

# 実質GDP成長率に関する経験的考察

—— 米国と比較しての日本 ——

門 間 麻 紀

## Abstract

The main purpose of this article is to detect any pattern in the growth rate of real GDP over each business cycle. It is seen that fluctuations in growth of GDP in Japan over the last 40 years consisted of the following phases — contractions, moderate-growth periods and high-growth periods following recovery. This pattern is in sharp contrast to the pattern seen in the United States. It is also shown that inventory investment does not play a prominent role in forming this pattern and that the strong upward drive of business fixed investment plays a major role in producing a high-growth period.

## 1 はじめに

多くの経済指標が好況期と不況期とでは非対称的な動きをすることは周知の事実であり、経済時系列モデルの中にこれらの非対称性を組み入れるために種々の試みが行われている。一方で、実際のデータにおける非対称性の特徴とそれをもたらす原因についても、様々な研究がなされている。Sichel (1994) は、第2次世界大戦後の米国の実質GDPの動きについて経験的、数量的な解析を行った結果、好況期が景気の谷直後の急激な回復局面とそれに続く穏やかな拡張期とに分けられることを示し、景気変動を不況期と好況期という2側面からではなく、不況期、急速な回復期、穏やかな拡張期の3つの側面から捉えるべき、と主張している。それと共に、急速な回復期における高成長率をもたらす原動力となっているのが在庫投資の一時的な変動であることを示している。

本稿では Sichel の手法に即して1955年以降の日本の実質GDPの動きを経験的に解析し、米国のそ

れと比較した。その結果、わが国の実質GDPは景気の谷に続く回復期においては穏やかな上昇を示し、景気が回復期に入ってから2年ぐらい経ってからその成長速度が加速される、という対照的なパターンを取ることが明らかになった。また、在庫投資の動きがGDPの成長率に与える影響については目立った効果が見られなかった一方で、好況期後半のGDPの急成長には設備投資が大きい影響を与えていることが示された。

分析に当たっては、経済企画庁の発表している1955年第2四半期から1996年第2四半期までの164期間の実質GDPおよび実質在庫投資、実質設備投資の季節調整済み四半期データを用いた。

## 2 戦後日本の実質GDPの動き

戦後の日本経済は時間と共にほぼ直線的に急激な速度で拡大してきた。この拡大速度は70年代以降幾分緩やかになり、90年代初期にさらに失速している。90年代も後半に入った現在、経済成長の速度は再び上昇の気配を見せてはいるものの、以前のような高成長時代が到来するとは考えにくい。図1に示したGDP成長率の時系列グラフを見ると石油ショックによる1974年の大きな落ち込みを境に成長速度が鈍っていることは明らかであり、この時点で経済に構造変化が起こった可能性が強く示唆される。

表1は経済企画庁の発表した、1955年第2四半期以降の日本の景気基準日付をまとめたものである。この表をもとに1955年第2四半期から1996年第2四半期における不況期全般、および好況期の様々な時点における実質GDPの平均成長率を算出したのが図2であり、例えば、図2の1-2とは、景気が回復局面に入ってから(谷を抜けてから)の最初の2四半期を表している。なお、景気の基準日付

図1 実質GDPの成長率

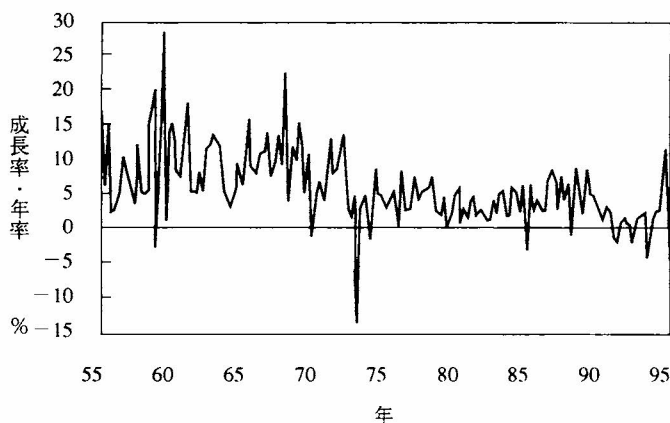
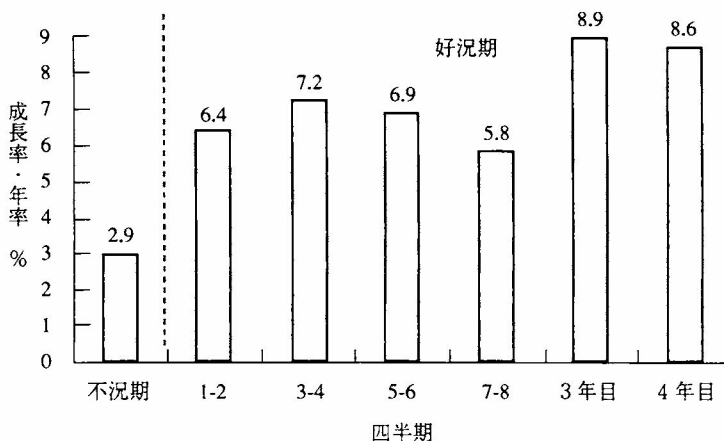


表1 景気基準日付

山	谷
57年6月	58年6月
61年12月	62年10月
64年10月	65年10月
70年7月	71年12月
73年11月	75年3月
77年1月	77年10月
80年2月	83年2月
85年6月	86年11月
91年4月	93年10月

(注) 表1は「経済指標の見方・使い方」日本銀行経済統研究会編より作成

図2 景気の各局面における日本の実質GDPの成長率



は月別であるのに対し分析に用いたGDPデータは四半期ベースのものであるため、基準日付で山が11月などに来た場合、この月を含む四半期について、それを不況期に含めるべきか好況期に含めるべきかは定かではない。この点について、本稿では景気の山・谷をそれぞれ不況期に含めた場合、および好況期に含めた場合について、2局面のGDPの成長率の差を推定し、結果の有意性の高い方のモデルを採用することにした。その結果、谷の月を含む四半期については不況期に、山の月を含む四半期については好況期に含めることになった。

図2から1955年以降の40年間にわたる日本経済の動きの特徴を読みとることができる。一つには、不況期においても総じて経済成長率は正の値を取り、真の意味での景気後退は殆どなかったという点である。これは、不況期の平均成長率がマイナスの値を取っている米国との著しい相違である。また、景気が回復局面に入ってから1～2年目の各期のGDP成長率がそれぞれ6%前後という値を安定的に取っているのに対し、回復局面に入ってから3年目および4年目のGDP成長率の平均は、年率で9%近い高率になっている。これに対し、1950年から1992年の米国のGDPは、景気が回復局面に入った直後の1～2四半期において年率6%以上の伸びを見せるものの、その後の成長速度は期を追うごとに緩やかになり、好況期全般の平均成長率は4%に満たない。ちなみに、1955年以降の日本において好況期が5年目以降も続いた例は164期中5期間しかなく、5年目以降の好況期の平均成長率は6.9%と急速に好況期前半の水準に戻っている。また、短期の景気循環の場合には好況が3年目に入る前に、或いは3年目に入った直後に景気が再び後退局面に入ってしまう状況も見られる。つまり、この図の示すところは好景気が3年以上続いた場合には、3年目から4年目にかけて高い成長率を示す傾向がある、というに過ぎない。

1970年代後半の構造変化の可能性を考慮に入れ、データを1974年I期以前と1974年II期以降とに

分けて各期の経済成長率を算出したところ、74年Ⅰ期以前には好況期前半の2年間は7-8期(平均成長率は7.6%)を除いて9%を超える成長率となっており、3、4年目には平均すると11%ないし12%の二けた成長となっている。一方74年Ⅱ期以降は、好況期前半の2年間は4%前後の成長率、好況期3、4年目はほぼ5%の成長率となっており、成長率の水準は遙かに低くなっている。ただし、両時期ともに好況期前半と比較して後半3-4年目に成長率が高くなる、というパターン自体には変化は見られない。これらの予備的解析により、1955年以降の日本経済の動きが不況期、景気の谷直後の緩やかな回復期、および谷の後2年ほど経った後の本格的な成長期(とそれに続く安定成長期)とに分けられることが示唆される。次節では、好況期における成長率の変動パターンについてより詳しい解析を行う。

### 3 好況期における成長率の差を含む経験的モデル

この節では、日本経済の動向にあわせて Sichel の用いた経験的モデルに変更を加え、これを用いて1955年以降の日本の経済成長率の特徴をより詳しく分析する。既に述べたように、米国では景気の谷直後の成長率が好況期全般に比べて高くなっており、その差は統計的にも有意であることが立証される。日本の場合、GDPは景気の谷後ある程度の期間が経ってから加速する傾向のあることを第2節で見た。この傾向を簡単な数量モデルで把握することは可能であろうか。以下で検討する。

#### 3.1 高成長期を含んだ時系列モデル

次のような2種類のダミー変数を定義する。

$$C_t \begin{cases} = 1 & t \text{ が不況期である場合} \\ = 0 & \text{それ以外} \end{cases}$$

$$H_t \begin{cases} = 1 & t \text{ が高成長期である場合} \\ = 0 & \text{それ以外} \end{cases}$$

これらの変数により実質GDPの成長率パターンを説明する数量モデルを構築する。モデルは次式で与えられる。

$$\Delta y_t = \alpha + \beta_1 C_t + \beta_2 H_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

ただし、 $y_t$  は  $t$  期における実質GDPの対数をとったものに400を掛けた値であり、 $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$  はそ

実質GDP成長率に関する経験的考察

の階差, 即ち年率に直したGDP成長率に対応している。 $\varepsilon_t$ は誤差項である。上式における各係数の意味は次のようになる。 $\alpha$ は好況期前半の穏やかな景気回復期における平均成長率を,  $\alpha + \beta_1$ は不況期における平均成長率を表し,  $\alpha + \beta_2$ は景気の谷後, 2年経った後の高成長期(まだ経済が好況を維持している場合)の平均成長率を示す。第2節で, 景気の谷直後よりも2年ほど経ってからの方がGDPが高い成長率を示す傾向があることを簡単なグラフで示したが, この回帰モデルの係数の有意性を検定することにより, それが統計的にも意味のあるものであるか否かを検証することができる。

$C_t$ については景気基準日付をもとに経済が山から谷に向かっている場合にのみ1を取るものとし,  $H_t$ については景気の谷後まる2年経った時点を中心として高成長期が続く限り1という値を取ることとする。 $C_t$ ,  $H_t$ ともに実際の成長率ではなく景気基準日付に基づく指標である点は注意を要する。また, 高成長期  $H_t$ の持続期間については, 図2より2年余りと推測されるものの事前に確かな情報があるわけではないので, この点もあわせて考察する必要がある。

簡単のため  $H_t$ の長さは各景気循環で等しいものと仮定し,  $H_t$ に1(四半期)から11(四半期)までの値を順次当てはめてモデル(1)の推定を行った結果が表2である。ただし,  $H_t$ の持続期間中に経済が山を越えてしまう場合には, その時点で  $H_t = 0$  とする。不況期の影響を示す係数  $\beta_1$  はいずれのモデルにおいても統計的に有意になっている一方, 高成長期の存在を示す係数  $\beta_2$  が有意になるのは  $H_t$ の長さを8期(2年)または9期にとった場合のみである。これは, 日本の場合, 好況期に入ってから2年ほど経った後に経済成長が加速し始め, この高成長期はほぼ2年余り続く, という図2で

表2 高成長期を入れた成長率モデル

(1)式の係数の推定値

$H_t$ の長さ	$\alpha$	$\beta_1$	$\beta_2$	$H_t$ の長さ	$\alpha$	$\beta_1$	$\beta_2$
1	6.97419 (0.4748)	-4.06437* (0.8173)	1.11224 (1.8908)	7	6.5807 (0.5203)	-3.67088* (0.8396)	1.9733 (1.0751)
2	6.97723 (0.4869)	-4.06241* (0.8246)	0.66693 (1.4808)	8	6.49578 (0.5251)	-3.58596* (0.8411)	2.17461* (1.0455)
3	6.8812 (0.4935)	-3.97138* (0.8275)	1.20714 (1.3425)	9	6.45447 (0.5312)	-3.54465* (0.8446)	2.18247* (1.0217)
4	6.71395 (0.4985)	-3.80413* (0.8274)	2.03733 (1.2379)	10	6.52548 (0.5401)	-3.61566* (0.8523)	1.79975 (1.006)
5	6.79326 (0.509)	-3.88344* (0.836)	1.32709 (1.170)	11	6.47347 (0.5426)	-3.56365* (0.8531)	1.92014 (0.9952)
6	6.59151 (0.514)	-3.68169* (0.8354)	2.0943 (1.1054)				

(注1) ( )内は標準誤差 \*は有意水準5%で有意である場合(定数項は除く)  
自由度修正済R<sup>2</sup>の値は各ケースとも0.13~0.15程度

示した関係に対応した結果となっている。ただし、 $\beta_2$ のp値はそれぞれ0.039（8期）、0.034（9期）であり、1%有意水準を用いると有意とはならない。

また、景気拡大が4年以上（回復期2年+高成長期2年以上）続いたケースはそれほど多くないため、分析結果の信頼度はその面でやや限られたものにならざるを得ない。誤差項の系列相関の可能性は残差プロットおよびダービンワトソン比で見る限り低いので通常のt検定により分析を行ったが、系列相関の可能性までを考慮に入れると、例えばNewey-Westの提唱した、長期にまたがる共分散行列を用いて検定を行うことになり、結果の有意性はさらに下がる恐れがある。

推定されたモデルの中で説明力が一番高いのは $H_t = 9$ の場合であり、このモデルによれば、55年以降の日本の経済成長率は不況期には $6.45 - 3.54 = 2.91\%$ 、好況期前半は $6.45\%$ 、景気拡大が2年以上続いた場合、2年目以降の高成長期は $6.45 + 2.18 = 8.63\%$ 程度と推測される。これらの数値は図2の結果とほぼ対応しているが、その一方でモデルの自由度調整済み決定係数の値は僅かに0.15を超える程度であり、説明力は極めて乏しい。米国の場合、景気の谷直後の回復期を表すダミー変数と不況期を表すダミー変数を用いた同様のモデルの決定係数はほぼ0.6前後という値を取っており、その差は歴然としている。この理由の一つとして先ほど述べた70年代中頃の構造変化の存在が挙げられる。前述したように、経済の成長パターン自体には大きな変化は見られないものの、1974年I期を境として、その前後では成長速度に大差が存在するのである。そこで、構造変化を示すダミー変数 $D_t$ を取り入れてモデル(1)を一般化し、それによって説明力がどれだけ増加するか検討を加えた。一般化されたモデルは(2)式で与えられる。

$$\Delta y_t = \alpha + \beta_1 C_t + \beta_2 H_t + \beta_3 D_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

ただし、 $D_t$ は

$$D_t \begin{cases} = 1 & t \text{が} 1974 \text{年 II 期以降である場合} \\ = 0 & t \text{が} 1974 \text{年 I 期以前である場合} \end{cases}$$

で定義され、係数 $\beta_3$ は構造変化後、成長率が全般的にどれだけ低下したかを示す。このモデルの各係数の推定値は表3に記載されており、構造変化の前と後では全般的に成長率に4.6%余りの差があることになる。自由度修正済み $R^2$ の値は0.35とモデルの説明力は倍以上に改善されたが、それでも成長率の動きを説明するに十分な水準であるとは言い難い。日本経済はこのようなパターン変動および構造変化だけでは説明しきれない複雑な動きをしているということになる。

なお、経済がいつ、穏やかな回復期から高成長期に移行するかについて、モデル(1)および(2)では景気の谷後3年目(まる2年経過後)と事前に決めてしまったわけだが、これについても本来はモデル

実質GDP成長率に関する経験的考察

表3 構造変化ダミーを含む成長率モデル

Htの長さ	$\alpha$	$\beta_1$	$\beta_2$	$\beta_3$
9	8.767576 (0.5796)	-2.83997* (0.7534)	1.84961* (0.9040)	-4.56979* (0.6720)

(注) 自由度修正済 R<sup>2</sup>の値は0.35

の中で決定すべきである。この点についての確認をするため、景気の谷直後に1、谷後一定の期間が経った後に0という値を取るダミー変数  $R_t$  (日本の場合、穏やかな回復期に相当する変数) と不況期ダミー  $C_t$  を入れたモデル(Sichelの用いたモデル)で推定をし直し、 $R_t$ の長さについては順に1(四半期)~9(四半期)の値を当てはめて行ったところ、 $R_t=8$ の場合にのみ統計的に有意な結果が得られた(表4)。各係数の推定結果については(1)のモデルとほぼ整合的であり、これによっても日本の高成長期は景気の谷後約2年経過後に始まると判断される。

これらの分析により、日本経済は景気の谷後ほぼ2年経過してから本格的な高成長期に入り、高成長期は2年を少し上回る継続期間を持つこと、成長率の変動のうち不況期、景気の谷直後の回復期と高成長期という3パターン、および70年代半ばの構造変化のみで説明できる部分は小さいこと、が示唆される。

表4 Sichelのモデルによる成長率の推定

$\Delta y_t = \alpha + \lambda_1 C_t + \lambda_2 R_t + \varepsilon_t$  の推定値

Rtの長さ	$\alpha$	$\lambda_1$	$\lambda_2$
8	8.27823 (0.7768)	-5.36841* (1.010)	-1.90226* (0.9521)

(注)  $R_t \begin{cases} = 1 & t \text{が景気の谷直後の回復期である場合(8期間)} \\ = 0 & \text{それ以外} \end{cases}$

$\alpha$  : 景気の谷後2年を超えても好景気が続いている場合の平均成長率

$\alpha + \lambda_1$  : 不況期の平均成長率

$\alpha + \lambda_2$  : 景気の谷直後8期間(穏やかな回復期)の平均成長率

表には $\lambda_2$ の値が統計的に有意となった  $R_t=8$  の場合のみ記載

自由度修正済 R<sup>2</sup>の値は0.149

### 3.2 非線形時系列モデルによる分析

Sichelが用いた2つ目のモデルは、通常のARモデルに、現在の実質GDPの水準を示す指標を加えた非線形時系列モデルである。具体的には、過去からその時点までの実質GDPの最大値と比べて現在のGDPの水準が何%のところまで回復しているかを示す変数  $gdpgap = [\max\{y_{t-j}\}_{0 \leq j \leq t} - y_t] / 4$  を定義し、これを不況の程度を測る指標として用いている(GDPが過去最高水準を上回って成長を続けて

いる好況期には *gdpgap* の値は 0 になる)。ここでも  $y_t$  は  $t$  期における実質GDPの水準の対数をとったものに400を掛けた値を指す。米国の実質GDPは景気が谷に落ちると反動的にもとの最高レベルに戻るまで急成長を続け、その後は安定的に推移する傾向があるので、もとの最高レベルに対して現在の経済状態がどの程度のところまで回復しているかを測る指標である *gdpgap* をモデルに含むことでGDPの動きを予測できるはず、というのがこのモデルの背後にある考えである。

本稿のこれまでの分析では日本経済についてむしろ逆の方向が示唆されているが、その場合にも、*gdpgap* は好況期におけるGDPの成長速度を穏やかな回復期と高成長期の2期に分けて考えることが妥当であるかについての指標と解釈することが可能である。*gdpgap* が正の値を取るのは景気の谷直後（或いは不況期）の場合と考えられるため、その間の経済の成長速度は鈍いことが予測されるからである。3.1のモデル(1)および(2)では、穏やかな回復期(低成長期)の長さはどの景気循環においても一定(2年)と仮定されたが、このモデルにはそのような期間に関する制約は含まれない。その一方で、過去の最高値と比べての現在の水準そのものが成長率に関わることになる。モデルは4次のARモデルに *gdpgap* を加えた次式で表される。

$$\Delta y_t = \alpha + \beta_1 \Delta y_{t-1} + \beta_2 \Delta y_{t-2} + \beta_3 \Delta y_{t-3} + \beta_4 \Delta y_{t-4} + \gamma \cdot \text{gdpgap}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

ただし、 $\varepsilon_t$  はホワイトノイズである。米国のように経済が不況期を抜けるともとのレベルまで反動的に戻る傾向がある場合、 $\gamma$  の値は正になると考えられ、逆に経済がある水準まではゆっくりと回復し、その水準を超えると加速的に上昇するのであれば、負の値を取ることが予想される。1955年以降の日本の実質GDPに上のモデル(3)を当てはめたところ、 $\hat{\gamma}=1.05$  に対応する  $t$  値、および  $p$  値の値はそれぞれ、1.214、0.2266となり、統計的に有意とは認められなかった。その他の係数の推定値については、表5に記載されている。表からARモデルの次数が高すぎる可能性も考えられるが、次数を変更して推定を行っても *gdpgap* の係数については大差なく、符号条件および有意性の両面からこの変数が日本の経済成長の変動を説明する要因とはならないことが示された。

注意すべき点として、戦後の日本経済はほぼ毎期のように成長していたため、*gdpgap* が正の値を取ったのは分析期間である160期間中21期間に過ぎず、それも半数以上が1990年代に入ってからであ

表5 4次AR+*gdpgap*モデルの係数の推定値

	$\alpha$	$\beta_1$	$\beta_2$	$\beta_3$	$\beta_4$	$\gamma$
係数	1.2688	0.0394	0.36477	0.27368	0.06484	1.05135
標準誤差	(0.7453)	(0.0854)	(0.0791)	(0.0773)	(0.0797)	(0.0797)
p値	0.091	0.645	0.000008	0.0005	0.417	0.227



ということが挙げられる。第2次大戦後の日本経済は極めて順調に成長してきたため、いわゆる不況期においてさえ多くの場合は正の経済成長率となっている。そのため、景気後退の深刻さを測る指標ともいべき *gdpgap* がこの時期のGDP成長率に対して説明力を持たないのも無理からぬ話ではある。*gdpgap* が意味を持つようになるのは1990年代に入ってからであり、この期間の日本経済は70年代後半以降と比べてもさらに失速状態にある。ここで再び構造変化が起きた可能性も否定できず、そのような点を考え併せると *gdpgap* を持って戦後40年間の日本経済の活動水準を測る指標とするのは困難であると言わざるを得ない。

そこで、*gdpplus* に変わる指標として、現在のGDPの水準が景気の谷の時の水準と比べてどのレベルにまで達しているかを測る次のような変数を定義する。

$$gdpplus = \begin{cases} (y_t - y_0) / 4 & \text{好況期} \\ 0 & \text{不況期} \end{cases}$$

ただし、 $y_0$  は  $t$  期直前の景気の谷の時期におけるGDPの水準を指し、*gdpplus* は不況期には0を取るものとする。この変数は、好況期である場合に一番最近の景気の底と比べて現在のGDPの水準がどこまで到達しているかを示すものであり、経済がある程度回復した後に成長速度が増加する場合、係数の符号は正になると考えられる。既に述べたように日本経済の場合、*gdpgap* は多くの場合に0になってしまうが *gdpplus* にはそのような欠点はない。その一方で *gdpplus* は定義により(不況期には0を取る)景気基準日付に依存せざるを得ない、という難点を持つ。*gdpgap* の代わりに *gdpplus* を入れたARモデル

$$\Delta y_t = \alpha + \beta_1 \Delta y_{t-1} + \beta_2 \Delta y_{t-2} + \beta_3 \Delta y_{t-3} + \beta_4 \Delta y_{t-4} + \gamma \cdot gdpplus_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

を推定した結果は表6に記されている。表5と比べると係数  $\gamma$  の有意性は上がっており、符号条件も整合的ではあるものの、統計的に有意になるところまでは行かない。また、70年代の構造変化の前後で分けて推定を行っても改善は見られなかった。

これらの分析からは、日本の経済成長率は現在の経済の水準そのものにはあまり依存していない

表6 4次AR+*gdpplus*モデルの係数の推定値

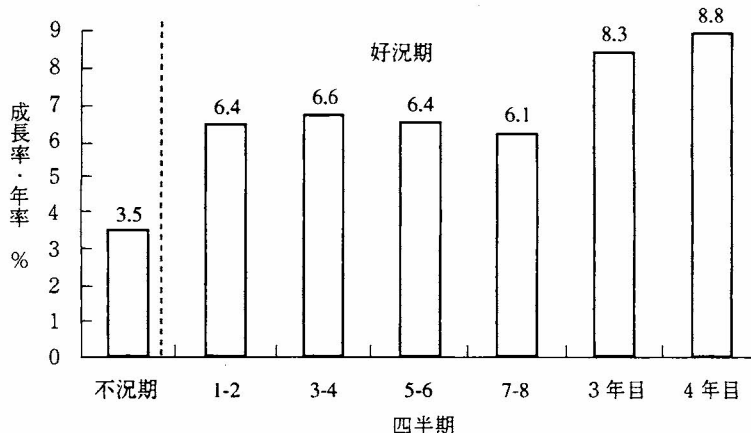
	$\alpha$	$\beta_1$	$\beta_2$	$\beta_3$	$\beta_4$	$\gamma$
系数	1.65973	-0.02153	0.32152	0.25622	0.05741	0.05097
標準誤差	(0.6524)	(0.0815)	(0.0798)	(0.0778)	(0.0794)	(0.032)
p値	0.0119	0.7919	0.0001	0.0012	0.4710	0.1158

という結論が導かれる。両モデルとも自由度修正済み決定係数の値は0.25～0.26と低く、成長率を1変量ARモデル、またはそれを一般化したもので説明することが困難であることを示している。日本の企業経営が長期的視点から行われているとするならば、そのような長期的指標を入れたモデルの推定を行うことも意味があろう。ただし、その場合にはどれだけのスパンを持って長期と見なすか、何を指標とするかなど、難しい問題が残る。さらに、70年代後半、および90年代前半の構造変化の可能性をも考慮に入れるとなると、モデルはより複雑なものにならざるを得ない。諸外国に比べ、日本経済を数量モデルで表すことの難しさはよく知られているところであるが、はからずもこの例でもそれが確認される形となった。本稿の目的は景気の各局面における経済成長率のパターンについての考察であり、成長率の予測ではないため、これ以上詳しい議論に立ち入ることは避けるが、経済成長率の予測が第一目的である場合には、少なくとも多変量のモデルで考える必要があることは確かなようである。

#### 4 在庫投資と設備投資

この節では、景気を動かす原動力ともいうべき投資とそのGDPへの影響について考察する。米国経済においては、実質GDPから在庫投資を取り除いた最終生産物の成長率は、好況期の各局面においてほぼ均等な伸びを示すことがSichelにより確かめられている。同じ分析を日本経済について行った結果が図3であり、景気が回復局面に入って2年目までの各四半期のGDP成長率はかなり均等化されている一方で、3年目以降の高成長率について目立った変化はない。このことから、在庫投資変動の影響は景気が回復に向かってからせいぜい2年目ぐらいまでが中心であり、その間もGDP

図3 (実質GDP—実質在庫投資)の成長率



### 実質GDP成長率に関する経験的考察

の成長パターンを大きく変えるほどの力はない、との解釈が成り立つ。実際、在庫投資のGDPに対する増加寄与率、および寄与度で見ても目立つのは7-8期目にマイナスの貢献となっている点ぐらいであり、全般的に在庫投資がGDPに与える影響は小さい。在庫投資、および在庫投資の最終生産物（GDP-在庫投資）に対する比率の時系列的な動きを図4および図5で見ると、70年代後半以降投資水準が若干低くなる傾向が見られる。この傾向は最終生産物に対する比率にはっきりと現れており、70年代後半に日本経済に構造変化が起きたことを示している。

米国の場合、景気回復期における在庫投資の変動によりGDPが一時的に潜在成長率以上の成長率を示すものの時間の流れと共に徐々に本来の成長率の水準に落ち着く、というパターンをとっている。さらに、在庫投資系列の変動は一時的なものである（定常な確率過程である）ことがAugmented Dickey-Fuller (ADF) テストを用いて立証されている (Sichel)。つまり、米国の経済は、景気の変動

図4 実質在庫の動き

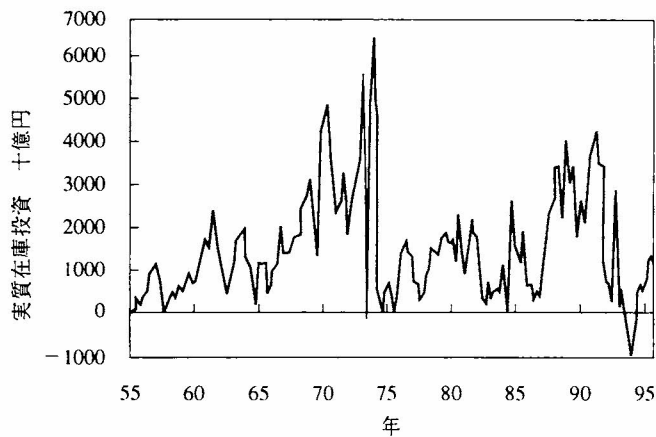
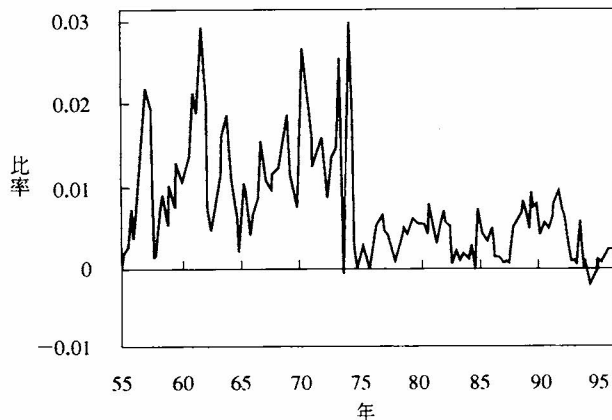


図5 実質在庫投資/(GDP-在庫投資)



は安定的に推移する均衡からの一時的な乖離である，とする伝統的な古典派の景気循環論に沿った動きをしていることになる。

日本においても，在庫投資の変動自体は一時的なものと考えられるが，この点を検証すべくDFまたはADFテストを行った結果が表7である。検定は誤差項がホワイトノイズであることを仮定する通常のDFテストと誤差項に4次までの自己相関を考慮したADFテストの双方を用いて行われた。用いられたモデルは，ADFテストの場合，

$$y_t = \alpha + \rho \cdot y_{t-1} + \sum_{i=1}^4 \theta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (5)$$

とこれに時間トレンドを加えた

$$y_t = \alpha + \gamma \cdot t + \rho \cdot y_{t-1} + \sum_{i=1}^4 \theta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (6)$$

の2種類であり，DFテストの場合は上の(5)，(6)式において $y_t$ の階差を含む項を抜かした形となる。また，従属変数 $y_t$ としては実質在庫投資の水準そのものと在庫投資の最終生産物に対する比率の2つを取り，それぞれについて，帰無仮説 $H_0: \rho = 1$ を対立仮説 $H_1: \rho < 1$ に対して検定した。表中の $\rho$ はそれぞれのモデルにおいて推定された $\rho$ の値を， $\tau$ は検定統計量の値を指す。この値が有意点の値未満の場合に帰無仮説が棄却され，在庫投資系列の変動は一時的なもの，との結論が導かれる(有意点の値はDFテストとADFテストでは変わらない)。なお，残差プロットで判断する限り，誤差項に自己相関があるという明確な証拠は得られなかった。

表から明らかなように，在庫投資の水準自体が線形トレンドを持つことを想定したモデルにADFテストを用いた場合を除いて，帰無仮説 $H_0: \rho = 1$ は有意水準5%で棄却される。図4から過去40年間の在庫投資の動きがトレンドを持っているとは考えにくく，実際，トレンドを含んだモデルにおいては， $t$ に係る係数 $\gamma$ の値が0である，という帰無仮説に対応するp値は0.9を超えている。一

表7 実質在庫投資—DF及びADFテストの結果

推定式 (従属変数)	トレンド	$\rho$ (ADF)	$\tau$ (ADF)	$\rho$ (DF)	$\tau$ (DF)	有意点(5%)
実質在庫投資	無	0.77304 *	-3.1064	0.67273 *	-5.5887	-2.89
実質在庫投資	有	0.77389	-3.0436	0.67123 *	-5.5694	-3.41
在庫投資/最終生産物	無	0.80717 *	-2.9059	0.74196 *	-4.8257	-2.89
在庫投資/最終生産物	有	0.64835 *	-4.3017	0.62918 *	-6.1009	-3.41

(注) 有意点の値はサンプル数 $n=100$ の場合 (実際の標本サイズは160) に相当するものをFuller (1976) より引用  
\*は統計的に有意な場合

### 実質GDP成長率に関する経験的考察

方、ADFテストの検出力の弱さについては周知の事実であり、特に、このように長期のデータで途中で構造変化を伴っている可能性が大きい場合、単位根の検定は帰無仮説を棄却しない方向への偏りを持つという指摘もある (Perron (1989))。コレログラムで確かめると、在庫投資の自己相関は時間と共に速やかに減衰しており(図6)、これらをあわせて考えると、在庫投資系列の変動は短期的・一時的なもの、と結論づけて良さそうである。

なお、1974年を境として系列の変動パターンに変化が見られることから、構造変化の前と後でデータを分割して実質在庫投資の水準にDFおよびADFテストを行った結果が表8である。DFテストを用いた場合には全ての場合に単位根の存在は否定されるのに対し、誤差項に4次のARを想定したADFテストを用いた場合には、石油ショック前については仮説が棄却されない。グラフを見ると、70年代に入ってから在庫投資水準の変動が非常に激しくなっており、これが検定結果に影響を与えたものと考えられる。この動きは一時的なものであることから、直ちに74年I期以前について

図6 実質在庫投資のコレログラム

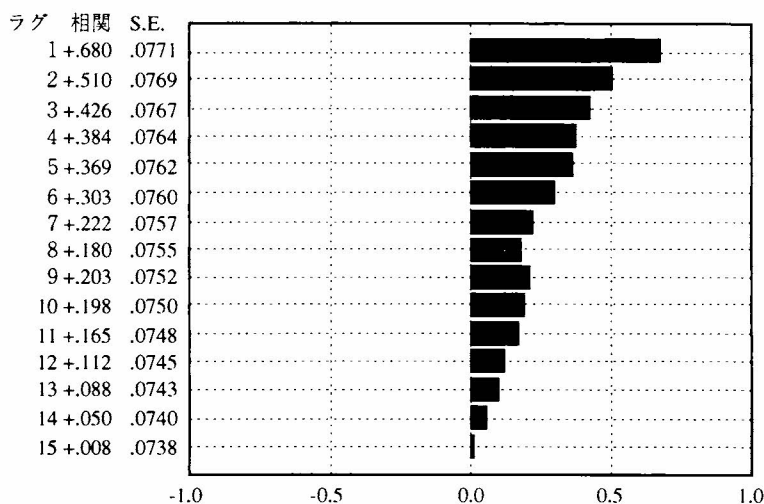


表8 構造変化前と後の実質在庫投資に対するDFテストの結果

時期	推定式 (従属変数)	トレンド	$\rho$ (ADF)	$\tau$ (ADF)	$\rho$ (DF)	$\tau$ (DF)	有意点(5%)
74年I期以前	実質在庫投資	無	0.92084	-0.7465	0.68897*	-3.0139	-2.93
	実質在庫投資	有	0.48139	-2.5104	0.29522*	-5.4802	-3.50
74年II期以後	実質在庫投資	無	0.66224*	-3.8814	0.65695*	-5.0953	-2.93
	実質在庫投資	有	0.66527*	-3.8429	0.65794*	-5.0756	-3.50

(注1) 有意点の値はサンプル数n=50の場合に相当するものをFuller (1976) より引用  
 実際の標本サイズは74年I期以前が71, 74年II期以後が89

\*は統計的に有意な場合

ては非定常な動きをしている、と結論を出すのは危険だろう。

日本の経済が好況期に入ってからしばらく経ってその成長速度を早める原因の一つとなっているのが設備投資の高い伸びである。実質GDPから設備投資を差し引いた残りについての成長率をまとめたものが図7であり、好況期2年目の後期以降、3・4年目の成長率が図1と比べてかなり低くなっていることが分かる。設備投資自体の成長率は好況期に時間と共に加速する傾向があり(好況期における設備投資の期毎の成長率は1-2期が8.2%、3-4期が15.4%、5-6期が16.6%、7-8期が17%、3年目の平均では19%を上回っている)、このことが日本特有の成長パターンの原因の一つになっていると考えられる。寄与度、増加寄与率で見ると設備投資は好況期1-2期に圧倒的な正のインパクトを与えるほか、各期を通じて常にGDPの成長のうち1/4程度は設備投資で説明することができる。

設備投資のコレログラム(図9)を見ると標本自己相関は非常に緩やかに減衰しており、実際の設備投資の動きを見る(図8)と時間的に上昇トレンドを持っている(水準に関して非定常である)ことが

図7 (実質GDP-実質設備投資)の成長率

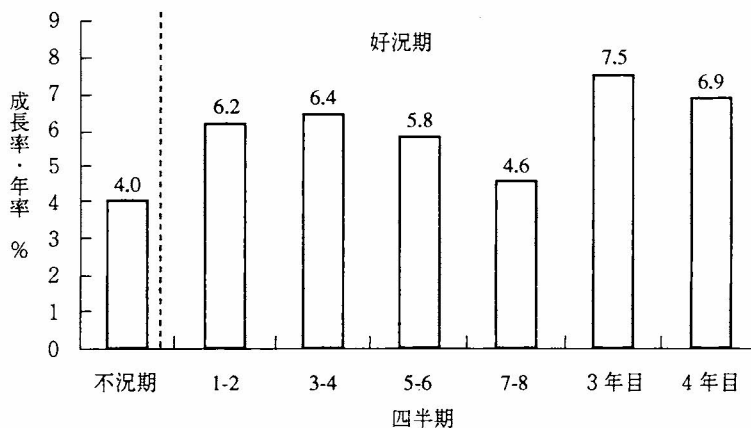
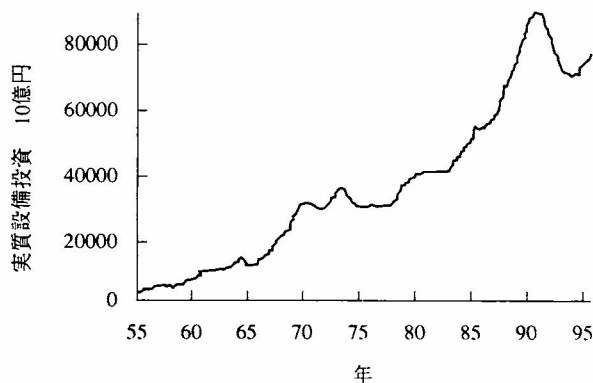


図8 実質設備投資の動き



明らかである。設備投資系列を時間  $t$  に対して回帰することにより線形トレンドを除去し、残差の標本自己相関を算出したところ、かなりの改善が見られた (図10)。これにより設備投資系列をトレンドモデルで表すことの可能性が示唆される。一方、設備投資系列の1階の階差を取った後で標本自己相関を計算すると急速に0に減衰する (図11) ことから、この系列は定常AR(1)を含む系列とも考えられる。そこで、この系列をトレンドモデルとして捉えるべきか階差モデルとして捉えるべきかを調べるためにDFテストを行った結果が表9である。検定に用いられたモデルは

図9 実質設備投資のコレログラム

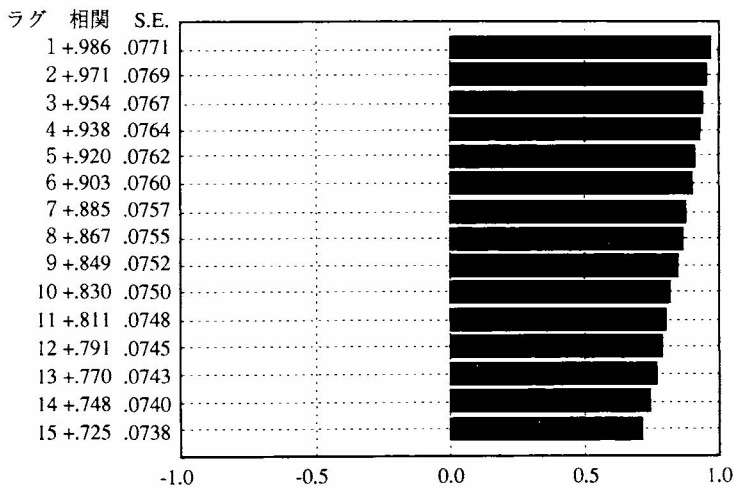


図10 線形トレンド除去後の  
実質設備投資のコレログラム

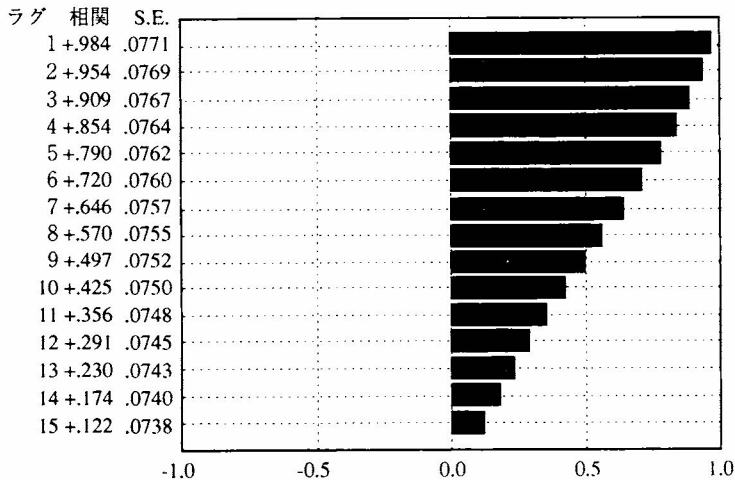


図11 1階の階差を取った後の  
実質設備投資のコレログラム

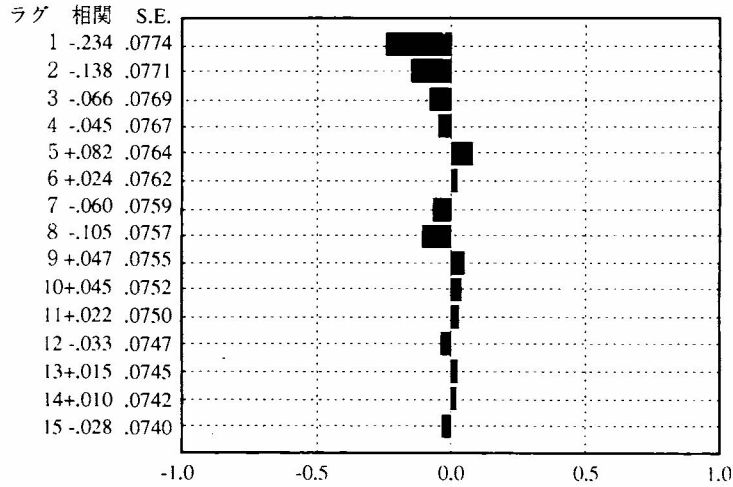


表9 実質設備投資—DFテストの結果

時期	$\rho_0$	$\tau_0$ (検定統計量)	有意点(5%)
全期間	-0.02072	-2.0352	-3.45
74年Ⅰ期以前	-0.04616	-1.8416	-3.50
74年Ⅱ期以後	-0.02732	-1.7298	-3.50

$$\Delta y_t = \alpha + \gamma \cdot t + \rho_0 \cdot y_{t-1} + \theta \cdot \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (7)$$

で、この場合の単位根の検定は $\rho_0 = 0$ の検定と同等である。検定は全期間、および74年Ⅰ期以前と74年Ⅱ期以後とに分けたそれぞれの場合について行われたが、いずれの場合にも帰無仮説は棄却されなかった。つまり、実質設備投資系列については階差モデルが当てはまる、ということになる。

以上の分析結果から、設備投資の堅調な伸びがGDPに対し中・長期的な影響を与え、特に好況期後半にGDP成長率を押し上げる一因となっていると考えられる。一方で在庫投資や設備投資の動きだけでは説明できない部分がかかなりあるのも事実で、他のGDP構成要因、および経済指標との関連についても調べる必要がある。



## 5 ま と め

戦後の日本経済は総じて順調に成長してきた。そんな中、景気循環の各局面におけるGDPの成長率に注目すると、景気の谷直後には穏やかに回復し、その後2年ほど経ったところで本格的に高成長を始め、この高成長期が2年余り続く、というパターンを取る傾向がある。好況期後半の高成長期を支える有力な一因は設備投資の堅調な伸びであり、在庫投資の変動にはGDPの成長率の動きを形づくるほどの影響力はない。この点は景気の谷後、在庫投資変動の影響を受けて経済が反動的にもとの水準に戻るまで急成長を続ける米国とは対照的であり、また、このようなパターン変動により経済成長のかなりの部分を説明できる米国に比べ、日本経済のうちパターン変動で説明できる部分のごく僅かである。

予測という点から考えた場合、日本の経済成長率は本稿で取り上げたような単純なモデルでは捉えられない複雑な動きをしており、一変量モデルによる予測に限界があることも明らかである。一つの方向として、Hamilton(1989)の提唱したマルコフフィルターモデルを一般化したものの利用が考えられる。Hamiltonは、目に見えないスイッチの存在によって経済が不況期と好況期とに分けられるものとし、さらに、この観測されないスイッチ変数が、状態が2種類から成るマルコフ過程に従うものと仮定して経済に内在する非対称性・非線形性を取り扱っている。彼は、ある状態から他の状態(同じ状態も含む)への転移確率が状態の継続時間によらず一定である基本的なモデルでも米国のGNPの動きをかなりの確に再現できることを示しているが、その後このモデルに対する拡張が様々な方向で行われている。主な点としては、転移確率を状態継続時間に依存させる方法(Durland and MacCurdy) や転移確率を他の経済変数に依存させるモデルなどが挙げられる。

日本のGDP成長率は投資の影響を受けてはいるものの、その関係は米国のように直線的ではないことが本稿の分析によって示唆された。このように複雑な動きをする経済変数にマルコフフィルターモデルを当てはめるには、まずスイッチ変数を2値から多値へと一般化し、さらに状態の転移確率を他の経済変数または状態の継続時間に依存させることが必要と思われる。しかし、スイッチ変数自体が観測できないものであり、状態を多値にするとモデル全体の自由度は急激に減少する。モデルの推定に当たってはデータの存在する全ての期間にわたって全ての状態から全ての状態への転移確率を推定する必要があるためである。操作可能な範囲の大きさとどめながら、より複雑な経済状況を説明するのに適したモデルをどのように構築するかが、今後の分析課題である。

## 参 考 文 献

- (1) Box, G.E.P., and Jenkins, G.M. (1976), *Time Series Analysis. Forecasting and Control*, Revised Edition. Holden-Day.
- (2) Durland, J.M., and McCurdy, T.H. (1994), “Duration-Dependent Transitions in a Markov Model of U.S.GNP Growth”, *Journal of Business & Economic Statistics*, 12, 279-288.
- (3) Hamilton, D.J. (1989), “A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle”, *Econometrica*, 57, 357-384.
- (4) Maddala, G.S. (1992), *Introduction to Econometrics* 2nd.ed., Prentice Hall.
- (5) Perron, P. (1989), “The Great Crash, the Oil Price Shock and the Unite Root Hypothesis”, *Econometrica*, 57, 1361-1401.
- (6) Pesaran, M.H., and Wickens, M. (eds.) (1995), *Handbook of Applied Econometrics : Macroeconomics*, Blackwell Publishers Ltd.
- (7) Sichel, D.E. (1994), “Inventories and the Three Phases of the Business Cycle”, *Journal of Business & Economic Statistics*, 12, 269-278.
- (8) 日本銀行経済統計研究会編(1993), 『経済指標の見方・使い方』, 東洋経済新報社。
- (9) 広松毅, 浪花貞夫(1990), 『経済時系列分析』, 朝倉書店。
- (10) 山本拓(1987), 『経済の時系列分析』, 創文社。