

中小企業設備投資と景気変動の関係

— Granger 因果性テストを用いた分析 —

The Relationship Between the Equipment Investment of Small and Medium-sized Enterprises and the Business Cycle

藤 岡 由 子

The purpose of this paper is to clarify the relationship between the equipment investment of small and medium-sized enterprises and the business cycle. To do this, I first find out the appropriate indexes for the business cycle in Japan, and then apply the Granger causality test to them. The results show that the equipment investment of small and medium-sized enterprises leads the business cycle in Japan.

Yuko Fujioka

JEL : C51, E22

キーワード : 投資関数、設備投資、中小企業設備投資、資金調達制約

Key words : investment function, equipment investment, small and medium-sized enterprise investment, restricted financing

はじめに

GDP の需要構成要素の中でも設備投資の変動が激しいことはよく知られており、日本企業の設備投資は景気変動を増幅してきたと言われている。つまり、企業の設備投資が活発に行われているということは景気が回復基調にある、あるいは、企業の経営者が景気の先行きについて強気のみ方をしているということを物語っており、逆に企業の設備投資が低迷しているということは、景気の先行きに対してあまり明るい見通しを持ってない、ということ

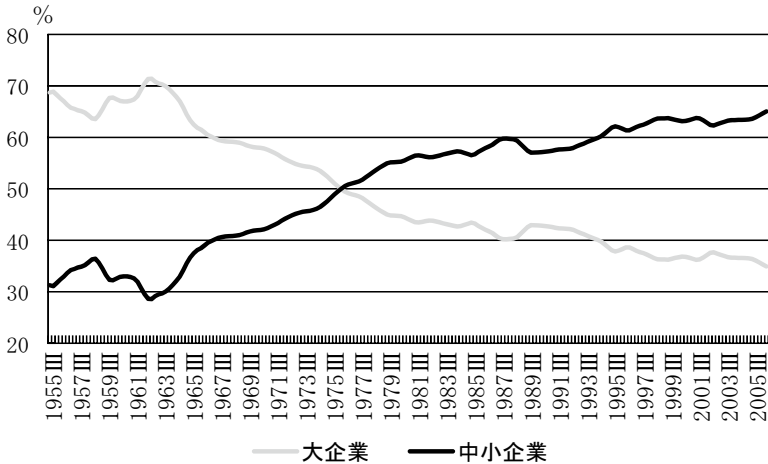
意味している。その中でも中小企業の設備投資が景気の牽引役を担っていると主張する研究者は少なくないが、その実証分析は極めて少ない。

本稿では、この点を確かめるために、中小企業の設備投資の景気に対する先行性について Granger の因果性検定を用いて検証し、牽引役としての中小企業の設備投資の重要性について明らかにしたい。

1. 日本経済における中小企業のウェイト

中小企業の設備投資の研究を行う上で、まずはその重要性について確認しておこう。

図 1.1 全規模・全産業における大企業と中小企業の従業員数比率



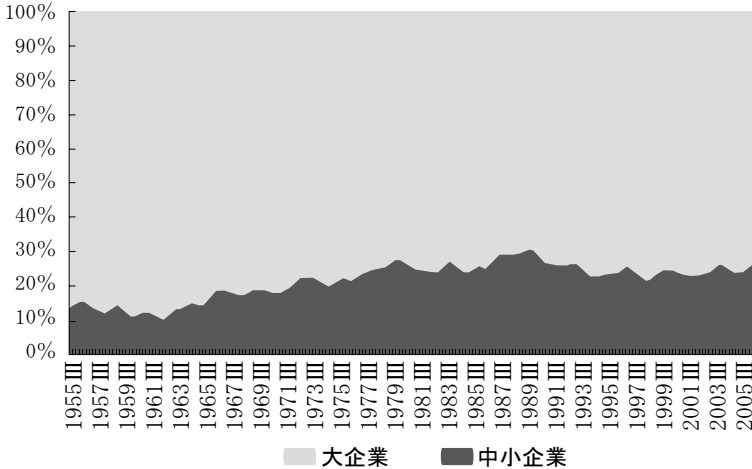
(PRI 財務総合政策研究所「法人企業統計調査時系列データ検索メニュー」より作成)

図 1.1 は全規模・全産業における大企業と中小企業の従業員数比率の 1954 年第 4 四半期から 2006 年第 4 四半期までの推移を示している¹⁾。グラフからも明らかなように、中小企業の従業員数の割合は年々増加している。全期間を通して平均約 50.3%、2006 年第 4 四半期に至っては約 65.5% もの労働者

1) 農林水産業、鉱業、金融業、保険業を含む。

が中小企業に属している。つまり、日本の賃金の半分以上は中小企業から支払われていることになる。

図 1.2 全規模・全産業における大企業と中小企業の設備投資額比率の推移



(PRI 財務総合政策研究所「法人企業統計調査時系列データ検索メニュー」より作成)

また、図 1.2 は全規模・全産業における大企業と中小企業の設備投資額比率の 1954 年第 4 四半期から 2006 年第 4 四半期までの推移を示している²⁾。グラフによると、中小企業の設備投資額比率は年々上昇してきており、全期間を通して平均約 21.7%、2006 年第 4 四半期に至っては約 26.2% が中小企業の設備投資となる。つまり、総設備投資額の 4 分の 1 以上を中小企業が占めており、無視できるほど小さい割合ではないということが窺える。

以上のことより、中小企業の投資行動が景気へ及ぼす影響は少なからずあると考えてよいだろう。吉田・永山・森本(1999)でも、「これまでの景気回復局面では、中小企業、とくに中小製造業が、中小企業特有の小回りの良さを発揮して大企業に先行して設備投資等を行って回復の動きをみせることに

2) 農林水産業、鉱業、金融業、保険業を含む。

より、回復局面を牽引するのが常であった」とある³⁾。この他にも中小企業の投資行動が景気動向に先行し、影響を与えていると言及している文献はいくつか存在する。しかし、中小企業の設備投資と景気との関係を定量的に分析している文献は著者が調べた限りではみられなかった。そこで、本稿では中小企業の設備投資額と景気との関係を定量的な側面から追っていきたい。

2. 景気の代理変数の決定

本節では、次章で分析する景気の代理変数としてどのような指標が適切であるか検証することにする。景気を示す場合、景気基準日付を利用するのが最も明解であるが、因果性テストを行うためには、景気基準日付を定量化した指標で表わす必要がある。そこで、景気基準日付に代わる指標を探したいと思う。

2.1 景気の代理変数

景気を判断する指標はいくつかあり、様々な問題が指摘されている。まず、浅子他 (1991) において示された実質 GNP 成長率をとりあげよう。浅子他 (1991) は、景気動向指数に代わる単一の指標の可能性について考察した。その結果、3 次のトレンドを除去した、実質 GNP 成長率の当期を含めた過去 5 四半期移動平均が、景気の転換点のタイミングに一致していることを明らかにした。浅子他 (1991) は、当期の成長率そのものよりも、過去数期の移動平均をとることによって、景気基準日付の一致性が高まるのは、実質 GNP に含まれる様々なラグ・パターンが均されることが原因であると述べている⁴⁾。

このことを参考にして、戦後日本の景気循環 (マイナーサイクル) は実質 GDP5 期移動平均の動きによって表せると考えられる。

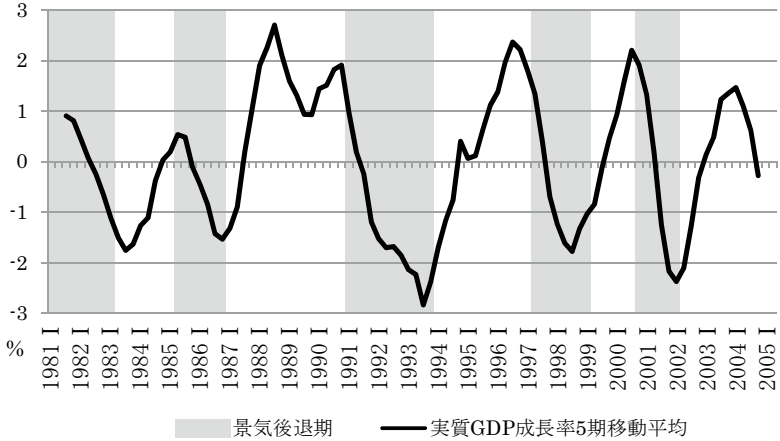
図 3.1 は当期を含めた実質 GDP 成長率 5 期移動平均の推移である。景気

3) 吉田・永山・森本 (1999, p98)。ただし、平成不況の回復過程においては特異性がみられ、一概にこのような動きをしたとは言えないと述べている。

4) 浅子他 (1991) は、集計量としての実質 GNP が景気判断の単一の指標となりえないと議論される論拠として、経済活動の様々な意味での跛行性を挙げているが、その跛行性自体が、景気循環を持続させる内生的メカニズムの一躍を担っていると指摘している。

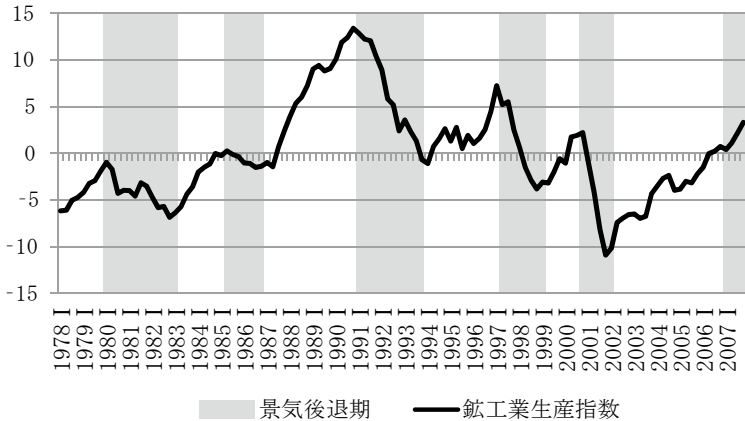
に対してほぼ一致した動きをしていることが読み取れる。

図 2.1 実質 GDP 成長率と中小企業設備投資成長率



(GDP：内閣府 国民経済計算より作成)

図 2.2 鉱工業生産指数と景気基準日付



(経済産業省統計より作成)

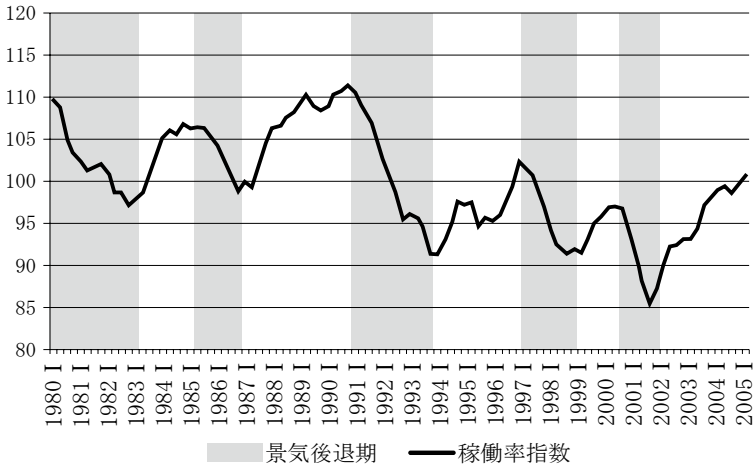
次に、前節で浅子他 (1991) の行った方法を参考にして、景気の代理変数となる指標を決定したいと思う⁵⁾。

景気の代理変数として、鉱工業生産指数と稼働率指数、有効求人倍率について考えることにする⁶⁾。

そこで、まず単純に景気基準日付との関係をグラフでみていこう。

図 2.2 から図 2.4 はそれぞれの指標と景気基準日付を比較したものである。グラフのシャドー部分は景気後退期を示し、シャドー部分の左境界が景気の山、右境界を景気の谷とみる。そうすると 3 指標とも比較的景気基準日付と一致している。これは 3 指標がそれぞれ景気の代理変数とできる可能性を秘めていると考えてよいだろう。

図 2.3 稼働率指数と景気基準日付

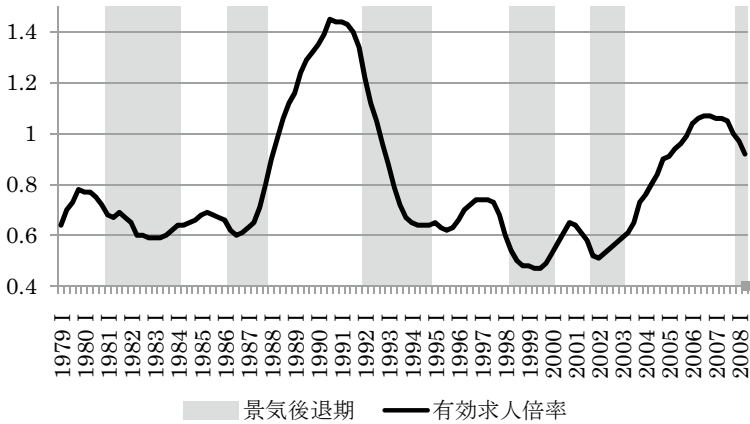


(総務省統計局より作成)

5) ここで、浅子他 (1991) と同じ実質 GDP 成長率 5 期移動平均を利用しても良いのだが、筆者の既発表論文の中で使用している変数との整合性を図るため、本稿では使用しない。

6) 景気動向指数の一致系列にはこの他に原材料消費指数、大口電力使用量、所定外労働時間指数、投資財出荷指数、百貨店販売額、商業販売額指数、営業利益、中小企業売上高などがあるが、ここではとくに景気動向を敏感に反映していると言われる、上記の 3 指標に絞った。

図 2.4 有効求人倍率と景気基準日付



(厚生労働省統計局データベースシステムより作成)

そこで、以上のことをより客観的にみるために、各指標と景気基準日付のリード・ラグ関係を調べてみる。

表 2.1 各指標と景気基準日付とのリード・ラグ関係 (四半期)

山	鉱工業 生産指数	稼働率 指数 ⁷⁾	有効求人 倍率	谷	鉱工業 生産指数	稼働率 指数	有効求人 倍率
80 I	0	-	-1	83 I	-1	-1	0
85 II	0	0	0	86 IV	-1	0	-1
91 I	-1	-1	-2	93 IV	+1	0	+2
97 II	-1	-1	0	99 I	-1	-1	+1
00 IV	0	0	0	02 I	-1	-1	0

表 2.1 はそれぞれの指標と景気基準日付のリード・ラグ関係をみたものである。それぞれの景気拡大期と景気後退期に対応した、最大値、最小値をとり、最大値を景気基準日付の山と、最小値を景気基準日付の谷と比較して、どれ

7) 稼働率指数は 1980 年第 1 四半期からのデータしかないため不明。

だけのラグがあるのかを一覧にしている。この結果、鉱工業生産指数と稼働率指数においては 1 四半期程度のズレが多少あるものの、ほぼ景気と一致して動いているとみなしてよいだろう。有効求人倍率についてはズレの幅が他の 2 指標に比べて大きい部分があるものの、一致とみなすには十分な結果である。この結果を踏まえて、これら 3 指標を景気の代理変数として使用することとする。

2.2 時差相関テスト

次に、中小企業設備投資額が各指標の景気の代理変数に対して先行性を持つと仮定するならば、一体どれくらいの先行性を持っているのか確かめるために、時差相関テストを行った。

表 2.2 中小企業設備投資関数の各指標に対する時差相関テスト

	鉱工業生産指数	稼働率指数	有効求人倍率
$t + 8$	0.502	0.087	0.564
$t + 7$	0.546	0.115	0.622
$t + 6$	0.587	0.146	0.674
$t + 5$	0.624	0.176	0.721
$t + 4$	0.657	0.203	0.758
$t + 3$	0.687	0.225	0.784
$t + 2$	0.713	0.241	0.796
$t + 1$	0.732	0.253	0.794
t	0.743	0.261	0.777
$t - 1$	0.744	0.261	0.744
$t - 2$	0.737	0.250	0.699
$t - 3$	0.726	0.225	0.641
$t - 4$	0.713	0.182	0.575
$t - 5$	0.699	0.121	0.502
$t - 6$	0.688	0.048	0.425
$t - 7$	0.680	-0.030	0.350
$t - 8$	0.677	-0.107	0.279

推計期間は、1981年第1四半期から2005年第2四半期まで。各変数についてプラスマイナス8期までのラグをとり、相関係数を求めて、一番相関の高かったラグ次数を中小企業設備投資関数が各々の変数に対して先行しているラグ次数と考える⁸⁾。表2.2はこのテストの結果である。有効求人倍率については2四半期遅行しているが、鉱工業生産指数と稼働率指数においては1四半期先行しているといえる。この結果より、以下で行うGranger因果性テストにおけるラグ次数を1次とする。

3. 中小企業の設備投資と景気の関係

3.1 Granger 因果性テスト

さて、ここでは、中小企業設備投資の景気の代理変数への先行性を明らかにしていきたいと思う。先行性のテストとしては、Granger 因果性テストを用いる。このテストによって景気に対する中小企業設備投資額の先行性を示すのが本稿の目的である。

景気の代理変数を X_t 、中小企業設備投資額を IM_t 、大企業設備投資額 IB_t をとしてテストを行う。Granger 因果関係は、統計的な因果関係を表している。もし中小企業設備投資額 IM_t と大企業設備投資額 IB_t に関する過去の情報が景気 X_t の予測を改良するのに役立つならば、変数 IM_t や IB_t は X_t の Granger の意味で原因になっているといえる。ここで、

$$X_t = \alpha_{11} + \alpha_{12,1}X_{t-1} + \alpha_{13,1}IM_{t-1} + \alpha_{14,1}IB_{t-1} + \epsilon_{1t} \quad (4.1)$$

$$IM_t = \alpha_{21} + \alpha_{22,1}X_{t-1} + \alpha_{23,1}IM_{t-1} + \alpha_{24,1}IB_{t-1} + \epsilon_{2t} \quad (4.2)$$

$$IB_t = \alpha_{31} + \alpha_{32,1}X_{t-1} + \alpha_{33,1}IM_{t-1} + \alpha_{34,1}IB_{t-1} + \epsilon_{3t} \quad (4.3)$$

とすると、Granger 因果性のテストは次のようにして行う。3変量 VAR(p) プロセスにより、

8) 中山・大島(1999)は期待インフレ率と消費者物価指数CPI(除く生鮮食品)とで時差相関テストを行い、期待インフレ率がCPIに対して3四半期先行していると結論付けている。

$$\begin{aligned} \begin{bmatrix} X_t \\ IM_t \\ IB_t \end{bmatrix} &= \begin{bmatrix} \alpha_{11} \\ \alpha_{21} \\ \alpha_{31} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha_{12,1} & \alpha_{13,1} & \alpha_{14,1} \\ \alpha_{22,1} & \alpha_{23,1} & \alpha_{24,1} \\ \alpha_{32,1} & \alpha_{33,1} & \alpha_{34,1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X_{t-1} \\ IM_{t-1} \\ IB_{t-1} \end{bmatrix} + \dots \\ &+ \begin{bmatrix} \alpha_{12,p} & \alpha_{13,p} & \alpha_{14,p} \\ \alpha_{22,p} & \alpha_{23,p} & \alpha_{24,p} \\ \alpha_{32,p} & \alpha_{33,p} & \alpha_{34,p} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X_{t-p} \\ IM_{t-p} \\ IB_{t-p} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \\ e_{3t} \end{bmatrix} \end{aligned} \quad (4.4)$$

となる。Granger の意味においての因果性がないという仮説検定は、VAR(p) の係数にゼロ制約を置くことによって行うことができるので、例えば IM_t の係数が

$$\alpha_{13,1} = \alpha_{23,1} = \alpha_{33,1} = \dots = \alpha_{33,p} = 0 \quad (4.5)$$

の時に限り、 IM_t は X_t の Granger 因果ではないことを示すことができる。

なお、2.2 節の時差相関テストから、本稿ではラグを 1 期とするので、 $p = 1$ とする。この検定は、通常の推計式と $\alpha_{13,1} = 0$ という制約を付けた場合の推計式を使う。 IM_t の X_t への因果関係をみる場合、次式のようになる。

$$X_t = \alpha_{11} + \alpha_{12,1}X_{t-1} + \alpha_{13,1}IM_{t-1} + \alpha_{14,1}IB_{t-1} + e_{1t} \quad (4.6)$$

$$X_t = \alpha'_{11} + \alpha'_{12,1}X_{t-1} + \alpha'_{14,1}IB_{t-1} + e_{1t} \quad (4.7)$$

帰無仮説は、以下のような検定統計量に基づく F 検定を用いて検定することができる。

$$F = \frac{(RSSR - USSR)/q}{USSR/(T - n - 1)} \quad (4.8)$$

ここで、 $USSR$ と $RSSR$ はそれぞれ (4.6) 式と (4.7) 式の残差平方和で、 q は制約の数、 T はサンプルの数、 n は定数項を除いた無制約の場合の説明変数の数である。

3.2 単位根検定

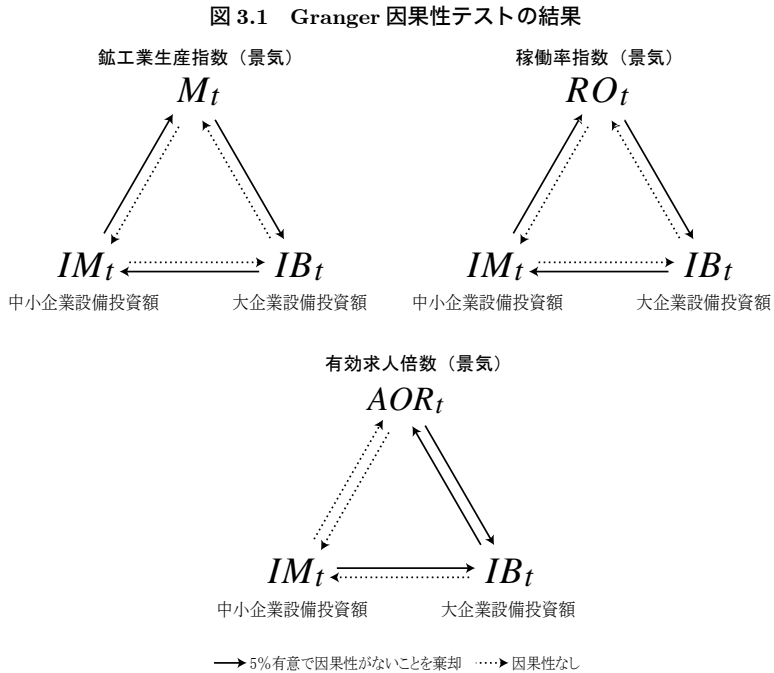
Granger 因果性テストは前節のように VAR を使用するのので、各変数は定常でなければならない。そこで、それぞれの変数が定常性を満たしているかどうかを検定するために、Dickey-Fuller テストを行った。推計期間は 1981 年第 4 四半期から 2005 年第 2 四半期まで。サンプル数は 100 個。

付表 1 の結果をみると、いずれの変数も水準に対する結果は単位根の存在

が示唆されており、一階の階差をとった場合は、鉱工業生産指数 M_t 、稼働率指数 RO_t について単位根仮説が棄却される。また、有効求人倍率 AOR_t 、中小企業設備投資額 IM_t 、大企業設備投資額 IB_t については二階の階差をとった場合に、単位根仮説が棄却される。

3.3 Granger 因果性検定の結果

以上の結果を踏まえて、検定を行った。推計期間は 1980 年の第 4 四半期から 2006 年の第 4 四半期までである。検定結果は以下のとおりである。



この結果より、景気の代理変数に鉱工業生産指数 M_t 、稼働率指数 RO_t を用いた場合、5%有意水準の下で「中小企業設備投資額が、景気の代理変数である鉱工業生産指数と稼働率指数に対して Granger の意味で因果関係がな

い(先行性がない)という帰無仮説を棄却できる。つまり、「中小企業の設備投資が景気に対して先行していない」とは言えないということになる。しかし、景気の代理変数に有効求人倍率 AOR_t を使用した場合、結果は異なるものとなった。これは、2.2 節の時差相関テストでも明らかのように、有効求人倍率 AOR_t が景気の代理変数として適切に機能していないためだと考えられる。

おわりに

本稿では中小企業に焦点をおいて、われわれの生活に密着した中小企業研究の重要性とその設備投資の景気との関係を調査した。その結果、中小企業の設備投資は1四半期程度景気に先行しており、「中小企業の設備投資が景気に対して Granger の意味において因果関係がない」という帰無仮説が棄却できるということがわかった。このことから、「中小企業の設備投資が景気に対して先行していない」とはいえないとの結果を得ることができる。その理由は中小企業の規模の面からみて、景気にフレキシブルに対応できるということが挙げられる。ただし、因果性検定では影響力の強さを測ることはできないので、中小企業の設備投資が景気の牽引役になっているという可能性しか示唆できない。また、中小企業が景気を予測して投資を行っている可能性もあるので、今後の更なる検討が必要である。

変数のデータ

・ 鉱工業生産指数

データの出所は経済産業省統計ホームページ。季節調整済のものを使用。

・ 稼働率指数

データの出所は総務省統計局ホームページ。季節調整済のものを使用。

・ 有効求人倍率

データの出所は厚生労働省統計局データベースシステム。

・ 実質設備投資(中小企業・大企業)

データの出所は PRI 財務省総合政策研究所、法人企業統計調査局時系列データ検索メニュー。

主要参考文献

- ・ Hayashi, F. 1982 “Tobin’s Marginal q and Average q : A Neoclassical Interpretation” *Econometrica* Vol.1
- ・ Jorgenson, D.W. 1963 “Capital Theory and Investment Behavior”, *The American Economic Review*, Vol.53
- ・ Nakamura, J. 2001 “Empirical Reassessment of Japanese Corporate Investment Behavior: Features and Changes since the 1980s, Based on Micro-level Panel Data,” *Development Bank of Japan Research Report*, No.12
- ・ Ueda, K. and Yoshikawa, H. 1983 “Financial Volatility and the q Theory of Investment.” *Osaka University Discussion Paper* No.42
- ・ 浅子和美・坂本和典 他 (1991) 「戦後日本の景気循環:定型化された事実」、『フィナンシャル・レビュー』、大蔵省財政金融研究所
- ・ 浅子和美・宮川努 (2007) 『日本経済の構造変化と景気循環』、東京大学出版会
- ・ 小川一夫・北坂真一 (1998) 『資産市場と景気変動—現代日本経済の実証分析—』、日本経済新聞社
- ・ 郭麗虹 (2002) 「企業の内部資金と設備投資 - 日本の製造業のパネルデータによる分析 -」、『証券経済研究』第 39 号、日本証券経済研究所
- ・ 郭麗虹 (2003) 「資金調達と設備投資—カレッキーの投資理論に基づいて—」、『経済論叢』第 172 巻第 4 号、京都大学経済学会
- ・ 小巻泰之 (2001) 「景気の転換点予測モデルの有効性—日本経済への適用—」、『フィナンシャル・レビュー』第 57 号、財務省財政金融研究所
- ・ 幸村千佳良 (1986) 『日本経済と金融政策』、東洋経済新報社
- ・ 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
- ・ 高塩淑之 (2003) 「企業活動基本調査でみた中小企業の設備投資」、『経済統計研究』第 31 巻 1 号、経済産業統計協会
- ・ 坪内浩・白石賢 (2001) 「景気動向を判断する際に用いる総合指標」、『フィナンシャル・レビュー』第 57 号、財務省財政金融研究所
- ・ 中山興・大島一朗 (1999) 「インフレ期待の形成について」、Working Paper Series、日本銀行調査統計局
- ・ 蛭川和夫 (1987) 「景気情勢に反応鋭敏」、『経済センター会報』、日本経済研究センター
- ・ 福田慎一・粕谷宗久・中島上智 (2005) 「非上場企業の設備投資の決定要因：金融機関の健全性および過剰債務問題の影響」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ、No.05-J-2、日本銀行
- ・ 花崎正晴・TRAN THI THU THUY (2002) 「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 June-2002』、財務省財務総合政策研究所
- ・藤岡由子 (2006) 「資本ストック調整型設備投資関数の実証分析」、『関西学院経済学研究』、第 37 号、関西学院大学大学院経済学研究科研究会
 - ・藤岡由子 (2007) 「中小企業の設備投資関数についての一考察」、『関西学院経済学研究』、第 38 号、関西学院大学大学院経済学研究科研究会
 - ・三井清・河内繁 (1995) 「中小企業の設備投資と資金調達 - 資金製菓と政策金融の機能 -」、『郵政研究レビュー』第 6 号、郵政研究所
 - ・蓑谷千風彦 (1997) 『計量経済学』、東洋経済新報社
 - ・森澤龍也 (2008) 『資産市場と実体経済—日本経済の計量分析』、千倉書房
 - ・森棟公夫 (1999) 『計量経済学』、東洋経済新報社
 - ・山澤成康 (2004) 『実践計量経済学入門』、日本評論社
 - ・山本拓 (1988) 『経済の時系列分析』、創文社
 - ・吉川雅幸 (1985) 「設備投資の跛行性—企業規模別投資決定の分析—」、『財界観測』、野村総合研究所
 - ・吉田敬一・永山利和・森本隆男編著 (1999) 『産業構造転換と中小企業—空洞化時代への対応—』、ミネルヴァ書房
 - ・和合肇・伴金美 (1988) 『TSP による経済データの分析』、東京大学出版会

付表 1 単位根検定

変数名	ケース	DF		Lower tail area	
		ρ	t-stat		
M_t (鉱工業生産指数)	水準	C	-0.015619	(-1.23)	0.90462
		CT	-0.035510	(-1.35)	0.87621
	1 階階差	C	-0.662484	(-7.05)	0.00000
		CT	-0.668140	(-7.07)	0.00000
RO_t (稼働率指数)	水準	C	-0.049388	(-1.80)	0.70459
		CT	-0.050272	(-1.44)	0.84904
	1 階階差	C	-0.473738	(-5.68)	0.00001
		CT	-0.475437	(-5.65)	0.00001
Aor_t (有効求人倍率)	水準	C	-0.011192	(-0.68)	0.97455
		CT	-0.957879	(-0.57)	0.98036
	1 階階差	C	-0.151166	(-2.81)	0.19441
		CT	-0.151904	(-2.80)	0.19639
	2 階階差	C	-1.03521	(-10.12)	0.00000
		CT	-1.03524	(-10.07)	0.00000
Im_t (中小企業設備投資額)	水準	C	-0.020713	(-1.55)	0.81229
		CT	-0.014591	(-1.00)	0.94467
	1 階階差	C	-0.127197	(-2.57)	0.29444
		CT	-0.129189	(-2.56)	0.29774
	2 階階差	C	-0.668029	(-6.95)	0.00000
		CT	-0.668047	(-6.92)	0.00000
Ib_t (大企業設備投資額)	水準	C	-0.021622	(-2.32)	0.42206
		CT	-0.012479	(-1.02)	0.94094
	1 階階差	C	-0.065531	(-1.81)	0.70056
		CT	-0.061487	(-1.63)	0.77885
	2 階階差	C	-0.617739	(-6.57)	0.00000
		CT	-0.621424	(-6.56)	0.00000

- 注
- ・ DF : Dickey-Fuller Test
 - ・ C : 定数項を加えた場合、CT : 定数項・タイムトレンドを加えた場合
 - ・ t-stat の 10% 臨界点 (標本数 = 100) : C = -2.60, CT = -3.51
 - ・ 臨界点は Dickey(1975) による