

わが国企業における IPO の動機に関する研究

A study on Motivation for Going Public: Evidence from Japanese Firms

中嶋 幹

謝辞

本稿の執筆に際して、まず主指導教官である小西大先生に心から感謝申し上げたい。意義のある研究を行うために、問題設定、仮説構築、分析視点など、多岐にわたりご指導いただいた。これらの点は、ともすれば目先の分析テクニックや現実の問題に目を奪われがちな筆者にとって、物事の本質を気付かせてくれるものであり、研究に携わる者としての礎となっている。本稿を完成させることができたのは、小西先生のご指導の賜物である。また、研究を進めるにあたって、多くのコメントをいただいた小西ゼミの参加者にも感謝したい。ゼミを通じて、多くの研究アイデアを得ることができたのは、常に知的でエキサイティングな議論が展開されたからにほかならない。とりわけ、濱田美紀氏、吉田隆先生、齋藤巡友先生、岩木宏道先生、ライ・カレン・カイ・リン氏からのご指摘により、論文の完成度を高めることが可能となった。

次に、本稿の課題を指摘してくださった三隅隆司先生に感謝申し上げたい。三隅先生には副指導教官を務めていただき、多くのご意見をいただいた。本稿で解決できなかった問題に取り組んで欲しいという激励のお言葉は、今後、研究を継続していく上で大きな推進力となろう。本稿の課題解明に取り組むことは、筆者の責務だと考えている。さらに、最終試験の審査委員をお引き受けいただいた安田行宏先生に感謝申し上げたい。安田先生からは、短い時間にもかかわらず、本稿の細部にわたってコメントをいただいた。これらは、筆者が思いもしなかった論文の拡張の方向性を示唆する一方、直ちに論文の改善に役立つご指摘も多い。早速、改訂に取り組みたい。

本稿を執筆する過程においては、多くの学外の先生方にも大変お世話になった。鈴木健嗣先生、光定洋介先生からは、学会発表の際に、討論者として有益なコメントをいただいた。とりわけ、鈴木先生には、討論者のみならず、第3章の共同研究者としてご指導いただいている。また、慶應義塾大学及び早稲田大学でのワークショップにおいて報告する機会をいただき、多くの先生方から貴重なご意見をいただくことができた。改めて、御礼申し上げたい。

他方、本学へ進学する以前にも、多くの先生方のサポートがあったことを忘れてはならない。とりわけ、早稲田大学大学院の恩師である米澤康博先生には、本学進学の際に多大なるご支援をいただいた。現在も共同研究を通じてご指導を賜り、筆者の研究領域以外においても知見を深める貴重な機会となっている。また、職場及び本学の先輩である佐々木隆文先生にも感謝申し上げたい。筆者が駆け出しの社会人の頃から指導していただいております。佐々木先生の背中をみて、研究者の道を志すようになったといっても過言ではない。

このほか、勤務先の方々にも感謝したい。社会人である筆者が研究を継続できたのは、職場の理解があったからこそである。特に、同僚の横井慶子氏には、多くのプライベートな時間を割いていただき、分析データの作成にお力添えいただいた。

最後に、研究生生活を温かく見守ってくれた家族に感謝を伝えたい。現在まで心身ともに健康であるのは、両親の弘臣、泰子のおかげである。また、妻の千春、愛犬ハルと出かける毎週の散歩は、研究を中心とした生活の中で、心身のリフレッシュに欠かせないものである。

2018年2月

中嶋 幹

目次

第1章：序論	1
1. 本稿の問題意識及び目的	1
2. 本稿の構成	3
第2章：わが国の新規公開企業を巡る状況	4
1. はじめに	4
2. 新興市場の変遷	4
2.1 ジャスダックの誕生	4
2.2 新興市場の台頭	5
2.3 新興市場の統合と上場基準の見直し	6
3. わが国における新規公開の状況	8
5. 新規公開動機に関する日米比較	12
6. おわりに	13
第3章：新規株式公開企業による調達資金使途に関する分析	14
1. はじめに	14
2. 先行研究	15
3. 実証分析	17
3.1 方法とサンプルの状況	17
3.2 記述統計	21
3.3 IPO企業の資金使途	23
3.4 SEO企業の資金使途	32
3.5 IPO調達資金による負債償還：再考	41
4. おわりに	43
第4章：新規公開における上場／上場廃止基準がその後の市場変更に与える影響	45
1. はじめに	45
2. 先行研究	46
3. ヘラクレス市場の上場／上場廃止基準	49
4. 実証分析	52
4.1 分析方法とサンプル	52
4.2 記述統計	55

4.3 分析結果	57
5. 前節の補論：市場変更しない要因に関する幾つかの考察	62
5.1 パフォーマンス不振企業の影響	63
5.2 株主構成の影響	65
5.3 競争環境の影響	68
6. おわりに	70
第5章：わが国における MBO による非公開化の決定要因	72
1. はじめに	72
2. 非公開化に関する仮説	75
3. 実証分析	77
3.1 分析方法	77
3.2 MBO による非公開化の決定要因	80
3.3 非公開化前後のキャッシュフローの推移	83
4. おわりに	85
第6章：結論	86
参考文献	91

第1章：序論

1. 本稿の問題意識及び目的

企業のライフステージにおいて、新規株式公開するか否かは重要な意思決定である。なぜなら、新規株式公開は、事業の拡大に必要な大規模資金調達機会となる反面、資本構成や所有者構造などが大きく変化するためである。また、上場後は、同族や親会社などの特定株主だけでなく、不特定多数の投資家に対する説明責任を負うことになるため、意思決定プロセスや情報開示などのガバナンス体制の確立が求められる。従って、経営者は、企業価値最大化の観点から、コストとベネフィットを勘案した上で新規株式公開を決定することとなる。

新規株式公開のコストとベネフィットについて、Draho[2004]は、資金調達、事業戦略、ガバナンスの観点から論じている。第一の資金調達に関するベネフィットとしては、上述したような大規模な資金調達機会となることが挙げられる。事業に必要な資金を株式で調達する場合、同族、親会社、ベンチャーキャピタル、プライベート・エクイティからの出資を受ける方法が考えられる。しかしながら、資金規模が大きくなる場合には、新規株式発行による公募増資（IPO）を行う方法が一般的である。ただし、新規株式発行に伴い、発行手数料などの直接的なコストや情報の非対称性によるアンダープライシングなどの間接的なコストが発生するため、費用対効果を勘案して資金調達方法を検討する必要がある。Draho[2004]は、資金調達に関する副次的な効果として、負債による資金調達を指摘する。これは、負債に比べて、株式による資金調達コストが低い場合はもちろんのこと¹、資金調達オプションが増えることによるベネフィットが挙げられる。例えば、銀行に対する交渉力の向上を通じて、有利な条件での借入れが可能になるかもしれない。さらに、株式市場に上場することは、新規株式公開後の資金調達においてベネフィットを生じさせる。具体的には、公募増資（SEO）による株式市場を通じた資金調達が挙げられる。実際、2008年の金融危機におけるわが国の上場企業と非上場企業の設備投資水準を分析した研究によると、公募増資及び銀行借入といった資金供給チャネルへのアクセスが設備投資水準の維持に役立ったことが報告されている（折原，2017）。第二の事業戦略上のコストとベネフィットは、財・サービス市場の競争相手及びステークホルダーとの関係にみられることが指摘される。上場することにより名声や評判が確立すると、新規顧客の獲得、取引企業と

¹ コーポレートファイナンス理論によれば、負債に比べて、株式の資金調達コストは大きいとされる。しかしながら、安定的なキャッシュフローの獲得が困難な新興企業にとっては、定期的な利払いや負債返済が大きな負担となる場合もある。

の関係構築，優秀な従業員の採用及びリテンションなどを通じて競争力の向上が期待できる．その一方，株主への説明責任や情報開示の要請により，競争上の優位性を失う可能性も考えられる．

本稿の目的は，IPO 後の企業行動に注目して分析を行うことにより，上述のコストやベネフィットとして指摘される IPO の動機を実証的に明らかにすることにある．この点に注目する理由は，わが国の IPO に関する研究は，価格形成メカニズムの解明を中心に行われており，IPO の動機について実証的に確認した研究は少ないと考えられるためである²．また，わが国に限らず IPO の動機に関する実証研究が少ないことの背景には，データの制約などにより実証研究が難しいことが一因としてあるように思われる．例えば，上述した事業戦略上のコストとベネフィットは，データの性質上，その効果を代理変数として捉えることは非常に困難である．このことに関連して，実証的なアプローチに代わる研究として，IPO 企業の CEO や CFO を対象としたサーベイ調査が行われていることも指摘できる³．そこで本稿では，新規株式公開企業による調達資金使途に関する分析（第 3 章），及び新規公開における上場／上場廃止基準がその後の市場変更に与える影響（第 4 章）を分析することにより，新規株式公開の動機について検討する．また，第 5 章ではわが国における MBO による非公開化の決定要因について分析を行う．これは，Draho[2004]が指摘する第三のガバナンスに関するコストとベネフィットに関連するものである．Draho[2004]は，主として経営者の私的便益の追及と株主価値最大化のコンフリクトから生じるエージェンシー問題の観点から，新規株式公開の意思決定に影響を与える要因として指摘する⁴．しかしながら，Jensen[1986]が指摘するように，ガバナンスの問題は，新興企業よりもむしろ成熟企業において深刻であることが予想される．とりわけ，わが国においては，2000 年代後半において，マネジメント・バイアウト（MBO）による上場企業の非公開化が流行したことが指摘されており⁵，この要因の一つとしてエージェンシー問題の解決が動機となった可能性が考えられる（Kaplan,1989a）．もっとも，ガバナンス以外の要因に関連して，上場のベネフィットとされる効果が低下したか，相対的に重要でなくなった場合にも非公開化が選択される可能性もある．従って，なぜこれらの企業が非公開化を選択したのかを明らかにするとともに，非公開化後の企業パフォーマンスが実際に向上したのか実証的に確認することは，IPO の動機に対する傍証になると考えられる．以上の研究を通じて，わが

² わが国の IPO の価格形成に関する代表的な研究として，忽那[2008]，鈴木[2005]，山分[2003]，Kaneko and Pettway[2003]，Pettway and Kaneko[1996]が挙げられる．

³ 例えば，Bancel and Mittoo[2009]，Brau and Fawcett[2006]，Brau, Ryan and DeGraw[2006]がある．

⁴ この点に関する理論的考察を行った研究として，Bebchuk/Zingales[2000]が挙げられる．

⁵ 例えば，日経 BP 社[2011]，「徹底検証 MBO」『日経ビジネス』1595，24-39 を参照．

国企業の IPO の動機について実証的な示唆を与えることが、本稿の意義であり期待される貢献である。

2. 本稿の構成

本稿の構成は、以下のようにまとめられる。第 2 章では、実証分析に先立って、本稿が分析対象とする 2000 年以降のわが国の新規公開企業を巡る状況について確認する。より具体的には、金融システム改革をきっかけに整備された新興市場の変遷を整理する。次に、統計データ及びサーベイ調査結果をもとに、わが国の新規株式公開の状況及び新規株式公開の動機に関する特徴について、米国との比較を通じて明らかにする。第 3 章では、IPO 動機の中で資金調達に焦点を当てることにより、資金調達額と資金使途の関係を明らかにする。具体的には、2000 年 4 月～2007 年 3 月に JASDAQ で IPO した 456 企業を対象に、Kim/Weisbach[2008]が採用した分析方法に依拠して、IPO による資金調達額と公開後の設備投資、在庫投資、総資産、M&A、R&D、手元流動性、長期有利子負債償還の関係について分析する。また、公募増資についても同様の分析を行うことにより、IPO による資金使途の特殊性を明らかにする。第 4 章では、2000～2009 年のヘラクレス市場（旧ナスダック・ジャパン市場を含む）に新規公開した 201 社を対象に分析を行い、当該市場のスタンダード基準とグロース基準における上場／上場廃止基準の違いがその後の新興企業のステップアップに与える影響を明らかにする。ここでは、Bharath/Dittmar[2010]の定式化に依拠して、東証 1 部への市場変更をステップアップのイベントと捉えることにより、離散時間ロジットモデルの推定を行う。さらに、分析結果の頑健性を確かめるために、市場変更しない要因に関する幾つかの考察を行う。第 5 章では、わが国の MBO による非公開化の決定要因および非公開化前後のキャッシュフローの推移を分析する。2001 年 1 月～2011 年 12 月に MBO により非公開化したサンプルのうち、金融および公益セクターの企業を除いた 83 社が分析対象である。これらの企業について、Kashefi-Pour/Lasfer[2013]の分析方法に依拠して、イベント・ヒストリー分析を通じて、非公開化の決定要因を明らかにする。続いて、非公開化の動機との整合性を確認するために、MBO 後の財務データが利用可能なサンプルを対象に、Kaplan[1989a]の分析方法に即して、非公開後のキャッシュフローを分析する。第 6 章では、本稿の結論を要約した上で、今後の研究課題に言及する。

第2章： わが国の新規公開企業を巡る状況

1. はじめに

本稿では、主として 2000 年以降を分析対象期間として、わが国の新規株式公開を巡る問題に関する実証分析を行う。2000 年以降に注目する理由の 1 つとして、いわゆる「日本版ビッグバン」構想と呼ばれる金融システム改革をきっかけに、直接金融へと大きくシフトした時期であることが挙げられる⁶。例えば、株式売買委託手数料の完全自由化や銀行の証券子会社による株式関連業務解禁が導入されたのもこの時期である。これらの規制緩和が行われた背景には、当時、1,200 兆円に上るといわれた個人金融資産を、次世代を担う成長産業へ供給することが期待されていたことが指摘できる。従って、政策的観点からみると、2000 年以降の新規公開を巡る問題を分析することは、規制緩和を通じて成長産業が期待された通りに発展したか否かに示唆を与える重要な研究課題である。

そこで本章では、第 3 章以降の分析に先立って、2000 年以降におけるわが国の新規公開企業を巡る状況について整理する。具体的には、第 2 節において、証券市場改革をきっかけに新たに創設された新興市場の変遷を整理する。第 3 節では、わが国の新規公開の状況について日米比較を通じて概観する。第 4 節では、新規公開の動機に関するサーベイの日米比較を行うことにより、前節の状況との関連性を検討する。第 5 節では、わが国の新規公開企業の特徴をまとめる。

2. 新興市場の変遷⁷

2.1 ジャスダックの誕生

わが国の新興市場の歴史は、1983 年に発足した株式店頭市場に遡ることができる。戦後、証券取引所が閉鎖されていた時期から、店頭取引及び店頭取引が組織化された集団取引が行われるようになり、1949 年に店頭売買承認銘柄制度が開始された。その後、1961 年に東京、大阪、名古屋市場の第二部市場が創設されると、これらの銘柄の多くが二部市場に吸収され承認銘柄制度は一旦終了する。しかし、上場基準を満たさない非上場会社の資本調達必要性は依然として高かったことから、1963 年に店頭登録制度が創設されることになる。店頭取引が証券取引所の補完的な役割を果たすようになると、中堅中小企業の株式

⁶ 詳細は金融庁（旧大蔵省）の HP を参照。（http://www.fsa.go.jp/p_mof/big-bang/bb1.htm）

⁷ 本節の記述は、大崎[2000b]、出縄[1999]、日本証券経済研究所[2016]をもとに、新興市場の歴史を整理したものである。

を売買するための株式店頭市場として抜本的な改革が行われた。これが、ジャスダックとして知られる株式店頭市場が発足するまでの経緯である。その後も、1995年に店頭登録基準が改定され、赤字企業を含む研究開発型企業の株式公開に配慮した店頭特則市場を開設し、1997年には店頭公開の手続きを踏まずに株式公募による資金調達を可能にする店頭取扱有価証券の制度を導入するなど、新興企業の資金調達をサポートするための改革が行われた（大崎，1999）。1998年の証券取引法改正により、店頭売買有価証券市場とされた後、2004年に取引所化されてジャスダック証券取引所となる。これに伴い、店頭売買有価証券市場は閉鎖され、店頭取引は歴史的役割を終えることとなる（図表 2-1）。

図表 2-1 店頭市場の主な歴史

1945 年	戦後自然発生的に集団売買が再開される
1949 年	6 月 証券業協会の規則により店頭売買承認銘柄制度開始
1961 年	取引所二部市場創設 店頭売買承認銘柄が吸収され承認銘柄制度終了
1963 年	2 月 店頭登録制度発足
1976 年	店頭市場を仲介する日本店頭証券(株)創設
1983 年	11 月 新しい株式店頭市場（ジャスダック市場）発足
1991 年	JASDAQ システム稼働
1998 年	ジャスダック市場，証取法（現金商法）上の店頭売買有価証券市場となる
2001 年	日本店頭証券(株)，(株)ジャスダックに商号変更。市場運営会社となる
2004 年	12 月 ジャスダック市場，取引所化 店頭売買有価証券市場を閉鎖

（出所）日本証券経済研究所[2016]をもとに作成

2.2 新興市場の台頭

1998年の証券取引法改正により、株式店頭市場が新興企業向けの取引所市場として位置付けられたことで、株式市場間の競争が本格化することになる。これまで、新興企業は、株式店頭市場や地方証券取引所で資金調達を行い、企業の成長段階に合わせて東証二部、一部へ移行するものと捉えられていたが、日本版ビッグバンにより、このような棲み分けを前提とする枠組みが崩れたためである（大崎，2000a）。そのような中で、最初に新興市場として1999年に創設されたのがマザーズである。マザーズは、東京証券取引所が成長・拡大が期待される分野や新たな技術・着想に基づく事業を主要事業とする高成長企業のための取引市場として創設したものである。東京証券取引所では、以前から上場基準に特則を設け、一部、二部の上場基準を満たせなくても研究開発型のベンチャー企業であれば上場できる制度を整えていたが、有効に機能していたとは言えない状況であった（大崎，2000b）。マザーズは、高成長が見込める企業であれば、債務超過や経常赤字企業であって

も上場可能とされたことから、特則基準に代わる市場として期待されたものと考えられる。

マザーズ創設に続いて、2000年にナスダック・ジャパンが発足する。ナスダック・ジャパンは、米国でナスダック市場を運営する全米証券業協会（NASD）とソフトバンクが設立した企画会社ナスダック・ジャパン・プランニング社及び大阪証券取引所が提携して発足した市場である⁸。ナスダック市場は、成熟した大規模な優良企業ばかりが上場するニューヨーク証券取引所とは異なり、成長力の高い新興企業のIPO機会を提供する重要な役割を担う点に大きな特徴がある。ナスダック・ジャパン発足の背景には、米国ナスダック及びナスダック・ヨーロッパとの連携により24時間取引の市場を実現し、日本の個人投資家の資金を取り込む狙いもあった⁹。ナスダック・ジャパンの市場コンセプトは、米国ナスダック並みの緩やかな登録基準を設けることで、社歴の若い企業でも迅速かつ機動的な資金調達機会を提供することである。従って、上場基準も米国ナスダックに準じる形で定められ、一般企業向けのスタンダード基準と、企業規模が小さいものの潜在的な成長性が期待されるベンチャー企業向けのグロース基準が設けられた。ナスダック・ジャパンは、全米証券業協会（NASD）の海外戦略に起因するのに対して、マザーズは、これまで機能していなかった東京証券取引所の特則市場の抜本的見直しに起因するものであるといわれている（大崎，2000a）。背景は異なるものの、ナスダック・ジャパンとマザーズが同時期に発足したことは、新興市場間の競争として大きな注目を集めることとなった。

一方、ジャスダックも新興市場の台頭に手をこまねいていたわけではない。当時、ジャスダックには一号基準のほかに、赤字のベンチャー企業でも公開可能な二号基準（2004年に、一号基準と統合整理）が設けられていたが、十分に利用されていたとは言い難い状況であった。そこで、登録審査手続き書類の記載事項の簡素化や審査手続き期間を短縮することにより、株式公開を検討する新規公開企業に配慮した制度改革を打ち出したほか、登録廃止基準の強化やマーケット・メイクの拡大などに取り組むこととなった（大崎，2000a）。このようにして、新興3市場は、新興企業向けの株式市場として主要な役割を担うことになる。

2.3 新興市場の統合と上場基準の見直し

ナスダック・ジャパン及びマザーズの発足をきっかけに、新興企業向けの株式市場が整備されたものの、必ずしも順調に発展したわけではなかった。まず、ナスダック・ジャパ

⁸ わが国の証券取引法は、証券取引市場を開設できる者を証券取引所と証券業協会のみに限定しており、それ以外の者が有価証券市場に類似する市場を開設するまたは類似市場での取引する行為を禁止する。従って、ナスダック・ジャパン・プランニング社自体が、市場の開設主体になることはできなかった。

⁹ http://www.jpx.co.jp/files/ose/f/public_comments/11/wysiwyg/000321a.pdf

ン社（旧ナスダック・ジャパン・プランニング社）が 2002 年に撤退したことが挙げられる。2000 年の市場開設以降、上場会社数は 90 社を上回ったものの、同社の経営状況は思わしくなかった。運営コスト及びシステム開発コストが嵩んだことに加えて、取引参加者のコスト負担や法的リスクにより自社開発システムの採用目途が立たなかったことが指摘されている（大崎，2002）。ナスダック・ジャパンの市場運営は大阪証券取引所が行っていたため、直接的な市場機能への影響はなかった。しかしながら、グローバル市場を通じた 24 時間取引を実現する計画が頓挫しただけでなく、ナスダック撤退によるブランド価値の毀損は、株式公開を検討する新興企業に対してネガティブな影響を及ぼしたことは想像に難くない。結局、ナスダック・ジャパンは、大阪証券取引所が運営を引き継ぐことになり、ヘラクレスに名称変更して再スタートしたが、期待されたほど IPO 件数は伸長しなかった。その後、グローバルの取引所再編の広がりを受けて、2010 年に JASDAQ, NEO との市場統合を経て、2013 年からは東京証券取引所と大阪証券取引所の経営統合に伴い、新 JASDAQ として東京証券取引所が運営を行うことになった。現在の JASDAQ は、一定の事業規模と実績を有しており事業の拡大が見込まれる企業を対象としたスタンダード基準と、将来の成長可能性に富む企業を対象にしたグロース基準の 2 つの基準を設けることにより、新しい産業や中堅・中小企業に幅広く資金提供する新興市場として位置付けられている（図表 2-2）。

図表 2-2 JASDAQ の沿革

1983 年	11 月	新店頭市場発足
1998 年	12 月	証券取引法上の「店頭売買有価証券市場」と定義され、取引所と並列する市場となる
2004 年	12 月	証券取引所免許を取得し、(株)ジャスダック証券取引所へ商号変更
2007 年	8 月	NEO を創設
2010 年	10 月	JASDAQ・NEO・ヘラクレスを統合し「新 JASDAQ」を開設
2013 年	7 月	東証と大証の経営統合に伴い、東証が運営を引き継ぎ

（出所）日本証券経済研究所[2016]をもとに作成

一方、マザーズでは、上場企業による不祥事などをきっかけに上場審査基準の見直しを迫られることになる。株式公開を検討する新興企業に配慮して新規公開基準を緩くすることは、投資家保護とのトレードオフに晒されることを意味する。マザーズの場合、後者の観点が疎かになったことが、一連の上場基準見直しの取組みからうかがうことができる（図表 2-3）。

図表 2-3 マザーズの沿革

1999 年	11 月 マザーズ開設
2000 年	11 月 マザーズの健全性の確保 ・ 上場申請の受付における事前確認（引受証券会社との間で行う健全性の確認）の実施 ・ 上場審査における審査精度の向上（反社会的勢力との関係に関する調査の対象拡大等）
2002 年	5 月 マザーズ上場制度の見直し ・ 売上高に係る上場廃止基準の新設 ・ 時価総額に係る上場審査基準及び上場廃止基準の新設 ・ 上場に際しての公募要件の新設
2006 年	12 月 上場制度総合整備プログラムに基づく上場制度の整備① ・ 新規上場申請時に幹事取引参加者に対して推薦書の提出を義務付け
2007 年	11 月 上場制度総合整備プログラムに基づく上場制度の整備② ・ 本則市場からマザーズへ市場変更の規定を廃止 （本則市場へのステップアップ市場としての位置付け明確化） ・ 売上高に関する上場審査基準の廃止 ・ 売上高に関する上場廃止基準の緩和（上場後 5 年間は適用除外）
2009 年	11 月 マザーズの信頼性向上のための上場制度の整備 ・ 「事業計画の合理性」を上場審査項目として新設 ・ 株価に係る上場廃止基準の新設 ・ 年 2 回以上の会社説明会開催の義務付け
2011 年	3 月 マザーズの信頼性向上・活性化に向けた上場制度の整備 ・ 上場会社監査事務所による監査の義務付け ・ 上場 10 年経過後の市場選択制度の新設 ・ 市場コンセプトに則した上場審査手法（「事業計画の合理性」の確認）の導入

（出所）日本証券経済研究所[2016]をもとに作成

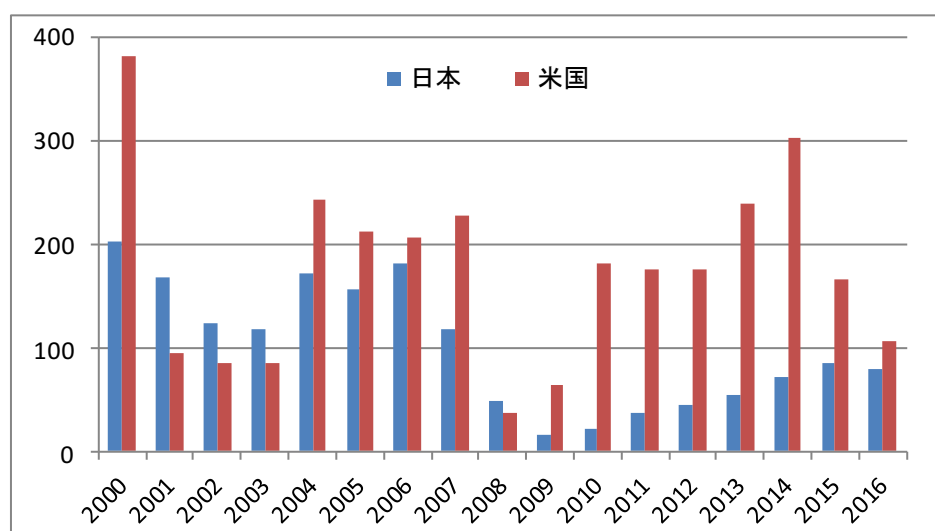
現在のマザーズは、2011 年の見直しを受けて、ビジネスモデルや事業環境において、高い成長可能性を求められる新興市場として位置付けられている。具体的には、ステップアップ市場というコンセプトを明確にするために、上場 10 年経過後に、マザーズへの上場継続もしくは東証 2 部へ市場変更するかの選択を迫られる適合性確認プロセスが設けられている。

3. わが国における新規公開の状況

本節では、わが国における 2000 年以降の新規公開の状況について概観する。図表 2-4 は、IPO 件数の日米比較を示したものである。日本の IPO 件数は、JSDA（日本証券業協会）から取得し、米国のデータは SIFMA（証券業金融市場協会）から取得したもので

ある。2000年代についてみると、リーマンショックに端を発する金融危機前までは、2000年に203件を記録して以降、100件を超えて推移する様子がみてとれる。とりわけ、2001～2003年は米国のIPO件数を上回る。一方、2008年になるとIPOは48件にまで落ち込み、その後も17～86件と大きく低迷する。近年は、IPOが増加しているものの、2000年代前半の水準には及ばない。2010年以降にIPO件数が回復した米国とは対照的である。

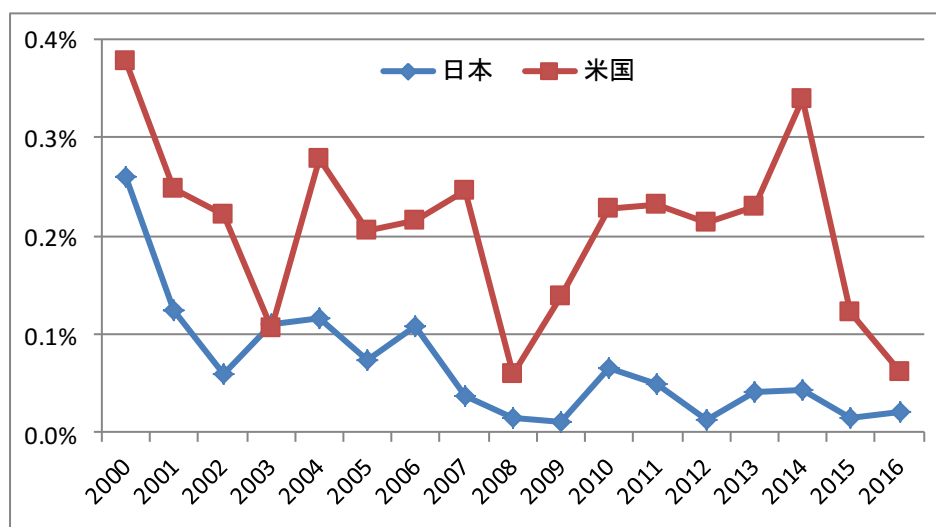
図表 2-4 IPO 件数の日米比較



注：日本のデータは JSDA（日本証券業協会）、米国のデータは SIFMA（証券業金融市場協会）

図表 2-5 は、IPO による資金調達金額を株式市場の時価総額で除した推移を示したものである。日本の時価総額は東京証券取引所を参照し、米国の場合は NYSE 及び NASDAQ を参照する。金額ベースの IPO で比較した場合においても、日本の IPO が低水準で推移する傾向は変わらない。2000 年代後半の IPO 件数が低迷した要因の 1 つに、新規上場の審査体制の強化を指摘する報告がみられる（太田，2017）。ただし、米国の IPO 件数自体も、2000 年以降低迷したことが指摘されていることから（岩井，2012; Doidge et al., 2011），わが国の IPO 件数は、クロスセクションで見た場合でも低い水準にとどまっていた可能性がある。

図表 2-5 IPO 金額（対株式市場時価総額）の日米比較

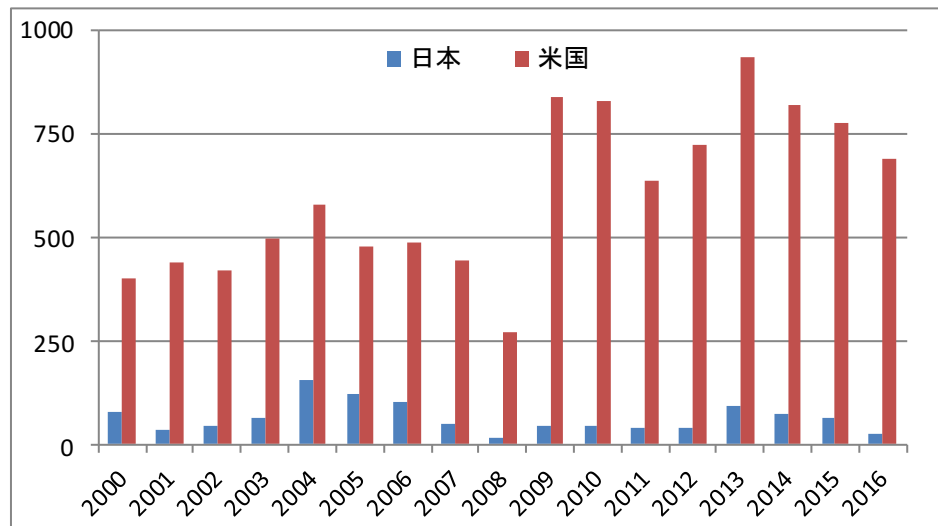


注：日本のデータは JSDA（日本証券業協会），米国のデータは SIFMA（証券業金融市場協会）

次に，わが国の IPO の水準を相対的に比較するために，SEO（Seasoned Equity Offerings）の状況を確認する．図表 2-6，図表 2-7 は，IPO のケースと同様の手続きにより，SEO の日米比較を行ったものである．SEO 件数（図表 2-6）についてみると，2007 年までの期間は 37～154 件で推移しており，米国に比べると 10～30% の水準にとどまる．また，いずれの年においても，IPO 件数を下回ることが確認できる．一方，2008 年以降についてみると 15～92 件で推移しており，各年によって状況は異なるものの，平均的に IPO 件数を下回る傾向は変わらない．この傾向は，米国の SEO 件数と比べるとより顕著なものとなる．具体的には，2008 年以降の SEO 件数は，米国の水準の 5～10% にとどまっている．また，これらの傾向は，金額ベースで比較した場合においても違いはみられない（図表 2-7）．全期間で見ると，米国では株式市場全体に占める SEO 金額の比率は 0.5～1.3% で推移するのに対して，日本の場合は，0.01～0.88% で推移しており，いずれの年においても米国の水準を下回る．株式市場全体の厚みを考慮しても，日本の SEO の水準が低い様子がうかがえる．

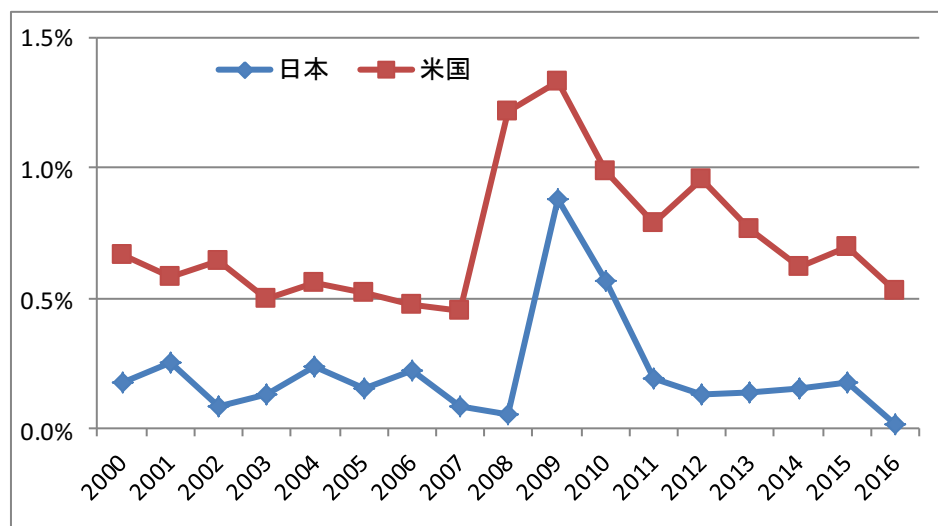
以上の結果は，主として 2000 年後半以降におけるわが国の IPO 件数の低迷は，そもそも株式資金調達ニーズが低いことを示唆している可能性があるが，別の解釈として，株式資金調達が困難なわが国の状況を反映している可能性も考えられる．ただし，SEO の結果は，IPO 企業の動機と直接的には無関係である．この点を確認するために，次節では，わが国企業の新規公開動機について概観する．

図表 2-6 SEO 件数の日米比較



注：日本のデータは JSDA（日本証券業協会），米国のデータは SIFMA（証券業金融市場協会）

図表 2-7 SEO 金額（対株式市場時価総額）の日米比較



注：日本のデータは JSDA（日本証券業協会），米国のデータは SIFMA（証券業金融市場協会）

5. 新規公開動機に関する日米比較

図表 2-8 は、日米欧の新規公開動機を示したものである。日本の動機は帝国データバンク[2017]の調査結果であり、欧米の調査結果は Bancel/Mittoo[2013]からの引用である。両者は、まず調査時点が異なるほか、帝国データバンク[2017]は、IPO の意向があると回答した未上場会社 272 社を調査対象としているのに対して、Bancel/Mittoo[2013]は未上場企業だけでなく、IPO 後の企業も調査対象としている点異なるため注意が必要である¹⁰。

図表 2-8 新規公開の際に重要と考える動機

日本	知名度や信用度の向上 (72.1%) 優秀な人材の確保 (68.8%) 資金調達力の向上 (52.9%) 従業員の士気向上 (29.0%) 売上の拡大 (18.8%) 社内管理体制の強化 (14.7%) 事業承継 (10.3%) 創業者利益の獲得 (5.1%)
米国	To create public shares for use in future acquisitions (59.41%) To establish a market price/value for our firm (51.17%) To enhance the reputation of our company (49.11%) To broaden the base of ownership (45.89%) To allow one or more principals to diversify personal holdings (44.11%) To minimize our cost of capital (42.51%)
欧州	To enhance the company's prestige, image and visibility (77.78%) To facilitate raising capital (76.39%) To implement a 'natural path' of growth for our firm (70.83%) To increase shareholder base (69.86%) To increase the liquidity of the company's securities (62.50%) To appeal to institutional investors (60.56%) To be recognized by the relevant financial community as a major player (59.72%) To facilitate mergers and acquisitions (55.56%) To facilitate business operations (52.11%) To provide stock ownership plans for employees (50.68%)

(出所) 日本の調査結果は帝国データバンク[2017]、欧米の調査結果は Bancel/Mittoo[2013]から引用

¹⁰ 日本の調査結果は、2017 年 3 月 7 日～3 月 21 日に実施されたものである。これに対して、米国の調査結果は、2000 年 1 月～2002 年 12 月に IPO した米国企業 87 社を含む 336 社(IPO しない企業 212 社、IPO を取りやめた 37 社) の CFO を対象にしており、欧州の調査結果は、1994～2004 年に IPO した欧州企業 78 社を対象にしている。

図表 2-8 をみると、日本の場合は、知名度や信用度の向上（72.1%）及び優秀な人材の確保（68.8%）が主たる IPO の動機として挙げられており、資金調達力の向上（52.9%）及び売上の拡大（18.8%）といった事業拡大のための資金調達を挙げるケースは少ないことが確認される。米国についてみると、株式交換を通じた M&A（59.41%）が主たる動機である一方、評判の確立（49.11%）は 3 番目にとどまる。また、欧州の調査結果と比較すると、評判の確立（77.78%）が最も重視される点は同様であるが、資金調達力の向上（76.39%）も同程度に重視される点は異なるものである。このほか、M&A（55.56%）及び事業の促進（52.11%）も半数以上が重視する。以上の比較を踏まえると、わが国の新規公開の動機は、事業拡大のための資金調達を目的とするケースが少ない可能性がある。

6. おわりに

本章では、2000 年以降におけるわが国の新興市場の変遷を整理した上で、新規公開の状況を概観した。その結果、2000 年を境に複数の新興市場が台頭し、新興企業の株式新規公開をサポートする体制が整備されたものの、その後は新興市場の統合や上場基準の見直しが行われるなど、必ずしも順調に発展したわけではないことが明らかとなった。一方、新興企業に転じてみると、2000 年代前半をピークに、IPO 件数は低迷する様子がみてとれる。この傾向は、米国と比較するとより顕著に確認されるが、SEO の状況や新規公開の動機の特徴の違いを踏まえると、わが国の新興企業の新規株式公開の動機は、事業拡大のための資金調達以外の動機を有している可能性も示唆される。以上が、本論文が分析対象とする 2000 年以降におけるわが国の新規公開の主な特徴である。次章以降では、これらの点を踏まえて、わが国における新規株式公開企業の企業行動について実証的な検証を行う。

第3章：新規株式公開企業による調達資金使途に関する分析

1. はじめに

企業の発展過程で事業を拡大するには資金調達が必要だが、内部資金や借入金、同族・親会社など特定株主による出資だけでは所要資金の確保はしばしば困難である。そこで企業は株式を公開し、不特定多数の投資家を対象に公募増資や公募債発行を行うことで弾力的な資金調達を計る。特に株式公開に伴う新株発行 (Initial Public Offerings, 以下 IPO) は非上場企業が初めて経験する大規模公募増資であり、調達資金の有効活用は企業価値を左右する重要な経営課題である。また発行株式を引き受ける証券会社にとっても、エクイティ・ストーリーの構成力は主幹事マンドートを獲得する上で必須であるため、調達資金を活用した企業の成長シナリオの構築は極めて重要である¹¹。つまり IPO 企業、証券会社を問わず、実務家にとって IPO による調達資金の使途は極めて重要な問題である。

これに対して IPO の資金使途に関する学術研究は緒についたばかりであり、海外では Röell[1996]及び Brau/Fawcett [2006]による資金調達を含む IPO の目的に関する分析や Kim/Weisbach[2008]による資金使途に関する分析などが散見されるが、日本では IPO 時の公募株式と売出株式の比率の決定要因を分析した山田[2011]のみである。そこで本章は、IPO の目的の中で特に資金調達に焦点を当て、資金調達額と資金使途の関係について分析を行う。具体的には、2000 年 4 月から 2007 年 3 月に JASDAQ で IPO した 456 企業を対象に、Kim/Weisbach[2008]が採用した分析方法に依拠して、IPO による資金調達額と公開後の設備投資、在庫投資、総資産、M&A、R&D、手元流動性、長期有利子負債償還の関係について分析する。また、公募増資 (Seasoned Equity Offerings, 以下 SEO) についても同様の分析を行うことにより、IPO による資金使途の特殊性を明らかにする。

本章で得られた主要な結果は以下のとおりである。第一に、IPO による資金調達額は IPO 後の設備投資、M&A、R&D を促進し、総資産増大に寄与することが確認された。これは、規模の大きい IPO ほど多くの資金が投資資金として活用されることを示唆している。また、資金調達額と IPO 後の手元流動性増分にも正の相関が確認されたが、これも将来の投資に

¹¹ 「エクイティ・ストーリー」とは、エクイティ・ファイナンスによる調達資金活用を通じた企業の成長戦略を指す。IPO の引き受けに際して証券会社が受け取る引受手数料は、幹事手数料、引受責任料、販売手数料に区分される。幹事手数料 (全体の約 25%) は、引受シンジケートの組成や公開価格の調整など、ディール全体に関わる幹事業務に対する報酬である。引受責任料 (同約 25%) は、IPO の募集・売出しに際して証券会社が負担する売れ残りリスクに対する対価である。また、販売手数料 (同約 50%) は、販売分担株数に応じて支払われる IPO 株の販売業務に対する報酬である。筆者の実務家に対するヒアリングによると、引受割合にもよるが、引受主幹事は引受手数料の概ね 75%を受け取る。そのため、主幹事マンドートを獲得できるか否かは、証券会社にとっては切実な問題である。

備えて内部資金を蓄積しているものと理解できる。以上の結果は、日本を含むクロス・カントリー・データを用いた Kim/Weisbach[2008]の結果と整合的である。また、設備資金の調達を IPO の主目的だとする Brau/Ryan/DeGraw[2006]のアンケート調査結果とも一貫している。第二に、IPO による資金調達額と IPO 後の長期有利子負債償還には有意な関係が認められなかった。この結果は、資金調達額が大きくても長期有利子負債償還を通じた大幅なレバレッジ調整は起こらないことを示唆している。この点については、IPO の主目的がレバレッジ調整であることを主張する Pagano/Panetta/Zingales[1998]と相反する結果である。第三に、SEO による資金調達額と M&A の間には正の相関が確認されたが、設備投資、R&D、手元流動性増分との間には有意な関係はなく、SEO と IPO では資金使途が異なることが確認された。従って、少なくとも JASDAQ 上場企業では、SEO は投資資金調達（investment financing）を目的とはしていないと考えられる。Kim/Weisbach[2008]では IPO、SEO とも概ね同じ結果が得られていたが、日本の IPO と SEO を対象にした本章では異なる結果が得られた。

本章の構成は次の通りである。第 2 節では、先行研究のレビューを行い、以下の分析で検証する仮説を構築する。第 3 節は実証分析で、分析に用いるサンプル、分析方法、実証結果について説明する。第 4 節では、主要な結果を要約した上で今後の課題について論じる。

2. 先行研究

本節では、関連する先行研究のレビューを行い、IPO の動機について整理する。様々な IPO の動機を簡潔に整理した文献としては Röell[1996]を挙げることができる。Röell[1996]は、IPO の動機として、資金調達、企業イメージの向上、経営者や従業員の士気向上、創業者利益の獲得、ミスプライシングの活用などを挙げている。本章の関心は、Röell[1996]が第一の動機として挙げた資金調達である。この点についてサーベイ調査を行った最近の文献として、Brau/Fawcett[2006]と Brau/Ryan/DeGraw[2006]を挙げることができる¹²。Brau/Fawcett[2006]は米国の一般事業会社の CFO を対象としたサーベイ調査を行い、企業買収が最も重要な動機であることを明らかにしている。彼らのサーベイの特徴は、サーベイ対象企業を、実際に IPO を行った企業、IPO を取り止めた企業、さらに

¹² このほか、欧州各国の CFO を対象にサーベイ調査を行い、Brau/Fawcett[2006]と概ね同様の傾向を確認する一方、欧州企業の特徴としてガバナンスの強化がベネフィットと認識する点を明らかにした Bancel/Mittoo[2009]や、株式や負債による資金調達を含む包括的なサーベイ調査を行った文献として Graham/Harvey[2001]が挙げられる。

IPO を選択しない企業に分類して調査を行っている点にある。彼らは、3つのカテゴリーのいずれにおいても、企業買収が IPO の主要な動機であることを報告している。これに関連して、IPO の動機と M&A の関係について実証的な分析を行った研究として、Celikyurt/Sevilir/Shivdasani[2010]が挙げられる。彼らは、IPO の調達資金が M&A を促進するとともに、資本市場へのアクセスが容易になったことが M&A を促進することを明らかにしている。彼らの結果は、M&A が企業の成長にとって重要な役割を果たすことを示すものであり、Braun/Fawcett[2006]の結果を裏付けるものとなっている。

一方、Braun/Ryan/DeGraw[2006]のサーベイ調査の特徴は、マーケットの状況が IPO の動機に与える影響を調べるために IT バブルの前後 2 回に渡って調査を実施した点にある。調査の結果、IPO は企業の成長を促進するものと認識される一方、マーケット・タイミング仮説についても一定の認識があることが示されている¹³。また、これらの CFO の認識は、概ねマーケットの状況に左右されないことが確かめられている。

次に、IPO 後の企業行動について分析した研究として、Pagano/Panetta/Zingales[1998]、Kim/Weisbach[2008]が挙げられる。Pagano/Panetta/Zingales[1998]はイタリアの IPO 企業を対象に分析を行い、上場企業の親会社を持つ企業の動機はマーケット・タイミング仮説によって説明できること、独立企業の動機については設備資金の調達よりも IPO 後の資本構成のリバランスによって説明できることを、実証的に明らかにしている¹⁴。

これに対して、Kim/Weisbach[2008]は 38 カ国の IPO 17,226 サンプルと SEO 13,142 サンプルを対象に IPO と SEO の資金使途を比較し、IPO 特有の資金使途の特徴を見出している¹⁵。彼らは、IPO の調達資金は設備投資や R&D を促進するとともに現金保有を増加させることを確認し、IPO の動機は投資資金の調達によって説明できると結論している。

最後に、これらの先行研究を踏まえて、総資産、在庫投資、設備投資、M&A、R&D、

¹³ マーケット・タイミング仮説は、企業の資本構成の決定要因に対して、株価が高い時に株式を発行する一方、株価が低い時に自社株買いを行う企業行動の結果として解釈を与えるものである (Baker/Wurgler, 2002)。すなわち、マーケット・タイミング仮説は、相場環境が IPO の意思決定に影響を与えることを示唆している。なお、Baker/Wurgler[2002]は、IPO 企業のレバレッジの水準は IPO 時のマーケット・タイミングにより説明され、それが少なくとも 10 年は持続することを示したのに対して、Alti[2006]は、マーケット・タイミング仮説により説明されるような IPO 企業 (hot-market firms) は上場後により多くの負債を発行して、レバレッジを高めることを明らかにした上で、Baker/Wurgler[2002]の分析方法を批判している。

¹⁴ Pagano/Panetta/Zingales[1998]に依拠して分析を行った最近の研究として、Aslan/Kumar[2011]が挙げられる。彼らは 1996 年から 2006 年におけるイギリスの IPO 企業について分析を行い、IPO の動機が成長機会への投資によって説明されることを明らかにしている。Pagano/Panetta/Zingales[1998]と異なる示唆が得られた理由について、サンプル企業の社齢の違いが指摘されている。

¹⁵ なお、Kim/Weisbach[2008]の 285 頁に記載されている日本の SEO のサンプルサイズは、2000 年が 223 件、2001 年 148 件、2002 年 209 件、2003 年 237 件となっているが、本研究で用いたデータベースのサンプルサイズは、2000 年 47 件、2001 年 36 件、2002 年 46 件、2003 年 69 件であり、彼らが用いた日本の IPO サンプルには疑問の余地があることを付言しておく。

手元流動性保有，及び長期有利子負債償還との関係をまとめる．Röell[1996]やKim/Weisbach[2008]が指摘するように，設備投資のための資金調達，IPOの主要な動機の一つと考えられる．従って，調達資金が大きいほど設備投資支出を高めると考えられる．在庫投資，M&A，R&Dも広義の設備投資と捉えれば，同様の効果がみられると考えられる．また，Kim/Weisbach[2008]が明らかにしているように，手元流動性保有も高めると考えられる．彼らは，調達資金が手元流動性保有を高める効果は経年的に低下することを示した上で，設備投資が段階的に実行される過程で手元流動性保有が高まったものと推測している．ただし，McLean[2011]が述べているように，手元流動性保有そのものが動機となるケースも考えられる．この場合，設備投資よりも手元流動性保有を高める効果が大きい可能性がある．一方，資金調達額が長期有利子負債償還に与える影響については，様々な要因があるため明らかではない．例えば，IPO後に企業の信用が向上して借入条件が改善されると，負債による資金調達が増える可能性がある．また，Acharya/Almeida/Campello[2007]が理論的に明らかにしているように，IPO企業は将来の投資機会に備えて手元流動性を厚く保有する一方，有利子負債を低下させる可能性がある．彼らのモデルによれば，資金制約に晒される企業にとって，手元流動性保有を厚くすることは，将来の内部資金が不足する可能性に対するヘッジとなる一方，負債を償還することにより借入能力を高めておくことは，将来の内部資金が潤沢な場合に投資を加速させる有効な手段となることが示される．なお，負債の償還と手元流動性保有のどちらを優先するかについては，企業のヘッジニーズの程度によって異なる．よって，調達資金が長期有利子負債償還に与える影響は，これらのネットの影響として理解する必要がある．

3. 実証分析

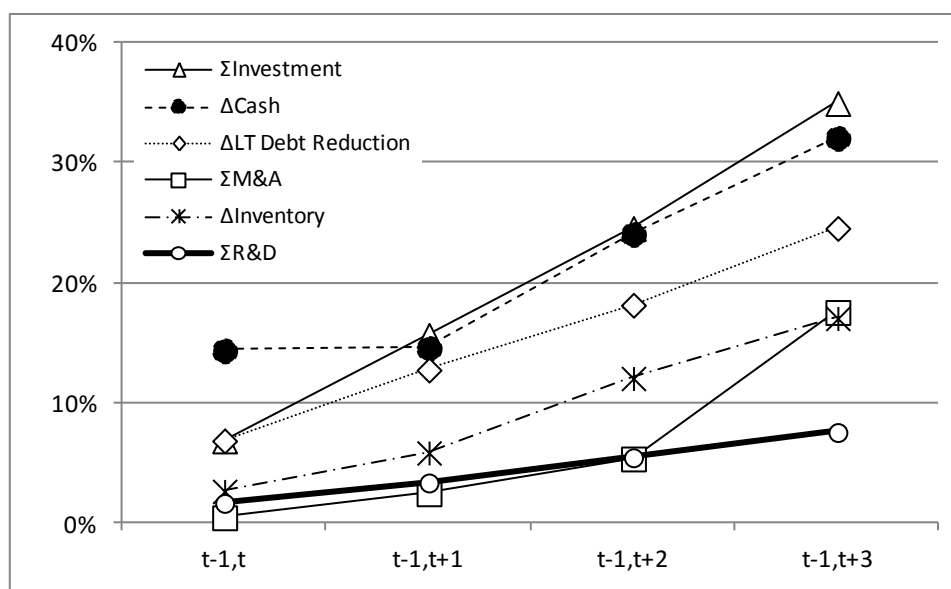
3.1 方法とサンプルの状況

本節では，Kim/Weisbach[2008]の分析方法に即して回帰分析による推定を行う．具体的には，調達資金の使途として，総資産，在庫投資，設備投資，M&A，R&D，手元流動性保有，及び長期有利子負債償還に注目し，調達資金がこれらの被説明変数に与える影響を推定する．ストック変数である総資産，在庫投資，手元流動性保有は，バランスシートに示された額の増減を用いる．フロー変数である設備投資，長期有利子負債償還は，それぞれキャッシュフロー計算書の固定資産取得による支出の額，及び有利子負債による支出の額を用い，R&Dは有価証券報告書に開示される研究開発投資額を用いる¹⁶．M&Aによ

¹⁶ 合併や買収に伴う固定資産取得による支出についても，設備投資に含まれる．しかし，図表 3-3 に示

る支出は、MARR M&A データの値を用いる。回帰分析を行う際には、いずれの被説明変数についても、Kim/Weisbach[2008]にならって IPO 直前決算期の総資産でデフレートした上で対数変換した値を用いる。ここで取り上げる被説明変数は、IPO 直後の決算期に観察されるとは限らない。例えば、設備投資などは複数期間にわたって長期的に実施されると考えられる。そこで本分析では、IPO 以降 3 期まで順次累計した被説明変数を用いることにする。各期間のサンプルの平均値を図表 3-1 に示す¹⁷。

図表 3-1 IPO 以降の調達資金の使途



まず設備投資についてみると、IPO 直前の決算期である $t-1$ 期の総資産に対して、IPO 直後の決算期である t 期の設備投資支出は 6.9%に止まる。この要因の一つとして、IPO 直後に手元流動性保有が促進されたことが考えられる。具体的には、IPO 直後の決算期における手元流動性資金の増加は 14.4%に上る一方、その翌期も累計で 14.6%である。従って、Kim/Weisbach[2008]が述べているように IPO 企業は調達資金を即座に設備投資に充当するのではなく、一度、手元保有する傾向があると思われる。実際、 $t+1$ 期以降についてみると、継続的に 10%前後の設備投資を実施する様子がみてとれる。設備投資ほどではないものの、在庫投資、M&A、R&D に対する支出も、公開後継続して増加する様子がみてとれる。とりわけ、M&A は $t+3$ 期に大きく増加する点が特徴的である。一方、長期有

すように、IPO 企業の M&A に伴う支出の平均値及び中央値は 0 であることから、分析結果への影響は軽微であると考えられる。

¹⁷ 図表 3-3 の記述統計量に示すように、総資産の成長が他の変数に比べて著しいため、ここでは総資産を除いている。なお、いずれの変数も対数変換を行う前の、総資産でデフレートした値を示している。

利子負債償還は、IPO 直後は 6.9%と設備投資と同程度の水準となっており、それ以降も継続的に償還される様子がみてとれる。この点の解釈として、先行研究が指摘するように、上場により借入能力の高まった企業が、長期負債を中心とした資金調達を進めたものと思われる。

次に説明変数について述べる。以下の分析では、IPO による調達資金の使途を分析するために、Kim/Weisbach[2008]に依拠して、IPO による調達資金とそれ以外の資金を区別する。前者は、公募株式数と引受価格の積を直前の決算期の総資産で除したものである。オーバーアロットメントに伴う第三者割当が行われる場合には、公募株式数に加えて調達資金の計算を行う。後者は、キャッシュフロー計算書における営業活動、投資活動、及び財務活動によるキャッシュフローから得られる収入の合計から調達資金を引いたものである。回帰分析の際には、両変数とも対数変換を行う。なお、Kim/Weisbach[2008]はクロス・カントリーの分析であるのに対して、本章は日本企業だけを分析対象としているためデータの制約を受け難い。そこで、シンプル q （時価簿価比率）、有利子負債比率をコントロール変数として追加する。なお、シンプル q を計算する際、IPO のサンプルについて公開時点のバリュエーションを使うことは必ずしも適切ではない¹⁸。そのため、本分析では IPO 企業と同一業種に属する JASDAQ 上場企業のシンプル q を計算して、その中央値を代理変数とする¹⁹。また、業種ダミー及び IPO 年度ダミーを説明変数に加えて分析する。

このほか、本分析では、調達資金の使途と調達資金の大きさの内生性（同時性）を考慮したモデルを推定する。これは、逆の因果関係（reverse causality）の問題や脱落変数（omitted variables）の問題により、説明変数と誤差項が相関する可能性があるからである。そこで、調達資金の操作変数として、会社設立以降上場までの経過年数、上述の定式化による q 、IPO の前月の JASDAQ の月次市場収益率、IPO 直前の決算期の ROA を用いて、GMM 推定による分析も行うことにする^{20,21}。変数の定義を図表 3-2 に示す。

¹⁸ IPO 企業のアンダープライシングに関する一連の研究から明らかなように、上場時のバリュエーションを用いることは、ミスリーディングとなる可能性がある。これに関連する、わが国における代表的な研究として鈴木[2005]が挙げられる。同様に、マーケット・タイミング仮説に依拠すれば、上場時のバリュエーションは、過大評価される可能性もある。これらの点を踏まえて、本章では、IPO 企業の q を用いる代わりに、当該企業が属する業種のメジアン q を代理変数として分析を進める。同様のアプローチによる先行研究として、Pagano/Panetta/Zingales[1998]が挙げられる。

¹⁹ 具体的には、東証 33 業種分類を 11 業種に再分類した上で、当該企業が属する業種の中央値の q を割り当てる。 q の計算時点は、上場直前の月末である。11 業種に集約する理由は、業種によっては、同業他社のサンプルサイズが十分確保できないことによるものである。なお、 q の計算においては、当該企業が上場する直前の月末時点のデータを用いている。

²⁰ これらの操作変数の妥当性については、後述する GMM 推定における内生性のテストや、過剰識別検定にみることができる。なお、紙面節約のため報告は省略するものの、調達資金を被説明変数とする回帰分析では、JASDAQ の月次市場収益率、シンプル q を除く変数について、有意水準 1%で統計的に有意であることを確認したほか、F 検定により推定が有効であることを確かめている。

²¹ IPO により調達した資金は、経営者がその使途について意思決定する。その場合、資金使途は同時決

図表 3-2 変数の定義

変数名	定義
Δ Total Asset	$(\text{総資産}[t+i] - \text{総資産}[t-1]) / \text{総資産}[t-1]$, $i=0,1,2,3$
Δ Inventory	$(\text{棚卸資産}[t+i] - \text{棚卸資産}[t-1]) / \text{総資産}[t-1]$, $i=0,1,2,3$
Σ Investment	C/Sの「固定資産取得による支出」の累計 $[t-1, t+i]$ ／総資産 $[t-1]$, $i=0,1,2,3$
Σ M&A	MARRのM&Aデータの累計 $[t-1, t+i]$ ／総資産 $[t-1]$, $i=0,1,2,3$
Σ R&D	有価証券報告書の「研究開発活動の状況」欄に記載された研究開発投資額の累計 $[t-1, t+i]$ ／総資産 $[t-1]$, $i=0,1,2,3$
Δ Cash	$(\text{現金・預金}[t+i] + \text{有価証券}[t+i] - \text{現金・預金}[t-1] - \text{有価証券}[t-1]) / \text{総資産}[t-1]$, $i=0,1,2,3$
Δ LT Debt Reduction	C/Sの「長期借入金・社債の返済・償還による支出」の累計 $[t-1, t+i]$ ／総資産 $[t-1]$, $i=0,1,2,3$
primary	引受価格 $\times$ 公募株式数／総資産 $[t-1]$ ※ OAIに伴う第三者割当については、公募株式数に含めて計算 その他資金 $[t-1, t+i]$ ／総資産 $[t-1]$, $i=0,1,2,3$
others	※ その他資金は、①営業キャッシュフロー＋②投資活動によるキャッシュフローの収入（定期預金＋固定資産＋有価証券＋投資有価証券＋連結範囲変更を伴う子会社株式＋利息・配当金）＋③財務活動によるキャッシュフローの収入（短期借入金＋CP＋長期借入金＋社債＋株式＋少数株主からの払込）の合計から、primaryを引いて計算
asset0	総資産 $[t-1]$
md_q	IPOまたはSEO直前の月末時点におけるJASDAQ上場企業の11業種別のqの中央値 ※ qは（時価総額＋負債総額）／総資産として計算
debt0_asset0	有利子負債 $[t-1]$ ／総資産 $[t-1]$
age	会社設立後、IPOまたはSEOまでの所要年数
roa	$(\text{営業利益}[t-1] + \text{受取利息・配当金}[t-1] + \text{減価償却実施額}[t-1]) / \text{総資産}[t-1]$
rtn	IPOまたはSEO直前月のJASDAQ市場の月次収益率

分析対象となるサンプルは、2000年4月から2007年3月までの期間においてJASDAQに上場した一般事業会社524社である。ただし、IPO前後の4期間のデータが存在しない場合を除くほか、分析期間中に決算期が変更された企業、及びSEC決算基準適用企業は、分析の対象から除外する。また、以下の分析ではIPO企業の資金使途をSEO企業の資金使途と比較を行うため、IPO後の3期間にSEOした企業を除外する²²。以上の結果、分析で使用するサンプルサイズは396社となった。JASDAQに公開する企業で、同様の条件を満たすサンプルのうち、上述の分析期間においてSEOした企業は81社である。なお、分析期間中、複数回SEOを実施するサンプルについては、初回のデータのみ分析対象とする。これらのサンプルについて、IPO企業の分析と同様の定式化の下で資金使途と比較を行い、IPOの資金使途の特殊性を明らかにする。分析に用いるデータは日経NEEDSによる有価証券報告書記載の財務データであり、連結決算を公表している場合には連結ベースの財務データを用いる。

定されるため、誤差項の相関を考慮した連立方程式モデルを推定する必要があるかもしれない。本章は、Kim/Weisbach[2008]の推定方法に依拠するためこの点を捨象したが、今後の課題である。

²² IPO後の3期間においてSEOした企業は60社である。なお、これらの企業を含めた分析したところ、本章の主要な結論と変わらないことを確認している。

3.2 記述統計

図表 3-3 はサンプルの記述統計量を示している。図表 3-3 は、異常値処理前のサンプルを対象としており、被説明変数及び一部の説明変数（primary, others, asset0）については、対数変換前の記述統計量を示している。Panel A の IPO サンプルの資金調達額（primary）についてみると、平均値は 0.19 となっており、総資産比で 20%近い資金調達を行っていることが分かる。ただし、最小値と最大値が示すように、調達資金が 0 の企業（売出のみ実施する企業）がある一方、総資産に対して 25 倍近い資金を調達する企業もみられる。一方、その他資金（others）についてみると、IPO 直後の平均値は 0.25 となっており、IPO による調達資金をやや上回る水準となっている。IPO 以降の累計でみると、 $t+1$ 期が 0.64、 $t+2$ 期が 1.22、 $t+3$ 期が 2.15 となっている。次に、Panel B の SEO サンプルの資金調達額（primary）についてみると、平均値は 0.22 であり、総資産比でみた調達額は IPO に比べてやや高い水準となっている。この点について、SEO 企業の総資産（asset0）の平均値は約 209 億円であり、総資産の水準自体も高いため、IPO 企業に比べて調達資金が大きい様子がうかがえる。他方、その他資金（others）についてみると、SEO 直後の平均値は 0.33 となっており、以後、0.85、1.49、2.15 と、 $t+2$ 期まで IPO のそれを上回る水準で推移する一方、 $t+3$ 期は同程度の水準となっている。

図表 3-3 記述統計量

Panel A: IPOサンプル													
	Δ Total Asset				Δ Inventory				Δ Investment				age
	[t-1,t]	[t-1,t+1]	[t-1,t+2]	[t-1,t+3]	[t-1,t]	[t-1,t+1]	[t-1,t+2]	[t-1,t+3]	[t-1,t]	[t-1,t+1]	[t-1,t+2]	[t-1,t+3]	
観測数	396	396	396	396	396	396	396	396	396	396	396	396	396
平均値	0.32	0.49	0.88	1.46	0.03	0.06	0.12	0.17	0.07	0.16	0.25	0.35	24.8
標準偏差	0.47	0.77	2.98	9.31	0.09	0.31	0.75	1.39	0.09	0.18	0.30	0.53	15.1
最小値	-0.17	-0.41	-0.53	-0.89	-0.19	-0.21	-0.25	-0.61	0.00	0.00	0.00	0.00	2.2
中央値	0.19	0.26	0.37	0.44	0.01	0.01	0.01	0.02	0.04	0.09	0.15	0.20	21.9
最大値	3.88	8.56	42.16	174.77	1.12	5.53	13.02	27.03	0.65	1.38	3.11	6.83	93.9
	Δ M&A				Δ R&D				Δ Cash				roa
	[t-1,t]	[t-1,t+1]	[t-1,t+2]	[t-1,t+3]	[t-1,t]	[t-1,t+1]	[t-1,t+2]	[t-1,t+3]	[t-1,t]	[t-1,t+1]	[t-1,t+2]	[t-1,t+3]	
観測数	396	396	396	396	396	396	396	396	396	396	396	396	396
平均値	0.01	0.03	0.05	0.18	0.02	0.03	0.06	0.08	0.14	0.15	0.24	0.32	0.15
標準偏差	0.04	0.09	0.21	1.19	0.04	0.08	0.13	0.18	0.32	0.33	0.92	1.42	0.09
最小値	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	-0.23	-0.62	-0.35	-0.42	-0.05
中央値	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.06	0.05	0.07	0.07	0.13
最大値	0.54	0.89	2.69	16.39	0.38	0.80	0.94	1.31	3.23	2.31	15.51	24.29	0.57
	Δ LT Debt Reduction				others				primary	asset0	md_q	debt0_ass et0	rtn
	[t-1,t]	[t-1,t+1]	[t-1,t+2]	[t-1,t+3]	[t-1,t]	[t-1,t+1]	[t-1,t+2]	[t-1,t+3]					
観測数	396	396	396	396	396	396	396	396	396	396	396	396	396
平均値	0.07	0.13	0.18	0.25	0.25	0.64	1.22	2.15	0.19	10,948	1.03	0.26	-1.3
標準偏差	0.08	0.16	0.21	0.29	0.30	1.01	2.62	8.14	0.30	18,411	0.14	0.21	6.3
最小値	0.00	0.00	0.00	0.00	-0.62	-0.37	-0.29	-0.29	0.00	454	0.78	0.00	-15.8
中央値	0.05	0.09	0.14	0.18	0.20	0.44	0.75	1.03	0.10	6,068	1.02	0.23	-0.8
最大値	0.47	1.69	1.90	2.49	3.35	17.22	35.71	112.65	2.47	223,009	1.59	0.81	14.0
Panel B: SEOサンプル													
	Δ Total Asset				Δ Inventory				Δ Investment				age
	[t-1,t]	[t-1,t+1]	[t-1,t+2]	[t-1,t+3]	[t-1,t]	[t-1,t+1]	[t-1,t+2]	[t-1,t+3]	[t-1,t]	[t-1,t+1]	[t-1,t+2]	[t-1,t+3]	
観測数	81	81	81	81	81	81	81	81	81	81	81	81	81
平均値	0.50	0.99	1.79	1.82	0.09	0.20	0.31	0.42	0.10	0.23	0.37	0.55	23.6
標準偏差	0.72	1.83	5.58	4.64	0.27	0.51	0.75	1.06	0.10	0.20	0.39	0.66	14.6
最小値	-0.15	-0.08	-0.16	-0.26	-0.09	-0.09	-0.09	-0.03	0.00	0.00	0.00	0.01	2.0
中央値	0.31	0.45	0.65	0.70	0.01	0.03	0.05	0.06	0.08	0.16	0.28	0.37	21.1
最大値	4.52	13.23	47.68	37.06	2.14	3.11	4.35	6.46	0.44	0.82	2.73	4.85	57.7
	Δ M&A				Δ R&D				Δ Cash				roa
	[t-1,t]	[t-1,t+1]	[t-1,t+2]	[t-1,t+3]	[t-1,t]	[t-1,t+1]	[t-1,t+2]	[t-1,t+3]	[t-1,t]	[t-1,t+1]	[t-1,t+2]	[t-1,t+3]	
観測数	81	81	81	81	81	81	81	81	81	81	81	81	81
平均値	0.06	0.15	0.23	0.23	0.01	0.03	0.05	0.06	0.15	0.18	0.24	0.26	0.14
標準偏差	0.27	0.59	0.99	1.00	0.03	0.06	0.09	0.13	0.28	0.30	0.46	0.53	0.07
最小値	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	-0.12	-0.16	-0.17	-0.20	0.04
中央値	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.06	0.07	0.07	0.08	0.13
最大値	1.87	4.25	7.72	7.72	0.15	0.32	0.49	0.61	1.87	1.55	2.85	3.06	0.50
	Δ LT Debt Reduction				others				primary	asset0	md_q	debt0_ass et0	rtn
	[t-1,t]	[t-1,t+1]	[t-1,t+2]	[t-1,t+3]	[t-1,t]	[t-1,t+1]	[t-1,t+2]	[t-1,t+3]					
観測数	81	81	81	81	81	81	81	81	81	81	81	81	81
平均値	0.09	0.18	0.28	0.38	0.33	0.85	1.49	2.15	0.22	20,868	1.05	0.28	2.1
標準偏差	0.10	0.20	0.32	0.40	0.34	1.01	1.89	2.93	0.30	43,235	0.15	0.20	6.8
最小値	0.00	0.00	0.00	0.00	-0.19	-0.16	-0.15	-0.17	0.01	1,687	0.82	0.00	-8.3
中央値	0.06	0.12	0.19	0.30	0.24	0.53	0.92	1.26	0.11	11,276	1.03	0.27	1.2
最大値	0.51	1.07	1.56	1.74	1.68	5.51	11.22	19.76	1.38	374,396	1.75	0.76	16.0

3.3 IPO 企業の資金使途

本項では IPO 企業の調達資金額と総資産、在庫投資、設備投資、M&A、R&D、手元流動性保有、及び長期有利子負債償還との関係について分析を行い、次項では SEO 企業について同様の分析を行う。具体的には、Kim/Weisbach[2008]にならって次式を推定する。

$$\begin{aligned} \ln[1 + Y] = & \beta_1 \cdot \ln[1 + \text{primary}] + \beta_2 \cdot \ln[1 + \text{others}] + \sum \gamma \cdot \text{control variables} \\ & + \sum \theta \cdot \text{year dummy} + \sum \lambda \cdot \text{industry dummy} + \varepsilon \end{aligned}$$

ここで、左辺は対数変換後の被説明変数を表す。なお、平均から 3 標準偏差を上回る変数がある場合は、異常値として分析対象から除外する²³。

図表 3-4 は上述の 7 つの被説明変数の推定結果を示している。各表とも IPO 直後の決算期を t 期として $t+1$ 期から $t+3$ 期までの期間について順次累計して分析を行っており、OLS、GMM の順に推定結果を示している。推定結果の下段に示す内生性のテストの結果は、OLS 推定の妥当性を示している²⁴。以下の実証結果に関する説明では、内生性のテストが棄却される場合は GMM 推定の結果に基づいて行う。なお、GMM 推定の妥当性については、過剰識別検定に基づくものとする。また、IPO の調達資金 (primary) とその他資金 (others) の効果を比較するために、係数の差の検定の結果を中段に示す。

²³ Kim/Weisbach[2008]は異常値への対応として対数変換を行っている。本章では、対数変換後の値も異常値と判断されるサンプルが散見されることから異常値処理を行った。

²⁴ 具体的には、C test による検定を行っている。この検定の考え方は、内生変数が疑われる変数を内生的に扱った場合の Sargan/Hansen 統計量と、外生的に扱った場合の同統計量の差を検定するものである。具体的には、Baum/Schaffer/Stillman[2007]に詳しい。

図表 3-4 IPO の調達資金の使途

Panel A: Δ Total Assets									
	t-1,t		t-1,t+1		t-1,t+2		t-1,t+3		
	OLS	GMM	OLS	GMM	OLS	GMM	OLS	GMM	
primary	1.07 *** (13.30)	1.42 *** (7.55)	1.10 *** (11.66)	2.02 *** (7.47)	1.16 *** (7.52)	1.86 *** (5.06)	0.98 *** (5.08)	1.25 ** (2.55)	
others	0.25 *** (4.43)	0.25 *** (4.34)	0.48 *** (8.43)	0.43 *** (7.28)	0.49 *** (8.44)	0.45 *** (7.02)	0.59 *** (8.88)	0.59 *** (7.95)	
md_q	0.00 (-0.02)	-0.03 (-0.23)	0.17 (1.12)	0.09 (0.56)	-0.05 (-0.21)	-0.06 (-0.25)	-0.03 (-0.09)	0.01 (0.03)	
ln_asset	-0.02 (-1.55)	0.00 (0.24)	-0.02 (-1.33)	0.02 (1.47)	-0.02 (-1.32)	0.01 (0.26)	-0.02 (-0.63)	-0.01 (-0.18)	
debt0_asset0	-0.19 *** (-3.90)	-0.19 *** (-3.87)	-0.34 *** (-5.69)	-0.30 *** (-4.60)	-0.34 *** (-4.00)	-0.30 *** (-3.40)	-0.34 *** (-3.08)	-0.34 *** (-3.05)	
const	0.07 (0.43)	-0.09 (-0.51)	-0.20 (-0.88)	-0.55 ** (-2.10)	-0.07 (-0.20)	-0.36 (-1.05)	-0.23 (-0.49)	-0.38 (-0.83)	
R2	0.60	0.57 0.79	0.62	0.51 0.76	0.57	0.54 0.76	0.53	0.53 0.72	
N	363	363	363	363	363	363	363	363	
$H_0: \beta_1 = \beta_2$	68.01 *** (0.00)	33.73 *** (0.00)	29.20 *** (0.00)	28.14 *** (0.00)	14.70 *** (0.00)	12.09 *** (0.00)	3.18 * (0.08)	1.55 (0.21)	
Hansen J statistic		2.24 (0.33)		3.52 (0.17)		5.01 * (0.08)		3.63 (0.16)	
Endogeneity test of endogenous regressors		3.42 * (0.06)		12.07 *** (0.00)		3.83 * (0.05)		0.49 (0.48)	

注1: 上段は推定値(IPO年度ダミー、業種ダミーの掲載は省略)、下段の括弧内の数値はt値およびz値のrobust estimator

注2: 係数の検定結果およびGMMの検定結果の括弧内の数値はp値。決定係数の上段はCentered R2、下段はUncentered R2

注3: 有意水準に応じてアスタリスク表示: 1% (***)、5% (**)、10% (*)

注4: primaryの操作変数として、age, rtn, roa, md_qを採用

Panel B: Δ Inventory									
	t-1,t		t-1,t+1		t-1,t+2		t-1,t+3		
	OLS	GMM	OLS	GMM	OLS	GMM	OLS	GMM	
primary	0.08 *** (3.02)	0.16 *** (3.28)	0.06 * (1.67)	0.17 *** (2.66)	0.12 ** (2.32)	0.31 *** (2.69)	0.10 * (1.70)	0.25 * (1.85)	
others	-0.05 *** (-2.78)	-0.06 *** (-3.19)	0.05 *** (3.04)	0.03 ** (2.01)	0.05 ** (2.31)	0.02 (0.90)	0.05 *** (2.76)	0.03 * (1.71)	
md_q	0.02 (0.54)	0.00 (0.12)	0.07 (1.30)	0.04 (0.73)	0.03 (0.38)	-0.02 (-0.19)	0.13 (1.09)	0.08 (0.69)	
ln_asset	0.00 (1.29)	0.01 ** (2.09)	0.00 (0.49)	0.01 * (1.70)	0.00 (0.49)	0.01 (1.64)	0.00 (0.09)	0.01 (0.69)	
debt0_asset0	0.01 (0.91)	0.01 (1.26)	0.00 (-0.27)	0.00 (0.23)	0.00 (0.01)	0.03 (1.01)	0.00 (0.16)	0.01 (0.42)	
const	-0.02 (-0.42)	-0.04 (-0.85)	-0.11 * (-1.75)	-0.13 ** (-2.10)	-0.10 (-1.00)	-0.13 (-1.35)	-0.16 (-1.14)	-0.16 (-1.24)	
R2	0.15	0.12	0.15	0.11	0.14	0.10	0.23	0.22	
		0.22		0.23		0.24		0.34	
N	356	356	356	356	356	356	356	356	
$H_0: \beta_1 = \beta_2$	13.78 *** (0.00)	15.47 *** (0.00)	0.21 (0.64)	3.86 ** (0.05)	1.87 (0.17)	4.98 ** (0.03)	0.65 (0.42)	2.08 (0.15)	
Hansen J statistic		4.24 (0.12)		6.22 ** (0.04)		3.24 (0.20)		3.58 (0.17)	
Endogeneity test of endogenous regressors		3.58 * (0.06)		4.42 ** (0.04)		4.08 ** (0.04)		2.14 (0.14)	

注1: 上段は推定値(IPO年度ダミー、業種ダミーの掲載は省略)、下段の括弧内の数値はt値およびz値のrobust estimator

注2: 係数の検定結果およびGMMの検定結果の括弧内の数値はp値。決定係数の上段はCentered R2、下段はUncentered R2

注3: 有意水準に応じてアスタリスク表示: 1%(***)、5%(**)、10%(*)

注4: primaryの操作変数として、age, rtn, roa, md_qを採用

Panel C: Σ Investment									
	t-1,t		t-1,t+1		t-1,t+2		t-1,t+3		
	OLS	GMM	OLS	GMM	OLS	GMM	OLS	GMM	
primary	0.15 *** (4.57)	0.40 *** (5.27)	0.27 *** (5.61)	0.65 *** (5.26)	0.38 *** (5.10)	1.11 *** (6.01)	0.44 *** (5.20)	1.43 *** (5.87)	
others	0.09 *** (4.07)	0.10 *** (4.10)	0.14 *** (5.52)	0.12 *** (5.08)	0.18 *** (7.31)	0.13 *** (4.60)	0.19 *** (6.86)	0.13 *** (3.81)	
md_q	0.07 (1.41)	0.04 (0.78)	0.05 (0.61)	0.00 (-0.04)	0.07 (0.59)	-0.03 (-0.24)	0.10 (0.68)	-0.06 (-0.34)	
ln_asset	0.00 (0.37)	0.01 *** (2.67)	0.00 (0.29)	0.02 ** (2.23)	0.01 (1.05)	0.04 *** (3.34)	0.00 (0.46)	0.04 *** (3.05)	
debt0_asset0	0.06 *** (3.00)	0.07 *** (3.19)	0.09 *** (2.79)	0.12 *** (3.14)	0.10 ** (2.22)	0.15 *** (3.06)	0.12 ** (2.33)	0.19 *** (3.24)	
const	-0.12 * (-1.79)	-0.20 *** (-2.86)	-0.14 (-1.29)	-0.25 ** (-2.13)	-0.27 * (-1.71)	-0.45 ** (-2.50)	-0.21 (-1.08)	-0.41 * (-1.84)	
R2	0.20	0.02 0.49	0.26	0.13 0.63	0.33	0.11 0.63	0.34	0.09 0.64	
N	354	354	354	354	354	354	354	354	
$H_0: \beta_1 = \beta_2$	2.35 (0.13)	16.24 *** (0.00)	5.93 ** (0.02)	17.23 *** (0.00)	5.67 ** (0.02)	25.06 *** (0.00)	7.60 *** (0.01)	25.47 *** (0.00)	
Hansen J statistic		1.38 (0.50)		0.98 (0.61)		0.02 (0.99)		0.11 (0.95)	
Endogeneity test of endogenous regressors		16.22 *** (0.00)		13.75 *** (0.00)		17.96 *** (0.00)		21.75 *** (0.00)	

注1: 上段は推定値(IPO年度ダミー、業種ダミーの掲載は省略)、下段の括弧内の数値はt値およびz値のrobust estimator

注2: 係数の検定結果およびGMMの検定結果の括弧内の数値はp値。決定係数の上段はCentered R2、下段はUncentered R2

注3: 有意水準に応じてアスタリスク表示: 1% (***)、5% (**)、10% (*)

注4: primaryの操作変数として、age, rtn, roa, md_qを採用

Panel D: Σ M&A								
	t-1,t		t-1,t+1		t-1,t+2		t-1,t+3	
	OLS	GMM	OLS	GMM	OLS	GMM	OLS	GMM
primary	0.00 (0.50)	0.01 (1.20)	0.02 (0.71)	0.04 (1.12)	0.06 (1.62)	0.06 (1.06)	0.04 (0.82)	-0.05 (-0.51)
others	0.00 * (1.94)	0.00 ** (2.04)	0.01 * (1.94)	0.01 * (1.67)	0.02 ** (2.23)	0.02 ** (2.16)	0.04 ** (2.47)	0.03 ** (2.16)
md_q	0.00 (-1.00)	0.00 (-1.21)	-0.03 (-1.00)	-0.04 (-1.42)	-0.03 (-0.74)	-0.04 (-1.09)	-0.10 (-0.84)	0.00 (0.05)
ln_asset	0.00 (0.09)	0.00 (1.51)	0.00 (-0.83)	0.00 (-0.11)	0.00 (0.83)	0.00 (0.53)	0.00 (0.43)	0.00 (-0.79)
debt0_asset0	0.00 (-0.88)	0.00 (-0.67)	-0.02 ** (-2.24)	-0.02 ** (-2.09)	-0.02 * (-1.72)	-0.02 ** (-2.03)	-0.02 (-0.86)	-0.03 * (-1.71)
const	0.00 (0.45)	0.00 (-0.69)	0.03 (0.81)	0.02 (0.77)	0.05 (0.91)	0.07 (1.26)	0.10 (0.99)	0.07 (0.75)
R2	0.03	0.00	0.10	0.09	0.12	0.12	0.12	0.09
		0.02		0.18		0.23		0.19
N	355	355	355	355	355	355	355	355
$H_0: \beta_1 = \beta_2$	0.06 (0.81)	0.92 (0.34)	0.06 (0.80)	0.78 (0.38)	1.03 (0.31)	0.45 (0.50)	0.00 (0.98)	0.64 (0.64)
Hansen J statistic		0.28 (0.87)		1.07 (0.58)		2.08 (0.35)		1.95 (0.38)
Endogeneity test of endogenous regressors		1.76 (0.18)		0.49 (0.48)		0.01 (0.91)		1.47 (0.22)

注1: 上段は推定値(IPO年度ダミー、業種ダミーの掲載は省略)、下段の括弧内の数値はt値およびz値のrobust estimator

注2: 係数の検定結果およびGMMの検定結果の括弧内の数値はp値。決定係数の上段はCentered R2、下段はUncentered R2

注3: 有意水準に応じてアスタリスク表示: 1% (***)、5% (**)、10% (*)

注4: primaryの操作変数として、age, rtn, roa, md_qを採用

Panel E: Σ R&D								
	t-1,t		t-1,t+1		t-1,t+2		t-1,t+3	
	OLS	GMM	OLS	GMM	OLS	GMM	OLS	GMM
primary	0.01 (1.52)	0.06 ** (2.47)	0.03 * (1.88)	0.14 ** (2.46)	0.06 ** (2.01)	0.23 *** (2.58)	0.08 ** (2.03)	0.30 *** (2.63)
others	-0.01 (-1.00)	0.00 (-0.53)	0.00 (0.41)	0.00 (-0.07)	0.00 (-0.34)	-0.02 (-1.28)	0.00 (-0.34)	-0.02 (-1.43)
md_q	0.02 (1.10)	0.01 (0.82)	0.04 (1.19)	0.03 (0.88)	0.06 (1.11)	0.04 (0.67)	0.07 (1.01)	0.03 (0.47)
ln_asset	0.00 (-1.20)	0.00 (1.04)	0.00 (-0.93)	0.00 (1.13)	0.00 (-1.02)	0.00 (0.93)	0.00 (-1.02)	0.00 (0.86)
debt0_asset0	0.00 (0.20)	0.00 (0.19)	0.00 (-0.09)	0.00 (0.35)	0.00 (0.10)	0.01 (0.87)	0.00 (0.07)	0.02 (0.87)
const	0.02 (1.11)	0.00 (-0.03)	0.03 (0.73)	-0.01 (-0.18)	0.06 (0.89)	0.01 (0.18)	0.08 (0.97)	0.03 (0.37)
R2	0.32	0.26 0.41	0.34	0.28 0.43	0.36	0.29 0.44	0.37	0.30 0.45
N	354	354	354	354	354	354	354	354
$H_0: \beta_1 = \beta_2$	3.17 * (0.08)	6.06 ** (0.01)	1.75 (0.19)	5.15 ** (0.02)	3.36 * (0.07)	6.42 ** (0.01)	3.64 * (0.06)	6.75 *** (0.01)
Hansen J statistic		4.85 * (0.09)		2.88 (0.24)		2.05 (0.36)		1.69 (0.43)
Endogeneity test of endogenous regressors		4.66 ** (0.03)		4.83 ** (0.03)		5.42 ** (0.02)		5.46 ** (0.02)

注1: 上段は推定値(IPO年度ダミー、業種ダミーの掲載は省略)、下段の括弧内の数値はt値およびz値のrobust estimator

注2: 係数の検定結果およびGMMの検定結果の括弧内の数値はp値。決定係数の上段はCentered R2、下段はUncentered R2

注3: 有意水準に応じてアスタリスク表示: 1% (***)、5% (**)、10% (*)

注4: primaryの操作変数として、age, rtn, roa, md_qを採用

Panel F: Δ Cash									
	t-1,t		t-1,t+1		t-1,t+2		t-1,t+3		
	OLS	GMM	OLS	GMM	OLS	GMM	OLS	GMM	
primary	0.59 *** (8.33)	0.49 *** (3.44)	0.48 *** (5.45)	0.66 *** (3.39)	0.49 *** (4.39)	0.34 (1.47)	0.41 *** (2.88)	-0.05 (-0.15)	
others	0.25 *** (5.59)	0.25 *** (5.92)	0.23 *** (6.14)	0.22 *** (6.09)	0.20 *** (5.52)	0.21 *** (5.44)	0.25 *** (6.25)	0.29 *** (6.51)	
md_q	-0.06 (-0.70)	-0.04 (-0.47)	0.06 (0.50)	0.04 (0.39)	0.00 (0.02)	0.07 (0.49)	-0.30 (-1.45)	-0.21 (-1.14)	
ln_asset	0.00 (-0.29)	-0.01 (-0.72)	0.00 (0.41)	0.01 (1.25)	0.01 (0.55)	0.00 (0.00)	0.02 (1.34)	0.00 (0.21)	
debt0_asset0	-0.20 *** (-6.70)	-0.20 *** (-7.13)	-0.30 *** (-7.68)	-0.30 *** (-7.75)	-0.29 *** (-6.53)	-0.30 *** (-6.83)	-0.33 *** (-5.35)	-0.35 *** (-5.61)	
const	0.05 (0.53)	0.07 (0.70)	-0.07 (-0.49)	-0.13 (-0.86)	-0.13 (-0.64)	-0.13 (-0.67)	-0.03 (-0.12)	0.02 (0.09)	
R2	0.52	0.52	0.42	0.41	0.41	0.40	0.37	0.34	
		0.65		0.52		0.51		0.44	
N	359	359	359	359	359	359	359	359	
$H_0: \beta_1 = \beta_2$	17.60 *** (0.00)	2.86 * (0.09)	6.24 ** (0.01)	4.71 ** (0.03)	5.43 ** (0.02)	0.28 (0.60)	1.04 (0.31)	0.89 (0.35)	
Hansen J statistic		1.25 (0.54)		2.73 (0.26)		3.07 (0.22)		3.51 (0.17)	
Endogeneity test of endogenous regressors		0.44 (0.51)		0.96 (0.33)		0.37 (0.54)		1.80 (0.18)	

注1: 上段は推定値(IPO年度ダミー、業種ダミーの掲載は省略)、下段の括弧内の数値はt値およびz値のrobust estimator

注2: 係数の検定結果およびGMMの検定結果の括弧内の数値はp値。決定係数の上段はCentered R2、下段はUncentered R2

注3: 有意水準に応じてアスタリスク表示: 1% (***)、5% (**)、10% (*)

注4: primaryの操作変数として、age, rtn, roa, md_qを採用

Panel G: Δ LT Debt Reduction								
	t-1,t		t-1,t+1		t-1,t+2		t-1,t+3	
	OLS	GMM	OLS	GMM	OLS	GMM	OLS	GMM
primary	0.02 (1.11)	0.05 (1.05)	0.02 (0.61)	0.01 (0.13)	0.01 (0.14)	-0.07 (-0.54)	0.01 (0.09)	-0.06 (-0.35)
others	0.06 *** (2.89)	0.06 *** (3.29)	0.06 *** (3.10)	0.07 *** (3.36)	0.10 *** (3.91)	0.11 *** (4.22)	0.13 *** (4.77)	0.14 *** (5.09)
md_q	0.04 (0.93)	0.04 (1.03)	0.11 (1.56)	0.11 (1.60)	0.20 ** (2.11)	0.19 ** (1.99)	0.25 ** (2.12)	0.24 ** (2.10)
ln_asset	0.00 (-0.83)	0.00 (-0.34)	0.00 (-1.02)	0.00 (-0.90)	-0.01 (-1.09)	-0.01 (-1.24)	-0.01 * (-1.73)	-0.02 (-1.56)
debt0_asset0	0.22 *** (16.28)	0.22 *** (16.51)	0.41 *** (19.12)	0.41 *** (19.01)	0.58 *** (18.49)	0.58 *** (18.62)	0.74 *** (18.67)	0.73 *** (19.25)
const	0.00 (0.00)	-0.02 (-0.34)	-0.06 (-0.70)	-0.06 (-0.73)	-0.19 (-1.48)	-0.15 (-1.22)	-0.23 (-1.46)	-0.21 (-1.36)
R2	0.54	0.54	0.63	0.63	0.65	0.65	0.65	0.65
		0.77		0.82		0.83		0.84
N	354	354	354	354	354	354	354	354
$H_0: \beta_1 = \beta_2$	1.08 (0.30)	0.07 (0.80)	1.14 (0.29)	0.35 (0.55)	2.02 (0.16)	1.63 (0.20)	2.19 (0.14)	1.22 (0.27)
Hansen J statistic		1.42 (0.49)		1.76 (0.41)		4.76 * (0.09)		4.19 (0.12)
Endogeneity test of endogenous regressors		0.27 (0.60)		0.01 (0.91)		0.39 (0.53)		0.10 (0.75)

注1: 上段は推定値(IPO年度ダミー、業種ダミーの掲載は省略)、下段の括弧内の数値はt値およびz値のrobust estimator

注2: 係数の検定結果およびGMMの検定結果の括弧内の数値はp値。決定係数の上段はCentered R2、下段はUncentered R2

注3: 有意水準に応じてアスタリスク表示: 1% (***)、5% (**)、10% (*)

注4: primaryの操作変数として、age, rtn, roa, md_qを採用

まず、Panel A の総資産 (Δ Total Assets) の分析結果をみると、全ての期間について調達資金は有意にプラスとなっており、総資産の成長に寄与する様子がみてとれる。その他資金も有意にプラスとなっているが、係数の差の検定結果をみると、 $t+3$ 期を除けば、調達資金の推定値は有意に大きなものとなっている。これに関連して、被説明変数に対する調達資金とその他資金の限界効果を図表 3-5 に示す²⁵。図表 3-5 をみると、調達資金の限界効果は 1.00 から 1.19 であるのに対して、その他資金の限界効果は 0.22 から 0.38 に止まっていることがわかる。

Panel B の在庫投資 (Δ Inventory) についてみると、調達資金は $t+3$ 期を除く全てのケースで有意にプラスとなっている²⁶。その他資金に対する係数の差の検定結果をみると、当該期間の調達資金の推定値は有意に大きなものとなっている。ただし、限界効果についてみると、調達資金は最大でも 0.12 に止まるため、経済的な効果は限定的である。

Panel C の設備投資 (Σ Investment) についてみると、全ての期間について調達資金は有意にプラスとなっており、調達資金が設備投資を促進する様子がみてとれる。その他資金も同様に有意にプラスとなっているが、その他資金に比べて調達資金の係数の推定値は有意に大きく、調達資金が設備投資に与える影響のほうが大きいことが分かる²⁷。調達資金の限界効果についてみると、経年的に増加する様子がみてとれる。

Panel D の M&A (Σ M&A) についてみると、調達資金の促進効果はみられない一方、その他資金は $t+2$ 期以降でプラスに寄与していることがわかる。ただし、係数の差の検定結果についてみると調達資金とその他資金の違いはなく、両者の限界効果は何れもゼロに近い水準となっており、経済的な効果はほとんどみられない。

Panel E の R&D (Σ R&D) についてみると、全ての期間で調達資金は有意にプラスとなっており、R&D の増加に寄与していることが分かる。また、係数の差の検定結果をみると、全てのケースで調達資金の推定値がその他資金の推定値よりも大きいことがわかる。この結果は設備投資の結果と同様であるが、その他資金が寄与しない点が異なっている。また、調達資金の限界効果についてみると、最大でも 0.07 に止まる点も設備投資の結果と異なる。

Panel F の手元流動性保有 (Δ Cash) についてみると、全ての期間について調達資金は有意にプラスとなっており、手元流動性保有に寄与することがわかる。また、有利子負債

²⁵ Kim/Weisbach[2008]に依拠して、OLS の推定結果を用いて IPO と SEO のサンプルにおける median-sized firm の限界効果を推計している。図表 3-4 から明らかなように、OLS と GMM の限界効果はやや異なるものの主要な結論に影響を与えないため、GMM の推計結果の報告は省略する。

²⁶ ただし、 $t+1$ 期は定式化に失敗しているため解釈には注意を要する。

²⁷ 全ての期間において内生性のテストをクリアしており、同時性を考慮してもなおロバストな結果を示している。

(debt0_asset0) が全てのケースで有意にマイナスとなっており、負債と手元流動性保有が代替的な関係にある様子がうかがえる。続いて調達資金の限界効果についてみると、 t 期の推計値は 0.58 と調達資金の使途の中で最も大きいものの、その効果は徐々に低下していき $t+3$ 期には 0.32 に半減する。

Panel G の長期有利子負債償還 (Σ LT Debt Reduction) についてみると、調達資金は全てのケースで有意水準を満たさない一方、その他資金は有意にプラスとなっている。換言すると、長期有利子負債償還は IPO により調達した資金ではなく、その他の資金が充当された可能性がある。また、有利子負債比率 (debt0_asset0) は全てのケースで有意にプラスとなっており、IPO 直前の有利子負債比率が高い企業ほど、負債の償還を促進する傾向がうかがえる。もっとも、係数の差の検定結果は何れも有意な結果を示しておらず、その他資金の限界効果は最大でも 0.07 に止まることから、経済的な影響は限定的である。

以上の IPO の調達資金に関する分析結果は、IPO による調達資金の主要な使途が設備投資と現金保有にあることを明らかにした Kim/Weisbach[2008]と整合的なものである。また、Kim/Weisbach[2008]は、IPO 企業によるその他資金の使途として M&A と長期有利子負債償還の 2 つを指摘している。これらについても、長期有利子負債償還に関して同様の結果を確認したほか、M&A については $t+2$ 期以降で同様の結果を確認している。

図表 3-5 調達資金とその他資金の限界効果

IPOの限界効果														
Δ Total Assets			Δ Inventory		Σ Investment		Σ M&A		Σ R&D		Δ Cash		Δ LT Debt Reduction	
	primary	others	primary	others	primary	others	primary	others	primary	others	primary	others	primary	others
[t-1,t]	1.19	0.22	0.08	-0.04	0.14	0.06	0.00	0.00	0.01	-0.01	0.58	0.20	0.02	0.04
[t-1,t+1]	1.15	0.38	0.06	0.03	0.26	0.10	0.02	0.01	0.03	0.00	0.37	0.13	0.02	0.04
[t-1,t+2]	1.12	0.32	0.12	0.03	0.36	0.12	0.05	0.01	0.05	0.00	0.38	0.11	0.01	0.06
[t-1,t+3]	1.00	0.38	0.10	0.03	0.42	0.11	0.04	0.02	0.07	0.00	0.32	0.12	0.01	0.07
SEOの限界効果														
Δ Total Assets			Δ Inventory		Σ Investment		Σ M&A		Σ R&D		Δ Cash		Δ LT Debt Reduction	
	primary	others	primary	others	primary	others	primary	others	primary	others	primary	others	primary	others
[t-1,t]	1.40	0.13	0.13	-0.07	-0.07	0.17	0.15	0.08	0.01	0.00	0.64	0.25	-0.13	0.17
[t-1,t+1]	1.50	0.36	0.13	0.00	-0.01	0.16	0.36	0.19	0.03	-0.01	0.41	0.21	-0.05	0.15
[t-1,t+2]	1.44	0.24	0.04	0.00	0.06	0.17	0.35	0.13	0.03	-0.01	0.24	0.17	0.10	0.13
[t-1,t+3]	1.09	0.23	-0.03	0.01	0.12	0.24	0.39	0.10	0.06	-0.01	0.09	0.14	-0.01	0.20

3.4 SEO 企業の資金使途

本項では、SEO による調達資金使途に関する分析結果を報告する。なお定式化は、IPO の推定方法と同様である²⁸。SEO の調達資金使途の推定結果を図表 3-6 に示す。

まず、Panel A の総資産 (Δ Total Assets) についてみると、IPO と同様に、全ての期間

²⁸ ただし、robust-estimator による GMM 推定量の推定が実行できなかったため、通常の標準誤差に基づく z 値を報告している。

について調達資金 (primary) は有意にプラスとなっている。また、その他資金 (others) もプラスに寄与するものの、調達資金が総資産に与える効果と比べると $t+3$ 期を除けば小さなものとなっている。しかし、図表 3-5 の下段に示す SEO による調達資金の限界効果は 1.09 から 1.50 となっており、その他資金の限界効果はもちろん、IPO の調達資金の限界効果を上回っている。

Panel B の在庫投資 (Δ Inventory) についてみると、調達資金は $t+1$ 期までプラスに寄与する様子がみてとれる。他方、その他資金は、いずれの期間についてもプラスに寄与する傾向はみられない。なお、係数の差の検定の結果において有意性が確認されたのは t 期のみであるほか、調達資金の限界効果は $t+1$ 期までは IPO の調達資金の限界効果を上回るものの、 $t+2$ 期以降は下回っている。IPO に比べると、SEO の調達資金の在庫投資への寄与は短期的なものに止まるといえる。

Panel C の設備投資 (Σ Investment) についてみると、IPO の分析結果と異なり、調達資金はいずれのケースにおいても設備投資を高める傾向はみられない。むしろ、SEO の場合は、その他資金が設備投資を高める傾向がみられる。ただし、係数の差の検定の結果が t 期のみ有意である点を踏まえると、その他資金の推計値が特別に大きいわけではない。この点について、その他資金の限界効果をみると 0.16 から 0.24 となっており、IPO の調達資金の限界効果に比べるとやや低い水準となっている。これらの結果は、IPO の調達資金の使途が設備投資の動機によって説明される可能性を示唆した前項の結果に対して、SEO の分析結果が異なることを示していると考えられる。

Panel D の M&A (Σ M&A) についてみると、調達資金は $t+1$ 期で有意にプラスとなる一方、その他資金はいずれの期間も有意にプラスとなっている。その他資金が M&A に寄与するという結果は、IPO のケースと同様である。

Panel E の R&D (Σ R&D) についてみると、調達資金及びその他資金ともに、R&D 支出を促進する傾向はみられない。調達資金の効果が観察されなかったことは、IPO の分析結果と異なる点である。

図表 3-6 SEO の調達資金の使途

	Panel A: Δ Total Assets							
	t-1,t		t-1,t+1		t-1,t+2		t-1,t+3	
	OLS	GMM	OLS	GMM	OLS	GMM	OLS	GMM
primary	1.53 *** (11.04)	1.66 *** (5.39)	1.53 *** (8.73)	2.92 *** (3.26)	1.46 *** (5.70)	3.05 *** (2.81)	1.09 ** (2.50)	1.49 (1.17)
others	0.09 (0.72)	0.05 (0.42)	0.59 *** (3.98)	0.32 (1.52)	0.51 *** (4.00)	0.24 (1.16)	0.54 *** (3.49)	0.48 ** (2.13)
md_q	0.06 (0.18)	0.05 (0.22)	-0.05 (-0.12)	-0.13 (-0.24)	0.10 (0.16)	-0.01 (-0.02)	0.62 (0.73)	0.60 (0.83)
ln_asset	0.01 (0.53)	0.02 (0.65)	0.03 (0.89)	0.13 * (1.74)	0.01 (0.22)	0.13 (1.38)	0.00 (-0.01)	0.03 (0.27)
debt0_asset0	-0.09 (-1.13)	-0.06 (-0.67)	-0.26 * (-1.84)	0.03 (0.13)	-0.29 (-1.37)	0.06 (0.18)	-0.45 (-1.52)	-0.36 (-0.95)
const	-0.29 (-0.79)	-0.38 (-1.08)	-0.53 (-1.00)	-1.51 * (-1.68)	-0.54 (-0.78)	-1.66 (-1.55)	-0.40 (-0.41)	-0.67 (-0.56)
R2	0.88	0.88	0.83	0.70	0.80	0.69	0.72	0.71
N	74	74	74	74	74	74	74	74
$H_0: \beta_1 = \beta_2$	34.81 *** (0.00)	15.54 *** (0.00)	14.82 *** (0.00)	5.81 ** (0.02)	7.59 *** (0.01)	4.89 ** (0.03)	1.02 (0.32)	0.47 (0.49)
Hansen J statistic		0.99 (0.61)		0.43 (0.81)		0.01 (1.00)		1.30 (0.52)
Endogeneity test of endogenous regressors		0.19 (0.66)		4.47 ** (0.03)		3.69 * (0.05)		0.11 (0.74)

注1: 上段は推定値(SEO年度ダミー、業種ダミーの掲載は省略)、下段の括弧内の数値はt値(robust estimator)およびz値

注2: 係数の検定結果およびGMMの検定結果の括弧内の数値はp値。決定係数の上段はCentered R2、下段はUncentered R2

注3: 有意水準に応じてアスタリスク表示: 1% (***)、5% (**)、10% (*)

注4: primaryの操作変数として、age, rtn, roa, md_qを採用

Panel B: Δ Inventory								
	t-1,t		t-1,t+1		t-1,t+2		t-1,t+3	
	OLS	GMM	OLS	GMM	OLS	GMM	OLS	GMM
primary	0.15 *** (3.44)	0.10 (0.79)	0.18 ** (2.23)	0.68 * (1.85)	0.12 (1.22)	0.65 (1.29)	0.05 (0.46)	0.09 (0.13)
others	-0.07 ** (-2.02)	-0.05 (-0.97)	-0.01 (-0.24)	-0.12 (-1.35)	0.00 (-0.08)	-0.09 (-0.99)	0.00 (0.08)	0.00 (0.00)
md_q	-0.08 (-0.52)	-0.08 (-0.86)	-0.03 (-0.14)	-0.02 (-0.07)	-0.18 (-0.51)	-0.24 (-0.76)	-0.62 (-1.10)	-0.62 (-1.53)
ln_asset	0.00 (-0.38)	-0.01 (-0.65)	-0.02 (-1.55)	0.01 (0.41)	-0.03 (-1.27)	0.01 (0.19)	-0.03 (-0.91)	-0.03 (-0.52)
debt0_asset0	0.05 (1.66)	0.04 (0.92)	0.10 (1.27)	0.22 * (1.90)	0.18 ** (2.01)	0.31 ** (1.97)	0.19 (1.41)	0.20 (0.93)
const	0.06 (0.46)	0.11 (0.74)	-0.03 (-0.12)	-0.41 (-1.08)	0.03 (0.06)	-0.33 (-0.68)	0.43 (0.60)	0.41 (0.61)
R2	0.80	0.80	0.82	0.73	0.76	0.70	0.70	0.70
N	71	71	71	71	71	71	71	71
$H_0: \beta_1 = \beta_2$	10.53 *** (0.00)	0.77 (0.38)	2.79 (0.10)	3.19 * (0.07)	1.05 (0.31)	1.59 (0.21)	0.11 (0.74)	0.01 (0.91)
Hansen J statistic		2.22 (0.33)		0.55 (0.76)		0.63 (0.73)		0.47 (0.79)
Endogeneity test of endogenous regressors		0.23 (0.63)		2.93 * (0.09)		1.52 (0.22)		0.00 (0.96)

注1: 上段は推定値(SEO年度ダミー、業種ダミーの掲載は省略)、下段の括弧内の数値はt値(robust estimator)およびz値

注2: 係数の検定結果およびGMMの検定結果の括弧内の数値はp値。決定係数の上段はCentered R2、下段はUncentered R2

注3: 有意水準に応じてアスタリスク表示: 1% (***)、5% (**)、10% (*)

注4: primaryの操作変数として、age, rtn, roa, md_qを採用

Panel C: Σ Investment								
	t-1,t		t-1,t+1		t-1,t+2		t-1,t+3	
	OLS	GMM	OLS	GMM	OLS	GMM	OLS	GMM
primary	-0.07 (-0.81)	0.04 (0.17)	0.01 (0.07)	0.14 (0.28)	0.04 (0.16)	0.41 (0.63)	0.04 (0.11)	0.30 (0.39)
others	0.16 ** (2.50)	0.13 (1.44)	0.20 ** (2.64)	0.18 (1.52)	0.25 *** (3.51)	0.19 (1.48)	0.39 *** (4.72)	0.35 ** (2.46)
md_q	0.05 (0.30)	0.05 (0.31)	0.01 (0.04)	0.01 (0.04)	0.00 (0.00)	-0.01 (-0.02)	-0.06 (-0.12)	-0.06 (-0.13)
ln_asset	0.00 (-0.30)	0.00 (0.16)	0.00 (0.13)	0.01 (0.30)	0.01 (0.35)	0.04 (0.71)	0.03 (0.85)	0.05 (0.84)
debt0_asset0	-0.03 (-0.48)	-0.01 (-0.10)	-0.05 (-0.39)	-0.02 (-0.14)	-0.07 (-0.52)	0.00 (0.01)	-0.19 (-1.10)	-0.13 (-0.56)
const	0.26 (1.26)	0.18 (0.69)	0.27 (0.68)	0.18 (0.35)	0.40 (0.81)	0.13 (0.20)	0.47 (0.89)	0.29 (0.37)
R2	0.32	0.30	0.31	0.30	0.39	0.36	0.52	0.51
N	73	73	73	73	73	73	73	73
$H_0: \beta_1 = \beta_2$	4.04 ** (0.05)	0.10 (0.75)	0.75 (0.39)	0.01 (0.94)	0.48 (0.49)	0.08 (0.78)	0.70 (0.41)	0.00 (0.96)
Hansen J statistic		15.40 *** (0.00)		13.03 *** (0.00)		14.18 *** (0.00)		14.50 *** (0.00)
Endogeneity test of endogenous regressors		0.29 (0.59)		0.07 (0.79)		0.36 (0.55)		0.13 (0.72)

注1: 上段は推定値(SEO年度ダミー、業種ダミーの掲載は省略)、下段の括弧内の数値はt値(robust estimator)およびz値

注2: 係数の検定結果およびGMMの検定結果の括弧内の数値はp値。決定係数の上段はCentered R2、下段はUncentered R2

注3: 有意水準に応じてアスタリスク表示: 1% (***)、5% (**)、10% (*)

注4: primaryの操作変数として、age, rtn, roa, md_qを採用

Panel D: Σ M&A								
	t-1,t		t-1,t+1		t-1,t+2		t-1,t+3	
	OLS	GMM	OLS	GMM	OLS	GMM	OLS	GMM
primary	0.14 (1.65)	0.29 * (1.96)	0.31 ** (2.14)	0.87 * (1.88)	0.29 * (1.96)	1.08 ** (2.01)	0.33 * (1.91)	1.08 * (1.85)
others	0.13 ** (2.14)	0.08 (1.43)	0.33 *** (2.69)	0.22 ** (2.07)	0.25 ** (2.55)	0.11 (1.12)	0.21 ** (2.21)	0.09 (0.91)
md_q	-0.02 (-0.15)	-0.03 (-0.25)	-0.21 (-0.77)	-0.24 (-0.85)	-0.27 (-0.90)	-0.32 (-1.00)	-0.27 (-0.93)	-0.31 (-0.95)
ln_asset	0.01 (1.60)	0.02 * (1.74)	0.04 * (1.88)	0.08 ** (2.14)	0.04 * (1.75)	0.09 ** (2.11)	0.05 * (1.93)	0.10 ** (2.15)
debt0_asset0	-0.05 (-1.33)	-0.02 (-0.50)	-0.17 (-1.65)	-0.05 (-0.40)	-0.17 (-1.62)	0.00 (-0.01)	-0.18 (-1.58)	-0.01 (-0.07)
const	-0.10 (-0.93)	-0.21 (-1.21)	-0.23 (-0.81)	-0.62 (-1.36)	-0.15 (-0.51)	-0.70 (-1.32)	-0.23 (-0.79)	-0.74 (-1.35)
R2	0.45	0.38	0.57	0.43	0.57	0.32	0.53	0.31
N	74	74	74	74	74	74	74	74
$H_0: \beta_1 = \beta_2$	0.04 (0.85)	1.11 (0.29)	0.02 (0.89)	1.36 (0.24)	0.07 (0.80)	2.35 (0.13)	0.38 (0.54)	2.13 (0.14)
Hansen J statistic		6.80 ** (0.03)		1.26 (0.53)		0.25 (0.88)		0.22 (0.90)
Endogeneity test of endogenous regressors		1.26 (0.26)		2.13 (0.14)		3.66 * (0.06)		2.62 (0.11)

注1: 上段は推定値(SEO年度ダミー、業種ダミーの掲載は省略)、下段の括弧内の数値はt値(robust estimator)およびz値

注2: 係数の検定結果およびGMMの検定結果の括弧内の数値はp値。決定係数の上段はCentered R2、下段はUncentered R2

注3: 有意水準に応じてアスタリスク表示: 1% (***)、5% (**)、10% (*)

注4: primaryの操作変数として、age, rtn, roa, md_qを採用

Panel E: Σ R&D								
	t-1,t		t-1,t+1		t-1,t+2		t-1,t+3	
	OLS	GMM	OLS	GMM	OLS	GMM	OLS	GMM
primary	0.00 (0.29)	-0.08 (-1.45)	0.02 (0.92)	-0.24 (-1.24)	0.03 (0.80)	-0.34 (-1.17)	0.06 (1.14)	-0.43 (-1.04)
others	0.00 (-0.31)	0.02 (1.14)	-0.02 (-1.34)	0.04 (0.93)	-0.01 (-0.93)	0.06 (0.99)	-0.03 (-1.42)	0.06 (0.78)
md_q	0.03 (0.93)	0.03 (0.83)	0.06 (1.05)	0.07 (0.76)	0.09 (1.04)	0.10 (0.77)	0.15 (1.25)	0.16 (0.88)
ln_asset	-0.01 * (-1.79)	-0.01 ** (-2.36)	-0.01 * (-1.73)	-0.03 ** (-2.07)	-0.02 * (-1.77)	-0.04 ** (-2.10)	-0.03 * (-1.84)	-0.05 ** (-2.08)
debt0_asset0	0.00 (-0.22)	-0.02 (-1.14)	0.00 (-0.07)	-0.06 (-1.14)	0.00 (-0.12)	-0.09 (-1.11)	0.01 (0.12)	-0.11 (-0.96)
const	0.02 (0.63)	0.08 (1.37)	0.05 (0.57)	0.19 (1.26)	0.08 (0.64)	0.28 (1.27)	0.09 (0.57)	0.36 (1.18)
R2	0.58	0.35	0.58	0.17	0.59	0.29	0.60	0.30
		0.50		0.36		0.44		0.46
N	71	71	71	71	71	71	71	71
$H_0: \beta_1 = \beta_2$	0.11 (0.74)	1.99 (0.16)	1.28 (0.26)	1.43 (0.23)	0.81 (0.37)	1.32 (0.25)	1.67 (0.20)	1.02 (0.31)
Hansen J statistic		0.62 (0.73)		0.34 (0.85)		0.32 (0.85)		0.19 (0.91)
Endogeneity test of endogenous regressors		3.79 * (0.05)		3.91 ** (0.05)		2.97 * (0.08)		2.60 (0.11)

注1: 上段は推定値(SEO年度ダミー、業種ダミーの掲載は省略)、下段の括弧内の数値はt値(robust estimator)およびz値

注2: 係数の検定結果およびGMMの検定結果の括弧内の数値はp値。決定係数の上段はCentered R2、下段はUncentered R2

注3: 有意水準に応じてアスタリスク表示: 1% (***)、5% (**)、10% (*)

注4: primaryの操作変数として、age, rtn, roa, md_qを採用

Panel F: Δ Cash								
	t-1,t		t-1,t+1		t-1,t+2		t-1,t+3	
	OLS	GMM	OLS	GMM	OLS	GMM	OLS	GMM
primary	0.56 *** (4.50)	0.74 *** (4.24)	0.31 (1.31)	0.56 (1.59)	0.22 (0.97)	-0.08 (-0.18)	0.05 (0.23)	-0.47 (-0.93)
others	0.32 *** (5.07)	0.30 *** (5.20)	0.36 *** (5.25)	0.32 *** (4.45)	0.34 *** (5.98)	0.38 *** (5.54)	0.28 *** (4.87)	0.34 *** (4.46)
md_q	-0.17 (-0.66)	-0.19 (-1.27)	0.22 (0.61)	0.19 (0.74)	0.86 ** (2.20)	0.90 *** (3.15)	1.13 *** (2.78)	1.19 *** (3.75)
ln_asset	0.00 (-0.25)	0.01 (0.61)	0.01 (0.25)	0.02 (0.77)	-0.01 (-0.33)	-0.03 (-0.83)	-0.02 (-0.83)	-0.06 (-1.43)
debt0_asset0	-0.21 *** (-4.53)	-0.19 *** (-3.39)	-0.37 *** (-3.77)	-0.33 *** (-3.18)	-0.36 *** (-3.27)	-0.42 *** (-3.48)	-0.50 *** (-4.47)	-0.60 *** (-4.30)
const	0.06 (0.25)	-0.07 (-0.33)	-0.42 (-1.50)	-0.58 (-1.57)	-0.89 ** (-2.01)	-0.69 (-1.62)	-1.00 ** (-2.31)	-0.67 (-1.38)
R2	0.76	0.74	0.22	0.63	0.68	0.67	0.66	0.62
		0.85		0.73		0.77		0.74
N	72	72	72	72	72	72	72	72
$H_0: \beta_1 = \beta_2$	1.90 (0.17)	4.70 ** (0.03)	0.04 (0.85)	0.36 (0.55)	0.22 (0.64)	0.90 (0.34)	0.76 (0.39)	2.01 (0.16)
Hansen J statistic		2.73 (0.26)		0.76 (0.68)		0.17 (0.92)		0.19 (0.91)
Endogeneity test of endogenous regressors		1.48 (0.22)		0.67 (0.41)		0.61 (0.44)		1.38 (0.24)

注1: 上段は推定値(SEO年度ダミー、業種ダミーの掲載は省略)、下段の括弧内の数値はt値(robust estimator)およびz値

注2: 係数の検定結果およびGMMの検定結果の括弧内の数値はp値。決定係数の上段はCentered R2、下段はUncentered R2

注3: 有意水準に応じてアスタリスク表示: 1% (***)、5% (**)、10% (*)

注4: primaryの操作変数として、age, rtn, roa, md_qを採用

Panel G: Δ LT Debt Reduction								
	t-1,t		t-1,t+1		t-1,t+2		t-1,t+3	
	OLS	GMM	OLS	GMM	OLS	GMM	OLS	GMM
primary	-0.13 ** (-2.42)	0.09 (0.64)	-0.04 (-0.25)	0.14 (0.41)	0.08 (0.42)	0.54 (1.14)	0.00 (-0.01)	0.99 (1.32)
others	0.19 *** (4.70)	0.12 * (1.90)	0.19 *** (2.67)	0.16 ** (1.98)	0.18 ** (2.41)	0.10 (1.11)	0.29 *** (3.18)	0.13 (1.04)
md_q	0.00 (0.01)	0.01 (0.09)	-0.05 (-0.17)	-0.05 (-0.21)	-0.08 (-0.19)	-0.10 (-0.32)	-0.20 (-0.39)	-0.21 (-0.45)
ln_asset	-0.02 ** (-2.04)	0.00 (-0.09)	-0.02 (-1.08)	-0.01 (-0.31)	-0.03 (-1.07)	0.01 (0.18)	-0.03 (-1.01)	0.03 (0.59)
debt0_asset0	0.21 *** (4.69)	0.24 *** (5.66)	0.45 *** (4.74)	0.48 *** (4.81)	0.73 *** (4.78)	0.82 *** (5.84)	0.85 *** (4.68)	1.07 *** (4.83)
const	0.10 (0.81)	-0.08 (-0.47)	0.09 (0.34)	-0.06 (-0.15)	0.08 (0.28)	-0.25 (-0.51)	0.08 (0.22)	-0.64 (-0.85)
R2	0.74	0.64	0.71	0.69	0.76	0.68	0.27	0.69
N	72	72	72	72	72	72	72	72
$H_0: \beta_1 = \beta_2$	18.13 *** (0.00)	0.01 (0.91)	1.50 (0.23)	0.00 (0.97)	0.18 (0.68)	0.64 (0.43)	0.93 (0.34)	0.98 (0.32)
Hansen J statistic		2.37 (0.31)		9.37 *** (0.01)		4.78 * (0.09)		4.73 * (0.09)
Endogeneity test of endogenous regressors		3.61 * (0.06)		0.33 (0.57)		1.22 (0.27)		2.81 * (0.09)

注1: 上段は推定値(SEO年度ダミー、業種ダミーの掲載は省略)、下段の括弧内の数値はt値(robust estimator)およびz値

注2: 係数の検定結果およびGMMの検定結果の括弧内の数値はp値。決定係数の上段はCentered R2、下段はUncentered R2

注3: 有意水準に応じてアスタリスク表示: 1%(***)、5%(**)、10%(*)

注4: primaryの操作変数として、age, rtn, roa, md_qを採用

Panel F の手元流動性保有 (ΔCash) についてみると、調達資金が手元流動性保有を促進する傾向が確認できるのは SEO 直後のみである。この結果は、全期間に渡って手元流動性保有を高める傾向が確認された IPO とは異なる。一方、その他資金についてみると、IPO の分析結果と同様に全ての期間で有意にプラスとなっている。また、IPO の分析結果において観察された負債と手元流動性保有の代替的な関係がここでも確認されている。限界効果についてみると、SEO 直後の調達資金の限界効果は 0.64 と、IPO の調達資金の限界効果と同様に大きなものとなっている。これに対して、その他資金の限界効果は、0.14 から 0.25 となっており、IPO のその他資金の限界効果をわずかに上回る水準に止まっている。

Panel G の長期有利子負債償還 ($\Delta \text{LT Debt Reduction}$) についてみると、IPO の分析結果と同様に、調達資金が負債を償還する効果はみられない一方、その他資金が償還に寄与する傾向が確認できる。また、IPO 直前において有利子負債比率の高い企業が負債の償還を促進する傾向は、SEO においても同様である。この点について、その他資金の限界効果は 0.13 から 0.20 となっており、IPO のそれを大きく上回るものとなっている。従って、長期有利子負債償還は IPO においては行われず、むしろ SEO に際してその他資金が充当されることを示唆していると考えられる。

以上の SEO の調達資金に関する分析結果は、IPO とほぼ同様の資金使途となることを確認した Kim/Weisbach[2008]の結果と幾分異なるものである。具体的には、在庫投資や手元流動性を促進する効果は短期的なものに止まる一方、設備投資、R&D を促進する効果が確認されなかった点が彼らの分析結果と異なる²⁹。他方、総資産及び長期有利子負債については彼らと同様の傾向が確認された。図表 3-3 に示すように、IPO と同水準の資金調達を行っているにもかかわらず、SEO による調達資金の使途について、明確な結果が得られなかった点についてはさらなる検証が必要であろう。

3.5 IPO 調達資金による負債償還：再考

以上の分析では、IPO 企業は IPO による調達資金よりもその他の資金を長期有利子負債償還に充当する傾向が見られることが確認された。この結果は、本章が主として依拠する Kim/Weisbach[2008]の分析結果ともほぼ一貫している。しかし、IPO 調達資金の使途として負債償還に焦点を当てて分析を行った Pagano/Panetta/Zingales[1998]及び山田[2011]とは異なる結果となっている。具体的には、イタリアの IPO 企業を対象に分析を行

²⁹ Kim/Weisbach[2008]の結果に反して、DeAngelo/DeAngelo/Stulz[2010]は、SEO 直後、手元流動性の対総資産比率の上昇は小さいことを報告している。

った Pagano/Panetta/Zingales[1998]は、IPO 調達資金は設備投資よりも負債償還に充当されるという、本章とは反対の結果を報告している。また、山田[2011]は IPO 調達資金が負債、とりわけ流動負債の償還に充当されると報告している。以下では、Pagano/Panetta/Zingales[1998]及び山田[2011]と本章の結果が異なる理由について考察する³⁰。

第一に、Pagano/Panetta/Zingales[1998]と結果が異なる理由に関しては、分析方法・分析期間（Pagano/Panetta/Zingales[1998]では 1982–1992 年）の相違もさることながら、分析対象企業の国籍の違いが影響していると推測される。一般に IPO するイタリア企業の社齢は高いため、IPO 調達資金が設備投資よりも負債償還に充当された可能性がある。ちなみに、Pagano/Panetta/Zingales[1998]のサンプル企業の社齢は 33.4 年、本章のサンプル企業の社齢は 24.8 年である。この仮説を検証するため、本章の分析で用いたサンプルを社齢の中央値で分割し、各サブサンプルについて長期有利子負債を従属変数とする分析を行った。しかし、高社齢企業は IPO 調達資金を負債償還に充当するという期待された結果は得られなかった。日伊間で結果が異なる理由については、さらなる分析が必要である。

第二に、山田[2011]と結果が異なる理由に関しては、分析手法、分析対象企業、分析期間の違いが影響している可能性がある。まず分析手法に関しては、山田[2011]では IPO 調達資金以外の資金（内部資金、キャッシュフロー、負債発行による調達資金等）が負債償還に与える影響をコントロールしていないことが、本章と異なる点として挙げられる³¹。また、山田[2011]は IPO 調達資金がネットの負債合計増減（総負債、長期負債、短期負債）に与える影響を検証しているのに対し、本章では（グロスの）長期有利子負債償還に与える影響を検証している³²。以上の相違を勘案し、①IPO 調達資金以外の利用可能資金の影響をコントロールしない場合、②総負債合計、長期負債合計、及び短期負債合計の増減を被説明変数とする場合について、IPO 調達資金が負債償還に与える影響を検証した。しかし、ほとんどの場合、山田[2011]が報告する IPO 調達資金が負債償還を促進するという結果を再現することはできなかった。

次に分析対象企業に関しては、山田[2011]が新興三市場（JASDAQ、マザーズ、ヘラク

³⁰ 紙幅の制限により、以下の実証分析の結果は本章には掲載しない。詳細に関心がある場合は、執筆者までご連絡いただきたい。

³¹ 一般に、利用可能な資金が潤沢な企業では IPO 調達資金が少額になると考えられる。したがって、その他資金が負債償還に与える影響をコントロールせずに推定すると、脱落変数バイアスの問題が生じる可能性がある。Kim/Weisbach[2008]及び本章でその他資金を説明変数に加えたのは、こうした問題を回避するためである。

³² 本章がグロスの負債償還額に対する影響を検証したのは、銀行借入を含む負債発行の影響を排除し、純粋に IPO 調達資金が負債償還に充当されるか検証するためである。また本章の分析では有利子負債に限定して分析を行ったが、これは未払い退職・年金費用や繰延税金負債などを除く純粋な有利子負債に分析の焦点を当てるためである。Kim/Weisbach[2008]も同様の方法を採用している。

レス) 新規公開企業をサンプルとしているのに対し、本章では JASDAQ 公開企業だけをサンプルとしている点を挙げることができる。そこで、2000～2007 年度にマザーズ及びヘラクレス (旧ナスダック・ジャパン) に IPO した企業 262 社をサンプルに加えて、IPO 調達資金が長期有利子負債償還に与える影響について分析した³³。しかし、IPO 調達資金が長期有利子負債償還に充当されることを示唆する結果は得られず、IPO 調達資金以外の利用可能資金が新規公開後の長期有利子負債償還に充当されるという従前の結果を再確認することになった。

最後に分析期間に関しては、山田[2011]が 1997 年 9 月から 2005 年 12 月であるのに対し、本章は 2000 年 4 月から 2007 年 4 月を対象としている。本章の分析では 2000 年 3 月期から作成が義務づけられたキャッシュフロー計算書をデータソースの一つとしているため、山田[2011]と同一期間で分析を再現することはできない。しかし、山田[2011]が不良債権問題に起因する金融危機の期間を分析期間に含んでいることが、IPO 調達資金を負債償還に充当するという結果に影響していると推測される。1990 年代後半の金融危機において、銀行にとって健全性の確保は優先度の高い経営課題であった³⁴。とりわけ規制水準を超える自己資本比率の維持は重要な課題であり、増資・劣後債発行などにより自己資本の充実を図ると同時に、貸出の抑制を通じてリスク資産の圧縮を進めたと言われている。こうした状況では、銀行が IPO 企業に対して負債償還を要求した可能性がある。不良債権問題のような経済環境が IPO 調達資金の使途に与える影響については、今後の研究課題である。

4. おわりに

本章では、Kim/Weisbach[2008]の定式化に依拠して、JASDAQ の IPO 企業を対象に調達資金の使途について分析を行った。また、同様の定式化の下で、SEO による調達資金の資金使途との比較を行い、IPO 特有の資金使途を明らかにした。分析の結果、IPO による調達資金については、総資産、在庫投資、設備投資、R&D、手元流動性保有を促進する効果が確認された。これらの効果は、IPO における調達資金以外の資金使途と比べて有意に異なるものであった。他方、SEO による調達資金の使途に関しては、在庫投資や手元流動

³³ 当該期間中にマザーズ及びヘラクレスで IPO した企業 (金融を除く) は、合計 380 社である。分析期間中に決算期変更があった企業、データに不備がある企業、IPO 後 3 年間に公募増資を行った企業を除外した上で異常値処理を行った結果、最終的な追加サンプル数は 262 社となった。なお、説明変数として用いる業種メジアン q には、3 市場の業種メジアンを適用している。

³⁴ 1997 年末の準大手証券会社及び都市銀行破綻に端を発する金融危機については、例えば Hoshi/Kashyap[2001]を参照。自己資本比率維持のための貸出抑制については、例えば Ito/Sasaki[2002]を参照。

性を促進する効果は短期的なものに止まる一方、設備投資、R&D を促進する効果は確認されなかった。以上の分析結果は、IPO の動機が投資資金の調達によって説明される可能性を示唆するものであり、Kim/Weisbach[2008]が提示する結果と概ね整合的なものとなっている。

本章の分析は、いくつかの方法で拡張することができる。第一に、本章では IPO および SEO の資金調達額と資金使途の関係について分析を行ったが、企業属性や市場環境が IPO の資金使途に与える影響について分析することができる。例えば、レバレッジの高い新規公開企業が調達資金を負債償還に充当するといったことは容易に推測できる。第二に、本章では様々な IPO の目的のうち資金調達だけに焦点を当てたが、一般に指摘されているその他の目的が達成されているか分析することができる。資金調達以外に知名度向上や経営体質強化、優秀な人材の獲得、従業員の士気向上など様々な目的を掲げて企業は IPO するが、以上の目的の達成度に影響を与える企業属性について分析することは、学術的のみならず実務的にも興味深い課題である。以上は今後の課題である。

第4章： 新規公開における上場／上場廃止基準がその後の市場変更に与える影響

1. はじめに

新興市場は、事業の拡大を志向する企業に対して、資金調達機会の提供を通じて、企業の成長を促進する重要な役割を担う。これまで、わが国には複数の新興市場が存在しており、現在では、JASDAQ 市場及びマザーズ市場が運営される。これらの市場では、それぞれ上場／上場廃止基準が定められており、基準の厳しさが新規公開費用に影響を与えることが知られている（鈴木, 2005）。従って、株式の新規公開（Initial Public Offering; IPO）を検討する企業にとっては、自らの成長ステージに照らして公開のタイミングとともに、公開市場の選択が重要な意思決定問題となる。なぜなら、上場／上場廃止基準が緩い市場を選択した結果、新規公開費用が高んで当初予定した資金を調達できなかった場合には、事業の拡大に支障を及ぼす可能性があるからである。同様の議論として、上場／上場廃止基準が厳しい場合には、上場廃止基準に抵触することを恐れて、新規公開後のリスクの高い投資活動が抑制される恐れがあるほか、上場基準をクリアすることが困難であれば、上場を断念せざるを得ない場合もある。他方、規制当局側からみると、上場／上場廃止基準を厳しくした場合、新興市場の役割と異なり、業績の安定した成熟企業の上場が増える一方、上場／上場廃止基準を緩和した場合には、質の悪い新規公開企業が増える可能性もある。制度を設計する上では、こうした逆選択の問題が生じないように適切な基準を定めることが重要となる。

以上のように、高い成長性が期待される優良な企業を選別し、新規公開した企業の成長を促進することは新興市場の重要な役割である。とりわけ、わが国においては、新興市場のステップアップ先として本則市場があり、市場第一部（東証 1 部）が大企業向けの市場として、市場第二部（東証 2 部）が中堅・中小企業向けの市場として位置付けられている点を踏まえると、東証 1 部へのステップアップをサポートすることが新興市場の役割といえる³⁵。しかしながら、上述したように上場／上場廃止基準の適切な水準は必ずしも明らかにされておらず、上場／上場廃止基準の違いがその後の市場変更にどのような影響を与えるのかは定かではない。この点に関連する内外の先行研究として、上場／上場廃止基準の程度に注目した研究（鈴木, 2005; Johan, 2010; Espenlaub et al., 2012; Takahashi/Yamada, 2015）及び上場変更と株式パフォーマンスの関係に注目した研究（岡

³⁵ 新興市場の位置付けについては、日本証券経済研究所[2016]の 163 頁に詳しい。

田/山崎, 2005) がみられるものの, 上場/上場廃止基準と新規公開企業の市場変更の關係に焦点を当てた研究はみられない. そこで本章では, ヘラクレス市場のスタンダード基準及びグロース基準の違いに注目して, 上場/上場廃止基準の違いがその後の市場変更に与える影響について分析する. ただし, 現在のヘラクレス市場は, 2010 年 10 月に JASDAQ, NEO, ヘラクレスの 3 市場が統合され JASDAQ 市場となっており, 統合を機に上場/上場廃止基準が変更されている. 従って, 本章では, 3 市場統合前の 2000~2009 年のヘラクレス市場 (旧ナスダック・ジャパン市場を含む) の基準の違いに限定して, 当該市場に新規公開した 201 社を対象とする分析を行う. 詳細は後述するが, 他の新興市場に比べて, 分析期間中に大きな基準変更がなく, スタンダード基準及びグロース基準の社数に偏りがなく, 本章の仮説検証に適したサンプルであると考えられる. これらの分析を通じて, 先行研究が明らかにした知見に対して追加的な示唆を与えるとともに, 新興市場の上場/上場廃止基準のあり方を検討する際の一助となることが本章の目的である.

本章で得られた主要な結果は以下の通りである. 第一に, 基準の厳しいスタンダードでは, 資金制約及び流動性制約に晒されておらず, 余剰資金の豊富な企業が市場変更する一方, 基準の緩いグロースでは, 資金制約及び流動性制約に晒されているものの, 情報コストが低く投資機会の豊富な企業が市場変更する傾向がみられた. 第二に, IPO 時点に限定した分析結果によると, 前述のスタンダードの傾向は IPO 時点に比べて大きな変化がみられないのに対して, グロースの傾向は IPO 時点と比べて異なることが確認された. 第三に, これらの分析結果の背景には, 市場変更を選択しない要因として, 親会社の影響力や財・サービス市場における競争環境が影響を及ぼす可能性があることが示唆された. 本章の分析結果は, 異なる上場/上場廃止基準を設けることにより, 成長ステージの異なる企業のステップアップを促進する役割を新興市場が担っていることを示している.

本章は以下のように構成される. 第 2 節では, 先行研究のレビューを行い, 本章で分析する仮説を構築する. 第 3 節では, 分析対象となる新興市場の上場/上場廃止基準について述べる. 第 4 節では, 分析に用いるサンプル, 分析方法, 分析結果について説明する. 第 5 節では, 前節で得られた分析結果の頑健性を確認する. 第 6 節では, これまでの分析結果を要約した上で今後の課題について述べる.

2. 先行研究

本節では, 先行研究のレビューを行い, 本章との関連について言及した上で, 本章の仮説を提示する. わが国の新興市場に関する上場/上場廃止基準に着目した研究の先駆けと

して、鈴木[2005]が挙げられる。鈴木[2005]は、2000～2002年に新興三市場（ジャスダック、マザーズ、ナスダック・ジャパン）に新規株式公開した企業を対象に、上場／上場廃止基準の違いが引受手数料や公開価格のディスカウントといった新規公開費用に与える影響について分析した。その結果、上場／上場廃止基準が緩い市場ほど、新規公開費用が高くなることを明らかにしている。鈴木[2005]の知見は、新規公開企業の市場選択にはトレードオフが存在することを示唆するものであり、本章が注目する新規公開後のステップアップと密接に関係する。なぜなら、ステップアップを目指すアーリーステージの企業にとっては、資金調達を優先するインセンティブがある一方、資金調達以外の目的で上場する企業にとっては、新規公開費用の節減を優先すると考えられるからである。上場／上場廃止基準の違いが与える影響をより厳密に分析するためには、他の条件を一定にして比較する必要がある。鈴木[2005]は、クロスセクションの違いに焦点を当てた研究であるが、後述するように、各市場が規制改革に取り組む場合には上場／上場廃止基準が変化する可能性があるため、分析期間を長くすると比較可能性を損なう恐れもある。この点を克服する方法として、本章がヘラクレス市場に限定して分析するように、同一市場における基準の違いに注目することが考えられる。このようなケースの1つとして、カナダのジュニア株式市場であるトロントベンチャー取引所（TSX-V）とシニア株式市場であるトロント証券取引所（TSX）に注目して分析を行ったのがJohan[2010]である。両者の上場基準の違いとして、TSXでは税引前利益の額が30万カナダドルであるのに対して、TSX-Vでは10万カナダドルであること、TSXでは公開株式時価総額が400万カナダドルであるのに対して、TSX-Vでは100万カナダドルであることを挙げており、TSXに比べてTSX-Vへの新規公開が容易であることを指摘している。彼女は、1997～2005年におけるTSXのIPOサンプル215社及びTSX-Vサンプル196社を分析した結果、上場基準が厳しい場合にはIPO時のアンダープライシングが小さいことを明らかにしている。しかしながら、IPO後1年間の株価パフォーマンス及び売買回転率については、有意な違いを見出せないと結論付けている。

一方、規制緩和の変遷に注目した国内の研究として、Takahashi/Yamada[2015]が挙げられる。彼らは、1977～2011年にわたる長期間のサンプルを対象に、わが国の上場基準の緩和が新規公開企業の成長にどのような影響を与えたのかを分析した。彼らが注目した上場基準の緩和は、主として1999年以降の東証2部の上場基準の緩和及び新興市場の創設などであり、上場サンプル及び未上場サンプルを比較対象として公開前後の企業パフォーマンスを比較している。彼らの知見は、上場基準の緩和が高い成長性を有する未上場企業の新規公開を促進する一方、IPO後の企業パフォーマンスについてみると、収益性や生

産性には影響を与えないものの、企業規模の拡大にはポジティブな影響を与えるというものである。本章が注目するクロスセクションの違いとは視点が異なるものの、上場基準の水準に関するトレードオフの問題を扱っている点で本章の仮説に示唆を与える。すなわち、上場基準の緩いグロス基準のサンプルは、スタンダード基準のサンプルに比べて、ステップアップを目指す可能性が高いことが予想される。規制緩和の影響は、ステップアップだけではなく、新規公開企業の破綻（IPO survival）にも影響することが予想される。Cattaneo et al.[2015]は、イタリア王国が誕生した 1861 年以降に IPO した 879 社を対象に規制緩和との関連を分析した。彼らが注目した分析期間は、規制が欠如していた期間（1861～1935 年）、投資家保護に向けて金融市場改革が行われた期間（1936～1973 年）、政府に代わって CONSOB による規制監督がスタートしたが、当初失敗に終わった期間（1974～1997 年）、投資家保護の改革が行われた期間（1998～2011 年）である。1936 年（Bank Law 施行）及び 1998 年（Draghi Law 施行）以降の期間が規制強化されたとみなされる。分析の結果、歴史的に規制が強化された期間においては、IPO 企業の破綻が減少する一方、規制が緩和された期間においては破綻が増えることを明らかにした。この傾向は、マクロ経済環境や企業特性を考慮しても頑健であった。他方、規制緩和に関わらず IPO 件数は増加しないことも明らかにしている。これらの研究の知見は、上場／上場廃止基準の水準が緩い場合には、質の悪い新興企業の IPO が増える可能性があることを示唆している。その場合、本章が注目するヘラクレス市場の基準のうち、主としてグロスサンプルにおいてステップアップに失敗するケースが増えることが予想される。

最後に、本章がステップアップの代理変数として注目する市場変更に関連する研究として、岡田/山崎[2005]が挙げられる。彼らは、1989～2002 年までの期間について、1)店頭市場から東証 2 部に上場変更した企業、2)東証 2 部から東証 1 部に変更した企業、3)店頭市場から東証 1 部に変更した企業の 3 通りのケースに注目することにより、上場変更に関わる長期の株価リターンを検証した。Post-Listing Puzzle として知られるように、経営者が機会主義的に上場変更申請する場合には、上場変更時の企業業績がピークとなるため、その後の株価リターンは下落する。彼らの仮説は、米国と比較して強い市場ヒエラルキー構造を有する日本市場において、より強い負の長期株価リターンが観察できるかどうかを検証する点にある。彼らの分析結果によると、予想に反して、概ね 3 通りのケースにおいて正の超過収益が観察されたことから、日本では経営者の機会主義は発生していないと結論付けている。ただし、1999 年の上場要件緩和後の傾向についてみると、統計的に有意な株価リターンは観察されないとしている。後者の点について、彼らは上場審査の厳格さが将来の上場後のパフォーマンスを決定付けている可能性があることを指摘する。

以上の先行研究の知見を勘案すると、上場／上場廃止基準がその後のステップアップに与える影響について以下の仮説が導かれる。すなわち、スタンダード基準に比べてグロース基準のサンプルにおいて東証 1 部への市場変更が観察される場合には、上場／上場廃止基準が緩いほどステップアップが促進されるというものである。この点を捕捉するための符号条件については、4 節で説明する Bharath/Dittmar[2010]に依拠する。しかしながら、上場／上場廃止基準の水準が適切に設定されていない場合には、異なる傾向が示されることも予想される。

3. ヘラクレス市場の上場／上場廃止基準

本節では、分析対象となるヘラクレス市場（ナスダック・ジャパン市場を含む）の上場／上場廃止基準及びサンプルの状況について述べる。ヘラクレス市場の前身であるナスダック・ジャパン市場が発足したのは、2000 年 6 月のことである。その後、2002 年 8 月にナスダックの撤退発表を受けて、ヘラクレス市場と名称変更して大阪証券取引所が運営を引き継ぐこととなった。以後、2010 年 10 月に新 JASDAQ 市場に統合されるまで、ヘラクレス市場が運営されることとなる。

図表 4-1 は、ナスダック・ジャパン市場の上場／上場廃止基準を示したものである³⁶。ナスダック・ジャパン市場上場企業は、スタンダードとグロースに所属が区分されており、各区分に応じた基準を満たす必要がある。スタンダード基準は第 1～3 号の何れかを満たせばよいこととなっている。上場基準についてみると、スタンダード基準では、第 1 号から第 3 号となるにつれて、純資産の額、浮動株時価総額が段階的に厳しく設定されているが、第 1 号には利益の額、第 2 号には設立経過年数、第 3 号には時価総額または総資産・総収入に関する独自の定めがあるため、基準の厳しさを一律に比較することはできない。これに対して、グロース基準では、純資産の額、時価総額または総資産・総収入、利益の額の何れかを満たせばよいほか、他の項目についてもスタンダード基準に比べると条件は低いものとなっている。上場廃止基準についてみると、スタンダード基準の第 1～3 号に異なる基準は定められておらず、スタンダード基準に比べてグロース基準の条件が緩いのは上場基準のケースと同様である。これらの基準の違いを踏まえると、スタンダード基準適用企業は相対的に上場時点の状況が重視される一方、グロース基準適用企業は将来の成長性が期待されていると考えられる。

³⁶ 上場基準は、株式会社店頭上場白書・新興市場編（平成 13 年版）を参照しており、上場廃止基準は鈴木[2005]からの引用である。

図表 4-1 上場／上場廃止基準

	スタンダード基準			グロース基準
	第1号	第2号	第3号	
上場基準				
純資産の額	6億円以上	18億円以上	—	上場時純資産4億円以上
時価総額 または 総資産・総収入	—	—	75億円以上 または 75億円以上かつ 75億円以上	または 時価総額50億円以上 または 税前利益7,500万円以上
利益の額	1億円以上	—	—	
設立経過年数	—	2年以上	—	1年以上または 時価総額50億円以上
最低浮動株式数		1,100株以上		1,000株以上
最低公開株式数		500株以上		500株以上
浮動株時価総額	8億円以上	18億円以上	20億円以上	5億円以上
株主数		400人以上		300人以上
上場廃止基準				
時価総額	総資産の額が4億円未満の企業で、(1)時価総額が30日連続で50億円未満である場合において、3カ月間に5日連続して50億円以上とならない時で、かつ、総資産または売上高が50億円未満である場合、(2)浮動株時価総額が30日連続して15億円未満である場合において、6カ月の間に5日連続して15億円以上とならない場合			(1)時価総額が30日連続で35億円未満である場合において、3カ月間に5日連続して5億円以上とならない時、(2)浮動株時価総額が30日間連続して1億円未満である場合において、6カ月の間に5日連続して2億円以上とならない場合
最低浮動株式数		750単位		500単位
株主数	300人未満の場合において、1年以内に300人以上とならない場合			200人未満の場合において、1年以内に200人以上とならない場合

次に、分析期間中の上場／上場廃止基準の変更点について述べる。ヘラクレス市場では、投資家保護の観点から2004年6月に最初の見直しが行われ、上場ルールの実効性を高める観点から2007年7月に2回目の見直しが行われている³⁷。最初の見直しでは、債務超過基準及び債務超過及び株価基準が新たに導入された。債務超過基準の導入は、債務超過に陥った企業が1カ年後も債務超過の状態を解消できない場合に上場廃止とされるものである。ただし、グロース基準適用企業については、上場後3年間は適用が除外される一方、スタンダード基準適用企業は上場審査時においても債務超過でないことが求められるなどの違いがある。実際には、第1～2号では既に純資産の額に関する基準が設けられているため、第3号に適用される。債務超過及び株価基準の導入は、債務超過に陥った企業が有価証券報告書提出後、月間平均の「株価×1単元の株式数」の金額が10,000円未満となった場合に上場廃止とされるものである。この基準は、スタンダード及びグロースに関わらず適用される。この2つの基準導入は2004年8月に施行されている。2回目の見直しでは、公開株式数に係る上場審査基準が変更された。具体的には、従前はスタンダード基準及びグロース基準ともに最低公開株式数は500株であったが、上場株式数の10%以上(最

³⁷ 「ヘラクレスへの信認向上を目的とした上場制度の見直しについて(案)」(平成16年6月15日)及び「証券市場を取り巻く環境の変化を踏まえた上場制度の見直し等について(案)」(平成19年7月24日)

低 1,000 株)に変更された。新規上場直後に株価が乱高下する事例が散見されたことから、上場後の流動性確保のために最低公開株式数が引き上げられたものである。施行日は 2007 年 10 月であるが、実際には施行日から 6 カ月経過後に適用されることとされた。

以上のように、分析期間中に 2 回の上場／上場廃止基準の見直しが行われたものの、これらの変更はスタンダード基準とグロース基準のコンセプトを大きく変えるようなものではないと判断される。また、本節の主旨からは逸れるため詳細な比較は割愛するが、2010 年 10 月に JASDAQ 及び NEO とともに統合されて誕生した新 JASDAQ の形式要件と比べると、分析期間中の上場／上場廃止基準の変更は僅かであり、本章の分析結果に大きな影響を及ぼすとは考えにくい。このような特徴は、例えばマザーズにおける上場制度の見直しと比べても軽微なものであり、本章の分析対象として相応しいものと考えられる³⁸。

図表 4-2 は、2000～2009 年におけるヘラクレス市場の IPO 件数と、上場変更の有無をスタンダード (Panel A) 及びグロース (Panel B) の別に示したものである。上場変更の有無は 2017 年 3 月末現在の上場市場を参照しており、各年に IPO した企業の内訳として示している。なお、参照時点で上場廃止となっている場合は、廃止前の市場を参照する。また、東証 2 部に市場変更した後 1 部指定となった場合には、東証 1 部の企業数とみなす一方、東証 2 部として数えない。この手続きは、次節以降の分析でも同様であり、東証 1 部に市場変更した企業について、東証 2 部を経由したかどうかは考慮しないものとする³⁹。図表 4-2 をみると、スタンダード及びグロースの IPO 件数合計は、それぞれ 111 社、106 社とほぼ等しいことが確認できる。これに対して、東証 1 部に市場変更した件数合計をみると、スタンダードは 29 社であるに対して、グロースは 13 社と半数に満たない。この点に関する決定要因については、次節以降で詳細に検討する。東証 2 部に市場変更した件数合計についてみると、スタンダード及びグロースの何れも 6 社にとどまり、IPO 件数に占める割合が低い点を踏まえて本章の分析対象としないことにする。

³⁸ マザーズの沿革については、日本証券経済研究所[2016]の 161 頁を参照されたい。

³⁹ この理由は、図表 4-2 に示すように、最終的に東証 1 部に市場変更した企業数が 42 社であるのに対して、東証 2 部にとどまる企業数は 12 社と少ないためである。なお、これらの 42 社のうち、14 社が直接市場変更する一方、28 社が東証 2 部を経由している。この違いについては、今後の分析課題としたい。同様に、東証 1 部から 2 部に指定替えとなるケースが考えられるが、本分析サンプルにおいて該当する銘柄はみられない。

図表 4-2 ヘラクレス市場の IPO 件数

	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	合計
Panel A: スタンダード											
IPO件数	32	23	5	5	7	13	15	7	4	0	111
(東証1部)	12	4	1	1	1	3	3	4	0	0	29
(東証2部)	4	0	0	0	0	0	2	0	0	0	6
(市場変更なし)	16	19	4	4	6	10	10	3	4	0	76
Panel B: グロース											
IPO件数	10	20	11	4	11	7	30	9	4	0	106
(東証1部)	0	5	3	0	2	1	1	1	0	0	13
(東証2部)	0	1	0	0	1	0	4	0	0	0	6
(市場変更なし)	10	14	8	4	8	6	25	8	4	0	87

4. 実証分析

4.1 分析方法とサンプル

本節では、Bharath/Dittmar[2010]の定式化に依拠して推定を行う。彼らの研究は、公開企業の非公開化に関する決定要因に焦点が当てられているが、そこで取り上げられる変数は、新規公開の意思決定に関する理論的背景を有するものである⁴⁰。彼ら自身が述べているように、費用便益の観点から新規公開と非公開化の意思決定が行われているとすれば、ステップアップのための市場変更に関する決定要因は、新規公開のケースと整合的な符号条件を示すものと考えられる。換言すると、Bharath/Dittmar[2010]が明らかにした符号条件について、逆の傾向が示されるかどうか確認することが本章の最初の目的である。従って、新規公開企業の非公開化イベントに注目した Bharath/Dittmar[2010]と異なり、本節では、説明変数は彼らに依拠した上で新規公開企業が東証1部に市場変更するイベントに注目した離散時間ロジットモデルを用いて分析する。イベントは日々更新されるため、市場変更の有無については、2017年3月末現在の時点を参照する。なお、イベント発生時点で観察を打ち切るため、降格や上場廃止といったイベント後の状況については考慮しない⁴¹。

分析対象サンプルは、プロネクサス（旧、亜細亜証券印刷）が発行する株式公開白書（平成13～28年版）に掲載される新規公開企業のうち、ヘラクレス（旧ナスダック・ジャパンを含む）に上場した日本企業217社であり、グロース基準106社、スタンダード基準111社から構成される。これらのうち、金融機関を除いた結果、201社が分析対象となる。

⁴⁰ Bharath/Dittmar[2010]（1,772頁）参照。

⁴¹ 分析対象サンプル201社のうち、約4割に相当する83社が上場廃止しているが、東証1部に市場変更後に上場廃止した企業数は4社と僅かである（2017年3月末現在）。これらの企業のうち、3社は買収合併及び完全子会社化による上場廃止である。また、会社更生法適用となった1社についても、必ずしもステップアップに失敗したと判断できないため、本章ではステップアップした企業として一律に扱っている。

財務データは、日経 NEEDS FinancialQUEST から取得される有価証券報告書のデータであり、連結決算発表企業の場合は連結データを優先するほか、12 カ月に満たない変則決算データについては除外する。また、ダミー変数を除く変数については、異常値の影響を考慮して、1%の閾値処理を行う (winsorization)。

図表 4-3 は変数定義を示したものである。これらの変数は、Bharath/Dittmar[2010]に依拠したものであり、IPO の意思決定に関する主な動機の代理変数である。本章では、IPO の動機が主として企業成長のための調達資金獲得であり、調達資金を活用して事業の拡大に成功した企業がステップアップすると仮定する。もちろん、IPO には様々な動機があることから、観察される代理変数の符号条件が必ずしもステップアップの符号条件に当てはまるとは限らない。また、調達資金の活用に失敗した場合には、両者の符号条件はもはや一致しない。そこで、Bharath/Dittmar[2010]が用いた変数に関する本章との関係について予め簡単に説明する。情報に関する変数は、私的情報の獲得コストに関するものである。情報コストが大きい場合には資金調達が困難になるため、資金需要の大きな企業にとってはステップアップを阻害する要因となる可能性がある。情報に関する変数として取り上げるのは、売上高の自然対数⁴² (LN_SALES)、主幹事証券に関する 3 大証券会社ダミー (D_LM)、引受証券会社数 (N_MGR)、機関投資家持株比率 (INST)、研究開発費 (RD) である。D_LM 及び N_MGR は、データが入手できないことから、Bharath/Dittmar[2010]が用いたアナリストカバレッジ数の代わりに用いる変数である。3 大証券会社が主幹事であり、引受証券会社数が多いほど、担当アナリストの数が増えると考えられる。これらの点については、引受証券会社の評判や主幹事証券会社が複数のケースで初期収益率やその後の株式パフォーマンスにポジティブな影響を与える研究もみられることから、情報コストの低減に関連するものと考えられる (鈴木,2004; Carter et al., 1998; Jeon et al.,2015)。ただし、アナリストカバレッジ数は time-variant な変数であるのに対して、これらの 2 つの変数は time-invariant である点に注意が必要である。資金需要に関する変数は、情報コストの大きさに関わらず、資金需要の大きさを表す変数である。資金需要が大きいほど、株式市場から資金を調達する動機があることはいうまでもなく、IPO の主たる動機となるものである (Kim/Weisbach, 2008)。IPO 後のステップアップを決定付ける変数として、設備投資比率 (CAPEX)、KZ 指数ダミー (D_KZ)、配当ダミー (D_DIV) を取り上げる。流動性に関する変数は、Amihud[2002]を参考に算出した非流動性に関する

⁴² Bharath/Dittmar[2010]は、売上高の他に、総資産及び株式時価総額の記述統計を示している。しかしながら、彼らのイベント・ヒストリー分析では売上高の対数のみが用いられる点を考慮して、本章では総資産及び株式時価総額に関する報告を割愛する。

指標（ILLIQ）及び売買回転率（TOVER）を用いる。流動性が低い場合、資金調達コストが高くなると考えられることから、ステップアップを阻害するものと考えられる。支配権に関する変数として取り上げるのは、レコフ M&A データベースに掲載される M&A 件数（N_MA）及び時価簿価比率（MTB）である。M&A は企業成長を実現するための有力な投資機会であり、成長機会の豊富な企業を中心に活用されることが明らかにされている（蟻川/宮島, 2007）。一方、MTB には企業の投資機会を表す側面もあるため、符号条件の解釈には注意を要する。すなわち、M&A を必ずしも活用しない場合であっても、豊富な投資機会を享受することができればステップアップを促進することが予想される。エージェンシー問題に関する変数は、これまで述べた変数とは異なり、Bharath/Dittmar[2010]が注目した非公開化に焦点が当てられるものである。本章が注目するステップアップに対して、エージェンシー問題が影響する場合には符号条件の解釈を進めることができるが、そうでない場合には異なる文脈から検討する必要がある。例えば、フリーキャッシュフロー（FCF）及び現金及び現金等価物（CASH）は、成熟企業にとってはエージェンシーコストの源泉になるが（Jensen, 1986）、新興企業にとってはステップアップに必要な投資の原資となるかもしれない⁴³。また、有利子負債比率（LEV）及び固定資産比率（NFA）は借入余力を表す変数と考えられることから、FCF 及び CASH と同様の効果を有する可能性もある。

図表 4-3 変数定義

変数名	定義
情報に関する変数	
LN_SALES	売上高(百万円)の対数
D_LM	3大証券ダミー(野村、大和、日興が主幹事の場合:1、それ以外の証券会社が主幹事の場合:0)
N_MGR	引受証券会社数
INST	(金融機関+証券会社+外国法人)÷発行済株式数
RD	研究開発費÷売上高
資金需要に関する変数	
CAPEX	設備投資額÷売上高
D_KZ	Bharath and Dittmar(2010)で定義されているダミー変数 (KZ指数の下位3分の1(資金制約)に該当する企業:1、その他:0)
D_DIV	有配企業:1、無配企業:0とするダミー変数
流動性に関する変数	
ILLIQ	Amihud[2002]を参考に、株式収益率(日次)の絶対値÷売買代金(日次)の平均を10の6乗倍したもの
TOVER	Σ 売買高(日次)÷期末発行済株式数
支配権に関する変数	
N_MA	レコフM&Aデータベースに掲載されるM&A件数
MTB	(株式時価総額+負債総額)÷総資産
エージェンシー問題に関する変数	
FCF	(営業利益+減価償却実施額+受取利息・配当金-支払利息・割引料-法人税-配当総額)÷総資産
LEV	有利子負債÷総資産
CASH	(現金・預金+有価証券)÷総資産
NFA	(固定資産-減価償却累計額)÷総資産

⁴³ FCF は、NPV 正の投資実行後の残余を指すものであるが、多期間で投資を継続する場合を想定すると、翌期以降の投資原資になるものと考えられる。

4.2 記述統計

図表 4-4 は、分析対象となるサンプルについて、スタンダード (Panel A) 及びグロース (Panel B) の別に記述統計を示したものである。一方、Panel C は、両者の平均及び中央値の差の検定を行ったものである。情報に関する変数についてみると、RD を除く全ての変数について、スタンダードは有意に大きな値となっている。スタンダード基準は、グロース基準に比べて厳しい条件が課される点を踏まえると、スタンダード基準を満たすことで情報コストの軽減につながるものと考えられる。資金需要に関する変数についてみると、CAPEX は平均のみ有意にマイナスである一方、D_DIV は有意にプラスとなっている。RD の平均及び MTB が有意にマイナスである点を踏まえると、グロースサンプルは相対的に投資機会が豊富である傾向があるのかもしれない。他方、配当には将来の投資機会に備えたシグナリングとして活用される場合もあるが (Kalay/Lemmon, 2008)、D_DIV の符号条件を踏まえると、グロースサンプルの資金不足傾向を反映したものと考えられる。流動性に関する変数についてみると、ILLIQ 及び TOVER ともに有意にマイナスとなっている。ILLIQ が大きいほど、TOVER が小さいほど流動性が低いと解釈されることから、両者の符号条件が必ずしも整合していない点に注意を要する。支配権に関する変数についてみると、M&A 件数の平均には違いがみられないが、中央値はグロースの方が高く、MTB はグロースサンプルの方が高い値となっている。エージェンシー問題に関する変数についてみると、FCF、NFA、LEV の平均が有意にプラス、CASH がマイナスとなっている。スタンダードサンプルにエージェンシー問題が生じている場合には、FCF 及び NFA は過剰投資の可能性を示唆するものであるが、CASH がマイナスになっている点を踏まえると、グロースサンプルが将来の資金需要に備えて、配当を抑制し現金保有する傾向を示している可能性もある。

図表 4-4 記述統計

Panel A: スタンダード						
	観測数	平均	標準偏差	最小値	中央値	最大値
LN_SALES	1,074	9.27	1.34	5.92	9.08	12.37
D_LM	1,074	0.50	0.50	0.00	0.00	1.00
N_MGR	1,074	9.03	3.06	2	9	25
INST	1,072	16.9%	15.2%	0.0%	11.7%	83.5%
RD	1,074	1.2%	4.0%	0.0%	0.0%	47.4%
CAPEX	1,074	4.9%	8.8%	0.0%	2.3%	99.5%
D_KZ	1,074	0.32	0.47	0.00	0.00	1.00
D_DIV	1,074	0.76	0.42	0.00	1.00	1.00
ILLIQ	958	1.55	4.46	0.00	0.24	75.49
TOVER	958	1.45	2.68	0.01	0.58	25.50
N_MA	1,074	0.27	0.68	0	0	7
MTB	1,074	1.81	1.63	0.28	1.31	20.69
FCF	1,074	5.7%	9.2%	-61.2%	6.0%	62.9%
LEV	1,074	22.0%	23.2%	0.0%	14.4%	211.6%
CASH	1,074	29.6%	19.2%	0.8%	25.9%	89.0%
NFA	1,074	28.5%	22.0%	-67.7%	25.8%	94.0%
Panel B: グロース						
	観測数	平均	標準偏差	最小値	中央値	最大値
LN_SALES	1,030	8.18	1.17	5.92	8.16	12.06
D_LM	1,030	0.32	0.47	0.00	0.00	1.00
N_MGR	1,030	8.20	2.14	3	8	14
INST	1,028	12.1%	13.7%	0.1%	7.5%	80.3%
RD	1,030	1.7%	7.0%	0.0%	0.0%	167.2%
CAPEX	1,030	8.1%	25.1%	0.0%	2.5%	359.7%
D_KZ	1,030	0.32	0.47	0.00	0.00	1.00
D_DIV	1,030	0.50	0.50	0.00	0.00	1.00
ILLIQ	914	3.19	6.74	0.00	0.53	55.66
TOVER	914	2.76	5.34	0.01	1.04	60.92
N_MA	1,030	0.23	0.57	0	0	4
MTB	1,030	2.27	2.55	0.18	1.47	36.22
FCF	1,030	0.4%	27.3%	-554.5%	4.4%	100.6%
LEV	1,030	20.3%	27.2%	0.0%	10.5%	445.5%
CASH	1,030	36.7%	20.2%	0.0%	35.0%	93.4%
NFA	1,030	23.4%	24.0%	-168.2%	20.7%	91.1%
Panel C: スタンダード及びグロースの差						
	平均	t値		中央値	z値	
LN_SALES	1.09	19.76 ***		0.92	16.87 ***	
D_LM	0.18	8.37 ***		0.00	6.91 ***	
N_MGR	0.82	7.12 ***		1.00	5.41 ***	
INST	4.7%	7.48 ***		4.2%	6.99 ***	
RD	-0.6%	-2.26 **		0.0%	0.25	
CAPEX	-3.2%	-3.92 ***		-0.1%	1.50	
D_KZ	0.00	-0.01		0.00	2.07 **	
D_DIV	0.27	13.33 ***		1.00	11.00 ***	
ILLIQ	-1.647	-6.26 ***		-0.288	-5.51 ***	
TOVER	-1.309	-6.75 ***		-0.464	-7.75 ***	
N_MA	0.035	1.29		0.000	-9.79 ***	
MTB	-0.466	-5.02 ***		-0.156	-4.30 ***	
FCF	5.3%	5.99 ***		1.5%	4.91 ***	
LEV	1.7%	1.52		3.9%	4.24 ***	
CASH	-7.2%	-8.32 ***		-9.1%	-8.80 ***	
NFA	5.1%	5.10 ***		5.0%	5.95 ***	

注：Panel C のアスタリスクは有意水準に応じて付与：1% (***)，5% (**)，10% (*)

4.3 分析結果

本節では、Bharath/Dittmar[2010]の定式化に依拠して、図表 4-3 に示す IPO 動機の代理変数が市場変更に与える影響について分析する。具体的には、次式に示される離散時間ロジットモデルの推定を行う。左辺の *Stepup* は東証 1 部に市場変更したオブザベーションを 1、それ以外のオブザベーションを 0 とする変数である。右辺の $F(\cdot)$ はロジスティック分布の分布関数を表している。分析の主たる関心は、IPO 動機の代理変数 (*variables*) の係数 γ の符号条件である。*TIME* は IPO 後の経過年数を表しており、*Y_RTN* は株式リターンを表す。*Y_RTN* は図表 4-3 では言及されていないが、Bharath/Dittmar[2010]の定式化に倣って推計に加える。このほか、年度ダミー及び東証 33 業種分類の基づく業種ダミーを考慮して推定する。

$$\begin{aligned} Pr(Stepup = 1) = & F\left(\beta_0 + \beta_1 * TIME + \beta_2 * Y_RTN \right. \\ & \left. + \sum \gamma * variables + \sum \theta * year\ dummy + \sum \lambda * industry\ dummy\right) + \varepsilon, \\ & where\ F(z) = e^z / (1 + e^z) \end{aligned}$$

図表 4-5 は、スタンダード及びグロースの別に上式の推定結果を示したものである。(1)～(4)は年度ダミーを考慮した推計結果であるが、(5)～(8)は年度ダミーの代わりに、2012～2016 年度を 1、それ以外を 0 とするダミー (*YD2012-2016*) を加えた場合の推計結果である。この手続きは、2012 年 3 月に東京証券取引所が東証 1 部・2 部の上場基準の条件を緩和したことへの対処である⁴⁴。実際、スタンダードサンプルのうち 13 社、グロースサンプルのうち 9 社が 2012 年度以降に東証 1 部に市場変更している。

⁴⁴ 日本経済新聞 (2011 年 12 月 20 日) によると、右肩上がりの成長を前提に定めていたルールを低成長時代に対応させ、中堅・中小企業でも株式市場から資金を調達できるようにするのが狙いとされている。

図表 4-5 IPO 以降の決定要因

	スタンダード		グロス		スタンダード		グロス	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
TIME	-0.275 [-1.50]	-0.304* [-1.70]	0.5 [1.38]	0.32 [0.99]	-0.235* [-1.89]	-0.244* [-1.88]	0.326 [1.47]	0.244 [1.48]
LN_SALES	0.466 [1.31]	0.337 [0.99]	0.466 [1.11]	0.491 [1.29]	0.438 [1.20]	0.336 [1.07]	0.614 [1.62]	0.694* [1.94]
D_LM	0.763 [1.19]		-1.69 [-1.03]		0.911 [1.36]		-1.007 [-0.76]	
N_MGR		0.284* [1.93]		0.0933 [0.46]		0.286*** [2.72]		0.186 [1.16]
INST	3.602 [1.55]	4.842 [1.64]	5.401** [2.49]	5.015** [2.12]	3.912** [2.04]	4.839** [2.35]	4.513** [2.53]	3.601* [1.81]
RD	-56.08 [-1.43]	-39.07 [-1.02]	-146.8** [-2.53]	-130.5* [-1.79]	-49.22 [-1.34]	-39.04 [-1.20]	-110.9*** [-2.95]	-121.5*** [-3.01]
CAPEX	2.643 [0.93]	-2.384 [-0.57]	5.919 [1.30]	6.404 [1.40]	0.29 [0.16]	-3.874* [-1.66]	-1.232 [-0.20]	0.462 [0.10]
D_KZ	-3.375*** [-3.25]	-3.423*** [-3.00]	1.933** [2.15]	1.964** [2.21]	-2.439** [-2.57]	-2.504** [-2.38]	1.616* [1.71]	1.473* [1.87]
D_DIV	2.072* [1.72]	1.827 [1.49]	5.919*** [3.75]	6.002*** [2.63]	1.7 [1.39]	1.647 [1.34]	4.848*** [3.62]	5.179*** [3.45]
ILLIQ	-3.710** [-2.09]	-3.959** [-2.19]	-1.565 [-1.06]	-1.75 [-0.81]	-2.782* [-1.79]	-2.713** [-2.06]	-1.593 [-1.30]	-1.611 [-1.26]
TOVER	-0.348* [-1.72]	-0.296 [-1.41]	-0.477** [-2.11]	-0.469 [-1.42]	-0.291* [-1.66]	-0.265 [-1.43]	-0.390** [-2.40]	-0.408** [-2.39]
N_MA	0.466 [1.08]	0.59 [1.30]	-1.213 [-1.03]	-1.266 [-1.11]	0.0263 [0.07]	0.21 [0.64]	-2.115 [-1.17]	-2.082 [-1.26]
MTB	-0.234 [-1.15]	-0.0645 [-0.36]	1.378*** [3.14]	1.266** [2.03]	-0.202 [-1.21]	-0.0591 [-0.39]	1.084*** [3.83]	1.174*** [4.03]
FCF	13.07*** [2.70]	13.45** [2.49]	-6.076* [-1.75]	-5.686 [-1.43]	11.94** [2.21]	12.54** [2.14]	-5.990* [-1.77]	-6.486** [-2.33]
LEV	1.777 [0.79]	0.32 [0.12]	3.944 [0.82]	1.49 [0.31]	2.091 [0.91]	0.526 [0.19]	1.887 [0.50]	1.191 [0.35]
CASH	1.477 [0.65]	0.366 [0.16]	-1.31 [-0.38]	-0.805 [-0.29]	1.556 [0.62]	0.566 [0.22]	-1.156 [-0.45]	-1.422 [-0.62]
NFA	1.506 [1.07]	1.913 [1.13]	-5.868** [-2.35]	-6.946** [-2.05]	1.865** [2.03]	1.896* [1.68]	-4.930** [-2.29]	-6.447*** [-2.64]
Y_RTN	0.116 [0.41]	-0.0378 [-0.12]	-0.598 [-1.32]	-0.641 [-1.61]	0.336 [1.39]	0.214 [0.74]	-0.329 [-0.91]	-0.44 [-1.43]
YD2012-2016					2.171*** [2.73]	2.490*** [2.81]	-0.193 [-0.15]	0.0964 [0.08]
定数	-6.248 [-1.54]	-6.853* [-1.92]	-32.52*** [-4.02]	-30.91*** [-4.90]	-10.28*** [-2.73]	-11.52*** [-3.55]	-30.25*** [-5.50]	-32.02*** [-6.92]
業種ダミー	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
年度ダミー	yes	yes	yes	yes	no	no	no	no
観測数	504	504	343	343	761	761	715	715
決定係数	0.392	0.412	0.504	0.485	0.329	0.353	0.485	0.481

注 1: アスタリスクは有意水準に応じて付与: 1% (***), 5% (**), 10% (*)

注 2: 括弧内の t 値は, 企業ごとの cluster-robust な標準誤差に基づいて推計

私的情報の獲得コストに関する変数の符号条件についてみると、何れも情報コストの高い企業の市場変更が抑制される傾向が示される。ただし、どの変数が市場変更を抑制するかはスタンダードとグロースで異なる。スタンダードは、モデル(5)、(6)において、N_MGR 及び INST が有意にプラスとなっている。グロースは、一部で有意水準が 10%に低下するもののモデル(3)、(4)、(7)、(8)において、INST が有意にプラス、RD が有意にマイナスとなっている。LN_SALES、D_LM はスタンダード及びグロースともに有意ではない。スタンダードはモデルによっては有意性が棄却されるなど一貫性がみられない一方、グロースでは機関投資家持株比率 (INST) が高く、研究開発費 (RD) が低い企業が市場変更する点を踏まえると、グロースにおいて情報コストの影響が大きい様子がうかがえる。資金需要に関する変数の符号条件も、スタンダードとグロースで傾向が異なるのは同様である。スタンダードは、何れにモデルにおいても D_KZ が有意にマイナスとなっており、資金制約に晒される企業は市場変更が抑制される。これに対してグロースは、モデル(7)、(8)では有意性が 10%水準に低下するものの、有意にプラスとなっている。D_DIV が有意にプラスである点を踏まえると、資金不足に晒される有配企業ほど市場変更する傾向がみられる。CAPEX は、スタンダード及びグロースの何れにおいても有意性はみられない。流動性に関する変数の符号条件についてみると、スタンダードは ILLIQ がほぼ一貫してマイナスであるのに対して、グロースは TOVER がマイナスとなる傾向がみられる。スタンダードは流動性の低さが市場変更を抑制する一方、グロースは売買回転率が高いほど市場変更が抑制される様子がみてとれる。支配権に関する変数の符号条件についてみると、スタンダードは N_MA 及び MTB とともに有意な傾向はみられない。これに対して、グロースの N_MA は有意ではないものの、MTB はプラスとなっている。両者の符号条件を踏まえると、グロースの MTB は、M&A を促進するための株式バリュエーションの高さというよりもむしろ、豊富な投資機会を表していると考えられる。すなわち、投資機会の豊富な企業ほど、市場変更が促進されるものと考えられる。エージェンシー問題に関する符号条件についてみると、スタンダード及びグロースともに一貫した傾向はみられない。スタンダードは、FCF が有意にプラスとなっているが、殆どのモデルの LEV、CASH、NFA が有意でない点を踏まえると、エージェンシー問題が市場変更に影響を及ぼしているとは考えにくい。むしろ、余剰資金の多い成熟した企業が市場変更する傾向を反映しているように思われる。一方、グロースは NFA が有意にマイナスである点に加えて、有意水準は低い FCF がマイナスとなる傾向がみられる。これらの符号条件はエージェンシー問題が深刻な企業の市場変更が抑制されることと整合的であるが、LEV、CASH が有意でないこと、上述した他の符号条件とあわせて考えると、NFA 及び FCF はエージェンシー問題の変数というより

もむしろ、現在の事業が成長段階にあることを反映しているように思われる。YD2012-2016 についてみると、スタンダードは有意にプラスであるのに対して、グロースの有意性は棄却される。すなわち、2012 年の上場基準緩和の影響は一律ではなく、スタンダードにおいてのみ市場変更が促進されたことを示している。ただし、モデル(1)、(2)、(5)、(6)の符号条件は概ね一貫した傾向を示していることから、基準緩和により決定要因が大きく変化したとは考えにくい。以上の分析結果は、スタンダードとグロースではステップアップの決定要因が大きく異なることを示していると考えられる。スタンダード及びグロースの上場／上場廃止基準の違いを踏まえると、基準の厳しいスタンダードでは、資金制約及び流動性制約に晒されておらず、事業が成熟しており余剰資金の豊富な企業が市場変更する傾向がみられる。他方、基準の緩いグロースでは、資金制約及び流動性制約に晒されているものの、情報コストが低く、投資機会の豊富な企業ほど市場変更する傾向があると考えられる。ただし、グロース基準の企業の中でステップアップできるのは僅かであると考えられるため、東証 1 部・2 部の上場基準の緩和が市場変更の促進につながらなかったものと考えられる。

最後に、Bharath/Dittmar[2010]が明らかにした知見との整合性を検討する。彼らは、公開企業が非公開化しないための決定要因として、情報コストと流動性が重要であると論じている。両者は IPO 時点から重要な決定要因である一方、経年的な決定要因として、資金需要及び支配権が重要となることを指摘する。図表 4-5 の分析結果は、スタンダードにおいては流動性制約が市場変更を抑制する点は整合的であるものの、情報コスト、資金需要、支配権は重要な役割を果たさない。一方、グロースにおいては、情報コストが制約となること、旺盛な資金需要が市場変更の動機となる点は彼らの知見と整合的なものとなっている。もっとも、彼らが分析したサンプルは、新規株式公開後、一定期間を経た公開企業であるのに対して、本章のサンプルは IPO 後間もない新興企業である。従って、彼らの知見を直ちに当て嵌めることはできない点に注意する必要がある。

図表 4-5 の分析結果は、スタンダードとグロースで市場変更の決定要因が異なることを示唆するものである。この点について、Bharath/Dittmar[2010]に依拠して、図表 4-5 で明らかにされた決定要因が IPO 時点で既に確認できるのかを分析する。従って、分析期間は IPO 直後の 1 時点に限定するものの、説明変数は図表 4-5 と同様である⁴⁵。さらに、資金需要に関する符号条件がスタンダード及びグロースで異なる点に注目して、総資産に対する資金調達額の比率 (IPOF_TA)、同・売出金額の比率 (IPOS_TA)、初期収益率

⁴⁵ ただし、IPO 時点の変数として初期収益率 (IPO_RTN) を分析に加えるため、Y_RTN は分析対象から除外する。

(IPO_RTN)を加えた推計も行う。これは、IPOにおける資金調達額が十分でない場合、その後の市場変更を抑制する可能性があるほか、創業者利益獲得の機会としてIPOした可能性を考慮するものである。後者の場合、資金調達がIPOの目的ではないため、そもそもステップアップする動機を持たない可能性がある。分析結果を図表4-6に示す。

図表 4-6 IPO 時点の決定要因

	スタンダード				グロース			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
LN_SALES	-0.629 [-0.83]	-0.817 [-1.16]	-0.607 [-0.78]	-0.966 [-1.41]	0.249 [0.84]	0.0371 [0.11]	-0.0278 [-0.08]	-0.214 [-0.55]
D_LM	-0.443 [-0.46]	-0.343 [-0.33]			-1.067 [-1.03]	-1.368 [-1.14]		
N_MGR			-0.0434 [-0.20]	0.144 [0.39]			0.212 [1.38]	0.198 [1.15]
INST	8.064** [2.03]	6.881* [1.94]	7.908** [1.98]	5.738 [1.39]	-3.623 [-1.28]	-4.728 [-1.56]	-1.426 [-0.53]	-1.602 [-0.50]
RD	-46.27 [-1.09]	-50.68 [-1.18]	-47.65 [-1.11]	-58.64 [-1.07]	-33.05 [-1.05]	-38.42 [-1.22]	-40.65 [-1.32]	-47.97 [-1.46]
CAPEX	-3.445 [-0.81]	-4.842 [-1.45]	-4.147 [-0.97]	-3.99 [-1.01]	-0.19 [-0.07]	-0.943 [-0.36]	-0.44 [-0.15]	-0.554 [-0.20]
D_KZ	-2.265* [-1.69]	-2.621** [-2.33]	-2.385* [-1.65]	-2.324* [-1.77]	0.914 [0.85]	1.222 [1.12]	0.829 [0.76]	1.06 [0.97]
D_DIV	-1.852 [-1.53]	-2.686** [-2.49]	-1.901 [-1.51]	-2.790** [-2.50]	1.149 [1.51]	1.032 [1.23]	1.419* [1.88]	1.424* [1.78]
ILLIQ	0.105 [0.97]	0.125 [1.20]	0.102 [0.94]	0.13 [1.19]	-1.022** [-2.16]	-1.296** [-1.98]	-0.821** [-2.35]	-0.955** [-2.49]
TOVER	-0.370* [-1.76]	-0.356* [-1.86]	-0.401 [-1.55]	-0.325 [-1.35]	-1.103 [-1.39]	-1.03 [-1.18]	-0.774 [-1.39]	-0.637 [-1.20]
N_MA	0.425 [0.63]	0.0837 [0.12]	0.422 [0.61]	0.0156 [0.02]	-0.224 [-0.49]	-0.512 [-0.94]	0.02 [0.04]	-0.105 [-0.19]
MTB	0.169 [0.98]	0.307* [1.95]	0.198 [1.01]	0.281 [1.54]	-0.00302 [-0.02]	0.205 [0.93]	0.02 [0.11]	0.192 [0.85]
FCF	16.07 [1.54]	21.77** [2.27]	16.58 [1.55]	23.22** [2.02]	-1.95 [-0.35]	-4.227 [-0.68]	0.0144 [0.00]	-1.847 [-0.27]
LEV	7.024** [2.51]	6.027** [2.12]	7.356** [2.18]	5.687* [1.67]	0.0681 [0.02]	-0.531 [-0.16]	-1.041 [-0.29]	-1.759 [-0.48]
CASH	-3.49 [-0.88]	-3.648 [-1.01]	-3.608 [-0.96]	-3.936 [-1.08]	0.348 [0.16]	-0.757 [-0.33]	-0.0515 [-0.03]	-0.0457 [-0.02]
NFA	1.646 [0.67]	4.332 [1.39]	1.457 [0.59]	4.12 [1.37]	-0.999 [-0.43]	-1.541 [-0.56]	-0.232 [-0.11]	-0.507 [-0.21]
IPOF_TA		-3.79 [-1.34]		-4.355 [-1.06]		-3.13 [-0.91]		-2.69 [-0.86]
IPOS_TA		6.206 [1.12]		6.918 [1.22]		1.879 [0.74]		0.242 [0.13]
IPO_RTN		-0.801 [-1.53]		-0.998 [-1.19]		-0.895** [-2.31]		-0.747* [-1.68]
定数	-13.60** [-2.25]	-12.16** [-2.13]	-13.03** [-2.10]	-11.42** [-2.13]	-1.447 [-0.37]	2.021 [0.44]	-2.323 [-0.61]	0.134 [0.03]
業種ダミー	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
観測数	81	81	81	81	93	93	93	93
決定係数	0.344	0.385	0.341	0.386	0.272	0.301	0.276	0.294

注1：アスタリスクは有意水準に応じて付与：1% (***)，5% (**)，10% (*)

注2：括弧内のt値は，robustな標準誤差に基づいて推計

スタンダードについてみると、有意水準の一貫性は低下するものの、INST, D_KZ, FCF の符号条件は図表 4-5 と整合的なものとなっている。他方、図表 4-5 では有意性が観察されなかった変数として、D_DIV, LEV が挙げられる。すなわち、配当を実施せず、有利子負債比率が高い企業が市場変更する様子がうかがえる。ただし、これらの企業が、IPO 以降に配当を実施するとともに、有利子負債の削減を行ったとすれば、図表 4-5 の分析結果と大きく異なるものではないと考えられる。換言すると、スタンダードの市場変更に関する決定要因は IPO 時点に比べて変化していない可能性がある。IPOF_TA, IPOS_TA, IPO_RTN が何れも有意でない点を踏まえると、市場変更したスタンダードの企業は、IPO 時点で事業が成熟しており、既にステップアップする資質を備えていたと推察される。グロースについてみると、ILLIQ が有意にマイナスとなる一方、図表 4-5 で観察された符号条件は確認できない。また、有意水準は低いものの、IPO_RTN がマイナスとなる傾向がみられる。すなわち、IPO 時にアンダープライシングが大きいほど、市場変更が抑制されることを示唆しており、資金調達の成否よりもむしろ、情報コストの大きさが制約となっている様子がうかがえる。この傾向は、図表 4-5 の分析結果とも整合的である。一方、図表 4-5 と図表 4-6 で符号条件が異なる点は、IPO 時点では事業が成熟しておらず、潜在的な成長性が高いことを示していると考えられる。換言すると、IPO 後の事業活動の成否がステップアップと密接に関わっており、情報コストの制約を解消することが重要な決定要因であることを示唆している。以上の分析結果は、ヘラクレス市場における 2 つの異なる上場／上場廃止基準の特徴と整合的な傾向を示すものと考えられる。とりわけ、グロース基準は、新興企業のステップアップを促進するための成長機会を提供する重要な役割を果たしていると考えられる。その一方、スタンダード基準は、その基準の厳しさゆえに、事業の成熟した企業を選別する機能を有しており、そうした企業に対する流動性の供給を通じて企業成長をサポートする役割を担っていると考えられる。

5. 前節の補論：市場変更しない要因に関する幾つかの考察

本節では、前節の分析結果の頑健性を確かめるために、幾つかの追加的な分析を行う。第一に、前節では、市場変更の決定要因について分析してきたが、その場合の暗黙の前提として、IPO の主たる動機は事業の拡大のための資金調達であり、事業の拡大が必要な企業が東証 1 部への市場変更を選択する一方、そうでない企業は市場変更を選択しないものと仮定した。しかしながら、言うまでもなく市場変更するためには、東証 1 部への市場変更基準を満たさなければならない。換言すると、分析期間中、ステップアップを志向して

いても、事業の拡大に失敗するなどして市場変更の選択ができない企業の影響を取り除く必要がある。第二に、ステップアップ志向を阻害する要因として株主構成の影響が挙げられる。例えば、親会社や創業家が上場後も経営権を維持したいと考える場合、株主数や流通株式が増えることによる持株比率低下を避けるために市場変更を望まないことが考えられる。また、IPO の目的として、新規株式発行による資金調達よりも株式の売出しによる利益獲得を志向する場合には、その後のステップアップを目指すインセンティブが働かない可能性もある。永田[2007]が論じるように、IPO 直前に経営者による利益調整が行われることを指摘する先行研究がみられることを踏まえると、その誘因が創業者利益の獲得であったとしても不思議ではない。第三に、Quiet Life 志向が影響する可能性が考えられる。Hicks[1935]を嚆矢とする Quiet Life 仮説は独占企業の企業行動を説明する理論であるが、近年はわが国企業のリスクテイキングが十分でない現象を Quiet Life 仮説の観点から解明を試みる研究がみられる (Ikeda et al., 2017)。前節で得られた結果についても、財・サービス市場において競争的な環境に晒されていない企業が事業の拡大を志向しない場合には、ステップアップを目指さない可能性が考えられる。

5.1 パフォーマンス不振企業の影響

分析期間中、事業の拡大に失敗するなどのパフォーマンスが不振だった企業の影響を分析するために、2012 年 3 月に東京証券取引所が東証 1 部・2 部の上場基準の条件を緩和した際の条件を満たさない企業の有無を確認する。東証 1 部の上場審査基準（形式基準）には、市場変更時の見込みとして、株主数、流通株式数、時価総額、純資産の額の定めがあるほか、市場変更直前までの基準として、事業継続年数及び利益の額または時価総額に関する定めがある。これらのうち、市場変更時の見込みに関する基準については、市場変更する際に新規株式の発行及び売出しを伴うケースが一般的であるため、市場変更前のデータから基準達成の判断を行うことは困難である。そこで、本節では利益の額または時価総額に関する基準を満たさない企業の有無を確認する。具体的には、分析期間中、1)最近 2 年間の利益の額の総額が 5 億円以上であること、2)時価総額が 500 億円以上（最近 1 年間における売上高が 100 億円未満である場合を除く）の何れも満たさない場合、上場基準を満たさない企業と判断する。

図表 4-7 一部指定基準に関する平均の検定

	市場変更あり (a)	市場変更なし (b)	差 (a)-(b)	
Panel A: 最近2年間の利益の額の総額(億円)				
全サンプル				
平均	38.7	8.3	30.4	***
中央値	15.1	4.0	11.1	***
観測数	240	1,426		
(うちスタンダード)				
平均	24.0	14.7	9.3	
中央値	17.6	8.6	9.0	***
観測数	146	657		
(うちグロース)				
平均	61.4	2.8	58.6	***
中央値	11.1	1.7	9.4	***
観測数	94	769		
Panel B: 時価総額(億円)				
全サンプル				
平均	250.2	93.9	156.3	***
中央値	86.3	36.7	49.6	***
観測数	277	1,606		
(うちスタンダード)				
平均	206.7	144.0	62.7	***
中央値	93.1	55.1	38.1	***
観測数	171	737		
(うちグロース)				
平均	320.2	51.3	268.9	***
中央値	78.0	27.3	50.8	***
観測数	106	869		
Panel C: 売上高(億円)				
全サンプル				
平均	189.3	119.5	69.8	***
中央値	83.8	44.5	39.2	***
観測数	277	1,606		
(うちスタンダード)				
平均	224.3	201.2	23.1	
中央値	108.0	63.4	44.7	***
観測数	171	737		
(うちグロース)				
平均	132.9	50.2	82.8	***
中央値	50.7	31.1	19.6	***
観測数	106	869		

注：アスタリスクは有意水準に応じて付与：1% (***), 5% (**), 10% (*)

図表 4-7 は、スタンダード及びグロースのサンプルの平均値（上段）及び中央値（中段）を市場変更の有無の別に示したものである。これらのサンプルは、分析期間中のデータであるため、東証 1 部に市場変更した後のオブザベーションは含まれない。従って、市場変更ありに区分されるサンプルには、市場変更前のオブザベーションが含まれる。なお、結論からいえば、分析期間中に上場基準を一度も満たさない企業は存在しなかった。この要因として、最近 2 年間の利益の額の総額が平均的には基準を上回ることが挙げられる（Panel A の全サンプル）。ただし、グロースの市場変更なしサンプルの平均値は 2.8 億円（中央値は 1.7 億円）と基準を下回るものとなっており、基準を上回るのはスタンダードに限られる。スタンダードの市場変更ありとなしのサンプルを比較すると、平均値には有意な差がみられないものの、中央値でみると有意な差がみられる⁴⁶。これに対して、グロースの場合は平均値及び中央値の何れにおいても有意な差がみられる。この差は、経済的にみると大きな違いであり、スタンダードの平均値は約 1.6 倍（中央値は 2.1 倍）、グロースの平均値は約 22 倍（中央値は 6.6 倍）もの格差がみられる。一方、時価総額（Panel B）についてみると、何れのケースも 500 億円を下回ることから、殆どの企業が基準に達することが困難であったと推察される。とりわけ、グロースの市場変更なしサンプルにおける売上高の平均値（Panel C）をみると、50.2 億円と売上高基準の 100 億円にも達していないことが分かる。東証 1 部の上場基準を満たせない企業が前節の分析結果にバイアスを与えた可能性は低いと考えられるが、市場変更の有無により財務パフォーマンスに大きな格差がみられる点には注意を要する。Panel A～C に示されるように、両者の事業規模の平均値が大きく異なる点を踏まえると、上場基準を満たしていても、更なる事業の拡大が必要と考えて市場変更を選択しなかったことが考えられるが、別の解釈として、そもそも事業の拡大を志向していない可能性もある。後者の点については、5.2 節以降で検討する。

5.2 株主構成の影響

ここでは、IPO 時点の株主構成が市場変更に与える影響について検討する。最初に、創業家一族の持株比率と市場変更の関係を分析する。一般に、IPO は創業者利益の獲得機会を提供するものであるが、上場後も支配権を維持する場合にはステップアップするインセンティブとなり得る。実際、創業者が大株主となり、経営に従事するファミリー上場企業のパフォーマンスが高いことを示す研究結果もみられる（Andres, 2008; Saito, 2008）。従って、図表 4-6 の定式化の下で、IPO 直前の創業者一族持株比率（SH_FAM）を加えた分

⁴⁶ 中央値の差の検定方法は Wilcoxon の順位和検定による。

析を行う。なお、紙面節約のため報告は省略するものの、OA を除く売出株式数を上場承認時の発行済株式数で除した売出株式比率（SH_SALES）を SH_FAM から控除したケースでも分析してみたが、同様の結果が得られることを確認している⁴⁷。

図表 4-8 IPO 時点の株主構成と売出株式比率

	市場変更あり (a)	市場変更なし (b)	差 (a)-(b)
Panel A: スタンダード			
SH_FAM	53.1%	35.0%	18.0% **
	51.2%	31.0%	20.3% **
SH_SALES	5.5%	7.2%	-1.6%
	5.9%	6.1%	-0.2%
	25	74	
Panel B: グロース			
SH_FAM	34.7%	39.3%	-4.7%
	33.9%	42.5%	-8.6%
SH_SALES	5.0%	6.0%	-1.0%
	5.1%	5.5%	-0.3%
	12	90	

注 1：各変数の上段に平均値，下段に中央値を示す一方，各パネルの下段に観測数を示す。

注 2：アスタリスクは有意水準に応じて付与：1% (***)，5% (**)，10% (*)

図表 4-8 は，スタンダード (Panel A) 及びグロース (Panel B) に区分した上で，市場変更の有無の別に，SH_FAM 及び SH_SALES の平均値（各変数の上段）及び中央値（各変数の下段）を示したものである。スタンダードの創業者一族持株比率についてみると，市場変更した企業の平均値は 53.1% であり，市場変更なしの平均値（35.0%）に比べると有意に大きな値となっている。この傾向は，中央値で比較した場合でも同様である。ただし，この傾向はスタンダードサンプルに限られるものであり，グロースでは両者に違いはみられない。また，売出株式比率の違いは，全てのケースで有意性が棄却される。

図表 4-9 IPO 時点の決定要因（創業者一族持株比率の影響）

	スタンダード				グロース			
X =	(1) D_LM	(2) D_LM	(3) N_MGR	(4) N_MGR	(5) D_LM	(6) D_LM	(7) N_MGR	(8) N_MGR
SH_FAM	2.962*** [2.74]	3.431* [1.81]	2.788*** [2.70]	2.717* [1.69]	4.967** [2.32]	5.890* [1.67]	3.545* [1.84]	4.34 [1.39]
SH_FAM*IPOF_TA		-2.054 [-0.33]		0.273 [0.05]		-3.588 [-0.32]		-3.678 [-0.36]
IPOF_TA		0.724 [0.16]		-1.644 [-0.42]		-0.004 [-0.00]		1.234 [0.18]
コントロール変数	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
業種ダミー	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
観測数	93	93	93	93	81	81	81	81
決定係数	0.33	0.33	0.329	0.331	0.402	0.404	0.381	0.382

注 1：アスタリスクは有意水準に応じて付与：1% (***)，5% (**)，10% (*)

注 2：括弧内の t 値は，robust な標準誤差に基づいて推計

⁴⁷ IPO 直前の創業者一族持株比率（SH_FAM）と売出株式比率（SH_SALES）の相関係数の値は 0.03 であり，創業者一族持株数の多寡に応じて売出株式数が増加するようなシステマティックな関係はみられないものと考えられる。

図表 4-9 は、創業者一族持株比率の効果を分析した結果を示したものである。図表 4-6 と同様の定式化に従うため、他の説明変数の掲載は捨象する。左からスタンダード、グロースの順に、それぞれ情報コストに関する変数として、3 大証券会社ダミー (D_LM) 及び引受証券会社数 (N_MGR) を用いた場合の推計結果を示している。また、偶数番号の推計結果は、調達した資金の総資産に対する資金調達額の比率 ($IPOF_TA$) 及び交差項 ($SH_FAM * IPOF_TA$) を加えたものである。 SH_FAM の符号条件をみると、スタンダードでは有意にプラスとなる傾向がみられる一方、グロースではやや有意水準が低下するもののプラスとなっている。さらに、 $IPOF_TA$ 及び $SH_FAM * IPOF_TA$ を加えた推計結果をみると、スタンダード及びグロースともに有意水準が低下する。また、 $IPOF_TA$ 及び $SH_FAM * IPOF_TA$ は、何れのモデルにおいても有意な傾向がみられない。これらの分析結果は、主としてスタンダードサンプルを中心に、調達資金の多寡にかかわらず創業者一族持株比率の持株比率が高いほど市場変更する傾向を示している。この傾向は、ファミリー企業のパフォーマンスが優れることを示した先行研究の知見と整合的であると考えられる一方、支配権の維持を目的として市場変更しないような傾向はみられないものと思われる。

次に、同様の手続きにより、親会社の有無が市場変更の有無に与える影響について分析する。従って、図表 4-9 と同様の定式化の下で、創業者一族持株比率 (SH_FAM) の代わりに親会社が存在する場合に 1 (そうでない場合は 0) となるダミー変数 (D_PRT) を用いる。持株比率ではなくダミー変数を用いるのは、支配力基準に基づいて親子関係を識別するためである。IPO における親会社の影響として、新規公開子会社の情報の非対称性を緩和する効果 (保証効果) があることが知られている。とりわけ、レピュテーションの高い成熟企業が親会社である場合に保証効果がみられることが明らかにされている (宮島/新田/宍戸, 2011)。しかしながら、潜在的にはエージェンシー問題を孕んでいることから、上場後のパフォーマンスが毀損される可能性もある。実際、連結データでみた場合の親会社の業績は、独立企業の業績と変わらないことが明らかにされている (竹澤/松浦, 2017)。なお、市場変更したサンプルの中で、親会社を有するスタンダード基準の企業は 25 社中 3 社 (市場変更しない企業は 74 社中 24 社) であるのに対して、グロース基準の企業は 12 社中 1 社 (市場変更しない企業は 90 社中 22 社) のみであるため、スタンダードサンプルのみを分析対象とする。

図表 4-10 IPO 時点の決定要因（親会社の有無の影響）

X =	スタンダード（非上場親会社を含む）				スタンダード（非上場親会社を除く）			
	(1) D_LM	(2) D_LM	(3) N_MGR	(4) N_MGR	(5) D_LM	(6) D_LM	(7) N_MGR	(8) N_MGR
D_PRT	-2.373 [-1.57]	-0.25 [-0.11]	-2.034 [-1.51]	-0.0938 [-0.05]	-1.524 [-1.55]	5.082** [2.43]	-1.273 [-1.20]	4.774** [2.49]
D_PRT*IPOF_TA		-13.70* [-1.90]		-12.60** [-1.97]		-34.28*** [-3.46]		-31.04*** [-3.88]
IPOF_TA		2.045 [0.73]		0.32 [0.11]		0.197 [0.07]		-0.968 [-0.33]
コントロール変数	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
業種ダミー	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
観測数	93	93	93	93	93	93	93	93
決定係数	0.332	0.361	0.327	0.353	0.285	0.316	0.286	0.328

注 1：アスタリスクは有意水準に応じて付与：1% (***)，5% (**)，10% (*)

注 2：括弧内の t 値は，robust な標準誤差に基づいて推計

図表 4-10 は，スタンダード基準の企業について，非上場の親会社を含むケース及び上場親会社に限定した場合の分析結果を左から順に示したものである。資金調達の影響を考慮しないモデル（奇数番号）では，親会社の有無は市場変更に影響しない様子がみてとれる。ただし，資金調達比率を考慮した場合には，親会社が上場企業である場合に D_PRT が有意にプラスとなる一方，交差項 (D_PRT*IPOF_TA) がマイナスとなる傾向がみてとれる。親会社が非上場企業を含むケースでは，親会社自体の効果は消失するが，交差項の符号条件は有意水準が低下するものの，依然としてマイナスとなる傾向がみられる。これらの結果は，親会社の保証効果による情報コストの低減を通じてステップアップに寄与する効果と，調達資金が大きいほど親子間におけるエージェンシー問題が顕在化することにより，例えば調達資金の活用が非効率となるような効果が同時に生じる可能性を示唆しているように思われる。モデル(6)のケースで言えば，IPOF_TA が 15% ($\div 5.082 \div 34.28$) を超えると，コストがベネフィットを上回ると試算される。これらの分析結果は，先行研究が示唆するように親会社のコストベネフィットを反映したものと考えられることから，親会社の存在が市場変更に与える影響は一意に判断できないことを意味する。また，そもそも親会社を有するサンプルが極めて限定される点にも注意が必要である。従って，親会社の効果を解明するためには，更なる分析が必要である。

5.3 競争環境の影響

最後に，Quit Life 志向が市場変更に影響を及ぼす可能性について検討する。ここで焦点を当てるのは，IPO 以降の財・サービス市場における競争環境が市場変更の有無に与える影響についてである。近年は，ガバナンスの欠如がリスクテイキングの誘因を弱める結果，R&D，M&A，事業のリストラクチャリングといった経営判断の難しい意思決定を伴う企

業行動が抑制される現象を Quiet Life 仮説の観点から説明するケースがみられる (Bertrand/Mullainathan, 2003; Chintrakarn et al., 2013; Ikeda et al., 2017). しかしながら、本章が分析対象とするサンプルが新規公開企業である点を踏まえると、ガバナンスの欠如が直ちに投資行動を抑制するとは考えにくい。実際、図表 4-5 で用いた変数の一部 (RD, CAPEX, N_MA, NFA) は、上述のリスクテイキングを表す代理変数とも考えられるが、何れも整合的な符号条件は示されていない。むしろ、Gutiérrez/Philippon[2017] が明らかにするように、財・サービス市場の競争的な環境が必要な投資を促進する結果、市場変更に影響を与えることが予想される。そこで、図表 4-5 の定式化の下で、東証 33 業種分類に基づく売上高のハーフィンダール指数を加えて推計することにより市場変更に与える影響を確認する。ここでは、新興市場 (ジャスダック、ヘラクレス、マザーズ) に上場する企業を対象に算出する指数 (HHI1) と、新興市場上場企業に東証 1 部・2 部上場企業を加えて算出する指数 (HHI2) の 2 つを検証する。また、前述のリスクテイキングを表す代理変数との交差項を加えた推計も行う。分析結果を図表 4-11 に示す。

図表 4-11 IPO 以降の決定要因 (財・サービス市場における競争環境の影響)

X =	スタンダード				グロス			
	(1) D_LM	(2) D_LM	(3) N_MGR	(4) N_MGR	(5) D_LM	(6) D_LM	(7) N_MGR	(8) N_MGR
Panel A: 新興市場の競争環境								
HHI1	-28.68** [-2.35]	-21.97 [-0.68]	-28.62** [-2.47]	-5.619 [-0.18]	33.79 [0.50]	-179.3* [-1.70]	39.44 [0.51]	-79.6 [-0.87]
HHI1*RD		-28,874** [-2.55]		-28,443** [-2.43]		2,730 [0.23]		-12,122 [-0.89]
HHI1*CAPEX		-87.36 [-0.68]		-183.5 [-1.42]		2,105* [1.93]		1,587** [2.15]
HHI1*N_MA		-66.93 [-0.60]		-75.99 [-0.68]		-139.8 [-0.92]		-177.9 [-1.28]
HHI1*NFA		-17.65 [-0.24]		-45.42 [-0.55]		219.3 [1.42]		77.78 [0.45]
業種ダミー	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
年度ダミー	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
観測数	504	504	504	504	343	343	343	343
決定係数	0.402	0.453	0.422	0.467	0.507	0.575	0.489	0.534
Panel B: 新興市場 + 東証1,2部の競争環境								
HHI2	-4.504 [-0.39]	5.384 [0.41]	-11.07 [-1.08]	5.32 [0.42]	16.42 [1.13]	2.62 [0.12]	8.662 [0.73]	-5.613 [-0.29]
HHI2*RD		-7,595 [-1.12]		-5,768 [-0.90]		-1,255 [-0.67]		30.67 [0.02]
HHI2*CAPEX		-5.962 [-0.05]		-0.428 [-0.00]		5.028 [0.02]		23.2 [0.09]
HHI2*N_MA		-16.35 [-0.75]		-19.19 [-0.87]		109.7 [1.35]		137.0* [1.74]
HHI2*NFA		-34.84 [-1.13]		-44.18 [-1.29]		-13.12 [-0.23]		-19.73 [-0.27]
業種ダミー	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
年度ダミー	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
観測数	504	504	504	504	343	343	343	343
決定係数	0.393	0.44	0.417	0.455	0.509	0.534	0.486	0.516

注 1: アスタリスクは有意水準に応じて付与: 1% (***), 5% (**), 10% (*)

注 2: 括弧内の t 値は、企業ごとの cluster-robust な標準誤差に基づいて推計

Panel Aに示す交差項なしのケース(奇数番号のモデル)をみると、スタンダードのHHI1が有意にマイナスとなっている。ハーフィンダール指数は、寡占的であるほど1に近い値となる一方、競争的であるほど0に近い値となることから、競争環境に晒されていない企業ほどステップアップする動機をもたないことと整合的な結果となっている。この点に関連して、モデル(2)、(4)をみると、R&Dとの交差項(HHI1*RD)がマイナスとなる様子がみてとれる。図表4-5におけるRDには有意な傾向がみられないことから、R&D投資の抑制を通じてQuiet Lifeを享受している可能性が考えられる。ただし、東証1部・2部に上場する企業を含めて算出した指数(HHI2)でみると、これらの傾向は消失する(Panel B)。一般に、財・サービス市場における競争は、上場区分とは無関係であると考えられるが、スタンダード基準の企業は、新興市場の同業他社を競争相手とみなしているのかもしれない。一方、グロースについてみると、Quiet Lifeを示唆するような符号条件は観察されない。以上の分析結果は、スタンダードのサンプルにおいてQuiet Life志向がある可能性を示唆するものであるが、一貫した傾向が得られていない点に注意する必要がある。

6. おわりに

本章では、Bharath/Dittmar[2010]の定式化に依拠して、ヘラクレス市場(旧ナスダック・ジャパン市場を含む)におけるスタンダード基準及びグロース基準の上場/上場廃止基準の違いが新規上場企業の市場変更にどのような影響を与えるかを分析した。さらに、市場変更しない要因として、IPO時点の株主構成及び財・サービス市場における競争環境が与える影響を分析した。

分析の結果、スタンダードとグロースでは市場変更の決定要因が異なることが確認された。より具体的には、基準の厳しいスタンダードでは、資金制約及び流動性制約に晒されておらず、事業が成熟しており余剰資金の豊富な企業が市場変更する傾向がみられた。他方、基準の緩いグロースでは、資金制約及び流動性制約に晒されているものの、情報コストが低く、投資機会の豊富な企業ほど市場変更する傾向がみられた。また、IPO時点に限定して分析した結果、前述のスタンダードにおける傾向はIPO時点に比べて大きな変化がみられないのに対して、グロースにおける傾向はIPO時点と比べて異なることが確認された。以上の分析結果は、ヘラクレス市場における2つの異なる上場/上場廃止基準を設けることで、成長ステージの異なる企業のステップアップを促進する役割を担っていることを示すものである。

本章の分析には、幾つかの課題を残している。第一に、本章の分析サンプルはヘラクレ

ス市場に限定されるため、サンプルサイズが小さいことが挙げられる。とりわけ、グロース基準のサンプルのうち、東証 1 部に市場変更した企業は 12 社と少ないため、頑健性を確かめるための分析が十分でない可能性がある。この点は、2010 年 10 月に統合された新 JASDAQ 市場におけるデータの蓄積を待って、同市場の基準の違いに注目した分析を新たに行うことにより、本章の結論の頑健性を確かめることができる。第二に、ヘラクレス市場に新規公開する際に、スタンダード基準とグロース基準の選択に関する意思決定問題を捨象した点が挙げられる。本章では、基準選択を所与とした上で、その後の市場変更に注目して分析したが、そもそもステップアップのインセンティブが新規公開時の基準選択と関連している可能性もある。このようなセレクションバイアスに対処するためには、新規公開可能性の高い未上場サンプルを含めた 2 段階推定などの分析が必要となろう。第三に、第 5 節で考察した決定要因のうち、株主構成及び競争環境が与える影響については、より詳細な分析を行う必要があることが指摘できる。ファミリー企業及び親子上場に関する問題については、これまで多くの研究が行われていることから、第 5 節で明らかにされた知見の更なる解明が求められる。一方、Quiet Life 仮説に関連する研究は、昨今、過少投資が指摘されるわが国企業が直面するガバナンスの問題と密接に関係する。従って、新興企業における Quiet Life 志向の有無及びガバナンスの問題との関係を解明することは学術的のみならず、実務上の要請の高い研究テーマである。以上の点については、今後、取り組んでいきたい。

第5章： わが国における MBO による非公開化の決定要因

1. はじめに

近年、上場企業が経営陣によるバイアウト（MBO）により非公開化するケースが増えている。M&A 専門誌マールによると、MBO による非公開化件数は、2001 年に初めて登場して以降、2013 年 12 月末までの累計は 123 件に達する。足下では、アベノミクスによる株式市場の回復を背景に非公開化件数は低下しているものの、IPO 件数と比較すると、増加基調で推移する様子がみてとれる（図表 5-1）。

図表 5-1 MBO による非公開化件数と新規上場件数

	2001 年	2002 年	2003 年	2004 年	2005 年	2006 年	2007 年
IPO	168	123	118	171	157	181	117
MBO	4	1	6	1	4	10	14
	2008 年	2009 年	2010 年	2011 年	2012 年	2013 年	合計
IPO	48	17	21	37	45	54	1,257
MBO	17	15	13	21	9	8	123

（出所）MARR，日本証券業協会

一般に、企業は株式公開することによって資金調達手段が多様化するほか、株式を通じた企業買収が可能となるなどの経営戦略上のベネフィットに加えて、知名度の向上や人材のリテンションといったベネフィットを享受することが期待できる（Röell, 1996; Brau/Fawcett, 2006; Brau et al., 2006）⁴⁸。それゆえ、事業拡大を目指す企業にとっては、株式公開が目標の 1 つになる。

その一方、上場企業が非公開化を選択する場合においても、幾つかの動機が考えられる。第一に、上場した時点で既に所望の結果を得たという可能性が考えられる。その場合、新規公開企業は、上述したような事業拡大とは異なる上場動機を有すると考えられる。例えば、創業者利益獲得が目的で公開した企業は、事業承継を機に非公開化するかもしれない。第二の可能性として、上場することによるベネフィットの低下、或いは上場に伴うコスト

⁴⁸ わが国に転じてみても、株式上場を目指す理由として、①知名度や信用度の向上、②資金調達力の向上、③人材の確保を挙げる企業は多い。帝国データバンクが 2013 年に行った「株式上場意向に関するアンケート調査」によれば、IPO の意向があると回答した 557 社に対してその目的を聞いたところ、①（400 社）、②（277 社）、③（212 社）の順となっている。

<http://www.tdb.co.jp/report/watching/press/pdf/k130401.pdf>

負担の増加といった理由が考えられる。第一の可能性は主として創業者や経営者に関する動機の問題であるに対して、第二の可能性は企業自身の問題として焦点が当てられる。本章の関心は、まさに企業の非公開化に関する動機を検証することである。この点について、先行研究の知見をみていこう。

まず、非公開化は企業のガバナンス構造を大きく変化させる。そのため、事業の再生に取り組む企業が、経営の意思決定スピードの迅速化や経営の自由度の向上を図るために、非公開化を選択することが考えられる。実際、わが国企業を対象にした研究によると、90年末のリセッション期において、企業のリスストラクチャリング・プロセスに貢献したことが示される (Wright et al., 2003)。また、主として英米における実証研究を中心としたサーベイ結果からも、ガバナンス・メカニズムが改善されることが示唆される (Cumming et al., 2007)。海外では、非公開化を選択した企業が再上場するケースは珍しくないが、そうした企業の上場後の株式パフォーマンスは、同業他社のパフォーマンスを上回るケースも報告されている (Datta et al., 2015)。これらの知見は、非公開化のベネフィットを明らかにしたものであり、次節で述べるエージェンシーコストの削減仮説にまとめられる。しかしながら、非公開化を通じた事業再生の取組みが必ずしも奏功するとは限らない。そもそも、事業再生に迫られている状況はデフォルトと紙一重である。実際、公開企業に比べて、非公開企業のデフォルト確率が高いことを示す研究もみられる (Sudarsanam et al., 2012)⁴⁹。また、典型的な事業再生では資産の再評価を迫られるケースが多く、のれんなどの無形資産を中心に減損処理を伴うことが多い。さらに、事業の立て直しに向けて、再投資コストを捻出するために特定の資産を売却する場合、総資産が減少する。このようなケースでは、非公開化企業のパフォーマンスを ROA で測定すると、上方バイアスが生じるため非公開化のベネフィットがミスリードされる可能性がある (Ayash/Schütt, 2016)。従って、上述の知見を踏まえると、事業再生における非公開化のベネフィットは必ずしも明らかではないように思われる。

非公開化の動機は、事業の再生に限らない。例えば、非公開化の原資として多額の借入を伴う LBO の形態をとる場合には、節税効果が期待される。このような節税効果は、非公開化前の既存株主に対してプレミアムとして支払われることが示されているほか (Kaplan, 1989b)⁵⁰、節税動機と関連して、ゴーイングコンサーンの観点からみて望ましい水準にレバレッジを調整することが動機として指摘されている (Cohn et al., 2014)。

⁴⁹ ただし、非公開化の形態のうち、MBO に限定すると、他の形態に比べてデフォルト確率が低いことが示される。

⁵⁰ この点について、Kaplan[1989a]に代表されるように、節税効果が非公開化後の企業パフォーマンスに影響する可能性を排除するために、税控除前のパフォーマンス指標を測定する研究が多くみられる。

このほか、外生的なショックが非公開化の要因となるケースもみられる。例えば、米国ではサーベンス・オクスリー法の制定により上場維持コストが高まった結果、企業が非公開化を選択することを明らかにした研究がある（Engel et al., 2007; Zhang, 2007）。

上記で取り上げたように、上場に伴う様々なコストがベネフィットを上回る場合には、株式市場で評価される企業価値は、非公開化の下で達成される企業価値に比べてディスカウントされている可能性がある。この点について、バイアウト・ファンドが当該企業を買収する際のアナウンスメント・リターンを計測することにより、実際に過小評価されていることが明らかにされている（Renneboog et al., 2007; 野瀬/伊藤, 2009）。しかしながら、非公開化後の被買収企業の財務パフォーマンスは、必ずしも改善されるわけではない（Guo et al., 2011; Kaplan, 1989a; Weir et al, 2015）。また、イベントスタディを通じた検証を難しいものとする要因の1つとして、経営者が利益減少型の裁量的な会計行動に従事することにより、非公開時の株価を意図的に低く誘導するインセンティブを有することが挙げられる（月岡, 2013; Mao/Renneboog, 2015）。

以上のように、非公開化の動機については様々な要因が検証されており、それらの動機に応じて非公開化後の企業行動や財務パフォーマンスが異なる様子が観察されている。換言すると、非公開化に関する動機については必ずしもコンセンサスが得られていない。そこで本章では、わが国の MBO による非公開化の決定要因および非公開化前後のキャッシュフローの推移を分析することにより、非公開化の動機を検証する。

本章で得られた主要な結果は以下の通りである。第一に、わが国の MBO による非公開化の動機は、流動性もしくは市場の認知度の低下によって説明される可能性が示唆された。この結果は、非公開化の意思決定と説明変数の間に内生性が存在する可能性に対処した場合においても頑健であることが確かめられた。第二に、非公開化前後における営業利益、設備投資、ネットのキャッシュフローの推移に変化がみられないことが明らかとなった。すなわち、Kaplan[1989a]が明らかにしたエージェンシーコストの削減による非公開化後の業績の改善が、わが国の非公開化企業においてはみられないことを示唆している。これらの結果は、わが国における MBO による非公開化の動機が、流動性もしくは市場の認知度の低下によるものであることを示すものと考えられる。

本章の構成は次の通りである。第2節では、本章で検証する仮説及び検証方法を整理するために、先行研究のレビューを行う。第3節では、分析に用いるサンプル、分析方法、実証結果について説明する。第4節では、主要な結果を要約した上で今後の課題について述べる。

2. 非公開化に関する仮説

公開企業の非公開化後のパフォーマンスを分析した先駆的な研究として、Kaplan[1989a]が挙げられる。Kaplan[1989a]は 1980～1986 年において MBO を実施した米国の公開企業 76 サンプルのうち、非公開化後のデータが存在する 48 サンプルを対象に分析を行い、非公開後の 3 年間に於いて営業利益や設備投資控除後のネットキャッシュフローが増加することを示している。この要因として、Kaplan[1989a]は、①富の移転、②経営者の私的情報、③エージェンシーコストの削減に関する 3 つの仮説を検証した。仮説①は、本来は従業員に支払われるべき報酬が、MBO に伴い従業員のレイオフや賃金の削減が実施されることにより、投資家に移転することを指す。この仮説の下では、非公開化後のパフォーマンスの改善は、従業員をリストラする効果により説明される。仮説②は、経営者が自社の情報に関して、他の市場参加者に比べて情報優位がある状況を想定する。例えば、自社のキャッシュフローに関して、経営者の予想が市場の予想に比べて高い場合には、経営者はより有利な価格で自社を買収することが可能となるため、非公開化を選択する誘因が生じる。この場合、非公開化後のパフォーマンスの改善は、事前に経営者のみ知りうる情報の結果が反映されたものと考えられる。仮説③は、非公開化により資本構成が変化することに起因するものである。具体的には、負債が大幅に増えることにより、経営者行動に対して規律付けの効果が働くことが挙げられる。また、経営者の株式保有割合が増えることにより、企業価値を最大化するように経営者が動機付けられる効果が期待される。従って、非公開化後のパフォーマンスの改善は、エージェンシーコストの削減によって説明されるものと考えられる。Kaplan[1989a]は、これらの仮説を検証した結果、エージェンシーコストの削減が非公開化後のパフォーマンスに寄与した可能性を明らかにしている。

一方、近年の非公開化の決定要因に関する研究をみると、エージェンシーコスト仮説とは異なる仮説を明らかにする研究がみられる。Bharath/Dittmar[2010]は、公開および非公開化の決定要因を明らかにするために、①情報の非対称性の存在、②資本市場へのアクセス、③流動性、④支配権の獲得、⑤エージェンシーコストの 5 つの仮説を検証した。仮説①は、情報の非対称性の存在に関連する。例えば、社齢が若く規模の小さい企業やアナリストのカバレッジや機関投資家の持株比率が低い企業では、情報生産コストが高くなることから、株式公開のベネフィットは少ないかもしれない。とりわけ、株式の流動性が低い場合には株価が企業の質を表す効率的な指標とならない可能性があることから、外部モニターによる情報生産コストが上昇すると考えられる。また、市場参加者が偶然入手する情報が有益なシグナルとなる場合がある一方、ハイテク企業のような R&D 比率が高い企

業においてはこのような情報が利用されにくいことから、非公開化を選択する可能性がある。このほか、投資家の認知度の違いも非公開化の決定要因の1つとして挙げられている。仮説②は、投資機会が豊富な企業が投資資金を調達する場合において公開化を選択するというものである。株式公開することにより、資本コストの最小化を通じて、企業価値が高まるようなケースも含まれる。また、資金制約に晒される企業が株式以外の資金調達を行う場合においても、上場していることが有利に働くと考えられる。換言すると、仮説②の下では、資金需要の低い企業が非公開化を選択すると予想される。仮説③は、株式公開に伴い、株式の流動性が高まることに依拠する。流動性が高まることのベネフィットとして、株式の取引コストの低下が挙げられる。このベネフィットは、株式の取引量の増加関数であることから、流動性を高めることが株式公開の動機となる一方、流動性の低い企業にとっては非公開化を選択する誘因となることが予想される。仮説④は、企業買収を通じた支配権の獲得に関するものである。具体的には、株式公開によって流動性が高まることにより、株式交換を通じた M&A が容易になることが挙げられる。従って、支配権市場において株式交換を活用した M&A が活発でないような企業は、非公開化を選択することが予想される。仮説⑤は、経営者のインセンティブの調整や企業のガバナンス構造を改善するために、非公開化が選択されることを説明する。Kaplan[1989a]は、非公開化後のパフォーマンスの改善を説明する際にこの仮説に依拠した。すなわち、仮説⑤の下では、企業価値を毀損するような資金使途として利用可能なフリーキャッシュフローが豊富な企業ほど、非公開化を選択すると予想される。

Bharath/Dittmar[2010]は、上記の仮説を検証するために、1980～2004 年までの米国における非公開化案件について分析した結果、フリーキャッシュフロー比率が高い企業が非公開化を選択する傾向がみられるのは 80 年代までであり、90 年以降は重要な決定要因ではなくなったことを明らかにしている。分析結果が 90 年を境に変化した要因について、プライベート・エクイティにおいては、ガバナンスの改革よりも経営者のインセンティブを改善することの重要性が増していることを挙げている。その一方、公開および非公開化の決定要因として、情報の非対称性の存在、流動性、資本市場へのアクセス、支配権の獲得を挙げており、経済状況や株式市場などの外生的な要因や IPO 時点における企業特性の違いを考慮してもなお頑健であることを確かめている。

これに対して、非公開化の決定要因として、市場における認知度や投資家の関心との関連を明らかにした研究として Mehran/Peristiani[2010]が挙げられる。この仮説は、投資家から一定の認知を得ることに失敗したため、非公開化を選択するというものである。このような企業には、堅実な業績を上げるケースや、同業他社よりも勝るケースも含まれる。

彼らは、株式アナリストによる金融仲介機能に注目して、投資家から認知を得ることに失敗することのコストを説明した。具体的には、アナリストカバレッジが少ないことによる流動性の低下やミsprライシングの拡大、アナリストによる緊密なモニタリングの欠如によるエージェンシーコストの上昇などが挙げられる。彼らは、1988 年以降に新規公開した企業のうち、1990～2007 年にかけて非公開化したサンプルを対象に、アナリストカバレッジ、機関投資家持株比率、株式売買回転率を代理変数としてこの仮説を確かめている。

一方、非公開化の決定要因を資本構成のリバランスに見出したのが Kashefi-Pour/Lasfer[2013]である。この仮説は、資本構成をリバランスするための資金を株式市場から調達できない企業が非公開化を選択するというものである。市場へのアクセスという点では、Bharath/Dittmar[2010]の提示する仮説と同様であるものの、Bharath/Dittmar[2010]は、投資機会が少なく資金需要の低い企業が非公開化を選択することを想定しているのに対して、Kashefi-Pour/Lasfer[2013]は市場にアクセスする動機が資本構成のリバランスであることを指摘した点で両者は異なる。

Kashefi-Pour/Lasfer[2013]は、1995～2009 年においてロンドン AIM 市場に上場した企業のうち、非公開化を選択した 155 社について分析を行い、上記の①市場へのアクセスのほか、②エージェンシーコスト、③情報の非対称性、④市場の認知度、⑤流動性の 5 つの仮説を検証した。その結果、非公開化企業の特徴として、フリーキャッシュフローが低く、負債比率および経営者持株比率が高いことを明らかにした。また、非公開化企業について、Pagano et al.[1988]の分析方法に依拠して IPO 後の企業行動を確かめた結果、IPO により低下した負債比率を高める傾向を明らかにしている。

以上のように、非公開化の動機については様々な議論が行われており、統一的な見解が得られていないように思われる。本論文では、Kashefi-Pour/Lasfer[2013]の分析方法に依拠した上で、非公開化後のパフォーマンスについても確かめることにより、わが国における MBO による非公開化の決定要因を分析する。

3. 実証分析

3.1 分析方法

本節では、Kashefi-Pour/Lasfer[2013]の分析方法に即して、MBO による非公開化の決定要因を分析する。具体的には、彼らの分析で用いられる代理変数を参考に、我が国の MBO による非公開化の仮説に関する検証を行う⁵¹。図表 5-2 の Panel A に示す変数について

⁵¹ ただし、情報の非対称性の代理変数のうちアンダープライシングについては、IPO サンプルが 1995 年以降に限定される Kashefi-Pour/Lasfer[2013]とは異なり、公開後の初値の特定が困難なサンプルが大半

て、上から順に仮説との関係を説明しよう。

レバレッジ、時価簿価比率、設備投資比率、SEO ダミーは、資本市場へのアクセスに関する代理変数である。一般に、株式公開のベネフィットの1つとして、資金調達手段の多様化が挙げられる。その結果、株式市場からの資金調達や銀行との再交渉を通じた負債の削減により、レバレッジ比率は低下する。このようなベネフィットは、成長性が高く資金需要の旺盛な企業にとっては、とりわけ重要である。換言すると、レバレッジ比率が高く、資金需要の低い企業にとっては、上場ベネフィットが相対的に低下するため、非公開化を選択すると予想される。ROA、フリーキャッシュフロー、役員持株比率は、エージェンシー問題に関する代理変数である。この問題は、主として成熟企業においてフリーキャッシュフローが豊富な場合に生じるものである。従って、ROA が高くフリーキャッシュフローが豊富な企業ほど、非公開化を選択すると予想される。また、このようなエージェンシーコンフリクトは、少数株主の残余請求権を経営者に集中することにより緩和されることから、役員持株比率が高い企業ほど非公開化を選択すると予想される。Size、無形固定資産比率は、情報の非対称性に関する代理変数である。Size が小さく無形固定資産比率が高いような情報の非対称性が大きい企業においては、逆選択の問題に晒されることから、この問題を解消するためのコストを避けるために非公開化を選択すると予想される。株式売買高、株式回転率、株式ボラティリティ、超過リターン、ベータは、流動性や市場の認知度に関する代理変数である。Mehran/Peristiani[2010]が明らかにしたように、市場の認知度が低下すると株式ボラティリティは上昇すると考えられる。同様に、株式回転率や超過リターンは低下する一方、ベータは上昇すると予想される。また、株式の流動性の増加は株式公開化のベネフィットの1つと考えられるため、株式売買高や株式回転率が低い企業ほど非公開化を選択すると考えられる。

次に、推定方法について説明する。本章では、Kashefi-Pour/Lasfer[2013]に即して、離散時間ハザードモデル（離散時間ロジットモデル）およびCox 比例ハザードモデルを用いる。ハザードモデルとはイベント・ヒストリー分析の手法の一つであり、ハザード率（イベントが t 時点より前に起こらなかったという条件の下での t 時点におけるイベントの条件付発生確率）をモデル化したものである。離散時間ロジットモデルのハザード率 $h(t)$ は、次式で示される。ここで、 x_{it} は説明変数を、 β は推計される回帰係数を表す。また、 $\lambda(t)$ はベースライン・ハザード関数とよばれ、 x_{it} とは独立にイベント発生までの継続時間に依存してハザード率に影響を与える部分である。このモデルは、ロジットモデルにより推定することができる。

を占めるため、分析対象から除外した。また、彼らが採用する CAR の代わりに、年次ベースの超過リターン（対 TOPIX）を用いている。

$$h(t; x_{it}) = \frac{1}{1 + \exp[-(\lambda(t) + x_{it}\beta)]}$$

これに対して，Cox 比例ハザードモデルのハザード率は次式で示される．離散時間ロジットモデルとは異なり，ベースライン・ハザード関数の形を特定化する必要のないノンパラメトリックな推定方法である．

$$h(t; x_{it}) = \lambda_0(t)\exp(x_{it}\beta)$$

続いて，MBO 後の財務データが利用可能なサンプルを対象に，Kaplan[1989a]の分析方法に即して，非公開化後のキャッシュフローを分析する（図表 5-2 の Panel B）．MBO による非公開化を実施することにより，非公開化の動機と整合的な結果が得られたのかどうかを確認することがここでの目的である．

図表 5-2 変数定義

変数名	定義
Panel A: 非公開化の決定要因	
レバレッジ	有利子負債／総資産
時価簿価比率	株式時価総額／自己資本
設備投資比率	設備投資実施額／売上高
SEOダミー	SEOを実施した場合は1, それ以外は0
ROA	営業利益／総資産
フリーキャッシュフロー	(営業活動によるキャッシュフロー＋投資活動によるキャッシュフロー)／総資産
役員持株比率	役員持株数／発行済株式数
Size	株式時価総額の自然対数
無形固定資産比率	無形固定資産／総資産
株式売買高	直近1年における株式売買高合計の自然対数
株式回転率	株式売買高合計／発行済株式数
株式ボラティリティ	株式リターンのボラティリティ(12カ月)
超過リターン	TOPIXに対する超過リターン(12カ月)
ベータ	TOPIXに対するヒストリカルベータ(12カ月)
Panel B: 非公開化前後のパフォーマンス	
営業利益	EBIT
設備投資	固定資産(当期)－固定資産(前期)
ネットキャッシュフロー	営業利益－設備投資

分析対象となるサンプルは，レコフ M&A データベースに収録される企業のうち，2001 年 1 月～2011 年 12 月において MBO により非公開化したサンプルについて金融および公益セクターの企業を除いた 83 社である．一方，MBO サンプルの特徴を明らかにするため

に、比較対象となるコントロールサンプルを定義する。より具体的には、ビューロー・ヴァン・ダイク社が提供する企業財務データベース ORIANA（2013 年 9 月版）に収録されるサンプルについて、Very Large & Large に分類される上場企業のうち、非公開化を選択しなかった企業をコントロールサンプルとする⁵²。

分析に用いるデータは、上場期間中については、日経 NEEDS Financial Quest に収録される企業財務および株式データを用いる一方、非公開化後の期間については、ORIANA に収録される企業財務データを用いる。なお、連結決算を公表している場合には、連結ベースの財務データを優先して用いる。また、異常値の影響を排除するために、全ての変数の値がクロスセクションで上下 1%を超える場合には、上下 1%の閾値に置き換える処理を行う（winsorization）。業種分類は、SIC コードをもとに、Fama-French の定義に即して 17 業種に再分類する⁵³。

3.2 MBO による非公開化の決定要因

図表 5-3 は、MBO サンプルとコントロールサンプルの記述統計を示したものである。MBO サンプルの平均値をみると、コントロールサンプルと比較して、役員持株比率（16.26%）が高く、Size（8.94）が小さい傾向がみられる。また、株式売買高（10.85）や株式回転率（2.20）がやや低い傾向がみられる。一方、レバレッジ、時価簿価比率、設備投資比率、SEO ダミーは、コントロールサンプルと同程度の水準となっている。Kashefi-Pour/Lasfer[2013]が提示する仮説に照らしてみると、エージェンシー問題、情報の非対称性、流動性に関連する変数の一部に、仮説と整合的な傾向が見受けられる。

⁵² 具体的には、直近のデータのうち、①総資産が 2,600 万 USD 以上、②売上高が 1,300 万 USD 以上、③従業員数が 150 人以上の何れかの条件を満たすサンプルが含まれる。

⁵³ http://mba.tuck.dartmouth.edu/pages/faculty/ken.french/Data_Library/det_17_ind_port.html

図表 5-3 MBO サンプルとコントロールサンプルの記述統計

	MBOサンプル					コントロールサンプル				
	観測数	平均	標準偏差	最小	最大	観測数	平均	標準偏差	最小	最大
レバレッジ	459	19.45	19.44	0	68.50	37,681	20.55	17.99	0	68.50
時価簿価比率	459	1.31	1.54	0.21	9.98	37,680	1.35	1.46	0.21	9.98
設備投資比率	459	4.18	5.10	0	28.32	37,705	4.11	4.85	0	28.32
SEOダミー	917	0.22	0.41	0	1	42,952	0.39	0.49	0	1
ROA	459	5.70	5.34	-12.35	24.93	37,681	5.00	5.62	-12.35	24.93
フリーキャッシュフロー	456	1.65	7.94	-26.17	22.23	37,215	1.71	7.23	-26.17	22.23
役員持株比率	454	16.26	14.20	0	77.86	37,605	9.41	13.88	0	99.70
Size	447	8.94	1.32	6.47	12.92	36,858	9.59	1.72	6.47	14.35
無形固定資産比率	459	2.88	5.01	0.02	22.73	37,681	1.96	3.52	0.02	22.73
株式売買高	431	10.85	2.24	5.01	16.98	36,322	12.32	2.82	5.01	18.33
株式回転率	441	2.20	3.76	0	33	36,856	3.11	5.06	0	33.33
株式ボラティリティ	441	39.45	23.19	8.32	130	36,853	36.13	21.43	7.86	130
超過リターン	447	6.13	44.02	-69.62	205.79	36,857	7.70	42.21	-69.62	205.79
ベータ	441	0.91	0.92	-1.17	4	36,853	0.87	0.86	-1.17	3.82

図表 5-4 は、MBO による非公開化をイベントとした場合の分析結果を示したものである。左から順に、離散時間ロジットモデルと Cox 比例ハザードモデルによる推計結果を示している。それぞれの左側の数値は、推計方法に応じてオッズ比もしくはハザード比とよばれ、有意に 1 を上回る場合にはイベントの発生確率が高まる一方、1 を下回る場合には低下することを意味する。例えば、離散時間ロジットモデルの推計結果についてみると、他の条件を一定とすれば、役員持株比率が 1%上昇すると MBO による非公開化が生じる確率が 2%高まると解釈される。このほか、無形固定資産比率、株式ボラティリティが 5%水準で有意に 1 を上回る一方、株式売買高、株式回転率、SEO ダミーが 1 を下回る様子がみてとれる。MBO による非公開化の仮説との関係についてみると、流動性や市場の認知度に関する変数は仮説と整合的な符号条件が概ね確認される。他方、資本市場へのアクセス、エージェンシー問題、情報の非対称性といった仮説については、一部の変数が整合的な符号条件を示すにとどまっており、積極的に仮説をサポートする傾向はみられない。以上の結果は、Cox 比例ハザードモデルにおいても、概ね同様の傾向が確認される⁵⁴。

⁵⁴ 月岡[2013]が明らかにしているように、リーマンショックによる株価の下落が非公開化の選択に影響した可能性がある。この点については、年度ダミーを加えて推計することによりコントロールした。なお、年度ダミーを加えない場合には、超過リターンの推計値は、離散時間ロジットモデルでは 0.992、Cox 比例ハザードモデルでは 0.993 と 1%水準で 1 を下回るものの、economic significance は低いものとなっている。また、他の係数に関する符号条件は、図表 5-4 と整合的な結果が得られている。

図表 5-4 非公開化の決定要因（全サンプル）

	離散時間ロジットモデル			Cox比例ハザードモデル		
	Odds Ratio	Robust Std. Err.	z	Haz. Ratio	Robust Std. Err.	z
社齢の対数	1.596 **	0.300	2.49			
レバレッジ	0.992	0.008	-1.03	0.993	0.008	-0.79
時価簿価比率	0.710	0.215	-1.13	0.747	0.206	-1.06
設備投資比率	1.031	0.023	1.35	1.027	0.023	1.17
ROA	1.052 *	0.030	1.79	1.051 *	0.029	1.76
フリーキャッシュフロー	1.023	0.018	1.24	1.019	0.018	1.06
役員持株比率	1.020 **	0.008	2.54	1.020 ***	0.008	2.62
Size	0.878	0.118	-0.97	0.897	0.116	-0.84
無形固定資産比率	1.085 ***	0.034	2.59	1.094 ***	0.033	2.99
株式売買高	0.831 **	0.064	-2.40	0.821	0.058	-2.77
株式回転率	0.847 **	0.061	-2.31	0.871 **	0.057	-2.12
株式ボラティリティ	1.022 ***	0.006	3.52	1.020 ***	0.006	3.31
超過リターン	0.994 *	0.003	-1.70	0.995	0.004	-1.52
ベータ	1.146	0.171	0.91	1.193	0.180	1.16
SEOダミー	0.227 ***	0.099	-3.42	0.238 ***	0.102	-3.34
定数項	0.013 ***	0.016	-3.61			
年度ダミー	Yes			Yes		
業種ダミー	Yes			Yes		
観測数	27,560			33,083		
疑似決定係数	0.118			0.159		

注1：有意水準1%（***），5%（**），10%（*）に応じてアスタリスクを付与

注2：標準誤差は、企業ごとの cluster-robust な推定方法による

次に、前述の分析結果の頑健性を確かめるために、傾向スコア（Propensity Score）によりマッチングしたコントロールサンプルを用いて、図表 5-4 と同様の定式化の下で分析する。非公開化の意思決定と説明変数の間に内生性が存在する可能性に対処することが、傾向スコアマッチングを行う理由である。この手法は、第一段階において、MBO による非公開化をイベントとするロジット推計を行い、非公開化が生じる確率（傾向スコア）を推定する。推計に用いる説明変数は、図表 5-4 に示す説明変数と同様である。第二段階において、MBO による非公開化を実施したサンプル企業に対して、非公開化を実施しないサンプルの中から傾向スコアが最も近い企業をマッチングする。このような手続きにより、個々の企業についてマッチングを順次行うことにより、コントロールサンプルを作成する。分析結果を図表 5-5 に示す。

図表 5-5 をみると、全サンプルを対象にした場合に比べて有意水準が低下する様子がみとれる。しかしながら、株式回転率、株式ボラティリティ、超過リターンなどの流動性や市場の認知度に関する変数の一部については、図表 5-4 と整合的な傾向が確認できる。以上の分析結果を踏まえると、わが国企業の MBO による非公開化は、主として流動性もしくは市場の認知度の低下により説明されるものと考えられる。

図表 5-5 非公開化の決定要因（傾向スコアマッチング）

	離散時間ロジットモデル			Cox比例ハザードモデル		
	Odds Ratio	Robust Std. Err.	z	Haz. Ratio	Robust Std. Err.	z
社齢の対数	1.030	0.323	0.09			
レバレッジ	0.997	0.008	-0.41	0.995	0.007	-0.68
時価簿価比率	0.888	0.239	-0.44	0.941	0.215	-0.26
設備投資比率	1.049 *	0.028	1.81	1.040 *	0.024	1.73
ROA	1.002	0.031	0.07	1.006	0.031	0.20
フリーキャッシュフロー	1.016	0.019	0.84	1.030	0.020	1.54
役員持株比率	1.009	0.011	0.84	1.010	0.010	1.03
Size	1.129	0.172	0.80	1.182	0.181	1.09
無形固定資産比率	0.993	0.033	-0.20	0.988	0.030	-0.42
株式売買高	1.076	0.090	0.87	0.995	0.079	-0.07
株式回転率	0.812 **	0.082	-2.07	0.885	0.079	-1.37
株式ボラティリティ	1.020 **	0.009	2.28	1.018 ***	0.006	2.86
超過リターン	0.994 *	0.004	-1.68	0.990 **	0.004	-2.17
ベータ	1.099	0.183	0.57	1.166	0.172	1.04
SEOダミー	1.024	0.509	0.05	0.956	0.418	-0.10
定数項	0.015 **	0.025	-2.49			
年度ダミー	Yes			Yes		
業種ダミー	Yes			Yes		
観測数	1,050			1,228		
疑似決定係数	0.100			0.171		

注 1：有意水準 1% (***), 5% (**), 10% (*) に応じてアスタリスクを付与

注 2：標準誤差は、企業ごとの cluster-robust な推定方法による

3.3 非公開化前後のキャッシュフローの推移

本節では、前節で得られた示唆を確かめるために、非公開化直前 2 期のキャッシュフローのデータが利用可能な 75 社を対象に、非公開化前後におけるキャッシュフローの推移を分析する。具体的には、図表 5-2 の Panel B に示す 3 つのキャッシュフローに関する変数について、Kaplan[1989a]の分析方法に即して、(1)変化率、(2)対総資産比の変化幅、(3)対売上高比の変化幅を確かめる。それぞれ、非公開化直前の決算期 (t-1) に対する 1 期前 (t-2) および 1~3 期後 (t+1~t+3) における変化を計算する⁵⁵。分析結果を図表 5-6 に示す。

⁵⁵ 非公開化が生じた決算期 (t) を含まない理由は、Kaplan[1989a]が述べているように、当該決算期のキャッシュフローに対する、非公開化の影響の判断が困難であるためである。

図表 5-6 非公開化前後のキャッシュフローの推移（中央値）

	t-2, t-1	t-1, t+1	t-1, t+2	t-1, t+3
Panel A: 営業利益				
(1)変化率	N=75	N=49	N=40	N=36
調整なし	3.7%	13.3%	-1.5%	-16.6%
業種調整	-3.6%	-0.8%	7.1%	-18.2%
PSM調整	-17.7% *	5.1%	11.2%	2.5%
(2)対総資産比の変化幅	N=74	N=48	N=39	N=36
調整なし	0.1%	0.3%	-0.1%	-0.2%
業種調整	-0.1%	-0.3%	0.3%	-0.5%
PSM調整	-0.2%	0.1%	0.1%	0.2%
(3)対売上高比の変化幅	N=67	N=44	N=36	N=33
調整なし	0.2%	0.8%	0.0%	-0.2%
業種調整	-0.1%	-0.2%	-0.3%	-0.2%
PSM調整	0.2%	0.7%	0.0%	0.7%
Panel B: 設備投資				
(1)変化率	N=69	N=42	N=36	N=34
調整なし	-12.9%	30.7%	-27.8%	-52.4%
業種調整	7.4%	-15.9%	-41.4%	-28.2%
PSM調整	8.4%	5.3%	40.7%	32.9%
(2)対総資産比の変化幅	N=69	N=42	N=36	N=34
調整なし	-0.5%	0.3%	-0.3%	-0.8%
業種調整	-0.2%	0.3%	-1.5%	-2.2%
PSM調整	-0.3%	-0.4%	0.9%	1.9%
(3)対売上高比の変化幅	N=62	N=38	N=33	N=31
調整なし	-0.3%	1.4%	0.5%	-1.2%
業種調整	-0.3%	1.4%	-1.6%	-2.3%
PSM調整	-0.5%	2.2%	0.0%	-0.6%
Panel C: ネットキャッシュフロー				
(1)変化率	N=69	N=42	N=36	N=34
調整なし	12.5% *	-9.2%	15.0%	-3.4%
業種調整	-0.8%	22.6%	49.6%	-1.2%
PSM調整	1.9%	-8.1%	-20.6%	-21.2%
(2)対総資産比の変化幅	N=69	N=42	N=36	N=34
調整なし	0.5%	0.1%	0.5%	-0.1%
業種調整	-0.4%	0.6%	1.0%	-0.2%
PSM調整	-1.5%	-0.1%	-0.7%	-0.6%
(3)対売上高比の変化幅	N=62	N=38	N=33	N=31
調整なし	0.5%	-1.8%	0.6%	-0.1%
業種調整	-0.6%	0.3%	0.6%	0.1%
PSM調整	0.1%	-2.9%	-0.7%	-1.1%

注 1: 有意水準 1% (***), 5% (**), 10% (*) に応じてアスタリスクを付与

注 2: 中央値の検定方法は、ウィルコクソンの符号順位検定および順位和検定（両側検定）による

上から順に、営業利益 (Panel A)、設備投資 (Panel B)、ネットキャッシュフロー (Panel C) に関する分析結果を示している。各パネルにおいて、変化率、対総資産比の変化幅、対売上高比の変化幅を示しており、それぞれ、中央値、業種調整後の中央値、傾向スコアマッチング (PSM) サンプルによる調整後の中央値を示している。業種調整後の中央値は、当該サンプル企業が属する業種の中から、当該期間に該当する上場サンプル企業の中央値を控除することにより算出される。PSM 調整後の中央値は、当該サンプルの中央値と、傾向スコアによりマッチングしたコントロールサンプルの中央値との差であり、頑健性を確かめるために算出する。中央値および業種調整後の中央値は、ウィルコクソンの符号順位検定により有意性を判断し、PSM 調整後の中央値は同・順位和検定により有意性を判断す

る⁵⁶。

分析結果をみると、非公開化後の営業利益、設備投資、ネットキャッシュフローの増減に一貫する傾向はみられず、統計的な有意水準も満たさないことがわかる。とりわけ、総資産や売上高でデフレートした場合には、 $-1.8\sim 1.4\%$ 程度の変化にとどまる。この傾向は、業種やコントロールサンプルにより調整した場合においても概ね同様である。これらの分析結果は、非公開化後の営業利益およびネットキャッシュフローが増加する一方、設備投資が減少することを明らかにした Kaplan[1989a]とは異なり、営業利益、設備投資、ネットキャッシュフローの変化が殆ど生じていないことを示している。従って、少なくとも非公開化後のキャッシュフローの推移からは、Kaplan[1989a]が明らかにしたようなエージェンシーコストの削減によるパフォーマンスの向上を示唆するような傾向はみられないものと考えられる。一方、前節で明らかにしたように、わが国企業における MBO による非公開化の動機が流動性もしくは市場の認知度の低下によるものだとすれば、非公開前後におけるキャッシュフローの推移に変化がみられないことは、それほど不自然ではないと考えられる。

4. おわりに

本章では、わが国企業の MBO による非公開化の動機について、Kashefi-Pour/Lasfer[2013]が提示する仮説をもとに、彼らの分析方法に即して検証した。さらに、非公開化後のパフォーマンスについて、Kaplan[1989a]の分析方法に従って確かめることにより、仮説の整合性を検証した。その結果、非公開化の動機は、流動性もしくは市場の認知度の低下によって説明される可能性が示唆された。

最後に、本章の課題を指摘する。第一に、データベースの制約により、分析で使用した変数の種類が限られることが挙げられる。とりわけ、上場時における変数を非公開化後の期間において利用することは困難であるほか、データ自体が非開示となるサンプルもみられる。より包括的に非公開化の動機を確かめるためには、詳細な変数の収集が不可欠である。第二に、本章の非公開化サンプルは社齢が高いため、IPO 時のデータの入手が困難であった。しかしながら、Bharath/Dittmar[2010]が述べているように、非公開化の動機が IPO の状況と深く関係している場合があるため、IPO 時の状況を分析することで新たな知見が得られる可能性がある。以上の点については、今後検討していきたい。

⁵⁶ いずれも両側検定により有意性を判断する。

第6章： 結論

本稿では、先行研究で指摘される新規株式公開の動機を実証的に明らかにするために、新規株式公開後の企業行動に注目して分析を行った。具体的には、本稿の分析に先立って、新興市場の変遷を整理した上で新規株式公開企業の状況を概観した（第 2 章）。第二に、新規株式公開の主要な目的の一つである調達資金の使途について分析した（第 3 章）。第三に、東証 1 部への市場変更を新規株式公開企業のステップアップと捉えて、その決定要因を分析した（第 4 章）。最後に、マネジメント・バイアウトによる非公開化の決定要因を分析した（第 5 章）。それぞれの分析の結論は、以下のように要約される。

第 2 章では、本稿が分析対象とする 2000 年以降における、わが国の新規公開企業を巡る状況について概観した。この時期は、いわゆる「日本版ビッグバン」構想と呼ばれる金融システム改革をきっかけに、直接金融へと大きくシフトしたいわば変革期である。一方、本稿との関連でいえば、当時、1,200 兆円に上るといわれた個人金融資産を、次世代を担う成長産業へ供給するために、新興市場が整備された時期でもある。従って、2000 年以降の新規公開を巡る問題を分析することは、規制緩和を通じて成長産業が期待された通りに発展したか否かに示唆を与える政策的意義の大きい研究課題である。このような背景を踏まえて、わが国の新規公開の状況をデータから確認することが本章の目的である。

2000 年以降の新興市場の特徴についてみると、株式店頭市場として戦後発展してきたジャスダックに続いて、マザーズ及びナスダック・ジャパンの新興市場が相次いで開設されたことが指摘できる。これらの新興 3 市場は、新興企業向けの株式市場として主要な役割を担うことになった。しかしながら、ナスダック・ジャパンは、2002 年に撤退したことを受けて大阪証券取引所が運営を引き継ぐこととなり、2010 年に JASDAQ, NEO との市場統合を経て、2013 年からは新 JASDAQ として東京証券取引所が運営を行うことになる。また、マザーズについても、上場企業による不祥事などをきっかけに上場審査基準の見直しを相次いで迫られるなど、必ずしも順調に発展したわけではなかった。現在のマザーズは、2011 年の見直しを受けて、上場 10 年経過後に、マザーズへの上場継続もしくは東証 2 部へ市場変更するかの選択を迫られる適合性確認プロセスが設けられている。

新興市場が整備される中、2000 年以降の新規公開の状況についてみると、リーマンショックに端を発する金融危機前までは、2000 年に 203 件を記録して以降、100 件を超えて推移する様子がみられた。とりわけ、2001～2003 年は米国の IPO 件数を上回る水準となっている。一方、2008 年になると IPO は 48 件にまで落ち込み、その後も 17～86 件と大きく低迷した。近年は、IPO が増加しているものの、2010 年以降に IPO 件数が回復した

米国とは対照的に、わが国の IPO 件数は 2000 年代前半の水準に遠く及ばない。この傾向は、株式市場時価総額に対する比率でみた金額ベースの IPO で比較した場合においても同様である。SEO の水準も低い傾向が示される点、IPO の動機として事業拡大のための資金調達を挙げるケースが少ない点などを踏まえると、そもそも株式発行による資金調達ニーズが低い可能性が示唆される。

第 3 章では、2000 年 4 月～2007 年 3 月に JASDAQ に新規株式公開した 456 企業を対象に、Kim/Weisbach[2008]の分析方法に依拠して、IPO による資金調達額と公開後の設備投資、在庫投資、総資産、M&A、R&D、手元流動性、長期有利子負債償還の関係について分析した。株式公開に伴う新株発行は非上場企業が初めて経験する大規模公募増資であり、調達資金の有効活用は企業価値を左右する重要な経営課題である。また、発行株式を引き受ける証券会社にとっても、エクイティ・ストーリーの構成力は主幹事マンドートを獲得する上で必須であるため、調達資金を活用した企業の成長シナリオの構築は極めて重要である。つまり、IPO 企業、証券会社を問わず、実務家にとって IPO による調達資金の使途は極めて重要な問題である。本章の目的は、IPO 動機の中で資金調達に焦点を当てることにより、資金調達額と資金使途の関係を明らかにすることである。

分析の結果、IPO による資金調達額は IPO 後の設備投資、M&A、R&D を促進し、総資産増大に寄与することが確認された。これは、規模の大きい IPO ほど多くの資金が投資資金として活用されることを示唆している。また、資金調達額と IPO 後の手元流動性増分にも正の相関が確認されたが、これも将来の投資に備えて内部資金を蓄積しているものと理解できる。以上の結果は、日本を含むクロス・カンントリー・データを用いた Kim/Weisbach[2008]の結果と整合的である。また、設備資金の調達を IPO の主目的だとする Brau/Ryan/DeGraw[2006]のアンケート調査結果とも一貫している。第二に、IPO による資金調達額と IPO 後の長期有利子負債償還には有意な関係は認められなかった。この結果は、資金調達額が大きくても長期有利子負債償還を通じた大幅なレバレッジ調整は起こらないことを示唆しており、IPO の主目的がレバレッジ調整であることを主張する Pagano/Panetta/Zingales[1998]と相反する結果である。第三に、SEO による資金調達額と M&A の間には正の相関が確認されたが、設備投資、R&D、手元流動性増分との間には有意な関係はなく、SEO と IPO では資金使途が異なることが確認された。従って、少なくとも JASDAQ 上場企業では、SEO は投資資金調達を目的としていないと考えられる。Kim/Weisbach[2008]では IPO、SEO とも概ね同じ結果が得られていたが、日本の IPO と SEO を対象にした本章では異なる結果が得られた。

第4章では、ヘラクレス市場（旧ナスダック・ジャパン市場を含む）におけるスタンダード基準とグロース基準の上場／上場廃止基準の違いに注目して、2000～2009年に新規公開した201社を対象に、上場／上場廃止基準と新規公開企業の市場変更の関係を分析した。先行研究によると、新興市場に定められる上場／上場廃止基準の程度が、新規公開費用に影響を与えることが知られている。従って、基準が緩い市場を選択すると、新規公開費用が嵩んで当初予定した資金調達が困難となる一方、基準が厳しい場合には、リスクの高い投資を実行するインセンティブが抑制されることや上場基準を満たせない可能性がある。それゆえ、投資資金を獲得するために新規株式公開を検討する企業にとっては、公開市場の選択が重要な意思決定問題となる。他方、規制当局側からみると、上場／上場廃止基準を厳しくした場合、新興市場の役割と異なり、業績の安定した成熟企業の上場が増える一方、上場／上場廃止基準を緩和した場合には、質の悪い新規公開企業が増える可能性があるため、上場／上場廃止基準を適切な水準に定めることが重要となる。これらの点を解明するとともに、新興市場の上場／上場廃止基準のあり方を検討する際の一助となることが本章の目的である。

分析の結果、基準の厳しいスタンダードでは、資金制約及び流動性制約に晒されておらず、余剰資金の豊富な企業が市場変更する一方、基準の緩いグロースでは、資金制約及び流動性制約に晒されているものの、情報コストが低く投資機会の豊富な企業が市場変更する傾向がみられた。次に、IPO時点に限定して分析した結果、前述のスタンダードの傾向はIPO時点に比べて大きな変化がみられないのに対して、グロースの傾向はIPO時点と比べて異なることが確認された。Bharath/Dittmar[2010]が明らかにした知見と比較すると、スタンダードにおいては流動性制約が市場変更を抑制する点は整合的であるものの、情報コスト、資金需要、支配権は重要な役割を果たさない点が異なる。一方、グロースにおいては、情報コストが制約となること、旺盛な資金需要が市場変更の動機となる点は彼らの知見と整合的なものとなっている。

本章の分析結果は、ヘラクレス市場における2つの異なる上場／上場廃止基準の特徴と整合的な傾向を示すものと考えられる。とりわけ、グロース基準は、新興企業のステップアップを促進するための成長機会を提供する重要な役割を果たしていると考えられる。その一方、スタンダード基準は、その基準の厳しさゆえに、事業の成熟した企業を選別する機能を有しており、そうした企業に対する流動性の供給を通じて企業成長をサポートする役割を担っていると考えられる。最後に、本章で得られた分析結果の頑健性を確認した結果、市場変更を選択しない要因として、東証1部の上場基準を満たせない企業が分析結果にバイアスを与えた可能性は低いことが示された。その一方、そもそも事業の拡大を志向

していないために市場変更を選択しない要因として、親会社の影響力や財・サービス市場における競争環境が影響を及ぼす可能性があることが示唆された。

第5章では、2001年1月～2011年12月にMBOにより非公開化したサンプル83社を対象に、非公開化企業の決定要因および非公開化前後のキャッシュフローの推移を分析した。上場企業が非公開化を選択する理由として、上場した時点で既に所望の結果を得た可能性や、上場することによるベネフィットが低下したことが考えられる。前者については、事業拡大とは異なる上場動機を有する場合であり、例えば、創業者利益獲得が目的で公開した企業が事業承継を機に非公開化するかもしれない。これに対して、後者については、事業の再生、節税効果、上場維持コストの上昇など、様々な要因が指摘されている。本章の主たる関心は、IPOの動機が上場後に奏功しなかった場合の企業行動の一つとしてMBOが選択される可能性にあるため、後者の観点に焦点が当てられる。IPO件数が低調に推移した2000年後半にかけて非公開化件数が増加した点を踏まえると、非公開化の決定要因を明らかにすることは、IPOの動機に対する傍証につながるものと考えられる。

分析の結果、わが国のMBOによる非公開化の動機は、流動性もしくは市場の認知度の低下によって説明される可能性が示唆された。この結果は、非公開化の意思決定と説明変数の間に内生性が存在する可能性に対処した場合においても頑健であることが確かめられた。次に、非公開化前後における企業パフォーマンスを検証した結果、営業利益、設備投資、ネットのキャッシュフローの推移に変化がみられないことが明らかとなった。すなわち、先行研究が明らかにしたエージェンシーコストの削減による非公開化後の業績の改善が、わが国の非公開化企業においてはみられないことを示唆している。これらの結果は、わが国におけるMBOによる非公開化の動機が、流動性もしくは市場の認知度の低下によるものであることを示すものと考えられる。

以上の実証結果は、新規株式公開が新たな投資資金を獲得する機会として、重要な役割を果たすことを示している。また、投資資金獲得後も、株式市場を通じた流動性供給が上場することのベネフィットになることを示している。従って、これらの点が、わが国における新規株式公開の主要な動機であるものと結論付けることができよう。

最後に、今後の研究課題について述べる。第一に、新規株式公開の動機を分析するためには、上場基準を満たすにもかかわらずIPOを選択しない未上場企業を含めた分析が必要である。先行研究で指摘されるように、イグジット戦略として、IPOの代わりに事業売却(M&A)が選択されるケースも考えられる。データの制約により、本稿の分析の大部分は、上場企業を対象に行ったものである。本稿の知見の頑健性を確かめるためには、未上場企業の企業行動との比較やサンプリングバイアスの影響を検証することが必要とされる。第

二に、サンプルサイズが限定された結果、統計的な検出力が低下した可能性が挙げられる。様々な IPO の動機を確かめるためには、IPO サンプルを分割することにより、それぞれの動機を有する企業の特徴を見出す必要がある。本稿の分析においても、サンプルサイズが十分でないため、幾つかの分析ができなかったケースがあったが、データの蓄積を待って検証していく必要がある。第三に、第 2 章で明らかにされた、わが国における新規公開の最も重要な動機である「知名度や信用度の向上」を明示的に分析する必要性が挙げられる。この動機は、他の先進国にはみられないわが国独自の特徴であり、評判を確立することの効果を実証的に確かめることができれば、IPO の動機に関する研究に新たな知見を与えることが期待できる。最後に、金融の技術革新が企業の資金調達に与える効果を検証する必要性が指摘できる。とりわけ、急速に注目を集めているクラウド・ファンディングやクラウド・レンディング等は、新興企業の様々な資金調達ニーズに対応できる可能性を秘めていることから、従来の金融システムを前提とする先行研究の知見が覆されるかもしれない。この点を検証することは、将来の課題といえよう。

新規株式公開は、大規模な資金調達の獲得機会となるだけでなく、上場を機に資本構成や株式所有構造を大きく変化させる。従って、最適資本構成の理論やガバナンス理論の文脈においても貴重な研究対象となろう。また、新規株式公開後の企業成長の決定要因を解明することは、成長分野の産業発展が期待されるわが国経済にとって重要な政策的課題である。新規株式公開に関する研究がより一層進展することが望まれる。

参考文献

- 蟻川靖浩, 宮島英昭[2007], 「M&A はなぜ増加したのか」(宮島英昭編『日本の M&A—企業統治・組織効率・企業価値へのインパクト』東洋経済新報社), 45-79.
- 岩井浩一[2012], 「JOBS 法の成立と米国 IPO 市場の今後の動向」『野村資本市場クォーターリー』16(2), 125-136.
- 大崎貞和[1999], 「我が国における株式店頭市場改革の動き」『資本市場クォーターリー』2(3), 39-51.
- 大崎貞和[2000a], 「本格化する我が国の株式市場間競争」『資本市場クォーターリー』3(3), 10-22.
- 大崎貞和[2000b], 『株式市場間競争—ナスダックの世界戦略と日本—』ダイヤモンド社.
- 大崎貞和[2002], 「ナスダックの日本撤退とその影響」『資本市場クォーターリー』6(2), 17-23.
- 太田珠美[2017], 「IPO 市場の動向と国際化に関する比較—サウジアラムコの IPO で東証は存在感を示せるか」『金融資本市場』大和総研.
- 岡田克彦, 山崎尚志[2005], 「上場変更と株価の長期パフォーマンス—Post Listing Puzzle の日本市場における検証—」『現代ファイナンス』18, 27-45.
- 折原正訓[2017], 「2008 年金融危機における上場企業と非上場企業の設備投資」『フィナンシャル・レビュー』130(2), 49-58.
- 忽那憲治[2008], 『IPO 市場の価格形成』中央経済社.
- 鈴木健嗣[2004], 「引受シンジケートの構成が新規公開価格に与える影響」『一橋論叢』132(5), 669-688.
- 鈴木健嗣[2005], 「上場・廃止基準が新規公開費用に及ぼす影響: 新興三市場の比較」『現代ファイナンス』17, 3-25.
- 竹澤康子, 松浦克己[2017], 「親子上場している子会社の業績—連結決算ベースの分析」『経済論集』42(2), 11-27.
- 月岡靖智[2013], 「MBO における利益調整と株価下落タイミングの利用」『経営財務研究』33, 2-16.
- 帝国データバンク[2017], 「新規株式上場 (IPO) 意向調査 (2017 年)」『景気・経済動向記事』, available at: <https://www.tdb.co.jp/report/watching/press/pdf/p170408.pdf>.
- 出縄良人[1999], 『図説 ベンチャー株市場のすべて』PHP 研究所.

- 永田京子[2007], 「新規株式公開における利益調整とプライシング」『証券アナリストジャーナル』 45(9), 57-67.
- 日本証券経済研究所[2016], 『図説 日本の証券市場 2016 年版』 日本証券経済研究所.
- 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』 26, 49-66.
- 宮島英昭, 新田敬祐, 宍戸善一[2011], 「親子上場の経済分析」(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), 289-337.
- 山田和郎[2011], 「新規株式公開時の公募株式比率, 売出株式比率の決定要因とその影響」『経営財務研究』 31(2), 56-75.
- 山分佐知子[2003], 「日本における株式新規公開に関する実証分析」『現代ファイナンス』 14, 47-78.
- Acharya, V., H. Almeida, and M. Campello[2007], “Is Cash Negative Debt? A Hedge Perspective on Corporate Financial Policies,” *Journal of Financial Intermediation* 16(4), 515-554.
- Alti, A.[2006], “How Persistent is the Impact of Market Timing on Capital Structure?,” *Journal of Finance* 61(4), 1681-1710.
- Amihud, Y.[2002], “Illiquidity and Stock Returns: Cross-Section and Time-Series Effects,” *Journal of Financial Markets* 5(1), 31-56.
- Andres, C.[2008], “Large Shareholders and Firm Performance—An Empirical Examination of Founding-Family Ownership,” *Journal of Corporate Finance* 14(4), 431-445.
- Aslan, H., and P. Kumar[2011], “Lemons or Cherries? Growth Opportunities and Market Temptations in Going Public and Private,” *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 46(02), 489-526.
- Ayash, B., and H. Schütt[2016], “Does Going Private Add Value Through Operating Improvements?,” *Journal of Corporate Finance* 40, 192-215.
- Baker, M., and J. Wurgler[2002], “Market Timing and Capital Structure,” *Journal of Finance* 57(1), 1-32.
- Bancel, F., and U. Mittoo[2009], “Why European Firms Go Public?,” *European Financial Management* 15(4), 844-884.

- Bancel, F., and U. Mittoo[2013], "Survey Evidence: What Do We Know about European and US Firms' Motivations for Going Public?," In Levis, M. and S. Vismara (Eds.), *Handbook of Research on IPOs*, Edward Elgar, 57-74.
- Baum, C., M. Schaffer, and S. Stillman[2007], "Enhanced Routines for Instrumental Variables/Generalized Method of Moments Estimation and Testing," *Stata Journal* 7(4), 465-506.
- Bebchuk, L., and L. Zingales[2000], "Ownership Structures and the Decision to Go Public: Private versus Social Optimality," in R. Morck (ed.), *Concentrated Corporate Ownership*, University of Chicago Press.
- Bertrand, M., and S. Mullainathan[2003], "Enjoying the Quiet Life? Corporate Governance and Managerial Preferences," *Journal of Political Economy* 111(5), 1043-1075.
- Bharath, S., and A. Dittmar[2010], "Why Do Firms Use Private Equity to Opt Out of Public Markets?," *Review of Financial Studies* 23, 1771-1818.
- Brau, J., and S. Fawcett[2006], "Initial Public Offerings: An Analysis of Theory and Practice," *Journal of Finance* 61(1), 399-436.
- Brau, J., P. Ryan, and I. DeGraw[2006], "Initial Public Offerings: CFO Perceptions," *Financial Review* 41(4), 483-511.
- Carter, R, F. Dark, and A. Singh[1998], "Underwriter Reputation, Initial Returns, and the Long-Run Performance of IPO Stocks," *Journal of Finance* 53(1), 285-311.
- Cattaneo, M., M. Meoli, and S. Vismara[2015], "Financial Regulation and IPOs: Evidence from the History of the Italian Stock Market," *Journal of Corporate Finance* 31, 116-131.
- Celikyurt, U., M. Sevilir, and A. Shivdasani[2010], "Going Public to Acquire? The Acquisition Motive in IPOs," *Journal of Financial Economics* 96(3), 345-363.
- Chintrakarn, P., N. Jiraporn, and P. Jiraporn[2013], "The Effect of Entrenched Boards on Corporate Risk-Taking: Testing the Quiet Life Hypothesis," *Applied Economics Letters* 20(11), 1067-1070.
- Cohn, J., L. Mills, and E. Towery[2014], "The Evolution of Capital Structure and Operating Performance after Leveraged Buyouts: Evidence from U.S. Corporate Tax Returns," *Journal of Financial Economics* 111, 469-494.

- Cumming, D., D. Siegel, and M. Wright[2007], “Private Equity, Leveraged Buyouts and Governance,” *Journal of Corporate Finance* 13, 439-460.
- Datta, S., M. Gruskin, and M. Iskandar-Datta[2015], “On Post-IPO Stock Price Performance: A Comparative Analysis of RLBOs and IPOs,” *Journal of Banking & Finance* 55, 187-203.
- DeAngelo, H., L. DeAngelo, and R. Stulz[2010], “Seasoned Equity Offerings, Market Timing, and the Corporate Lifecycle,” *Journal of Financial Economics* 95(3), 275-295.
- Doidge, C., A. Karolyi, and R. Stulz[2011], “The U.S. Left Behind: The Rise of IPO Activity around the World,” NBER Working Paper No. 16916.
- Draho, J.[2004], *The IPO Decision: Why and How Companies Go Public*, Edward Elgar.
- Engel, E., R. Hayes, and X. Wang[2007], “The Sarbanes–Oxley Act and Firms’ Going-private Decisions,” *Journal of Accounting and Economics* 44, 116-145.
- Graham, J., and C. Harvey[2001], “The Theory and Practice of Corporate Finance: Evidence from the Field,” *Journal of Financial Economics* 60(2-3), 187-243.
- Guo, S., E. Hotchkiss, and W. Song[2011], “Do Buyouts (Still) Create Values?,” *Journal of Finance* 66, 479-517.
- Gutiérrez, G., and T. Philippon[2017], “Declining Competition and Investment in the U.S.,” NBER Working Paper No. 23583.
- Hicks, J.[1935], “Annual Survey of Economic Theory: The Theory of Monopoly,” *Econometrica* 3(1), 1-20.
- Hoshi, T., and A. Kashyap[2001], *Corporate Financing and Governance in Japan: The Road to the Future*, MIT Press.
- Ikeda, N., K. Inoue, and S. Watanabe[2017], “Enjoying the Quiet Life: Corporate Decision-Making by Entrenched Managers,” NBER Working Paper No. 23804.
- Ito, T., and Y. Sasaki[2002], “Impact of the Basle Capital Standard on Japanese Banks’ Behavior,” *Journal of the Japanese and International Economies* 16(3), 372-397.
- Jensen, M.[1986], “Agency Costs of Free-Cash-Flow, Corporate Finance, and Takeovers,” *American Economic Review* 76(2), 323-329.
- Jeon, J., C. Lee, T. Nasser, and M. Via[2015], “Multiple Lead Underwriter IPOs and Firm Visibility,” *Journal of Corporate Finance* 32, 128-149.

- Johan, S.[2010], “Listing Standards as a Signal of IPO Preparedness and Quality,” *International Review of Law and Economics* 30, 128-144.
- Kalay, A., and M. Lemmon[2008], “Payout Policy,” In Eckbo, E. (Eds.), *Handbook of Corporate Finance Empirical Corporate Finance* Vol.2, Elsevier/North Holland, 3-57.
- Kaneko, T., and R. Pettway[2003], “Auction versus Book Building of Japanese IPOs,” *Pacific-Basin Finance Journal* 11, 439-462.
- Kaplan, S.[1989a], “The Effects of Management Buyouts on Operating Performance and Value,” *Journal of Financial Economics* 24, 217-254.
- Kaplan, S.[1989b], “Management Buyouts: Evidence on Taxes as a Source of Value,” *Journal of Finance* 44, 611-632.
- Kashefi-Pour, E., and M. Lasfer[2013], “Why Do Companies Delist Voluntarily from the Stock Market?,” *Journal of Banking & Finance* 37, 4850-4860.
- Kim, W., and M. Weisbach[2008], “Motivations for Public Equity Offers: An International Perspective,” *Journal of Financial Economics* 87(2), 281-307.
- Mao, Y., and L. Renneboog[2015], “Do Managers Manipulate Earnings Prior to Management Buyouts?,” *Journal of Corporate Finance* 35, 43-61.
- McLean, D.[2011], “Share Issuance and Cash Savings,” *Journal of Financial Economics* 99(3), 693-715.
- Mehran, H., and S. Peristiani[2010], “Financial Visibility and the Decision to Go Private,” *Review of Financial Studies* 23, 519-547.
- Pagano, M., F. Panetta, and L. Zingales[1998], “Why Do Companies Go Public? An Empirical Analysis,” *Journal of Finance* 53(1), 27-64.
- Pettway, R., and T. Kaneko[1996], “The Effects of Removing Price Limits and Introducing Auctions upon Short-term IPO Returns: the Case of Japanese IPOs,” *Pacific-Basin Finance Journal* 4, 241-258
- 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, 591-628.
- Röell, A.[1996], “The Decision to Go Public: An Overview,” *European Economic Review* 40(3-5), 1071-1081.

- Saito, T.[2008], “Family Firms and Firm Performance: Evidence from Japan,” *Journal of Japanese and International Economies* 22(4), 620-646.
- Takahashi, H., and K. Yamada[2015], “IPOs, Growth, and the Impact of Relaxing Listing Requirements,” *Journal of Banking & Finance* 59, 505-519.
- Weir, C., P. Jones, and M. Wright[2015], “Public to Private Transactions, Private Equity and Financial Health in the UK: An Empirical Analysis of the Impact of Going Private,” *Journal of Management & Governance* 19(1), 91-112.
- Wright, M., M. Kitamura, and R. Hoskisson[2003], “Management Buyouts and Restructuring Japanese Corporations,” *Long Range Planning* 36, 355-373.
- Zhang, I.[2007], “Economic Consequences of the Sarbanes–Oxley Act of 2002,” *Journal of Accounting and Economics* 44, 74-115.