

査読付き論文

日本の金融システムの変化が日本企業の設備投資および投資資金の変動性に与える影響

——パネル・データを用いた実証分析——

嶋 野 智 仁*

I. はじめに

長らく「銀行主導型」であるとされてきた日本の金融システムは1990年代以降、徐々に変化を見せつつある。特に大企業では「銀行離れ」が加速しており、1997年の金融危機後の非金融法人企業と金融機関との間の株式持ち合いの解消や2000年代以降の設備投資の低迷などから、日本の非金融法人企業の大企業（資本金10億円以上の企業）の資金調達においては負債・資本構成に占める銀行借入の割合は低下している。また大企業では、社債や株式による直接金融による資金調達も1980年代頃から活発化しており、直接金融化が進行したことも指摘できる。他方で、日本の中堅・中小企業（法人企業統計において資本金1000万円以上10億円未満の企業）においても、大企業ほど程度は大きくないものの、特に2000年代以降については、「銀行離れ」と直接金融化が一定程度進行している。

このような1990年代以降の金融システムの変化が、外部資金の設備投資への影響や企業の設備投資が内部資金に制約される度合い、および内部資金と外部資金の和である投資資金の変動性にどのような影響を与えているのかを企業規模の異なりに着目しながら明らかにするのが本稿の目的である。日本の金融システムが「銀行主導型」であったと言える1980年代以前に関しては、こうした「銀行主導型」の金融システムが持つ特徴に関する実証研究は存在する。例えばHoshi, et al. [1991]はメインバンクの様な銀行と融資、あるいは株式保有において密接な関係にある企業は、こうした密接な関係を持たない独立企業よりも、より低い資本コストで銀行借入により資金調達できるために、設備投資において内部資金に制約されにくくなるという結論を導いている。またSchaberg [1999]はアメリカ・イギリス・日本・ドイツ・フランスという五つの先進国に関して各々、銀行借入と内部資金との相関を実証している（1970-94年）。Schaberg [1999]は日本の様な「銀行主導型」の金融システムにある国と、アメリカ・イギリスの様な直接金融の比重が相対的に高い「市場主導型」の金融システムにある国とを比較した場合、銀行借入と内部資金の相関は前者では負の値をとるか小さな正の値をとるのに対し、後者では前者よりもより大きな正の値をとることを示している。これは日本の様な「銀行主導型」の金融システムでは、企業の内部資金が不足するようときには銀行借入が増加し内部資金の不足を補い、投資資金の平準化に寄与しているということである。

この様に日本が「銀行主導型」の金融システムであったと言える1980年代以前に関しては、こう

受付日 2014年9月24日，受理日 2015年6月15日

* 京都大学大学院経済学研究科博士後期課程

した金融システムの特徴が主に企業の設備投資が内部資金により制約される度合いに与える影響、および投資資金の変動性に与える影響に関しては間接金融の役割に着目した実証分析によりある程度解明されている。その一方で金融自由化の影響などから1990年代以降に大企業で大きく進行し、2000年代以降に中堅・中小企業においても一定程度進行した「銀行離れ」や直接金融化が、企業の設備投資の内部資金制約に与える影響や投資資金の変動性に与える影響を正面から扱った実証研究は少ない。1990年代以降の直接金融化が、日本企業の設備投資の内部資金制約や投資資金の変動性にどのような影響を及ぼしているのかを明らかにするためには、1990年代以降の新たなデータを用いながら、間接金融のみならず社債や株式といった直接金融による資金調達手段も分析の対象を含めて改めて実証分析する必要がある。

そこで本稿では『法人企業統計』（財務省）のデータを利用し、日本の製造業を対象に製造業の業種別のデータを用いてパネル・データを構成した上で、以下の三つの側面が日本の金融システムがかつての「銀行主導型」であった時期から近年の直接金融化の進展した時期までに、どのように変化してきたのかを実証分析により明らかにすることを目指した。三つの側面とは、第一に内部資金や銀行借入・社債・株式などの外部資金といった異なる資金調達手段が日本企業の設備投資に及ぼしてきた影響、第二に第一の側面の変化が日本企業の設備投資に関する内部資金制約の度合いに与えた影響、第三に内部資金と外部資金の和である設備投資資金の変動性である。実証分析においては、期間を1976Q2～1993Q4（前期）と1994Q1～2002Q4（中期）、2003Q1～2013Q4（後期）に分割した上で、大企業と中堅・中小企業というそれぞれの規模別で、上記の第一と第二の側面に関しては、説明変数に内部資金、銀行借入、社債、株式を含む投資関数を推計することで、第三の側面に関しては内部資金と各々の外部資金の相関関係を調べることで、明らかにすることにした。分析の結果得られた結論は以下のようなものである。第一と第二の側面に関しては、特に後期において社債・株式が各企業規模で設備投資の促進に寄与しており、設備投資の内部資金制約をある程度緩和している。また第三の側面に関しては、内部資金と銀行借入の相関関係からは大企業が「銀行主導型」から「市場主導型」へと接近し、中堅・中小企業は逆に「市場主導型」から「銀行主導型」へと接近していることを示しており、また内部資金と社債、株式の相関関係からは後期の大企業の株式を除けば、これらの直接金融での資金調達が銀行借入以上に投資資金の変動性を強めるということは見られない。

本稿の構成は以下のとおりである。第Ⅱ節では日本の金融システムの変化を概観する。第Ⅲ節では説明変数に内部資金、銀行借入、社債、株式を含む投資関数を推計し、各々の資金調達手段の変化が時期ごとに設備投資にどのような影響を及ぼしているか、また企業の設備投資の内部資金制約がどのように変化してきたのかを企業規模別で見る。第Ⅳ節では、内部資金と各々の外部資金（銀行借入と社債、株式）の相関を時期ごとに推計し、投資資金の変動性が時期ごとにどのように変化してきたかを規模別で見る。第Ⅴ節は結論である。

Ⅱ. 日本の金融システムの変化

具体的な計量分析を行う前に、本稿の実証分析の推計期間内における日本の金融システムの変化を概観する。分析の対象である日本の製造業で、大企業、中堅・中小企業の各々において銀行借入、社債、株式という外部資金による資金調達手段への依存度がどのように変化してきたのかを確認する。

推計期間内に各資金調達手段の残高が、資産合計に占める割合は以下のように推移してきている¹⁾。

なお、本論文においては株式とは新株発行による資金調達（増資）のことであり、同じく本論文において内部留保と引当金の和の増分に減価償却費を加えた値で定義される内部資金とは区別される。

大企業（製造業）

	1976Q2～1993Q4	1994Q1～2002Q4	2003Q1～2013Q4
銀行借入（間接金融）	26.3%	16.1%	13.4%
社債	6.4%	9.3%	4.6%
株式	14.5%	20.7%	22.0%
社債＋株式（直接金融）	20.9%	30.0%	26.7%

中堅・中小企業（製造業）

	1976Q2～1993Q4	1994Q1～2002Q4	2003Q1～2013Q4
銀行借入（間接金融）	33.1%	35.9%	27.4%
社債	0.2%	0.5%	1.1%
株式	5.0%	4.7%	7.2%
社債＋株式（直接金融）	5.2%	5.2%	8.4%

（数字は各期間ごとの平均値）

以上より分析期間内の日本の製造業の規模別での資金調達手段への依存度の変化に関して次のように言うことができる。まず大企業については前期から中期にかけて間接金融（銀行借入）の比率が26.3%から16.1%へと顕著に低下しており、後期においてもこの比率は13.4%と中期から緩やかに低下している。他方で社債と株式を合わせた直接金融の割合は前期の20.9%から中期の30.0%に大きく上昇しており、後期においては、直接金融の比率は26.7%と中期から若干低下したが、それでも前期の値を上回っている。また直接金融化が進行した中期以降、大企業の直接金融に関しては、社債の比率が中期から後期にかけやや低下し、後期においてやや低調に推移しているのに対し、株式の比率は中期から後期にかけても上昇を示していることも指摘できる。また中堅・中小企業については前期から中期にかけては「銀行離れ」ないし直接金融化の動きは見られないことをまず指摘できる。前期から中期にかけて間接金融の比率は33.1%から35.9%に増加しており、直接金融の比率は5.2%で変化していない。しかし中期から後期にかけては、間接金融の比率は35.9%から27.4%へと無視できない低下を示しており、直接金融の比率も5.2%から8.4%へと増加している。つまり中堅・中小企業においても、大企業ほど顕著ではないものの、中期から後期にかけて「銀行離れ」と直接金融化が一定程度進行していると言える²⁾。

こうした「銀行離れ」と直接金融化の進行の背景にある重要な要因として、日本の金融システム

1) ここでの数値は全て『法人企業統計』をもとに導出している。銀行借入は「金融機関借入金（当期末流動負債）」と「金融機関借入金（当期末固定負債）」の和を、社債は「社債（当期末固定負債）」を、株式は「資本金（当期末純資産）」と「資本剰余金（当期末純資産）」の和をそれぞれ「資産合計（当期末）」の値で除して算出されている。

の自由化と規制緩和の進展をあげることができる。主なものとしてはまず西村〔2003〕が指摘しているような1986年の投資顧問業法の制定や、1989年の刑事罰則を整備したインサイダー取引規制の全面的施行や1992年の証券取引等監視委員会の設置による不公正な証券取引への監視機能強化といった公正な証券取引への制度整備があげられる。また松尾〔1999〕や胥〔2007〕が明らかにしているように、1993年の銀行による証券子会社の設立解禁や商法改正に伴う受託銀行制度の撤廃や社債発行限度額の撤廃と社債発行手数料の低下、および信用格付制度の定着や1996年の適債基準の撤廃や財務制限条項の原則自由化により無担保社債の発行が一般的になっていったことなど社債市場の自由化が進展したことも重要である。さらに川北〔2012〕が指摘しているような証券化をめぐる法制度や会計制度の整備や鹿野〔2013〕が指摘する2000年以降の時価会計の導入も、証券市場における情報開示の進展などに寄与した。これらの金融市場における自由化・規制緩和により直接金融での資金調達と比較的容易になったことと、企業が銀行借入に依存することからくる従来の銀行の企業経営への様々な関与を避け、経営の自由度の確保を試みはじめたという他の要因とが結びつき、「銀行離れ」と直接金融化が進むこととなった（鹿野〔2013〕）。

Ⅲ. 直接金融化の設備投資の内部資金制約への影響

1. 設備投資と内部資金制約に関する理論と先行研究

以上の第Ⅱ節における日本の金融システムの推移に関する概観を踏まえた上で、次に第Ⅲ節では直接金融化が日本企業の設備投資や内部資金制約にどのような影響を与えているのかを、企業金融の理論を踏まえながら実証分析する。

企業金融の理論においては、資金を需要する主体と資金を供給する主体との間の情報の非対称性の有無によって、資本コストは変化すると考えられている。ここでの資本コストとは、将来発生すると期待されるキャッシュフローについて、その現在価値を計算する場合の割引率であり、企業に資金を提供する銀行や投資家が企業に対して期待する最低限の総資本利益率である。企業の平均資本コストは、負債に関する資本コストである負債コストと株式に関する資本コストである株主資本コストの加重平均で決定される。Modigliani and Miller〔1958〕に見られるように、情報の非対称性が存在しないとする完全資本市場の仮定がおかれている場合には、この企業の平均資本コストは非常に低いものとなる。何故なら情報の非対称性が存在しないならば資金を供給する主体である投資家は、企業の財務体質や事業内容、経営者の質などに関して完全な情報を持つため、情報の非対称性を是正するために企業の財務状況や経営内容に関して自ら情報収集するモニタリング・コストな

2) なお、こうした企業の外部資金調達における「銀行離れ」や直接金融化の動きの他に、内部資金による資金調達が重要になっていることも近年の企業金融の特徴として指摘できる。花崎〔2008〕は1998年以降、日本の非金融法人企業の純貸出対名目GDP比率が一貫してプラスの値をとるようになったことを指摘している。つまり企業部門全体では資金余剰となり、内部調達が主流となってきているのである。ただし、同時に花崎〔2008〕は企業部門全体では資金余剰であるが各企業は同質的ではなく、資金不足により外部資金を調達している企業が近年でも相当数あること、外部資金調達が残高の純増ベースで見てプラスの企業のみを抽出すると、これらの資金調達企業の外部資金調達額はバブル崩壊後特に1994年頃から低迷したが、2002年以降再び活発化してきていることを指摘している。つまり、近年の日本企業の企業金融において内部資金が主流であるのは確かであるが、一方で外部資金調達に関する資本市場の役割も未だに一定の重要性を持っているということである。

どのエージェンシー・コストを追加的に負担する必要がなくなるからである。ゆえに銀行借入の資本コストである利息や社債の資本コストである利回りなどの負債コスト、また株式の資本コストである株主資本コストはいずれも、情報の非対称性に由来する資本コストの上昇を免れ抑制される。結果として、完全市場の仮定がおかれる場合には、情報の非対称性が存在しないために、銀行借入や社債、株式といった個々の資金調達手段の資本コストの低下を通じて、企業の外部資金の資金調達に関する平均資本コストは確実に低下するだろう。

しかし現実の資本市場においては資金の需要者と供給者の間に情報の非対称性が存在するために、資金の供給者である投資家は企業の事業内容に関する情報収集や経営者の行動の監視などのモニタリング・コストを初めとするエージェンシー・コストを余分に負担せざるを得ない。このエージェンシー・コストなどの存在のために、資金の供給者である投資家が企業に対して要求する利益率は情報の非対称性がない場合に比して、より増加するようになるだろう。これが個々の外部資金の資金調達手段に関する資本コストを上昇させることになる。結果として現実には、負債や株式など外部資金による資金調達は一般に、以上のような外部資金調達に特有の情報の非対称性の問題ゆえに、企業が自己調達することができる内部資金に比べて資本コストが割高になる。

こうした理由から、企業の設備投資においては Fazzari and Mott [1986], Fazzari, et al. [1988] や Fazzari and Variato [1994], Ndikumana [1999] が理論・実証面から示してきたように、実際の企業金融においては設備投資資金として、資本コストが低い内部資金が資本コストがより高い外部資金に対して相対的に選好され、内部資金の多寡が設備投資の水準に影響を与えるようになる。日本企業に関しても原 [1994], 鈴木 [2001], 花崎・Thuy [2002], 郭 [2003] などが実証分析を行い、投資関数の推計時に説明変数に含まれた内部資金が有意に正に推計されていることから、これを資本市場における情報の非対称性の存在により外部資金の資本コストが高くなるために、企業の投資が内部資金の多寡により制約、影響されている証左だとしている。

ただし、こうした内部資金と外部資金の資金調達コストの違いに由来する設備投資が内部資金に制約される度合いは、金融システムによって変化すると考えられる。例えば Hoshi, et al. [1991] は日本企業を対象とした実証分析において、メインバンクの様な金融機関と密接な関係にある企業はそうでない独立企業に比べて、企業・銀行間の情報の非対称性が緩和され銀行借入の資本コストが低下するために、投資の内部資金への感応度（投資関数において有意に推計された内部資金の係数）が有意に低くなるという実証結果を示している。つまり、企業の設備投資はある程度まで資本コストがかからないという性質のために内部資金に制約されざるを得ないが、ある金融システムの特性が特定の外部資金の資本コストを引き下げよう作用すれば、外部資金調達のコストの低下により企業の設備投資はより内部資金に制約されにくくなるのである。

こうした理論からは、1990年代以降に進行した日本の金融システムの自由化・規制緩和は日本企業の設備投資の資金調達および内部資金制約に次のような影響を持つと考えられる。第Ⅱ節で示されたように、この時期には特に社債や株式などを扱う証券市場において、不公正な証券取引を防止するための諸制度の整備や会計制度の国際標準化など投資家保護のための諸政策が進んだが、これらの諸政策はいずれも証券市場における企業と投資家の間の情報の非対称性を緩和する効果を持つ。こうした直接金融の資本コストの低下は、第一にこうした社債や株式といった直接金融での資金調達手段の設備投資資金としての重要性を高める可能性がある。そして第二にこうした直接金融の資本コストの低下により直接金融が設備投資資金として活用されるようになるのであれば、銀行借

入に加え新たな資金調達手段が加わることで、日本企業の設備投資の内部資金制約は弱まる可能性がある。こうした可能性がどの程度現実的に妥当するのかを実証するために、以下では説明変数に内部資金、銀行借入、社債、株式を加えた投資関数を推計する。用いたのは『法人企業統計』（財務省）における製造業のデータであり、製造業18業種のデータを用いてパネルデータを作成し、1976Q2～1993Q4（前期）と1994Q1～2002Q4（中期）、2003Q1～2013Q4（後期）の三つの期間に関して投資関数の推計を行った³⁾。時期区分は、前期は日本の金融システムが主に「銀行主導型」であった時期、中期はバブル崩壊の影響を受け日本の金融システムが不安定化するとともに、金融システムの自由化などシステムの変化が模索された時期、後期は日本経済の景気回復や不良債権問題の改善により金融システムが回復し、また直接金融化の傾向が持続した時期にあたる。第Ⅱ節で見たとおり、大企業では中期以降、中堅・中小企業では後期以降、直接金融化が進んだ。

投資関数は以下のように設定した。

$$(I/K)_{it} = \alpha_i + \beta_1 d(\log(\text{SALESLEVEL}))_{it} + \beta_2 (\text{CASH}/K)_{it} + \beta_3 (\text{BANK}/K)_{it} + \beta_4 (\text{BOND}/K)_{it} + \beta_5 (\text{EQUITY}/K)_{it} + v_{it} \quad (1)$$

ただし、I/K：資本蓄積率、SALESLEVEL：売上（レベル）、
CASH/K：内部資金・資本比率、BANK/K：銀行借入・資本比率、
BOND/K：社債・資本比率、EQUITY/K：株式・資本比率、v：誤差項である⁴⁾。

内部資金変数の作成方法に関しては原〔1994〕および郭〔2003〕にならっており、内部資金・銀行借入・社債といった資金変数を平滑化（期首期末平均）するという方法は鈴木〔2001〕に従っている。銀行借入については長期借入のみならず短期借入も設備投資資金として重要性を持つ可能性があるため、銀行借入としては短期借入と長期借入を合計したものをBANK1、長期借入のみを含めたものをBANK2とし、BANK1を銀行借入として含んだものをモデル1、BANK2を銀行借入として含んだものをモデル2とし、モデル1、2の両方を推計することとした。投資関数の説明変数には資金変数のみならず売上をも含めた。これは売上の様なそれ自体が投資機会を表しているよう

3) 本稿のパネル・データで用いた『法人企業統計』における製造業の18業種は以下のとおりである。すなわち、食料品製造業、繊維工業（H20年度まで）、衣服・その他の繊維製品製造業（H20年度まで）、木材・木製品製造業、パルプ・紙・紙加工品製造業、印刷・同関連業、化学工業、石油製品・石炭製品製造業、窯業・土石製品製造業、鉄鋼業、非鉄金属製造業、金属製品製造業、生産用機械器具製造業、業務用機械器具製造業、電気機械器具製造業、自動車・同附属品製造業、その他の輸送用機械器具製造業、その他の製造業の18業種である。このうち、繊維工業（H20年度まで）、衣服・その他の繊維製品製造業（H20年度まで）の2業種は『法人企業統計』においてデータが2009Q1までしかなかったため、1976Q2～2009Q1のデータを用いている。他の16業種は1976Q2～2013Q4のデータを用いている。そのため、本稿で用いられているパネル・データはアンバランスド・パネルになっている。

4) 投資関数で用いたこれらの全ての変数について、各変数を『法人企業統計』のデータを用いてどの様に加工、導出したのかについては、全て本文の後で【投資関数で用いた各変数の加工方法】において書いた。なお、 $d(\log(\text{saleslevel}))$ は売上（レベル）を対数化したものを、さらに当期と前期の間で差分をとって用いたものである。

な変数を投資関数にコントロール変数として含め、その上でなお内部資金の係数が有意に推計されたならば、有意に推計された内部資金の係数は単に企業の投資機会への反応を示しているのではなく（内部資金を多く有している企業は投資機会に恵まれている可能性が相対的に高いと言える）、この有意に推計された内部資金の係数は資金調達のコストの低い内部資金への企業の選好の度合いを表すものと考えてよいからである⁵⁾。こうした理由から投資の収益機会を表すコントロール変数として売上を投資関数に含めた。投資関数に含めた各変数は、1976Q2～1993Q4と1994Q1～2002Q4、2003Q1～2013Q4のいずれの推計期間においても、大企業、中堅・中小企業ともに、フィッシャー型ADFテストによるパネルの単位根検定の結果、単位根があるという帰無仮説は全て1%水準で棄却された⁶⁾。いずれの変数も定常とみなしてよいことが判明したので、非定常な変数を用いることによる「見せかけの回帰」の問題は、以下の推計においては当てはまらない。よって以下の推計では各変数をレベルのまま用いることにする。

2. 投資関数の推計方法および推計結果

以上で設定された投資関数を推計するにあたり、パネル・データを用いた計量分析を行うので、どのような推計方法をとるかを決定する必要がある。まず推計モデルを決定するにあたって、1976Q2～1993Q4、1994Q1～2002Q4、2003Q1～2013Q4のそれぞれの期間に関して、大企業、中堅・中小企業ともにプールしたOLS（個別効果も時点効果も設定しない推計モデル）で上記の投資関数を推計し、得られた結果に関して系列相関の有無に関するテストを行った。初めに系列相関のテストを行うのは次のような理由による。もし系列相関が生じていることが判明した場合は、コ克蘭＝オーカット法（ar(1)）を用いて推計することで対処するが、コ克蘭＝オーカット法を用いるときには、時点効果に関して固定効果（Fixed effect）を、また個別効果と時点効果の双方に関して変量効果（Random effect）を設定することはできなくなる⁷⁾。したがって推計モデルとしてはプールしたOLSか、固定個別効果モデル（個別効果には固定効果を設定し、時点効果は何も設定しないモデル）の2つのみが許容される。他方で、もし投資関数の推計結果に系列相関がないと判明したならば、コ克蘭＝オーカット法を用いることはないが、この場合はコ克蘭＝オーカット法を用いる場合には使用できない推計モデルも使用可能になるので、各々の推計モデルのうちどれが一番望ましいかを、ハウスマン検定などを用いて明らかにする必要がある。ゆえにまずは、投資関数の推計結果に関して系列相関の有無を確かめる必要がある。

そこで各推計期間ごとの大企業、中堅・中小企業の、投資関数の推計結果に関して、系列相関の有無をテストしたが、結果は大企業、中堅・中小企業ともにいずれの推計期間についても、投資関数の推計結果に関して系列相関があるというものであった⁸⁾。これより系列相関への対処としてコ克蘭＝オーカット法（ar(1)）での推計を行うことにした。またプールしたOLSか固定個別効果モデルのどちらがより望ましい推計方法かを決定するために、まず固定個別効果モデルをar(1)で推

5) これは Fazzari and Mott [1986] や Fazzari, et al. [1988] など同様の実証研究でしばしばとられる手法である。

6) これらの単位根検定の結果については、要望があれば提供する。

7) 実際、Eviewsのような統計ソフトにおいてパネル・データの推計を行う際にも、コ克蘭＝オーカット法を用いる際には、時点効果に関して固定効果（Fixed effect）を設定すること、および個別効果と時点効果の双方に関して変量効果（Random effect）を設定することは不可能である。

計したあと、推計結果に関して個別主体効果に関するF検定を行った。そしてその結果として経済主体別の個別効果がないという帰無仮説が棄却された場合にはそのまま固定個別効果モデルを選択し、この帰無仮説が棄却されなかった場合には代わりにプールしたOLSで投資関数を推計することにした⁹⁾。なおパネル・データに特有の不均一分散の問題に対処するため、White cross-section による不均一分散の修正を行った上で推計を行っている。こうした推計方法による投資関数の推計が

[表1] 投資関数の推計結果 (大企業)

	1976Q2～1993Q4		1994Q1～2002Q4		2003Q1～2013Q4	
	モデル1	モデル2	モデル1	モデル2	モデル1	モデル2
Constant.	0.033*** (8.203)	0.034*** (8.824)	0.026*** (9.076)	0.026*** (9.972)	0.036*** (11.650)	0.035*** (9.407)
d(log(saleslevel))	-0.001 (-0.087)	0.018 (0.849)	0.022 (1.310)	0.021 (1.188)	0.038 (1.362)	0.052 (1.461)
CASH/K	0.272*** (4.707)	0.298*** (5.141)	0.209*** (4.318)	0.213*** (4.405)	0.099*** (3.351)	0.109*** (2.900)
BANK1/K	0.159*** (6.231)		0.130* (1.743)		0.288*** (6.373)	
BANK2/K		0.341*** (6.949)		0.386*** (3.409)		0.365*** (5.712)
BOND/K	0.042 (1.518)	0.052** (2.018)	0.190*** (3.392)	0.181*** (3.114)	0.407*** (4.625)	0.483*** (4.366)
EQUITY/K	0.259*** (6.709)	0.181*** (4.939)	0.129 (1.392)	0.093 (1.136)	0.092*** (2.840)	0.137*** (4.473)
AR(1)	0.558*** (11.549)	0.544*** (12.331)	0.355*** (4.050)	0.364*** (4.019)	0.354*** (4.111)	0.376*** (3.878)
Adjusted R ²	0.752	0.766	0.557	0.570	0.699	0.661
DW	1.745	1.819	1.871	1.852	1.857	1.855
Observation	1278	1278	648	648	754	754
固定効果	Fixed	Fixed	Fixed	Fixed	Fixed	Fixed
時点効果	None	None	None	None	None	None

(回帰係数の下の括弧内はt値である。Adjusted R²は自由度修正済決定係数、DWはダービン・ワトソン値である。***は1%, **は5%, *は10%で有意であることを示す。)

8) 系列相関の検定に関しては、松浦・マッケンジー [2012] において推奨されている以下のような方法をとった。

まず推計する投資関数である(1)式を階差をとってプールしたOLSで推計する。即ち、 $d(I/K)_{it} = \beta_1 d(\log(\text{SALESLEVEL}))_{it} + \beta_2 d(\text{CASH}/K)_{it} + \beta_3 d(\text{BANK}/K)_{it} + \beta_4 d(\text{BOND}/K)_{it} + e_{it}$ を推計する。このとき(1)式の誤差項 v_{it} を $v_{it} = \rho v_{it-1} + u_{it}$ とおき、 $e_{it} = v_{it} - v_{it-1} = u_{it} - u_{it-1} + \rho(v_{it-1} - v_{it-2})$ とすると、 $e_{it} = \rho^* e_{it-1} + h_{it}$ ($\rho^* = \text{Cor}(e_{it}, e_{it-1})$, $E(e_{it-1} \cdot h_{it}) = 0$)において、系列相関がない ($\rho = 0$) という帰無仮説のもとでは $\rho^* = \text{Cor}(e_{it}, e_{it-1}) = -0.5$ となる性質がある。故に残差 e_{it} を用いてさらに $e_{it} = \rho^* e_{it-1} + \text{誤差}_{it}$ という式をさらにプールしたOLSで推計し、 $\rho^* = -0.5$ のワルド検定を行い、帰無仮説が棄却されれば系列相関ありとみなし、棄却されなければ系列相関はないとみなせばよい。この検定方法を各推計期間ごとに大企業、中堅・中小企業のそれぞれに関して行ったが、最終的なワルド検定の結果は全て1%水準で帰無仮説を棄却しており、系列相関の存在が確認された。

9) 具体的には、固定個別効果モデルの推計結果に関して固定効果が必要かどうかに関する Redundant Fixed Effects Testsを行い、個別主体効果に関するF検定の結果p値が0.10を下回った場合は、経済主体別の個別効果がないという帰無仮説は棄却されたと考えられるので、固定効果を設定し、固定個別効果モデルを採用した。これ以外の場合は、プールしたOLSによる推計を採用した。

[表2] 投資関数の推計結果 (中堅・中小企業)

	1976Q2～1993Q4		1994Q1～2002Q4		2003Q1～2013Q4	
	モデル 1	モデル 2	モデル 1	モデル 2	モデル 1	モデル 2
Constant.	0.037*** (14.727)	0.037*** (15.622)	0.020*** (6.829)	0.019*** (7.504)	0.030*** (9.007)	0.027*** (7.449)
d(log(saleslevel))	0.040* (1.904)	0.058** (2.228)	0.016 (0.913)	0.011 (0.695)	0.044*** (3.101)	0.056*** (3.428)
CASH/K	0.157*** (7.953)	0.146*** (6.883)	0.204*** (13.175)	0.220*** (14.204)	0.105*** (8.663)	0.118*** (9.945)
BANK1/K	0.211*** (15.238)		0.262*** (16.398)		0.274*** (10.487)	
BANK2/K		0.330*** (13.610)		0.357*** (14.641)		0.363*** (9.689)
BOND/K	-0.486 (-1.177)	-0.229 (-0.484)	-0.734*** (-3.712)	-1.202*** (-3.340)	0.371** (2.542)	0.451*** (2.759)
EQUITY/K	0.250 (1.046)	0.531** (2.488)	-0.087 (-0.423)	0.292 (1.534)	0.062*** (2.881)	0.073*** (3.103)
AR(1)	0.430*** (5.888)	0.452*** (5.826)	0.328*** (3.651)	0.344*** (4.045)	0.385*** (3.859)	0.394*** (3.760)
Adjusted R ²	0.636	0.639	0.651	0.621	0.581	0.544
DW	1.736	1.755	1.843	1.826	1.808	1.799
Observation	1278	1278	648	648	754	754
固定効果	None	None	None	None	None	None
時点効果	None	None	None	None	None	None

(回帰係数の下の括弧内はt値である。Adjusted R²は自由度修正済決定係数、DWはダービン・ワトソン値である。***は1%, **は5%, *は10%で有意であることを示す。)

ら以下のような各期間ごとの推計結果が得られた¹⁰⁾。

表1の大企業の推計結果からは以下のように言える。大企業では、企業の設備投資における資金調達手段として内部資金はいずれの期間においても有意に正に推計されており、設備投資に独自の影響を与えていることがわかる。有意に推計された係数に着目すれば、銀行借入を短・長期借入、長期借入としたいずれの場合においても、後期の係数が最も小さくなっており、日本の大企業の設備投資の内部資金制約が後期において最も緩和されていることがわかる。銀行借入に関しては、短・長期借入、長期借入ともに全ての推計期間で有意に正に推計されており、金融システムが「銀行主導型」であった前期のみならず、「銀行離れ」と直接金融化が進行した中期・後期においても設備投資の促進に寄与していたことがわかる。直接金融については社債は前期に関してモデル1では有意ではないが、モデル2では有意に推計されており、やや頑健さを欠く結果となっている。しかし中期・後期に関しては両モデルにおいて有意に正に推計されており、設備投資の促進に寄与していることがわかる。また株式は両モデルにおいて、前期・後期に有意に正に推計されている一方で、中期には有意に推計されていない。

表2の中堅・中小企業の推計結果からは以下のように言える。中堅・中小企業では内部資金の推計結果は大企業と同様であり、両推計モデルにおいて全ての期間において有意に正に推計されてお

10) 本稿における以下の計量分析の推計は全てEviews8を用いて行っている。

り、係数は後期において最も小さくなっている。内部資金が設備投資に独自の影響を与えており、設備投資の内部資金制約が後期において最も緩和されている。また外部資金に関しては、銀行借入は短・長期借入、長期借入ともに全ての推計期間で有意に正に推計されている。「銀行離れ」と直接金融化が一定程度進行した後期においても、銀行借入が設備投資を促進していたことがわかる。社債は前期はいずれの推計モデルでも有意に推計されておらず、中期においても有意に推計されているものの係数は負であり符号条件を満たしておらず、前期と中期において設備投資の促進に寄与していなかったことがわかる。株式は前期はモデル2で有意に推計されているが、モデル1では有意に推計されておらず、頑健さを欠く。中期においても両モデルともに有意に推計されていないが、後期において両モデルともに有意に正に推計されている。中堅・中小企業においては、社債と株式という直接金融による資金調達手段が、いずれも後期において設備投資手段としての重要性を増し、設備投資を促進するようになってきていることがわかる。これは第Ⅱ節で示された、中堅・中小企業において後期において社債・株式への資金調達手段としての依存度が高まっており、直接金融化が一定程度進行したという事実と整合的である。

以上の推計結果から大企業、中堅・中小企業のいずれにおいても銀行借入は直接金融化が進んだ中期以降にも設備投資を促進していること、および特に後期において社債・株式がいずれの企業規模でも設備投資の促進に寄与していることを指摘できる。またいずれの企業規模でも後期において投資関数で推計された内部資金の係数は後期に最も小さく、設備投資の内部資金制約が後期において最も緩和されていることがわかる。特に後期において、従来の間接金融に加え、金融システムの自由化などにより社債や株式といった直接金融での資金調達手段がより低い資本コストで設備投資資金として使用できるようになったことが、いずれの企業規模においても一定程度、日本企業の設備投資の内部資金制約の緩和につながっているものと解釈できる¹¹⁾。

Ⅳ. 直接金融化の投資資金変動性への影響

1. 金融システムと投資資金変動性に関する理論と先行研究

金融システムが設備投資に影響を与える経路としては、内部資金制約への影響を通じての他に、投資資金（内部資金と外部資金の和）の変動性への影響を通じるものもある。即ち内部資金の増減に対して銀行借入のような外部資金がどの様に変動するかは、金融システムによって異なると考えられる。Schaberg [1999] は Minsky [1975, 1982, 1986] が展開した金融的投資決定のモデルに基づいてこの問題を考察している。Schaberg [1999] によれば、企業の内部資金が低下するとき、負債の返済可能性に伴う「借り手のリスク」と「貸し手のリスク」がともに増加する。この時、「銀行主導型」の金融システムにおいては企業・金融機関間の密接な関係性のために「借り手のリスク」と「貸し手のリスク」の増加は「市場主導型」に比して緩やかなものとなり、内部資金が低下する際に、同時に外部資金がリスク逡増により低下する割合は減少する。あるいは内部資金が低下する際に外部資金が増加する場合もあるとされる。逆に「市場主導型」の金融システムでは内部資金の

11) 第Ⅱ節で見たとおり、大企業においては中期から後期にかけて社債への依存度は低下する一方で、株式への依存度がやや増加していることから、大企業では社債よりも株式の方が企業の資金調達の資本コストを引き下げ企業の設備投資の内部資金制約を緩和するにあたってより重要であったと考えられる。

低下時に企業・金融機関間の密接な関係がないので、内部資金の低下に伴うリスク逓増は緩和されず、外部資金も内部資金と同時に大きく低下する可能性があると考えられる。つまり理論的には内部資金の変動と外部資金の変動は「市場主導型」では強い正の相関が、「銀行主導型」では弱い正か負の相関が予想されるということである。

Schaberg [1999] は内部資金と外部資金の相関に関する実証分析も行っている。それによれば内部資金の第一階差と外部資金（銀行借入）の第一階差の相関係数（1970-1994）は、「市場主導型」のアメリカが0.40、イギリスが0.24、日本が0.07である。なお推計式の説明変数に産出量など他のコントロール変数を含めた場合は、アメリカ0.311、イギリス0.246、日本-0.161となる。つまり理論が示唆するとおり「市場主導型」のアメリカ・イギリスよりも「銀行主導型」の日本の方が内部資金の変動に対して外部資金はカウンターサイクリカルに変動するか、あるいは弱いプロサイクリカルな変動をとるということである。このことは「市場主導型」の金融システムに比べ「銀行主導型」の金融システムの方が、内部資金と銀行借入の和である投資資金がより平準化され、企業の投資が安定的になるということを意味する。

このSchaberg [1999] の実証結果は、金融システムの異なりが投資資金の変動性に影響を与えていることを実際に示したという点で大きな意味がある。しかし推計期間が1970-1994年であるため、推計期間後に進展した日本の金融システムの変化の影響を捉えるためには、推計期間を延長して新たな実証分析を行う必要がある。またSchaberg [1999] の実証は企業規模の異なりを考慮しておらず、全規模でのみ推計を行っているが、企業規模別で内部資金と外部資金の相関の傾向が異なる可能性もあるので、規模別でも分析を行う必要がある。またSchaberg [1999] は内部資金と銀行借入の相関関係しか分析していないが、第Ⅱ節や第Ⅲ節で確認されたように社債と株式も設備投資資金として一定程度の重要性を持つことが確認されている。したがって内部資金と社債、株式がどの様に相関しているかも同時に分析することが望ましい。そこで企業規模別に内部資金と銀行借入、社債、株式という各々の外部資金がそれぞれ、どのような相関関係にあるかを各期間ごとに推計することにした。

2. 内部資金と外部資金の相関に関する推計方法と推計結果

以下では内部資金と外部資金の相関に関する計量分析を行う。投資関数の推計と同様の推計期間において、大企業と中堅・中小企業の規模別に、内部資金と銀行借入・社債・株式という各々の外部資金の相関関係を推計した。なお銀行借入については、この推計においても短期・長期借入を合計したもの、および長期借入のみのそれぞれを考慮している。

推計式は次式である。

$$(\text{BANK}/K)_{it} = \alpha_i + \beta_1 (\text{CASH}/K)_{it} + w_{it} \quad (2)$$

$$(\text{BOND}/K)_{it} = \alpha_i + \beta_1 (\text{CASH}/K)_{it} + x_{it} \quad (3)$$

$$(\text{EQUITY}/K)_{it} = \alpha_i + \beta_1 (\text{CASH}/K)_{it} + y_{it} \quad (4)$$

(w_{it} と x_{it} と y_{it} は誤差項)

(2)～(4)式の推計方法は投資関数の推計時と同じものである。コ克蘭＝オーカット法 (ar(1)) での推計を行い、F検定の結果で固定個別効果モデルとプールしたOLSのいずれを用いるかを決

[表3] 内部資金と銀行借入・社債・株式の相関係数の推計結果（大企業）

	1976Q2～1993Q4		1994Q1～2002Q4		2003Q1～2013Q4	
被説明変数	BANK1/K	BANK2/K	BANK1/K	BANK2/K	BANK1/K	BANK2/K
Constant.	0.033** (2.144)	0.013 (1.255)	-0.010 (-1.591)	0.002 (1.290)	-0.017*** (-4.038)	-0.005 (-1.470)
CASH/K			0.141* (1.678)		0.225*** (10.782)	0.092*** (3.063)
CASH/K(-1)	-0.500** (-2.028)	-0.271* (-1.675)				
CASH/K(-2)				-0.073** (-2.346)		
AR(1)	0.609*** (7.843)	0.626*** (5.192)	0.387*** (3.793)	0.609*** (19.259)	0.412*** (12.077)	0.503*** (5.969)
Adjusted R ²	0.410	0.482	0.172	0.377	0.267	0.299
DW	1.604	1.576	1.769	1.706	1.625	1.706
Observation	1278	1278	648	648	754	754
固定効果	Fixed	Fixed	None	None	None	None
時点効果	None	None	None	None	None	None
被説明変数	BOND/K	EQUITY/K	BOND/K	EQUITY/K	BOND/K	EQUITY/K
Constant.	0.009*** (2.586)	0.011 (1.601)	-0.003* (-1.930)	-0.000 (-0.057)	-0.008*** (-3.580)	-0.020* (-1.819)
CASH/K	0.018 (0.671)	0.130 (1.165)		0.060** (2.026)	0.088*** (3.637)	0.312** (2.447)
CASH/K(-2)			-0.048*** (-2.963)			
AR(1)	0.626*** (13.468)	0.662*** (7.274)	0.570*** (12.481)	0.606*** (3.827)	0.473*** (4.483)	0.494*** (2.939)
Adjusted R ²	0.394	0.551	0.322	0.397	0.326	0.206
DW	1.634	1.579	1.753	1.570	1.787	1.305
Observation	1278	1278	648	648	754	754
固定効果	None	Fixed	None	None	None	None
時点効果	None	None	None	None	None	None

（回帰係数の下の括弧内はt値である。Adjusted R²は自由度修正決定係数，DWはダービン・ワトソン値である。***は1%，**は5%，*は10%で有意であることを示す。）

定した¹²⁾。推計結果は以下のとおりである。

表3で示される結果から大企業については以下のようなことがわかる¹³⁾。まず内部資金と銀行借入の相関係数は、短・長期借入に関しては前期が-0.500，中期が0.141，後期が0.225であり，長期借入に関しては前期が-0.271，中期が-0.073，後期が0.092である。短・長期借入と長期借入との間で推計結果に若干の異なりがあるが，いずれの推計結果でも前期から後期にかけて相関係数

12) 系列相関に関する検定を注釈9)において用いたものと全く同じ方法で行った。結果は，(2)，(3)，(4)式のいずれについても大企業，中堅・中小企業ともにいずれの推計期間でも最終的なワルド・テストによって，注釈5)で示した $\rho^{**} = -0.5$ という帰無仮説は棄却され，系列相関の存在が明らかになった。そこでコ克蘭＝オーカット法(ar(1))を用いることにした。

[表4] 内部資金と銀行借入・社債・株式の相関係数の推計結果（中堅・中小企業）

	1976Q2～1993Q4		1994Q1～2002Q4		2003Q1～2013Q4	
被説明変数	BANK1/K	BANK2/K	BANK1/K	BANK2/K	BANK1/K	BANK2/K
Constant.	-0.002 (-0.312)	-0.004 (-0.776)	-0.021 (-1.394)	-0.015** (-2.139)	-0.023** (-2.223)	-0.011 (-1.536)
CASH/K	0.485*** (6.930)	0.319*** (6.712)	0.273*** (5.106)	0.180*** (5.492)	0.163*** (5.486)	0.081*** (4.946)
AR(1)	0.334*** (3.225)	0.368*** (2.628)	0.421*** (4.422)	0.392*** (3.512)	0.350*** (3.105)	0.415*** (3.358)
Adjusted R ²	0.202	0.226	0.209	0.179	0.186	0.207
DW	1.766	1.777	1.726	1.822	1.739	1.758
Observation	1278	1278	648	648	754	754
固定効果	None	None	None	None	None	None
時点効果	None	None	None	None	None	None
被説明変数	BOND/K	EQUITY/K	BOND/K	EQUITY/K	BOND/K	EQUITY/K
Constant.	0.000 (1.522)	0.002*** (3.282)	-0.001** (-1.998)	0.000 (0.557)	-0.000 (-0.385)	0.005 (1.131)
CASH/K	0.005*** (7.125)	0.007** (2.005)	0.035*** (4.577)	0.022** (2.166)	0.008*** (5.234)	-0.027 (-0.796)
AR(1)	0.357*** (13.564)	0.343*** (5.455)	0.413* (1.956)	0.365** (2.526)	0.469*** (5.105)	0.283** (2.070)
Adjusted R ²	0.154	0.134	0.249	0.180	0.234	0.082
DW	1.800	1.709	1.799	1.753	1.659	1.823
Observation	1278	1278	648	648	754	754
固定効果	None	None	None	None	None	None
時点効果	None	None	None	None	None	None

（回帰係数の下の括弧内はt値である。Adjusted R²は自由度修正済決定係数，DWはダービン・ワトソン値である。***は1%，**は5%，*は10%で有意であることを示す。）

が単調に増加しており，前期にはいずれの推計結果でも相関係数がマイナスであったのに，後期にはプラスに転じている。つまり前期に見られた銀行借入が内部資金に対してカウンターサイクリカルに変動して投資資金の変動性を弱めるという「銀行主導型」金融システムの特徴が，後期には見られなくなっているということである。後期においては銀行借入は内部資金に対してサイクリカルに変動することでかえって，投資資金の変動性を強めるようになっている。内部資金と銀行借入の相関関係に関してみれば，日本の大企業は前期から後期にかけて「銀行主導型」から「市場主導型」への接近を見せるようになっていけると言える。また直接金融による資金調達手段である社債と株式に関しては，内部資金との相関係数はともに中期と後期のみ有意となっている。有意なもののみに着目すると，内部資金と社債の相関係数は中期が-0.048，後期が0.088であり，内部資金と株式の

13) 以下の推計においては，いずれもまず説明変数をCASHとした推計を行い，これが有意に推計されていればその結果をそのまま採用した。もしCASHが有意に推計されなかった場合はラグ付きのCASH(-1)，CASH(-2)を推計し，有意なものを採用した。（もしCASH(-1)，CASH(-2)ともに有意に推計された場合は，CASH(-1)を採用した）。CASH，CASH(-1)，CASH(-2)のいずれも有意に推計されなかった場合は，有意に推計されなかったCASHの結果を採用している。

相関係数は中期が0.060, 後期が0.312である。社債の値は中期はマイナスであり, 後期の値もプラスながら銀行借入よりも小さな値となっている。社債に関しては間接金融と比較した場合に, 投資資金の変動性をより強めるという傾向は見られないことがわかる。他方で株式については中期・後期ともに値はプラスで社債よりも大きな値をとっており, 特に後期には銀行借入・社債のいずれよりも大きなプラスの値をとっている。大企業については, 直接金融のうち社債よりも株式の方が投資資金の変動性を強める傾向があることを指摘できる。

表4より中堅・中小企業については, 内部資金と銀行借入の相関係数は, 短・長期借入に関しては前期が0.485, 中期が0.273, 後期が0.163であり, 長期借入に関しては前期が0.319, 中期が0.180, 後期が0.081である。短・長期借入と長期借入はともに内部資金との相関係数が前期から後期にかけて単調に減少しており, 中堅・中小企業においては内部資金と銀行借入の相関関係に関して, 「市場主導型」から「銀行主導型」への接近が見られる。これは大企業とは反対の結果である。直接金融による資金調達手段に関しては, 内部資金と社債の相関係数は前期が0.005, 中期が0.035, 後期が0.008であり, 内部資金と株式の相関係数は有意に推計されたものについては, 前期が0.007, 中期が0.022である。社債・株式ともに推計された相関係数は, いずれの時期においても銀行借入の値を下回っており, 直接金融による資金調達よりも間接金融による資金調達の方がむしろ, 投資資金の変動性を強めていることがわかる。

V. 結論

これまで日本の金融システムの変化が設備投資の内部資金制約や投資資金の変動性に与える影響を見てきた。本稿の分析から得られた結果は以下のとおりである。まず大企業, 中堅・中小企業の規模別で見た場合, 分析期間内(1976Q2~2013Q4)において大企業では中期(1994Q~2002Q4)以降, 中堅・中小企業では後期(2003Q1~2013Q4)以降において間接金融依存度の低下と直接金融依存度の増加を見てとることができる。この直接金融化の度合いは大企業でより顕著であるが, 中堅・中小企業においても後期において一定程度進行したことを指摘できる。投資関数の推計結果から次のような結果が得られた。第一に内部資金は大企業, 中堅・中小企業ともにいずれの推計モデルでも全期間(前期・中期・後期)ともに有意に正に推計されており, 設備投資資金として独自の重要性を持っていること, また推計された係数はいずれの企業規模でも後期に最も小さな値をとっており, 設備投資の内部資金制約が後期に最も緩和されている。また第二に銀行借入は, 短・長期借入, 長期借入のいずれで推計しても, 大企業, 中堅・中小企業ともに全期間において有意に正に推計されており, 直接金融化が進展した時期においても設備投資資金として一定の重要性を保っている。第三に社債や株式といった直接金融での資金調達手段は, 特に後期においては設備投資資金として大企業と同時に中堅・中小企業においても設備投資を促進する機能を持っているということである。金融システムの自由化により社債・株式などの直接金融での資金調達がより低い資本コストで可能になったことが, 各企業規模での設備投資の内部資金制約を一定程度緩和したものと解釈できる。最後に投資資金変動性に関する, 内部資金と各々の外部資金との相関関係についての推計からは次のようなことがわかった。まず内部資金と銀行借入の相関関係は大企業においては, 前期から後期にかけて短調増加を示し前期は負であったが後期には正になっており, 「銀行主導型」から「市場主導型」への接近を示している。他方で中堅・中小企業においてはこの相関関係は逆に前期

から後期にかけて短調減少し、大企業とは逆に「市場主導型」から「銀行主導型」への接近が見られる。直接金融に関しては、内部資金と社債、内部資金と株式の相関関係からは、後期に大企業においては、株式が全ての外部資金の中で最も投資資金変動性を強めていることがわかる。他方で後期の大企業の株式を除けば、社債・株式とも大企業、中堅・中小企業ともに内部資金との相関係数は銀行借入よりも小さな値であり、投資資金の変動性を銀行借入よりも強めている訳ではないということがわかった。

今後こうした実証分析の結果を踏まえ、日本企業の設備投資の内部資金制約の緩和や設備投資資金の変動性の変化が、マクロ経済の安定性にどのような影響を及ぼすかを理論的に考察していくことが必要になろう。

参考文献

- 郭麗虹「資金調達と設備投資—カレツキーの投資理論に基づいて」『経済論叢』第172巻第4号、2003年、43-61ページ。
- 川北英隆編『証券化：新たな使命とリスクの検証』金融財政事情研究会、2012年。
- 鹿野嘉昭『日本の金融制度』東洋経済新報社、2013年。
- 胥鵬編『社債市場の育成と発展：日本の経験とアジアの現状』法政大学出版会、2007年。
- 鈴木和志「実物・金融資産投資と資金調達」高木仁・黒田晃生・渡辺良夫編『金融市場の構造変化と金融機関行動』東洋経済新報社、2001年、105-128ページ。
- 西村吉正『日本の金融制度改革』東洋経済新報社、2003年。
- 花崎正晴『企業金融とコーポレート・ガバナンス—情報と制度からのアプローチ』東京大学出版会、2008年。
- 花崎正晴・Tran Thi Thu Thuy「規模別および年代別の設備投資行動」『フィナンシャル・レビュー』第62号、2002年、36-62ページ。
- 原正彦「わが国企業の設備投資行動—ケインズ・カレツキーの投資理論」『生活経済学研究』第10号、1994年、87-103ページ。
- 松浦克己・コリン・マッケンジー『Eviewsによる計量経済分析』東洋経済新報社、2012年。
- 松尾順介『日本の社債市場』東洋経済新報社、1999年。
- Fazzari, S. M. and T. L. Mott, "The Investment Theories of Kalecki and Keynes: an Empirical Study of Firm Data, 1970-82," *Journal of Post Keynesian Economics*, 9, 1986, 171-187.
- Fazzari, S. M., R. G. Hubbard and B. C. Peterson, "Financing Constraints and Corporate Investment," *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 1988, 141-206.
- Fazzari, S. M. and A. M. Variato, "Asymmetric Information and Keynesian Theories of Investment," *Journal of Post Keynesian Economics*, 16, 1994, 351-369.
- Hoshi, T., A. Kashyap and D. Scharestein, "Corporate Structure, Liquidity and Investment: Evidence from Japanese Industry Groups," *Quarterly Journal of Economics*, 106, 1991, 33-60.
- Minsky, H. P., *John Maynard Keynes*, Columbia University Press, 1975.
- Minsky, H. P., *Can 'It' Happen Again? Essays on Instability and Finance*, M. E. Sharpe, 1982.
- Minsky, H. P., *Stabilizing an Unstable Economy*, Yale University Press, 1986.
- Modigliani, F. and M. Miller, "The Cost of Capital, Corporate Finance, and Theory of Investment," *American Economic Review*, 48, 1958, 261-297.
- Ndikumana, L., "Debt Service, Financing Constraints, and Fixed Investment: Evidence from Panel Data," *Journal of Post Keynesian Economics*, 21, 1999, 455-478.
- Schaberg, M., *Globalization and the Erosion of National Financial Systems*, Edward Elgar Publishing, 1999.

【投資関数で用いた各変数の加工方法】

投資関数に含めた各変数の定義、および『法人企業統計』（財務省）の原データからの加工方法は以下のとおりである。変数の加工方法における「」内は『法人企業統計』における項目であり、全て四半期データを使用している。また投資関数で用いた全ての変数について季節調整を施している。

〔投資関数の各変数の定義〕

資本蓄積率：投資を資本ストックで除したもの。

売上：売上をレベル（水準）のまま用いたもの。

内部資金・資本比率：内部資金を資本ストックで除したもの。

銀行借入・資本比率：銀行借入を資本ストックで除したもの。

社債・資本比率：社債を資本ストックで除したもの。

株式・資本比率：株式を資本ストックで除したもの。

〔資本ストック、投資、売上、内部資金、銀行借入、社債発行の『法人企業統計』からの加工方法〕
資本ストック：「その他の有形固定資産（当期末固定資産）」と「建設仮勘定（当期末固定資産）」の和（期首・期末平均）。

投資：当期における資本ストックの変化分と「減価償却費合計（当期末償却固定資産）」の和。

売上：「売上高（当期末）」。

内部資金：当期における内部資金（ストック）の変化分と「減価償却費合計（当期末償却固定資産）」の和。内部資金（ストック）は「利益剰余金（当期末純資産）」と「引当金（当期末流動負債）」と「引当金（当期末固定負債）」の和を期首期末平均したもの。

銀行借入：当期における銀行借入金（ストック）の変化分。銀行借入金（ストック）はBANK1に関しては「金融機関借入金（当期末流動負債）」と「金融機関借入金（当期末固定負債）」の和を期首期末平均したものであり、BANK2に関しては「金融機関借入金（当期末固定負債）」を期首期末平均したものである。

社債：当期における社債（ストック）の変化分。社債（ストック）は「社債（当期末固定負債）」を期首期末平均したもの。

株式：当期における株式（ストック）の変化分。株式（ストック）は「資本金（当期末純資産）」と「資本剰余金（当期末純資産）」の和を期首期末平均したもの。