

WIAS Discussion Paper No.2014-005

MBO による株式非公開化の

パフォーマンス改善効果に関する実証分析

(The performance effects of public-to-private transactions: Evidence from Japanese Management Buy-outs)

March 26, 2015

川本 真哉 (福井県立大学経済学部)

Shinya Kawamoto (Fukui Prefectural University)

河西 卓弥 (熊本県立大学総合管理学部)

Takuya Kawanishi (Prefectural University of Kumamoto)



WIAS

早稲田大学高等研究所
Waseda Institute for Advanced Study

1-6-1 Nishiwaseda, Shinjuku-ku, Tokyo 169-8050, Japan

Tel: 03-5286-2460 ; Fax: 03-5286-2470

MBO による株式非公開化の

パフォーマンス改善効果に関する実証分析*

要 約

本研究の課題は、MBO による株式非公開化が買収後のパフォーマンスに与えた影響について、MBO のストラクチャーを分類した上で検証しようという点にある。分析の結果、次のような結果が得られた。第 1 に、パネルデータによる推計では、売上高の成長が示されたものの、ROA など他のパフォーマンス指標に対する正の効果は観察されなかった。また、MBO の実施後、従業員数の減少は見られず、信頼の破壊が発生しているとは判断できない。

第 2 に、MBO のストラクチャーの特徴を分類して検証したところ、バイアウト・ファンドが関与する案件と純粋 MBO のケースで、買収後における総資産回転率の上昇が確認された。一方で、MBO の実施によって負債依存度が高まった企業群では、企業規模の縮小が図られていることが明らかにされた。

第 3 に、バイアウト後の期間を分割した推計からは、上記のファンド関与案件と純粋 MBO 案件では経営効率化の効果が、負債依存度上昇案件では資産削減効果が後半期に明確に出る傾向があり、いわゆる J-カーブ効果が存在することが示唆された。

JEL classification: G34, M21

Keywords: MBO, エージェンシー・コスト, インセンティブ・リアライメント, バイアウト・ファンド, 信頼の破壊, J-カーブ効果

Corresponding author. Tel.: +81-776-61-6000 (EX.2401)

E-mail address: kawamoto@fpu.ac.jp

* 本稿は 2014 年度日本応用経済学会秋季大会（中央大学）で報告の機会を得た。討論者である高橋陽二氏（岐阜聖徳学園大学）からは有益なコメントを頂戴した。記して謝意を表したい。もちろん、あり得べき誤りは全て筆者に属する。なお、本稿の執筆にあたり、川本は JSPS 科研費 25780211 より、河西は JSPS 科研費 25780205 より助成を受けている。

1. はじめに

本研究は日本企業による非公開化型 MBO (Management Buy-outs) の事後的な評価を行うことを目的とする。MBO とは経営陣による自社の買収であり、米国では 1980 年代後半や 90 年代後半にブームが見られ、日本においては 90 年代後半以降に現れるようになった。MBO は、部門売却 (ダイベストメント) 型、非公開化型、事業承継型、事業再生型などのタイプに分類することができる (CMBOR 1991)。そのうち非公開化型 MBO は、公開企業が MBO に伴い株式を非公開化するもので、抜本的なリストラクチャリング等を目的として行われる。図表 1 にあるように、日本の MBO 市場の中で非公開化型 MBO は 2000 年代に入ってから観察されるようになり、2000 年代中盤からは 1 年あたり十数件を維持し、リストラクチャリングの一手段として定着している。また、非公開化型 MBO は件数のシェアこそ大きくはないものの、上場企業が実施することもあり金額ベースでは 7 割以上を占めている。

--- 図表 1 about here ---

本研究では、そのような抜本的なリストラクチャリングを目指す非公開化型 MBO により企業パフォーマンスに変化が見られるのか、またその変化はどのような要因によって生じているのかを確認する。非公開化型 MBO には、プライベート・エクイティ・ファンド (PE ファンド) の一形態であるバイアウト・ファンドの関与するケースと関与しないケースがあり、本研究ではバイアウト・ファンドが投資先企業の事後的なパフォーマンスに与える影響についても分析を行う。MBO 実施後の企業には、①再上場するもの、②M&A の対象となるもの、③セカンダリー・バイアウト (主にファンド関与案件において他のファンドに売却されるケース) を行うもの、④株式非公開を維持するものなどがある。非公開化後のデータ入手の難しさからシステムティックな非公開化型 MBO の事後的な評価は日本においてはほとんど行われてこなかった。ケーススタディとしては、胥 (2011) はキトーの MBO において PE ファンドであるカーライルがバイアウト後のパフォーマンス改善に果たした役割について検討を行った。同研究はファンドによる株式所有の集中と役員派遣によるモニタリングの強化、そして業務戦略策定が投資先企業の選択と集中を促し、パフォーマンス改善に貢献したとしている。本研究では、株式非公開化後の企業の財務データを利用し、よりシステムティックにバイアウト後の企業行動やパフォーマンスの分析を行う。

株式非公開化型に限らない、MBO を含むバイアウトに関する研究には主に、(a) どのような企業がバイアウトを実施するのかというバイアウト実施の意思決定に関する研究、(b) バイアウトのアナウンスがもたらす株価効果に関する研究、(c) バイアウト時に既存株主に提示される TOB 価格と直近の平均株価との差額である買収プレミアムに関する研究、(d) バイアウト後の企業パフォーマンスに関する研究がある。バイアウトのアナウンス時に観察される異常リターンやバイアウト実施時に支払う買収プレミアムは事後的な企業価値向上の予想を反映したものであり、それらの分析で用いられる価値向上の源泉に関する仮説のいくつかは、そのような価値向上の予想の実現値である事後のパフォーマンスの分析にも当てはめることができる。そこで本研究では、

まず非公開化型MBO実施企業のROAなどで測ったパフォーマンスや総資産などの企業行動がバイアウト実施によって変化したのかをコントロール企業と比較することで検証し、さらにそのような変化がどのような要因によってもたらされているのか、Guo et al. (2011) などの先行研究で取り上げられた仮説を用いて検証する。

本研究の構成は以下の通りである。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、実証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

上述のように、バイアウトのアナウンスがもたらす株価効果に関する研究やバイアウト時に既存株主に支払われる買収プレミアムに関する研究で用いられる仮説はバイアウトの事後的な評価の研究においても該当する。株式非公開化によりもたらされるであろう企業価値の向上が反映された買収プレミアムの源泉に関する研究は、米英で蓄積されており、代表的なものに、①MBOによる負債比率の上昇によって生じる節税効果に注目したKaplan (1989b)、②そのような負債の増加によってもたらされる負債による規律付けの効果に注目したLehn and Poulsen (1989) などがある。その他には、③所有と経営の分離や株式所有の分散に伴うフリーライダー問題の緩和による価値向上分を源泉とするとするエージェンシー・コスト削減仮説、④上場維持コストの削減分を源泉とするとする取引費用仮説、⑤株式市場における過小評価の解消による価値向上分を源泉とするとするアンダーバリュー解消仮説、⑥債権者や従業員などのステークホルダーから移転する富を源泉とするとする価値の移転仮説、などが挙げられ、Renneboog et al. (2007) は英国での非公開化の事例を用いてそれらの仮説を包括的に検証している。

以下では、上述の仮説のうち非公開化型MBO実施後のパフォーマンスの評価において重要な仮説を取り上げ、より詳細に解説を行う。

2.1 エージェンシー・コストの削減

株式の分散した公開企業では、所有と経営の分離により経営者と株主の利益相反によるエージェンシー・コストが発生する可能性がある。また、株式の分散は少数株主のフリーライダー問題を引き起こす恐れもある。ただし、そのような問題を非公開化型MBOは緩和することが期待される。

2.1.1 インセンティブ・リアライメント

非公開化型MBOでは、バイアウト・ファンドの関与の有無によりその上昇の程度は異なるが、バイアウトの実施により経営者の株式所有比率が高まるため、株式分散に伴う問題が緩和され、事後的な企業価値の向上がもたらされると考えられる (Jensen and Meckling 1976)。「純粹MBO」

と呼ばれるファンドの関与していないケースにおいては、所有と経営の一致がより進むと予想され、それによりこのようなインセンティブ・リアライメント効果がより強く表れることで、パフォーマンスの上昇幅が大きくなると考えられる。また、バイアウト実施前の経営者持株比率が低い企業ほど、事後的な経営者持分増加の余地が大きく、インセンティブ・リアライメント効果が発揮されやすいため、よりパフォーマンスが向上すると予想される。

インセンティブ・リアライメント仮説に関する先行研究は数多く存在する。80年代の米国におけるMBO案件を扱ったKaplan (1989a)、Smith (1990) などにおいてインセンティブ・リアライメントの効果が確認されている。Kaplan (1989a) は、バイアウト後には営業利益やキャッシュ・フローは増加傾向にあるが、設備投資が減少傾向にあるのは、バイアウトによりエージェンシー・コストが削減されたことを示唆している。また、Smith (1990) は、運転資本回転率の上昇、棚卸資産回転期間や売上債権回転期間の減少から、これらの効率性の向上はインセンティブ・リアライメントによるものと結論付けている。ただし、80年代から2000年代までの米国のプラントレベルデータを用い、非公開化企業の労働生産性やTFPの変化を分析したBharath et al. (2014) によると、非公開化企業では生産性の上昇は見られないとしており、公開企業がエージェンシー問題に伴う過剰投資により生産性が低くなっているという事実は確認されないとしている。

2.1.2 バイアウト・ファンドによる企業価値創造

非公開化型MBOにバイアウト・ファンドが関与することで、価値創造が促され、事後的なパフォーマンスが向上する可能性がある。バイアウト・ファンドはブロック・シェアホルダーとして投資先企業に対するモニタリングを行うため、事前に見られたエージェンシー問題が緩和されると予想される(Shleifer and Vishny 1986)。また、ファンドがそれまでの投資活動で培ったファイナンスやM&A、あるいは提携等に関するノウハウの移転を通じ、買収後の企業価値の向上が期待できる(杉浦 2006)。

非公開化型MBO案件には、バイアウト・ファンドが関与したものと関与していないものが混在している¹。ファンド関与案件においては上述のようなファンドによる価値創造機能によりパフォーマンスの向上が予想される。ただし、ファンドが中長期的な観点から企業価値向上を図るのか、ファイナンシャル・バイヤーとしてより短期的な収益を目指すのかは先験的には判断できない。そのため、バイアウト後の資産や従業員数がファンド関与案件においてどのように変化するのかは実証的問題である。

先行研究の1つである、90年代後半から2000年代初頭の英国におけるバイアウト案件におけるPEファンドの影響を分析したCressy et al. (2007) は、ROAや売上高成長率は独立系ファンド、対象企業の産業に特化したファンド、バイアウトに特化したファンドによる案件の方が優位に高いという結果を得た。Meuleman et al. (2009) は、1993-03年の英国におけるバイアウト案

¹ 本研究の分析サンプルのうち、55.2%がファンド関与案件であり、残りは非ファンド関与案件である。

件を分析し、PE ファンドの経験、ポートフォリオ企業の数に関与案件の事後的な収益性、効率性、成長性に対して影響を与えることを明らかとした。日本における研究としては、2000年代の公開維持型バイアウト実施企業の分析を行った野瀬・伊藤（2012）が挙げられる。同研究では、原価率の低減、資産回転率の上昇を背景として収益性の改善が見られ、バイアウト・ファンドによるバリューアップが確認されている。また、バイアウト後の従業員数の落ち込みが観察され、ファンド関与による人員削減の可能性も示唆されている。

2.2 負債による規律付け

MBO は LBO (Leveraged Buy-outs) の一形態であり、バイアウトにより負債比率が上昇する。その結果、利払いの増加によりフリー・キャッシュフローが削減され、企業価値を損なうような投資活動が抑えられる可能性がある (Jensen 1993)。この仮説が該当する場合、バイアウトの実施により負債比率の上昇した企業ほど、パフォーマンスが向上していると考えられる。先行研究では、1990-2006年の米国における LBO 案件を分析した Guo et al. (2011) において、バイアウト後の負債比率の上昇の EBITDA やネットキャッシュフローで測った収益性に対する正の効果を確認されている。また、Desbrieres and Schatt (2002) は、フランスにおいて主に事業承継やダイベストメントのために行われた LBO の事後的なパフォーマンスの分析を行い、LBO 実施企業の収益性が産業平均と比べ低下したことを確認したが、それは米英などにおける LBO に比べ負債比率が低いためと結論付けている。

2.3 従業員からの富の移転

非公開化型 MBO による企業パフォーマンス向上の要因の 1 つとして既存の従業員からの富の移転が考えられる。Shleifer and Summers (1988) の指摘のように、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可能性がある。いわゆる「信頼の破壊」(breach of trust) の議論である。この仮説が該当する場合、バイアウト実施後に従業員の削減が図られると予測される。

もっとも、この議論は敵対的買収の文脈で語られることが多く、外部の買収者が想定されており、MBO のような既存の経営陣が買収者となる場合は、そのような信頼の破壊は起こりにくいとも考えられる。しかし、次の 3 つの理由から MBO においても信頼の破壊が起こる可能性はある (Amess and Wright 2008)。第 1 に、負債比率が上昇することが挙げられる。負債比率の上昇によ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に働くことになる (Fox and Marcus 1992)。第 2 は、バイアウト・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 年と指摘されており (光定・白木 2006 : 22)、経営改善に対する圧力も短期的なものになる可能性がある。第 3 は、経営者の持株比率が上昇することにより、企業経営がファンドの要請する株主価値最大化に沿ったものとなる可能性がある。この仮説は Kaplan (1989a) 以降の先行研究において検証されており、概ね否定されているが、上述の

Bharath et al. (2014) によると非公開化企業では、設備投資と従業員数の減少を確認している。

3. データセットと推計式

3.1 サンプルとデータセット

前節で述べた作業仮説を検証するサンプルとして、非公開化型 MBO を実施した企業と、それと比較するためのコントロール企業から構成されるパネルデータを構築する。まず、MBO サンプルに関しては、2001 年 1 月以降に非公開化のアナウンスをした案件のうち、2011 年 3 月期決算時点で買収後の財務情報が 1 期以上取得できる非金融業の企業を対象とする²。MBO 案件の特定は、レコフデータ『レコフ M&A データベース』から、買収後の財務情報に関しては単独決算であり、帝国データバンク『COSMOS1』から入手した³。このような手続きにより、全体として 82 件の MBO 案件がサンプルの候補となったが、非公開化後のデータ入手には制約があるため、そのうち 29 件が分析の対象となった。

一方、コントロール企業に関しては、イベント (= MBO の実施) の事後的なパフォーマンスへの影響を厳密に測定するため、イベント前において MBO 企業と可能な限り性質が近似した企業を選択する必要がある。本稿では、Boucly et al. (2011)、Guo et al. (2011) 等の先行研究における手法を参考に、①産業属性、②企業規模、③パフォーマンスの 3 つの尺度で MBO 企業とコントロール企業とをマッチングさせ、この要求に応えることとした。具体的には、MBO 実施 1 期前を-1 期とし、その時点において、MBO 実施企業と①日経業種分類 (中分類) で同業種に属し、②総資産額の 50%から 150%、③ROA に関しても 50%から 150% (あるいは、MBO 企業の ROA の水準の±0.25) の範囲に入る企業を抽出した⁴。結果、コントロール企業として 128 社が選択され、それは MBO 案件 1 件につき平均 4.41 社が割り当てられる計算となる⁵。これらコントロール企業、及び非公開化前の MBO 実施企業の財務、所有構造の情報に関しては、『日経 NEEDS FAME』から取得した。

以上のサンプルをプールし、1998 年度から 2010 年度までのパネルデータを構築し、実証分析に用いた。次節の推計に使用したサンプルサイズは、年度×企業で見て 1764 となり、そのうち MBO 企業は 351、コントロール企業は 1413 となっている。

なお、以上のサンプル企業のデータ取得期間の内訳は、図表 2 の通りである。

--- 図表 2 about here ---

² 上場廃止日直後に訪れる決算期を 0 期とし、その次の決算期を+1 期と識別している。

³ 単独決算で分析することから、純粋持株会社に移行している企業はサンプルから除いた。

⁴ この基準で抽出されたコントロール企業と MBO 企業の買収 1 期前の ROA と総資産の平均値の差の検定を行ったところ、両者には有意な差がないという結果が得られた。ここでのコントロール企業選定の試みは、概ね条件を満たしていると判断できる。

⁵ コントロール企業として 5 社を超えて対象となった場合、MBO 案件の買収 1 期前の ROA の値で近接するものから 5 社を選定した。

3.2 推計式

MBO の事後的なパフォーマンスへの影響を検証するため、Boucky et al. (2011) 等の先行研究での定式化を参考に、以下のような推計式を固定効果モデルを用いて行う。

$$PERF_{it} = \alpha + \beta_1 POST_{it} + \beta_2 POST_{it} \times MBO_i + \beta_3 DA_{it-1} + \beta_4 SIZE_{it-1} + YD_i + u_i + \varepsilon_{it} \quad \dots (1)$$

添え字の i は企業を、 t は時点を、 u は企業固有の効果を表している。

被説明変数の **PERF** は企業パフォーマンスを表しており、ここでは先行研究でも扱われてきた収益性と成長性に着目する。収益性としては総資産営業利益率 **ROA**、成長性としては対前年度比の売上高成長率 **DSALES**、総資産成長率 **DASSET**、従業員数成長率 **DLABOR** を取り上げる。**ROA** はさらに、収益力を表す売上高営業利益率 **SLSPRF** (=営業利益/売上高) と、経営効率を表す総資産回転率 **ASSTRN** (=売上高/総資産) に分解して、収益率変動の要因をより厳密に特定する。

一方、説明変数の **POST** は買収 1 期後の決算以降に 1 を、買収実施 0 期以前には 0 を割り当てるダミー変数であり、ターゲット企業、コントロール企業に共通して与えられる。また、M&A の効果は時間経過とともにより明確に出る可能性がある。いわゆる J-カーブ効果 (J-curve effect) である。この効果の存在を捕捉するため、**POST** を **POST1** (買収後 1 期から 2 期) と **POST2** (買収後 3 期以降) に分割して推計式に挿入する。**MBO** は MBO を実施した企業に 1 を割り当てる時間共通の変数であり、コントロール企業は 0 の値を取る。仮に MBO の実施がエージェンシー・コストの削減に寄与し、パフォーマンス改善の効果を有す場合、**POST** との交差項は正の係数を取ることが予想される。

また、**MBO** 変数は、そのストラクチャーの効果をより具体的に捕捉するため、前節での仮説に基づき **FUND**、**NFUND**、**LOWN**、**HCHDA** の 4 つのダミー変数に分けられる。**FUND**、**NFUND** は MBO へのバイアウト・ファンド関与の有無を表す変数であり、前者はファンドが関与する場合には 1 を、後者はファンドが関与しない場合に 1 を割り当てる変数である。**FUND** はファンドによる価値創造機能をチェックするための変数である。一方、**NFUND** のケースでは、企業価値向上の成果がすべて経営陣に帰属するため、インセンティブ・リアライメントの効果が大きいと想定される。もっとも、このインセンティブの引き上げ効果は、経営陣がコントロール権を確保するか否かという観点のほか、前節でも論じたように、バイアウトによって経営者持分がどの程度上昇するかにも依存すると考えられる。ただし現時点では、非公開化後の所有構造のデータは入手困難であるため、ここでは買収後の持分の上昇幅が大きくなることが予想される、MBO 実施 1 期前の経営者持株比率が 10% を下回るダミー変数 **LOWN** を挿入し、この効果の測定を補完することとする。さらに、**LCHDA** はバイアウトによる負債比率の上昇 (それに伴う負債の規律付け) の効果を捉えるための変数であり、買収 1 期前から 1 期後にかけて、負債比率 (対総資産) が 20% 以上上昇した MBO 案件に 1 の値を与えるダミー変数である⁶。以上の MBO の個々のスト

⁶ **LOWN**、**HCHDA** に関しては、MBO 企業の事前 (-1 期時点) の経営者持分の中央値 (12.5%)、

ラクチャーが前節で提示したようなパフォーマンス改善効果を有す場合、*POST* との交差項は正値となろう。

最後に、コントロール変数として、負債比率 *DA*、総資産対数値 *SIZE* (それぞれ 1 期ラグ)、年次ダミー *YD* を挿入する。これらの変数によって、パフォーマンスに対する資本構成、企業規模、年次要因の影響をコントロールする。

なお、以上の変数の基本統計量は図表 3 に要約されている。

--- 図表 3 about here ---

3.3 MBO 企業とコントロール企業との比較

本格的な推計に入る前に、MBO 企業とコントロール企業の事後的なパフォーマンスの推移について概観しておこう。図表 4 は、買収 1 期前 (-1 期) を基準として、買収 1 期後 (+1 期) から 3 期後 (+3 期) にかけてのパフォーマンスの変化を、MBO 企業とコントロール企業とで比較したものである。ROA から見ていくと、買収後、MBO 企業は常にコントロール企業を上回る収益性を上げており、10%水準ではあるものの+3 期の中央値で有意な差が検出されている。MBO 企業自体の ROA 変化幅はゼロ近辺であることから、ライバル企業や業界の収益環境が悪化するなかで、パフォーマンスの維持に成功していると見ることができる。

--- 図表 4 about here ---

ROA を売上高営業利益率と総資産回転率に分解すると、前者の指標で有意な差が観察されないのに対し、後者の指標はコントロール企業を一貫して上回り、その差は統計的に有意となっている。MBO 企業で経営効率の改善があったと解釈できる。また、売上高成長率で MBO 企業とコントロール企業との間で差が見られないのに対して、総資産成長率では明確なマイナスの傾向が確認される。すなわち、MBO 企業群の経営効率化の背景として、資産削減によるリストラクチャリング行動が作用している側面があること推測される。従業員数の変化率に関しては、平均値でやや高めの値が出ているために注意が必要であるが、両グループの間に明確な差は認められない。もっとも、+3 期の平均値で有意にマイナスの結果となっていることから、統計的有意性は弱いものの、バイアウト後に雇用削減がなされている可能性も残される。

同表では負債比率の推移に関しても、あわせて掲載している。MBO 企業に関しては買収後における高い負債比率の伸びを示しており、前述したように、MBO が LBO の一形態であることを明確に表している。

ただし、以上の結果は、単純な比較にとどまり、変数間の関係が考慮されていないため、あくまで暫定的なものである。そこで次節では、上記(1)式に基づき回帰分析を行い、パフォーマンスに影響を与える他の要因を条件付けた上で、MBO が事後的な収益性や成長性に及ぼす効果をより厳密に計測することとする。

及び買収前後 (-1 期から+1 期) における負債比率の上昇幅の中央値 (22.5%) を分割の基準としている。

4. 推計結果

4.1 MBOのパフォーマンス改善効果に関する検証

図表 5 は、MBO ダミーを挿入した上で、事後的なパフォーマンスとの因果関係を測定した推計結果を要約したものである。**MBO** と **POST** との交差項の効果を中心に見ていこう。まず、**ROA** に対しては、交差項は正の係数を取っているものの、統計的に有意とはなっていない(コラム 1)。また、**ROA** を分解した **SLSPRF** と **ASSTRN** に関しても、交差項は有意な反応をしめしていない。本節で用いた推計モデルからは、MBO が買収後の収益率や経営効率の改善に寄与しているとは言えない。こうしたパフォーマンスに対する弱い効果は、この分野における古典的な研究成果である Kaplan (1989a), Smith (1990) の結果と異なる一方、近年の分析である Weir et al. (2008), Bharath et al. (2014) と同様の結果となっている。

--- 図表 5 about here ---

成長性に関しては、交差項は売上高成長率 **DSALES** に対して有意に正の係数となっており、増収傾向である一方で(コラム 4)、総資産成長率 **DASSET** に対しては非有意となっている(コラム 5)。前節の差の検定結果とは異なり、他の要因を条件づけた場合、資産成長率に対するマイナスの影響が消失する反面、買収後の収益力の強化が図られている状況が見て取れる。一方、従業員数成長率 **DLABOR** については、交差項の係数は有意ではない(コラム 6)。この傾向は、以下の MBO のストラクチャーを分割した測定(図表 6)、J-カーブ効果に関する検証(図表 7、8)でも同様である。推計モデルからは、MBO の実施により信頼の破壊が発生しているとは言えない。

4.2 MBOのストラクチャーとパフォーマンス

総じて、MBO 案件を均質的に扱った上記の分析では、MBO が事後的なパフォーマンスに与える影響を検出することはできなかった。そこで第 2 節の仮説と第 3 節の推計式に基づき、MBO のストラクチャーを分割した効果の検証を試みたのが図表 6 である。前項と同様、**POST** ダミーと MBO を構成する各特徴との交差項の効果を中心に観察する。

--- 図表 6 about here ---

まず、**ROA** と **SLSPRF** に対しては、上記の分析結果と同様、どの交差項も有意な影響を与えていない(コラム 1, 2)。本研究の分析からは、MBO のストラクチャーを分割した場合でも、収益性を改善させる効果を特定することはできなかった。その一方で、**ASSTRN** に関しては、**FUND**、**NFUND** の案件で、事後的な上昇が観察される(コラム 3)。特にファンドが関与する案件でその傾向が顕著であり、事後のコンロール企業に比べ 0.31 回転高いという結果が得られている。ファンドが関与する案件と、バイアウトが経営陣のみで実施される純粹 MBO のケースで、経営効率化が実現されているものと見られる。ただし、それら効率化の経路は両グループで異なる。すなわち、**POST** と **FUND** の交差項は **DSALES** に対して有意に正の係数を取っている一方で(コラム 4)、**POST** と **NFUND** は **DASSET** に対して負の係数を取っている(コラム 5)。前者の経営効率の改善が主に売上高の成長によってもたらされているのに対し、後者は余剰資産の削減を進め

ることを通じ、回転率の上昇を実現しているものと解釈できる。

MBO 企業の事前の経営者持分 **LOWN** の効果については、収益性・成長性ともに、事後的なパフォーマンスに対して有意に正の影響を与えていない。上記の純粹 MBO の結果を勘案すると、事後的な経営効率改善に対するリアライメント効果は、バイアウトにともなう経営陣の持分上昇という側面よりもむしろ、買収を経営陣のみで実行することによる経営の自由度の確保に依存するものと考えられる。

最後に、**HCHDA** と **POST** の交差項に関しては、**DASSET** に対して有意に負の効果をもっている（コラム 5）。MBO にともなう負債比率の上昇幅が大きな企業群では、買収後において資産の削減が進展しているということとなる。MBO にともなう負債の規律付けは、経営陣にリストラを促す方向に作用しているものと理解できる。

4.3 J-カーブ効果に関する検証

J-カーブ効果の有無に関しては、図表 7 と 8 で検証されている。まず、**MBO** ダミーと期間分割された **POST** 変数との交差項の効果をチェックした推計によると、いずれのパフォーマンス指標に対しても、**POST2** との交差項は有意な影響を示していない（図表 7）。MBO 案件全体で見た場合、J-カーブ効果が存在するとは判断できない。

--- 図表 7 about here ---

その一方で、MBO のストラクチャーを類型化した推計によると、その特定のタイプにおいて、J-カーブ効果の存在を示唆する結果が得られている（表 8）。**ROA**、**SLSPRF** では有意な効果が見られないのは同様であるが、**ASSTTRN** に対しては、**POST2** と **FUND**、そして **POST2** と **NFUND** の交差項が有意に正で係数的にも大きな値を取っている（コラム 3）。また **POST1** との交差項に目を向けると、**FUND** が **DSALES** に対して 1%水準で有意に正（コラム 4）、**NFUND** に対しても **DASSET** に対して 1%水準で有意に負となっている（コラム 5）。すなわち、ファンド関与案件、純粹 MBO 案件では、バイアウト後の初期における増収や余剰資産削減に向けた取り組みが、後半期以降の経営効率化につながったものと推察される。また、負債依存度を高めた案件 **HCHDA** においても、**DSALES**、**DASSET** に対し、**POST2** との交差項が有意に負の符号を示しており、売上高とともに資産を削減している状況がうかがえる（コラム 4、5）。期間経過とともに負債による規律付けが働き、企業のリストラ行動を促したと解釈できる。

--- 図表 8 about here ---

5. 結 論

本研究の課題は、MBO による株式非公開化が買収後のパフォーマンスに与えた影響について、MBO のストラクチャーを分類した上で検証しようという点にあった。分析の結果、次のような結果が得られた。第 1 に、MBO 案件をトータルで捉えた推計では、売上高成長率の上昇が示されたものの、他のパフォーマンスへのポジティブな影響は検出されなかった。また、MBO の実

施後、従業員数の減少は観察されず、信頼の破壊が発生しているとは判断できない。

第 2 に、MBO のストラクチャーの特徴を類型化して検証したところ、これも収益性の改善に直結しないという点では同様であるものの、バイアウト・ファンドが関与する案件と純粋 MBO 案件の双方で、買収後における総資産回転率の上昇が確認された。インセンティブ・リアライメントとファンドによる価値創造効果が一部観察されたことになる。もっとも、インセンティブ・リアライメントの源泉に関しては、MBO 実施前の経営者持分と買収後のパフォーマンスが有意な因果関係を有していないことから、将来的な持分の上昇幅に基づくものというよりはむしろ、バイアウト後、どの程度マネジメントに経営の自由度が確保されているのかという点に依存するものと推察される。また、MBO 実施に伴って負債依存度が高まった企業群では、企業規模の縮小が図られていることが明らかにされた。負債による規律付けが、リストラの推進という形で機能していると見ることができよう。

第 3 に、バイアウト後の期間を分割した推計からは、上記のファンド関与案件と純粋 MBO 案件の経営効率化効果、及び負債依存度上昇案件の資産削減効果が後半期に明確に出るという結果が得られ、いわゆる J-カーブ効果が存在すること明らかにされた。

以上の分析結果は、MBO によるパフォーマンス改善効果の有無を検証する際、MBO のストラクチャーを具体的に特定した上で検証を行うことが不可欠であること、また、短期の検証のみでは効果を捕捉するのに不十分であり、経営効率化の影響が現れることが予想される中長期の観点から検証を進めることが重要であることを示している。

最後に、本稿に残された課題について述べておきたい。まず何よりも、サンプルサイズの拡充が不可欠である。特に非公開化後の情報について、複数のデータベースを組み合わせるなど、充実化が求められよう。また、MBO のストラクチャーについて、より厳密に捕捉することも必要であろう。例えば、ファンドの特性については、ファンドがそれまでに経験したディールの規模や件数、その本籍地の違いによって、関与した MBO 案件の事後の状態も変わってくるものが予想されるため、より詳細に見ていくことが望まれる。同様に、今回の分析ではインセンティブ・リアライメントの変数として、買収前の経営者持分を定点観測して利用したが、これは買収後の所有構造データを入手した上で買収前後における上昇幅に置き換え、再チェックすることが必要である。さらに、MBO 固有の効果を特定するために、ダイベストメント型 MBO や完全子会社化、あるいは IBO (Investor-led Buy-outs) など、他の MBO タイプやバイアウト案件との比較分析も興味深い試みと言えよう。

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.
- Bharath, S., A. Dittmar, and J. Sivadasan (2014), "Do Going-Private Transactions Affect Plant Efficiency and Investment?" *Review of Financial Studies*, 27, pp. 1929-1976.

- Boucly, Q., D. Sraer, and D. Thesmar (2011), "Growth LBOs," *Journal of Financial Economics*, 102, pp.432-453.
- Centre for Management Buy-out Research (1991), *Guide to Management Buy-Outs 1991/92*, Economist Intelligence Unit.
- Cressy, R., F. Munari and A. Malipiero (2007), "Playing to Their Strengths? Evidence That Specialization in the Private Equity Industry Confers Competitive Advantage," *Journal of Corporate Finance*, 13, pp.647-669.
- Desbrieres, P. and A. Schatt (2002), "The Impacts of LBOs on the Performance of Acquired Firms: The French Case" *Journal of Business & Accounting*, 29, pp.695-729.
- Fox, I. and A. Marcus (1992), "The Causes and Consequences of Leveraged Management Buyouts," *Academy of Management Review*, 17, pp.62-85.
- Guo, S., E. S. Hotchkiss, and W. Song (2011), "Do Buyouts (Still) Create Value?" *Journal of Finance*, 66, pp. 479-517.
- Jensen, M. C. and W. H. Meckling (1976), "Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure," *Journal of Financial Economics*, 3, pp.305-360.
- Jensen, M. C. (1993), "The Modern Industrial Revolution: Exit and the Failure of Internal Control System," *Journal of Finance*, 48, pp.831-880.
- 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.
- Lehn, K. and A. Poulsen (1989), "Free Cash Flow and Stockholder Gains in Going Private Transactions," *Journal of Finance*, 44, pp.771-788.
- Meuleman, M., K. Amess, M. Wright, and L. Scholes (2009), "Agency, Strategic Entrepreneurship, and the Performance of Private Equity-Backed Buyouts," *Entrepreneurship Theory and Practice*, 33, pp. 213–239.
- 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 L.H. Summers (1988), "Breach of Trust in Hostile Takeovers," in A. J. Auerbach (ed.), *Corporate Takeovers: Causes and Consequences*, University of Chicago Press.
- Shleifer, A. and R. Vishny (1986), "Large Shareholders and Corporate Control," *Journal of Political Economy*, 94, pp.461-488.
- Smith, A. (1990), "Corporate Ownership Structure and Performance: The Case of Management Buy-outs," *Journal of Financial Economics*, 27, pp.143-164.
- Weir, C., P. Jones and M. Wright (2008), "Public to Private Transactions, Private Equity and Performance

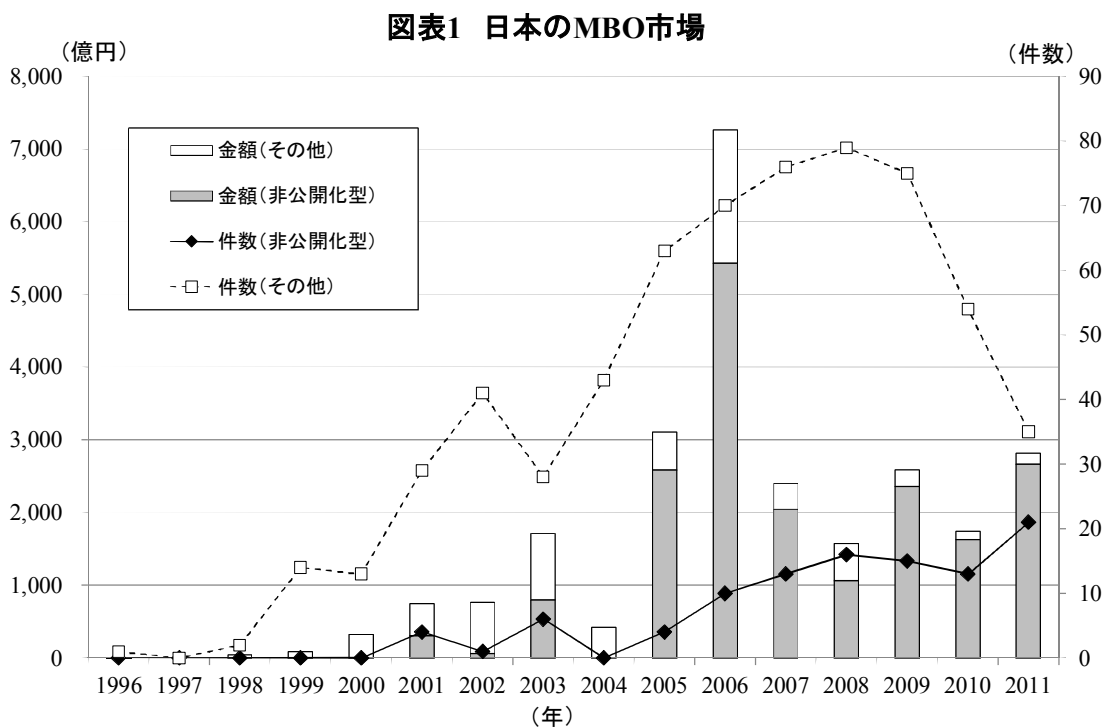
in the UK: An Empirical Analysis of the Impact of Going Private,” Working Paper (Robert Gordon University and Nottingham University Business School).

胥鵬 (2011) 「日本における経営権市場の形成：バイアウトを中心として」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, 151-177 頁.

杉浦慶一 (2006) 「日本のバイアウト・ファンドの投資原理：案件の発掘から投資の回収まで」『東洋大学大学院紀要』(法・経営・経済) 第 42 集, 215-238 頁.

野瀬義明・伊藤彰敏 (2012) 「公開維持型バイアウト実施企業の長期パフォーマンス」『証券経済学会年報』第 47 号, 19-39 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.



出所：レコフデータ『レコフ M&A データベース』より作成。

図表2 サンプル企業の構成：時点別

| 時点 | MBO実施企業(社) | コントロール企業(社) |
|-----|------------|-------------|
| -11 | 5 | 24 |
| -10 | 8 | 29 |
| -9 | 16 | 57 |
| -8 | 20 | 73 |
| -7 | 23 | 92 |
| -6 | 23 | 94 |
| -5 | 26 | 109 |
| -4 | 25 | 110 |
| -3 | 28 | 125 |
| -2 | 29 | 127 |
| -1 | 29 | 128 |
| 0 | 29 | 118 |
| 1 | 29 | 111 |
| 2 | 21 | 75 |
| 3 | 18 | 62 |
| 4 | 11 | 38 |
| 5 | 6 | 20 |
| 6 | 3 | 11 |
| 7 | 2 | 10 |

注：上場廃止日直後に訪れる決算期を0期としている。

図表3 基本統計量

| Variable | Obs | Mean | Std. Dev. | Min | Max |
|--------------------|------|--------|-----------|---------|---------|
| <i>ROA</i> | 1764 | 0.0390 | 0.0603 | -0.2129 | 0.2866 |
| <i>SLSPRF</i> | 1764 | 0.0406 | 0.0845 | -0.2927 | 0.3665 |
| <i>ASSTRN</i> | 1764 | 0.9799 | 0.5064 | 0.0454 | 2.5851 |
| <i>DSALES</i> | 1764 | 0.0217 | 0.2020 | -0.8314 | 1.0587 |
| <i>DASSET</i> | 1764 | 0.0315 | 0.2233 | -0.8718 | 1.4875 |
| <i>DLABOR</i> | 1764 | 0.0356 | 0.4266 | -1.0000 | 6.9063 |
| <i>POST</i> | 1764 | 0.2364 | 0.4250 | 0.0000 | 1.0000 |
| <i>POST1</i> | 1764 | 0.1338 | 0.3405 | 0.0000 | 1.0000 |
| <i>POST2</i> | 1764 | 0.1026 | 0.3035 | 0.0000 | 1.0000 |
| <i>MBO</i> | 1764 | 0.1990 | 0.3993 | 0.0000 | 1.0000 |
| <i>FUND</i> | 1764 | 0.1049 | 0.3065 | 0.0000 | 1.0000 |
| <i>NFUND</i> | 1764 | 0.0941 | 0.2921 | 0.0000 | 1.0000 |
| <i>LOWN</i> | 1764 | 0.0873 | 0.2824 | 0.0000 | 1.0000 |
| <i>HCHDA</i> | 1764 | 0.1066 | 0.3087 | 0.0000 | 1.0000 |
| <i>DA</i> (1期ラグ) | 1764 | 0.4956 | 0.2361 | 0.0104 | 1.2211 |
| <i>SIZE</i> (1期ラグ) | 1764 | 9.5314 | 1.1719 | 5.9970 | 12.8453 |

図表4 MBO実施企業とコントロール企業の比較

| | | MBO 実施企業 | コントロール 企業 | 差 | 検定 |
|----------|---------|----------------------|----------------------|----------------------|--------------------|
| ROA | -1 → +1 | 0.0113 (-0.0020) | -0.0154 (-0.0029) | 0.0266 (0.0009) | 0.1848 (0.5321) |
| | -1 → +2 | 0.0045 (-0.0010) | -0.0133 (-0.0072) | 0.0178 (0.0062) | 0.1293 (0.2066) |
| | -1 → +3 | 0.0078 (0.0041) | -0.0077 (-0.0095) | 0.0155 (0.0136) | 0.2499 (0.0714) |
| 売上高営業利益率 | -1 → +1 | 0.0484 (0.0347) | 0.0066 (0.0296) | 0.0418 (0.0051) | 0.2928 (0.7596) |
| | -1 → +2 | 0.0411 (0.0349) | 0.0143 (0.0330) | 0.0268 (0.0019) | 0.5480 (0.8907) |
| | -1 → +3 | 0.0482 (0.0281) | 0.0346 (0.0389) | 0.0137 (-0.0108) | 0.5446 (0.3488) |
| 総資産回転率 | -1 → +1 | 0.1162 (0.0835) | 0.0058 (-0.0036) | 0.1104 (0.0871) | 0.0812 (0.0058) |
| | -1 → +2 | 0.1665 (0.2257) | 0.0225 (0.0003) | 0.1440 (0.2253) | 0.1550 (0.0095) |
| | -1 → +3 | 0.3063 (0.2542) | 0.0364 (0.0088) | 0.2698 (0.2454) | 0.0245 (0.0015) |
| 売上高成長率 | -1 → +1 | 0.0010 (-0.0116) | 0.0060 (-0.0230) | -0.0050 (0.0114) | 0.9206 (0.8673) |
| | -1 → +2 | 0.0137 (-0.0437) | 0.0492 (-0.0372) | -0.0355 (-0.0065) | 0.7751 (0.6835) |
| | -1 → +3 | 0.1612 (-0.0049) | 0.1171 (-0.0361) | 0.0441 (0.0312) | 0.8261 (0.6101) |
| 総資産成長率 | -1 → +1 | -0.0915 (-0.1013) | -0.0029 (-0.0299) | -0.0886 (-0.0714) | 0.1666 (0.0283) |
| | -1 → +2 | -0.1418 (-0.1967) | 0.0130 (-0.0147) | -0.1548 (-0.1821) | 0.0624 (0.0143) |
| | -1 → +3 | -0.1403 (-0.1901) | 0.0275 (-0.0074) | -0.1678 (-0.1828) | 0.1428 (0.0161) |
| 従業員数成長率 | -1 → +1 | 1.0828 (0.000) | 0.0699 (0.0035) | 1.0129 (-0.0035) | 0.3886 (0.2891) |
| | -1 → +2 | 1.6801 (-0.0084) | 0.3543 (0.0074) | 1.3258 (-0.0159) | 0.4572 (0.4783) |
| | -1 → +3 | -0.0168 (-0.0053) | 0.2377 (0.0019) | -0.2545 (-0.0072) | 0.0633 (0.7176) |
| 負債比率 | -1 → +1 | 0.2144 (0.2246) | 0.0089 (-0.0021) | 0.2054 (0.2267) | 0.0000 (0.000) |
| | -1 → +2 | 0.2413 (0.2819) | -0.0020 (-0.0160) | 0.2433 (0.2979) | 0.0000 (0.000) |
| | -1 → +3 | 0.2068 (0.2148) | -0.0086 (-0.0037) | 0.2154 (0.2185) | 0.0001 (0.000) |

注1：上段は平均値、下段括弧内は中央値を表す。

注2：検定の上段は平均値の差のt検定のp値を、下段括弧内はウィルコクソンの順位和検定のp値を表す。

注3：MBO実施企業のサンプルサイズは、29社(-1→+1)、21社(-1→+2)、18社(-1→+3)。

コントロール企業のサンプルサイズは、111社(-1→+1)、75社(-1→+2)、60社(-1→+3)。ただし、変数によって若干サンプル・サイズは異なる。

注4：各変数につき、平均値より3シグマ以上(以下)のサンプルに関しては、平均値+3シグマ(平均値-3シグマ)の値で置き換える異常値処理を施した。

図表5 MBOのパフォーマンス改善効果に関する検証

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|--------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|------------------------|----------------------|
| | <i>ROA</i> | <i>SLSPRF</i> | <i>ASSTRN</i> | <i>DSALES</i> | <i>DASSET</i> | <i>DLABOR</i> |
| <i>POST</i> | 0.0088 (2.06)** | 0.0020 (0.36) | 0.0658 (3.28)*** | 0.0294 (1.62) | 0.0469 (2.56)** | 0.0443 (1.08) |
| <i>POST</i> × <i>MBO</i> | 0.0057 (0.82) | -0.0070 (-0.75) | 0.0506 (1.54) | 0.0592 (2.00)** | -0.0466 (-1.55) | 0.0187 (0.28) |
| <i>DA</i> | -0.0020 (-0.18) | -0.0205 (-1.41) | 0.4008 (7.78)*** | -0.0349 (-0.75) | -0.0385 (-0.82) | -0.1554 (-1.47) |
| <i>SIZE</i> | -0.0134 (-3.94)*** | -0.0173 (-3.87)*** | -0.1081 (-6.83)*** | -0.0885 (-6.17)*** | -0.2528 (-17.43)*** | -0.0720 (-2.21)** |
| Constant | 0.1681 (5.07)*** | 0.2142 (4.90)*** | 1.8164 (11.71)*** | 0.8400 (5.98)*** | 2.4423 (17.19)*** | 0.7801 (2.45)** |
| Year Dummies | yes | yes | yes | yes | yes | yes |
| Observations | 1764 | 1764 | 1764 | 1764 | 1764 | 1764 |
| Groups | 158 | 158 | 158 | 158 | 158 | 158 |
| <i>R</i> -squared | 0.0858 | 0.0695 | 0.1089 | 0.1084 | 0.2139 | 0.0109 |

注1：上段は係数を、下段括弧内は*t*値を示す。

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

図表6 MBOのストラクチャーの効果に関する検証

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|----------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|------------------------|----------------------|
| | <i>ROA</i> | <i>SLSPRF</i> | <i>ASSTRN</i> | <i>DSALES</i> | <i>DASSET</i> | <i>DLABOR</i> |
| <i>POST</i> | 0.0088 (2.05)** | 0.0024 (0.43) | 0.0631 (3.17)*** | 0.0264 (1.45) | 0.0440 (2.40)** | 0.0451 (1.09) |
| <i>POST</i> × <i>FUND</i> | 0.0118 (0.88) | -0.0198 (-1.12) | 0.3036 (4.90)*** | 0.1715 (3.03)*** | 0.0175 (0.31) | -0.0011 (-0.01) |
| <i>POST</i> × <i>NFUND</i> | 0.0098 (0.89) | 0.0002 (0.01) | 0.0944 (1.85)* | 0.0321 (0.69) | -0.0873 (-1.86)* | 0.0443 (0.42) |
| <i>POST</i> × <i>LOWN</i> | 0.0019 (0.16) | 0.0105 (0.66) | -0.3095 (-5.54)*** | -0.0259 (-0.51) | 0.0715 (1.39) | 0.0504 (0.43) |
| <i>POST</i> × <i>HCHDA</i> | -0.0122 (-1.02) | -0.0020 (-0.13) | -0.0292 (-0.53) | -0.0757 (-1.50) | -0.1018 (-2.00)** | -0.0484 (-0.42) |
| <i>DA</i> | -0.0001 (-0.01) | -0.0190 (-1.29) | 0.4031 (7.76)*** | -0.0319 (-0.67) | -0.0326 (-0.68) | -0.1455 (-1.35) |
| <i>SIZE</i> | -0.0133 (-3.90)*** | -0.0169 (-3.79)*** | -0.1089 (-6.92)*** | -0.0902 (-6.28)*** | -0.2546 (-17.53)*** | -0.0710 (-2.17)** |
| Constant | 0.1662 (4.98)*** | 0.2102 (4.78)*** | 1.8226 (11.80)*** | 0.8551 (6.06)*** | 2.4558 (17.23)*** | 0.7652 (2.39)** |
| Year Dummies | yes | yes | yes | yes | yes | yes |
| Observations | 1764 | 1764 | 1764 | 1764 | 1764 | 1764 |
| Groups | 158 | 158 | 158 | 158 | 158 | 158 |
| <i>R</i> -squared | 0.0864 | 0.0704 | 0.1279 | 0.1128 | 0.2189 | 0.0112 |

注1：上段は係数を、下段括弧内は*t* 値を示す。

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

図表7 J-カーブ効果に関する検証1

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|---------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|------------------------|----------------------|
| | <i>ROA</i> | <i>SLSPRF</i> | <i>ASSTRN</i> | <i>DSALES</i> | <i>DASSET</i> | <i>DLABOR</i> |
| <i>POST</i> | 0.0092 (2.14)** | 0.0019 (0.34) | 0.0092 (2.14)** | 0.0290 (1.59) | 0.0488 (2.65)*** | 0.0502 (1.21) |
| <i>POST1</i> × <i>MBO</i> | 0.0022 (0.29) | -0.0060 (-0.58) | 0.0022 (0.29) | 0.0636 (1.91)* | -0.0656 (-1.95)* | -0.0389 (-0.52) |
| <i>POST2</i> × <i>MBO</i> | 0.0119 (1.27) | -0.0087 (-0.70) | 0.0119 (1.27) | 0.0515 (1.30) | -0.0133 (-0.33) | 0.1197 (1.33) |
| <i>DA</i> | -0.0031 (-0.28) | -0.0202 (-1.39) | -0.0031 (-0.28) | -0.0335 (-0.72) | -0.0443 (-0.93) | -0.1730 (-1.63) |
| <i>SIZE</i> | -0.0133 (-3.92)*** | -0.0173 (-3.88)*** | -0.0133 (-3.92)*** | -0.0886 (-6.17)*** | -0.2525 (-17.40)*** | -0.0709 (-2.18)** |
| Constant | 0.1680 (5.06)*** | 0.2142 (4.90)*** | 0.1680 (5.06)*** | 0.8400 (5.98)*** | 2.4420 (17.19)*** | 0.7794 (2.45)** |
| Year Dummies | yes | yes | yes | yes | yes | |
| Observations | 1764 | 1764 | 1764 | 1764 | 1764 | 1764 |
| Groups | 158 | 158 | 158 | 158 | 158 | 158 |
| <i>R</i> -squared | 0.0863 | 0.0695 | 0.0863 | 0.1085 | 0.2147 | 0.0127 |

注1：上段は係数を、下段括弧内は標準誤差を示す。

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

図表8 J-カーブ効果に関する検証2

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|-----------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|------------------------|----------------------|
| | <i>ROA</i> | <i>SLSPRF</i> | <i>ASSTRN</i> | <i>DSALES</i> | <i>DASSET</i> | <i>DLABOR</i> |
| <i>POST</i> | 0.0093 (2.14)** | 0.0026 (0.46) | 0.0711 (3.59)*** | 0.0264 (1.45) | 0.0443 (2.40)** | 0.0533 (1.28) |
| <i>POST1</i> × <i>FUND</i> | 0.0137 (0.85) | -0.0057 (-0.27) | 0.1304 (1.76)* | 0.2076 (3.05)*** | -0.0679 (-0.99) | -0.0253 (-0.16) |
| <i>POST2</i> × <i>FUND</i> | 0.0098 (0.57) | -0.0358 (-1.58) | 0.5054 (6.40)*** | 0.1347 (1.85)* | 0.1266 (1.72)* | 0.0365 (0.22) |
| <i>POST1</i> × <i>NFUND</i> | 0.0076 (0.60) | -0.0011 (-0.06) | 0.0339 (0.58) | 0.0028 (0.05) | -0.1452 (-2.68)*** | -0.0519 (-0.43) |
| <i>POST2</i> × <i>NFUND</i> | 0.0167 (1.00) | 0.0063 (0.29) | 0.2010 (2.63)*** | 0.0870 (1.24) | 0.0123 (0.17) | 0.2450 (1.53) |
| <i>POST1</i> × <i>LOWN</i> | 0.0001 (0.00) | 0.0022 (0.12) | -0.3056 (-4.53)*** | -0.0879 (-1.42) | 0.1425 (2.27)** | -0.0505 (-0.36) |
| <i>POST2</i> × <i>LOWN</i> | 0.0028 (0.17) | 0.0189 (0.85) | -0.3028 (-3.92)*** | 0.0543 (0.76) | -0.0265 (-0.37) | 0.1736 (1.07) |
| <i>POST1</i> × <i>HCHDA</i> | -0.0171 (-1.18) | -0.0083 (-0.44) | 0.0478 (0.72) | -0.0223 (-0.37) | -0.0489 (-0.80) | 0.0282 (0.20) |
| <i>POST2</i> × <i>HCHDA</i> | -0.0038 (-0.23) | 0.0053 (0.24) | -0.0931 (-1.21) | -0.1688 (-2.38)** | -0.1668 (-2.33)** | -0.1459 (-0.91) |
| <i>DA</i> | -0.0007 (-0.06) | -0.0179 (-1.21) | 0.3731 (7.21)*** | -0.0269 (-0.56) | -0.0414 (-0.86) | -0.1597 (-1.47) |
| <i>SIZE</i> | -0.0131 (-3.83)*** | -0.0167 (-3.73)*** | -0.1081 (-6.92)*** | -0.0906 (-6.31)*** | -0.2559 (-17.61)*** | -0.0693 (-2.12)** |
| Constant | 0.1646 (4.92)*** | 0.2075 (4.71)*** | 1.8322 (11.95)*** | 0.8557 (6.07)*** | 2.4728 (17.34)*** | 0.7574 (2.36)** |
| Year Dummies | yes | yes | yes | yes | yes | yes |
| Observations | 1764 | 1764 | 1764 | 1764 | 1764 | 1764 |
| Groups | 158 | 158 | 158 | 158 | 158 | 158 |
| <i>R</i> -squared | 0.0873 | 0.0717 | 0.1450 | 0.1177 | 0.2226 | 0.0150 |

注1：上段は係数を、下段括弧内は*t*値を示す。

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