

論 文

設備投資と q の関係性の変化：^{*}

上場製造業企業のパネルデータを用いた分析

石川 貴幸^{**}

<要旨>

本研究は、設備投資比率と Tobin の q の関係を、上場している日本の製造業企業のパネルデータを用いて分析したものである。これまで多くの投資関数の推定では、説明変数として Tobin の q と ad hoc に変数を加えることで資金制約などの議論を行ってきた。しかし本研究の結果から、(1) q と投資比率の関係は 1997 年付近を境に変化していること、(2) この 1997 年の構造変化が今日まで続いていること、(3) q の構造変化を考慮するか否かで資金制約の推定に過誤が生じる可能性が指摘された。以上の 3 つの結果は、以下の政策的含意を有している。第一に、 q と投資比率の関係が変化しているために、日本では近年の景気回復にもかかわらず投資が伸びていなかったことが説明できる。第二に、資金制約の推定に過誤が存在していることによって、適切な企業分析や政策評価がなされてこなかった可能性がある。 q と設備投資の関係が変化した原因を追究することは今後の課題である。

JEL Classification Codes: E22, E60, G31

Keywords: 限界 q 、資金制約、設備投資、長期停滞

^{*} 本稿を執筆する上で、ご助言とご示唆を頂いた一橋大学大学院経済学研究科の塩路悦朗教授に深く感謝したい。また「若手研究者による企業行動の実証分析研究会」の参加者から頂いたコメントに感謝したい。なお本稿に残るすべての誤りは、勿論筆者に帰属するものである。

^{**} 石川貴幸：立正大学経済学部、一橋大学大学院経済学研究科博士後期課程在籍

The Changing Relationship Between Investment and Tobin's q: Empirical Analysis of Listed Manufacturing Firms in Japan

By Takayuki ISHIKAWA

Abstract

Many empirical studies on the investment function employ Tobin's q model and consider financial constraints by adding certain variables in an ad hoc manner. Using a panel of financial statement data for Japanese listed manufacturing firms spanning the period from 1975 to 2016, this study estimates the investment function using Tobin's marginal q . The results show that the relationship between the investment ratio and the marginal q in Japan is not fixed but differs depending on the period. Specifically, the three key results were as follows: (1) the relationship changed around 1997; (2) this structural change in the relationship in 1997 has persisted until today; and (3) if this structural change is not taken into account, the role of financial variables may be overestimated. These findings imply that, first, this structural change can explain why investment has not been growing significantly despite the economic recovery in Japan. Second, they imply that the corporate analyses and policy evaluations in previous studies, due to the failure to recognize the structural change, may have been incorrect. Why the relationship between the investment ratio and the marginal q changed and how this structural change occurred remains an issue to be explored.

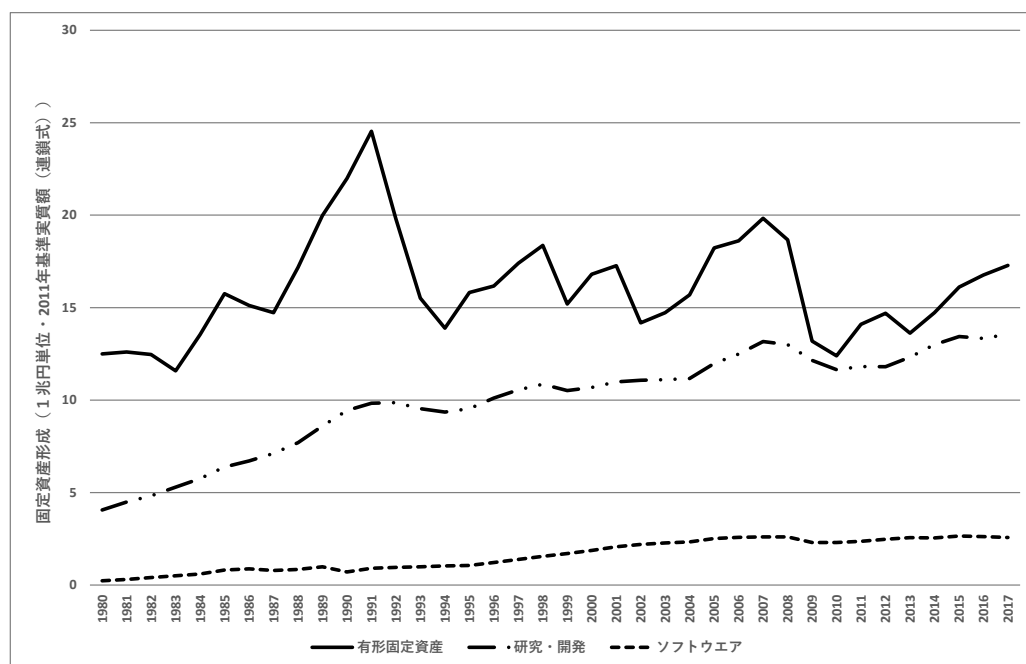
JEL Classification Codes: E22, E60, G31

Keywords: marginal q , financial constraint, investment, secular stagnation.

1. はじめに

2012 年末に発足した第 2 次安倍内閣により始まったいわゆる「アベノミクス」により、日本経済を取り巻く環境は好転してきたといえる。この一連の経済政策の中で、特に日本銀行による量的・質的金融緩和は、積極的な貨幣供給と金利の引き下げに注力してきた。当初これらの政策によって、低い金利と中長期的な緩やかなインフレの環境が、企業の期待収益を変化させ、積極的な設備投資につながると信じられてきた。実際に日本銀行が公表している短観 DI を見ても、金融機関の貸し出し態度は厳しいとはいえ、さらに消費者物価指数も当初想定よりも低いものの、緩やかに上昇を続けており、長期に亘ったデフレーションから日本経済は脱却しつつある。それにもかかわらず、期待とは裏腹に、日本企業の設備投資は活発にならず、伸び悩んでいる状況が続いている。図表 1 は、内閣府の「国民経済計算年次推計」を用いて、日本の製造業に於ける固定資本形成の推移を描写したものである。ここで有形固定資産は「その他の建物・構築物」と「機械・設備」を合計したものである。

図表 1 固定資本形成推移（製造業）



確かに 2013 年以降、有形固定資産の投資額は増加していることが分かるが、しかしその額は世界金融危機以前の 2007 年の水準に達しておらず、長期的に見ればほぼ横ばいが続いていたといえる。一方で研究・開発は、1990 年以前のトレンドとは異なっているように見えるものの上昇しているといえる。

このように設備投資が低迷しているのはなぜだろうか。先述の通り、一般に資金制約が強いと言われる研究開発投資が伸びていることに加え、2017 年度では純利益が 5 年間で 3 倍にも伸びている¹ことから、日本経済が好転していることは明らかである。

設備投資は生産要素である資本ストックを増やすだけではなく、新技術を取り入れるという意味でも重要である。言い換えれば、設備投資の低迷は、古い技術を用いて生産していることに他ならない。また生産性向上という観点からも設備投資は重要である。本稿では、Tobin の q 型投資関数の推定を企業レベルのパネルデータを用いて行うことで、この設備投資の低迷を調査し、特に企業の設備投資行動に構造変化が起こった可能性を考察する。

Tobin の記念碑的論文 (Tobin (1969)) によって提唱された投資理論について、これまで多くの実証研究がなされてきた。特に実証研究に於いて重要な帰結をもたらしたのは Hayashi (1982) である。彼の研究によっていわゆる Hayashi の定理が提唱され、平均 q と限界 q がある条件の下²で一致することが理論的にも示された。この Hayashi (1982) 以降、多くの研究が Tobin の q 理論に基づく投資関数の推定を試みてきた。その中でも、1990 年代の投資関数の推定に焦点を当てたのは、Hori et al. (2006) である。彼らは 1990 年代のパネルデータを等分し、平均 q を用いて推定を行った。その結果、1990 年代の前半と後半で平均 q の係数が異なっていることを報告している。また彼らは 1995 年以降では企業が強い資金制約下にあることを指摘している。

Masuda (2015) は限界 q を用いて、長期に亘って金融政策が資金制約に与えた影響についての分析を行った。彼は金融政策が資金制約の緩和を通じて企業に波及していることを示し、特に量的緩和政策が資金制約の経路を通じて設備投資に波及していることを示した。

これらの研究にあるように q 型投資関数の推定では資金制約の存在が指摘されるが、対照的に田中 (2006) のように資金制約は存在していないといった研究も報告されている。

また、近年設備投資が伸びない原因として注目を集めているのが不確実性の問題である。不確実性の研究は、例えば Dixit and Pindyck (1994) や Abel and Eberly (1994) があるが、これらの研究の結果は、設備投資には不確実性がある場合、 q が反応しない領域が大きくなるというものである。日本におけるこの種の実証分析では、宮尾 (2009) がある。彼は製造業と非製造業に於いて q 型投資関数の推定を行い、1990 年代とそれ以降で不確実性の役割が異なっていることを見出している。しかし、先述の通り近年日本経済は回復しつつあるにもかかわらず企業が設備投資行動を行わない理由として、不確実性だけでは説明できないと思われる。特に長期的に低迷しているのは投資行動に構造変化が生じたためだとも考えられるのではないだろうか。

投資関数の推定では別アプローチとして Multiple q の理論がある。Multiple q は Wildasin

¹ 2018 年 5 月 1 日 日本経済新聞 日経電子版

² 条件とは、生産財市場が完全競争的であつ、企業の生産関数と調整費用関数が一次同次であること、また企業の割引率が外生的のことである。Hayashi の定理は price taker など強い制約が要請される。理論的側面から実際には限界 q が正しい。但し限界 q の計測にもいくつかの課題が残っている。

(1984) が提唱した、資本ストック全体に対する q (Total q) は、各資本財ストックによって計算される財ごとの q (Partial q) の加重平均として計算できるという、資本の異質性を考慮したものである。この Multiple q 理論は浅子ほか (1989) に始まり、浅子・外木 (2010) や Tonogi and Tonogi (2018) など、今日に於いても発展し続けている。この資本の異質性は特に研究開発投資に関する議論で用いられている。Tonogi and Tonogi (2018) では実際に研究開発ストックを考慮した Multiple q で推計を行い、平均の q が 1 により近づくこと³、投資関数の推定パフォーマンスが改善することを示した。さらに Multiple q の枠組みで浅子ほか (2013) は非線形の投資関数についても分析を行っている。これは不確実性の議論同様、 q が反応しなくなる領域を考慮した分析であるが、実際に彼らは日本のデータを用いて分析し、投資の非線形性を導入することで投資関数のパフォーマンスが向上することを確認している。このように投資関数の推定、特に q を用いた研究は、日々知見が積み重ねられている。

本研究が対象とするのは先述の通り有形資産に対する設備投資であり、研究開発投資は考慮していない。これはデータの制約に起因しており、研究開発投資支出が財務諸表として掲載するようになったのが 1999 年以降である⁴ためである。さらに本研究では限界 q を用いているがこれは第二に株価が先に挙げた先行研究にある通り研究開発投資やその他無形資産に対する投資の情報を含んでおり、有形固定資産による平均 q では計測誤差が大きいことが挙げられる⁵。

以上の理由から本研究では、鈴木 (2001) や Masuda (2015) と同様に限界 q の手法を用いて、日本の上場している製造業企業のデータを用いて限界の q を作成し、設備投資関数を推定した。分析では一段階目として年ごとのクロス・セクション分析を行い、投資比率と q の関係がどのように時系列で変化したのかを観察した。その結果、1997 年付近を境にして q の係数が小さくなることを確認した。また 1997 年以降常に q の係数は低下したままでも確認した。次に二段階目として、パネルデータを用いて 1997 年に構造変化が生じたものとして、限界 q と資金制約の代理変数として流動資産比率を用いた投資関数の推定を行った。その結果、限界 q と投資比率における 1997 年の構造変化を考慮しない場合、流動資産比率の係数に有意な差は見いだせないことを確認した。すなわち、限界 q と投資比率の関係性に関する構造変化を考慮しなければ資金制約は本来分析期間では変化していないにも関わらず、資金制約の緩急が観察されるいわゆる「第一種の過誤」が生じ、適切な分析がなされない可能性が指摘できる。

³ 研究開発投資や無形資産投資を考慮すると Tobin の q が 1 に近づくことは他にも Miyagawa et al. (2013) などがある。また研究開発投資が企業価値に対して影響を与えることは例えば Nagaoka (2006) が示している。

⁴ 通常、研究開発ストックを作成する上で恒久棚卸法を用いるが、5 年程度資本積立期間として推定から除くため、推定に用いる期間はさらに 5 年減少することになり比較が難しい。従って本研究では研究開発投資ストックは資本ストックに含まれていない。

⁵ またどの時点の株価を用いるかでも推定は異なってくる。すなわち、期初・期中・期末のどの株価なのかで異なる。さらに企業のパフォーマンス以外の要因で変動することもある。

本稿の構成は以下の通りである。第 2 節では本研究で用いるデータについて述べる。第 3 節では q と投資比率の時系列推移を確認するためにクロス・セクション分析を行う。第 4 節では第 3 節の結果を踏まえてパネルデータによる分析を行う。第 5 節では本研究のまとめを行い、今後の課題と展望を述べる。

2. データ

本研究では、企業レベルの財務情報として日経 NEEDS Financial Quest を使用した。対象としている企業は、日本で上場している製造業企業である。データ取得期間は 1975 年から 2016 年までである。設備投資額は償却対象資産の当該期末から前期末の値を差し引きそれに減価償却費を足し戻す形で作成する⁶。このように作成した設備投資額は名目値であることから、日本銀行の企業物価指数にある需要段階別指数（最終財・投資財）を用いて実質値にデフレートする。

資本ストックの作成では、財務データに表れた最初の年の実質投資額を初期ストックとし、恒久棚卸法によって実質投資額を積み立てる。また、資本減耗率は Ogawa et al. (1996) で推定された 0.0774 を用いる⁷。なお、資本ストックを作成するために、1975 年から 1984 年までの 10 年間のデータは切り捨てている。

限界 q の作成は鈴木 (2001)、Masuda (2015) に従うが、詳しい作成方法は補論に記載している。

資金制約の指標として流動資産を総資産で割った、流動資産比率 (Liq) を用いる。流動資産を資金制約の指標として分析しているものには、例えば細野・渡辺 (2002) や Masuda (2015) がある。

また設備投資の文脈でよく用いられるのが担保資産の存在である。特に日本に於いては伝統的に土地を担保に資金調達が行われてきた。実際に Ogawa et al. (1994) や小川・鈴木 (1997) では、設備投資に於ける資金調達手段として、担保としての土地が重要であることを示している。そこで本稿では担保制約の指標として、土地時価評価額⁸を総資産で割った土地資産比率 (Land) を用いる。

以上のように作成したデータを用いて本研究は分析を行う。なお、本研究で分析する期

⁶ 財務諸表にある建物、輸送機器、工具、その他機械などで各々に応じた資本減耗率を用いて積み立てるのが一般的であるが、日経 NEEDS ではこれらの簿価残高を取得することはできるが、各々の購入額および償却額を入手することはできない。そこで本研究では Mizobata (2016) が行っているように、償却対象有形固定資産を用いた。

⁷ 償却率については、産業ごとに異なるが、今回分析しているのが上場企業であるため、一律一定とした。これは上場企業の産業分類では産業と一対一対応しないこと、産業ごとでもおおむね値は同程度であること、そもそも上場企業が複数産業に跨る財を生産しているためである。

⁸ 財務諸表では土地資産は簿価で計上されている。そこで分析には転換倍率を土地資産簿価に乗じることで時価に換算している。ここで転換倍率は Ogawa et al. (1994) に倣い、「国民経済計算年次推計 (内閣府)」の非民間金融法人企業の土地資産時価、と「法人企業統計年報 (財務省)」の対応する土地資産時価との比率である。

間は 1985 年から 2016 年の 32 年間である。データの記述統計量は図表 2 の通りである。ただし q の上下 1% を切り捨てて分析を行っている。なお全期間と 80 年代、90 年代、00 年代、10 年代それぞれに分割したときの記述統計量を併載している。

図表 2 記述統計量

	平均値	中央値	標準偏差	観測数		平均値	中央値	標準偏差	観測数
全期間					2000-2009				
<i>I/K</i>	0.13009	0.10432	0.13085	33,458	<i>I/K</i>	0.12075	0.09904	0.12200	11,432
<i>q</i>	2.27692	2.07144	1.55433	33,458	<i>q</i>	2.22478	2.05615	1.71931	11,432
<i>Liq</i>	0.59042	0.58291	0.15708	33,458	<i>Liq</i>	0.54063	0.53388	0.14503	11,432
<i>Land</i>	0.21158	0.16889	0.16962	33,458	<i>Land</i>	0.19055	0.15461	0.14234	11,432
1985-1989					2010-2016				
<i>I/K</i>	0.16604	0.13856	0.13958	3,925	<i>I/K</i>	0.11313	0.09428	0.10477	8,708
<i>q</i>	2.56964	2.32395	1.25909	3,925	<i>q</i>	2.46545	2.23201	1.59353	8,708
<i>Liq</i>	0.71340	0.70678	0.16074	3,925	<i>Liq</i>	0.58437	0.58055	0.14750	8,708
<i>Land</i>	0.31048	0.26489	0.22162	3,925	<i>Land</i>	0.15170	0.12248	0.11620	8,708
1990-1999									
<i>I/K</i>	0.14216	0.10927	0.15332	9,393					
<i>q</i>	2.04326	1.85061	1.36580	9,393					
<i>Liq</i>	0.60524	0.59562	0.14746	9,393					
<i>Land</i>	0.25137	0.20966	0.18778	9,393					

記述統計量を確認しておくと、投資比率 (*I/K*) は平均値・中央値共に低下傾向にある。一方で *q* は 90 年代が最も平均値と中央値が低いが、80 年代や 10 年代には高い水準にあった。一般に *q* と投資比率は正の相関を持つはずであるが、*q* が高い期間であっても投資比率が高い水準にあったとはデータからはいえない。

3. クロス・セクション分析：投資比率と q の関係の時系列変化

本節では、投資比率と *q* の関係を、基本的な投資関数を用いて描写する。特に各年の観測数が 700 を超えているため、年ごとにクロス・セクション分析を行うことでこれらの関係を時系列に描写することができると考えられる。

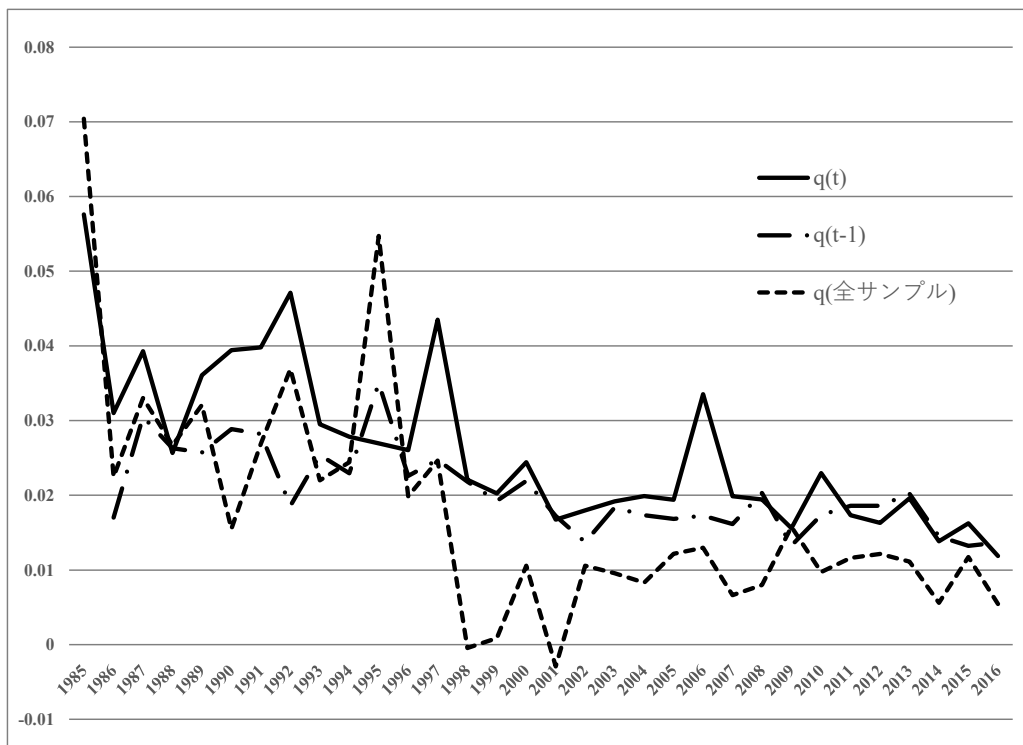
一般に *q* 型投資関数は、投資比率 (*I/K*) と *q* の線形の式として以下のように定式化される。

$$\frac{I_t}{K_{t-1}} = \text{const.} + \beta q_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

(1)式を 1985 年から 2016 年までの各年で OLS を用いて推計し、その係数を描写したものが図表 2 の *q(t)* である。なお、すべての *q(t)* の係数は 1% 有意水準で統計的にゼロと異なる。

っている。

図表 3 q の時系列変化（係数 β の推定結果）



図表 3 の $q(t)$ から次のことが分かる。1997 年のスパイクを境にして、それ以前と比較して q の係数が低下していることが分かる。すなわち 1985 年から 1997 年を第 1 期間、1998 年から 2016 年を第 2 期間と呼ぶことにすれば、第 1 期間は第 2 期間と比較して、 q の係数は相対的に高い水準にあったことが見てとれる。次に、第 1 期間は比較的ボラタイルな結果であるが、続く第 2 期間では比較的安定的に推移していることが分かる。加えて、近年 q の係数は減少傾向にあることが確認できる。

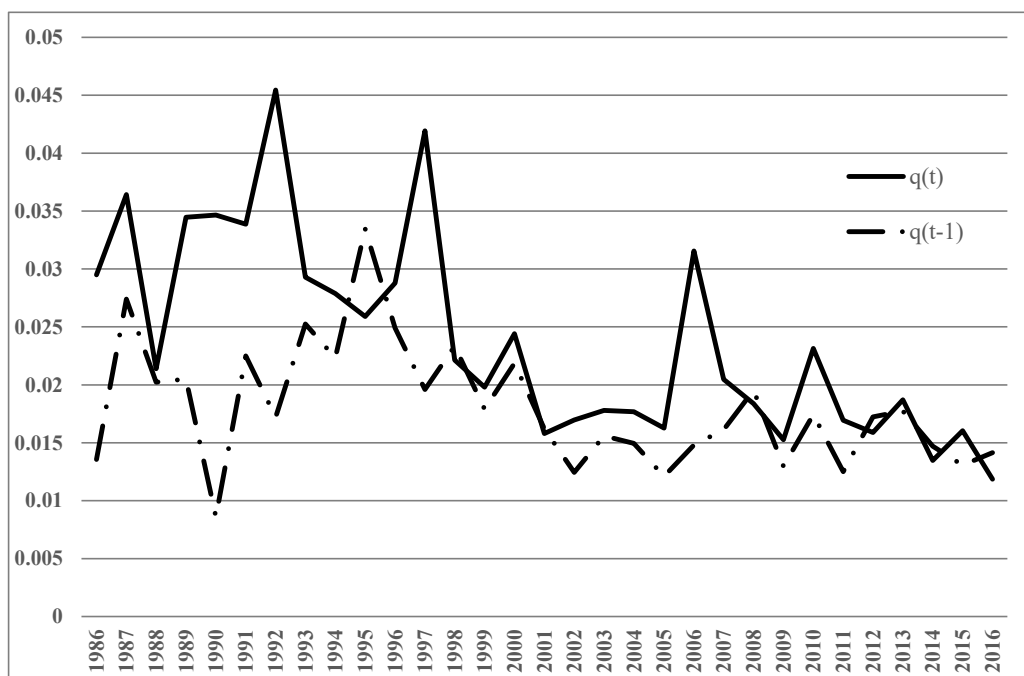
また図表 3 の $q(t-1)$ は頑健性の確認のために、1 期前の $q(t-1)$ を用いて (1) 式を推定したときの、 $q(t-1)$ の係数を描写したものである。なお、どの年に於いても $q(t-1)$ の係数は少なくとも 10% の有意水準で統計的にゼロと有意に異なっている。

なお、図表中の $q(\text{全サンプル})$ はサンプルの上下 1% を切らなかった場合の q の係数を描写している。この場合は明らかに 1997 年を境にして係数の水準が大きく変化していることが分かる。ただし、一部係数が有意でない年があるなどの問題が生じている。

⁹ Hori et al. (2006) では先述の通り、企業レベルのパネルデータを用いて平均 q による分析を行っている。ここでは彼らの分析を限界 q を用いて再度同様に q の係数の低下がみられるかの確認を行っている。特に平均 q は株式データを用いるが、当該時期は銀行の倒産や金融ビッグバンがあり、 q の係数にバイアスが存在した可能性がある。そこで本稿では平均 q ではなく、鈴木 (2001) や Masuda (2015) と同様に限界 q を用いた分析を行っている。

本来 q は十分統計量であり、(1)式で十分に設備投資が説明できるはずである。しかし q 型投資関数(1)式の推定パフォーマンスは良くないことが知られている¹⁰。そこで(1)式の欠落変数の問題を解決するために、1期前の流動資産比率 (Liq) と土地資産比率 (Land) を(1)式に加えて再推定を行い、 q の係数の推移を確認した。図表 4 は上記推定によって得られた q の係数の推移を示したものである。なお、係数は 1990 年を除きすべて 1%の有意水準で有意にゼロと異なっている。

図表 4 資金制約を考慮した場合の q の係数の推移



ラグなし・ラグありの q の係数は、データ期間の前半と後半で水準に差があるように見られる。特にラグなしでは 1998 年に減少した後、2006 年にスパイクが生じているものの、比較的低い水準にとどまり続けていることが分かる。ラグありに於いては 1998 年とは断定できないものの、少なくとも 2000 年以降の水準は 80 年代 90 年代の水準と比較して低い水準にあることが読み取れる。

以上の分析から q の係数が年代によって異なっている可能性が指摘された。ここで実際に、この(1)式を用いて推定した q の係数の結果である β の時系列に構造変化が存在しているかどうかを次の (2) 式を用いて確認しておく。

¹⁰ q の推定パフォーマンスがよくないことは浅子・國則 (1989) に詳しい。例えば q 型投資関数に本来不要の生産額やキャッシュフローなどの説明変数を加えるとこれら変数が有意になり、また q の有意性が低下することが観察されるといった問題がある。

$$\beta_t = \alpha_1 D_1 + \alpha_2 D_2 \quad (2)$$

D_1 は1985年から1997年までで1を取り、それ以外の年で0を取る第1期間ダミー変数である。同様に D_2 は1998年から2016年までで1を取り、それ以外の期間で0を取る第2期間ダミー変数である。(2)式を推定することで、 α_1 と α_2 に有意な差が存在しているかどうかの確認を行う。推定結果は図表5の通りである。

図表5 構造変化の推定結果と検定結果

	q(t)	q(t-1)
α_1	0.0361 *** (0.0020)	0.0255 *** (0.0011)
α_2	0.0193 *** (0.0016)	0.0174 *** (0.0009)
Adjusted R-squared	0.9380	0.9689
Obs.	32	31
F-test	44.29	34.87
p-value	0.0000	0.0000

注) 括弧内の数値はHeteroskedasticity-robust standard errors. ***は推定結果が1%水準で統計的に有意な水準でゼロと異なることを示している。

推定結果から $\alpha_1 = 0.0361$ と $\alpha_2 = 0.0193$ であり、qの係数がおおよそ半分になっていることが分かる。この結果はHori et al. (2006)の結果と同様である。またF検定結果から、 α_1 と α_2 は統計的に有意な水準で異なっていることが示されている。従って、qの係数の時系列変化には構造変化が存在し、その変化は1997年を境にして生じているといえる。このことは頑健性の確認のために1期ずらしたq(t-1)の場合でも同様であった。

構造変化を分析するには、構造変化点を検定により探る必要がある。長期時系列に於ける構造変化を検定する手法として一般的なものはBanerjee et al. (1992)によるRolling検定とPerron (1989)によるいわゆる逐次検定と呼ばれているものである。しかし、本稿で考察しているqの係数時系列は32期しかなく、十分長いとはいえない。また、Banerjee et al. (1992)やPerron (1989)は十分な検出力を持っているわけではないことが知られており、データの微妙な差異や分析対象とする期間で検定結果が異なるといった問題もある¹¹。

そこで本稿では、市橋・金子(2009)が提唱した構造変化簡易検出法を用いて、構造変化点を探ることとする。彼らの検出方法はいたってシンプルであり、分析すべき時系列

¹¹ 詳しい説明に関しては、市橋・金子(2009)がサーベイを行っている。一般に、Rolling検定はRollingの設定期間に明確な基準がないといった問題がある。また逐次検定はそもそも構造変化点が既知であることを前提にしている。

の各期の階差 (Δx) をとり、その不偏標準偏差 (σ) を計算する。そして次の関係式

$$|\Delta x_t| > 2\sigma \Leftrightarrow \frac{|\Delta x_t|}{2\sigma} > 1 \quad (3)$$

を満たす場合、「構造変化の可能性」として検出する。彼らは、 2σ 以上の外れ値が生じる確率はおおむね 3~5%であり、この外れ値を超えるようなデータのジャンプを構造変化の可能性として捉えている¹²。図表 6 は彼らの構造変化簡易検出法を用いて構造変化点を検証したものである。

図表 6 構造変化の簡易検定

	q(t)	q(t-1)		q(t)	q(t-1)		q(t)	q(t-1)
	$\Delta/2\sigma$	$\Delta/2\sigma$		$\Delta/2\sigma$	$\Delta/2\sigma$		$\Delta/2\sigma$	$\Delta/2\sigma$
1986	1.379 *		1997	0.906	0.196	2007	0.708	0.104
1987	0.430	1.237 *	1998	1.112 *	0.269	2008	0.022	0.383
1988	0.707	0.385	1999	0.096	0.237	2009	0.201	0.647
1989	0.538	0.053	2000	0.218	0.247	2010	0.384	0.374
1990	0.175	0.288	2001	0.400	0.429	2011	0.293	0.116
1991	0.018	0.059	2002	0.065	0.322	2012	0.053	0.000
1992	0.381	0.882	2003	0.062	0.424	2013	0.170	0.147
1993	0.913	0.622	2004	0.037	0.095	2014	0.298	0.524
1994	0.087	0.225	2005	0.025	0.046	2015	0.125	0.116
1995	0.046	1.108 *	2006	0.732	0.042	2016	0.228	0.040
1996	0.047	1.137 *	不偏標準偏差			0.010	0.005	

注) *は構造変化の可能性がある時点を示す。不偏標準偏差は階差 Δ の不偏標準偏差である。

表中の $q(t)$ を見てみると、確かに 1998 年に於いて構造変化の可能性が検出されている。このことはすなわち、1997 年と 1998 年の係数の差に外れ値として大きな変化が生じていることを示している。一方で $q(t-1)$ に於いては少々時期がずれているが、1995 年と 1996 年に構造変化の可能性が示されている。このことから 1997 年付近に於いて、設備投資関数に構造変化が生じたことを裏付けているといえる。

以上の分析から、1997 年付近を境にして投資比率と q の関係に変化が生じたこと、また直近の 2016 年に於いても q と投資比率の係数の水準は 1997 年以前に回復していないことが確認された。このことは、これまでの研究で十分に考慮されてきたとはいえ、パネルデータを用いた分析に於いて資金制約などにバイアスを生じさせている可能性がある。そこで第 4 節では本節の結果を踏まえたパネルデータ分析へと拡張を行う。

¹² 実際に彼らは論文で様々なパターンの時系列データを作成し、Rolling 検定及び逐次検定と比較分析を行っているが、簡易検出法はそれら 2 種類の検定方法よりも正確に構造変化をとらえていることを示している。また日本の 1955 年から 2001 年までの SNA を用いて検出力を検証しており、構造変化点として表示される時期周辺では何らかの大きな経済的なイベントが生じていることを示している。

4. パネルデータ分析

第 3 節では、 q と投資比率の関係が 1997 年付近を境にして変化している可能性を指摘した。本節ではこのことを踏まえてパネルデータ分析を行う。パネルデータ分析を行うことで企業特有の時間を通じて変化しない固定効果を取り除くことができ、第 3 節の結果が、企業の固定効果によるものではないことを確認する。

まず、構造変化を考慮せずに投資比率と q の関係を確認しておく。

$$\frac{I_{it}}{K_{it-1}} = \text{Const.} + \beta q_{it} + \gamma Liq_{t-1} + \eta_i + \text{year}_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

ここで Liq は流動資産比率であり、資金制約の代理指標であった。 η は企業固有の時間不変の固定効果である。また year は年次ダミーである。分析には固定効果モデルを用いた。推定結果は図表 7 のモデル 1 である。

推定結果から投資関数は有意に q と流動資産比率で推定されていることが分かる。

次に、(4) 式を q の構造変化を考慮したモデルへと拡張する。これは第 1 期間ダミー (D_1) と第 2 期間ダミー (D_2) を用いて、

$$\frac{I_{it}}{K_{it-1}} = \text{Const.} + \beta_1 D_1 q_{it} + \beta_2 D_2 q_{it} + \gamma Liq_{t-1} + \eta_i + \text{year}_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

と表すことができる。この推定結果は図表 7 のモデル 2 である。

推定結果から、第 1 期の q ($D1_q$) と第 2 期の q ($D2_q$) はそれぞれ有意である。しかし、係数の大きさを確認してみると、第 1 期の q のほうが第 2 期の q よりも大きい。このことは第 3 節の結果と整合的である。また Hori et al. (2006) によって報告された推定結果とも整合的である。また、両者の間で係数が有意に異なっているかどうかを F 検定で確認してみると、 p 値は 0.0000 であり、統計的に有意な水準で両者は異なっているといえる。

また、 q ではなく資金制約に構造変化を考慮した場合はどうなるであろうか。特に当該期間に於いて資金制約も同様な変化をしているのだろうか。そこで比較のために、流動資産比率だけに第 1 期ダミーと第 2 期ダミーを掛けたものを (6) 式、 q と流動資産比率に第 1 期ダミーと第 2 期ダミーを掛けたものを (7) 式として以下のように定式化する。

$$\frac{I_{it}}{K_{it-1}} = \text{Const.} + \beta q_{it} + \gamma_1 D_1 Liq_{t-1} + \gamma_2 D_2 Liq_{t-1} + \eta_i + \text{year}_t + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

$$\frac{I_{it}}{K_{it-1}} = \text{Const.} + \beta_1 D_1 q_{it} + \beta_2 D_2 q_{it} + \gamma_1 D_1 Liq_{t-1} + \gamma_2 D_2 Liq_{t-1} + \eta_i + \text{year}_t + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

もし 1997 年を境にして q と投資比率の関係が変化しているのならば、統計的に有意な水準で $\beta_1 \neq \beta_2$ となるが、流動資産比率の係数は統計的に有意な水準で $\gamma_1 = \gamma_2$ を棄却できないはずである。

図表 7 のモデル 3 が (6) 式の推定結果であり、モデル 4 が (7) 式の推定結果である。モデル 3 の結果を見てみると、 q の係数はモデル 1 の時と変化していない。また、流動資

産比率の係数は第1期 (γ_1) が 0.1517、第2期 (γ_2) が 0.1197 であり、第1期のほうが値は大きい。これは第1期のほうが第2期よりも多くの流動資産に対して感応的であることから、より強い資金制約に直面していると解釈できる¹³。では γ_1 と γ_2 は異なる値であろうか。F 検定の結果を見ると、検定統計量 4.32 であり 5% の有意水準で統計的に有意に異なっているといえる。

図表 7 パネルデータ分析推定結果

	モデル1	モデル2	モデル3	モデル4	モデル5	モデル6
q	0.0231 *** (0.0012)		0.0231 *** (0.0012)		0.0231 *** (0.0012)	
D1_q		0.0357 *** (0.0025)		0.0363 *** (0.0026)		0.0357 *** (0.0026)
D2_q		0.0196 *** (0.0012)		0.0194 *** (0.0012)		0.0196 *** (0.0012)
Liq	0.1326 *** (0.0113)	0.1240 *** (0.0114)				
D1_Liq			0.1517 *** (0.0152)	0.1087 *** (0.0158)	0.1656 *** (0.0158)	0.1224 *** (0.0166)
D2_Liq			0.1197 *** (0.0124)	0.1335 *** (0.0125)	0.1160 *** (0.0129)	0.1299 *** (0.0130)
D1_Land					0.0585 *** (0.0113)	0.0487 *** (0.0117)
D2_Land					0.0127 (0.0127)	0.0110 (0.0128)
Const.	0.0049 (0.0084)	-0.0177 (0.0095)	-0.0078 (0.0104)	-0.0093 (0.0105)	-0.0315 *** (0.0121)	-0.0289 *** (0.0121)
年ダミー	yes	yes	yes	yes	yes	yes
R-squared						
within	0.1359	0.1414	0.1362	0.1415	0.1380	0.1428
between	0.1058	0.1006	0.1078	0.0988	0.1020	0.0942
overall	0.1215	0.1267	0.1223	0.1265	0.1241	0.1278
観測数	32,759	32,759	32,759	32,759	32,759	32,759
F検定						
D1_q = D2_q (p-value)		36.67 *** (0.0000)		36.40 *** (0.0000)		32.65 *** (0.0000)
D1_Liq = D2_Liq (p-value)			4.32 ** (0.0379)	2.34 (0.1267)	9.26 *** (0.0024)	0.18 (0.6680)
D1_Land = D2_Land (p-value)					11.53 *** (0.0007)	7.53 *** (0.0062)

注) 括弧内の数値はHeteroskedasticity-robust standard errors. ***, **, *は推定結果がそれぞれ1%, 5%, 10%水準で統計的に有意な水準でゼロと異なることを示している。本表の推定はすべて固定効果モデルで行っている。

¹³ 例えば Masuda (2015) を参照。

しかし、上記結果は q の構造変化を考慮せず、1997 年の経済危機で資金制約の度合いを分析したものに他ならない。そこで q にも構造変化を考慮したモデル 4 を見てみる。

まず q の係数を確認してみると、第 1 期、第 2 期ともにモデル 2 の結果とほとんど変化しておらずゼロバストであることが分かる。次に流動資産比率を見てみると、第 1 期の係数よりも第 2 期の係数のほうが大きくなり、これはモデル 3 と対照的な結果である。F 検定を確認してみると、 q に於いては第 1 期の係数と第 2 期の係数が統計的に有意な水準で異なっているといえる。しかし、流動資産比率は統計的な有意な水準で異なっているとはいえない。すなわち、流動資産比率の係数は全期間を通してほとんど変化しておらず、資金制約が第 1 期と第 2 期で異なっていたとはいえない。

図表 7 中のモデル 5 とモデル 6 は欠落変数の問題を解決するために、資金制約の指標である流動資産比率だけではなく、担保制約になると考えられる土地資産比率 (Land) を加えたものである。土地資産比率は第 1 期では正で有意ではあるが、第 2 期では有意にゼロと異ならない。またモデル 5 では流動資産比率の係数が第 1 期と第 2 期で大きく異なることが示されているが、 q の分割を行ったモデル 6 では両者の間に統計的に有意な差は見受けられなかった。また図表 3 で観察された q の係数のスパイクである 1997 年と 2006 年を除いてもモデル 5 とモデル 6 同様に推定を行ったが、ほとんど同様の結果が得られた。

ここで頑健性の確認のために、 q の 1 期ラグを取った分析を行っておく。推定結果は図表 8 の通りである。

まず q の係数を確認しておく、確かにモデル 2 とモデル 4、およびモデル 6 で第 1 期の係数と第 2 期の係数の大きさが異なっていることが分かる。ただし F 検定では、両者の間で有意な差は確認できなかった。これは 1 期ラグを取ったことにより q の感応度そのものが第 1 期の期間で低下したためであると考えられる。モデル 5 とモデル 6 における流動資産比率 (Liq) の比較では、 q の感応度の構造変化を仮定しないモデル 5 の場合、第 1 期と第 2 期で係数が有意に異なることが再確認された。一方で、モデル 6 すなわち q の感応度の構造変化を考慮する場合、Liq の係数は有意に異ならないことが確かめられた。また 1997 年と 2006 年を取り除いた場合もほとんど同様の結果になった。以上の結果から 1 期前の q を用いても、 q の感応度が資金制約の過大 (過小) 推計をすることが支持された。また図表 7 と図表 8 の結果から、土地が担保として機能していないことが示唆された。これは企業が第 1 期の期間に担保として設定することで資金調達を行ったが、継続的な地価の減少により新たに担保として設定できるだけの価値がないことを意味していると考えられる。実際に日本銀行の公表している国内主要銀行の貸出では無担保によるものが近年増加していることが見てとれる。このことは従来の仮説に対する疑問と新たな研究の必要性の示唆を与えている。バブル崩壊以降、企業が強い資金制約下に置かれていたことは間違いないだろう。しかし、ある特定の時期以降に於いて「資金制約が弱まった」などのような議論は尚早である。むしろ投資と q の関係に関して生じた大きな構造変化を注意深く検証する必要があるだろう。この大きな構造変化こそが今日の設備投資の低迷の謎を解明す

る鍵であると考えられる。

図表 8 頑健性の確認（1 期前の q を用いた分析）

	モデル1	モデル2	モデル3	モデル4	モデル5	モデル6
q	0.0076 *** (0.0024)		0.0077 *** (0.0024)		0.0076 *** (0.0024)	
D1_q		0.0127 *** (0.0040)		0.0124 *** (0.0041)		0.0119 *** (0.0040)
D2_q		0.0061 ** (0.0027)		0.0063 *** (0.0028)		0.0064 ** (0.0028)
Liq	0.1682 *** (0.0166)	0.1654 *** (0.0164)				
D1_Liq			0.1923 *** (0.0207)	0.1751 *** (0.0216)	0.2064 *** (0.0212)	0.1898 *** (0.0223)
D2_Liq			0.1518 *** (0.0165)	0.1591 *** (0.0178)	0.1484 *** (0.0168)	0.1555 *** (0.0183)
D1_Land					0.0581 *** (0.0122)	0.0536 *** (0.0126)
D2_Land					0.0129 (0.0139)	0.0130 (0.0136)
Const.	0.0153 ** (0.0088)	0.0044 (0.0120)	-0.0008 (0.0112)	-0.0013 (0.0112)	-0.0241 * (0.0131)	-0.0227 * (0.0129)
年ダミー	yes	yes	yes	yes	yes	yes
R-squared						
within	0.0992	0.1009	0.0996	0.1010	0.1013	0.1024
between	0.0584	0.0521	0.0605	0.0532	0.0558	0.0493
overall	0.0866	0.0878	0.0877	0.0882	0.0900	0.0902
観測数	32,200	32,200	32,200	32,200	32,200	32,200
F検定						
D1_q = D2_q (p-value)		2.24 (0.1347)		1.72 (0.1895)		1.41 (0.2351)
D1_Liq = D2_Liq (p-value)			6.57 (0.0105)	0.57 (0.4523)	11.75 *** (0.0006)	0.57 (0.1305)
D1_Land = D2_Land (p-value)					9.64 *** (0.0019)	7.70 *** (0.0056)

注) 括弧内の数値はHeteroskedasticity-robust standard errors. ***, **, *は推定結果がそれぞれ1%, 5%, 10%水準で統計的に有意な水準でゼロと異なることを示している。本表の推定はすべて固定効果モデルで行っている。

以上の結果は、他にも非線形型投資関数の研究との関連についても示唆を与えている。本研究では 80 年代に於いて投資比率と q の平均値と中央値はともに高い傾向にあったが、90 年代では両者ともに低い一方で、00 年代以降では q の水準は上昇しているものの投資比率の低下が観察された。そのため実証分析によって q の係数が低下していることが確認

されている。このことは、投資の構造変化により、投資関数の形状が線形だったものが非線形へとシフトした可能性があるかもしれない。この投資関数の「スイッチ」に関してもより精密に分析する必要があるだろう。

また、これまでの分析は固定効果モデルによるものであったが、より頑健性を確認するために Arellano – Bond タイプの 2-Step System GMM による推計を行った。推定には操作変数として、売上資産比率や資本ストック資本比率、および q の 2 期前の変数を用いている。推定結果は図表 9 の通りである。

図表 9 System GMM を用いた分析

	ラグなし : $q(t)$		ラグあり : $q(t-1)$	
	モデル5	モデル6	モデル5	モデル6
q	0.0176 *** (0.0045)		0.0161 *** (0.0042)	
D1_ q		0.0202 * (0.0109)		0.0204 * (0.0112)
D2_ q		0.0159 *** (0.0051)		0.0141 *** (0.0043)
D1_Liq	0.3375 *** (0.0985)	0.3223 ** (0.1657)	0.1213 * (0.0727)	0.0869 (0.0995)
D2_Liq	0.1368 (0.0988)	0.1636 (0.1088)	0.0864 * (0.0476)	0.1061 ** (0.0473)
D1_Land	0.3916 *** (0.1752)	0.4181 *** (0.1566)	-0.0013 (0.1449)	-0.0111 (0.1456)
D2_Land	0.1264 (0.0858)	0.1123 (0.0857)	0.0374 (0.0637)	0.0397 (0.0668)
Const.	-0.0840 (0.1706)	-0.0151 (0.0576)	0.0057 (0.1115)	0.016325 (0.1159)
年ダミー	yes	yes	yes	yes
AR(1)	0.000	0.000	0.000	0.000
AR(2)	0.542	0.509	0.208	0.182
Hansen J	95.37	95.27	183.96	178.57
(p-value)	0.005	0.005	0.000	0.0000
観測数	32,759	32,759	32,200	32,200
F検定				
D1_ q = D2_ q		0.14		0.27
(p-value)		(0.7117)		(0.6039)
D1_Liq = D2_Liq	2.52	0.63	0.34	0.04
(p-value)	(0.1126)	(0.4289)	(0.5606)	(0.8480)
D1_Land = D2_Land	1.99	3.43 *	0.06	0.11
(p-value)	(0.1580)	(0.0640)	(0.8012)	(0.7450)

注) 括弧内の数値はHeteroskedasticity-robust standard errors. ***, **, *は推定結果がそれぞれ1%, 5%, 10%水準で統計的に有意な水準でゼロと異なることを示している。

図表 9 から、モデル 5 の場合及び 6 の場合 q のラグあり・ラグなしの場合に於いても q の係数は有意に正の値で推定されている。特に両場合のモデル 6 では第 1 期の係数のほうが第 2 期の係数よりも大きいことが観察された。しかし F 検定の結果これら両者が統計的に有意に異なっているとはいえなかった。

表中のラグなしの場合に於いて、流動資産比率と土地資産比率は有意ではないものもあるが、すべて正值で推定されている。特に土地資産比は第 1 期と第 2 期で係数に大きく乖離が存在している。このことはこれまでの分析結果と整合的である。

またラグありの場合では、有意ではないものの流動資産比率の係数に逆転現象が生じている。このことは図表 7 で指摘された結果と整合的である。最後に推定では過剰識別度検定をクリアすることができなかった。今後より適切な操作変数を探していく必要がある。

5. おわりに

本研究では、 q 型の設備投資関数の推定を行うことで、近年の日本企業が設備投資を十分に行わない原因を分析した。その結果、投資比率と q の関係が 1997 年付近を境に変化していることを確認した。また、近年の景気回復期に於いても、投資比率と q の関係が構造変化前の水準に戻っていない可能性がクロス・セクション分析の結果から確認された。この q の感応度の長期に亘る低下が、今日の投資比率の低下を招いている可能性は大きい。また、パネルデータ分析でも、 q の感応度の低下が確認され、 q の感応度という構造パラメーターの存在とその変化を考慮しない場合、資金制約の議論に問題が生じることが示された。

このことはいくつかの政策的含意を与える。1997 年は日本経済にとって激動の年であった。このとき起こった、構造パラメーターに影響を及ぼす構造変化の原因を特定することは急務である。この問題を解決し、 q の感応度を元の水準へと引き上げることが、投資の増加から起こる日本経済の短期的な回復だけではなく、中長期的な成長に必須であると考えられる。

構造変化の生じた 1997 年は、深刻な金融危機が発生した年であり、山一証券をはじめとする大手金融機関が相次いで破綻した。これを機に、金融機関は一行たりとも破綻させないという大蔵省による護送船団方式の継続が見通せなくなり、企業と金融機関の関係が大きく変化したと考えられる。こうした変化が、本稿の結果にあるように、投資と q の構造的な関係に影響を及ぼした可能性がある。もっとも、その後の不良債権処理を経て金融機関は十分な健全性を保持しているにもかかわらず企業の投資の低迷が今日まで続く現状は、護送船団方式の有無だけでは説明できない。

構造変化を引き起こした要因を明らかにするためには今後さらなる研究が必要だが、ここではいくつかの可能性のある要因を述べておく。先述の要因と関連して、1997 年の金融

危機を契機に日本経済が明確にデフレーション・レジーム¹⁴に移行したことが考えられる。当初バブル経済崩壊以降、この低成長期が一時的なものであると捉えられていたが、1997年の危機によって一過性のものではないと認識されたのではないだろうか。この過程に於いて長期停滞の期待が形成された可能性は非常に高い。近年の景気回復に於いてもこの構造が変化していないのは、日本経済が本格的にデフレ脱却できていないこと、デフレ不況が長期に亘ったため企業が極めてリスク回避的であること、長期的な不況が続き¹⁵長期停滞やデフレから脱出できないだろうと予想されている可能性が挙げられる。

もう一つの要因として、世界的な経済の停滞¹⁶や技術革新も大きく影響している可能性がある。特に近年の設備投資の停滞は世界的な現象であるといえる。この投資需要の停滞は技術進歩とも関連している。Summers (2015) の長期停滞の議論の中で設備投資需要の停滞が挙げられているが、この原因として ICT 投資の問題が考えられる。すなわち ICT 投資は従来の機械設備よりも安価でありさほど投資支出を必要としていない。また投資の中心が研究開発投資などの無形資産投資へシフトしたことも挙げられる。この無形資産投資の分析は、例えば滝澤 (2016) が行っており、無形資産を考慮することで企業の投資行動を説明できるとしている。本稿で示された q の感応度の構造変化が他財、無形資産投資へのシフトを原因とするものであるか検証することが必要であろう。今後、これら資産を Multiple q の枠組みで導入し、本研究と同様の構造変化が確認できるかを分析することが急務である。特に投資比率と q の関係が変化しているのが設備投資だけなのか、それとも研究開発投資や他の無形資産投資に関しても同様に变化したのかを確認することは今後の課題である。

しかし、本研究ではなぜ構造変化が生じ、その後 q と投資比率の関係を結ぶパラメーターが低い水準にとどまり続けているかに関して原因を挙げることは、上記のように可能性を提示することでしか対応出来なかった。この原因を追究するためにもより詳細なデータを用いて分析することが、日本経済を長期に亘る不況から脱出させるためにも急がれる。

また、本研究では上場している製造業企業だけを取り扱っているが、同様の問題が非上場企業、特に中小企業でも生じていた可能性は高い。このことを検証するためにも今後個

¹⁴ デフレーション・レジームとはデフレ予想が支配的になり、デフレが安定した均衡状態となる状況を指す。Bullard (2010) はテイラールールとフィリップス曲線で表される経済には通常の「正の金利とインフレ率を伴う均衡」と「ゼロ金利とデフレを伴う均衡 (deflationary regime)」が存在することを指摘し、2000年代の日本はデフレ均衡に陥っていた可能性を指摘している。

¹⁵ 景気循環は一時的ショックが引き起こす均衡水準の周辺での変動と理解されてきた。しかし、1990年代以降の日本や2010年代の欧米の経験から明らかなように、深刻な不況、特に金融危機は、長期的成長トレンド自体を変化させる可能性があることが Cerra and Saxena (2008)、Ball (2014) により指摘されている。また彼らは近年では経済成長と景気循環の二分法には再考の余地があるとの指摘をしており、このことは開発ほか (2017) で日本についても指摘がなされている。

¹⁶ 2000年代前半の世界経済は好調であったが、一方で世界的貯蓄過剰や自然利率の低下は2000年代初めから顕著であり世界経済の変調が窺える。Gutierrez and Phillippon (2016) は、米国では2000年代初めから経常利益や Q の水準と比較して企業投資の弱めの動きが続いたことを指摘している。また Summers (2015) は、米国の2000年代の好況は資産価格バブルを伴ったにもかかわらず、穏やかなものに過ぎなかったと指摘している。

票データを用いるなどしてより緻密な分析が必要である。

最後に、Summers (2015) の文脈でも述べたが、近年の世界的な設備投資の停滞に関して、先進国に於いて本稿が示したような q の感応度が変化している可能性がある。従って本稿の仮説を検証するだけでなく、設備投資の停滞原因を分析するためにも、例えば米国の Compustat データなどを用いて個票レベルでの分析を行う必要がある。

補論. q の構築

限界 q の作成は鈴木 (2001)、Masuda (2015) に従う。ただし、本文中で述べている通り、本研究では有形固定資産だけを取り扱っており、無形資産を含まない場合にも q が計測できることを、吉川 (1984) を拡張することで示しておく。

いま資本ストックは有形資産である K^T と無形資産である K^I があるとする。生産関数は一次同次であると仮定する。

$$Y_t = F(K_t^T, K_t^I, L) \quad (8)$$

ここで Y と L はそれぞれ生産量と労働である。いま企業は企業価値を最大化するように行動するので、労働投入は、

$$\max_L \int_0^{\infty} (P_t Y_t - W_t L_t) e^{-\rho t} dt \quad (9)$$

で決定される。生産物価格 P と労働賃金 W に関して静学的期待を仮定すると、すべての時点 t に対して、

$$P \frac{\partial Y}{\partial L} = W \quad (10)$$

が得られるので生産関数の一次同次性より、 $f(k^T, k^I) = f(K^T/L, K^I/L, 1)$ となるから、(10) 式は次の (11) 式と同値である。

$$f(k^T, k^I) - \frac{\partial f}{\partial k^T} k^T - \frac{\partial f}{\partial k^I} k^I = f - r^T k^T - r^I k^I = \frac{W}{P} \quad (11)$$

従って最適なストック量における企業価値は (9) 式より、

$$\int_0^{\infty} (P_t Y_t - W_t L_t) e^{-\rho t} dt = \frac{P(r^T K^T + r^I K^I)}{\rho} = \frac{Pr^T K^T}{\rho} + \frac{Pr^I K^I}{\rho} \quad (12)$$

となる。(12) 式は最適な有形資本ストック量と無形資産ストックを所与としたときの企業価値である。なお r^T と r^I はそれぞれの資本の限界収益であり、議論の簡略化のために資本減耗を無視すれば、それぞれ実質金利と一致する。また ρ は資本コストである。

ここで、企業が有形資本ストックを ΔK^T だけ増加させるような投資を考える。いま $\Delta K^T / K^T = \alpha$ ($\alpha \geq 0$) とおくと、企業価値は次式のようになる。

$$\frac{Pr^T(K^T + \Delta K^T)}{\rho} - P\phi(\alpha)K^T + \frac{Pr^I K^I}{\rho} = \frac{Pr^T(1 + \alpha)K^T}{\rho} - P\phi(\alpha)K^T + \frac{Pr^I K^I}{\rho} \quad (13)$$

ただし、 $\phi(\alpha)$ は K^I に無関係な調整費用関数であり、また K^I は一切影響を受けないとする。従って、設備投資に関する最大化のための条件は、調整費用関数 $\phi(\alpha)$ が、

$$\phi(0) = 0, \quad \phi' > 0, \quad \phi'' > 0, \quad \lim_{\alpha \rightarrow 0} \phi'(\alpha) = 1 \quad (14)$$

を満たすのならば、

$$\frac{Pr^T K^T}{\rho} - P\phi'(\alpha)K^T \leq 0 \quad (15)$$

となる。ここで、 $\alpha > 0$ であるのならば、(15)式は等号で成立する。条件(14)式より二階の条件 $-P\phi'' < 0$ が保証されているので、両辺を PK^T で割ると、次の関係式、

$$\frac{r^T}{\rho} \leq \phi'(\alpha) \quad (16)$$

が得られる。(16)式の左辺は資本 K^T の限界収益と資本コストの比であり、右辺は投資の限界費用である。従って左辺は資本 K^T の限界 q である。先述の仮定より $\alpha > 0$ では $q > 1$ が要請される。また $\alpha > 0$ のとき、

$$q = \phi'(\alpha) \quad (17)$$

が成り立つ。以上の議論から q は K^T の限界収益と資本コストの比であったので、

$$q = \frac{r^T}{\rho} = \frac{\partial Y}{\partial K^T}$$

となる。

以上の議論で資本が複数存在しても、生産関数が一次同次で、且つ調整費用関数が加法分離ならば、静学的期待の下で限界 q を資本毎に計測できることが示された。従って、先行研究である鈴木(2001)、Masuda(2015)に従い、以下のように限界 q を計測する。

(A) 資本の限界収益 (= 資本の平均収益で代用) = 「純利益+資本減耗」/名目資本ストック

(B) 負債コスト = 全企業の借入金利の平均

(C) 資本コスト = (1 - 法人税率) × 負債コスト + 資本減耗率 (0.0774)

以上の(A)、(B)、および(C)を用いれば限界 q は、

$$q = \frac{A}{C}$$

と計算することができる。

参考文献

- 浅子和美・國則守生 (2003) 「土地設備投資理論とわが国の実証研究」宇沢弘文編『日本経済——蓄積と成長の奇跡』, 東京大学出版会, pp.151-182.
- 浅子和美・國則守生・井上徹・村瀬英彰 (1989) 「土地評価とトービン q /Multiple q の計測」『経済経営研究』, 10(7).
- 浅子和美・外木好美 (2010) 「資本ストックの異質性と Multiple q 」『経済研究』, 61(4), pp.325-341.
- 浅子和美・外木好美・中村純一 (2013) 「設備投資研究の展開と Multiple q 」, 一橋大学経済研究所 IER Discussion Paper Series A, 584.
- 市橋勝・金子慎治 (2009) 「長期データ系列における構造変化の検定法比較分析」, 広島大学ディスカッションペーパー, pp.1-41.
<https://home.hiroshima-u.ac.jp/ichi/StructuralChangeDP09.pdf>
- 小川一夫・鈴木和志 (1997) 「設備投資と土地担保——系列関係と土地の担保機能」, 浅子和美・吉野直行・福田慎一編『現代マクロ経済分析』, 東京大学出版会, pp.193-217.
- 沖本竜義 (2017) 「日本における期待インフレ率の変遷」『経済分析』, 193号, pp.197-225.
- 開発壮平・古賀麻衣子・坂田智哉・原尚子 (2017) 「景気循環と経済成長の連関」, 日本銀行ワーキングペーパーシリーズ, 17-J8.
- 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——』, 東京大学出版会.
- 滝澤美帆 (2016) 「資金制約下にある企業の無形資産投資と企業価値」, 宮川ほか編『インタンジブルズ・エコノミー』, 東京大学出版会, pp.201-226.
- 田中賢治 (2006) 「1990年代不況下の設備投資と銀行貸出」『経済経営研究』, 26(7).
- 細野薫・渡辺努 (2002) 「企業バランスシートと金融政策」『経済研究』, 53(2), pp.117-133.
- 宮尾龍蔵 (2009) 「日本の設備投資行動:1990年代以降の不確実性の役割」『金融研究』, 28(1), pp.1-22.
- 吉川洋 (1984) 『マクロ経済学研究』, 東京大学出版会.
- Abel, Andrew B. and Janice C. Eberly (1994) “A Unified Model of Investment Under Uncertainty,” *American Economic Review*, Vol.84(5), pp.1369-1384.
- Ball, Laurence (2014) “Long-term damage from the Great Recession in OECD countries,” *European Journal of Economics and Economic Policies*, Vol.11(2), pp.149-160.
- Banerjee, Anindya, Robin L. Lumsdaine, and James H. Stock (1992) “Recursive and Sequential Tests of the Unit-Root and Trend-Break Hypothesis: Theory and International Evidence.” *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol.10(3), pp.271-287.
- Bullard, James (2010) “Seven faces of the peril,” *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, September/October, Vol.92(4).
- Cerra, Valerie and Sweta C. Saxena (2008) “Growth Dynamics: The Myth of Economic Recovery,” *American Economic Review*, Vol.98(1), pp.439-457.

- Dixit, Avinash K. and Robert S. Pindyck (1994) *Investment under Uncertainty*, Princeton University Press.
- Gutiérrez, Germán and Thomas Philippon (2016) “Investment-less growth: An empirical investigation,” National Bureau of Economic Research, No. w22897.
- Hayashi, Fumio (1982) “Tobin’s marginal q and average q : A neoclassical interpretation,” *Econometrica*, Vol.50(1), pp.213-224.
- Hori, Keiichi, Makoto Saito, and Koichi Ando (2006) “What Caused Fixed Investment to Stagnate During the 1990s in Japan? Evidence from Panel Data of Listed Companies,” *the Japanese Economic Review*, Vol.57(2), pp.283-306.
- Masuda, Koichi (2015) “Fixed investment, liquidity constraint, and monetary policy: Evidence from Japanese manufacturing firm panel data,” *Japan and the World Economy*, Vol.33, pp.11-19.
- Mizobata, Hirokazu (2016) “Differing factor adjustment costs across industries: Evidence from Japan,” *Economic Modeling*, Vol.54, pp.382-391.
- Miyagawa, Tsutomu, Miho Takizawa, and Kazuma Edamura (2013) “Does the stock Market Evaluate Intangible Assets?” *Japanese Economic Review*, Vol.64(1), pp.42-72.
- Nagaoka, Sadao (2006) “R&D and market of Japanese firms in the 1990s,” *Journal of the Japanese and International Economics*, Vol.20(2), pp.155-176.
- Ogawa, Kazuo, Shin-ichi Kitasaka, Toshio Watanabe, Tatsuya Maruyama, Hiroshi Yamaoka, and Yasuharu Iwata (1994) “Asset Markets and Capital Investment in Japan,” *The Keizai Bunseki (The Economic Analysis)*, Economic Research Institute, Economic Planning Agency No.136 pp.16-112.
- Ogawa, Kazuo, Shin-ichi Kitasaka, and Hiroshi Yamaoka (1996) “Borrowing constraints and the role of land asset in Japanese corporate investment decision,” *Journal of the Japanese and International Economics*, Vol.10(2), pp.122-149.
- Perron, Pierre (1989) “The Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis,” *Econometrica*, Vol.57(6), pp.1361-1401.
- Summers, Lawrence H. (2015) “Demand Side Secular Stagnation,” *American Economic Review*, Vol.105(5), pp.60-65.
- Tobin, James (1969) “A general equilibrium approach to monetary theory,” *Journal of Monetary, Credit, and Banking*, Vol.1(1), pp.15-29.
- Tonogi, Konomi and Akiyuki Tonogi (2018) “Measurement of R&D Investment by Firm and Multiple q : Analysis of Investment Behaviors by Capital Good at Listed Japanese Firms,” *Public Policy Review*, Vol.13(2), pp.121-151.
- Wildasin, David E. (1986) “The q theory of Investment with Many Capital Goods,” *American Economic Review*, Vol.74(1), pp.203-210.