論文

MS ワラント発行は企業価値の向上につながるのか：R&D 資金調達制約緩和仮説の検証

鶴沢　真
（下関市立大学）

2025 年 3 月 25 日受付，2026 年 3 月 31 日受理

要旨

MS ワラントについて，先行研究が支持するラストリゾート仮説に対し，本稿では R&D 資金調達制約緩和仮説を提示し，成長資金の面から発行後パフォーマンスを検証する。情報の非対称性が高い新興企業ほど MS ワラントでの調達確率が高く，投資制約が緩和される。R&D 投資に積極的な企業では株価リターンや Tobin's Q にプラスの効果がみられ，必要な R&D 投資が可能となることで企業価値向上に寄与する経路が示唆される。

キーワード：MS ワラント，R&D 投資，資金調達制約，企業価値，情報の非対称性

1 はじめに

MS ワラントは発行後に株価下落を伴うことが多いため，市場では，ゾンビ企業による延命資金の調達手段として，ネガティブに捉えられがちである。また，先行研究もラストリゾート仮説を支持している。しかし，新興企業の研究開発(以下では，R&D)投資に関する資金調達制約に焦点を絞ると，MS ワラントが機動的な資金調達を可能にしている面もある。R&D 資金調達制約緩和仮説を提示し，成長資金への活用と発行後パフォーマンスを分析し，企業価値を向上させる効果を検証する。分析から，情報の非対称性が高い新興企業の調達制約が緩和され，R&D 投資に積極的な企業では，発行後の株価リターンや Tobin's Q にプラスの効果がみられることを明らかにしている。

わが国経済が成熟するなか，生産性向上や新たな投資創出のためのイノベーションが求められている。東証グロース市場に上場している創薬ベンチャー等の新興企業育成は，重要な政策課題である。しかし，R&D 投資は，担保価値が乏しく，開発の秘密保持のため情報開示が難しく，収益の不確実性も高い。加えて，研究開発型の新興企業は，小規模で業歴が短く，業績も安定しないため，デットでの調達には困難が伴う。アップサイドのリターンが見込めるエクイティによる資金調達が望ましい。ただし，投資プロジェクトおよび発行企業のいずれに関する情報の非対称性も高いため，公募増資は難しい。

MS ワラントは，行使価額修正(以下では，MS[1])条項付きの新株予約権を第三者割当し，割当先が株価動向に応じて行使することで，新株発行を行うスキームである。公募増資より柔軟な条件設定が可能で，新興企業でも市場から資金を集められる。

わが国新興市場の IPO (Initial Public Offering)要件は比較的緩く，赤字でも上場可能である一方，上場後の資金調達は，銀行借入や社債，公募増資に制約が多い。この状況は実務で「第二の死の谷」と称される[2]。東証グロース市場では，上場維持基準が見直される[3]など，IPO 後の低成長[4]が課題になっている。MS ワラントは，第二の死の谷での成長資金供給を通じ課題解消に役立つ可能性がある。

MS ワラントの商品性は，米国で発達した PIPEs (Private Investments in Public Equities)をもとに設計されている。PIPEs は，上場企業が公開市場ではなく，第三者割当で増資や新株予約権の発行を行う仕組みの総称である。米国の先行研究では 2 つの主張がある。Hillion and Vermaelen (2004)は「ラストリゾート仮説」を提唱している。情報の非対称性が深刻で株価が過大評価され，他に資金調達手段のない企業が利用し，倒産を回避するための最後の手段として，この証券の発行で延命を図る。一方，Brown and Floros (2012)は，資金調達制約が大きいものの，成長性が高い企業が PIPEs を利用し，R&D 投資に伴う資金調達制約を緩和していると主張している。

わが国市場における MS ワラントについて，金木ほか(2019)では，発行後の株価リターンの分析からラストリゾート仮説が支持され，企業と投資家間の情報の非対称性が深刻なディストレス企業に利用されるとしている。一方で，鶴沢(2023)は，R&D 投資に調達資金が活用される点を実証している。

Brown and Floros (2012)や鶴沢(2023)の主張を，「R&D 資金調達制約緩和仮説」とする。2 つの仮説において，情報の非対称性が高く，資金調達制約が厳しく，株価が過大評価されている企業が利用し，最後に頼る資金調達手段である点は共通する。しかし，調達した資金がプロジェクトに投資されていれば，発行後パフォーマンスへの効果は延命資金とは異なると考えられる。

Hillion and Vermaelen (2004)は，ラストリゾート仮説に関する検証可能な下位仮説として，発行後のマイナスの株価リターン，企業価値減少，会計上の収益悪化の 3 点を提示している。金木ほか(2019)の株価リターン分析を，R&D 資金調達制約緩和仮説の検証に適用するには，R&D 投資水準の統制が

必要である。また，鶴沢(2023)には，発行後のパフォーマンス分析が課題として残されている。本稿では，検証枠組みを提示し，(1)R&D 投資に関する資金調達制約の緩和，(2)株価リターン，(3)企業価値，(4)会計上の収益の 4 点に関する下位仮説を設定し，残された課題の検証を行う。

2002 年度から 2020 年度に発行された MS ワラントを対象に，パネルデータを構築する。仮説検証に先立ち，財務特性や業種を公募増資と比較し，発行企業の特徴を明らかにする。その上で，多項プロビット･モデルで，発行の決定要因を推定する。下位仮説について，第 1 に，R&D 投資額と MS ワラントでの調達額の関係から，System GMM で資金調達制約緩和を検証する。第 2 に，R&D 投資に伴うプラスのアノマリーと MS ワラント発行のマイナスの効果をコントロールするため，企業特性ベンチマーク･リターン法で株価超過収益率を推定する。第 3 に，発行決定要因に関する変数や新株発行調達額から，傾向スコアで比較可能な対照企業とマッチングする。その上で，Difference-in-Differences 法(以下では，DID 法)で，発行前後の企業価値や会計上の収益の変化を明らかにする。

検証結果の要点は以下の通りである。第 1 に，公募増資と比較し MS ワラント発行企業は，ROA が低く，規模が小さく，情報の非対称性が高い。さらに，R&D 投資に積極的な業種で MS ワラント発行が多い。第 2 に，前年度の ROA やアナリストカバレッジが低く，総資産が小さい企業ほど MS ワラントで資金調達する確率が高い。第 3 に，新興企業の R&D 資金調達制約が MS ワラントによって緩和されている。第 4 に，高水準の R&D 投資を行う企業で，MS ワラント発行後の株価リターンにプラスの効果が示される。第 5 に，高水準の R&D 投資企業は，MS ワラント発行後 3 期間にわたって Tobin's Q が対照企業に比べて高くなる。ただし，ROA は対照企業比で，MS ワラントを発行した期から翌期にかけてマイナスであり，R&D 投資の収益貢献には一定の期間が必要である。

新規資金の調達で R&D 投資が可能となり，将来キャッシュフローの期待値が高まり，成長に対する期待が株価リターンに反映し，企業価値向上に寄与する経路が示唆される。R&D 資金調達制約緩和仮説を支持する結果が得られている。

本稿の新規性は，R&D 資金調達制約緩和仮説および検証枠組みを提示する点にある。資金調達制約の緩和による R&D 投資へのインプットから，アウトプットである株価リターン，企業価値，会計上の収益への効果を体系的に分析している。有望な投資プロジェクトがあっても，資金調達制約の厳しい企業にとって，MS ワラントが有用なファイナンス手段であることを示している。R&D 投資に積極的な企業において，企業価値へのプラスの効果を発見している点が新たな貢献である。

以下，第 2 節で，先行研究から仮説を設定し，第 3 節で，MS ワラントの発行動向や発行企業の特徴，発行の決定要因を明らかにする。第 4 節は，R&D 投資に関する資金調達制約緩和，発行後の株価リターン，企業価値，会計上の収益についての仮説検証であり，第 5 節が結論である。変数の定義や記述統計，分析手法の説明，頑健性チェックを補論で行っている。

2 先行研究からの仮説設定

米国 PIPEs およびわが国の先行研究のサーベイから仮説を設定する。なぜ公開企業が第三者割当で増資するのか，その理由として，MS ワラントの商品性の要である資金調達の柔軟性を示し，先行商品である MSCB からの改善点と，R&D 投資の資金調達に活用しやすい仕組みを説明する。次に，ラストリゾート仮説に対し，R&D 資金調達制約緩和仮説と検証枠組みを提示する。さらに，R&D 投資の資金調達制約および発行後パフォーマンスにつき，先行研究から検証可能な下位仮説を導出する。

2.1 なぜ公開企業が第三者割当で増資をするのか？

米国市場においてPIPEsは，公募増資で要求される企業規模や収益性および情報開示に関する基準を満たさない企業に利用され(Floros and Sapp, 2012)，公募増資と比べて案件数が増加している(Chakraborty and Gantchev, 2013; Chen et al., 2010; Lim et al., 2021; Momtaz, 2023)。また米国以外でも，代替的な増資手段として利用が増えている(Andriosopoulos and Panetsidou, 2021)。

パブリック企業がプライベート(第三者割当)で増資する理由について，Momtaz (2023)は契約の柔軟性を指摘している。割当先との相対交渉で様々な条件を付与し，市場の低迷期[5)]や情報の非対称性が高い企業でも資金調達が可能になる[6)]点を強調している。

発行証券は普通株に限られず，優先株，転換社債，新株予約権と多岐にわたる。Brophy et al. (2009)によると，新株予約権にMS条項が付与された商品は“Structured PIPEs”と呼ばれ，ヘッジファンドが主要な割当先である。発行企業の財務状況が芳しくない案件でも，MS条項とディスカウントによって投資家のリスクは軽減されている。割当を受けた投資家は，ディスカウントによって時価より低い価額で新株予約権を行使し，取得した新株は時価で売却できるため行使機会が失われず，ディスカウント分の収益が確実に得られる。

MSワラントは新株予約権を利用したPIPEsの1形態であり，第三者割当で新株予約権を発行することで公募に伴う制約を緩和し，機動的に資金調達できる仕組みである[7)]。新株予約権にはMS条項と10%程度のディスカウント[8)]が付与され，公募増資と比べ手続きが簡略[9)]で発行コストが低い[10)]。新株予約権は相対で発行され，行使後に発行される新株は，割当先によって，発行市場ではなく流通市場を通じて売却される。公募増資と同様に市場から新規資金を調達することができる。

わが国では2003年から2006年にかけて，銀行の不良債権問題を背景に，MSCB (Moving Strike Convertible Bond)と呼ばれる転換社債型のPIPEsが大量に発行された。MSCBは財務状況が厳しく銀行から返済を迫られた企業に利用され，大村・水上(2007)や田中ほか(2009)は，再生企業による有利子負債の返済が多いことを実証している。株価が急落する事例もあり社会的な問題となり，2007年に日本証券業協会が自主規制を制定[11)]し，その後発行は急減している。

MSワラントは，MSCBから商品性が改善されている。新株発行数があらかじめ定められ，MSCBのように株価下落で発行株数が増加し，割当先の売却益が高まる問題は生じにくい。発行時に社債額面が調達できるMSCBとは異なり，MSワラントでは，発行企業が発行時に得られるのは，新株予約権の払込金のみであり，借入金返済には向かない[12)]。発行企業が割当先に行使タイミングを指定する条項が付けられている案件も多い。必要に応じて割当先に新株予約権を行使させることが可能で，R&D投資等の資金需要に柔軟に対応できる[13)]。

MSワラントは公募増資の代替として利用されている。わが国の新興企業向け市場におけるIPO要件は比較的緩く，赤字でも上場できるのに対し，公募増資は引受証券会社の要件が厳しい。1993年の大蔵省ガイドライン[14)]は，前年ROEが10%以上，増資後の2割以上の増配の公約，潜在株式数の発行済株式数に対する割合1割未満，を条件としている。鈴木(2017)は，「安定的な高収益が見込まれる企業」のみに公募増資を認める規制と説明している。1996年に規制が撤廃されても業界の自主規制が残存[15)]し，新興企業にとって公募増資のハードルは高い。

2.2 R&D資金調達制約緩和仮説および検証枠組み

公募で増資する企業とは特徴が異なり，PIPEs発行企業は規模が小さく，企業年齢が若く，事業リスクが高い(Brophy et al., 2009; Chen et al., 2010)。Hillion and Vermaelen (2004)は「ラストリゾー

ト仮説」を主張している。この仮説では，情報の非対称性が深刻で，他に資金調達手段のない企業がPIPEsの発行で生き残りを図るとする。有利子負債の返済に利用されたMSCBも，ゾンビ企業の延命が主な目的と考えられる。MSワラントに適用すると，以下の仮説H1が導かれる。

H1：銀行借入や公募増資等の他の資金調達手段が利用できない企業が，倒産回避のための最後の手段(ラストリゾート)として，MSワラントを発行する。

Yao (2021)によると，MSワラントは公募増資と比べ，小型で業歴が短く，財務状況が厳しい企業による発行が多い。金木ほか(2019)は，企業規模が小さくROAが低いほど，公募増資よりMSワラントを選ぶ確率が高いことを示し，株価リターンの低下と併せてラストリゾート仮説を支持している。

一方で金木ほか(2019)は，一部企業で発行後の企業価値が改善しているとし，情報の非対称性は高いが，有望な投資案件をもつ企業の資金調達手段となっている可能性を指摘している。さらに，2つの論点があるとしている。MSワラントがゾンビ企業といった不適切な企業の退出を遅らせ，社会的に望ましくないという議論と，企業と市場間の情報の非対称性が高く，その将来性を市場が見抜けない企業に対して資金が供給され，社会的に望ましいという議論である。

米国のPIPEsについて，Dai (2007)によると，医薬品，医療機器，通信，コンピューター等のR&D投資水準が高い業種に発行企業が集中している。Chaplinsky and Haushalter (2010)は，バイオベンチャーやテクノロジー等，R&Dを伴う知的資本が重要な企業の発行が多いことを示している。Brown and Floros (2012)は，調達額と資金使途別[16)]の支出額の関係から，R&D投資の資金調達源であることを実証している。わが国市場でのMSワラントについて，鶴沢(2023)は同様の分析から，調達額とR&D投資額との関係が有意かつプラスであることを明らかにしている。これら先行研究から「R&D資金調達制約緩和仮説」として，仮説H2を設定する。

H2：MSワラント発行は，R&D投資への資金調達制約に直面している企業に対し，その制約を緩和し，必要なR&D投資を可能にすることで，企業価値を向上させる。

2つの仮説において発行前の企業特性は共通である。情報の非対称性が高く，資金調達制約が厳しい。たとえば創薬ベンチャーの場合，上場はしていても実質的に売上がなく数年にわたって赤字が続いている企業もある。資金繰りが厳しい点はゾンビ企業と同様である。調達した資金がゾンビ企業の延命に使われているのか，将来性のある企業によってR&Dに投資されているのか，この点を検証するためには調達した資金の使途の確認が必要である。また，プロジェクトに資金が投下されると，発行後パフォーマンスへの効果は延命資金とは異なると考えられる。Hillion and Vermaelen (2004)は，ラストリゾート仮説に関する検証可能な下位仮説として，発行後のマイナスの株価リターン，企業価値減少，会計上の収益悪化を示している。この下位仮説も踏まえて，表1でR&D資金調達制約緩和仮説の検証枠組みを提示し，先行研究における課題を整理する。

表1　R&D資金調達制約緩和仮説の検証枠組み

	資金調達制約の緩和	発行後のパフォーマンス		
	(1)調達額-R&D投資額	(2)株価リターン	(3)企業価値	(4)会計上の収益
H1：ラストリゾート仮説	—	マイナス	マイナス	マイナス
H2：R&D資金調達制約緩和仮説	プラス	プラス	プラス	マイナス

(注)「プラス」「マイナス」は，(1)では2つの変数の関係，(2)(3)(4)ではMSワラント発行前後において予想される結果の符号を示し，「－」は関係がみられないと予想されることを示す。

表 1 の枠組みにおいて，金木ほか(2019)は，ラストリゾート仮説に関し，(2)株価リターンの分析を行っている。その分析を R&D 資金調達制約緩和仮説に適用するには，R&D 投資水準の統制が必要である。鶴沢(2023)は，R&D 資金調達制約緩和仮説における(1)調達額-R&D 投資額を分析しているものの，検証範囲が限定され，かつ(2)株価リターン，(3)企業価値，(4)会計上の収益は分析していない。残された課題に対し，(1)調達額-R&D 投資額については検証範囲を拡大した上で，発行後の(2)株価リターン，(3)企業価値，(4)会計上の収益を検証する。以下では，下位仮説で期待される符号の内容および分析手法について説明する。

2.3 MS ワラントによる R&D 投資に関する資金調達制約緩和

Arikawa et al. (2011)や Leung et al. (2020)によると，R&D 投資は設備投資と比べ，内容の専門性や競合への流出防止のため情報開示が困難で，成果が出るまで時間がかかり，収益への反映の不確実性が高い。担保価値も低いため，外部資金の調達はデットよりエクイティに頼る傾向が強い。研究者人件費が占める割合が高く，支出レベルの変更に調整コストを伴うため持続的に投資が行われる。

Bond and Meghir (1994)は，資金調達制約に関する投資関数から，R&D 投資における内部キャッシュフローとの関係をモデル化している。Brown et al. (2009)は，製薬や IT 等のハイテク企業の R&D 投資に関し，同モデルでエクイティ調達に関する制約緩和を実証し，Brown and Petersen (2011)では，現預金残高を説明変数に加えて分析している。わが国市場において，Arikawa et al. (2011)は，負債を説明変数に加え，新興市場に上場している企業の資金調達制約を明らかにしている。

Brown and Floros (2012)は，1995 年から 2008 年に PIPEs で資金調達した企業について，同モデルで資金使途を分析し，R&D 投資への利用を実証している。鶴沢(2023)は，2012 年度から 2019 年度に発行された証券会社が割当先の MS ワラントで同様の分析を行い，調達額と R&D 投資額との有意な関係を示している。商法改正で MS ワラント発行が可能となった 2002 年度以降を対象に，証券会社以外への割当案件も含めて検証範囲を拡大し，以下の下位仮説について 4.1 節で検証を行う。

H2-(1)：MS ワラントによる調達額と R&D 投資額の間にはプラスの関係が観測される。

2.4 MS ワラント発行後のパフォーマンス

Leung et al. (2020)によると，R&D 投資の株価超過収益率へのプラスの効果を実証している研究は多い。この効果は「R&D アノマリー」と呼ばれる。米国市場において，Chan et al. (2001)は，過去 4 期の R&D 投資累積額を R&D 資本とし，5 分位に分けたポートフォリオ間でプラスの超過収益率を示している。Eberhart et al. (2004)では，R&D 投資額が前期比 5%以上の増加した決算月をイベントとしている。イベント後 60 ヵ月の超過収益率がプラスで，時間的なラグをもって株価に反映されると報告している。

わが国企業の R&D 投資について，野間(2006)は，R&D 集中度(R&D 投資額／時価総額)で 5 分位とし，3 年間の超過収益率でランク 5 とランク 1 の間での有意な差を示し，R&D アノマリーを明らかにしている。一方で，ランク 5 の企業の ROA はランク 1 より低い。ただし，3 期後にかけて差異は縮小している。したがって，R&D 投資が収益に反映するまで，少なくとも 3 年以上の期間がかかるとしている。Hiroki et al. (2022)は，R&D 投資額 5 分位に応じた企業の TFP(全要素生産性)と株価リターンで，TFP とランク 5，ランク 4 との交差項が，決算後 1 年間の超過収益率に有意かつプラスの効果をもつことを実証している。

表 2　MS ワラント発行後の株価リターン

先行研究	サンプル期間	obs.	測定方法	株価リターン
金木ほか(2019)	2004 年から 2018 年	331	BHAR　1 年 BHAR　2 年	－24.1% －39.4%
		177	CTPR　1 年 CTPR　2 年	－19.5%　　－19.4% －15.1%　　－15.0%
姚(2021)	2002 年から 2019 年	246	BHAR　1 年	－22%

(注)「BHAR」は Buy and Hold Abnormal Return による推定。「CTPR」は Calendar Time Portfolio Return で，左欄は Fama and French 3 ファクターモデル，右欄は Carhart 4 ファクターモデルによる推定。株価リターンは年率。

表 2 の MS ワラント発行後の株価リターンについて，金木ほか(2019)，姚(2021)では発行後 1 年から 2 年で年率 15%から 40%近いマイナスの超過収益率が示される。米国市場でも，MS ワラントに商品性が近い Structured PIPEs について，Brophy et al. (2009)は発行後 1 年で年率 20%を超えるマイナスの超過収益率を報告している。発行企業と投資家間の情報の非対称性のもとで，新株発行は過大評価のシグナルとなり，業績不振の情報が順次市場に織り込まれる(Brophy et al., 2009; Hillion and Vermaelen, 2004)ことから超過収益率は低下する。

したがって，R&D 投資に関するプラスのアノマリーに加え，MS ワラント発行に伴うマイナスの効果をコントロールしたうえで，超過収益率を推定することが必要である。ラストリゾート仮説では，調達資金が付加価値を産まない一方で，株数は増加し，超過収益率にはマイナスの効果が予想される。R&D 資金調達制約緩和仮説では，R&D 投資増加による将来収益への期待から，適切に統制した上での超過収益率にはプラスの効果が予想され，以下の下位仮説について 4.2 節で検証を行う。

H2-(2)：R&D 投資を行う企業が MS ワラントを発行すると，発行後の株価超過収益率にプラスの効果が観測される。

企業価値にも調達資金の投資の有無が反映する。ラストリゾート仮説では，延命のためのコストで企業価値が減少する。R&D 資金調達制約緩和仮説では，必要な資金が調達されることで投資が実行される。適切に統制した対照企業と比較すると，将来キャッシュフローの期待値と不確実性が増加し，リアルオプション価値(Leung et al., 2020)も含め，発行後の企業価値は向上すると予想される。以下の下位仮説について 4.3 節で検証を行う。

H2-(3)：R&D 投資を行う企業が MS ワラントを発行すると，発行後の企業価値にプラスの効果が観測される。

会計上の収益は両仮説ともマイナスが予想される。ラストリゾート仮説では事業不振の継続によって収益が低迷する。R&D 資金調達制約緩和仮説では，必要な資金の調達による R&D 投資の増加は費用に反映する。野間(2006)の指摘どおり収益反映まで 3 年以上かかるとすれば，適切に統制した対照企業と比較すると，短期的には収益低下が予想される。以下の下位仮説について 4.3 節で検証を行う。

H2-(4)：R&D 投資を行う企業が MS ワラントを発行すると，発行後の会計上の収益にはマイナスの効果が観測される。

なお，ラストリゾート仮説と R&D 資金調達制約緩和仮説は互いに排他的ではない。金木ほか(2019)の指摘では，MS ワラント発行から 2 年後の企業価値が改善している企業は約 20%である。米国 PIPEs

について，Walker and Wu (2024)は，R&D 等のプロジェクトに投資する“Invest (投資) PIPEs”と，運転資金や負債返済に利用される“Viability (延命) PIPEs”に分類している。両方のタイプの企業が併存している点を考慮しながら分析を進める。

3 MS ワラントの発行動向，発行企業の特徴および発行の決定要因

仮説検証に先立ち，分析対象のデータを説明し，MS ワラントの発行動向を公募増資と比較する。R&D 投資に焦点を絞り，どのような特徴の企業が MS ワラントで資金を調達しているのか，財務特性や業種を示す。さらに，MS ワラント発行の決定要因を明らかにする。

3.1 データおよび MS ワラントの発行動向

2002 年 4 月施行の商法改正で MS ワラントの発行は可能となっている。分析対象は 2002 年度から 2020 年度までに発行された 659 案件であり，ストックオプションやライツイシューは除き，新株予約権単体発行で MS 条項が付されている案件を選定している。発行 4 期前から発行 3 期後までを分析対象とするため，1998 年度から 2023 年度までの財務データを取得する。銀行，証券，保険業を除き，決算月が変更された期のデータを除外し，74,571 件の企業と年度からなる(以下では，企業･年度)アンバランスド・パネルデータを構築している。直接の分析対象である 2002 年度から 2020 年度は，企業･年度で 55,589 件(企業数は 5,546)である[17)]。同一年度に複数案件の発行がある場合，パネルデータでは 1 件のサンプルとし，MS ワラントは企業･年度で 594 件(企業数は 402)となる[18)]。資金調達案件は INDB Funding Eye, 財務や株価は QUICK Workstation Astra Manager でデータを取得している。

表 3　MS ワラントおよび公募増資の発行動向

	発行案件数(件)		調達予定額･調達額(億円)		1 案件あたり 調達予定額･調達額(億円)	
	MS ワラント	**公募増資**	**MS ワラント**	**公募増資**	**MS ワラント**	**公募増資**
2002 年度	2	121	61	9,315	31	77
2003 年度	3	190	67	20,123	22	106
2004 年度	11	260	353	19,884	32	76
2005 年度	59	188	2,867	21,924	49	117
2006 年度	47	123	1,556	20,204	33	164
2007 年度	29	49	1,164	4,147	40	85
2008 年度	26	13	587	508	23	39
2009 年度	17	55	237	18,479	14	336
2010 年度	10	61	260	16,339	26	268
2011 年度	14	45	282	4,037	20	90
2012 年度	10	57	253	12,204	25	214
2013 年度	32	138	1,371	17,038	43	123
2014 年度	25	81	637	8,696	25	107
2015 年度	22	75	350	16,916	16	226
2016 年度	39	49	1,213	7,956	31	162
2017 年度	63	87	2,218	26,370	35	303
2018 年度	82	60	2,804	8,582	34	143
2019 年度	61	41	1,370	6,700	22	163
2020 年度	107	52	3,220	26,934	30	518

(注) 銀行･証券･保険業を除く。単年度に同一企業が複数案件の発行を行っている場合は案件毎に計上している。MS ワラントの「調達予定額」は発行決議日前日終値に(1−ディスカウント率)を掛けたものを行使価額とみなし，新株予約権すべてが行使された場合の発行予定株数を掛けた金額で，案件規模の目途として算出している。

表 3 は MS ワラントの発行動向の公募増資との比較である。1 案件あたりの金額は公募増資に比べて小規模である。金額ベースの年度合計で，2008 年度[19]を除き，MS ワラントの調達予定額[20]は公募増資の調達額に及ばない。しかし，案件数は 2018 年度以降で公募増資を超えており，2020 年度では 2 倍以上[21]となり，わが国企業のエクイティファイナンスの手段として主要なものとなっている。

3.2 MS ワラント発行企業の特徴

MS ワラント発行企業の特徴について，表 4 は発行期[22]における発行規模や財務特性に関する変数の平均値と中央値であり，全上場企業および公募増資実施企業と比較する。

MS ワラントの調達予定額の平均 33 億円は公募増資の約 5 分の 1 だが，前期総資産に対する比率は約 3 倍であり，企業規模比では多額の調達を行っている。MS ワラント発行企業は，全上場企業と比べて ROA が低く，総資産や売上高が小さく，アナリストカバレッジが低い。公募増資実施企業は，全上場企業と比べて ROA が高く，売上高が大きく，アナリストカバレッジが高い。収益や規模および情報非対称性のいずれでも企業特性が対照的であり，Yao (2021)の比較とも整合している。MS ワラント発行企業の特徴として，ROA は平均値で-5.1%，中央値でも-0.8%と赤字である。R&D 集中度の平均 2.9%は公募増資の 2.0%を上回る一方，中央値 0.2%は公募増資と同じであり，一部の R&D に積極的な発行企業が平均値を引上げていると考えられる。

表 4　発行規模および財務特性の比較－MS ワラント･全上場企業･公募増資

	MS ワラント		全上場企業		公募増資		MS ワラント-全上場企業		MS ワラント-公募増資		公募増資-全上場企業	
	平均値	中央値	平均値	中央値	平均値	中央値	平均値の差の検定	中央値の差の検定	平均値の差の検定	中央値の差の検定	平均値の差の検定	中央値の差の検定
調達(予定)額	3,336	2,011	−	−	18,269	3,291	−	−	-7.60***	-9.65***	−	−
同上比率	0.535	0.267	−	−	0.180	0.071	−	−	10.5***	17.7***	−	−
$Asset_t$	0.293	0.075	3.042	0.365	6.142	0.476	-18.8***	-22.5***	-2.62***	-22.7***	1.44	7.81***
$Sale_t$	0.304	0.057	2.119	0.362	3.231	0.498	-20.2***	-23.4***	-7.43***	-23.0***	3.13***	7.91***
$Lage_t$	13.5	9.0	27.5	21.0	18.3	11.0	-23.5***	-18.6***	-6.13***	-3.82***	-18.3***	-18.9***
AC_t	0.7	0.0	1.7	0.0	2.7	1.0	-18.4***	-4.37***	-16.5***	-14.8***	10.1***	20.1***
ROA_t	-0.051	-0.008	0.045	0.043	0.077	0.070	-17.1***	-17.4***	-21.3***	-20.7***	18.0***	21.5***
$Tobin'sQ_t$	2.139	1.522	0.904	0.677	1.338	0.907	18.2***	23.3***	10.7***	11.3***	13.5***	21.0***
$Cash_t$	0.273	0.204	0.196	0.153	0.241	0.182	7.60***	4.75***	2.83***	0.616	8.51***	7.72***
$Leverage_t$	0.227	0.170	0.199	0.158	0.222	0.194	3.06***	0.408	0.460	-1.89*	4.57***	5.04*
$R\&D_t$	0.029	0.002	0.027	0.006	0.020	0.002	0.495	-3.54***	3.47***	-0.377	-7.53***	-6.59***
obs.	594		55,589		1,357							

(注)「調達(予定)額」は MS ワラントの調達予定額および公募増資の調達額で単位は百万円。「同上比率」は MS ワラント調達予定額および公募増資調達額を前期総資産で割った比率。総資産($Asset_t$)，売上高($Sale_t$)の単位は千億円。上場以来年数($Lage_t$)の単位は年，アナリストカバレッジ(AC_t)の単位は社，総資産($Asset_t$)は対数化する前，売上高($Sale_t$)は基準化する前の数値。「平均値の差の検定」は企業と時点で cluster-robust 法で検定した t 値。「中央値の差の検定」は Wilcoxon rank-sums test で検定した z 値。***，**，*はそれぞれ，1%，5%，10%水準で有意であることを示す。変数の定義は補論 A1 を参照。

表 5　MS ワラントおよび公募増資における発行案件の業種

	MS ワラント		公募増資	
	案件数	構成比率	案件数	構成比率
水産･農林業	0	0%	3	0%
鉱業	1	0%	3	0%
建設業	21	3%	44	3%
食料品	7	1%	49	3%
繊維製品	8	1%	11	1%
パルプ･紙	0	0%	7	0%
化学*	17	3%	88	5%
医薬品*	77	12%	32	2%
石油･石炭製品	1	0%	13	1%
ゴム製品	1	0%	8	0%
ガラス･土石製品	5	1%	24	1%
鉄鋼	1	0%	9	1%
非鉄金属	2	0%	13	1%
金属製品	5	1%	29	2%
機械*	19	3%	98	6%
電気機器*	43	7%	143	8%
輸送用機器*	6	1%	50	3%
精密機器*	24	4%	35	2%
その他製品	6	1%	39	2%
電気･ガス業	4	1%	14	1%
陸運業	0	0%	27	2%
海運業	0	0%	5	0%
空運業	4	1%	7	0%
倉庫･運輸関連業	2	0%	13	1%
情報･通信業*	164	25%	142	8%
卸売業	40	6%	175	10%
小売業	59	9%	244	14%
商品先物取引業	4	1%	14	1%
その他金融業	9	1%	26	1%
不動産業	35	5%	146	8%
サービス業	94	14%	234	13%
計	659	100%	1745	100%

(注)同一企業による複数案件発行についても案件単位で集計している。*印は Arikawa et al. (2011)で R&D 投資の全業種に占めるシェアや売上高に対する比率が高い 7 業種に選定されている業種。

表 5 では発行案件の業種[23]を公募増資と比較している。*印は Arikawa et al. (2011)での R&D 投資水準が高い 7 業種[24]であり，特に医薬品と情報･通信業で MS ワラントの発行が多い傾向がある。公募増資との比較で，医薬品は 6 倍，情報･通信業では約 3 倍の構成比率となっている[25]。

3.3 MS ワラント発行の決定要因

発行前期の財務特性から，MS ワラント発行の決定要因を明らかにする。各年度の資金調達において，MS ワラント，公募増資，いずれも実施しない，の 3 つの選択肢から企業が意思決定することを前提に，多項プロビット･モデルで推定を行う。3 つの選択肢の関係を考慮しつつ，説明変数の変化に応じ，基準とするカテゴリから他のカテゴリへ移る確率を同時に推定できる。

説明変数は，発行前期の ROA (ROA_{t-1})，Tobin's Q ($Tobin'sQ_{t-1}$)，総資産の対数($lnAsset_{t-1}$)，上場以来年数($Lage_{t-1}$)，アナリストカバレッジ(AC_{t-1})，有利子負債比率($Leverage_{t-1}$)，現預金比率($Cash_{t-1}$)，R&D 集中度($R\&D_{t-1}$),年度ダミー，業種ダミーである。分析期間中に MS ワラントと公募増資の両方を実施している企業は除く。また,必要な変数が不足しているサンプルは除外している[26]。

表 6 が分析結果である。パネル(a)は「MS ワラント発行，公募増資のいずれも実施していない企業･年度」を基準カテゴリとした MS ワラント発行，パネル(b)は同じ基準カテゴリに対する公募増資実施の決定要因を表す。パネル(c)は「公募増資を実施している企業･年度」を基準カテゴリとし，エクイティ調達手段のなかでの，MS ワラントと公募増資の選択についての決定要因を示す。

パネル(a)(b)から，MS ワラントと公募増資に共通した特徴として，Tobin's Q が高く，現預金比率が低く，上場以来年数が短いほど，エクイティで資金調達を行う確率が高まる。キャッシュポジション改善が増資の要因の 1 つであり，企業年齢が若く，成長機会が高い企業や，株価が割高と考える企業が，タイミングを捉えて増資を行う傾向があると考えられる。

表 6　MS ワラントおよび公募増資の発行決定要因

	(a)MS ワラント／非実施		(b)公募増資／非実施		(c)MS ワラント／公募増資	
被説明変数	$MS\ dummy_t$		$PO\ dummy_t$		$MS\ dummy_t$	
	係数	z 値	係数	z 値	係数	z 値
ROA_{t-1}	-4.079	-12.48***	2.930	6.80***	-7.009	-13.01***
$Tobin'sQ_{t-1}$	0.186	6.73***	0.152	5.90***	0.034	0.94
$lnAsset_{t-1}$	-0.186	-5.94***	0.174	10.21***	-0.359	-10.36***
$Lage_{t-1}$	-0.009	-3.86***	-0.018	-14.34***	0.009	3.62***
AC_{t-1}	-0.087	-3.28***	-0.004	-0.54	-0.083	-3.07***
$Leverage_{t-1}$	0.096	3.24***	0.022	1.37	0.075	2.31**
$Cash_{t-1}$	-0.790	-5.36***	-0.511	-6.95***	-0.279	-1.74*
$R\&D_{t-1}$	1.224	1.50	0.045	0.08	1.179	1.24
$Constant$	-15.23	-20.35***	-4.450	-10.93***	-10.65	-13.24***
年度ダミー	Yes		Yes		Yes	
業種ダミー	Yes		Yes		Yes	
Pseudo R^2	0.313					
obs.	53,652					

(注)「非実施」は「MS ワラント発行，公募増資のいずれも実施していない企業･年度」を示す。パネル(a)は非実施を基準カテゴリとした MS ワラント発行，パネル(b)は非実施を基準カテゴリとした公募増資実施，パネル(c)は「公募増資を実施している企業･年度」を基準カテゴリとした MS ワラント発行を推定している。MS ワラントと公募増資の両方を実施している企業は除き，サンプル数は企業･年度で MS ワラント 408 件，公募増資 1,173 件，非実施 52,071 件である。企業と時点で cluster-robust 法で検定している。***，**，*はそれぞれ，1%，5%，10%水準で有意であることを示す。変数の定義は補論 A1 を参照。

エクイティ調達手段の選択において，パネル(a)(b)の係数符号が逆で，かつパネル(c)の係数がマイナスで有意になっているのは，ROA と総資産の対数である。ROA が低く，総資産が小さいほど MS ワラントで資金調達する確率が高まり，公募増資は逆である。パネル(a)(c)の MS ワラントでアナリストカバレッジが有意かつマイナスであり，パネル(b)の公募増資は有意でない[27)]。低収益で規模が小さく，情報の非対称性が高い企業が，公募増資の代替として MS ワラントを発行することを示唆する。

4 R&D 資金調達制約緩和仮説の検証

R&D 投資に関する資金調達制約緩和について，下位仮説 H2-(1)の検証を行う。次に，発行後のパフォーマンスについて，株価リターン，企業価値および会計上の収益を，R&D 投資水準を統制したうえで分析し，下位仮説 H2-(2)，H2-(3)，H2-(4)の検証を行う。

4.1 R&D 投資に関する資金調達制約の緩和

R&D 投資に関する資金調達制約が，MS ワラントによって緩和されているのかを検証するため，Arikawa et al. (2011)，Brown et al. (2009)および Brown and Petersen (2011)をもとに，以下の(1)式を推定した。

$$\begin{aligned} R\&D_{i,t} =\ & \alpha_1 R\&D_{i,t-1}+\alpha_2 R\&D_{i,t-1}^2+\alpha_3 Sale_{i,t}+\alpha_4 Sale_{i,t-1}+\alpha_5 CF_{i,t}+\alpha_6 CF_{i,t-1} \\ & +\alpha_7 MSwarrant_{i,t}+\alpha_8 MSwarrant_{i,t-1}+\alpha_9 PO_{i,t}+\alpha_{10} PO_{i,t-1}+\alpha_{11} PP_{i,t}+\alpha_{12} PP_{i,t-1} \\ & +\alpha_{13} dLeverage_{i,t}+\alpha_{14} dLeverage_{i,t-1}+\alpha_{15} dCash_{i,t}+\alpha_{16} dCash_{i,t-1}+DYear_t+\varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (1)$$

ここで，左辺の$R\&D_{i,t}$は，企業iの年度tにおける R&D 集中度で，右辺に 1 期ラグ（$R\&D_{i,t-1}$）を入れた動学的パネル･モデルである。R&D 投資の持続性から係数α_1は1 に近いプラスの値が期待される。1 期ラグの二次項（$R\&D_{i,t-1}^2$）は，R&D 投資に関する調整コスト[28)]の代理変数であり，投資額はコストで

抑制されるため，係数α_2はマイナスの値が期待される。売上高($Sale_{i,t}$)は企業の R&D 投資需要の代理変数であり，係数α_3はプラスの値が期待される。

資金調達増加に関する説明変数として，キャッシュフロー($CF_{i,t}$)，MS ワラント調達額($MSwarrant_{i,t}$)，公募増資調達額($PO_{i,t}$)，第三者割当増資調達額($PP_{i,t}$)，有利子負債増減額($dLeverage_{i,t}$)，現預金増減額($dCash_{i,t}$)の 6 種類と，その 1 期ラグを用いている[29]。先行研究の説明変数であるエクイティ調達額を，(1)式では，MS ワラントと公募増資および第三者割当増資の 3 つの説明変数に分けている点が特徴である。

それぞれの変数で(t期)－(t-1 期)の階差を取り，時点を通じて変わらない企業の固定効果を除去している。そのため(t期)と(t-1 期)で係数の符号は逆となり，(t-1 期)の資金調達増加が(t期)の R&D 投資増加に影響している場合に，係数はマイナスを取る。$DYear_t$は年度の固定効果，$\varepsilon_{i,t}$は誤差項である。先行研究と同様に，Blundell and Bond (1998)の System GMM を用い，(t-3 期)と(t-4 期)の資金調達増加に関する説明変数を操作変数にして，内生性の問題に対応している。

モデルでは，企業が資金調達制約に直面しない場合，(t期)の R&D 投資の水準は，(t-1 期)の R&D 投資水準に調整コストと投資需要を加えた 3 つの変数で決定され，6 種類の資金調達増加に関する変数は有意にならない。資金調達制約がある場合，(t期)あるいは(t-1 期)時点での資金調達増加に関する変数のうち，どの説明変数が(t期)の R&D 投資に影響し，調達制約を緩和しているかが示される。表 7 が推定結果である[30]。

表 7　MS ワラントによる資金調達制約の緩和

	(a)全上場企業		(b)新興企業		(c)成熟企業	
被説明変数	$R\&D_t$		$R\&D_t$		$R\&D_t$	
	係数	z 値	係数	z 値	係数	z 値
$R\&D_{t-1}$	1.163	19.05***	1.217	10.77***	1.092	19.91***
$R\&D_{t-1}^2$	-1.686	-4.63***	-2.258	-3.98***	-1.129	-3.19***
$Sale_t$	0.002	5.43***	0.001	2.98***	0.003	6.05***
$Sale_{t-1}$	-0.002	-6.03***	-0.002	-3.90***	-0.003	-6.04***
CF_t	-0.033	-3.89***	-0.032	-3.13***	-0.019	-2.18**
CF_{t-1}	0.022	4.11***	0.020	2.88***	0.015	2.44**
$MSwarrant_t$	0.000	0.02	0.015	1.38	-0.004	-0.38
$MSwarrant_{t-1}$	-0.015	-2.90***	-0.022	-4.09***	-0.002	-0.29
PO_t	0.035	1.47	-0.010	-0.42	0.141	2.01**
PO_{t-1}	0.027	1.13	-0.004	-0.17	-0.017	-0.42
PP_t	0.002	0.35	-0.000	0.00	-0.004	-0.82
PP_{t-1}	0.000	0.03	-0.005	-0.72	0.002	0.45
$dLeverage_t$	0.008	1.62	0.006	1.21	-0.000	-0.08
$dLeverage_{t-1}$	-0.007	-1.81*	-0.002	-0.53	-0.004	-0.84
$dCash_t$	0.005	1.16	0.004	0.88	0.001	0.31
$dCash_{t-1}$	-0.007	-2.28**	-0.007	-2.03**	-0.002	-0.55
年度ダミー	Yes		Yes		Yes	
Hansen	0.169		0.682		0.401	
AC1	0.000		0.000		0.000	
AC2	0.838		0.885		0.531	
obs.	55,589		21,899		33,690	

(注)パネル(a)は全上場企業，パネル(b)は上場以来年数 15 年以下，パネル(c)は上場以来年数 15 年超の企業･年度がサンプル。不均一分散と系列相関を考慮した頑健な z 値で検定している。Hansen は過剰識別制約に関する J-test の p 値，AC1，AC2 はそれぞれ 1 階，2 階の系列相関がないという帰無仮説に関する検定の p 値を示す。***，**，*はそれぞれ，1%，5%，10%水準で有意であることを示す。変数の定義は補論 A1 を参照。

全上場企業のパネル(a)で，R&D 集中度の 1 期ラグ，1 期ラグの二次項および売上高は，1%水準で有意かつ期待される符号となっている。(t-1 期)の MS ワラント調達額が 1%水準で有意であり，モデルでは R&D 投資に資金調達制約があり，MS ワラントにより緩和されている。(t-1 期)の有利子負債増減額は 10%水準有意で，一定の利用が認められる。また，(t-1 期)の現預金増減額が 5%水準で有意である。Brown and Floros (2012)は，PIPEs で調達した資金を現預金に滞留させる予備的キャッシュリザーブ(Precautionary cash reserves)を指摘し，MS ワラントでも，鶴沢(2023)が同じ行動を確認している。MS ワラントでの調達資金を現預金に保有しつつ，必要に応じて利用すると考えられる。先行研究と整合的な結果が得られている。

Brown et al. (2009)，Brown and Petersen (2011)に従い，上場以来年数 15 年以下の新興企業[31)]，15 年超の成熟企業に，サンプル分割[32)]した結果をパネル(b)(c)に示す。R&D 集中度の 1 期ラグ，1 期ラグの二次項および売上高は，パネル(a)と同じく有意かつ期待通りの符号である。パネル(b)の新興企業では，(t-1 期)の MS ワラント調達額および現預金増減額が有意で，全上場企業と同様の結果が得られている。パネル(c)の成熟企業では，(t期)の公募増資調達額が 5%水準で有意であり，R&D 投資の制約緩和に寄与している。

収益力が劣り，情報の非対称性が高い新興企業の，R&D 投資に関する資金調達制約が，MS ワラントによって緩和されていることが示され，下位仮説 H2-(1)が支持される。

4.2 MS ワラント発行後の株価リターン

Bessembinder et al. (2019)の企業特性ベンチマーク・リターン法により，株式市場での評価を検証する。分析対象の発行案件[33)]について，発行後 36 ヵ月後まで月次で分析する。そのため，2002 年度から 2023 年度の全上場企業の月次の株価と企業特性に関する変数で，914,570 件(企業数は 5,546)の企業と月からなる(以下では，企業・月)アンバランスド・パネルデータを構築している。期間中に上場廃止となった企業もサンプルに含め，たとえば，発行後 36 ヵ月の分析で 20 ヵ月目に上場廃止[34)]となった場合，上場維持している発行後 20 ヵ月の期間の推定を行うことで生存者バイアスを抑制する。本手法の要点および予測収益率の推定方法は，補論 A5 を参照されたい。

先行研究からは，R&D 集中度と株価リターンとの間に非線形の関係が見られる。たとえば，野間(2006)では，R&D 集中度のランク 4 から 5 の間で，ランク 3 から 4 の間と比べて大きく超過収益率が上昇している。連続変数ではこの関係を捉えることができないため，Leung et al. (2020)，野間(2006)と同様に，R&D 集中度は 5 分位にしている[35)]。Leung et al. (2020)の方法に従い，R&D 投資額を期末時価総額[36)]で除して R&D 集中度とする。年度末(3 月)で R&D 集中度がプラスの企業を，5 分位($RD5$から$RD1$)に分割し，R&D 投資を行っていない企業を$RD0$としている。

R&D 投資の成果が株価に反映するには一定の期間が必要と考えられ，発行後 12 ヵ月，24 ヵ月，36 ヵ月[37)]の超過収益率を推定する。発行後 36 ヵ月の推定式は，以下の(2)式のとおりである。

$$R_{i,\tau} - E\left(R_{i,\tau}|I_{\tau-1}\right) = \beta_0 + \beta_1 RD_{i,\tau} + \beta_2 D_{i,(\tau-1,\tau-36)} + \beta_3 \left(RD_{i,\tau} \cdot D_{i,(\tau-1,\tau-36)}\right) + \eta_{i,\tau} \qquad (2)$$

ここで，企業特性を示す 14 変数のτ-1 月時点での情報から，月次の予測収益率 $E\left(R_{i,\tau}|I_{\tau-1}\right)$を推定し，企業$i$の$\tau$月における収益率 $R_{i,\tau}$との差である超過収益率を被説明変数とする。R&D 集中度 5 分位 $RD_{i,\tau}$,

企業iがτ月から過去 36 ヵ月の期間で MS ワラントを発行している場合は 1，その他の期間は 0 を取るダミー変数$D_{i,(\tau-1,\tau-36)}$，2 つの変数の交差項を説明変数とし，全上場企業について回帰する。発行後 12 ヵ月，24 ヵ月についても同様に推定する。

Bessembinder et al. (2019)に倣い，推定期間中に同一企業で次の MS ワラント発行が行われた場合は，後続案件と重なる期間のダミー変数$D_{i,(\tau-1,\tau-36)}$ は 0 としている。期間中の公募増資も同様に処理し，Pooled OLS 法で回帰している。

係数β_1で，R&D 集中度の効果すなわち R&D アノマリーが，係数β_2で，MS ワラント発行効果が推定される。交差項の係数β_3では，MS ワラント発行の R&D 集中度に応じた超過収益率が推定され，以下では「固有効果」と呼ぶ。たとえば，$RD5$と$D_{i,(\tau-1,\tau-36)}$の交差項は「R&D 集中度でランク 5 に属する企業･月」かつ「過去 36 ヵ月の期間で MS ワラントを発行している企業･月」で 1 を取るダミー変数であり，発行後 36 ヵ月の固有効果の超過収益率が推定される。R&D 投資に関するプラスのアノマリーに加え，MS ワラント発行に伴うマイナスの効果をコントロールしたうえで，R&D 集中度の分位別に，MS ワラント発行による効果を示すことができる。

表 8 は，R&D 集中度の 5 分位ダミー変数($RD5$から$RD1$)，MS ワラント発行ダミーおよび交差項で超過収益率を回帰した結果である。係数β_1は，すべての期間で$RD5$から$RD2$が有意かつプラスであり，たとえば，発行後 12 ヵ月の年率換算で$RD5$+4.32%，$RD4$+2.64%である。$RD3$と$RD2$で一部係数の大きさに逆転がみられるものの，基本的に 5 分位順となっており，野間(2006)と同じく，わが国市場での R&D アノマリーが確認される。MS ワラント発行ダミーDの係数β_2は，すべての期間で有意かつマイナス，年率換算で発行後 12 ヵ月-22.6%，発行後 24 ヵ月-14.2%，発行後 36 ヵ月-11.2%である。表 2 と比較すると，発行後 12 ヵ月は姚(2021)の BHAR，発行後 24 ヵ月は金木ほか(2019)の CTPR の推定と同水準である。

表 8　MS ワラント発行後の超過収益率

	1-12 ヵ月		1-24 ヵ月		1-36 ヵ月	
	[1]		[2]		[3]	
被説明変数	$R_{i,\tau}-E(R_{i,\tau}\|I_{\tau-1})$		$R_{i,\tau}-E(R_{i,\tau}\|I_{\tau-1})$		$R_{i,\tau}-E(R_{i,\tau}\|I_{\tau-1})$	
	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値
$RD5$	0.0036	8.45***	0.0036	8.45***	0.0036	8.40***
$RD4$	0.0022	5.63***	0.0021	5.52***	0.0021	5.55***
$RD3$	0.0009	2.38**	0.0009	2.36**	0.0009	2.23**
$RD2$	0.0009	2.36**	0.0010	2.60***	0.0010	2.63***
$RD1$	0.0003	0.93	0.0003	0.90	0.0003	0.83
D	-0.0188	-5.37***	-0.0118	-4.19***	-0.0093	-3.59***
$RD5\cdot D$	0.0158	2.51**	0.0098	1.93*	0.0091	1.90*
$RD4\cdot D$	0.0124	1.86*	0.0127	2.29**	0.0101	2.07**
$RD3\cdot D$	0.0031	0.43	0.0039	0.69	0.0076	1.53
$RD2\cdot D$	0.0127	1.86*	0.0014	0.27	0.0013	0.27
$RD1\cdot D$	0.0020	0.33	0.0023	0.49	0.0028	0.67
$Constant$	-0.0010	-5.09***	-0.0010	-5.14***	-0.0011	-5.21***
R^2	0.0002		0.0002		0.0002	
obs.	914,570					

(注) サンプル数は企業･月で MS ワラント 598 件(企業数は 402)，全上場企業 914,570 件(企業数は 5,546)。Pooled OLS 法によって推定し，企業と時点で cluster-robust 法で検定している。***，**，*はそれぞれ，1%，5%，10%水準で有意であることを示す。

交差項での固有効果は年率換算で，発行後 12 ヵ月で$RD5$との交差項が 5%水準有意かつ+19.0%，発行後 24 ヵ月で 10%水準有意かつ+11.8%，発行後 36 ヵ月で 10%水準有意かつ+10.9%であり，$RD4$との交差項もすべての期間で有意かつプラスである[38)]。

R&D 集中度の高い企業では固有効果が示され，下位仮説 H2-(2)が支持される。将来収益に対する期待が株価に反映していることが示唆され，企業が MS ワラントの発行を通じて新薬パイプラインといったプロジェクトの存在を市場へシグナリング[39)]していることも考えられる。

4.3 MS ワラント発行後の企業価値，会計上の収益

発行後のパフォーマンスについて，Tobin's Q を企業価値の代理変数とし，会計上の収益は ROA を検証する。因果関係を考慮し，傾向スコアマッチングと DID 法で発行後 3 期までの分析を行う。

MS ワラントを発行している企業･年度に 1，その他で 0 を取るダミー変数を被説明変数とするプロビット･モデルによって，傾向スコアが近い 5 社を選定している[40)]。説明変数は，発行決定要因における発行前期の ROA（ROA_{t-1}），Tobin's Q（$Tobin'sQ_{t-1}$），総資産の対数（$lnAsset_{t-1}$），上場以来年数（$Lage_{t-1}$），アナリストカバレッジ（AC_{t-1}），有利子負債比率（$Leverage_{t-1}$），現預金比率（$Cash_{t-1}$），R&D 集中度（$R\&D_{t-1}$），年度ダミー，業種ダミーに，発行期の新株発行調達額（$Equity_t$）を加えている。発行前期の ROA と Tobin's Q，資金調達制約に関する財務特性変数から，同程度の確率で MS ワラントを発行すると推定され，同規模のエクイティ調達を行っている対照企業とマッチングしている。

Hillion and Vermaelen (2004)の DID 法による分析では，発行 3 期後にかけて上場廃止で発行企業のサンプル数が減少[41)]し，上方への生存者バイアスが生じている。H2-(3)の企業価値に関する下位仮説では，予想される符号がプラスであるため，上方へのバイアスはより深刻であり，上場廃止した発行企業について個別に事由を調べた上で，3 つのケースに分けて補正を行っている。

第 1 に，持株会社化で証券コードが変わっても実質同一会社と見なせると判断したケースは，発行翌期以降の Tobin's Q や ROA に持株会社の数値を接続する。第 2 に，業績悪化や破綻による上場廃止のケースは，全サンプルの最小値を上場廃止後の Tobin's Q や ROA に適用する。第 3 に，M&A (Mergers and Acquisitions)による被買収や MBO (Management Buyout)のケースは，マッチングした対照企業の平均値で補正する。補正方法の詳細は補論 A7 を参照されたい。

表 9　傾向スコアマッチングのバランスチェック

	発行企業	非発行企業	平均の差	t 値	対照企業	平均の差	t 値
ROA_{t-1}	-0.034	0.048	-0.082	-32.0***	-0.028	-0.006	-0.76
$Tobin'sQ_{t-1}$	2.180	0.904	1.276	36.6***	2.223	-0.043	-0.41
$lnAsset_{t-1}$	9.047	10.619	-1.572	-23.3***	8.968	0.079	0.96
$Lage_{t-1}$	13.6	27.3	-13.8	-16.4***	12.7	0.8	1.02
AC_{t-1}	0.7	1.7	-1.0	-7.09***	0.66	0.01	0.11
$Leverage_{t-1}$	0.217	0.197	0.020	2.45**	0.238	-0.021	-1.64
$Cash_{t-1}$	0.235	0.188	0.047	7.03***	0.231	0.005	0.35
$R\&D_{t-1}$	0.024	0.013	0.011	13.2***	0.021	0.003	1.61
$Equity_t$	0.087	0.006	0.081	62.5***	0.086	0.000	0.02
$Pscore$	0.135	0.010	0.126	81.5***	0.135	0.000	0.00
obs.	588	54,995			2,553		

(注)「発行企業」は MS ワラントを発行している企業･年度，「非発行企業」は MS ワラントを発行していない企業･年度，$Pscore$は傾向スコア。発行企業と対照企業の予測確率が重複する common support の範囲でマッチングしており，MS ワラントのサンプル数は企業･年度で 588 件となり，発行企業と対照企業のサンプル数は必ずしも 1:5 とはならない。企業と時点に関し cluster-robust 法で検定している。***，**はそれぞれ，1%，5%水準で有意であることを示す。

表 9 がバランスチェック結果である。すべての変数でマッチング前に有意な平均の差がある。一方，対照企業とのペアでは有意な差はなく，バランスが取れている。DIDは以下の(3)式で示される。

$$DID = (Y_{j,after} - Y_{j,before}) - (Y_{k,after} - Y_{k,before}) \quad (3)$$

ここで，$Y_{j,after}$と$Y_{j,before}$は発行企業jの発行後と発行前，$Y_{k,after}$と$Y_{k,before}$は対照企業kの発行後と発行前の Tobin's Q または ROA であり，発行後－発行前の差分について，発行企業－対照企業の差分を取ったものがDIDである。(発行期－発行前期)から(発行 3 期後－発行前期)まで 1 期ごとに，以下の(4)式で推定する。

$$Y_{jk,t} = \gamma_0 + \gamma_1 Treat_j + \gamma_2 Post_t + \gamma_3 (Treat_j \cdot Post_t) + \nu_{jk,t} \quad (4)$$

ここで，$Y_{jk,t}$は発行企業jと対照企業kのペアの発行前後の年度における Tobin's Q または ROA であり，発行企業jで 1，対照企業kで 0 の値をとるダミー変数$Treat_j$，発行前で 0，発行後で 1 の値をとるダミー変数$Post_t$，および 2 つのダミー変数の交差項で回帰している。発行企業jと対照企業kとの発行前後の差分の差分は交差項の係数γ_3で推定され，以下この係数をDIDとして検証を行う。

表 10 が R&D 集中度 5 分位別にDIDを推定した結果である。パネル(A)の Tobin's Q では，パラレルトレンドチェックのための①(発行前期－発行 2 期前)のDIDに有意な差はない。$RD5$では，③(発行翌期－発行前期)から⑤(発行 3 期後－発行前期)までDIDが有意かつプラスで，とくに発行 2 期後にDIDが拡大[42]する。$RD0$の③(発行翌期－発行前期)，$RD2$と$RD0$の⑤(発行 3 期後－発行前期)では 10%水準でDIDが有意かつマイナスであり，対照企業と比べて Tobin's Q の低下がみられる。

表 10　Tobin's Q および ROA の DID 法による分析

(A)Tobin's Q

	$RD5$		$RD4$		$RD3$		$RD2$		$RD1$		$RD0$	
	DID	t 値	DID	t 値	DID	t 値	DID	t 値	DID	t 値	DID	t 値
①	-0.106	-0.77	0.038	0.23	0.135	0.64	-0.144	-0.64	0.046	0.23	-0.077	-1.12
②	0.117	0.84	0.136	0.98	-0.133	-0.64	-0.071	-0.39	0.196	0.93	0.039	0.47
③	0.321	1.65*	0.227	1.13	-0.172	-0.68	-0.250	-1.22	-0.248	-1.13	-0.162	-1.80*
④	0.731	3.29***	0.294	1.39	-0.151	-0.56	-0.262	-1.16	-0.210	-0.85	-0.078	-0.83
⑤	0.737	3.14***	0.163	0.69	-0.213	-0.79	-0.405	-1.66*	-0.342	-1.34	-0.178	-1.75*
obs.	83	341	64	304	45	224	61	298	67	318	268	1068

(B)ROA

	$RD5$		$RD4$		$RD3$		$RD2$		$RD1$		$RD0$	
	DID	t 値	DID	t 値	DID	t 値	DID	t 値	DID	t 値	DID	t 値
①	0.018	1.52	0.024	1.79*	0.031	1.82*	-0.017	-1.36	-0.007	-0.50	-0.006	-0.96
②	-0.026	-2.34**	-0.024	-1.89*	0.004	0.26	-0.007	-0.49	-0.018	-1.32	-0.023	-3.28***
③	-0.025	-2.06**	-0.009	-0.80	-0.021	-1.15	-0.022	-1.42	-0.024	-1.43	-0.018	-2.27**
④	0.003	0.18	-0.017	-1.44	-0.014	-0.74	-0.014	-1.00	-0.041	-2.10**	-0.020	-2.33**
⑤	-0.010	-0.66	0.004	0.26	-0.019	-0.98	-0.011	-0.68	-0.048	-2.41**	-0.019	-2.27**
obs.	83	341	64	304	45	224	61	298	67	318	268	1068

(注) ①(発行前期－発行 2 期前)，②(発行期－発行前期)，③(発行翌期－発行前期)，④(発行 2 期後－発行前期)，⑤(発行 3 期後－発行前期)。obs.の左欄が発行企業，右欄が対照企業のサンプル数。企業と時点で cluster-robust 法で検定している。***，**，*はそれぞれ，1%，5%，10%水準で有意であることを示す。

パネル(B)の ROA では，$RD4$と$RD3$で①(発行前期－発行 2 期前)のDIDに 10%水準の有意な差があり，パラレルトレンドの前提に一定の留保が求められる。$RD5$の②(発行期－発行前期)と③(発行翌期－発行前期)，$RD4$の②(発行期－発行前期)のDIDが有意かつマイナスである。$RD5$では④(発行 2 期後－発行前期)から有意差がなくなり，R&D 投資が収益に寄与するには一定の期間が必要(Eberhart et al., 2004; 野間, 2006)と考えられる[43]。一方で，$RD1$の④(発行 2 期後－発行前期)と⑤(発行 3 期後－発行前期)，$RD0$の②(発行期－発行前期)から⑤(発行 3 期後－発行前期)まで，DIDが有意かつマイナスで収益が悪化している。Tobin's Q の低下とあわせ，$RD0$にはゾンビ企業の存在も考えられる[44]。

$RD5$に属する MS ワラント発行企業[45]は対照企業と比べ，発行期と発行翌期で ROA が低下する一方，発行後 3 期にわたって Tobin's Q が高くなり，R&D 集中度の高い企業では，下位仮説 H2-(3)，H2-(4)が支持される。会計上の経費増で短期的な収益は低下するものの，高水準の R&D 投資を行う企業では，過去からの R&D 投資の持続性も踏まえ，必要な資金が調達できることによる将来キャッシュフローの期待値の増加が，Tobin's Q を高めていると解釈できる。

5 おわりに

MS ワラントは，わが国市場における主要なエクイティファイナンスの手段となっている。R&D 資金調達制約緩和仮説および検証枠組みを提示し，下位仮説の検証を通じて，延命資金ではなく，付加価値を産む可能性がある R&D 投資への活用を確認している。発行後の株価リターンや企業価値および会計上の収益への効果を分析した。

MS ワラントを発行する企業の特徴や決定要因を，公募増資との比較で明らかにしている。R&D に積極的な業種で，収益力が低く，規模が小さく，情報の非対称性が高い企業での発行が多い。前年度の ROA やアナリストカバレッジが低く，総資産が小さいほど MS ワラントで資金調達する確率が高い。下位仮説の検証結果は以下の通りである。

第 1 に，新興企業の R&D 投資に関する資金調達制約が MS ワラントによって緩和されている。第 2 に，発行後 12 ヵ月から 36 ヵ月の株価超過収益率を R&D 集中度 5 分位，MS ワラント発行ダミー，その交差項で回帰したところ，R&D 集中度 5 分位別の$RD5$および$RD4$でプラスの固有効果が見られる。第 3 に，$RD5$に属する MS ワラント発行企業は発行後 3 期間にわたり Tobin's Q のDIDが高くなる。第 4 に$RD5$での ROA のDIDは，発行期から翌期にかけてマイナスであり，R&D 投資が短期的な収益を圧迫する。

検証結果から，R&D 資金調達制約緩和仮説が支持される。R&D 投資に積極的な企業では，資金調達制約が緩和され，必要な R&D 投資が可能となり，企業価値向上に寄与する経路が示唆される。MS ワラントには，新興企業が第二の死の谷を渡る架け橋としての機能を発揮し，イノベーションの促進によって，IPO 後における低成長の課題解消に役立つことが期待される。

一方で，本稿の分析は R&D 投資に焦点を絞っており，企業価値とプラスの関係が見られるのは一部の R&D 集中度の高い企業に限られる。ラストリゾート仮説と R&D 資金調達制約緩和仮説は排他的ではなく，米国 PIPEs と同様に，“Invest (投資)”と“Viability (延命)”(Walker and Wu, 2024)両タイプの企業が併存する。また，Billett et al. (2015)では，ヘッジファンドのような短期保有の投資家と，VC (Venture Capital)のように長期保有で経営に関与する投資家に割当先を分類し，VC の案件の方が，R&D 投資や株価リターンが有意に高いことを示している。ラストリゾート仮説が成立するゾンビ企業の解明，割当先投資家タイプ別の発行後パフォーマンスは，今後の研究課題である。

【補論】
論文の補論は，日本経営財務研究学会の公式ホームページに掲載している。

【付記】
本稿の作成にあたり，2 名の匿名のレフェリーと本誌編集委員長の白須洋子教授（青山学院大学）から有益なコメントと示唆をいただいた。2024 年度日本経営財務研究学会第 48 回全国大会では討論者である頭士奈加子准教授（埼玉大学）から貴重なコメントをいただいた。また，内山朋規教授，松田千恵子教授(東京都立大学)からご指導いただいた。心より感謝申し上げます。なお, 本研究は JSPS 科研費 JP24K04960 の助成を受けたものです。

---

1) わが国市場では“Moving strike”を略して MS と呼ばれる。米国市場では一般に“Floating priced”と呼ばれる。
2) 2024 年 8 月 11 日の日本経済新聞の 1 面では，スタートアップ企業が製品やサービスの立ち上げ時の資金調達に苦しむ「死の谷」に対して，上場後に資金調達ができず成長が止まる現象を「第二の死の谷」と説明している。
3) 2025 年 9 月の東京証券取引所プレスリリースによると，「上場 10 年経過後から時価総額 40 億円以上」から「上場 5 年経過後から時価総額 100 億円以上」へ上場維持基準が変更され，2030 年 3 月期から適用される。
4) 東京大学応用資本市場研究センター(2024)は, 1999 年 12 月の東証マザーズ(現東証グロース)設立から, 2023 年 12 月までに同市場で IPO を実施した 976 社を分析している。時価総額の中央値が，公開後 2 年で公開時の水準に戻った後，3 年後，5 年後で大きく減少している。
5) 2008 年のリーマン危機のように市場がフリーズした時期には，大手企業も PIPEs を利用していたと指摘している。
6) Floros et al. (2024)は，R&D 投資等に関する機密情報を秘匿したい企業ほど公募増資より PIPEs を選択する確率が高いことを示している。情報の非対称性を維持するために積極的に第三者割当を利用することも考えられる。
7) 商品性および MSCB からの改善点は，鶴沢・大村(2019)を参照されたい。
8) 日本証券業協会の自主規制により 10%が上限であり，かつディスカウントを 10%に設定している案件が多い。
9) 第三者割当のため公募増資に必要な幹事証券会社の引受審査等がなく，ロードショー等の発行コストも軽減される。
10) Yao (2021)の推定では，MS ワラントの発行コスト平均 9.7%に対し，同一企業の公募増資での予測コストは 10.4%となっている。
11) 2007 年 5 月の日本証券業協会「会員における MSCB 等の取扱いについて」では，「MSCB 等の発行による企業価値の向上が見込まれない，あるいは企業価値の向上について十分に説明しない企業が MSCB 等を利用することによる株式の希薄化及び株価下落が既存株主の利益を損ねている，あるいは MSCB 等を買い受けた投資家が買受け後にとる投資行動によって発行後の株価下落を招いている」との指摘もあったとしている。さらに証券会社に対して，発行企業の業況や市場および既存株主への影響の確認や空売りに関する制限を義務付けしている。
12) 鶴沢(2023)は，MS ワラントの調達額と有利子負債の減少との間で有意な関係が認められないことを示している。
13) メリルリンチ日本証券(現 BofA 証券)は，この商品性を「エクイティ・コミットメントライン」と称している。割当先は，ディスカウントと MS 条項があるため，どのタイミングで行使指定を受けても，応じることが可能である。
14) 1993 年の大蔵省証券局「時価発行公募増資の再開について」に伴い提示されたガイドライン。
15) 1996 年に制定された日本証券業協会の行動規範は，発行企業の財務状況や経済状況・市場動向等を十二分に勘案すること，既存株主への権利が著しく損なわれないように配慮することを証券会社へ求めている。
16) R&D 投資，設備投資，M&A 等の株式取得投資，現預金増減，ワーキングキャピタル増減，有利子負債増減の 6 種類の資金使途。
17) 変数の定義および記述統計量は補論 A1 に掲載している。
18) 同期間の公募増資は 1,745 案件，企業・年度で 1,357 件(企業数は 1,120)となっている。
19) 2008 年度は，リーマン危機の影響で公募増資が異例の低水準であった。
20) 「調達予定額」は，「発行決議日前日終値×(1－ディスカウント率)」を行使価額とみなし，新株予約権すべてが行使された場合の発行予定株数を乗じた金額である。案件規模の目途として算出している。新株予約権は発行後一定期間後に行使され，行使価額はその時点の株価に応じて修正されるため，実際の調達額は変動する。
21) 2020 年度は，新型コロナ禍対応で 4 月に第 1 回緊急事態が宣言され，営業自粛等の影響が大きい業種で案件数が増加した面もみられる。個別企業では「ひらまつ」「リンガーハット」「木曽路」「ロイヤル」「サンマルク」といった外食大手のブランドが目につく。MS ワラントには緊急避難的な延命資金に対応できる面もあり，一定の社会的意義もあると考えられ，本稿とは別に検討を行いたい。なお，2021 年度の MS ワラント発行案件数は 75 件で公募増資 71 件と同レベルであるものの，2022 年度の発行案件数 69 件は公募増資 29 件の 2 倍以上である。
22) 「発行期」は MS ワラントの新株予約権，公募増資の新株が発行された年度。
23) 東証 33 業種を利用している。以下の分析の業種も同じである。
24) 2006 年度の上場企業を対象とした東洋経済新報社アンケートにもとづき, R&D 投資で全体に占めるシェアが高い，または R&D 投資を売上高で除した比率が高い 7 業種を選定している。
25) 7 業種以外で案件数が多いサービス業で個別企業をみると，ソフト開発や EC (Electronic Commerce)，SNS (Social Networking Service)，オンラインゲーム等の IT 企業が多い。
26) MS ワラント発行企業は，対象期間中に新規上場している企業も多く，時価総額データが無い等の欠損値があっても全体サンプルには含めている。必要な変数が揃う企業・年度で分析を行っている。

[27] R&D 集中度の代わりに，R&D 投資額を前期総資産で基準化した R&D 投資比率を説明変数とし，補論 A2 で頑健性チェックを行っている。
[28] R&D 投資を増加させようとすると，研究者人件費等の調整に要するコストが膨らむ点を表す。
[29] Brown et al. (2009)および Brown and Petersen (2011)は変数の基準化を前期総資産で行っており，補論 A3 で頑健性チェックを行っている。また，キャッシュフローの分子に研究開発費を含めている。ただし本稿では，R&D 集中度と比較的高い相関が認められるため，研究開発費をキャッシュフローの分子に含めていない。
[30] 3 つのパネルのいずれでも，誤差の 1 階階差(AC1)では自己系列相関が無いという帰無仮説は棄却され，2 階階差(AC2)は 10%有意水準で棄却されない。過剰識別問題について，Hansen の J テストで操作変数と誤差項が無相関かつ誤差項が均一分散という帰無仮説は，10%有意水準で棄却されない。
[31] MS ワラントのうち 76%，公募増資のうち 62%の企業･年度が新興企業に含まれる。
[32] Arikawa et al. (2011)では，ジャスダック，マザーズ，ヘラクレスに上場している企業を，社齢が若く資金制約に直面している可能性が高い「新興企業」としてサンプル分割している。
[33] 同一月に複数案件の発行を行っている場合，パネルデータでは 1 サンプルの企業･月とし，全体で 598 件(企業数は 402)となる。同一年度内に複数月で発行しているケースが 4 件あり，企業･年度に比べてサンプル数は増加している。
[34] 月中に上場廃止した企業の当該月の株価は「取引最終日」のデータを月次としている。
[35] R&D 集中度と株価超過収益率，Tobin's Q，ROA との関係の非線形性については，補論 A4 で分析している。
[36] Leung et al. (2020)は，R&D 投資額を売上高，総資産，時価総額のそれぞれで除した 3 種類の変数を比較している。売上高は決算期や業種等で変動が大きく，総資産は過度に安定的であるのに対し，時価総額が分母として望ましいとしている。総資産や売上高と比べて企業の会計操作(Creative accounting)の影響を受けない点もメリットとしている。
[37] Bessembinder et al. (2019)は公募増資等の 6 種類のイベントについて，イベント後 36 ヵ月の期間で分析している。
[38] 補論 A6 で頑健性チェックとして，R&D 集中度に代えて，R&D 投資比率の 5 分位別で検証している。また，Fama-MacBeth 法での推定も行っている。
[39] 野間(2006)は，多額の R&D 投資は，将来の利益やキャッシュフローへの経営者の自信を市場へシグナリングしているとの仮説を提示している。
[40] 発行企業と対照企業の予測確率が重複する common support の範囲でマッチングしており，MS ワラントのサンプル数は企業･年度で 588 件となり，発行企業と対照企業のサンプル数は必ずしも 1:5 とはならない。
[41] 発行前期 402 件に対し，発行翌期 372 件，発行 2 期後 327 件，発行 3 期後は 239 件と上場廃止によってサンプル数が減少している。サンプルに残った企業の業績が過大評価されている可能性を認めている。
[42] 表 10 に掲載していないが，$RD5$の(発行 2 期後－発行翌期)のDIDが 5%水準で有意かつプラスである。
[43] 補論 A8 で頑健性チェックとして，R&D 集中度に代えて，R&D 投資比率の 5 分位別で検証している。
[44] ゾンビ企業については，たとえば割当先投資家のタイプ別のように，R&D 投資以外の観点からの分析が別途必要であり，延命目的での資金調達の解明は今後の研究課題としたい。
[45] $RD5$の業種上位は医薬品(46.4%)，電気機器(21.4%)，精密機器(10.7%)であり，創薬と機器メーカーが多い。

【引用文献】

Andriosopoulos, D., Panetsidou, S., 2021. A global analysis of private investments in public equity. Journal of Corporate Finance 69, 101832.

Arikawa, Y., Kawanishi, T., Miyajima, H., 2011. Debt, ownership structure, and R&D investment: Evidence from Japan. RIETI Discussion Paper Series 11-E-013.

Bessembinder, H., Cooper, M. J., Zhang, F., 2019. Characteristic-based benchmark returns and corporate events. Review of Financial Studies 32(1), 75-125.

Besstremyannaya, G., Dasher, R., Golovan, S., 2022. Quantifying heterogeneity in the relationship between R&D intensity and growth at innovative Japanese firms: a quantile regression approach. Applied Econometrics 67(3), 27-45.

Billett, M. T., Elkamhi, R., Floros, I. V., 2015. The influence of investor identity and contract terms on firm value: Evidence from PIPEs. Journal of Financial Intermediation 24(4), 564-589.

Blundell, R., Bond, S., 1998. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. Journal of Econometrics 87(1), 115-143.

Bond, S., Meghir, C., 1994. Dynamic investment models and the firm's financial policy. Review of Economic Studies 61(2), 197-222.

Brophy, D. J., Ouimet, P. P., Sialm, C., 2009. Hedge funds as investors of last resort? Review of Financial Studies 22(2), 541-574.

Brown, J. R., Fazzari, S. M., Petersen, B. C., 2009. Financing innovation and growth: Cash flow, external equity, and the 1990s R&D boom. Journal of Finance 64(1), 151-185.

Brown, J. R., Floros, I. V., 2012. Access to private equity and real firm activity: Evidence from PIPEs. Journal of Corporate Finance 18(1), 151-165.

Brown, J. R., Petersen, B. C., 2011. Cash holdings and R&D smoothing. Journal of Corporate Finance 17(3), 694-709.
Chakraborty, I., Gantchev, N., 2013. Does shareholder coordination matter? Evidence from private placements. Journal of Financial Economics 108(1), 213-230.
Chan, L. K. C., Lakonishok, J., Sougiannis, T., 2001. The stock market valuation of research and development expenditures. Journal of Finance 56(6), 2431-2456.
Chaplinsky, S., Haushalter, D., 2010. Financing under extreme risk: Contract terms and returns to private investments in public equity. Review of Financial Studies 23(7), 2789-2820.
Chen, H.-C., Dai, N., Schatzberg, J. D., 2010. The choice of equity selling mechanisms: PIPEs versus SEOs. Journal of Corporate Finance 16(1), 104-119.
Chen, S.-J., Hsieh, C., Vines, T., Chiou, S.-N., 1998. Macroeconomic variables, firm-specific variables and returns to REITs. Journal of Real Estate Research 16(3), 269-278.
Chi, J., McWha, M., Young, M., 2010. The performance and the survivorship of New Zealand IPOs. International Review of Financial Analysis 19(3), 172-180.
Dai, N., 2007. Does investor identity matter? An empirical examination of investments by venture capital funds and hedge funds in PIPEs. Journal of Corporate Finance 13(4), 538-563.
Eberhart, A. C., Maxwell, W. F., Siddique, A. R., 2004. An examination of long-term abnormal stock returns and operating performance following R&D increases. Journal of Finance 59(2), 623-650.
Floros, I. V., Sapp, T. R. A., 2012. Why do firms issue private equity repeatedly? On the motives and information content of multiple PIPE offerings. Journal of Banking and Finance 36(12), 3469-3481.
Floros, I. V., Sivaramakrishnan, K., Zufarov, R., 2024. Proprietary costs and the equity financing choice. Review of Accounting Studies 29(2), 1276-1319.
Hillion, P., Vermaelen, T., 2004. Death spiral convertibles. Journal of Financial Economics 71(2), 381-415.
Hiroki, T., Iwatsubo, K., Watkins, C., 2022. Does firm-level productivity predict stock returns? Pacific-Basin Finance Journal 72, 101710.
Leung, W. S., Evans, K. P., Mazouz, K., 2020. The R&D anomaly: Risk or mispricing? Journal of Banking and Finance 115, 105815.
Lim, J., Schwert, M., Weisbach, M. S., 2021. The economics of PIPEs. Journal of Financial Intermediation 45, 100832.
Momtaz, P. P., 2023. The economics of PIPEs, revisited. Small Business Economics 60(1), 59-83.
Walker, M. D., Wu, Q., 2024. PIPEs, firm investment, and viability. Review of Quantitative Finance and Accounting 62(1), 171-194.
Yao, Z., 2021. The choice of equity financing: floating-priced warrants versus SEOs. Pacific-Basin Finance Journal 69, 101649.
大村敬一・水上慎士，2007,『金融再生 危機の本質－日本型システムに何が欠けているのか』，日本経済新聞社。
金木健・鈴木健嗣・頭士奈加子，2019,「MS ワラントの発行要因と株価リターン」,『証券経済研究』108, 47-61 頁。
久保田敬一・竹原均，2007,「Fama-French ファクターモデルの有効性の再検証」,『現代ファイナンス』22，3-23 頁。
鈴木健嗣，2013,「日本の第三者割当増資に関する実証分析」,『神戸大学経営学研究科 Discussion Paper』2013。
鈴木健嗣，2017,『日本のエクイティ・ファイナンス』，中央経済社。
田中亘・広瀬純夫・大木良子，2009,「資金調達手法の選択と既存株主の利益－CB，MSCB と時価発行増資の比較」,『GCOE ソフトロー・ディスカッション・ペーパー・シリーズ』。
鶴沢真・大村敬一，2019,「わが国における新型エクイティファイナンスの分析－新株予約権の第三者割当による公募増資代替スキーム－」,『早稲田国際経営研究』50，27-62 頁。
鶴沢真，2023,「MS ワラントの資金使途分析：研究開発型ベンチャー企業のファイナンス」,『証券経済研究』122，83-98 頁。
東京大学応用資本市場研究センター，2024,「東証グロース市場の IPO 企業の低成長問題－ハンズオン投資家主導による M&A 活用を軸としたスタートアップ成長支援－」,『東京大学応用資本市場研究センター 政策提言レポート第 2 号』。
野間幹晴，2006,「研究開発投資に対する株式市場の評価」，伊藤邦雄編『無形資産の会計』，中央経済社，339-356 頁。
姚智華，2021,「MS ワラント発行の公表に伴う株価下落に関する実証研究」,『証券経済学会年報』56，31-43 頁。