

# 公共投資の企業設備投資への影響 -財務データに基づく分析-

メタデータ	言語: jpn 出版者: 明治大学大学院 公開日: 2018-11-29 キーワード (Ja): キーワード (En): 作成者: 蟹澤, 啓輔 メールアドレス: 所属:
URL	<a href="http://hdl.handle.net/10291/19771">http://hdl.handle.net/10291/19771</a>

# 公共投資の企業設備投資への影響

——財務データに基づく分析——

## The effects of Public Investment on Corporate Investment

: Analysis based on Financial data

博士後期課程 商学専攻 2012年度入学

蟹 澤 啓 輔

KANISAWA Keisuke

### 【論文要旨】

政府は政策を通して、企業の設備投資を喚起するために様々な金融政策や財政政策を行ってきた。財政政策が実態経済に与える影響は理論的には様々に議論されているが、本稿では財政政策のうちの公共投資に焦点を当て、公共投資が個々の企業の設備投資に影響を与えているのか否かについて検証を行うことを目的として、企業の財務データを用いてGMMによって設備投資関数を推計するとともに、パネルVAR分析を行った。

設備投資関数の推計結果から、1980年度から2014年度の期間で分析した場合、公共投資を増加させれば企業の設備投資が増加する効果が認められるものの、2000年代以降の期間で分析した場合、当該効果が認められないという結果を得た。パネルVAR推計のインパルスレスポンスの結果も同様の結果となった。公共投資の恩恵を比較的直接受け取ると考えられる建設・不動産業の企業を対象とした分析でも2000年代以降に公共投資の増加が企業の設備投資に明示的な影響が確認できないという結果となったことから、公共投資が企業の設備投資を増加させる効果は2000年代以降大きく縮小していると考えられる。

【キーワード】 公共投資，設備投資，財務データ，GMM，パネルVAR

## 1. 背景と目的

企業の設備投資は、実体経済の変数の中で支出項目として景気感応的であり、また、設備投資の増加は生産能力の向上を通じて長期的な経済成長につながることから、需要サイド、供給サイドの両面から重要なマクロ経済変数であると考えられる。このため設備投資は、理論として一般的となっている1969年に James Tobin によって提唱されたトービンの  $q$  理論を始め様々な研究が行われてきている<sup>1</sup>。また、マクロ経済に与える影響が重要であることから、政府は政策を通して、企業の設備投資を喚起する様々な政策を行ってきた。政府が経済に影響を与える手段には大きく財政政策と金融政策があるが、金融政策では、伝統的な金利の操作を通じた政策から、近年の日本銀行は長期化する景気の低迷やデフレの進行を受け、1999年2月に金融政策の政策指標であるコールレート（無担保コール翌日物金利）をゼロ近傍に誘導するいわゆるゼロ金利政策や、2000年3月に導入した政策目標を日銀当座預金に設定するいわゆる量的緩和政策、2013年1月のいわゆるインフレターゲット政策、2013年3月に日本銀行総裁に就任した黒田東彦氏の下で、俗に「異次元の金融緩和」と呼ばれるマネタリーベースの拡大を目的とした長期国債の買入れなどの大規模な量的・質的金融緩和<sup>2</sup>などが実行されてきている。このため金融政策が設備投資に与える影響については多くの研究が行われている。

他方、財政政策も、その時々政権が公共投資や補助金政策、減税（増税）などを実行してきているが、公共投資が経済に与える影響についてもケインズ以降様々な研究が行われてきた。標準的な経済理論<sup>3</sup>で政府支出が増加した場合、短期的には乗数効果を伴って経済の底上げに貢献することは概ね共有されているものの、長期的には、将来の増税を想定して消費を減らす効果があることを含めさまざまな議論が行われている。公共投資は通常は民間の建設業の企業に発注され、企業は工事の完成時ないしは工事の進捗とともに収益を計上するとともに、原材料、人件費、経費などの工事にかかる支出を費用に計上する。建設企業による原材料や経費の購買などにともない建設業以外の企業も公共投資の恩恵を副次的に受ける。このような公共投資がその額面以上に社会の中で経済効果を発揮することを乗数効果と呼ぶが、近年この乗数効果が下がってきているという研究報告<sup>4</sup>も行われている。また、公共投資は社会資本ストックを増加させるため、社会資本の生産力が上がることによって民間資本の限界生産力が向上すれば、民間の設備投資を促進させることにつながる。鈴木（2001）では設備投資の決定要因について「内外の需要動向」と「収益水準」に大きく影響を受けていることを示しているが、これは標準的な設備投資理論であるトービンの  $q$  において、分子である資本のシャドー・プライスが公共投資によって増加した場合、設備投資が増加す

---

<sup>1</sup> 設備投資理論の発展過程の概略については鈴木（2001）参照。

<sup>2</sup> 2013年4月4日 日本銀行「量的・質的金融緩和」の導入について

<sup>3</sup> 二神・堀（2009）の第11章及び第17章を参考にしている。

<sup>4</sup> 溜川（2010）など

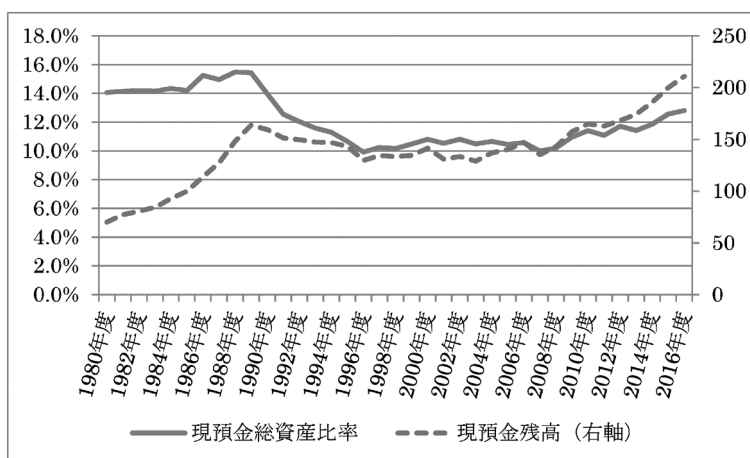
ることと整合的である。ただし、公共投資を行うと実質利子率の増加を伴うことから設備投資が減少するクラウドイング・アウトという現象が生じるといわれているが、日本経済においては2000年代以降積極的な金融緩和政策が行われ名目利子率は短期的にはゼロ近傍でコントロールされてきたという状況を考えるとクラウドイング・アウトの効果はそれほど生じていないとも考えられる。なお、金融政策が企業の設備投資に与えた影響については蟹澤（2016）及び蟹澤（2017a）で検証しており、マクロの経済統計データでは量的緩和政策によって企業の設備投資が増加するものの、個々の企業の財務データに基づいた分析では量的緩和政策が企業の設備投資を増加させる影響が確認できなかったことを報告している。さらに、国債の存在によって企業の流動性制約が緩和されることによって企業の資本ストックが増加するクラウドイング・イン効果が存在するのであれば、公共投資が企業の資本ストック＝設備投資に与える影響は比較的大きいものと考えることができる。

蟹澤（2017b）では金融政策が銀行の公債と貸出という資産選択に対してどのような影響を与えたかを分析しており、日本銀行の量的緩和政策によって、銀行が公債貸出金比率を低下させていることを報告している。また、図1は法人企業統計における金融業、保険業以外の業種の現預金残高と現預金総資産比率の推移を示しているが、近年ではリーマンショックが生じた2007年以降企業の現預金総資産比率が高まっており、企業の流動性制約が緩和されていると考えることができる。

図2は企業のソフトウェアを除く設備投資額と、公共投資として公的固定資本形成の推移とそ  
の一部となる政府一般会計公共事業関係費の推移を示している。公的固定資本形成については、バブル期の1980年代の後半から増加し、1995年に阪神淡路大震災や、2011年の東日本大震災など自然災害の影響もあるものの、概ね時の政権の政策の影響を受けて決定されてきており、バブル崩壊後の1990年代に50兆円近くまで増加したが、2007年度以降は概ね25兆円を前後で推移している。

図1 企業の現預金総資産比率と現預金残高の推移

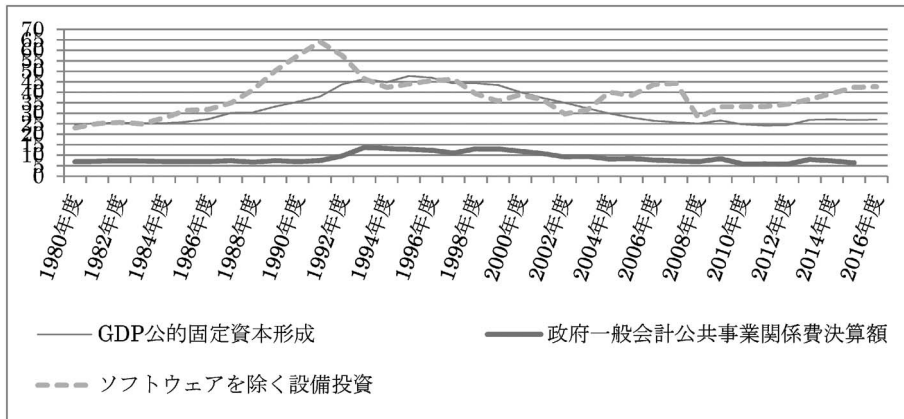
(単位：兆円)



データ出所：法人企業統計（財務省）

図2 公共投資と企業の設備投資の推移

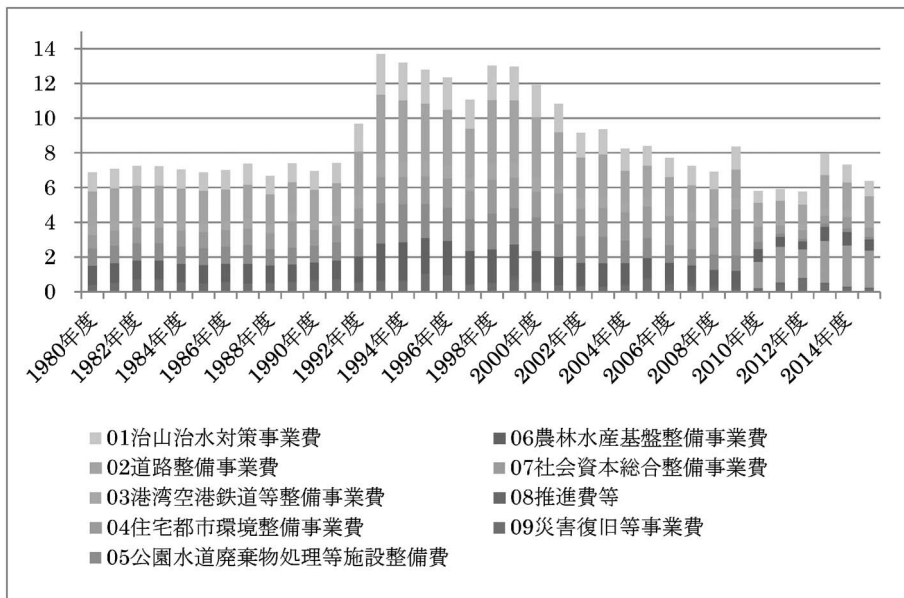
(単位：兆円)



データ出所：国民経済統計（内閣府 HP），主要経費別分類による一般会計歳出予算現額及び決算額（財務省 HP），法人企業統計（財務省 HP）

図3 一般会計公共事業関係費内訳の推移

(単位：兆円)



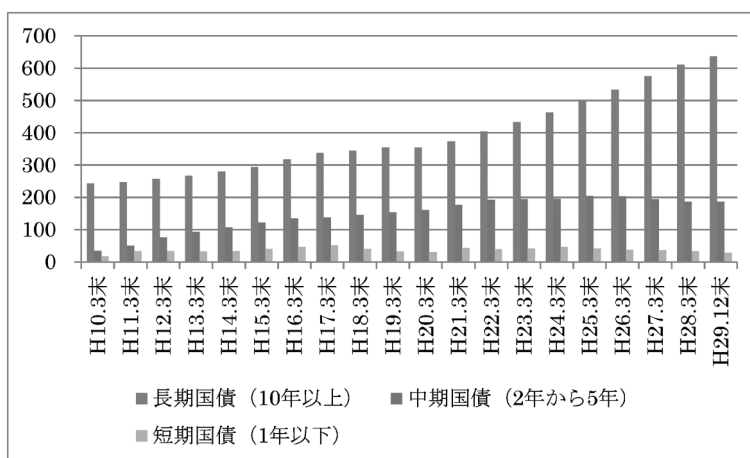
データ出所：主要経費別分類による一般会計歳出予算現額及び決算額（財務省 HP）

図3は公的資本形成の一部をなす政府一般会計公共事業関係費について、その内訳別の推移を示している。1990年代の公共事業関係費が道路整備事業で増加していたのに対し、近年では2010年以降に独立した社会資本総合整備事業費（地方公共団体が作成した社会資本総合整備計画の目標実現や地域の防災・減災、安全を実現するための予算）の割合が比較的高いことがわかる。

公共投資を行うためには財源が必要であるが、近年では財政赤字が問題となっており、公共投資の財源については国債で調達されるケースが多い。インフラについては、将来世代も利用できることから、一概に国債を原資とした公的資本形成が否定されるものではないものの、それは現在世代と将来世代が享受する便益と負担が見合うときだけであろう。現在の世代の景気浮揚効果について将来世代が享受できる影響は乏しいと想定されるうえ、現在世代の景気浮揚効果についても乗数効果が下がってきた結果、効果が低下しているという研究報告も行われている。2017年度予算における一般会計に占める国債発行高の比率である国債依存度は35.3%となっており、近年高い水準が続いている。図4の通り、特に満期までの期間が10年以上の超長期国債と呼ばれる国債残高の増加が著しく、将来世代への負担が増加していることを示唆している。金利水準は日本銀行のゼロ金利政策及び量的緩和政策の導入後、極めて低い水準で推移しており、2018年3月30日時点の金利は1年国債で△0.134%であり、5年国債でも△0.108%とマイナス金利となっている。満期が10年以上ある超長期国債についても、10年国債で0.043%、15年国債で0.268%、20年国債0.525%という低金利となっており、10年物国債で金利と期間（10年）で割引計算したときの割引現在価値が99.6%とほとんど減価しない異常な水準ともいえる。財務省が公表している平成29年度末の普通国債残高見込み額は865兆円であり、普通国債に財政投融资特別会計国債などを加えた内国債の残高は956兆円となっている。ただし、図5は公債の利払費に対して前年度の公債残高を除すことで簡易的に計算した推定公債利払率の推移であるが、公債残高の増加に対して公債の利払は増加しておらず、むしろ低下していることが確認できる。これは日本銀行の金融政策等によって、日本の金利水準が低下してきたことに連動し、国債の利子率も下がったことによる。現在の金利水準が日本銀行の金融緩和政策によって下方に押し下げられていると考えるのであれば、今後デフレの解消等

図4 公債残高の推移

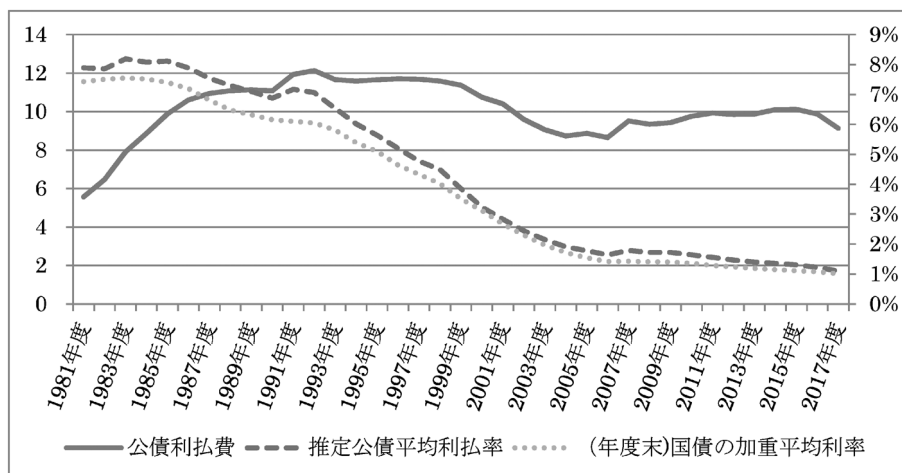
(単位：兆円)



データ出所：日本統計年鑑（総務省統計局）

図5 公債の利払費と推定公債利率の推移

(単位：兆円)



データ出所：日本統計年鑑（総務省統計局）、普通国債の利率加重平均の各年ごとの推移（財務省 HP）

に伴い金融緩和政策の出口戦略<sup>5</sup>が実行された場合、金利水準が上昇することも十分に考えられる。たとえば、平成29年度の利払費の予算は9.1兆円であったが、もし金利が10年前の推定平均利払利率である1.79%に上昇した場合、前期末公債残高（830.6兆円）に乗じて計算した平成29年度の利払費は14.8兆円となり、予算金額よりも5.7兆円も増加することになる。なお、もし仮に平均公債利払率が3%となった場合には利払費は24.9兆円に増大することになる。企業財政でも国家財政でも、負債を利用しレバレッジを効かせた投資は効率的であるものの、効率性から得られるリターンに応じた「リスク」を増大させていることに留意すべきである。適切な財政規律は極めて重要であると考えられるが、昨今のプライマリーバランスが赤字の国家予算の作成及び執行は日本国家財政の持続可能性を考慮しているか懸念が残る。

以上のように公共投資が実態経済に与える影響は理論的には様々に議論されている。また、マクロレベルで財政政策が企業の設備投資に与える影響に関する実証分析は先行研究でも行われているものの、ミクロレベルで個々の企業の設備投資に関しては、減税政策に関する実証研究はあるものの、公共投資に関する実証研究については行われている例が少ない。このため、本稿では財政政策のうちの公共投資に焦点を当て、公共投資が個々の企業の設備投資に影響を与えているのか否かについて検証を行うことを目的として、企業の財務データを用いてGMMによって設備投資関数を推計するとともに、パネルVAR分析を行う。本稿の構成は以下の通りである。第2節では、先行研究を紹介する。第3節で分析方法及びデータを示し、第4節で分析結果及び考察を記載する。第5節で本稿の結論を示す。

<sup>5</sup> 岩田（2018）、岩村（2016）など参照。

## 2. 先行研究

公共投資がマクロ経済に与える影響の分析については多くの先行研究がある。北浦（2009）では、ケース①で財政支出，輸出，民間企業設備投資，民間住宅投資，民間最終消費支出，輸入，ケース②で公的資本形成，為替レート，長期金利，民間企業設備投資，民間住宅投資，民間最終消費支出，物価水準，ケース③で公的資本形成，政府債務残高，輸出，民間企業設備投資，民間住宅投資，民間最終消費支出，輸入という7変数について，1978年第1四半期から2004年第1四半期の四半期マクロデータを用いて無制約VARによる分析を行うとともに，VARモデルによる推計結果を用いてシミュレーション分析を行って財政支出乗数を計算している。分析期間を1980年代と1990年代に分け，財政支出乗数の変化やVARの分析結果を比較した結果，1990年代の財政支出乗数の低下は公共投資による民間企業設備投資のクラウドイング・アウトが支持されるか否か次第であり，VAR分析の結果からクラウドイング・アウトの影響を確認できず，分析時点においては財政政策の効果に大きな相違があるとの証拠は得られなかったと結論付けている。他方，鴨井・橘木（2001）では，1975年第1四半期から1998年第4四半期までの国内総生産，民間最終消費支出，民間企業設備，公的固定資本形成，貨幣残高の5変数でStructural VARを推計し，1975年第1四半期から1984年第4四半期までの期間では公共投資は弱いながらも公共投資が民需にプラスの影響を確認されるものの，1985年第1四半期から1998年第4四半期の期間では投資に関して超短期的にはプラスであるものの経過とともにマイナスの影響を及ぼしていることから，直接的クラウドイング・アウトの影響の可能性のあることを指摘しておりクラウドイング・アウトの評価はわかれている。

次に設備投資関数について企業の財務データを基に分析を行っている先行研究を紹介する。蟹澤（2017a）では，1981年度から2014年度の日本の上場企業の財務データを用いて設備投資関数をGMMで推計を行っている。設備投資関数のモデルでは，被説明変数は設備投資の研究において標準的な投資比率（設備投資を1期前の資本ストックで除した比）とし，説明変数として，誤差修正モデルを参考に被説明変数のラグ項，トービンの $q$ ，資金制約ないしは成長性の代理変数としてEBITDA総資産比，銀行のエージェンシーコストを加味して企業のバランスシート変数として負債総額総資産比，金融機関の貸出態度の代理変数として日銀当座預金及びコールレートとし，設備投資に対する金融政策の効果について分析を行っている。分析の結果，金融政策，特に量的緩和政策が企業の設備投資を増加させる影響は確認できなかった旨を報告している。

堀・齊藤・安藤（2007）では，1991年から2000年の企業財務データをもとに，トービンの $q$ （平均 $q$ ）とキャッシュ・フローを説明変数に導入した企業の設備投資関数について固定効果モデル，変量効果モデル，固定効果モデルに基づいた操作変数法の3つの手法を用いて推計を行っている。分析の結果1990年代に日本の設備投資が低迷した背景としてキャッシュ・フロー感応度を識別しているものの，流動性制約の影響かは即断できず，生産的な投資機会が枯渇し不確実が増し



たことによって非可逆的な投資が抑制された影響、流動性資産を保有することが将来の流動性制約に対してショックを和らげる役割を担っていることを確認したと報告している。他方、花崎・竹内(1997)では、設備投資をトービンの $q$ と資本収益率、金利、キャッシュ・フロー、負債比率、資本ストックで説明する線形設備投資関数について、日米仏の製造業に属する企業の財務データ<sup>6</sup>を基に推計し、各国の比較を行っている。分析の結果、設備投資はキャッシュ・フロー制約を受けており、特に日本のキャッシュ・フロー制約が米仏の企業に比べて大きい旨を報告している。同様に Love and Zicchino (2006)でも、1988年から1998年の期間で36か国の企業レベルのパネルデータを利用し、資本の限界生産力の指標として売上資本比率、投資資本比率、キャッシュ・フローを資本で除した比率、トービンの $q$ の4変数でパネルVAR分析を行い、設備投資に対して金融システムの整備が遅れている国ほどキャッシュ・フローの影響が大きいことを確認している。

以上のようにマクロのデータから公共投資の影響を分析した研究は数多く行われている。一方、個々の企業の設備投資の決定に関する分析は数多く行われているが、公共投資の効果に焦点を当てた研究はほとんど行われていない。第1節でも述べたように、本稿の特徴は、企業の財務データを用いて設備投資関数の推計をGMMで行うとともにパネルVAR推計を行うことで、公共投資が特に企業の設備投資に対してどのような影響を与えているのかについて検証したことになる。

### 3. 分析方法及びデータ

#### 3.1 設備投資関数のモデル

本稿における設備投資関数は下記のトービンの $q$ 型の設備投資関数を基にしている<sup>7</sup>。トービンの $q$ 理論は、Tobin (1969)が提唱して以降、数多くの研究が行われており、設備投資理論として一般的なものとなっている。

$$I_{i,t}/K_{i,t} = \left( \frac{1}{\alpha_i} \right) \left( \frac{q_{i,t}}{p_{i,t}} - 1 \right) + \mu_i$$

$I$ は設備投資量、 $K$ は資本ストック、 $q$ は資本のシャドープライス、 $p$ は投資財価格、 $\alpha$ 、 $\mu$ は調整費用関数のパラメーターであり、添え字 $i$ は企業、 $t$ は時間を示している。なお、 $\frac{q_{i,t}}{p_{i,t}}$ がいわゆるトービンの $q$ (限界 $q$ )となる。

本稿ではトービンの $q$ 型の設備投資関数を基礎として、下記の設備投資関数を推計する。

$$I_{i,t}/K_{i,t-1} = \alpha_0 + \sum_{j=1}^p \alpha_1 I_{i,t-j}/K_{i,t-1-j} + \alpha_2 Aq_{i,t-1} + \alpha_3 EBITDA_{AA_{i,t-1}} + \alpha_4 G_{G_{i,t-1}} + \mu_i + \varepsilon_t$$

被説明変数は設備投資の研究において標準的な投資比率(I/K)(設備投資を1期前の資本ストックで除した比)とし、説明変数としては、誤差修正モデルを参考に被説明変数のラグ項、トービンの $q$ (平均 $q$ )<sup>8</sup>( $Aq$ )、先行研究でも導入されている資金制約ないしは成長性の代理変数として

<sup>6</sup> 分析対象会社数及び期間は、日本では400社(上場企業うち総資産で上位400社)について1980年から1994年、米国は372社について1980年から1994年、仏国は289社について1980年から1994年である。

<sup>7</sup> 鈴木(2001)の第2章を参照した。

EBITDA, 企業の設備投資の景況感判断の代理変数として公共投資としている。なお, 企業規模による影響を排除するために実際に推計を行う変数は設備投資率 (I/K) (=設備投資額/資本ストック), EBITDA を総資産で除した EBITDA 総資産比率 (EBITDA\_AA)<sup>9</sup>, 公共投資を GDP で除した公共投資 GDP 比率 (G\_G) とした。

### 3.2 分析方法とデータ

設備投資関数の推計には Arellano and Bover (1995) の GMM を基礎とした Blundell and Bond (1998) のシステム GMM を使用する。システム GMM では, 1 階差の推定式の操作変数として説明変数のレベルのラグ値を使用したモーメント条件と, レベルの推定式の操作変数として説明変数の階差のラグ値を使用したモーメント条件を同時に用いて, 1 階差モデルとレベルモデルを 1 つのシステムとして GMM 推定量を求める。システム GMM を使用するための前提条件として, 誤差項が系列相関を持たないこと, 使用するモーメント条件すなわち操作変数が妥当であることが求められるため, Arellano-Bond 検定を行って誤差項に自己相関がないことを確認するとともに, Sargan 検定によって過剰識別制約が有効であり操作変数が妥当であることを確認する<sup>10</sup>。本稿の推定では, モデルの操作変数として, レベルについては従属変数の階差のラグ項, 階差については従属変数の 2 期以降のラグ項とした。なお, ラグ数が大きくなることによってモーメント条件の数が多すぎることになった場合, 有限標本ではバイアスが大きくなることが知られているが, 本稿ではサンプルサイズが 1000 以上あることから, 最大ラグ数の仮定は置かないこととした。

公的資本形成及び GDP のデータは内閣府の国民経済計算 (GDP 統計) から取得し, 企業の財務データについては日本経済新聞社 日経 NEEDS (DVD 版) の企業の財務データ (以下, 企業の財務データ) から取得した。データの作成方法は補論に記載した。個別財務諸表の年度決算のデータの期間は 1981 年度から 2014 年度で, 企業の決算月が異なるが, 4 月期から 3 月期までを同一事業年度としている。先行研究において 1980 年代と 1990 年代に区分していたことから, 本稿においては 1980 年代 (1981 年度-1990 年度) と 1990 年代 (1991 年度-2000 年度), 2000 年代以降 (2001 年度-2014 年度) に区分して分析を実施する。サンプルは財務情報が開示されている金融機関を除く上場企業を対象としているが, 本稿ではバランスパネル分析を行うために, 期間中に倒産ないしは新規上場した会社, 期間中に決算期変更を行った会社を除外している。また, 異常値を除去するために平均  $q$  及び設備投資率について標準偏差の 5 倍を逸脱しているデータを異常値として, 当該データを含む会社をサンプルから除外した (平均  $q$  については異常値除去を 2 回繰り返

<sup>8</sup> 本稿では平均  $q$  を使用している。Hayashi (1982) では一定の条件の下で限界  $q$  と平均  $q$  が一致することを示している。

<sup>9</sup> トービンの  $q$  及び EBITDA 総資産比は経営者の意思決定が過去の実績に強く影響を受けることを仮定し 1 期ラグを取っている。

<sup>10</sup> システム GMM の標準誤差の推定に当たってはロバスト制約を課すが, Sargan 検定についてはロバスト制約を外して検定を行う。

表1 産業区分と企業数

東証業種名	分析上の産業区分	企業数	東証業種名	分析上の産業区分	企業数	
水産・農林業	製造業	1	電気機器	製造業	59	
鉱業	製造業	2	輸送用機器	製造業	39	
建設業	建設、不動産	45	精密機器	製造業	11	
食料品	製造業	31	その他製品	製造業	13	
繊維製品	製造業	16	電気・ガス業	電気・ガス	15	
パルプ・紙	製造業	4	陸運業	運輸、倉庫	27	
化学	製造業	60	海運業	運輸、倉庫	6	
医薬品	製造業	13	空運業	運輸、倉庫	2	
石油・石炭製品	製造業	2	倉庫・運輸関連業	運輸、倉庫	19	
ゴム製品	製造業	7	情報・通信業	サービス、その他	6	
ガラス・土石製品	製造業	20	卸売業	卸小売	34	
鉄鋼	製造業	22	小売業	卸小売	15	
非鉄金属	製造業	15	その他金融業	サービス、その他	1	
金属製品	製造業	21	不動産業	建設、不動産	9	
機械	製造業	62	サービス業	サービス、その他	15	
					合計	592

表2 記述統計量

## &lt;全期間&gt;

	平均q	設備投資率	EBITDA総資産比	公共投資GDP比
企業数	592社	592社	592社	592社
平均	11.67	0.21	0.07	0.08
標準偏差	14.26	0.24	0.04	0.02
最大	226.00	4.78	0.35	0.11
最小	0.77	-0.82	-1.11	0.05

## &lt;1980年代&gt;

	平均q	設備投資率	EBITDA総資産比	公共投資GDP比
企業数	592社	592社	592社	592社
平均	15.13	0.29	0.09	0.09
標準偏差	18.52	0.27	0.05	0.01
最大	226.00	4.78	0.35	0.10
最小	1.49	-0.46	-0.14	0.09

## &lt;1990年代&gt;

	平均q	設備投資率	EBITDA総資産比	公共投資GDP比
企業数	592社	592社	592社	592社
平均	9.63	0.20	0.06	0.10
標準偏差	10.52	0.24	0.04	0.01
最大	132.01	4.75	0.23	0.11
最小	0.97	-0.56	-0.11	0.08

## &lt;2000年代以降&gt;

	平均q	設備投資率	EBITDA総資産比	公共投資GDP比
企業数	592社	592社	592社	592社
平均	10.65	0.15	0.06	0.06
標準偏差	12.53	0.19	0.04	0.01
最大	143.80	3.98	0.31	0.08
最小	0.77	-0.82	-1.11	0.05

した)。以上の、サンプルセレクションの結果、サンプル数は592社となった。なお、本稿の産業別の区分は東証業種区分を基礎として国民経済計算における経済活動別分類を参考に表1のように行っている。産業別のサンプル数は、製造業398社、建設・不動産54社、電気・ガス15社、卸小売49社、運輸・倉庫54社、サービス・その他22社となっている。サンプルの統計量は表2で示している。

### 3.3 パネル VAR モデル

上記の設備投資関数の推計結果を補完する目的で設備投資関数の説明/被説明変数である，設備投資率，平均  $q$ ，EBITDA 総資産比，公共投資 GDP 比率の 4 変数でパネル VAR（無制約 VAR）推計を行う。

パネル VAR の概要は下記の通りである<sup>11</sup>。まず，静学的なランダム係数モデルとして下記を置く。

$$y_{it} = \beta_i' x_{it} + v_{it}$$

ここでの  $\beta_i$  は確率的であり，期待値 0 で均一分散を持つ確率変数である  $\eta_i$  を用いて， $\beta_i = \beta + \eta_i$  を仮定している。 $\beta_i$  の平均的な大きさである  $\beta = E(\beta_i)$  を推定する方法として， $i$  ごとに回帰した  $N$  個の OLS 推定量  $\hat{\beta}_i$  を計算し， $\hat{\beta} = N^{-1} \sum_{i=1}^N \hat{\beta}_i$  を計算する。静学的モデルの場合， $\beta$  が一致推定量となることは一般的に知られている。次にラグ変数  $y_{i,t-1}$  を変数に追加した動学的パネルモデルに拡張する。

$$\begin{aligned} y_{i,t} &= \alpha_i y_{i,t-1} + \beta_i' x_{it} + v_{it} \quad (i=1, \dots, N; t=1, \dots, T) \\ &= \delta_i' w_{it} + v_{it} \end{aligned}$$

期待値 0 で均一分散を持つ確率変数である  $\eta_{1i}, \eta_{2i}$  を用いて，各係数は確率的な  $\alpha_i = \alpha + \eta_{1i}$ ,  $\beta_i = \beta + \eta_{2i}$  であるとして上記と同じ方法で計算を行い，下記の短期係数の推定値と長期係数の推定値を計算する。Pesaran and Smith (1995) では，平均グループ推定量と呼ばれるこれらの推定値は  $T \rightarrow \infty$  のとき  $\hat{\delta}_i \xrightarrow{p} \delta_i$  となり， $\delta, \theta$  は一致推定量となることを示している。

短期係数：

$$\hat{\delta}_{MG} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \hat{\delta}_i, \hat{\delta}_i = (\sum_{t=1}^T w_{it} w_{it}')^{-1} \sum_{t=1}^T w_{it} y_{it} \quad (i=1, \dots, N)$$

長期係数：

$$\hat{\theta}_{MG} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{\hat{\beta}_i}{1 - \hat{\alpha}_i}$$

パネル VAR 推計では，外生変数は定数項のみとし，ラグ回数については 0 期から 2 期までの期間でラグ回数の検定<sup>12</sup>を行い，赤池情報量基準に基づき最適なラグ回数である 2 期を選択した。また VAR についてインパルスレスポンスを導出する際には，コレスキー分解を行い，変数のオーダーは外生性の高いと想定される順に公共投資 GDP 比率，EBITDA 総資産比，平均  $q$ ，設備投資率の順番とした<sup>13</sup>。インパルスレスポンスの結果は，ショックに対する反応について 10 期までの累積値で示し，標準誤差についてモンテ・カルロ法を適用した信頼区間についても示す。

パネル VAR 推計に先立って単位根検定を行う。単位根検定は，単位根プロセスが各経済主体共

<sup>11</sup> パネル VAR の概要は千木良・早川・山本 (2011) を参考にした。

<sup>12</sup> 検定の際の最大ラグ数は年代 (10年) 単位の分析を行うことから 2 期と置いた。

<sup>13</sup> VAR 分析における問題点として従来より指摘が行われている通り，変数の順番がアドホックな仮定となる。

通の仮定を置いた Levin Lin and Chu テスト (LLC テスト), 単位根プロセスが各経済主体固有という仮定を置いた Im, Pesaran and Shin テスト (IPS テスト), フィッシャー ADF テスト (ADF テスト), フィッシャー PP テスト (PP テスト) を実施する<sup>14</sup>。単位根検定の際のラグ回数についてはシュワルツ情報量基準における最適なラグ回数を適用し, 外生変数に原則として個別効果を仮定しつつ, 一部の期間・変数については個別効果及びトレンドの仮定ないしは外生変数なしを仮定した。単位根検定の結果, 全産業の各期間別の各変数は次を除きレベルで単位根が 1% 有意で棄却される結果となった。ただし, 2000 年代以降の平均  $q$  における LLC が 10% 有意であり, また IPS テスト及び PP テストにおいては単位根の存在が棄却されなかった。建設・不動産業の各期間の各変数についても同様に次を除きレベルで単位根が 1% 有意で検出されない結果となった。さらに, 平均  $q$  については 1990 年代において LLC テストは 1% 有意であるものの, IPS テスト, ADF テスト及び PP テストにおいて単位根の存在が棄却されなかった他, 2000 年代以降の LLC テスト, IPS テスト, ADF テスト及び PP テストにおいて単位根の存在が棄却されなかった (ADF テストでは 10% 有意で単位根を棄却)。単位根検定の結果, 各変数は概ね  $I(0)$  変数と判断されることから, 本稿では各変数はすべて  $I(0)$  変数であると仮定し, レベルで VAR の推計を行うこととする<sup>15</sup>。

## 4. 分析結果及び考察

### 4.1 GMM による設備投資関数の推計結果及び考察

全産業の企業を対象とした設備投資関数の推計結果は表 3 の通りである。全期間を対象にした Arellano-Bond 検定の結果から誤差項に相関がないこと, Sargan 検定の結果から過剰識別制約が妥当であることを確認できる。推計結果は定数項を除くすべての係数で 1% 有意でプラスとなった。平均  $q$  がプラスであることから実際の企業の設備投資行動が設備投資理論と整合していること, EBITDA 総資産比がプラスであることから, キャッシュ・フローが潤沢な企業ほど設備投資を増加させるという資金制約が設備投資に影響を与えるという先行研究との整合性が確認できた。さらに公共投資 GDP 比率がプラスであることから, 公共投資を増加させ公共投資 GDP 比率が上昇した場合, 企業の設備投資が増加する効果についても確認された。ただし, 年代別の効果が確認できる全産業の企業について期間を区切った場合の推計では, Sargan 検定の結果が妥当でない結果となった。そこでもっとも公共投資の影響を受けると考えられる建設・不動産業の企業について

<sup>14</sup> パネル単位根検定については松浦・マッケンジー (2012) を参照した。

<sup>15</sup> 単位根が存在する場合, 有限期間で VAR をレベルで実施するとバイアスが生じることから階差を取った VAR モデルで分析することが多いが, Sims, Stock and Watson (1990) ではデータの階差で分析を行うと元のデータに含有されていた重要な情報が欠落してしまう可能性を指摘している。単位根検定はすべての検定で有意に単位根が棄却されていないが, ADF 検定で単位根が検出されない場合, レベルでの VAR モデルを推計した。なお, 建設・不動産業の 1990 年代において単位根が検出されている。他の産業・期間との分析上の比較のため分析は行いが, 同産業・同期間の VAR 及びインパルスレスポンスの結果は参考情報とする。

表3 (全産業) 設備投資関数の推計結果

産業	全産業		全産業		全産業		全産業	
期間	1981年度-2014年度		1981年度-1990年度		1991年度-2000年度		2001年度-2014年度	
企業数	592		592		592		592	
サンプル数	19536		5328		5920		8288	
操作変数	564		48		149		375	
変数名	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
投資比率比率(1期ラグ)	0.0244 ***	0.009	0.0538 ***	0.019	0.0310 *	0.018	0.0297 **	0.012
平均q(1期ラグ)	0.0178 ***	0.001	0.0136 ***	0.002	0.0183	0.002	0.0155 ***	0.002
EBITDA総資産比(1期ラグ)	0.4334 ***	0.132	0.6646 ***	0.198	0.6118 ***	0.222	0.1069	0.110
公共投資GDP比	0.9933 ***	0.149	0.9359	1.198	-0.2167	0.354	0.4658 *	0.246
定数項	-0.1147 ***	0.016	-0.0763	0.125	-0.0186	0.036	-0.0310	0.023
Arellano-Bond検定								
AR(2) z値	0.51		0.40		0.07 *		0.30	
Sargan検定								
chi2値	577.59		112.78 ***		246.76 ***		0.04 **	

表4 (建設・不動産) 設備投資関数の推計結果

産業	建設・不動産		建設・不動産		建設・不動産		建設・不動産	
期間	1981年度-2014年度		1981年度-1990年度		1991年度-2000年度		2001年度-2014年度	
企業数	54		54		54		54	
サンプル数	1782		486		540		756	
操作変数	564		48		149		375	
変数名	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
投資比率比率(1期ラグ)	0.0075	0.046	-0.0216	0.026	0.0084	0.036	-0.0656	0.045
平均q(1期ラグ)	0.0117 ***	0.003	0.0140 ***	0.005	0.0147 ***	0.002	0.0085 ***	0.003
EBITDA総資産比(1期ラグ)	0.3972	0.852	1.1769	0.940	-1.3449	0.958	0.2796	0.936
公共投資GDP比	0.4024	0.829	10.0270 *	5.281	4.3377 ***	1.531	-0.3684	0.885
定数項	-0.1164	0.105	-1.1466	0.609	-0.4622 ***	0.140	-0.0154	0.123
Arellano-Bond検定								
AR(2) z値	-0.11		-1.13		0.12		0.36	
Sargan検定								
chi2値	50.26		51.43		51.56		49.14	

期間を区切った場合の推計結果(表4)を確認する。

建設・不動産業の企業の推計では、全期間でも各期間別でも Arellano-Bond 検定及び Sargan 検定の結果から設備投資関数の推計結果が有効と認められる。まず、全期間の推計結果であるが、符号は定数項を除くすべての係数がプラスであるものの、平均 q 以外の変数の有意性が確認できなかった。期間を区切った分析では平均 q についてはすべてプラスで 1% 有意であるものの、それ以外の変数は符号と有意性が異なっている。本稿で注目している公共投資 GDP 比率については、1980年代及び1990年代においてはプラスで有意であるものの、2000年代以降はマイナス、かつ、有意ではないという結果となった。この結果は1980年代から1990年代までは公共投資を増加させ公共投資 GDP 比率が上昇した場合建設・不動産業の企業の設備投資も増加する関係が成立していたが、2000年代以降は公共投資を増加させ公共投資 GDP 比率が上昇したとしても企業の設備投資が増加しなくなったということであり、2000年代以降の公共投資が建設・不動産業の企業の設備投資を増加させる効果が明示的に確認できない結果となった。

産業別のデータで期間を区切った推計の場合、2000年以前の期間では上記の建設・不動産業を除き Arellano-Bond 検定及び Sargan 検定の結果が安定しない結果となったことから、本稿では全期間及び2000年以降を対象とした推計結果のみを記載する。全期間における産業別の設備投資の推計結果が表5であり、2000年以降の期間における産業別の設備投資の推計結果が表6である。

表5 (産業別) 全期間 設備投資関数の推計結果

産業	建設・不動産		製造業		電気・ガス	
期間	1981年度-2014年度		1981年度-2014年度		1981年度-2014年度	
企業数	54		398		15	
サンプル数	1782		13134		495	
操作変数	564		564		411	
変数名	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
投資比率比率(1期ラグ)	0.0075	0.046	0.0527 ***	0.015	0.1220	0.617
平均q(1期ラグ)	0.0117 ***	0.003	0.0166 ***	0.002	0.0221	0.048
EBITDA総資産比(1期ラグ)	0.3972	0.852	0.7666 ***	0.133	-1.4388	2.533
公共投資GDP比	0.4024	0.829	1.0856 ***	0.199	1.0818	1.191
定数項	-0.1164	0.105	-0.1016 ***	0.022	0.1660	0.234
Arellano-Bond検定						
AR(2) z値	-0.11		1.33		0.37	
Sargan検定						
chi2値	50.26		394.99		11.68	
産業	卸小売		運輸倉庫		サービス・その他	
期間	1981年度-2014年度		1981年度-2014年度		1981年度-2014年度	
企業数	49		54		22	
サンプル数	1617		1782		726	
操作変数	564		564		509	
変数名	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
投資比率比率(1期ラグ)	-0.0360	0.038	0.0170	0.032	-0.2138	0.260
平均q(1期ラグ)	0.0104 ***	0.001	0.0398 ***	0.008	0.0120	0.012
EBITDA総資産比(1期ラグ)	-1.0119	1.662	-0.2897	0.769	-0.2639	1.364
公共投資GDP比	1.3547	1.304	0.7152	0.653	2.6561	8.211
定数項	-0.1058	0.113	-0.0749	0.074	-0.0448	0.796
Arellano-Bond検定						
AR(2) z値	-0.94		-0.14		-0.49	
Sargan検定						
chi2値	43.83		53.16		15.96	

表6 (産業別) 2000年代以降の設備投資関数の推計結果

産業	建設・不動産(再掲)		製造業		電気・ガス	
期間	2001年度-2014年度		2001年度-2014年度		1981年度-2014年度	
企業数	54		398		15	
サンプル数	756		5572		210	
操作変数	375		375		225	
変数名	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
投資比率比率(1期ラグ)	-0.0656	0.045	0.0307 **	0.015	-0.1985	0.353
平均q(1期ラグ)	0.0085 ***	0.003	0.0142 ***	0.002	0.0402	0.277
EBITDA総資産比(1期ラグ)	0.2796	0.936	0.3650 ***	0.134	-0.2775	0.498
公共投資GDP比	-0.3684	0.885	0.2099	0.258	0.5766	5.150
定数項	-0.0154	0.123	-0.0044	0.025	0.0137	0.944
Arellano-Bond検定						
AR(2) z値	0.36		0.20		-0.62	
Sargan検定						
chi2値	49.14		376.52		9.06	
産業	卸小売		運輸倉庫		サービス・その他	
期間	1981年度-2014年度		1981年度-2014年度		1981年度-2014年度	
企業数	49		54		22	
サンプル数	686		756		726	
操作変数	375		375		509	
変数名	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
投資比率比率(1期ラグ)	-0.0116	0.055	0.0660	0.060	-0.0313	0.185
平均q(1期ラグ)	0.0064 *	0.004	0.0327 *	0.019	0.0058	0.013
EBITDA総資産比(1期ラグ)	-0.2784	0.938	-0.6486	1.304	0.5603	1.421
公共投資GDP比	0.7084	1.929	0.2661	1.051	2.9222	7.268
定数項	-0.0025	0.156	-0.0018	0.092	-0.0969	0.450
Arellano-Bond検定						
AR(2) z値	-0.41		0.81		0.11	
Sargan検定						
chi2値	41.94		50.29		18.17	

まず、製造業については、定数項を除くすべての変数の係数がプラスかつ1%有意となったことから、全産業を対象とした分析結果と同じく、設備投資理論、資金制約の仮定、公共投資が企業の設備投資を増加させる効果が確認できた。しかし、2000年代以降では公共投資 GDP 比率の係数はプラスであるものの、有意性が確認できない結果となっており、建設・不動産業の2000年代以降の結果と同じく、公共投資の企業の設備投資を増加させる効果が確認できない結果となった。建設・不動産業及び製造業以外では全期間の公共投資 GDP 比率の係数はプラスであるものの、有意性は認められなかった。また、2000年代以降の期間ではすべての産業で公共投資 GDP 比率の係数は有意ではなかったことから、公共投資が企業の設備投資に与えた影響は限定的であったと考えられる。

#### 4.2 VAR 推計におけるインパルスレスポンスの結果及び考察

全産業の全期間を対象とした VAR 推計におけるインパルスレスポンスの結果が図6である。公共投資 GDP 比率のショックが企業の設備投資にプラスの影響を与えていることが確認された。しかし、図7の全産業で期間を区切って推計した VAR の公共投資 GDP 比率の企業の設備投資へのインパルスレスポンスを確認すると、1980年代ではプラスであるものの、1990年代では符号が安定せず、2000年代以降ではむしろマイナスとなっていることが確認できる。さらに、図8の建設・不動産業のみを対象として期間を区切って推計した VAR の公共投資 GDP 比率の企業の設備投資へのインパルスレスポンスにおいても各時期で公共投資 GDP 比率の企業の設備投資への有意なプラスの影響を確認できない結果となった。

図6 (全産業) 全期間 インパルスレスポンス

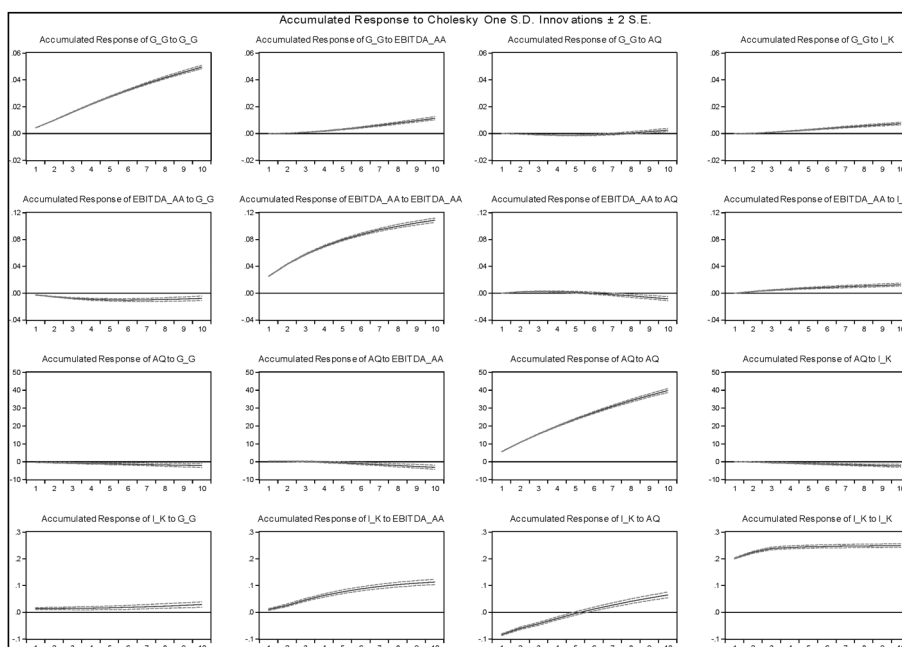




図7 (全産業) 期間別 公共投資 GDP 比率から設備投資率へのインパルスレスポンス  
(1980年代) (1990年代) (2000年代以降)

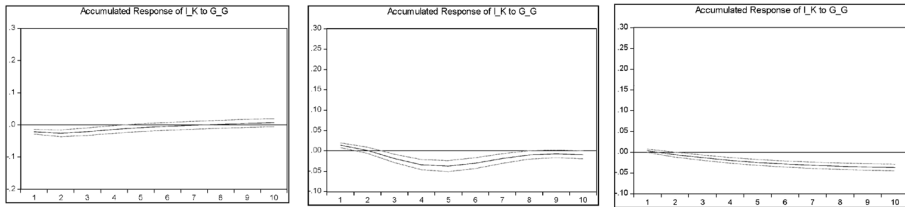
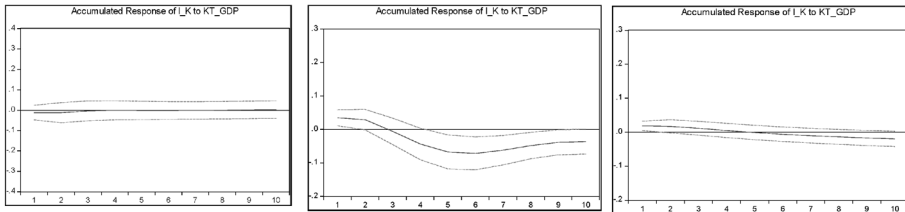


図8 (建設・不動産業) 期間別 公共投資 GDP 比率から設備投資率へのインパルスレスポンス  
(1980年代) (1990年代) (2000年代以降)



## 5. 結論

設備投資関数の推計結果から、1980年度から2014年度の期間で分析した場合、公共投資を増加させれば企業の設備投資が増加する効果が認められるものの、2000年代以降の期間で分析した場合、当該効果が認められないという結果を得た。パネル VAR 推計のインパルスレスポンスの結果も同様に公共投資を増加させても企業の設備投資が増加しないという結果となった。公共投資の恩恵を比較的直接受け取ると考えられる建設・不動産業の企業を対象とした分析でも2000年代以降に公共投資の増加が企業の設備投資に明示的な影響が確認できないという結果は、公共投資が企業の設備投資を増加させる効果が大きく縮小しているということを示唆していると考えられる。公共投資を行うためには財源が必要であり、プライマリーバランスが赤字で国債の発行残高が年々増加している現代の日本において、企業の設備投資増強効果を欠いた公共投資は政策としての費用対効果が落ちていると言えよう。最適な財政政策の内容及び規模について今後さらなる社会的な議論を行う必要があると考えられる。

本稿では公共投資の数ある社会的便益の中の企業の設備投資というチャンネルに着目して分析を行ったが、今後の課題として、モデルの改善を行うとともに、公共投資によって得られる多面的な社会的便益とコストを組み込んだモデルを作成し、包括的な公共投資の評価を行いたいと考えている。また、企業の収益構造を詳細に分析するとともに企業以外の経済主体についてもモデルに組み込んだ分析を行うことによって公共投資の効果が低減した原因を追究するとともに、減税などの他の財政政策についても研究を行うことによって、より効果的かつ効率的な政策提言につながるよう

な研究を行っていきたいと考えている。

#### 補論 各データの作成方法

##### 【名目設備投資額】

当期末償却性資産簿価－前期末償却性資産簿価＋当期減価償却額＋減損損失＋有形固定資産処分損  
・評価損（不動産を除く）

##### 【償却性資産簿価】

企業の財務データから以下の式を用いて作成した。

有形固定資産－土地－建設仮勘定

##### 【投資財デフレーター】

内閣府の国民経済計算の支出側デフレーターの民間の企業設備のデフレーターについて、1994年度から2014年度については平成17年基準の実数を、1981年度から1993年度は平成12年基準の原値を平成17年基準値と平成12年基準値が重なる1994年度から2004年度の両原値の差の平均で補正して1つの系列に統合した。

##### 【実質設備投資額( $I_t$ )】

名目設備投資額を投資財デフレーターを用いて実質化した。

##### 【物理的減耗率( $\delta$ )】

内閣府 HP の国民経済計算の民間企業資本ストックにおける産業別資本ストックの準除却額を前期の資本ストックで除して算定した。

##### 【実質資本ストック( $K_t$ )】

以下の式を用いて作成した。なお、初年度（1981年度）資本ストックは1981年度末の償却性資産残高を用いた。

$$K_t = I_t + (1 - \delta)K_{t-1}$$

##### 【EBITDA】

企業の財務データから以下の式を用いて作成した。

営業利益＋減価償却費

##### 【トービンの q（平均 q）( $Aq_{i,t}$ )】

トービンの q にはいわゆる限界 q と平均 q があるが<sup>16</sup>、本稿では平均 q を採用し、以下の式を用いて作成した。

（企業価値の市場評価＋負債総額）/償却性資産簿価

##### 【企業価値の市場評価】

（期末株価×期末発行済株式総数）で求めた。期末株価は日経 QUICK から、期末発行済株式総数

---

<sup>16</sup> Hayashi (1982) など参照

は日経 NEEDS から得た。

### 【有利子負債額】

企業の財務データから以下の式を用いて作成した。

短期借入金 + 1 年内返済の長期借入金 + 1 年内償還の社債・転換社債 + 社債・転換社債 + 長期借入金

### 参考文献

1. 岩田一政 (2018), 「ポスト黒田が取り組むべき四つの課題：物価目標を柔軟化し, 出口戦略の全体像を語り始めるべき」, *金融財政事情* 69(1), 16-19, 2018-01-08, 金融財政事情研究会
2. 岩村充 (2016), 「混乱からの出口はあるか」, 日本経済研究センター編『激論マイナス金利政策』pp.329-358, 日本経済新聞出版社
3. 蟹澤啓輔 (2016), 「金融政策が企業の設備投資に与える影響—VAR モデルに基づく考察—」, *商学研究論集*, 第45号 pp.33-47, 明治大学大学院商学研究科
4. 蟹澤啓輔 (2017a), 「金融政策が企業の設備投資, 資金調達に与える影響—個別企業の財務データに基づく考察—」, *産業経理* Vol.76 No.4, pp.158-167, 産業経理協会
5. 蟹澤啓輔 (2017b), 「金融政策が銀行行動に与えた影響—財務データに基づく考察—」, *商学研究論集*, 第48号 pp.21-36, 明治大学大学院商学研究科
6. 鴨井慶太・橋木俊詔 (2001), 「財政政策が民間需要に与えた影響について—Structural VAR による検証」, *フィナンシャル・レビュー*, 財務省財務総合政策研究所
7. 北浦修敏 (2009), 『マクロ経済のシミュレーション分析』, 京都大学学術出版会
8. 鈴木和志 (2001), 『設備投資と金融市場 情報の非対称性と不確実性』, 東京大学出版
9. 溜川健一 (2010), 「パネル VAR モデルを用いた財政政策の評価」, *経済政策ジャーナル* 7(2), 日本経済政策学会
10. 千木良弘朗・早川和彦・山本拓 (2011), 『動学的パネルデータ分析』, 知泉書館
11. 花崎正晴・竹内朱恵 (1997), 「日本企業の設備投資行動の特徴について—マイクロデータに基づく国際比較」, *フィナンシャル・レビュー*, 財務省財務総合政策研究所
12. 松浦克己・コリン, マッケンジー (2012), 『EViews による計量経済分析 [第2版]』, 東洋経済新報社
13. 二神浩一・堀敬一 (2009), 『マクロ経済学 (第2版)』, 有斐閣
14. 堀敬一・齊藤誠・安藤浩一 (2007), 「1990年代の設備投資の停滞について—上場企業の財務データからの考察—」, 林文夫編『金融の機能不全』, 勁草書房
15. Arellano, M. and O. Bover, (1995), “Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-Components Models,” *Journal of Econometrics*, .Vol.68, No.1 pp.29-51
16. Blundell, R. and S. Bond, (1998), “Initial Conditions and Moment Restriction in Dynamic Panel-Data Models,” *Journal of Econometrics*, Vol.87, No.1, pp.115-143
17. Hayashi, Fumio, (1982), “Tobin’s Marginal Q and Average Q: A Neoclassical Interpretation,” *Econometrica*, Vol.50, No.1, pp.213-224
18. Love, Inessa and Lea Zicchino (2006), “Financial development and dynamic investment behavior: Evidence from panel VAR”, *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 46 (2006) 190-210
19. Pesaran, M, H and R. Smith (1995), “Estimating Long-Run Relationships from Dynamic Heterogeneous Panels”, *Journal of Econometrics*, 68, pp.79-113
20. Sims, C. A, Stock, J. H. and M. W. Watson (1990), “Inference in linear time series models with some unit roots”, *Econometrica*, Vol.58, No.1, pp.113-144
21. Tobin, J. (1969), “A General Equilibrium Approach To Monetary Theory”, *Journal of Money, Credit and Banking* Vol1, No.1, pp.15-29, Ohio State University Press