<i>PREM20</i>		<i>PREM40</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>SHPF</i>	-0.580 (0.229)**	-0.593 (0.234)**	-0.548 (0.194)***	-0.553 (0.188)***
<i>MPDUM*SHPF</i>	0.565 (0.251)**	0.585 (0.261)**	0.622 (0.285)**	0.632 (0.279)**
<i>MPDUM</i>	1.526 (7.187)	3.350 (8.369)	5.849 (9.002)	6.244 (9.897)
<i>DEBT</i>	-10.474 (29.693)	-6.280 (30.696)	47.479 (42.273)	48.418 (42.180)
<i>SALES</i>	-0.064 (0.156)	-0.055 (0.149)	-0.340 (0.147)**	-0.339 (0.150)**
<i>LABOR</i>	0.647 (0.789)	0.681 (0.812)	0.972 (0.985)	0.981 (1.000)
<i>INTEREST</i>	-242.672 (792.122)	-281.907 (801.625)	-727.536 (925.171)	-741.168 (916.976)
<i>FCF</i>	-0.723 (31.889)	-1.876 (32.308)	-30.625 (28.214)	-30.930 (27.968)
<i>DIREC</i>	-53.149 (27.655)*	-50.369 (27.016)*	-33.562 (25.722)	-33.172 (26.588)
<i>DEAL</i>	-12.317 (3.186)***	-12.385 (3.157)***	-8.413 (3.413)**	-8.432 (3.440)**
<i>MANUFAC</i>		4.057 (8.082)		0.862 (6.286)
<i>CONSTANT</i>	177.933 (36.042)***	174.907 (37.651)***	140.640 (35.752)***	140.173 (37.031)***
Year dummy	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	58	58	59	59
R-squared	0.63	0.64	0.55	0.55

注1：括弧内は、不均一分散に頑健な標準誤差。

注2：*、**、***はそれぞれ有意水準10%、5%、1%で有意であることを表す。