

資金調達・所有構造がR&D投資に与える影響

An Influence of Financing and Ownership Structure on Japanese Corporate Research and Development Investment

壺内 慎二
Shinji TSUBOUCHI
三和 裕美子*
Yumiko MIWA

〈要約〉

本稿は研究開発投資（以下R&D投資）が資金調達や、所有構造の変化に伴うガバナンスに影響されることを日本企業のデータを用いて明らかにしたものである。R&D投資とその資金調達、近年の所有構造の変化から、(1)R&D投資は前期の影響を受ける、(2)負債や増資がR&D投資の制約となる、(3)外国人投資家の増加がR&D投資の制約となる、という3つの仮説を導出した。2013年から2018年の企業パネル・データを用いて検証を行った結果、R&D投資は主にキャッシュフローの潤沢な成熟企業によって大半が占められているため、負債や増資といった資金調達の制約は受けず、主に前期のR&D投資水準に規定される、また、キャッシュフローが多い場合、外国人投資家がR&D投資の制約になる場合があるという知見を得た。

〈キーワード〉

資金制約、フリー・キャッシュフロー、外国人投資家、ガバナンス

1 はじめに

R&D投資は企業の将来の競争力を大きく左右する。しかし、R&D投資では人件費割合が高く、潜在的な調整コストが生じるため、利益の変動に合わせた調整が難しい。したがって、経営者は自らの裁量の大きい内部資金を用いてこのような調整コストを平準化しようとする。また、調整コストに加えて、投資の業績見込み、投資のリスク、投資価値など不確実性が高いことも資金調達に内部資金が使われる理由である。R&D投資に追加資金が必要となれば、経営者は負債でなく増資による資金調達を選択する傾向がある。負債による資金調達を行うと、債権者から明確な目標設定とその達成を迫られ、経営者の裁量の余地を狭めるからである。ところが、このような負債による制約は経済を停滞させる原因にもなる。2000年代初頭、米国市場で起きたITバブル後の経済停滞は新興市場の資金制約が一つの要因であったことが報告されている¹。1990年代半ばから米国経済を牽引してきたのはハイテク・情報産業に属する創業間もない中小企業であった。ITバブル崩壊後、資金調達の制約によって追加的なR&D投資ができず、新興企業の企業活動が停滞し、その結果、米国経済に影響を及ぼしたのである。

一方、日本のR&D投資の大半は高度成長期以降日本経済を引っ張ってきた企業によって占められている。これら企業は潤沢なキャッシュフローを持っており、資金制約は新興の中小企業よりも比較的小さいと考えられる。しかも、これら成熟企業は1990年代以降、負債を返却し、自己資本比率を高めてきた。その結果、負債による規律も働きにくくなっている。さらに、同時期には株式持合いの意味が希薄化し、持合いを解消する傾向にあった。このような状況では経営者の裁量が大きくなり、採算の見込みが極めて不透明な事業に投資するといったモラルハザードが起きやすい。また、負債の返

* 明治大学商学部教授

¹ Brown et al. (2009)。

却、株式持合いの解消と同時に1990年代半ば以降には外国人投資家による日本企業への投資も増加した。これら外国人投資家は株式持ち合い時代のサイレント・パートナーとは異なり、企業の収益が下がれば「物言う株主」に変わる。このような外国人投資家の増加は経営者の裁量の余地が大きいR&D投資にどのような影響を与えたのであろうか。また、キャッシュフローが潤沢で投資機会の少ない企業は短期志向の利益を追求する投資家のターゲットにもなりやすい。外国人投資家は長期的な利益の源泉となり得るR&D投資よりも、短期志向の利益を追求したのだろうか、それともR&D投資に対する経営者の裁量を抑制する存在として機能したのだろうか。本研究では、このような問題意識の下、第一に、日本企業における資金調達とR&D投資との関係を、第二に、所有構造の変化がR&D投資に及ぼす影響を明らかにする。

本稿の貢献は次の3点である。第一に、内生性を排除した一般化モーメント法（GMM推定）を検証に用いた点である²。検証にはBushee(1998)が用いたロジット回帰分析を応用することが多い。しかし、R&D投資は調整コストの高さのため前期のR&D投資や前期の資本構成に影響されてしまう。そのため内生性の問題が発生する。GMM推定ではこの内生性の問題に対処できる。第二に、すべての業種を分析対象とした点である。先行研究ではR&D投資に比較的積極的な産業を分析対象としている。ところが、日本経済新聞の「研究開発活動に関する調査」によると、2019年度に研究開発投資の増額を見込むと回答した企業のうち建設・土木分野が業種別で最も高く、前年比で14%以上の増額を見込んでいる。次に、エンジニアリング・造船が前年比9.2%の増額であり³、あらゆる業種でR&D投資の重要性の認識が高まっている。そのため、分析対象を金融を除くすべての業種としている⁴。第三に、短期的な利益追求の外国人投資家の行動を明らかにした点である。長期志向と短期志向の外国人投資家の行動を、ラグ項を用いることで示すことができたからである。

本稿の構成は次のとおりである。第2章ではR&D投資とその制約の論理を示す。次に本研究のサンプル企業のデータを用いて、R&D投資と資金調達との関係を示し、本研究の仮説を提示する。第3章では仮説の検証方法とモデル及びデータを示し、4章で検証結果及び先行研究との比較を行う。

2 R&D投資・資金調達・株式所有構造

2.1 R&D投資と資金制約

R&D投資は人的資本への投資を多く含む。設備投資は一度、機械・工場などに投資すると、翌年以降、追加的な投資が抑えられる。一方、人的資本への投資、すなわち、雇用を増やせば、翌年以降も同じ額の投資が必要となる。Hall (2002)はアメリカ企業において、R&D投資の50%以上が高度な教育を受けた科学者やエンジニアの賃金であると報告している。彼らの努力は無形の資産である企業の知識ベースを生み出し、そこから将来の利益が生み出される。この知識が有形でなく、無形であるという意味で、会社の従業員の人的資本に埋め込まれている。そして彼らが辞めると失われる。そのような労働者が退職または解雇されると、企業自体の資源基盤の一部が消えるので、企業は知識労働者を解雇することを避けるために、R&D支出を時間の経過とともに平準化する傾向がある⁵。これは、企業レベルでのR&D支出が通常、調整コストが高いことを意味している。R&D支出における人件費割合の高さ、調整コストの高さから、R&D投資は前期の水準に大きく左右されることとなる。

表1は総務省が行っている日本企業のR&D投資の調査をまとめたものである。2018年度の研究費を費目別にみると、人件費が2兆5,632億円（企業の研究費全体に占める割合 39.1%）、原材料費が2兆2,893億円（同16.1%）、有形固定資産購入費が1兆1,371億円（同8.0%）、無形固定資産購入費が1,931億円（同1.4%）、リース料が357億円（同0.3%）となっている⁶。人件費について前年度と比較すれば、1.8%の増額となっている。

次に、R&D投資が前期の水準に影響されることを確認する。図1は本研究のサンプル企業のR&Dの水準を示したグラフである。R&D投資の定義について、有価証券報告書から得た研究開発費をR&D投資とし、総資産で標準化した後、割

² 説明変数と誤差項との間にできる相関を排除した分析方法。

³ 日本経済新聞「研究費「5年後も増加」5割超」、2019年9月25日朝刊より。

⁴ これまでの研究では分析対象業種を研究開発投資の多い業種5～9業種に属する企業に絞られていた。Arikawa et al (2011)では電気機器、輸送用機器、化学、医薬品、機械、情報・通信、精密機械の7業種に属する企業を、内田 (2016)ではハイテク情報産業に属する企業を分析対象としている。

⁵ Hall (2002), 3ページ。

⁶ 総務省 (2019), 16ページ参照。資本金1,000万円以上の会社法に規定された企業13,500社を対象としたアンケート調査結果（回収率は83%と報告されている）。

表1 日本企業のR&A投資

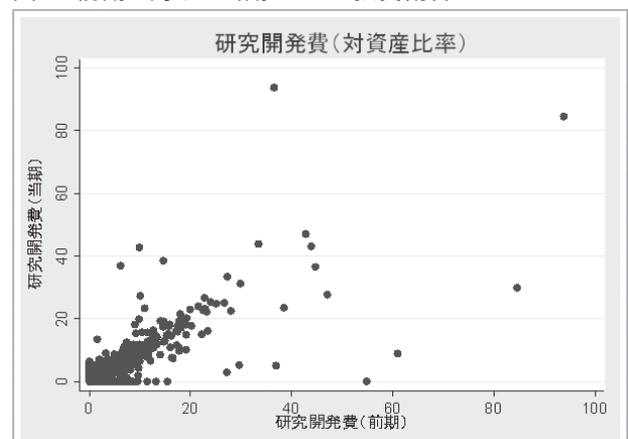
区分	年度	総額	人件費	原材料費	有形固定 資産購入額	無形固定 資産購入額	リース料	その他の 経費
研究費 (億円)	2009	119,838	51,254	18,917	8,395		723	40,549
	2010	120,100	52,315	19,542	7,872		617	39,754
	2011	122,718	52,365	19,723	8,570		539	41,521
	2012	121,705	51,631	20,657	7,984		459	40,975
	2013	126,920	51,971	21,200	8,640	1,006	417	43,686
	2014	135,864	54,588	22,299	9,246	1,581	409	47,741
	2015	136,857	53,601	22,961	9,531	1,758	382	48,625
	2016	133,183	52,675	21,838	9,854	1,613	387	46,816
	2017	137,989	54,667	21,956	10,100	1,694	349	49,223
2018	142,316	55,632	22,893	11,371	1,931	357	50,132	
構成比 (%)	2009	100.0	42.8	15.8	7.0		0.6	33.8
	2010	100.0	43.6	16.3	6.6		0.5	33.1
	2011	100.0	42.7	16.1	7.0		0.4	33.8
	2012	100.0	42.4	17.0	6.6		0.4	33.7
	2013	100.0	40.9	16.7	6.8	0.8	0.3	34.4
	2014	100.0	40.2	16.4	6.8	1.2	0.3	35.1
	2015	100.0	39.2	16.8	7.0	1.3	0.3	35.5
	2016	100.0	39.6	16.4	7.4	1.2	0.3	35.2
	2017	100.0	39.6	15.9	7.3	1.2	0.3	35.7
2018	100.0	39.1	16.1	8.0	1.4	0.3	35.2	

注：2010年度までは、一部の「特殊法人・独立行政法人」を含む。2012年度までは、「無形固定資産購入費」が「その他の経費」に含まれる。
出所：総務省「2019年（令和元年）科学技術研究調査結果の概要」16ページより。

合（％）で表している。図1の横軸は前年のR&D投資の水準（対資産比率）、縦軸は翌年度のR&D投資の水準（対資産比率）である。R&D投資が前期と同じ水準であれば45度線上に位置し、前年より高い水準であれば45度線より上へ、低ければ下に位置する。総務省が行ったアンケート調査の結果で考えれば、2017年度から2018年度には研究費が4,327億円（前年比3.17％）増加しているの、2018年度の企業全体で見た研究費は45度線よりやや上に位置することとなる。本研究のサンプル企業の観察結果を見ても、前年のR&D投資の水準と翌年のR&D投資の水準にはかなり強い相関があることが読み取れる。以上のことから、R&D投資は前期R&D投資の影響を受けているといえる。

ところで、R&D投資と資金調達方法との関係であるが、人件費割合が高い投資では潜在的な調整コストが生じるため、経営者は自らの裁量の大きい内部資金を用いて投資を行う傾向にあるといわれる。資本市場が情報の非対称性も取引コストも存在しない完全な市場であれば、R&D投資は資金調達方法に影響されない。しかし、現実には市場が完全でないため、経営者と外部投資家との間には会社の業績見込み、リスク、価値など情報の非対称性が存在する。この情報の非対称性は投資の資金調達が内部資金と外部資金の選択、また、社債の新規発行と株式の新規発行の間の選択にも影響を及ぼす。このことから資金調達のペcking・オーダー⁷が生じる。投資はまず内部留保の再投資を主とする内部資金で調達され、次に負債による新規調達、そして、株式の新規発行により調達される。Brown et al. (2009) は、外部資金でR&D投資を行う場合は負債よりもエクイティに依存する傾向が強

図1 前期に対する当期のR&D投資割合



出所：プロネクサス社eolデータベースより作成。

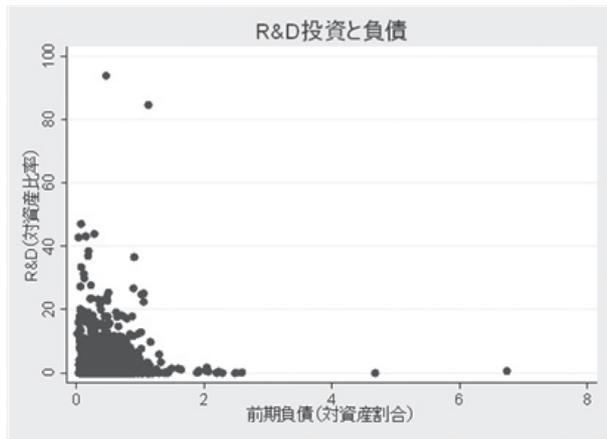
⁷ ペcking・オーダー (pecking order) とは、企業が資金調達を必要とするときには内部資金、銀行借入、普通社債、転換社債、普通株式の順番にすることを指す。詳しくはMyers (1984), 581-582ページを参照のこと。

いことを実証している⁸。

また、情報の非対称性が存在するため、企業のフリー・キャッシュフローが多くなるほど株主と経営者との間の利害対立は深刻になる。例えば、企業内に多額のフリー・キャッシュがあれば、資本コストを下回るような低い収益しか生み出さない投資プロジェクトに資金が回ったり、経営者の自己満足を高める支出に使われたりする非効率性が生じる。いわゆるフリー・キャッシュフロー問題の発生である。Jensen (1986)によれば、フリー・キャッシュフロー問題を緩和するには負債を高めることが有効とされている⁹。負債契約は経営者に元本と利子支払いを約束させることを通じて、経営者の裁量によって非効率な支出が行われることを抑制する。元本と利子支払いが滞ると裁判所で破産手続きを取らなくてはならない恐れがあるからである。これは負債の規律として知られている。このような負債の性質が、経営者に対して効率的な経営に対するインセンティブを高め、また、資金用途に関する経営者の自由裁量の余地を減らすことになる。そのため、追加的なR&D投資には負債でなく増資が利用される。このように、負債がR&D投資の制約になることは、前述したBrown et al. (2009)による実証だけでなく、例えば、日本企業を対象にしたArikawa et al. (2011)による実証でも明らかにされている¹⁰。以上のことから、負債はR&Dの資金制約となるため、R&Dの追加投資の資金調達には増資が使われるといえる。

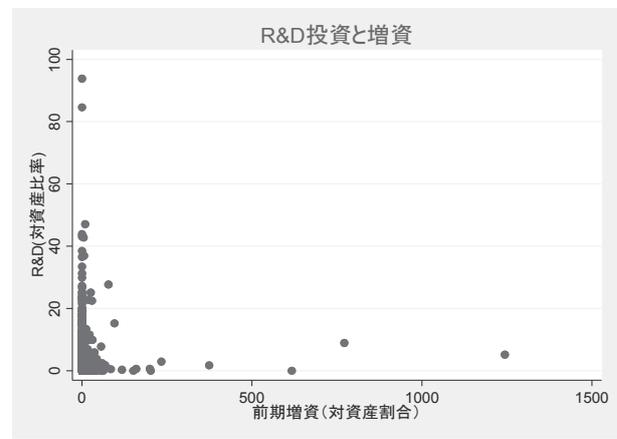
負債がR&D投資の制約となること、追加的なR&D投資には増資が利用されることを日本企業のサンプルを用いて確認する。図2は本研究のサンプル企業のR&D投資と前期負債との関係を示したグラフである。横軸は前期の負債、縦軸はR&D投資である。図2をみると、負債が増えるほど、R&D投資が減少する逆相関関係が見て取れる。Jensen (1986)の指摘どおり、負債の規律が働き、R&D投資の制約となっていることが窺える。また、図3ではR&D投資と前期の増資との相関を示している。強い逆相関は読み取れないが、前期に増資が行われればR&D投資が削減されるやや弱い逆相関がみられる。これは、不確実性の高いR&D投資には資金制約となる負債よりも増資が使われるとする先行研究の報告とは異なる。増資はR&D投資よりも比較的不確実性の低い設備投資に利用されるためかもしれない。以上のことから、負債への依存度が高い企業ほど、研究開発投資を削減することがいえるが、追加的な投資に増資が利用されるとは限らないことが示唆される。

図2 R&D投資と負債



出所：図1と同じ

図3 R&D投資と増資



出所：図1と同じ

最後に、所有構造の変化がR&D投資に及ぼす影響を確認したい。1990年代には銀行を中心とする株式持合いの解消が進んだ。同時に、1990年代半ばから2000年代にかけて外国人投資家による日本企業の株式保有が増え、負債の規律に代わって株主によるガバナンスに代わった。このような所有構造の変化に伴って、外国人株主の持ち株比率が比較的高い企業ではフリー・キャッシュフロー問題が主に株主によるガバナンスで解決されるようになる。また、R&D投資の資金調達を増資によって行えば、新株主と旧株主の間での利害対立が生じるという問題も発生する。実際に、短期的な利益を求めて

⁸ Brown et al. (2009), 158ページ参照。

⁹ Jensen (1986), 324-325ページ参照。

¹⁰ 日本企業を対象とした実証として他にも木村 (2003), 内田 (2016), 花崎・羽田 (2017) などがあり、いずれも負債の制約が確認されている。

頻繁に売買する投資家の保有比率が高い企業では、経営者の経営判断も短期志向になることが報告されている¹¹。したがって、外国人投資家の保有割合が高いほど、経営者はR&D投資を削減して短期的な利益目標を達成する傾向にあると考えられる。さらに、蓄積された内部留保金が多い企業では、短期の利益志向の投資家が増えれば、配当の増額や自社株買いによって短期の投資家が内部資金を手にする可能性も考えられる。例えば、三和(2016)は、株式流通市場におけるキャピタルゲイン獲得の競争には限界があるため、ファンドが企業内部から資金を吸い上げようとする行動がとられることを報告している¹²。このような行動は株主による増配や自社株買いの要求などといった形で表れる¹³。

以上の考察から、次の3点の仮説が導き出される。

仮説1 R&D投資には内部資金を用いられる傾向が強い。また、その程度は前期の水準に影響される。

仮説2 負債への依存度が高い企業ほど、研究開発投資を削減する、追加的R&D投資には増資が利用される。

仮説3 外国人投資家が多い企業ほど、研究開発投資を抑制する、短期利益志向の外国人投資家が増えるとその傾向が強くなる。

2.2 先行研究

本節では一般化モーメント法(GMM推定法)¹⁴が用いられた先行研究の実証結果を参考にして、R&D投資と資金制約との関係を整理し、本研究の意義を明らかにする。

R&D投資と資金制約の関係を実証で明らかにした研究として、Brown et al. (2009)が挙げられる。Brown et al. (2009)は2000年代ITバブルの崩壊は新興企業の資金制約が原因で生じたのではないかという問題意識の下、新興企業のR&D投資と資金制約との関係を明らかにした。新興企業は成熟企業と比較して研究開発投資が旺盛である。しかし、情報の問題、不確実なリターン、担保価値の欠如から、R&D投資の資金調達は内部留保金を利用する。追加的な資金調達が必要となれば、R&D投資成果の不確実性のため負債の利用が難しく、そのため増資を行う。このような資金制約が新興企業のR&D投資を抑制し、結果的に2000年代初頭のITバブル崩壊と続く新興企業の資金調達難につながったとしている。彼らは新興企業がR&D投資に資金制約があることを実証するため、ハイテク産業を中心に1,347社の上場企業のパネル・データを用いて、GMM推定による検証を行った。その結果、R&D投資には内部及び外部の資金制約があることを明らかにした。

Brown and Petersen (2011)は、Brown et al. (2009)が直面したR&Dの資金制約は現金保有によって緩和されることを明らかにしている。彼らは1970年から2006年の米国製造業企業を対象にした調査からR&D集約企業の負債が比較的少ないことを発見した。その理由として、リスクの高い企業が負債で資金調達するには担保が必要になること、特に、新興企業では担保になるものが少ないことから、負債がR&D投資の制約になることを指摘している。また、R&D投資の追加的資金調達として負債の代わりに増資を用いても、情報の非対称性のためレモンプレミアムが発生し、増資もR&Dの資金制約となることを指摘している。そして、現金保有によって資金制約を緩和できる理由として、R&D投資には人的資本への投資が大きいいため、雇用調整コストが現金保有によって平準化されることを挙げている。また、彼らは1998年から2002年に増資による資金制約のある新興企業を対象にした分析において、R&D投資の変動が現金保有によって抑えられることを検証し、R&D投資における現金保有の平準化作用を明らかにしている。

日本企業を対象にした分析ではArikawa et al. (2011)がある。Arikawa et alは日本のR&D投資が高度成長期以来、日本経済の成長を担った成熟企業に占められているおり、それら企業の所有構造が大きく変わることによってR&D投資が

¹¹ Bushee (1998), 308ページ参照。

¹² 三和 (2016), 68ページ参照。

¹³ 日本経済新聞2019年3月26日朝刊「リーマン後11年間の総額 配当1兆円超10社」によると、配当の積み増しは、コーポレートガバナンス・コード(企業統治指針)の導入・改定を機に、株主の声に企業が応えるようになった面も大きい」というように、近年、増配や自社株の実施など株主の声が利益還元にも反映されやすくなっている。

¹⁴ 変数に内生性を持つ推定には操作変数法が用いられるが、操作変数法を用いると前期の変化と当期の誤差項に相関がないという前提が満たされなくなり、ラグ項を操作変数として使えなくなる。Arellano and Bond (1991)はラグ項を差分方程式に対する操作変数とするモーメント条件を用いてこの問題を解決する推定法を考案した。その後、Blundell and Bond (1998)によって、Arellano and Bond推定法が改良されたシステム推定法が開発された。詳しくはBlundell and Bond (1998)を参照のこと。

受ける影響を明らかにしている。これら企業は1980年代から負債を削減し、1990年代以降には資本構成を大きく変容させた。また、1990年代後半以降から外国人投資家によるこれら企業の所有が増加している。彼らは、このような資本構成の変化に伴う統治構造の変化がR&D投資にどのような影響を与えるのかという問題意識の下、R&D投資に対する負債、増資の影響及び外国人投資家の影響を分析した。彼らはR&D集約産業企業について、1999年から2008年の連結ベースのパネル・データを用いて分析を行い、前期のR&D投資の水準が次期のR&D投資に影響することを明らかにした。さらに、彼らは大企業と小企業、成熟企業と新興企業、負債の程度別の分析を行い、規模の大きさにかかわらず前期負債比率の上昇がR&D投資の制約になること、負債比率の高い企業では前期の負債比率がR&Dの制約になることを統計的に明らかにした。しかし、資本構成の変化がR&D投資に与える影響について分析では、外国人投資家の株式保有が企業のR&D投資を抑制させている証拠は確認されなかったと報告している。

ところが、内田(2016)が行った分析では異なった結果が報告されている。内田は1995年から2010年までの日米の製造業企業、ハイテク産業に属する企業をサンプル(米国製造業企業が2,407社、米国ハイテク企業2,022社、日本の製造業企業950社、日本のハイテク企業470社)に対して、R&Dの資金制約を分析したところ、増資はR&Dの制約になるが、現金、キャッシュフロー、負債は必ずしもR&D投資の制約にならないという結果を得ている。また、韓国企業についてであるが、外国人投資家がR&D投資に与える影響を分析したKang et al. (2019)では四半期ベースの財務データを用いて分析した結果、短期外国人投資家が増えるほど、R&D投資が減少する結果が得られている¹⁵。

米国企業を対象にした先行研究からは、R&D投資には内部留保が使われる傾向にあることや、負債だけでなく増資にも制約が存在するが、現金保有によってこれら制約が緩和されることが実証されている。ただし、分析対象が新興の中小情報産業企業であり、R&D投資の大半を成熟企業が担っている日本の状況に米国企業の分析結果をそのまま当てはめることは難しい。一方、日本企業を対象とした先行研究ではR&D投資の資金制約に一致した結果が得られていない。さらに、日本企業を対象とした研究では情報産業を中心としたいくつかの産業に属する企業を分析対象としているが¹⁶、例えば、「はじめに」で指摘したように、近年、R&D投資はすべての産業で必要とされている。したがって、金融を除いた全産業、新興市場だけでなく全市場を分析対象とし、R&D投資の資金制約の存在を明らかにすることには経済的な意義がある。また、日本企業を対象とした先行研究では対象期間が2010年までである。企業が成長段階にある場合、フリー・キャッシュフロー問題は表面化しにくく、前節の仮説2および3は実証が難しいように思われる。しかし、本研究では先行研究と異なり、リーマンショック以降の経済停滞を含む期間を分析対象期間としている。企業が経済的危機に陥った状況の下ではフリー・キャッシュフロー問題が表面化しやすい。このような状況で経営者はどのような意思決定を行うのか、その意思決定はガバナンスに左右されるのかを観察、分析できる。さらに、本分析の対象期間では2014年のスチュワードシップ・コード¹⁷や2015年のガバナンス・コードの影響をとらえることができ、R&D投資に及ぼす所有構造の変化がより明らかとなる。このような点で本研究の経済的意義は大きいと考えられる。

3. 推定モデルと使用データ

3.1 推定モデル

資金制約が企業の投資行動に与える影響を推定したモデルとしてはBond & Meghir(1994)を応用したBrown et al. (2009)モデルが使われることが多い。本稿でもArikawa et al. (2011)、内田(2016)と同様にBond & Meghir(1994)の投資モデルをR&D投資と資金制約との関係に適用したBrown et al. (2009)モデルを用いる。以下は内田(2016)を参考にして推定モデルを示す¹⁸。

Bond & Meghir(1994)は調整コストモデルにおける標準的なオイラー方程式を応用して、資金制約と企業の投資行動に関する推定式を以下のように定めた：

¹⁵ ただし、Kang et al. (2019)の分析モデルはGMM分析ではなくプロビット推定を用いている。

¹⁶ Arikawa et al. (2011)では電気機器、輸送用機器、化学、医薬品、機械、情報・通信、精密機器の7業種、内田(2016)ではハイテク情報産業に属する企業を分析対象としている。

¹⁷ 2014年に金融庁が制定したコーポレート・ガバナンスの向上を目的とした機関投資家の行動規範。

¹⁸ 内田(2016)、34-36ページを参照。なお、推定式の導出はBond and Meghir (1994)、Brown et al. (2009)、Brown and Petersen (2011)を参照。

$$\left(\frac{I}{K}\right)_{i,t} = \beta_1 \left(\frac{I}{K}\right)_{i,t-1} + \beta_2 \left(\frac{I}{K}\right)_{i,t-1}^2 + \beta_3 \left(\frac{C}{K}\right)_{i,t-1} + \beta_4 \left(\frac{Y}{K}\right)_{i,t-1} + \beta_5 \left(\frac{B}{K}\right)_{i,t-1}^2 + d_t + \alpha_i + v_{i,t}, \dots \quad (1)$$

この式では i は企業、 t 時間、 K は資本ストックを示す。また、 I 、 C 、 Y 、 B はそれぞれ総投資、実質キャッシュフロー、生産高、負債であり、 d_t は時間の固有効果、 α_i は企業の固有効果、 $v_{i,t}$ は誤差項である。この式には研究開発投資が含まれるため、Brown et al. (2009)は資金制約と研究開発費投資に関する推定式を以下のように定めた。

$$RD_{i,t} = \beta_1 RD_{i,t-1} + \beta_2 RD_{i,t-1}^2 + \beta_3 S_{i,t-1} + \beta_4 CF_{i,t-1} + d_t + \alpha_i + v_{i,t} \dots \quad (2)$$

この式では RD は研究開発投資、 S は売上高、 CF は総キャッシュフローである。また、すべての変数は前期の総資産 TA で標準化される。標準化された(2)式は以下のように表される。

$$\left(\frac{RD}{TA}\right)_{i,t} = \beta_1 \left(\frac{RD}{TA}\right)_{i,t-1} + \beta_2 \left(\frac{RD}{TA}\right)_{i,t-1}^2 + \beta_3 \left(\frac{S}{TA}\right)_{i,t-1} + \beta_4 \left(\frac{CF}{TA}\right)_{i,t-1} + d_t + \alpha_i + v_{i,t} \dots \quad (3)$$

(2)(3)式では β_1 は1をわずかに上回る正の値、 β_2 は1をわずかに下回る負の値になるとされている。また、 β_3 は不完全競争の下では正の値、 β_4 は負の値になると予想されている¹⁹。

さらに、Brown and Petersen (2011)では負債と現金保有額を加えている。R&D投資が担保の制約や投資の不確実性、調整コストに直面したときに現金保有がその制約を緩和するからである。Arikawa et al. (2011)、内田(2016)でも同様の理由からBrown et al (2009)モデルをベースにして、負債と現金保有の変数を加えている。本研究もまた、Brown et al (2009)モデルに負債の変数を加え、キャッシュフローを現金保有に代替する。推定モデルを以下のとおりとする。

$$RD_{i,t} = \beta_1 RD_{i,t-1} + \beta_2 RD_{i,t-1}^2 + \beta_1 DEBT_{i,t-1} + \beta_2 DEBT_{i,t-1}^2 + \beta_3 S_{i,t-1} + \beta_4 CF_{i,t-1} + d_t + \alpha_i + v_{i,t} \dots \quad (4)$$

この式では RD はR&D、 $DEBT$ は負債、 S は売上高、 CF は現金及び現金同等物である。負債の項に二乗項を加えているのは倒産リスクを考慮するからである。完全市場の下では企業の資本構成は企業価値に影響を及ぼさないとされるが、実際の市場では、税金や負債の増加による倒産リスクが発生する。負債比率を高めると節税効果によって企業価値は大きくなるが、最適資本構成を超えると徐々に倒産リスクが高まるため企業価値は減少する²⁰。負債比率が最適点を越えなければ節税効果が働きキャッシュ・アウトが削減できるが、最適点を越えてしまうとキャッシュ・アウトにリスクプレミアムが加算される。このことを考慮して二乗項を加える。また、すべての変数は前期の総資産 TA で標準化される。これを前期末の総資産で標準化すると、以下のように表される。

$$\left(\frac{RD}{TA}\right)_{i,t} = \beta_1 \left(\frac{RD}{TA}\right)_{i,t-1} + \beta_2 \left(\frac{RD}{TA}\right)_{i,t-1}^2 + \beta_1 \left(\frac{DEBT}{TA}\right)_{i,t-1} + \beta_2 \left(\frac{DEBT}{TA}\right)_{i,t-1}^2 + \beta_3 \left(\frac{S}{TA}\right)_{i,t-1} + \beta_4 \left(\frac{CF}{TA}\right)_{i,t-1} + d_t + \alpha_i + v_{i,t} \dots \quad (5)$$

¹⁹ Brown et al. (2009), 162ページを参照。

²⁰ MMの修正命題として知られている。詳細はModigliani and Miller (1963)を参照。

また、R&D投資に増資が好まれることを確かめるために(5)式に前期の増資に関する変数を加えると、以下のように表される。

$$\begin{aligned} \left(\frac{RD}{TA}\right)_{i,t} = & \beta_1 \left(\frac{RD}{TA}\right)_{i,t-1} + \beta_2 \left(\frac{RD}{TA}\right)_{i,t-1}^2 + \beta_3 \left(\frac{DEBT}{TA}\right)_{i,t-1} + \beta_4 \left(\frac{DEBT}{TA}\right)_{i,t-1}^2 + \beta_5 \left(\frac{S}{TA}\right)_{i,t-1} \\ & + \beta_6 \left(\frac{CF}{TA}\right)_{i,t-1} + \beta_7 \left(\frac{CI}{TA}\right)_{i,t-1} + d_t + \alpha_i + v_{i,t} \end{aligned} \quad (6)$$

Bond & Meghir (1994)の投資モデル、Brown et al. (2009)の研究開発投資モデル、Arikawa et al. (2011)、内田(2016)の推定モデルは被説明変数のラグを説明変数に持つダイナミック・パネル・モデルであり、本分析でも推定には同様にBlundell and Bond (1998)のシステムGMM²¹を用いる。また、すべての変数を内生変数として扱い、t-2期、t-3期、t-4期の説明変数を操作変数として利用する²²。

3.2 データ

東京証券取引所1部、2部、マザーズ、およびジャスダック・スタンダード、グロス上場企業のうち、2013~2018年度にかけて研究開発費を計上している金融を除く企業であり、12月、1月、2月、3月決算企業1,557社のパネル・データを用いる。これらのデータは株式会社プロネクサス社のeolデータベースから得た。基本は有価証券報告書の連結財務諸表データであるが、連結データがない場合には単独データを用いる。使用する変数は研究開発費（R&D投資）、総負債、売上高、キャッシュフローである。研究開発費は有価証券報告書に記載されている研究開発費または一般管理費に含まれる開発費、負債は貸借対照表の負債総額、売上高は損益計算書の売上高、キャッシュフローは現金及び現金同等物の期末

表2 記述統計量

	平均	標準偏差	最小	最大
R&D (%)	1.914	3.202	0.000	93.805
負債	0.468	0.228	0.014	6.738
売上高	1.020	0.471	0.004	8.175
CF	0.209	0.224	0.000	12.780
増資	0.939	17.958	-0.112	1243.951
外国人持ち株 (%)	13.7	12.8	0.0	82.7
サンプル数	9,321			

注：外国人持ち株比率は2014年以降のデータ、そのほかは2013年度以降のデータ。

	2014		2015		2016		2017		2018	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差
R&D (%)	1.910	2.538	1.880	3.406	1.921	3.593	1.865	3.157	1.766	2.837
負債	0.488	0.246	0.452	0.211	0.465	0.222	0.467	0.256	0.445	0.199
売上高	1.049	0.493	1.001	0.441	0.997	0.477	1.012	0.481	0.986	0.418
CF	0.206	0.182	0.195	0.141	0.212	0.151	0.215	0.159	0.207	0.156
増資	0.765	10.220	0.475	6.182	0.487	3.344	0.765	7.317	0.673	5.833
外国人持ち株 (%)	12.8	12.8	13.2	12.8	13.7	13.0	14.5	13.0	14.1	12.4
企業数	1,557		1,557		1,557		1,557		1,557	

注：外国人持ち株比率の企業数は2014年に1,377、2015年に1,548、2016年に1,554、2017年に1,557、2018年に1,556と他の変数の企業数と異なる。

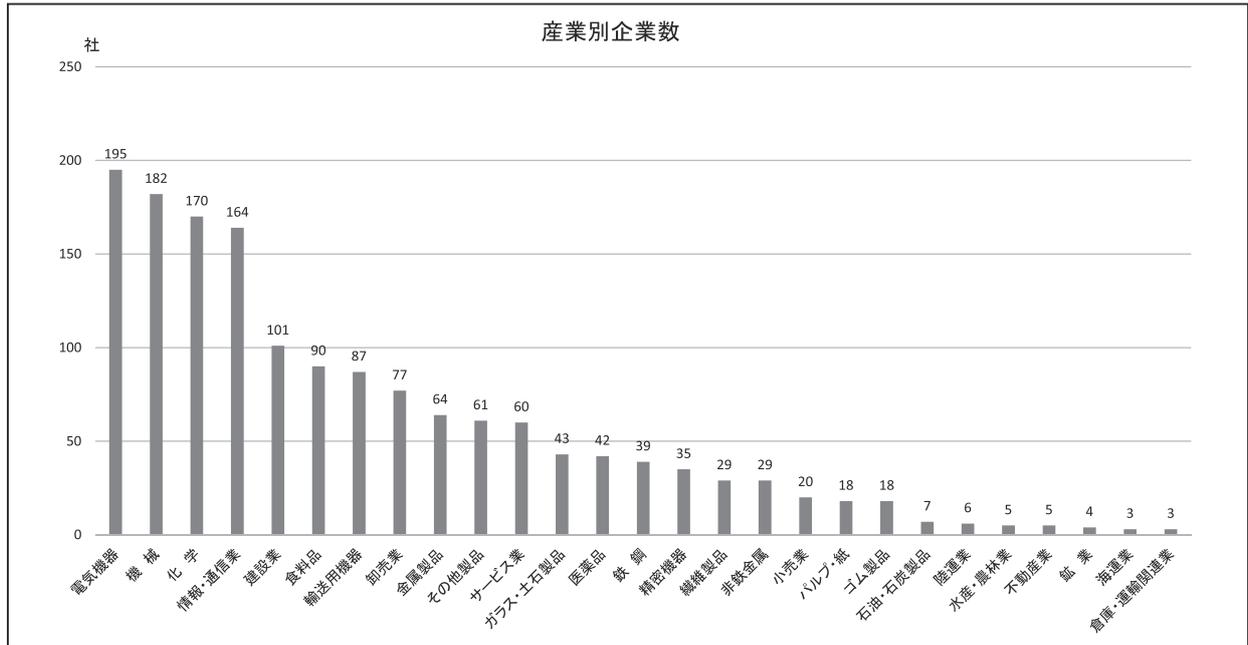
²¹ 投資に調整コストが生じることを仮定したモデルであり、研究開発費は前期の研究開発費の影響を受けることを前提としたモデル。

²² Arikawa et al. (2011)はt-3、t-4期を操作変数として利用する理由を次のように説明している。「攪乱項に系列相関が存在しない場合、t-2期の操作変数が利用できるが、MA(1)（攪乱項が一次の移動平均モデル）に従う場合は少なくともt-3期以前の説明変数を操作変数として利用することが必要となる」、9ページ、括弧内の説明は筆者の補足。しかし、t-2期を操作変数とした場合、結果にほとんど違いがなかったため、本分析ではt-2期も操作変数に加えている。

残高を使用している。これら変数に加え、増資および外国人持ち株比率を変数として用いる。増資が研究開発投資に与える影響、および、所有者構造の変化が研究開発費に与える影響を検証するためである。以上の記述統計を年度ごとに表2にまとめている。

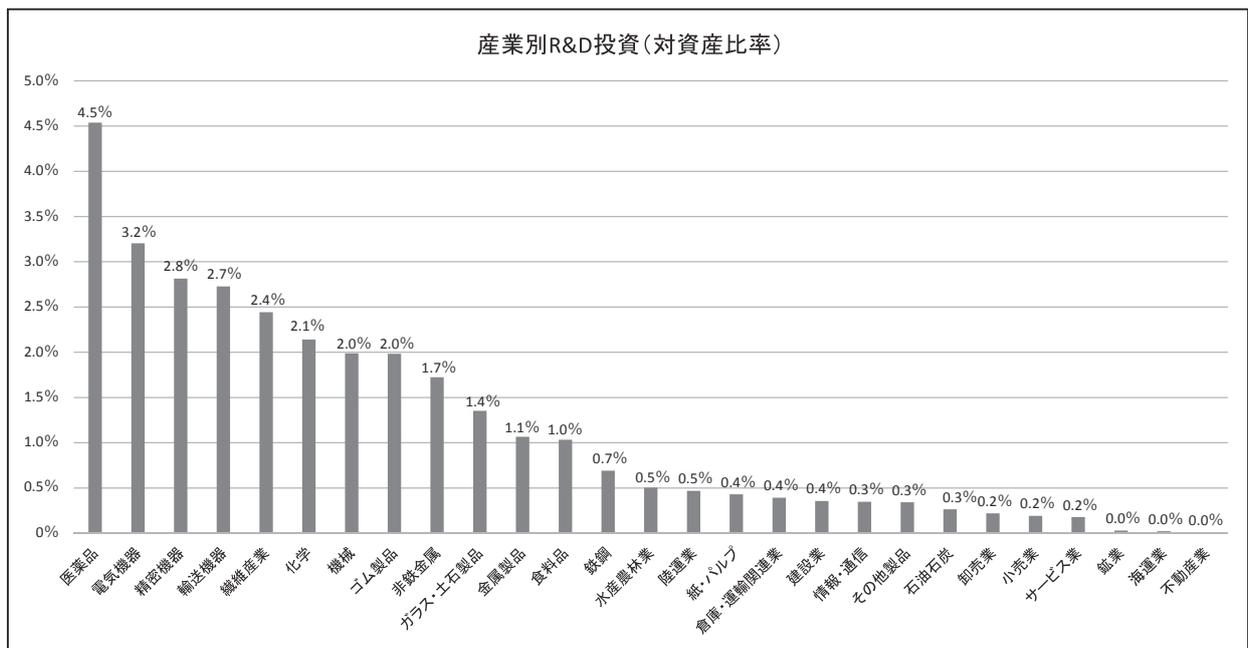
また、図4は2013年度から2018年を対象期間としたサンプル企業を産業別で表したグラフ、図5は総資産に占めるR&D投資の割合を産業別平均で表したグラフである。研究開発費を計上している企業数が多い順に、電気機器、機械、化学、情報・通信業、建設業、食料品、輸送機器となっている。新聞でも報道されているように²³、これまでR&D投資分析の対象とならなかった建設業や食料品といった業種が上位に入っている。一方、図5の資産に占める一企業当たりのR&D投資割合をみると、上位は医薬品、電気機器、精密機器、輸送機器、繊維産業、化学、機械となっている。一企業当たりの

図4 産業別企業数



出所：図1に同じ。

図5 産業別R&D投資



出所：図1に同じ。

²³ 前掲、日本経済新聞2019年9月25日朝刊。

R&D投資はArikawa et al. (2011)が2006年に観察した産業別R&D支出の順位と大きく違いはない。日本経済新聞の報道によると、2019年度のR&D投資額1位がトヨタ自動車、2位がホンダ、3位が日産自動車、4位にデンソー、5位ソニーと続くが、2018年度と比較すると、上位50社の順位に大きな違いはない。2006年でも1位はトヨタ自動車、2位は松下電器産業（現パナソニック）、3位ソニー、4位ホンダ、5位日産自動車と上位50社に大きな違いはない。これら事実から、日本のR&D投資は長年日本経済を牽引してきた大企業を中心に行われていることが窺える。

4 分析結果と考察

4.1 分析結果

推定結果を表3に示す。先行研究ではR&A投資が企業規模や社齢による影響を受けると仮定し、推定しているため、本分析でも推定を3つに分けて行った。全企業を対象としたグループの推定結果を第1列(1)に、企業規模が比較的小さく、社齢も短い新興3市場（ジャスダック・スタンダード、ジャスダック・グロース、マザーズ）グループの結果を第2列(2)に、新興市場の中でもさらに企業規模が小さく、社齢も短いとされるマザーズグループの結果を第3列(3)に示している。

すべての市場を対象にした推定において、前期R&Dの1次項の係数は有意にプラス、R&Dの二乗の一次ラグ項は有意にマイナスの値であった。この結果から、R&D投資は前期のR&D投資の影響を受けることが示唆される。Brown et al. (2009)モデルでは1次のR&D係数は1を上回るプラスの値とされている。しかし、全企業を対象とした推定では0.675、新興市場で0.555、マザーズ市場では0.783と1を下回っている。これはR&D投資が前期よりも下回ることを意味する。以上の推定結果から、仮説1「R&D投資は前期の影響を受ける」ことが統計的に示唆された。ただし、R&Dは前期の水準を下回る可能性も示された。

次に、R&D投資には内部留保が利用されることを確かめるためにキャッシュフローの結果をみる。本推定ではキャッシュフローの代理変数を現金および現金同等物としている。前期のキャッシュフローはプラスの理論的予測であった。R&D投資には経営者の裁量の余地が大きいキャッシュフローが使われる傾向にあることを想定したためである。キャッシュフローについて、全企業を対象とした分析(1)、新興市場上場企業を対象にした分析(2)、マザーズ市場上場企業を対象にした分析(3)すべてで有意にマイナスであった。これは予想と異なり前期のキャッシュフローがR&D投資の資金制約となっていること、すなわち、前期に現金及び現金同等物が増加しても、経営者は翌年のR&D投資をふやさず、むしろ

表3 推定結果1

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
R&D _{t-1}	0.675 (0.169) ***	0.555 (0.199) ***	0.783 (0.086) ***	0.626 (0.141) ***	0.561 (0.187) ***	0.819 (0.070) ***
R&D ² _{t-1}	-0.005 (0.002) ***	-0.004 (0.002) **	-0.006 (0.001) ***	-0.005 (0.002) ***	-0.004 (0.002) **	-0.007 (0.001) ***
負債 _{t-1}	-2.792 (1.691) *	-2.276 (2.741)	-5.220 (4.730)	-2.440 (1.673)	-2.339 (2.527)	-2.031 (4.076)
負債 ² _{t-1}	0.816 (0.495) *	0.654 (0.876)	5.884 (3.458) *	0.541 (0.585)	0.256 (0.917)	3.887 (2.628)
売上高 _{t-1}	0.309 (0.728)	0.776 (0.945)	0.215 (0.632)	1.038 (1.300)	0.520 (1.184)	0.520 (0.607)
CF _{t-1}	-2.878 (1.259) **	-2.530 (1.047) **	-3.741 (1.327) ***	0.856 (2.441)	1.929 (1.793)	-2.370 (1.166) **
増資 _{t-1}				-0.030 (0.022)	-0.042 (0.018) **	-0.017 (0.008) **
年度ダミー	YES	YES	YES	YES	YES	YES
AC 1	0.006	0.144	0.128	0.009	0.086	0.081
AC 2	0.332	0.290	0.577	0.280	0.102	0.277
Sargan	0.114	0.151	0.909	0.014	0.171	0.989
企業数	1,557	328	44	1,557	328	44

注：被説明変数はRD（研究開発費）、括弧内は標準誤差。Sarganは過剰識別制約検定のp値。AC1、AC2はそれぞれ1階の階差を取った誤差項に1階、2階の自己系列相関がないという帰無仮説をテストするArellano and Bond (1991)の系列相関テストのp値。*、**、***はそれぞれ有意水準10%、5%、1%で有意であることを表す。

る削減していることを意味する。これらの推定結果から、R&Dは必ずしも前期の余剰資金の増減の影響を受けるわけではないことが示唆された。

負債及び増資についてはどうであろうか。負債がR&D投資の制約になっているかどうかを確認する。負債がR&D投資の制約になるのは負債の規律が働くためであった。経営者は負債による資金調達を高めると、利子払いのため短期間で経営成果を上げなくてはならない。そのため、負債が結果の不確実なR&D投資の制約になるという想定である。推定結果(1)、(2)、(3)すべてにおいて負債の一次ラグ項はマイナスの値を取っている。この点では予想通りであるが、統計的に有意ではなかった。この結果は、R&D投資が負債の制約を受けるとは必ずしもいえないことを意味する。したがって、「負債はR&D投資の制約となる」という仮説は必ずしも支持されない。

一方、増資がR&A投資に与える影響については、負債による規律を避けるため、経営者は不確実性の高いR&A投資には負債よりも増資を好むという想定であった。推定した結果を第4列(4)、第5列(5)、第6列(6)に示している。(4)は全サンプルを対象とした推定結果、(5)は新興3市場、(6)はマザーズ市場上場企業を対象とした推定結果である。増資の係数は新興3市場上場企業を対象とした(5)、およびマザーズ市場上場企業を対象とした(6)の推定結果で有意にマイナスの値となっている。このことは、前期に増資すれば次年度のR&D投資が削減されることを意味する。この結果から、比較的新しい企業に限って言えば、「R&D投資の原資には負債よりも増資が利用される」という仮説は必ずしも支持されない。

全企業を対象とした推定結果、企業規模や社齢による違いを考慮した推定では負債はR&D投資の制約とならなかったが、負債の程度によってR&D投資は影響を受ける可能性がある。そのため、負債の大きさによってグループごとに推定を行った。表4「推定結果2「負債の程度」」は負債の程度を確率四分位で4グループに分け、それぞれのグループで推定した結果を示している。表4の第1列(1)は負債比率の最も小さい下位25%の第1四分位グループ、第2列(2)は次の25%の第2四分位グループ、第3列(3)は第3四分位、第4列(4)は負債比率の最も大きい第4四分位グループである。負債比率の最も小さい(1)のグループの推定結果では前期負債の1次項の係数は有意にマイナス、負債の二乗項は有意にプラスであった。このことは前期に負債による資金調達が増えれば、次期のR&D投資が削減される可能性を意味している。すなわち、負債がR&D投資の資金制約となることが示唆され、負債比率の最も小さいグループに限っては「負債がR&D資金制約になる」という仮説が支持される。また、(1)のグループの推定結果では前期CFの係数が有意にマイナスとなった。このことは前期のキャッシュフローが増えれば、その分、R&D投資が削減されることを意味している。すなわち、負債比率の低い企業に限っては、「R&D投資は不確実性が高い投資であるため、内部留保金が使われる傾向にある」という仮説は支持されない。ただ、負債の程度でグループ分けした分析では(1)の分析を除いて負債やキャッシュフローとの増

表4 推定結果2「負債の程度」

	(1)	(2)	(3)	(4)
R&D _{t-1}	0.751 (0.114) ***	0.860 (0.101) ***	0.984 (0.122) ***	0.343 (0.199) *
R&D ² _{t-1}	-0.007 (0.002) ***	-0.022 (0.002) ***	-0.011 (0.004) ***	0.00 (0.002) **
負債 _{t-1}	-13.260 (5.333) **	-0.532 (0.955)	0.865 (1.872)	-1.691 (2.756)
負債 ² _{t-1}	5.087 (2.039) **	0.098 (1.082) *	-0.055 (1.441)	0.164 (0.648)
売上高 _{t-1}	0.260 (1.124)	-0.585 (0.294) **	-0.872 (0.659)	0.197 (1.292)
CF _{t-1}	-2.662 (1.177) **	-0.021 (0.421)	-0.100 (1.295)	-0.354 (1.254)
年度ダミー	YES	YES	YES	YES
AC 1	0.004	0.000	0.006	0.000
AC 2	0.645	0.839	0.286	0.394
Sargan	0.656	0.650	0.099	0.020
企業数	541	708	739	617

注：被説明変数はRD（研究開発費）、括弧内は標準誤差。Sarganは過剰識別制約検定のp値。AC1、AC2はそれぞれ1階の階差を取った誤差項に1階、2階の自己系列相関がないという帰無仮説をテストするArellano and Bond (1991)の系列相関テストのp値。*、**、***はそれぞれ有意水準10%、5%、1%で有意であることを表す。

減とR&D投資との間に統計的有意性はみられなかったことから、負債やキャッシュフローの増減とは関係なく、前期のR&D投資の水準にのみ影響を受けていることが示唆される。

内部留保金が増えるとフリー・キャッシュフロー問題が生じるが、それは経営者が不確実性の高いR&A投資に株主のものである内部留保金を利用するためであった。フリー・キャッシュフロー問題が生じ、株主がガバナンスを強めたのかを確かめるために、外国人の変数を推定モデルに加える。モデルは以下のように表される。

$$\begin{aligned} \left(\frac{RD}{TA}\right)_{i,t} = & \beta_1 \left(\frac{RD}{TA}\right)_{i,t-1} + \beta_2 \left(\frac{RD}{TA}\right)_{i,t-1}^2 + \beta_1 \left(\frac{DEBT}{TA}\right)_{i,t-1} + \beta_2 \left(\frac{DEBT}{TA}\right)_{i,t-1}^2 + \beta_3 \left(\frac{S}{ta}\right)_{i,t-1} \dots\dots\dots (6) \\ & + \beta_4 \left(\frac{CF}{TA}\right)_{i,t-1} + \beta_5 \left(\frac{CI}{TA}\right)_{i,t-1} + FRGN_{i,t} + FRGN_{i,t-1} + d_t + \alpha_i + v_{i,t} \end{aligned}$$

この式で、FRGN_tは当期の外国人持ち株比率(%)を、FRGN_{t-1}は前期の外国人持ち株比率(%)を表す。推定モデルに当期の外国人持ち株比率を加えたのは短期の利益を追求する外国人株主を想定しているからである。フリー・キャッシュフロー問題が生じた場合、不確実な投資の実行を抑制するのは長期的な視点を持つ株主であると考えられる。そのため、FRGNの1次ラグ項(FRGN_{t-1})がマイナスであれば、フリー・キャッシュフロー問題が発生しており、その解消に外国人投資家が声を上げたと予想できる。一方、1次ラグ項でなく、当期のFRGN項(FRGN_t)がマイナスとなれば、前期の余剰資金を求めて短期利益を追求する外国人投資家がR&D投資の資金を削減し、その資金を回収したと解釈される。これらのことを確かめるためには、キャッシュフローの大きさでグループに分け、グループごとに外国人の影響を推定する必要がある。フリー・キャッシュフロー問題が生じているかを推定した結果が表5である。

表5 推定結果3「外国人投資家の影響」

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
R&D _{t-1}	1.038 (0.101) ***	1.253 (0.235) ***	1.003 (0.137) ***	0.486 (0.213) **	0.523 (0.205) **	0.830 (0.069) ***
R&D ² _{t-1}	-0.081 (0.013) ***	-0.102 (0.040) **	-0.035 (0.015) ***	-0.003 (0.002) ***	-0.004 (0.002) *	-0.007 (0.001) ***
負債 _{t-1}	1.074 (2.461)	-1.014 (1.426)	-2.457 (2.094)	0.361 (2.442)	0.173 (2.619)	0.052 (4.688)
負債 ² _{t-1}	-0.251 (0.864)	-0.264 (0.456)	0.483 (1.066)	0.275 (0.546)	0.225 (0.700)	2.151 (2.551)
売上高 _{t-1}	-0.160 (0.683)	-0.375 (0.661)	-0.039 (0.214)	-1.743 (1.221)	-0.689 (0.863)	-0.719 (0.573)
CF _{t-1}	-0.397 (1.178)	1.924 (1.621)	-0.680 (1.444)	-0.796 (1.316)	2.269 (1.974)	-1.331 (1.719)
外国人 _t	0.018 (0.025)	-0.006 (0.020)	-0.019 (0.022)	-0.105 (0.049) **	-0.065 (0.051)	0.054 (0.062)
外国人 _{t-1}	-0.013 (0.024)	-0.001 (0.019)	0.006 (0.021)	0.029 (0.046)	-0.040 (0.045)	-0.123 (0.112)
年度ダミー	YES	YES	YES	YES	YES	YES
AC 1	0.001	0.036	0.003	0.316	0.242	0.081
AC 2	0.539	0.513	0.452	0.419	0.459	0.207
Sargan	0.565	0.397	0.704	0.179	0.429	0.621
企業数	547	704	704	552	308	36

注：被説明変数はRD（研究開発費）、括弧内は標準誤差。Sarganは過剰識別制約検定のp値。AC1、AC2はそれぞれ1階の階差を取った誤差項に1階、2階の自己系列相関がないという帰無仮説をテストするArellano and Bond(1991)の系列相関テストのp値。*、**、***はそれぞれ有意水準10%、5%、1%で有意であることを表す。

表5はキャッシュフローの程度を確率四分位で4グループに分け、それぞれのグループで推定した結果を示している。表5の第1列(1)は下位25%の第1四分位グループ、第2列(2)は次の25%の第2四分位グループ、第3列(3)は第3四分位、第4列(4)は第4四分位グループの結果である(第5列(5)は新興3市場、第6列(6)はマザーズ市場対象企業の推定結

果)。市場別の結果と同様、外国人 t_{-1} の係数が統計的に有意にはならなかった。したがって、前期の外国人投資家は次期のR&D投資に影響を与えていないことが示唆される。しかし、分類グループ中、最も潤沢にキャッシュフローを持つグループ(4)では、外国人 t_{-1} の係数が有意にマイナスとなった。このことは、当期に外国人株主の持ち株比率が上がるほど、R&D投資が削減されている可能性を示唆する。すなわち、フリー・キャッシュフローを比較的潤沢に持つ企業グループではフリー・キャッシュフロー問題が発生し、従来であればR&D投資に使われる資金の一部が、短期的な利益を追求する外国人投資家によって回収されたと解釈することができる。

さらに、前期のR&D投資を示すR&D t_{-1} の係数に注目したい。係数はすべての結果においてプラスで有意な結果となった。また、係数は(1)から(3)のグループで、Brown et al. (2009)がわずかに1を上回ると予想した通りの値となった。この結果から、これらのグループではR&D投資が先行研究で指摘されているような資金調達の制約を受けず、前期の水準にのみ影響を受けると結論付けられる。一方、キャッシュフローが比較的潤沢である(4)では、前期のR&D投資を示すR&D t_{-1} の係数が0.486と1を下回った。このグループでもR&D投資が先行研究で指摘されているような資金調達の制約を受けず、前期の水準にのみ影響されると結論できるが、フリー・キャッシュフロー問題が発生しているため、従来であればR&D投資に使われる資金の一部が、短期的な利益を追求する外国人投資家によって回収された、そのため、R&D投資は前期の半分の水準である0.486にとどまったと考えられる。

4.2 考察

「前期のR&D投資の水準が次期のR&D投資の水準に影響する」という仮説を検証した分析では前期のR&D投資を表す係数が有意にプラスとなった。したがって、この仮説は支持される。この結果はBrown et al. (2009)、Brown and Petersen (2011)、Arikawa et al. (2011)、内田(2016)と同じ結果である。これはHall (2002)の指摘通り、雇用の調整コストが原因と考えられるが、日本企業の雇用慣行も影響していると考えられる。日本ではR&D投資の対象となる科学者やエンジニアを新卒一括採用といった雇用慣行の下で採用する。職能が異なっても一般従業員と大きな差はない。なくなりつつあるとはいえ、終身雇用制度や年功序列制賃金といった日本的雇用慣行が働き、リストラが必要なときには、違う部署への配置転換を試みる。この結果は、このような日本の雇用が影響していると考えられる。

一方、「負債への依存度が高い企業ほど、研究開発投資を削減する、追加的投資には増資が使われる」という仮説については、前期の負債の係数がマイナスであったものの有意ではなかった。また、増資の係数は有意ではあったが、想定とは異なり符号はマイナスであった。したがって、この仮説は支持されない。Brown and Petersen (2011)の分析と異なったのは、こちらも日本的雇用慣行が影響しているものと考えられる。日本企業を対象にしたArikawa et al. (2011)の分析では大企業の負債の係数はマイナスであったが有意ではなかった。日本の製造大手企業およびハイテク企業の両方を対象に分析した内田(2016)の結果も負債の係数はマイナスではあったが有意ではなかった。日本企業を対象とした分析と本分析結果は一致している。これは米国企業と日本企業との雇用慣行の違いに起因する理由だと考えられる。

増資について、新興企業を対象とした増資の係数が本分析で有意にマイナスとなった。Brown and Petersen (2011)では成熟企業を対象とした分析で有意にマイナス、Arikawa et al. (2011)では新興の小企業を対象とした分析で有意にマイナス、内田(2016)ではハイテク企業対象の分析で有意にマイナスとなっていた。これらの結果を鑑みると、米国企業と異なり、増資による資金調達は日本の新興企業のR&D投資の資金制約であることが確認された。これは不確実性の高く、かつ、経営者の裁量が大きく働きやすいR&D投資に対して株主からのガバナンスが働いた結果と解釈できる。

最後に、所有構造の変化がR&D投資に与える影響として、フリー・キャッシュフローが多く、また、外国人投資家が多い企業ほど、研究開発投資を抑制する、短期利益志向の外国人投資家が増えるとその傾向が強くなる、という仮説を検証した。キャッシュフローの大きさ別に分析した結果、キャッシュフローの一番多いグループでは当期の外国人の係数が有意にマイナスとなった。したがってこの仮説は支持される。所有構造の変化がR&D投資に与える影響を分析したArikawa et al. (2011)では小規模新興企業で前期の外国人株主とキャッシュフローの交差項が同じ結果となっている²⁴。Arikawa et al. (2011)はこの結果を「外国人投資家による保証効果」と説明している。すなわち、「特定の株主が企業を適切にモニタリングあるいは事前に評価していると市場が認識する場合、投資先企業の資本コストが低下」²⁵した可能性

²⁴ ただし、本分析では確率四分位でグループ化して分析したのに対して、Arikawa et al. (2011)では外国人投資家とキャッシュフローとの交差項を用いて分析した結果である。

²⁵ Arikawa et al. (2011)、15ページ参照。

である。しかし、本研究におけるキャッシュフローの大きさ別に推定した結果を見ると、当期の外国人株主が有意にマイナス、前期の株主の係数が有意ではないもののプラスであることから、短期の外国人株主が近視眼的に短期利益を追求した可能性の方が大きいと考えられる。

また、新聞報道や総務省(2019)の報告では日本企業のR&D投資は年々増額傾向にあったが、一番目の検証(表3推定結果1)において前年を下回る結果であった。前期R&D投資の係数が1を下回っていたからである。しかし、キャッシュフロー別の検証では、キャッシュフローの大きいグループを除く結果(表5推定結果3)で前期R&Dの係数は有意に1を上回り、理論と一致するだけでなく、報道や政府統計とも一致する。したがって、一番目の検証の係数はキャッシュフローの大きなグループによるバイアスが発生していたものと考えられる。

5 おわりに

本研究の目的は日本企業の資金調達方法がR&D投資に及ぼす影響及び、外国人投資家の増大といった所有構造の変化がR&Dに及ぼす影響を明らかにすることであった。先行研究及びサンプル企業から得られたデータから、3つの仮説を導出し、GMM推定によってそれら仮説を検証した。その結果は次のとおりである。「R&D投資には内部資金を用いられる傾向が強い。また、その程度は前期の水準に影響される」という仮説の検証では、対象企業すべてで前期のR&D投資が次期のR&D投資の増加につながる可能性が示唆された。したがって、この仮説は支持される。次に資金調達の制約を確認する「負債への依存度が高い企業ほど、研究開発投資を削減する、追加的R&D投資には増資が利用される」という仮説の検証では、すべての企業を対象にした分析で係数が有意にはならなかった。この結果から、必ずしも負債がR&D投資の制約になっているとは限らないことが示唆された。ただし、負債の大きさ別の検証では負債比率の小さいグループでは負債の係数が有意にマイナスであった。負債比率の低い企業に限っては、R&D投資に負債の制約が働く可能性が示唆された。また、増資は新興3市場、マザーズ市場に属する企業を対象にした分析でR&D投資の制約となる結果となった。すなわち、増資の増加はR&D投資の削減につながることを示唆された。米国企業と異なる結果となったのは、不確実性の高く、かつ、経営者の裁量が大きく働きやすいR&D投資に対して新たな株主がガバナンスを働かせたからだと解釈される。以上の推定結果からは、日本企業のR&D投資は負債、増資、内部留保といった資金調達の影響は小さく、むしろ前期のR&D投資に最も左右されるといえるだろう。最後に、フリー・キャッシュフロー問題が生じているかを確認するために、「外国人投資家が多い企業ほど、研究開発投資を抑制する、短期利益志向の外国人投資家が増えるとその傾向が強くなる」という仮説を検証した。フリー・キャッシュフローの大きさ別に分析を行った結果、フリー・キャッシュフローの大きいグループで当期の外国人投資家が有意にマイナスとなった。このことから、短期の投資家による利益追求行動の可能性が示唆された。

以上の結果から、日本企業のR&D投資は前期の投資水準大きく影響されるが、負債や増資による制約は比較的小さいといえる。これは日本のR&D投資の担い手がフリー・キャッシュフローを多く持つ成熟企業であることが一因である。しかし、フリー・キャッシュフローを多く抱える企業では、外国人投資家がR&Dの制約となることを示唆された。

参考文献

- Arikawa Y., T. Kawanishi, and H. Miyajima (2011) , “Debt, Ownership Structure, and R&D Investment: Evidence from Japan.” *RIETI Discussion Paper Series* 11-E-3 (邦訳：蟻川靖浩・河西卓弥・宮島英昭 (2011) 「R&D投資と資金調達・所有構造」宮島英昭編著『日本の企業統治』東洋経済新報社, 341-366ページ) .
- Blundell, R. and S. Bond (1998) , “Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models,” *Journal of Econometrics*, 87, pp115-143.
- Bond, S. and C. Meghir (1994) , “Dynamic Investment Models and the Firm's Financial Policy,” *Review of Economic Studies*, 61, pp.197-222.
- Brown, R. J., M. Fazzari and B. C. Petersen (2009) , “Financing Innovation and Growth: Cash Flow, External Equity, and the 1990s R&D Boom,” *Journal of Finance*, Vol. 61, pp.151-185.
- Brown, R. and B. C. Petersen (2011) , “Cash holdings and R&D smoothing,” *Journal of Corporate Finance*, 17, 694-709.
- Bushee, B. J. (1998) , “Ceteris paribus, a higher percentage of institutional holdings in a firm increases the likelihood that its manager cuts R&D to meet short-term earnings goals,” *The Accounting Review*, Vol. 73, No. 3, pp.305-333.
- Hall, B. H. (2002) , “The Financing of Research and Development,” *UCBerkeley Working Paper* No. E01-311.
- Kang, S., C. Y. Chung and D. S. Kim (2019) , “The effect of institutional blockholders' short-termism on firm innovation: Evidence from the Korean market,” *Pacific-Basin Finance Journal, Elsevier*, Vol. 57 (C) .
- Jensen, M. C. (1986) , “Agency Cost of Free Cash Flow, Corporate Finance, and Takeover,” *American Economic Review*, Vol. 76, No.2, pp.323-329.
- Modigliani, F., Miller, M., 1963, “Corporate income taxes and the cost of capital: a correction,” *American Economic Review* 53, pp.433-443.
- Myers, S. C. (1984) , “The Capital Structure Puzzle,” *Journal of Finance*, Vol. 39, No.3, pp.575-592.
- 内田雄一郎 (2016) 「日米企業における資金制約と研究開発投資に関する実証研究」『国民経済雑誌』第214巻第3号, 33-48ページ。
- 木村文彦 (2003) 「経営者の近視眼的投資行動と企業のガバナンス構造—研究開発投資水準の決定をめぐる—」『日本管理会計学会誌』第11巻第1号, 43-55ページ。
- 総務省 (2019) 『2019年（令和元年）科学技術研究調査結果の概要』。
- 日本経済新聞2019年3月26日朝刊「リーマン後11年間の総額 配当1兆円超10社」。
- 日本経済新聞2019年9月25日朝刊「研究費「5年後も増加」5割超」。
- 花崎正晴・羽田徹也 (2017) 「企業の投資行動の決定要因分析—投資の多様化の進展と内部資金の役割—」『ファイナンシャル・レビュー』平成29年第4号（通巻第132号）, 56-80ページ。
- 三和裕美子 (2016) 「ヘッジファンド・アクティビズムと現代企業」『経済』新日本出版社, 12月号No.255, 67-76ページ。

