

日本経済とケインジアン、古典派の景気変動論*

マイケル・パーキン**

1. はじめに — 目的、構成、要旨
2. 景気変動を巡る2つの理論
3. ケインジアン理論と古典派理論の妥当性
4. おわりに

1. はじめに — 目的、構成、要旨

本稿は、日本における総産出量の時系列的変動に関する研究結果である。本研究の主要目的は景気変動を巡るケインジアンと古典派の理論との相違を明らかにするところにある。ここでいうケインジアンの景気変動論とは、Stanley Fischer (1977)、Edmund S. Phelps and John B. Taylor (1977) によって提唱されたモデルを指し、賃金は長期賃金契約により決定されるとする。具体的には、JoAnna Gray (1976) の定式化に従うこととし、「賃金は労働市場が均衡すると期待される水準に設定されるが、実際の雇用（および産出量）水準は労働需要に依存する」と仮定す

る。一方、ここでいう古典派の景気変動論とは、Robert E. Lucas Jr. (1972, 1973) によって提唱され、Robert J. Barro (1976)、Thomas J. Sargent and Neil Wallace (1975) によって分析されたモデルを指す。古典派のモデルは均衡モデルであり、「雇用（および産出量）水準は、不完全ではあるが一般に利用可能な情報を所与とした場合、労働市場を均衡させる水準に決定される。」¹⁾とする。

日本経済がケインジアンと古典派の景気変動論の相違を明らかにするうえで、極めて都合のよいデータ・ベースを提供する理由としては次の2つが考えられる。まず第1に、「春闘」という賃金決定方式は、特定の時期に集中的に賃金契約が更改

* 本稿は、日本銀行金融研究所海外客員研究員として行った研究に基づくものである。本稿の作成に際し、島田晴雄慶大教授および小池和男京大教授から日本の労働市場の特徴についての貴重な教示を受けたほか、畠中道雄阪大教授、溝口敏行一橋大教授、豊田利之神戸大教授、山本拓横浜国大助教授、田中勝人一橋大助教授、植田和男阪大助教授、林文夫筑波大助教授から有益なコメントを頂いた。そのほか、バリー・コジア・コンコルディア大教授、伊藤隆敏ミネソタ大助教授との討議も有意義であったほか、日本銀行の田口博雄、堀井昭成（現BIS勤務）両氏からは、季節変動の変化をもたらした要因についての種々の助言を受けた。また、同じく日本銀行の鹿野嘉昭氏からは、研究にあたっての実質的補助および建設的な批判を受けたほか、木村佳子氏には秘書として論文作成にあたり多大の協力を得た。これらの方々に慎んで感謝する。

なお、カナダに帰国後、本研究の遂行に関しカナダ社会・人文科学研究委員会より援助を受けた。

** ウェスタン・オンタリオ大学（カナダ）教授

1) これら2つの異なる理論に関する包括的かつ平易な説明、およびより広範囲にわたる文献の紹介については、Michael Parkin (1984、第23～29章)を参照。

される労働市場契約 (non-staggered²⁾な契約) の格好の具体例を提供する点である。こうした考え方は、賃金契約の更改が漸次行なわれる労働市場契約 (staggered³⁾な契約) の場合に比べケインジアン・モデルの定式化が容易である。賃金契約が staggered な場合、ケインジアン³⁾の理論は、産出量の変動にみられる系列相関 (persistence) を賃金契約の更改時期の不一致を反映した賃金変化の時間的構造の直接的結果とみなす。これに対し、賃金契約が non-staggered であるときには、ケインジアン⁴⁾の理論においても、ある契約期間から次の契約期間へかけての産出量の系列相関は、古典派の理論と同様の原因によるものとされる。すなわち、生産要素投入面における高い調整コストの存在によって生じるとされるのである⁴⁾。しかしながら、staggered な賃金契約と、生産要素投入面での調整コスト高を同時に考慮すると、産出量の系列相関 (inertia) に対し、これら 2 つの要因が及ぼす影響を明確なかたちで弁別出来なくなる恐れがある。従って、ここで取り上げる日本の場合のように、staggered な賃金設定方式を先験的に (a priori) 除去することができれば、生産要素投入面での調整コスト高 (あるいは今後見出しされる他の要因) から生じる産出量の系列相関の動きが、一層的確に捉えられることになるろう。

第 2 に、日本ではボーナスの支払いが一般的となっているために、契約により事前に決定される賃金は弾力的となり、この点を明示的に考慮に入れた異なるモデルの構築が可能になる点である。ひとつの見方として、日本の実質賃金は、ボーナス支払いを通じて十分弾力的に変動しており、その結果恒常的に労働市場の均衡が保証されているという主張がある⁵⁾。こうした考え方は、古典派のモデルと軌を一にするものである。他方これとは対照的に、景気変動に対しボーナスの支給率が相対的に安定していることを強調し⁶⁾、「日本の賃金変動は、集団賃金交渉を通じて決定される賃金率に大きく依存する⁷⁾」と結論づける向きもある。

ここで扱うモデルは、日本の景気変動に対するケインジアン、古典派双方の解釈を検証し、相違を明らかにすることにより、こうした日本経済の特徴を浮き彫りにするであろう。本稿で分析の対象としたサンプル期間における日本経済のパフォーマンスは、第 1 次石油危機後 (1974 ~ 75 年) の「失敗」と、第 2 次石油危機後 (1979 ~ 80 年) の「成功」という極めて対照的なものである。従って、石油危機というかなり似通ったショックに対し、このような全く異なった反応が現われた原因を探ることは大変興味深いことであるといえよう。こうした相違が生じた原因のひとつに、金融政策運営の差異があることはほぼ間違いない。しかし、金融

2) 賃金契約の 70% から 80% までが、毎年第 2 四半期 (の初め) に交渉され、約 20% が第 1 四半期 (の終り) に交渉される (Haruo Shimada, T. Hosokawa and A. Seike, 1982, pp. 49 - 51 を参照)。したがって、ほとんど全ての賃金契約が、第 1 四半期から第 2 四半期にかけての 2 ~ 3 週間の間に交渉される。

3) John B. Taylor (1979, 1980) を参照。

4) 実際 Lucas (1973) は、こうした調整コストを、供給関数の中に自己回帰項を入れることにより処理している。ごく最近では、投資決定と実際の設備稼働までのタイムラグを明示的に考慮した生産関数を仮定することで、生産要素投入面での調整コストを捉えようとする試みがなされている。たとえば、Finn E. Kydland and Edward C. Prescott (1982)、John B. Long Jr. and Charles I. Plosser (1983) を参照。

5) とくに Masanori Hashimoto (1979) を参照。

6) 1971 ~ 81 年の 10 年間についてみると、ボーナスは月間給与の 2.4 か月から 3.3 か月の間で変動している。(日本生産性本部、『活用労働統計』C 27 表、p. 79 ; 1983、p. 85 ; 1973)。

7) とくに、Shimada 他 (1983) を参照。

政策がどの程度重要な役割を果たしたかについては、意見が2つに分かれている。ひとつの見方はその重要性を全面的に肯定するものである。もうひとつの見方は、労働市場における制度的な仕組みという僥倖に助けられて金融政策のパフォーマンスが異なったに過ぎないとする⁸⁾。ここでの検討結果は、もしそれが明快なものであれば、金融政策の役割を巡るこうした政策論争に決着をつけるうえで役立つであろう。

本稿の分析において、斬新な点は多々あるが、それらは既往の分析結果を踏まえたものである。すなわち、日本のマクロ経済変動に関しては、完全とはいえないにしても、幾つかの興味深い研究がすでに存在しており、本稿での研究報告は、こうした研究から多大な恩恵を受けており、またあ点では、これらの研究を一層発展させたものであるともいえよう。とくに、C.Piggot(1978)、Yoshiharu Oritani(1981)、Jun'ichiro Seo and Wataru Takahashi (1981)、Mitsuru Taniuchi(1982)、Koichi Hamada and Fumio Hayashi(1983)、Herschel I. Grossman and William S. Haraf(1983)の論文は、この研究を推し進めるうえで、貴重な出発点となった。

本論文の構成は次のとおりである。まず最初に第2章において、ケインジアンと古典派という2つの集計モデル(aggregate model)の構造が提示され、次いで、総産出量の時系列変動に関するそれぞれのモデルの含意が導かれる。第3章では、1965年第1四半期から1982年第1四半期までの日本経済における総産出量の時系列変動が検討され、さらに、前述のようなこれまでの研究成果に照らし合わせて、ケインジアンの理論および古典派の理論に整合的な各種モデルが提示される。これまでの研究において総産出量のトレンドや季節要因について様々の異なった定式化が提示され

てきたが、これらの定式化の相違を明らかにしておくことが不可欠であるといえよう。こうした区分けに際しては、同時に景気変動を巡るケインジアンの理論と古典派の理論とを区別出来るようにしておかなければならないのは言うまでもない。こうした作業は2つの異なったレベルにおいて行われた。最初に、一般的な分布ラグモデルのレベルで行われ、次いでトレンド等についてより特定化された定式化のレベルで行われた。

ここで得られた主な結論は、「日本における総産出量の循環的変動は、過去のマネースtockと流通速度の影響から独立な1次の確率差分方程式により、適切に表現される」という仮説は棄却出来ないというものである。本稿と逆の結論が導かれているこれまでの研究は、産出量のトレンドと季節要因の取扱い方に誤りがあったといえよう。本稿で明らかになった日本における景気変動の基本的特徴は、古典派の景気変動論を棄却するのではなく、ケインジアンの景気変動論を棄却するものである。

これらの結論が、確固たるものであるのか、そして日本経済の構造をより深く捉えたモデルを用い、より厳密なテストを行った場合においても支持されるものであるのかについては、今後さらに検討を要する。最後に、ここでの結論は(批判的検討の対象である諸説と同様に)、いわゆる小標本(small sample)に基づくものである点には留意しておかねばならない。

2. 景気変動を巡る2つの理論

本章では、景気変動に関する、2つの異なった理論が提示される。ひとつはケインジアンの理論であり、その考え方はある重要な点で異なるが、基本的にはGrossman and Haraf(1983)に大きく依存している。他方、ここで提示される古典派の

8) Komiya and Yasui (1983)を参照。

モデルは、Lucas(1973)の研究に直接基礎を置くものである。

各々のモデルは市場行動、あるいは集計的な意思決定ルールのレベルで定式化されており、そうした集計的な意志決定の背後にある、消費者の選好や企業の生産技術に関するより深い構造については、とくに立ち入った検討はなされない。この点は本研究の限界として認めるところである。しかしながら、こうした限界は、現在の分析手法の限界を反映したものともいえよう。すなわち、古典派のサイドには(個別経済主体の最適化行動に立脚した)より深いモデルが利用可能であるのに対し、ケインジアンサイドには賃金の硬直性を取り込んだ一般均衡モデルが利用可能とはなっていないのである。⁹⁾

(1) ケインジアンモデル

ケインジアン景気変動モデルの出発点であり、かつその際立った特徴をなすものは、総供給の動きに関する定式化にある。初めに、短期の生産関数の分析から始めることにしよう。全ての変数を自然対数で表わすと、生産関数は次のように示される。

$$Y_{t,\tau}^A = \alpha \ell_{t,\tau} + D_{t,\tau}, \quad 0 < \alpha < 1 \quad (1)$$

ただし Y^A : 総産出量

ℓ : 総雇用量

D : 生産関数のシフト項(定数項、トレンド、季節要因、系列相関、攪乱項)

t : 年

τ : 四半期($\tau = 1, 2, 3, 4$)

これは、極めて一般的な生産関数の定式化である。産出量は労働投入量の変化と直接結びつくかたちで変動する。もっとも生産関数は時の経過に伴いシフトもする。資本蓄積と技術進歩は産出量の長

期的トレンドを決定する。天候やその他の定例的な季節要因は、産出量の季節変動を惹き起こす。

(生産要素投入面における)非線型的な調整コストの存在は系列相関を生み、種々のランダムな出来事が攪乱項として加わる。

企業は利潤極大化を目指して行動すると仮定した場合、総生産関数が(1)式により与えられるとすると、労働に対する需要は次のように表わされる。

$$\ell_{t,\tau} = \frac{1}{1-\alpha} \{ \log \alpha + D_{t,\tau} - (W_{t,\tau} - P_{t,\tau}) \} \quad (2)$$

ただし W : 貨幣賃金率

P : 物価水準

一方、労働の供給(ℓ^s)については、次のように仮定しよう。

$$\ell_{t,\tau}^s = N_{t,\tau} + r(W_{t,\tau} - E_i P_{t,\tau}), \quad r > 0 \quad (3)$$

ただし N : 労働供給関数のシフト項(トレンド、季節要因、系列相関、攪乱項)

E_i : i 期に利用可能な情報を条件とする期待演算子

i : $t, \tau-1$ ($\tau=2, 3, 4$ の時)

$t-1, 4$ ($\tau=1$ の時)

労働供給関数も、生産関数と同様、トレンド、季節要因、攪乱の変動によって変化すると仮定する。労働供給は期待実質賃金の関数として定式化されているが、これは労働供給に関する意思決定を行う際、消費者は自らの労働所得で購入する生産物の価格について完全な情報を持っていない、という考え方に基づくものである。こうした定式化は、実際の実質賃金の関数として定式化される労働需要と対照的である。すなわち企業は雇用量に関する意思決定を行う際、自らが販売する生産物の価格を知っていると考える。ここでは、(消費者と

9) 「硬直的な価格」を考慮した一般均衡モデルの構築については、Michael Parkin (1983)を参照。

企業が保有する)情報が非対称的であると仮定している訳ではない。むしろ、労働需要は、個々の企業の労働需要を集計したものであり、各々は、その「個別」(local)市場において既知である実質賃金に依存しているのに対し、労働供給は同じく個々の消費者の労働供給の集計であるが、各々は既知の貨幣賃金と一般物価水準の期待値に依存すると考えたい。

労働市場に関するケインジアンモデルの本質的な特徴は、賃金は1年に1度決定され、その後1年間は変わらないとするところにある。すなわち、

$$W_{t,\tau} = W_t, \quad \tau = 1, \dots, 4 \quad (4)$$

である。向こう4四半期にわたり固定的な賃金を設定するにあたっては、(労使双方とも)労働市場が平均的にみて均衡状態を達成するよう心掛けていると考えられるので、次式が成り立つ。

$$\sum_{\tau} E_w l_{t,\tau} = \sum_{\tau} E_w l_{t,\tau}^s \quad (5)$$

ただし $E_w \equiv E_{t-1,4}$

労働市場の期待均衡を達成する賃金水準(W_t)を決定するために、(2)、(3)両式を(5)式に代入し、(4)式と平仄を合わせるかたちで W_t について解くと、次のようになる。

$$W_t = \frac{1}{4} \sum_{\tau} E_w P_{t,\tau} + \frac{1}{1+r(1-\alpha)} [\log \alpha + \frac{1}{4} \sum_{\tau} \{ E_w (D_{t,\tau} - (1-\alpha) N_{t,\tau}) \}] \quad (6)$$

貨幣賃金は、向こう4四半期の平均期待物価水準と1次同次の関係にある水準に決定される。このことは、当然のこととして、賃金交渉によって決定されるのは、期待実質賃金であることを意味する。さらにこの期待実質賃金は、生産関数および労働供給に加わるショックについての期待に依存している。すなわち、労働の期待限界生産物が高いほど、実質賃金も高くなる一方、期待労働供給

が高いほど、実質賃金は低くなる。

ケインジアンモデルの第2の基本的特徴は、雇用量を決定するのは労働需要曲線であるということである。貨幣賃金率を決定するに際して(事前的な意味で)利用された労働供給曲線は、もはや重要ではない。労働者は提示された貨幣賃金を受諾することにより、暗黙のうちに雇用者に総雇用水準の決定権限があることを認めていることにもなるのである。したがって、雇用水準を計算するためには、前述の(2)式に、(6)式に示される貨幣賃金率を代入すればよく、実際の雇用水準は、

$$l_{t,\tau} = \frac{r}{1+r(1-\alpha)} \log \alpha + \frac{1}{1-\alpha} D_{t,\tau} - \frac{1}{(1-\alpha)\{1+r(1+\alpha)\}} \cdot \frac{1}{4} \sum_{\tau} E_w \{ D_{t,\tau} - (1-\alpha) N_{t,\tau} \} + \frac{1}{1-\alpha} (P_{t,\tau} - \frac{1}{4} \sum_{\tau} E_w P_{t,\tau}) \quad (7)$$

となる。(7)式は、雇用水準が生産関数に特有なトレンド、季節要因および系列相関の要因と共変関係にあるほか、予想外の物価水準の変化(実際の物価水準の平均期待物価水準からの乖離)の影響をも直接受けて変動することを示している。(7)式を生産関数に代入すると、総産出量は次のように表わされる。

$$Y_{t,\tau}^A = \frac{\alpha r}{1+r(1-\alpha)} \log \alpha + \frac{1}{1-\alpha} D_{t,\tau} - \frac{\alpha}{(1+\alpha)\{1+r(1-\alpha)\}} \cdot \frac{1}{4} \sum_{\tau} E_w \{ D_{t,\tau} - (1-\alpha) N_{t,\tau} \} + \frac{\alpha}{1-\alpha} (P_{t,\tau} - \frac{1}{4} \sum_{\tau} E_w P_{t,\tau}) \quad (8)$$

以下、 $E_w(D_{t,\tau} - N_{t,\tau})$ は $D_{t,\tau}$ と1次の共変関係(collinear)にあると仮定する。また、(8)式の定数項も $D_{t,\tau}$ の定数項と1次の共変関係に

あるとする。こうしたショック要因をひとつにまとめて S とするとともに、 $\delta \equiv \alpha / (1 - \alpha)$ とすれば、(8)式は次のように書き直される。

$$Y_{t,\tau}^A = S_{t,\tau} + \delta \left(P_{t,\tau} - \frac{1}{4} \sum_{\tau} E_W P_{t,\tau} \right) \quad (9)$$

ただし、 S は生産関数と労働供給関数に含まれる全てのシフト項をひとまとめでしたものとす。

次に総産出量はトレンド要因 ($Y_{t,\tau}^T$)、システムティックな季節要因 ($Y_{t,\tau}^S$) と、循環要因 ($Y_{t,\tau}$) の3つに分けられるとすれば、

$$Y_{t,\tau}^A = Y_{t,\tau}^T + Y_{t,\tau}^S + Y_{t,\tau} \quad (10)$$

となる。また、(9)式におけるシフト項については、次式のように定式化することが出来る。

$$S_{t,\tau} = Y_{t,\tau}^T + Y_{t,\tau}^S + \lambda Y_i + \varepsilon_{t,\tau} \\ \varepsilon \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2) \quad (11)$$

(11)式は、総供給に影響を及ぼすショックは、トレンド要因、システムティックな季節要因、自己相関した循環要因のかたちをとる系列相関、およびホワイトノイズから成ることを意味する。(9)式に(11)式を代入すると、

$$Y_{t,\tau}^A = Y_{t,\tau}^T + Y_{t,\tau}^S + \delta \left(P_{t,\tau} - \frac{1}{4} \sum_{\tau} E_W P_{t,\tau} \right) + \lambda Y_i + \varepsilon_{t,\tau} \quad (12)$$

が得られる。

同様に、(10)式と(12)式を用いると、産出量の循環変動は、

$$Y_{t,\tau} = \delta \left(P_{t,\tau} - \frac{1}{4} \sum_{\tau} E_W P_{t,\tau} \right) + \lambda Y_i + \varepsilon_{t,\tau} \quad (13)$$

で与えられる。これらの互いに異なった定式化は、次章の実証分析において利用される。

以上で、景気変動に関するケインジアンモデルにおける総供給関数の導出が終った。次に、総需要関数に目を向けることとする。最も簡単で分かりやすい(しかし、実際には極めて一般的な)総需要の定式化を採用することとする。¹⁰⁾ すなわち

$$Y_{t,\tau} = M_{t,\tau} + V_{t,\tau} - P_{t,\tau} \quad (14)$$

ただし、 M : マネーサプライ

V : 流通速度

こうした総需要の定式化が一般性をもつのは、マネースtock自身の影響を除いた総需要に及ぼす影響は全て流通速度 V に含まれると想定し得るからである。マネーサプライと流通速度は、ここでは、2変量自己回帰モデルから得られる外生的な確率過程として取扱われる。

$$\begin{pmatrix} M_{t,\tau} \\ V_{t,\tau} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} A'(L) & B'(L) \\ C'(L) & D'(L) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} M_i \\ V_i \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \eta_{t,\tau} \\ \zeta_{t,\tau} \end{pmatrix} \quad (15)$$

$$\eta \sim N(0, \sigma_\eta^2), \zeta \sim N(0, \sigma_\zeta^2)$$

総供給を示す(13)式、総需要を示す(14)式、および外生的に決定されるとして取扱われるマネーサプライと流通速度を生み出す確率過程により、産出量および物価を決定するモデルが構築される。このシステムは、産出量の予測値を得るために用いられる。

まず、(13)式から明らかなように、次式が成り立つ。

$$\frac{1}{4} \sum_{\tau} E_W Y_{t,\tau} = \lambda \frac{1}{4} \sum_{\tau} E_W Y_i \quad (16)$$

10) 総需要は、ここでは循環変動部分として定式化されており、従って流通速度およびマネーも総需要と同じ季節要因やトレンドを除いたものと想定されている。こうした想定は議論の本質を損うものではなく、むしろこれにより循環変動に焦点をあてた分析が可能となる。

これは産出量の期待循環変動に関する5次の差分方程式であり、その解は次のように示される。

$$\frac{1}{4} \sum_{\tau} E_w Y_{t,\tau} = \phi Y_{t-1,4} \quad (17)$$

$$\text{ただし、} \phi = \frac{\lambda}{4} \frac{(1-\lambda^4)}{(1-\lambda)}$$

(14) 式から明らかなように、

$$\begin{aligned} \frac{1}{4} \sum_{\tau} E_w P_{t,\tau} &= \frac{1}{4} \sum_{\tau} E_w M_{t,\tau} + \frac{1}{4} \sum_{\tau} E_w V_{t,\tau} \\ &\quad - \phi Y_{t-1,4} \end{aligned} \quad (18)$$

が得られる。賃金決定に際して、形成されるマネーストックと流通速度に関する期待 (E_w) は、(15) 式を使って次のように計算される。

$$\begin{aligned} \frac{1}{4} \sum_{\tau} E_w M_{t,\tau} + \frac{1}{4} \sum_{\tau} E_w V_{t,\tau} \\ = A''(L)M_i + B''(L)V_i \end{aligned} \quad (19)$$

ただし $A''(L)$ と $B''(L)$ は (15) ~ (18) 式でインプリシットに規定されるラグ演算子の多項式である。(19) 式を (18) 式に代入し、さらにその結果を (13) 式に代入すると、

$$\begin{aligned} Y_{t,\tau} &= \delta (P_{t,\tau} - A''(L)M_i - B''(L)V_i + \\ &\quad \phi Y_{t-1,4}) + \lambda Y_i + \varepsilon_{t,\tau} \end{aligned} \quad (20)$$

が得られる。さらに、(14) 式を (20) 式に代入すると次のように示される。

$$Y_{t,\tau} = \frac{\delta}{1+\delta} \{ M_{t,\tau} + V_{t,\tau} - A''(L)M_i$$

$$\begin{aligned} - B''(L)V_i + \phi Y_{t-1,4} \} + \frac{\lambda}{1+\delta} Y_i + \\ \frac{1}{1+\delta} \varepsilon_{t,\tau} \end{aligned} \quad (21)$$

最終的に、(15) 式を利用して (21) 式から $M_{t,\tau}$ と $V_{t,\tau}$ を消去すると、

$$\begin{aligned} Y_{t,\tau} &= \frac{\delta}{1+\delta} \{ A(L)M_i + B(L)V_i \} + \frac{\delta \phi}{1+\delta} \\ &\quad Y_{t-1,4} + \frac{\lambda}{1+\delta} Y_i + \varepsilon_{t,\tau} \end{aligned} \quad (22)$$

となる。ただし $A(L)$ と $B(L)$ は (15) ~ (21) 式でインプリシットに規定されるラグ演算子の多項式である。なお、ここで、

$$\begin{aligned} \varepsilon_{t,\tau} &= \frac{1}{1+\delta} \{ \varepsilon_{t,\tau} + \delta (\eta_{t,\tau} + \zeta_{t,\tau}) \} \\ &\sim N(0, \sigma_{\varepsilon}^2) \end{aligned}$$

である。

これまでに明らかになったことを、ここで振り返り再考することは無意味でなかろう。春闘による賃金決定メカニズムを捉えるために提示したケインジアン賃金契約モデルによれば、(22) 式で示されるように、産出量の循環変動は、マネーストック、および流通速度の両者の変動により影響を受ける（正確には Granger の意味で影響を受ける < Granger-caused >）¹¹⁾ ことになる。^(訳注1) さらに、産出量の循環変動は、季節によって異なる次数を持った自己回帰 (AR) 過程に従うといえよう。すなわち、春闘後の第1四半期における産出量は AR1 であり、第2四半期では AR2、第

11) Clive W. J. Granger (1969) を参照。

(訳注1) 変数 x の将来値を予測するにあたり、 x の現在・過去値のみを用いて予測するよりも、変数 y の現在・過去値をも用いた方が予測の誤差が少なくなる（より良い予測が可能になる）場合に、 y から x への Granger の意味での因果関係 (Granger-causality) が存在するという。したがって、Granger の意味での因果関係はあくまで予測可能性から見た統計的因果関係を指しており、制御可能性を含むような一般的な因果関係を意味するものではない。

3 四半期では 2 次のラグ項がゼロであるような A R 3 である。最後に、第 4 四半期の産出量は、2 次および 3 次のラグ項がゼロであるような A R 4 となる。^(訳注 2)

(22) 式は、ケインジアンと古典派の景気変動論をテストしその相違を明らかにするうえでのひとつの糸口を提供する。(22) 式が具体的にどのように利用されるのかを詳細に解明する前に、もうひとつの景気変動論である古典派のモデルを構築することにした。

(2) 古典派の景気変動論

ここで提唱される古典派の景気変動論とケインジアンの景気変動論の唯一の相違は総供給の理論にある。生産関数 (1) 式)、労働需要関数 (2) 式)、労働供給関数 (3) 式) は、全てケインジアンのモデルと同様古典派のモデルにもそのまま適用される。この 2 つのモデルの基本的な相違は、賃金の決定方法にある。すなわち、古典派のモデルにおいては、ケインジアンのモデルとは対照的に賃金は毎期労働市場が均衡するよう決定されると仮定

する。すなわち、

$$l_{t,\tau} = l_{t,\tau}^s \quad (23)$$

である。実際、(23) 式が意味するのは、ボーナス支払いには、春闘で決定された貨幣賃金の硬直性を十分打ち消してしまうだけの伸縮的な調整メカニズムが存在する、ということである。この意味で、春闘は、ジエスチャー (charade) であるといえよう。すなわち、経済的に意味のある賃金は、ボーナス支払いを通じた調整の結果として市場メカニズムにより決定された賃金なのである。誤解を避けるために言うと、これは事実として主張されるのではなく、ひとつの仮説である。以下、この仮説の持つインプリケーションを探り、この仮説とケインジアンのモデルの背後にあるいまひとつの仮説のいずれが、より現実に即応した予測値を与えるかについて、実証的に検討することにした。

市場均衡条件を示す (23) に、(2)、(3) 両式に表わされる労働市場の需給方程式を代入すると、貨幣賃金率は次のように決定される。

(訳注 2) ケインジアンのモデルでは、総産出量の循環的変動部分が季節によって次数の異なる A R モデルにより表わされるが、この点を具体的に示せば次のとおり。すなわち、(22) 式における系列相関項 y_i ($\tau = 1$ のとき $i = t - 1, 4$ 、 $\tau = 2, 3, 4$ のとき $i = t$ 、 $\tau - 1$) は、1 四半期前の $y_{t,\tau}$ の値を示すので、各四半期における $y_{t,\tau}$ の変動は、マネーサプライ、流通速度の外生的確率過程を捨象すれば以下のように示される。

$$\begin{aligned} \text{(i)} \quad y_{t,1} &= \frac{1}{1+\delta} (\lambda + \delta \phi) y_{t-1,4} + \xi_{t,1} \\ \text{(ii)} \quad y_{t,2} &= \frac{\lambda}{1+\delta} y_{t,1} + \frac{\delta \phi}{1+\delta} y_{t-1,4} + \xi_{t,2} \\ \text{(iii)} \quad y_{t,3} &= \frac{\lambda}{1+\delta} y_{t,2} + \frac{\delta \phi}{1+\delta} y_{t-1,4} + \xi_{t,3} \\ \text{(iv)} \quad y_{t,4} &= \frac{\lambda}{1+\delta} y_{t,3} + \frac{\delta \phi}{1+\delta} y_{t-1,4} + \xi_{t,4} \end{aligned}$$

したがって、春闘後の第 1 四半期 (4 ~ 6 月) における総産出量の循環変動は 1 次の A R モデル ((i) 式)、第 2 四半期は 2 次の A R モデル ((ii) 式)、第 3 四半期は 2 次の項 ($y_{t,1}$) の係数がゼロであるような 3 次の A R モデル ((iii) 式)、第 4 四半期は 2 次および 3 次の項 ($y_{t,2}$ および $y_{t,1}$) の係数がゼロであるような 4 次の A R モデル ((iv) 式) によりそれぞれ表現される。

$$W_{t,\tau} = \frac{1}{1+(1-\alpha)r} \{ P_{t,\tau} + (1-\alpha)r \\ E_1 P_{t,\tau} + \log \alpha + D_{t,\tau} - (1-\alpha) N_{t,\tau} \} \quad (24)$$

ケインジアンの場合とは異なり、古典派の場合においては、貨幣賃金率は期待物価水準のみでは決定されない。貨幣賃金は、実際の物価水準および期待物価水準の両者と1次同次の関係にある。労働供給関数の弾力性がゼロであるという極端な場合においては、貨幣賃金率は実際の物価水準の動きに1対1で反応する。また労働供給の弾力性が無限大であるという逆の極端な場合には、貨幣賃金率は期待物価水準に1対1で反応し、実際の物価水準とは独立に動くことになる。他の条件が変わらなるとすると、貨幣賃金率は、労働の限界生産物が大きいほど（Dが大きいほど）高くなるとともに、労働供給が多いほど（Nが大きいほど）低くなる。この(24)式に示される貨幣賃金率の解を、労働市場の需要方程式ないし供給方程式に代入すると、実際の雇用水準（すなわち均衡雇用水準）が得られる。

$$\ell_{t,\tau} = \frac{1}{\{1+(1-\alpha)r\}} N_{t,\tau} \\ + \frac{r}{1+(1-\alpha)r} \{ \log \alpha + D_{t,\tau} + P_{t,\tau} \\ - E_1 P_{t,\tau} \} \quad (25)$$

さらに、この(25)式を生産関数((1)式)に代入すれば、次式が得られる。

$$Y_{t,\tau}^A = \frac{1+r}{1+(1-\alpha)r} D_{t,\tau} \\ + \frac{1}{\{1+(1-\alpha)r\}} N_{t,\tau} \\ + \frac{\alpha r}{1+(1-\alpha)r} (\log \alpha + P_{t,\tau} \\ - E_1 P_{t,\tau}) \quad (26)$$

(26)式は、労働の限界生産物(D)が大きいほど、また、労働供給(N)が多いほど、そして実際の物価水準が期待物価水準に比べ高いほど、産出量は増加することを示している。

生産関数と労働供給関数のシフト変数が、労働需要関数の定数項と同様、互いに1次の共変関係にあると仮定するとともに、こうした全ての要因を前述のようにシフト変数Sとして一括し、さらにSの構成要因は、(11)式により表わされると仮定すると、次のような総供給関数が得られる。

$$Y_{t,\tau} = \Psi(P_{t,\tau} - E_1 P_{t,\tau}) + \lambda Y_1 + \varepsilon_{t,\tau} \quad (27)$$

この古典派の総供給関数は、(13)式に示されるケインジアンの総供給関数に対応するものである。ここで留意しなければならないのは、古典派とケインジアンの供給関数の決定的な差は期待物価水準の項にある点である。古典派のモデルにおいて産出量の循環変動を惹き起こすのは、まさにこの同時的な予想外の物価水準の変化（実際の物価水準の当期の期待物価水準からの乖離）なのである。

古典派のモデルは、この総供給関数に、総需要を決定する(14)式、およびマネーサプライと流通速度を生み出す確率過程を示す(15)式を加えることによって完成する。すなわち、(14)、(15)、(27)の各式から成る方程式体系を、合理的期待形成を仮定して解くと、産出量、物価、マネーサプライおよび流通速度の均衡水準が得られる。得られた均衡産出量は次のように示される。

$$Y_{t,\tau} = \lambda Y_1 + u_{t,\tau} \quad (28)$$

$$\text{ただし、} \quad u = \varepsilon + \frac{\Psi}{1+\Psi} (\eta + \zeta) \sim N(0, \sigma_u^2) \quad (29)$$

(28)式は、ケインジアンモデルにおいて得られた均衡産出量((22)式)とは、極めて対照的である。すなわち古典派においては、産出量は季節とは独立である固定的な1次の自己回帰過程に従う

と予想される。この点ケインジアンのモデルでは、自己回帰過程が季節によって異なる次数を持つという意味で著しく異なる点に留意する必要がある。さらに古典派のモデルでは、通貨量および流通速度は、Grangerの意味で産出量の変動の原因とはならない。産出量の1次の自己回帰過程は、生産関数とマネーサプライおよび流通速度の(外生的な確率)過程に加わる攪乱項からなるホワイトノイズのみの影響を受けるのである。

以上により、ケインジアンおよび古典派両者のモデルによる産出量予測のパターンが提示されたので、次に、これら2つのモデルの相違がどこにあるのかについて検討していきたい。

(3) ケインジアンと古典派の考え方の相違

(22)式および(28)式は、景気変動に関するケインジアンと古典派の考え方の相違を明らかにする方法を提供する。すなわちこれら方程式の持つ2つの特徴点が、両者を区別する方法を与える。第1に、古典派の理論では、産出量は一次の自己回帰過程(AR1)に従うとされるのに対し、ケインジアンの理論では、季節によって異なる次数を持つ自己回帰過程に従うとされる。したがって、もしAR1による産出量の定式化が棄却出来ないのであれば、ケインジアンの景気変動に関する考え方は棄却され、古典派の考え方は棄却されないことになる。逆に、AR1という定式化が棄却されるのであれば、古典派の考え方(あるいは、少なくともこの特定の古典派のモデル)が棄却されることになる。この場合、ケインジアンの考え方が棄却されるか否かを判断するためには、産出量に関する特定の自己回帰構造について一層の検討が必要とされよう。

産出量の変動に関する第2の特徴は通貨量および流通速度との間のGrangerの意味での因果関係に関するものである。もし通貨量および流通速度がGrangerの意味で産出量の変動の原因となるという仮説が棄却されないのであれば、景気変動に関する古典派の考え方は棄却され、ケインジアンの考え方は棄却されないことになる。逆に、通貨量および流通速度からの産出量に対するGrangerの意味での因果関係が棄却されれば古典派の考え方は棄却されず、ケインジアンのそれは棄却されることになる。

しかしながら、ケインジアンおよび古典派の理論が同時に棄却され得ることに留意する必要がある。すなわち、もし産出量がAR1であると同時に通貨量および(あるいは)流通速度がGrangerの意味で産出量の変動の原因となるという結果が得られれば、ここで提示されたケインジアン、古典派のいずれの理論も事実とは矛盾することになってしまう。

これら2つの異なった理論のテストおよび産出量(の自己回帰)過程の推定については、次章で行うことにしたい。

3. ケインジアン理論と古典派理論の妥当性

ケインジアンと古典派の景気変動に関する考え方の相違を明らかにする際、まず実質GDPの原データの時系列推移を眺め、検討するのが有益であろう。サンプル期間として採用したのは、1965年第1四半期から1982年第1四半期までであるが、これは、新SNA体系に基づいて計算された実質GDPの四半期データとしては、利用可能な最も長いものである。¹²⁾これら69個の実質GDP

12) 1982年第2四半期から1983年第3四半期については、暫定計数のみが利用可能である。また、1965年以前のデータは、旧国民所得計算システム(SNA)に基づいている。1965年におけるSNAの変更の詳細については、経済企画庁『新SNA体系の解説』(1980)を参照。

の四半期データ（1975年価格表示、単位は1,000億円）を対数目盛で表示したのが69頁第1図である。第1図から実質GDPの特徴点として、次の3点が読みとれよう。

第1に、実質GDPの平均成長率は、サンプル期間の前半に比べ後半においては鈍化しているように窺われる。第2に、データには強い季節パターンがみられる。すなわち、実質GDPは各年とも期を追うごとに高い伸びを示す（ただし、こうした季節パターンの唯一の例外は1973年であり、この年は第1四半期から第2四半期にかけて、わずかではあるが実質GDPは減少をみている）。しかしながら、こうした季節パターンが一定でないのは明らかである。すなわち、第3四半期から第4四半期にかけての実質GDPの増加度合は、明らかに1970年代よりも1960年代のほうがより大きい。こうした時系列変動パターンの特徴を十分踏まえたうえで、適切なモデル化を行うことは、極めて重要である。第3には、トレンドや季節パターンほど目立つものではないが、実質GDPデータは明らかに循環変動を示している。景気の上昇局面は、1966～69年、1971～73年および1975～79年にかけてそれぞれみられる一方、1970～71年および1974～75年にかけてはそれぞれ景気の下降局面がみられる。

本研究の主たる目的は、このうちデータの持つ第3の特徴——すなわち景気変動——に関するケインジアンと古典派の理論の相違を明らかにすることにあるが、こうした景気変動と同時に、実質GDPに含まれるトレンドおよび季節性をモデル化することも重要である。第1章で既に述べたように、日本における総産出量の変動に関するこれまでの研究は、産出量のトレンドや季節要因をモデル化するために、様々の異なる方法を用いている。第1表は、これまでの研究におけるトレンドや季節要因の取扱い方についてとりまとめたものである。はじめにトレンドについては、3つの異なる

モデルが存在するのが判る。すなわち、ある研究では、2次のトレンド項の係数が負であるような2次形式による定式化がなされている。一方、別の2つの研究では、1974年第1四半期における産出量の水準および増加率の変化を考慮に入れており、また増加率一定というかたちでトレンドが処理されている場合もある。次に、季節要因についても3つの異なるモデルが存在する。すなわち、6つの研究のうち4つまでは、公表された季節調整済データは季節要因を適切に反映したモデルを提供すると（インプリシットに）仮定している。残る2つの研究においては、原計数が使用されており、そのうち1つは前年同期比が利用されており、いま1つは非確率的（deterministic）な1次の季節ダミーを用いている。

第1表はまた、これまでの研究で利用された産出量以外の諸変数や、そこでの結論をも要約している。第1表の最後の欄を見る限り、これまでの研究で得られた結論は、前章で提示された古典派の景気変動論に極めて不利なものである、という直観的印象が得られよう。なぜなら、いずれの研究も、通貨量（あるいはインフレーション）は実質GDPの変動に対し、Grangerの意味での原因となる、と結論づけているからである。このような結果は、既に述べたようなケインジアンの景気変動論の考え方と、細部においては必ずしも一致しないが、もしこの結果が正しいとすれば、明らかに古典派の考え方は棄却されることになる。

トレンドや季節性について種々の取扱いがなされていることを考えれば、種々の異なるモデルの産出量の循環変動導出についてのインプリケーションを調べることは、何がしかの参考になろう。また、これらの異なる季節変動モデルに含まれるトレンドのうち、いずれが妥当するかをテストすることも重要であると考えられる。

こうした検証を体系的に行う方法として、ここでは次の2つの異なるアプローチが採用された。

(第1表) これまでの研究成果

研究	対象期間	被説明変数	フィルターの定式化	トレンドの定式化	季節要因の定式化	その他の説明変数 (およびラグの長さ)	因果関係に関する結論
Pigot (1978)	1960 (1) 1977 (3)	GNP SA (Q)	$1 - L$	t	季節データ	LDV (4), AM (7), UM (7)	AMおよびUMはGNPの原因
Oritani (1981)	1956 (1) 1979 (3)	GNP (Q)	$1 - L^4$	t	前年同期比を利用	LDV (5), M (5), DP (5)	MはGNPの原因
Seo and Takahashi (1981)	1965 (1) 1980 (4)	GNP SA (Q)	レベル	$t, 1974(1)$ におけるシフト	季節データ	石油価格 AM (9) UM (9)	AMおよびUMはGNPの原因
Taniuchi (1982)	1960 (1) 1980 (2)	GNP SA (Q)	レベル	t, t^2	季節データ	LDV (3), UMS (4), G, X	UMSはGNPの原因
Hamada and Hayashi (1983)	1965 (J) 1982 (D)	IP SA (M)	レベル	$t, 1974(1)$ におけるシフト	季節データ	UM (12m), AM (12m)	AMおよびUMはIPの原因
Grossman and Haraf (1983)	1959 (4) 1982 (2)	IP (Q)	$1 - L$		1次の季節ダミーを利用	LDV (4), DP (4)	DPはIPの原因

注)

GNP = 実質GNP

IP = 鉱業生産指数

SA = 季節調整

(Q) = 四半期

(M) = 月次

L = ラグ演算子

 t = 1次のトレンド t, t^2 = 2次形式のトレンド

LDV = 被説明変数のラグ項

AM = 予想されたマネーストックの変化

UM = 予想されないマネーストックの変化

UMS = 春闘以後の予想されないマネーストックの変化

DP = インフレ率

G = 政府支出

X = 輸出

第1のアプローチは、これまでの大半の研究とはほぼ同様ではあるが、種々の異なるモデルを利用して、産出量をトレンド要因、季節要因、循環要因に分解したうえで、そこに現れた景気変動の性質を研究するというものである。いまひとつのアプローチはより一般的な分布ラグモデルを使って、産出量の変動を究明しようというものである(この分布ラグモデルでは、非確率的なトレンドと季節要因につき、いくつかの異なる定式化が試みられている)。第1節ではまず後者のアプローチについて述べ、その検討結果を報告する。次いで第2節において前者のアプローチについて検討する。

(1) 一般的な分布ラグモデルによるアプローチ

まず最初に分析の出発点として、実質所得の時系列モデルを定式化するが、それはこれまでの研究において採用されたトレンドや季節要因の扱いに関する種々のモデルをそのスペシャル・ケースとして含む一般的なものである。またそのモデルは、1970年に発生した第4四半期の季節パターンの明確なシフトを考慮に入れた、十分一般的なものでなければならない。次に挙げるのは、そうしたモデルの一つである。

$$\begin{aligned}
 Y_t^A = & a_0 + a_1 t + \sum_{i=2}^4 a_i S_{it} + a_5 d_{1t} + a_6 d_{2t} + a_7 t^2 \\
 & + a_8 d_{2t} S_{4t} + \sum_{i=1}^5 a_{8+i} Y_{t-i} + \sum_{i=1}^5 a_{13+i} M_{t-i} \\
 & + \sum_{i=1}^5 a_{18+i} V_{t-i} + \epsilon_t \quad (30)
 \end{aligned}$$

ただし t は整数 ($t = 1, \dots, 64$)

$S_i = 1$ (第 i 四半期のとき)

$= 0$ (それ以外)

$d_i = 0$, 1967年第1四半期～1973年第

4四半期

$= 1$, 1974年第1四半期～1982年第

1四半期

$d_2 = 0$, 1967年第1四半期～1969年第

4四半期

$= 1$, 1970年第1四半期～1982年第

1四半期

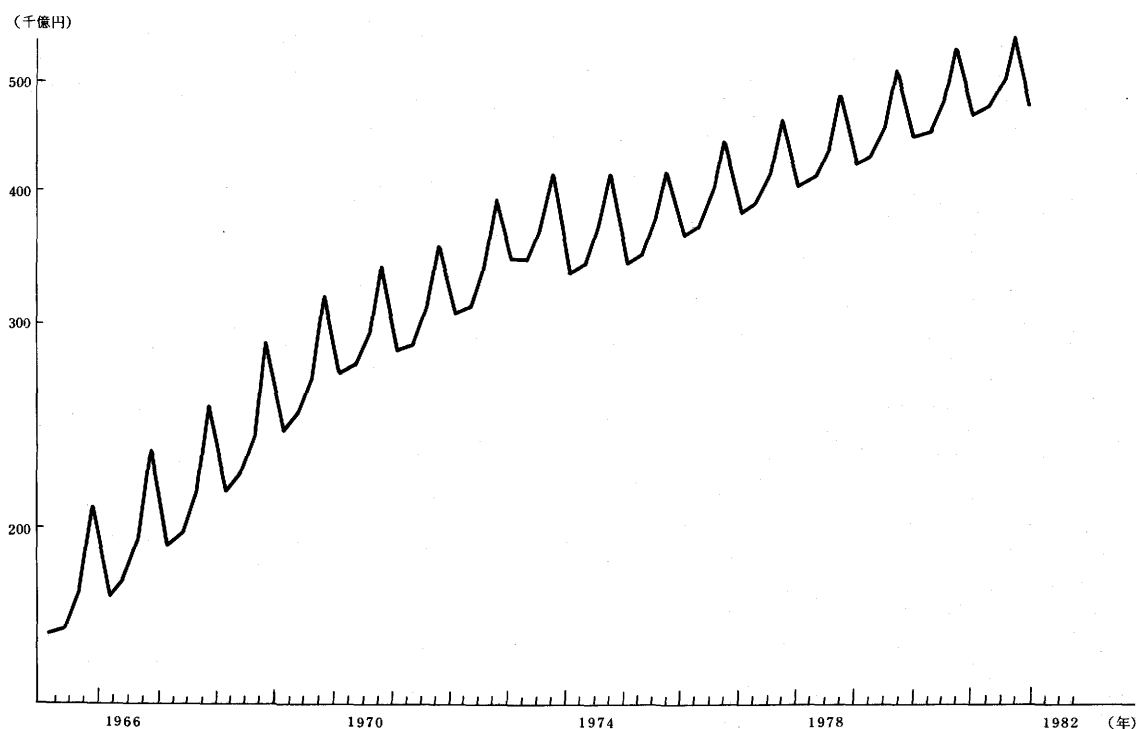
なお、その他の変数については、既に定義したとおりである。¹³⁾

(30)式の初めの3つの項は、1次のトレンドと1次の季節変動を表わし、次の4つの項はトレンドおよび季節パターンの変化をモデル化している。そこでは、第1次石油危機後の1974年第1四半期に、成長率および所得水準に1回限りの変化が生じたことが考慮されているほか、成長率が徐々に低下していくこと(t^2 の項)も配慮されている。また、第1図にみられる実質GDPの動きから示唆される季節パターンの変化の可能性についても、注意が払われている。最後の3つの項は、景気変動と確率的な季節変動の可能性を示している。すなわち、景気変動に特有な系列相関は、確率的な季節変動の可能性とともに、実質GDPのラグ項およびマネーサプライと流通速度のラグ項の双方において捉えられる。さらに、マネーサプライと流通速度のラグは、それらが実質GDPに対しGrangerの意味で原因となる可能性があることを表わしている。攪乱項 ϵ_t は、当期における(同一かつ独立に分布した)ランダム・ショックを表わしており、このランダム・ショックは実質GDPに影響を与えるとともにマネーサプライおよび流通速度からのショックとあいまって、景気変動を惹き起す。

産出量、マネーサプライおよび流通速度に5期のラグが施されているのは、これらの変数の過去

13) t は年を、 τ は四半期を表わす添字であるが、実証的検証では使用しない。以下、 t は四半期ベースの時間を指すものとする。

(第1図) 日本における実質GDPの推移(1975年価格)



4 四半期における伸び率の動きを考慮に入れるためである。こうしたラグの長さは、これまでの日本に関する研究や他の国々のデータを使用した多くの研究から指摘されている点である。従ってここでは、ラグの長さを決定するための事前的な検討は行われなかった。「最適」なラグの長さを決定するに当たっては、これまでの研究に準じているというだけで、何ら明示的な判断基準は採用されていない。

これまでの研究で使用された非確率的なトレンドと季節要因の定式化は、(30)式のスペシャル・ケースとして捉えることが出来るが、第2表はこうしたスペシャル・ケースを示したものである。また、(30)式で示されるトレンドおよび季節要因の部分、より包括的かつ体系的に示したのが第3表における16のモデルである。これら16のモデルは、4つのブロックに分類される。第1および

第3ブロック(モデル1~4および9~12)は、1970年以降の季節パターンのシフトを考慮したものであり、第2および第4のブロック(モデル5~8および13~16)ではそうしたシフトは考慮されていない。また第3および第4ブロック(モデル9~16)は(第3ブロックにおける季節パターンの変化を除いては)いかなる非確率的な季節変動の影響をも認めていない。4つのブロックには、各々4つのモデルが含まれている。すなわち、第1のタイプのモデル(モデル1, 5, 9, 13)は最も一般的なもので、(2次のトレンド項により示される)継続的なトレンド変化とともに1974年におけるトレンドおよび水準の変化を認める。第2のタイプのモデル(モデル2, 6, 10, 14)においては、このうち継続的なトレンド変化のみが考慮されておらず、第3のタイプのモデル(モデル3, 7, 11, 15)では、逆に1974年

(第2表) (30) 式のスペシャル・ケースとしてのこれまでの定式化

研 究	係数に対するゼロ制約									
	a_0	a_1	$a_2 - a_4$	a_5	a_6	a_7	a_8	$a_9 - a_{13}$	$a_{14} - a_{18}$	$a_{19} - a_{23}$
Piggot (1978) (SA)			○	○	○		○			○
Oritani (1981)			○	○	○		○			
Seo and Takahashi (1981) (SA)			○			○	○	○		○
Taniuchi (1982) (SA)			○	○	○		○			○
Hamada and Hayashi (1983) (SA)			○			○	○	○		○
Grossman and Haraf (1983)				○	○	○	○		○	

- a_0 = 定数項
 a_1 = 1 次のトレンド
 $a_2 - a_4$ = 1 次の季節ダミー
 a_5 = 1974 年第 1 四半期における GDPトレンドのレベルの変化
 a_6 = 1974 年第 1 四半期以降のトレンドの変化
 a_7 = 2 次のトレンド
 a_8 = 1970 年第 1 四半期以降の第 4 四半期における季節パターンの変化
 $a_9 - a_{13}$ = ラグ項の効果
 $a_{14} - a_{18}$ = マネーストックの効果
 $a_{19} - a_{23}$ = 流通速度の効果
(SA) = 季調済データを使用

(注) ○はこれまでの研究においてインプリシットにゼロ制約が課されている係数

のトレンドおよび水準の変化が認められていない。最後に、第4のタイプのモデル(モデル4, 8, 12, 16)では、固定的な1次のトレンドが認められていない。

これら16のモデルのうち、第4ブロック(モデル13~16)については季節調整済データにも適用出来ると考えられる。すなわち、もし季調済データが的確、正確かつ完全に全てのシステムティックな季節変動の影響をデータから取除いたものであるならば、1次の季節変動は存在しなくなる。

したがって、合計20の異なるモデルについて検討を加えることとする。

これらのモデルを用いて検証されるべき問題は次の3つに要約されよう。すなわち、

- ①トレンドと季節性に関するそれぞれの仮説の成立を前提として、通貨量あるいは流通速度は所得変動に対してGrangerの意味で原因となるか。
- ②①に対する答は、トレンドと季節性に関する仮説とは独立に成り立つか。そして、もし②が

(第3表) 非確率的なトレンド変数および季節変数を持つ16のモデル

モデル	係数に対するゼロ制約					これまでの研究
	$a_2 \sim a_4$	a_5	a_6	a_7	a_8	
1						
2				○		
3		○	○			
4		○	○	○		
5					○	
6				○	○	
7		○	○		○	
8		○	○	○	○	Grossman and Haraf (1983)
9	○					
10	○			○		
11	○	○	○			
12	○	○	○	○		
13	○				○	{ Seo and Takahashi (1981)(SA), Taniuchi (1982)(SA), and Hamada and Hayashi (1983)(SA) { Piggot (1980)(SA), and Oritani (1981)
14	○			○	○	
15	○	○	○		○	
16	○	○	○	○	○	

成立しない場合に、とくに重要なのは次の点である。すなわち、

③ どの非確率的な定式化がデータによって棄却されないのか。

③の問に対する答を引出すとともに、その定式化について必要十分な根拠を見出すことができれば日本の景気変動を説明し、同時にそれについての2つの異なる考え方の相違を明らかにすることが可能となろう。ここで、通貨量と流通速度が産出量の変動に対し Granger の意味で原因とならず、

かつ産出量が1次の自己回帰過程に従う、という仮説がデータによって棄却されないのであれば、古典派の景気変動についての考え方は棄却されないということを想い起こそう。他方、通貨量あるいは流通速度が産出量の変動の原因となるという仮説、あるいは産出量がより複雑な(季節的)自己回帰過程に従うという仮説のいずれかを棄却できないのであれば、古典派の景気変動に対する考え方は棄却され、ケインジアンの考え方は棄却されないことになる。

(第4表) 通貨量および流通速度と実質GDPとの因果関係

モデル	自由度	通貨量 → 実質GDP (F値)	流通速度 → 実質GDP (F値)
1	5, 32	0.85	1.78
2	5, 33	1.21	1.85
3	5, 34	2.00	2.80 *
4	5, 35	1.64	2.58 *
5	5, 33	1.30	0.70
6	5, 34	1.46	0.50
7	5, 35	2.56 *	1.04
8	5, 36	1.80	0.60
9	5, 35	1.33	1.40
10	5, 36	2.16	1.42
11	5, 37	2.40	1.82
12	5, 38	2.06	1.65
13	5, 36	1.48	1.08
14	5, 37	2.10	0.98
15	5, 38	2.57 *	1.51
16	5, 39	2.08	1.21
13 SA	5, 36	2.44	1.54
14 SA	5, 37	3.13 *	1.06
15 SA	5, 38	3.49 *	1.62
16 SA	5, 39	2.93 *	1.12

(注) 1. $F_{.05}(5, 30) = 2.53$

$F_{.05}(5, 40) = 2.45$

2. *は有意水準5%で帰無仮説が棄却されたことを示す。

以上の問題に対する答を引出すとともに、2つの異なる景気変動論の相違を明らかにするために、1967年第1四半期から1982年第1四半期までの日本の四半期データを用い、¹⁴⁾(30)式に示されるモデルを推定した。¹⁵⁾推定されたパラメーターの詳細

は、ここではさほど本質的な興味の対象ではないので紙面を節約する意味から割愛している。我々が興味があるのは、上述の3つの問に対する答なのである。

第4表は、①および②の問に対する答を示した

14) 流通速度は恒等式 $M + V = P + Y$ を使用して計算された。マネーサプライのデータは、1967年以降のみ利用可能であり、これが実証に際してのサンプル期間を制限している。

15) 全ての計測およびデータ処理にあたっては、Thomas A. Doan and Robert B. Litterman (1981) により開発された計量分析プログラム RATS 4.1 を用いた。

ものである。原計数を使用した場合、モデル7と15において通貨量は実質GDPの変動に対し、Grangerの意味で原因となっている。また、モデル3と4では、流通速度が実質GDPの変動に対しGrangerの意味で原因となっている。これら4つのモデルにおいては、季節性に関し3つの異なるモデルが、トレンドに関しては2つの異なるモデルが、それぞれ想定されている。一方、季節調整済データを用いた場合、通貨量が実質GDPの変動の原因となるという仮説は、4つのモデルのうち3つにおいて棄却されず、また4つ目のモデルも僅かなところで棄却されたことにとどまっている。

第5表は、③の問に対する答を示したものである。原計数では、非確率的な季節変動を含まないモデルは棄却される（第5表の仮説1, 2, 3を参照）。すなわち、季節ダミーおよび1970年以降の季節パターンのシフトはともに考慮されなければならない。こうした特性を含まないモデルはたとえ季節性を考慮に入れたラグ（これは、前年同期比伸び率の広い意味での（flexible）定式化に等しい）が含まれていても、データにより棄却されるのである。したがって、原計数のデータを使用した場合、モデル5から16は棄却される。

次に種々の異なるトレンドの定式化について考えてみることにする。上記の非確率的な季節性に関する検証において棄却されなかったモデル（モデル1～4）および季節調整済データを用いたモデル（モデル13SA～16SA）に対し、第5表の仮説4（実質GDPは一定の1次のトレンドに従う）に示される検定を実施することとした。この検定結果から明かなように、トレンドについて4つの異なる定式化の相違は見出し得ず、いずれの定式化も正しいことになり得る。

以上の結果から、通貨量および流通速度が産出量の変動の原因となっているか否かについては明確な答を引出すことは出来ないといえよう。すなわち、

もし2次のトレンド、もしくは固定的な1次のトレンドで産出量の変動を的確に表わすことができるのであれば、原計数を用いた検定結果によると、（通貨量は原因とならないが）流通速度はGrangerの意味で産出量の変動の原因となる。しかし、季節調整済データが使用されるべきものであるとすれば、トレンドの定式化方法とはほとんど無関係に通貨量がGrangerの意味で実質GDPの変動の原因となるという仮説は棄却されない。

以上の検定結果は本稿の前半で提示したケインジアンと古典派による景気変動論に対しどのようなインプリケーションを持つのであろうか。まず第1に、季節調整済データが用いられた場合には、その検定結果は古典派の考え方に著しく不都合なものとなる。もし通貨量がGrangerの意味で実質GDPの変動の原因となるのであれば古典派の考え方（もしくは少なくとも、ここで提示された特定の古典派の考え方）は棄却されなければならない。もっともここで提示されたケインジアンの考え方が棄却されないのかどうかについては、一層の検討が必要であろう。第2に、原計数データを使用するのが適当であるとする、結論はどちらともいえない。すなわちトレンドの定式化如何とは係わりなく、通貨量はGrangerの意味で実質GDPの変動の原因とならず、したがって古典派の理論にとっては都合がよいが、ケインジアンの理論にとっては都合が悪くなる。しかしながら、流通速度は、固定的な1次のトレンドもしくは2次のトレンドのいずれの場合においても、実質GDPの変動の原因となっている。第1次石油危機以降の実質GDPのトレンドおよび水準の変化が考慮される場合においてのみ、その検定結果はケインジアンの理論を棄却し、古典派の理論を支持する。

以上得られた結果の不明確な範囲を狭めるとともに、本稿での検証結果とこれまでの研究結果との関係をより詳細に検討するために、景気変動および産出量のトレンドと循環変動について、異な

(第5表) モデルの検定

仮 説

1. 非確率的な季節要因は存在しない ($a_2 \sim a_4, a_8 = 0$)				自由度	F 値
モデル	13	←————→	モデル	1	(4, 32) 5.36
"	14	←————→	"	2	(4, 33) 5.21
"	15	←————→	"	3	(4, 34) 6.88
"	16	←————→	"	4	(4, 35) 6.62
$F_{.05}(4, 30) = 2.69$; $F_{.05}(4, 40) = 2.61$				<u>棄 却</u>	
2. 非確率的な季節パターンのシフトは存在しない ($a_8 = 0$)					
モデル	5	←————→	モデル	1	(1, 32) 17.05
"	6	←————→	"	2	(1, 33) 17.64
"	7	←————→	"	3	(1, 34) 19.92
"	8	←————→	"	4	(1, 35) 20.93
$F_{.05}(1, 30) = 4.17$; $F_{.05}(1, 40) = 4.08$				<u>棄 却</u>	
3. 唯一の非確率的な季節要因は 1970 年の季節パターンのシフトである ($a_2 \sim a_4 = 0$)					
モデル	9	←————→	モデル	1	(3, 32) 6.35
"	10	←————→	"	2	(3, 33) 5.91
"	11	←————→	"	3	(3, 34) 8.38
"	12	←————→	"	4	(3, 35) 7.76
$F_{.05}(3, 30) = 2.92$; $F_{.05}(3, 40) = 2.84$				<u>棄 却</u>	
4. 一定の 1 次のトレンドのみ存在する ($a_5, a_6, a_7 = 0$)					
モデル	4	←————→	モデル	1	(3, 32) 1.72
"	16 SA	←————→	"	13 SA	(3, 36) 2.05
$F_{.05}(3, 30) = 2.92$; $F_{.05}(3, 40) = 2.84$				<u>成 立</u>	

る検証方法を用いることとした。以下その結果を報告することとする。

(2) 実質GDPのトレンド要因、季節要因、および循環要因への分解

日本における産出量の変動に関するこれまでの研究のほとんどは、実質GDPの変動を、一方でトレンド要因と季節要因とに、また他方では景気循環要因へと、あらかじめ分解するという方法をとってきた。以下、こうした方法により得られた結果と、既に述べた一般的な分布ラグモデルで得られた結果とが矛盾しないものであるか否かをチェックすることとしたい。ここでは、これまでの研究と対比する意味で前節で用いた3変数(所得、通貨量および流通速度)の世界ではなく、2変数(実質所得と通貨量)の世界について検討を進める。またここでは、7つの異なる時系列モデルが検証されたが、それらはいずれもこれまでの研究や、既にみた実質GDPの動きについての直観的な特徴と矛盾しないように配慮して選択されたものである。具体的なモデルの定式化は第6表のとおりである。

モデル1および3は、第1表から直観的に読みとれる産出量の動きを定式化したものであり、前節で得られた結果とも矛盾しないよう配慮されている。この2つのモデルの相違は、モデル1の産出量の水準および非確率的なトレンドの傾きがともに第1次石油危機後の1974年第1四半期以降、変化するのに対し、モデル3では、継続的に低下する(2次の)トレンドが想定されている点にある。一方両者とも非確率的な季節変動の存在と、その変動パターンの1970年以降の変化を仮定している。モデル2と4は、それぞれモデル1と3に似ているが、非確率的な季節変動パターンの1970年以降の変化を考慮しない点で異なっており、事実上こうした変化を景気変動の中に押し込んでいる。モデル1および2における産出量の

トレンドに関する想定は Seo and Takahashi (1981)およびHamada and Hayashi (1983)のものと同一であり、またモデル3および4におけるトレンド処理はPiggot(1978)、Oritani (1981)およびTaniuchi (1982)と同じものである。モデル5(トレンドおよび水準のシフトは含まず一定の季節パターンに従う実質GDPの1次階差として定式化)は、Grossman and Haraf (1983)の定式化と同じものである。最後にモデル6および7は、Oritani (1981)の場合と同じく前年同期比をとることにより季節変動(seasonal differences)を処理する。このうちモデル6では(モデル1および2のように)1974年第1四半期におけるトレンドおよび水準の変化が考慮されているのに対し、モデル7においては(モデル3および4、あるいはOritaniの研究のように)継続的に低下するトレンドが仮定されている。

第6表に示された7つのモデルのうち5つについては、公表された季調済データによる実質GDPのモデルを定式化し、公表ベースの季調済データを使用した場合の結果について検討を加えることとした。なお、季調済データを用いて定式化する場合には、季節パターンの変化を示す項が除外されることから、モデル2および4はモデル1および3とそれぞれ等しくなる。

この結果、実質所得に関する12の異なる時系列モデルが得られるが、それらは事実上、日本の景気変動に関する12の異なる説明を示すものであるといえよう。このうち4つまでは、これまでの研究において実際に利用されたものであり、いずれも景気変動に関するケインジアンを考え方を支持する結論を導く根拠を与えている。すなわち、季調済データを使用したモデル1および3、ならびに原計数データを使用したモデル5および7がそれに該当する。

確率過程 Y_{1t} は景気変動に関する異なる解釈を提示する。これらの叙述が各々どのような点にお

(第6表) 実質GDPに関する各種の時系列モデルの定式化

モデル	実質GDP	=	トレンド	+	季節要因	+	トレンドの変化	+	季節パターンの変化	+	循環要因
1	y_t^A	=	$a_0 + a_1 t$	+	$\sum_{i=2}^4 a_i s_{it}$	+	$a_5 d_{1t} + a_6 d_{1t} t$	+	$a_7 d_{2t} s_{4t}$	+	y_{1t}
2	y_t^A	=	$b_0 + b_1 t$	+	$\sum_{i=2}^4 b_i s_{it}$	+	$b_5 d_{1t} + b_6 d_{1t} t$			+	y_{2t}
3	y_t^A	=	$c_0 + c_1 t$	+	$\sum_{i=2}^4 c_i s_{it}$	+	$c_5 t^2$		$+ c_7 d_{2t} s_{4t}$	+	y_{3t}
4	y_t^A	=	$d_0 + d_1 t$	+	$\sum_{i=2}^4 d_i s_{it}$	+	$+ d_5 t^2$			+	y_{4t}
5	$(1-L) y_t^A$	=	e_1	+	$\sum_{i=2}^4 e_i s_{it}$					+	y_{5t}
6	$(1-L^4) y_t^A$	=	f_1				$+ f_5 (1-L^4) d_{1t} + f_6 (1-L^4) d_{1t} t$			+	y_{6t}
7	$(1-L^4) y_t^A$	=	g_1				$+ g_5 t^2$			+	y_{7t}

(注) Lはラグ演算子を示す。

いて異なるのか、また景気変動の性質や原因を考察する際にこうした相違がどのようなインプリケーションを持つのかという点を解明するためには、景気変動自体の動きを分析することが不可欠である。とくにこれまでみてきたように、 Y_{it} が1次の自己回帰過程に従うとともに、Grangerの意味で通貨量や流通速度の結果とならないのであれば、古典派の解釈が現実の景気変動と符合することになる。一方、通貨および流通速度のいずれか（あるいは両者）がGrangerの意味で Y_{it} の変動の原因となり、かつ（あるいは又は）景気変動の動きが、より複雑な季節によって異なる次数を持つ自己回帰過程により特徴づけられるのであれば、ケインジアン¹⁶⁾の解釈が支持されることになる。

第6表に示された7つのモデルにつき、循環要因である Y_{it} の項を残差として処理するかたちでOLS（単純最小2乗法）による推定を実施した結果を示したのが、第7表（原計数データの場合）および第8表（季調済データの場合）の「成長率」および「季節要因」の欄である。これらのOLSによる回帰式から得られる残差については次の2つの方法により検討を加えた。第1の方法は、これら残差のARMA特性を決定し、それらを推定するためにこれらの残差の自己相関を検討した。第2の方法としてマネーサプライと残差との間の因果関係が究明された。適切なARMAモデルを選択するに際しては、ある程度主観的判断を用いたが、景気変動とマネーサプライとの間の因果関係に関する検定結果は様々の異なるモデルによってもその妥当性がチェックされた。したがってこ

こで示される結果は、最終的に選択されたモデルのかたちには左右されないものと思われる。

（実質GDPの）トレンドと季節パターンを推定して得られた残差にARMAモデルを当てはめるという第1の方法に基づく検定結果は、第7および第8表の「循環要因」の欄に記されている。第7および第8表の最後の4つの欄で示される検定統計量はこうした残差を景気変動と見なした場合のマネーサプライと残差との間の因果関係に関する第2の方法に係わるものである。したがって、Box-PearceのQ統計量は、 Y_{it} 自身の動きではなく、 Y_{it} の動きを描写するARMA過程から得られた残差に関するものである。

まず最初に、第7表に示される原計数を用いた結果から考察することにしよう。全ての景気変動モデルにおいて、（残差の自己相関を示す）Box-PearceのQ統計量は5%有意水準の χ^2 値よりも小さく、したがって（ARMA過程から得られる）残差（ ε_t ）には自己相関がないという仮説は棄却されないことになる。

モデル2の非確率的な部分はモデル1に、モデル4におけるそれはモデル3にそれぞれ組み込まれているので、1次の季節パターンは一定であるというモデル2および4に含まれる制約は、直接検定することができる。検定の結果、こうした制約は棄却されているが、このことは前節で得られた結果と矛盾しないものである。すなわち、第3四半期から第4四半期にかけての産出量の増加度合いが1970年以降大きく変化したという前節の結果がここでも支持されている。¹⁶⁾次に、（トレン

16) この季節パターンのシフトの原因に関して、さまざまな助言をいただいた。堀井昭成氏によれば、その原因は、①消費における季節変動を伴わないサービス支出のシェア増大に伴う季節性的変化、②政府の住宅購入者に対する補助金交付時期の変更に伴う、新規住宅着工時期の季節パターンの変化にあるとされる。また、田口博雄氏は、企業の会計年度の変化が原因であろうとしている。産出量の季節パターンを実質GDPの各構成要素に分解して調べてみると、1960年代末に生じた季節パターンのシフトは、GDPの主要支出項目のいずれにおいてもみられる広範な現象であることが判明した。産出量における季節パターンの変化はまた、田原昭四（1983）によっても指摘されているが、彼は、ここで用いたような単純なモデルは適切ではないとしている。田原氏の研究の存在を教えてくれた溝口敏行氏には感謝したい。

(第7表) 実質GDP(原計数)に関する各種時系列モデルの推定および検定結果

モデル	被説明変数	成長率(年平均)				季節要因				循環要因				検定結果		
		1965 - 1973	1974(1) 以降の 変化	1965(1) 速減率 (年平均)	第2四半期	第3四半期	第4四半期	1970年 以降の 変化	ρ_1	ρ_2	θ	σ_e^2	e_t	マネーとの因果関係		自由度
														Q統計量	F値	
1	レベル	9.68 (63.3)	-5.02 (23.1)	-	0.12 (0.2)	5.65 (7.7)	22.31 (19.2)	-6.38 (5.0)	0.77 (9.7)	-	-	1.30	23.5	24	1.86	6.47
2	"	9.41 (55.7)	-4.77 (19.1)		0.03 (0.0)	5.60 (6.5)	17.79 (20.5)	-	-0.30 (2.1)	0.55 (6.9)	0.82 (5.6)	1.78	22.7	21	1.88 ^(a)	7.44
3	"	-	-	11.27 (30.1)	0.01 (0.0)	5.80 (4.7)	21.46 (11.1)	-4.56 (2.2)	0.10 (2.6)	0.73 (20.5)	0.97 (23.9)	1.37	18.2	21	1.91 ^(a)	7.44
4	"			11.03 (30.0)	0.05 (0.0)	5.75 (4.6)	18.22 (14.5)	-	0.91 (9.1)	-	-0.22 (1.2)	1.92	27.6	21	1.74	6.47
5	1次階差 (前期比)	6.53 ...			18.65 (23.3)	24.09 (30.5)	30.72 (38.9)	-	0.57 (5.5)	-	-	1.59	18.1	21	2.52*	9.38
6	4次階差 (前年同期比)	9.35 (24.7)	-4.87 (9.0)	-	-	-	-	-	^(b) 0.73 (8.1)	-	-	1.47	15.0	21	6.08*	6.43
7	"	-	-	11.43 (14.8)	-	-	-	-	0.81 (10.7)	-	-	1.66	21.2	21	6.16*	6.43

(a) 因果関係のテストはAR(2)に基づく。これは、ARMA(2,1)ではマネーを説明変数としたとき、MAパートについて逆行列が計算できなかったことによる。

(b) ρ_4 、1期から3期までのラグ項の係数がゼロとなる4次のARモデルとして推定。

()内はt値

$$F_{.05}(24) = 36.4$$

$$F_{.05}(6.43) = 2.33$$

$$F_{.05}(21) = 32.7$$

$$F_{.05}(6.47) = 2.31$$

$$F_{.05}(24) = 36.4$$

$$F_{.05}(7.44) = 2.24$$

$$F_{.05}(9.38) = 2.10$$

$$F_{.05}(9.38) = 2.10$$

* 5%有意水準で棄却

(第8表) 実質GDPモデル(季調済)に関する各種時系列モデルの推定および検定結果

モデル	被説明変数	成長率(年平均)				循環要因			検定結果		
		1965 — 1973	1974(1) 以降の 変化	1965(1)	通減率 (年平均)	ρ_1	ρ_2	σ_e^2	ϵ_t		マネーとの因果関係
									Q統計量	自由度	F値
1	レベル	9.44 (59.9)	-4.80 (13.4)	—	—	0.77 (9.7)	—	1.34	12.5	24	0.94
3	レベル	—	—	10.96 (29.8)	-0.14 (14.1)	0.93 (20.2)	—	1.26	25.6	24	2.71*
5	1次階差 (前期比)	6.37 (9.2)	—	—	—	0.17 (1.4)	0.27 (2.2)	1.35	22.1	24	4.86*
6	4次階差 (前年同期比)	9.32 (25.0)	-4.86 (9.1)	—	—	0.73 (8.2)	—	1.43	15.9	21	7.19*
7	"	—	—	11.39 (14.9)	-0.13 (7.2)	0.82 (11.1)	—	1.60	24.2	21	6.38*

* 5%有意水準で棄却

 $\chi^2_{.05}(24) = 36.4$ $F_{.05}(6, 47) = 2.31$ $\chi^2_{.05}(21) = 32.7$ $F_{.05}(6, 43) = 2.33$ $\chi^2_{.05}(24) = 36.4$ $F_{.05}(7, 42) = 2.25$

ドの取扱い方について検討するため)モデル1とモデル3を比較してみたが、さほど明確な結果は得られなかった。もっとも、モデル1の標準誤差は、モデル3よりもわずかではあるが小さいほか、その残差の構造もモデル3に比べ遥かに単純なものとなっている(モデル3がARMA(2,1)であるのに対しモデル1はAR(1))。したがって、トレンドが(モデル3に示されるように)継続的に低下すると想定されるのであれば、景気変動はかなり複雑な構造をもつ残差により示されることになる。逆に産出量のトレンドおよび水準が第1次石油危機以降変化を起こしたとすると景気変動は非常に単純なカタチで示されることになる。

モデル5は、1次の階差のかたちで推定されているがその非確率的な部分についてみれば、モデル1に(トレンド変化はないという)制約条件が加わったものであり、こうした制約は(トレンド変数のt値に明らかなように)データにより強く棄却された。さらにモデル5については唯一残差が季節的に異なるため、こうした点を考慮して残差にAR(4)過程が施されている。

モデル6および7は、トレンドの取扱い方については各々モデル1および3と同じであるが、季節要因については、1次のダミー変数ではなく前年同期との階差のかたちでモデル化している点で異なる。これらのモデルではいずれも循環要因が類似した単純な1次の自己回帰過程に従うが、モデル1および3に比べ、標準誤差の面で若干劣っている。また、一定の比率で成長率が鈍化していくという考え方(モデル7)は、トレンドおよび水準に1回限りの変化が生じたとする考え方(モデル6)に比べ(標準誤差の面で)明らかに劣っているといえよう。

以上得られた分析結果を総合すれば、モデル1、3、6および7のうちいずれが優れているかについては伝統的な推計方法では相違を明らかにできないという問題はあるものの、モデル1が最良で

あることは確かである。この間、モデル2、4および5はいずれも棄却されている。

次に、景気変動とマネーサプライの関係について考えてみよう。通貨量が産出量の循環変動の原因となるという仮説は、以下の方法に基づきテストされた。第1に、マネーサプライについても、モデル1から7で定式化されているのと全く同じトレンドおよび季節要因により回帰した。換言すれば、実質GDPとマネーストックは、ともに同一のトレンドおよび季節要因に関して直交化された(orthogonalized)。第2に、通貨と産出量の間のGrangerの意味での因果関係をテストするために、次の回帰式を推定した。

$$Y_{1t} = \rho(L)Y_{1t-1} + \theta(L)\varepsilon_t + \sum_{i=1}^5 k_i M_{t-i}^r \quad (31)$$

ただし $\rho(L)$ は、Lのp次の多項式(ARパート)

$\theta(L)$ は、Lのq次の多項式(MAパート)

M^r は、直交化されたマネーストックの値

ここで、係数 k_i はゼロであるという仮説が検定されたが、検定に用いたF統計量と自由度を示したのが、第7および8表の最後の2つの欄である。

この検定結果によれば、通貨量が産出量の変動の原因となるという仮説は、モデル1から4において棄却される一方、モデル5から7においては棄却されなかった(第7表参照)。しかしながら、通貨量がGrangerの意味で産出量の変動の原因となるという仮説が棄却されなかったモデルは、いずれも重大な欠陥を有している。すなわち、モデル5から7においては、いずれも産出量は一定の季節パターンに従うという実際のデータによって強く棄却された制約条件が課されている。したがって、通貨量が産出量の変動原因となるのは、適切に定式化されていないモデルにおいてのみで

あるように窺われる。トレンドや季節要因に関する定式化が適切になされているモデル（モデル1および3）においては、通貨量は産出量の変動の原因とはならない。

以上要約すれば、産出量を季節調整前のデータを用いて、トレンド要因、季節要因および循環要因について様々のかたちに分解するという方法においても、前節で得られた結論は一層明確なものとなった。こうしたモデルにおいては、通貨量はGrangerの意味で産出量変動の原因とはならない。さらに第1次石油危機以降の成長率トレンドおよび水準のシフトが考慮される場合には、産出量の循環変動は、単純な1次の自己回帰過程に従うことが明らかになった。

次に、季調済データを用いたときの結果について考えてみよう（第8表）。ここでも、全てのモデルは、残差に自己相関の有無を判定するBox-Pearceの検定にかなったものである。季調済データを用いたモデルの中で唯一比較可能であったのは、モデル5と、モデル1および3であった。すなわちモデル5は、モデル1と3に（トレンドおよび水準のシフトはないという）制約条件を課したものであるが、トレンド変化を示す変数のt値を見れば明らかにこうした制約は棄却される。もっとも、標準誤差の比較でみればモデル5は、モデル3に比べれば劣るが、モデル1とはほぼ同程度の精度を有しているといえよう。しかしながら、モデル5は他のモデルに比べて、残差の構造（AR(2)）がより複雑である。残る4つのモデルの中でいずれが優れているかは、伝統的な分析方法では識別できないうえ、景気変動に関するインブ리케이션もみな極めて似通ったものである。それらはいずれも景気変動が1次の自己回帰過程

により明確に説明されることを示している。もっともそのうち、成長率が継続的に変化する2つのモデル（モデル3および7）では一回限りのトレンド変化を想定するモデル（モデル1および6）に比べ、より強い系列相関がみられ自己回帰係数（ ρ_1 ）も1にかなり近い。

季調済データを用いた、通貨量と産出量の変動との間のGrangerの意味での因果関係のテストの結果は極めて示唆に富んでいる。4つのモデル（モデル3、5、6および7）において、通貨量が産出量の変動の原因となるという仮説は棄却されなかった。棄却されたのはモデル1の場合のみであった。こうした結果は、前節の一般的な分布ラグモデルを用いた実証結果と対応するものである。このように、分析方法の如何に係わりなく季調済データを使用したときには、通貨量がGrangerの意味で産出量の原因となるという仮説はほとんど一様に棄却されない。

なぜ原計数データでは通貨量がGrangerの意味で産出量変動の原因となるという結論が棄却されるのに対し、季調済データでは、反対の結論が導き出されるのであろうか。答は、季節調整方法が見せかけの因果関係を惹き起こすところに原因があるとして、ほぼ間違いのないであろう。

実質GDPの公表ベースの季調済データを作成する季節調整方法は、Census X-11法に近いものである。¹⁷⁾ こうした公表ベースの季節調整済データは（とりわけ）移動平均法に依存するため統計学者および計量経済学者によって、早くからその問題点が指摘されてきた。¹⁸⁾ 本稿との関連でみるとこうした問題は極めて簡単に説明することができる。すなわち、景気変動が実際には古典派のメカニズムに従って惹き起こされると仮定すると、

17) Census X-11法は、営業日調整、移動平均、および異常値の除去ないし修正等を合成した季節調整方法である。その詳細については、Julius Shiskin, Allan H. Young and John C. Musgrave (1967)を参照。

18) たとえば、Lovell (1963)、Kenneth Wallis (1974)、Christopher Sims (1974)を参照。

次式が成立する。

$$Y_t = \lambda Y_{t-1} + u_t \quad (32)$$

季調済データは、実際の原計数データの移動平均である $S(L)$ の部分と、その他の調整項を示す Z の部分とから成ると考えられよう。したがって、実質GDPの季調済データ (Y^{SA}) は次のように示される。

$$Y^{SA} = S(L)Y_t + Z_t \quad (33)$$

ここで (32) 式に季節調整を施せば、次式が得られる。

$$Y^{SA} = \lambda Y_{t-1}^{SA} + S(L)u_t + Z_t \quad (34)$$

古典派の景気変動論を表わす方程式に季節調整を行うということは、明らかにホワイトノイズの誤差を移動平均の誤差に変換することを意味する。(29)式で明らかにされたように、(32)式におけるホワイトノイズの攪乱項の一部分がマネーサプライ自身のイノベーション (innovation) から成り立っていないのであればこうしたことは大した問題とはならないであろう。イノベーションに移動平均フィルターをかけると、マネーストックの過去のイノベーションが季調済の産出量に対し、Granger の意味で原因となる変数として作用する。したがって、実証的に検証した場合、実際の過去のマネーサプライが季調済の産出量に対して Granger の意味で因果関係を持つことになる可能性がある。

以上の議論で明らかになったのは、景気変動が古典派の考え方に従って起こる現象であっても、通貨量は季調済の実質産出量に対し Granger の意味で原因となり得るということである。もちろん、この議論の逆は正しくない。すなわち通貨量が Granger の意味で季調済の産出量変動の原因となっていることが直ちに景気変動は古典派の考え方に従って起こる現象であることを意味しない。

しかしながら、もちろん、こうした可能性を全く排除する訳でもない。

これまでの議論で得られた結論は、季調済データを用いると肝心の因果関係に関する問題に対し誤まった答を導き出す恐れがあり (通常指摘されるような問題があるにせよ)、正しい推論は原計数データを用いることにより得られる、というものである。原計数データの分析から得られる結論は、実質GDPのトレンドと季節要因が的確にモデル化されたときには、通貨量は産出量変動に対し Granger の意味で原因とはならないということである。さらに、第1次石油危機後の1974年に実質GDPの水準およびトレンドのシフトが起こったという仮説が成り立つならば、産出量の循環変動は1次の自己回帰過程によって特徴づけられるという結論は棄却されない。したがって、古典派の景気変動論は、日本のデータによっては棄却されないといえることができる。

こうした結論は、同じトピックを扱ったこれまでの大半の研究とは極めて対照的であるので、もう一度これまでの研究に立ち戻り、これまでの研究がこうした (間違った) 結論に到達した原因を探ることが出来るかどうか改めて調べてみるのが適当と思われる。

第1に、季調済データを使ったこれまでの研究は既に述べた理由により欠陥がある。もともと、この点については依然残された問題がある。すなわち、季調済データを使用したモデル1は、Seo and Takahashi および Hamada and Hayashi と同一のトレンドの定式化を行っている。彼らが通貨量と産出量との間の因果関係を見出したのに対し、モデル1では見出せなかったが、この点をどのように説明したらよいのであろうか。ひとつの可能性は、彼らの研究では残差の確率過程が異なる方法でモデル化されている点である。第2の可能性としては、これらの研究では、季調済データに別の修正 (すなわち2つの異なる季調済デー

タを接続して1つの系列を作成)が施された点である。第3の違いは、Hamada and Hayashiの研究においては、GDPの代わりに鉱工業生産指数が用いられている点である。こうした諸点あるいは他の可能性について検討を加えることは、より深い考察につながるであろう。

原計数データを用いて、通貨量(あるいは物価)から産出量へのGrangerの意味での因果関係を見出したこれまでの研究は、ここでの第7表のモデル5および7に対応している。そこでも通貨量と産出量との因果関係は見出されたが、いずれのモデルもここで行われたテストによって棄却されている。

本稿で得られた結果のうちもっともはっきりしない点は、使用されたトレンドのモデルと通貨量(もしくは、前節における流通速度)の因果関係の間の相互作用に関する点である。すなわち、因果関係に関する検証結果は、想定されたトレンドのかたち大きく依存する。これに対しては、次のような説明が可能であろう。すなわち、「通貨量の増加率の恒常的变化は実質GDPの成長率を長期間にわたり変化させるとし、こうした変化が1974年前後に起こったものと仮定しよう。こうした成長率の変化はトレンドの変化として現われ、この結果、トレンド変化を考慮した定式化は、通貨量の増加率の変化が実質GDPへ及ぼす影響を完全に見過してしまうことになる。一方、もしトレンド変化を想定しないならば、通貨量の実質GDPに対する影響は産出量方程式の中で……漸減する過去の通貨量の分布ラグとして現われる」(Fumio Hayashi¹⁹⁾)。これに類似した考え方は、流通速度と実質GDP(との因果関係)についても適用することが出来よう。なぜなら、マネーサプライの増加率と流通速度とは既述の周知のかたち(例えば本稿における(15)式)で相互

に関連し合っているからである。

こうしたトレンドの定式化と通貨量(あるいは流通速度)の因果関係との間の相互作用は、本稿ではうまく識別することのできない通貨量の超非中立性(super-nonneutrality)の存在を示唆するものといえる。もちろん超非中立性は古典派経済学とは矛盾するものではなく、古典派の景気変動論とも矛盾しないことは確かである。したがって、通貨量が所得の原因とならないというみせかけの結論を導くようなトレンド変化を含むモデルを正しいとみなすか否かといった問題、あるいは循環変動よりもむしろトレンドによって通貨量から所得へのみせかけの因果関係が惹き起こされるような定式化の如何に係わりなく、ここでのデータによる検証結果からは古典派の景気変動論は棄却されないという結論が導き出せよう。

ここでの立論を危くしかねない、最後に残された問題点は、1970年に見出される季節パターンのシフトに関する問題である。ケインジアン景気変動モデルの本質は季節的な自己回帰過程を含むことにあることを考えれば、こうした季節パターンの変化は、実際には春闘のある側面を反映した結果と考えることが出来るだろうか。こうした解釈は、あまり見込みのあるものとは思われない。なぜなら、第3四半期から第4四半期にかけての産出量の季節的な急増の度合は、平均的にみれば、1970年以前の期間とそれ以後の期間の各々においては、ほとんど変化しない。しかしながらこの両期間の間では異なっており、これが季節パターンの変化にみられる唯一の特徴なのである。こうした変化を、賃金交渉の行われる第1四半期において予想されない第4四半期におけるランダムな出来事の及ぼす影響を表わすものとして解釈することは難しい。確かに、原計数から直観的に読み

19) 本研究の初稿段階において、林文夫氏から書面にてこの助言をいただいた。貴重なる助言に対し深く感謝したい。

とれる規則的な季節パターンからすれば、季節的な自己回帰を強調するケインジアンのモデルが説得性を失うのもある意味で当然ともいえよう。

4. おわりに

本稿で得られた主要な結論は、「日本の景気変動は、過去のマネーストックの値からは独立な1次の確率差分方程式によってうまく説明される」という仮説を棄却出来ないということである。これまでの研究は、これとは逆の結論を導き出しているが、それは、トレンドと季節要因の処理を間違っていることに起因している。この結論は景気

変動についての古典派の考え方は日本のデータと矛盾しないのに対し、ケインジアンの考え方は矛盾することを意味する。また、日本のインフレ対策における1974～75年の「失敗」と1979～81年の「成功」の背景についてみると、極めて重要な意味を持ったのは金融政策であり、労働市場の仕組みの問題ではなかった、ということになる。

ここでの結論が確固たるものであり、また日本やその他諸国の経済構造により深く根ざしたモデルにより厳密なテストにも耐えるものであるかどうかは、今後さらに検討を要する。

【参考文献】

- [1] Barro, Robert J., "Rational Expectations and the Role of Monetary Policy", Journal of Monetary Economics 2 (1976): 1-33
- [2] Doan, Thoma A. and Robert B. Litterman, User's Manual RATS Version 4.1, Minneapolis, MN, VAR Econometrics, 1981.
- [3] Fischer, Stanley, "Long-Term Contracts, Rational Expectations, and the Optimal Money Supply Rule", Journal of Political Economy 85, No. 1, February 1977: 191-206.
- [4] Granger, Clive W.J., "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods", Econometrica 37 (1969): 424-38.
- [5] Gray, JoAnna, "Wage Indexation: A Macroeconomic Approach", Journal of Monetary Economics 2, No. 2, April 1976: 221-35.
- [6] Grossman, Herschel I. and William S. Haraf, "Shunto, Rational Expectations and Output Growth in Japan", Brown University, Department of Economics, Working Paper No. 83-5, May 1983.
- [7] Hamada, Koichi and Fumio Hayashi, "Monetary Policy in Postwar Japan", paper presented to the Bank of Japan's Centenary Conference, "Monetary Policy in Our Times", The Bank of Japan, Tokyo, June 1983.
- [8] Hashimoto, Masanori, "Bonus Payments, On-the-Job Training, and Lifetime Employment in Japan", Journal of Political Economy 87, October 1979: 1086-1104.
- [9] Komiya, Ryutaro and Kazuo Yasui, "Japan's Macroeconomic Performance Since the First Oil Crisis: Review and Reappraisal", Karl Brunner and Allan H. Meltzer (eds.) Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy (forthcoming).
- [10] Kydland, Finn and Edward C. Prescott, "Time to Build and Aggregate Fluctuations", Econometrica 50, November 1982: 1345-70.
- [11] Long, John B. Jr. and Charles I. Plosser, "Real Business Cycles", Journal of Political Economy 91, February 1983: 39-69.
- [12] Lovell, M.C., "Seasonal Adjustment of Economic Time Series and Multiple Regression Analysis", Journal of the American Statistical Association 58, December 1963: 993-1010.

- [13] Lucas, Robert E. Jr., "Testing the Natural Rate Hypothesis", in The Econometrics of Price Determination, Conference, edited by Otto Eckstein, Washington, D.C., Board of Governors of the Federal Reserve System, 1972.
- [14] _____, "Some International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs", American Economic Review 63, September 1973: 326-34.
- [15] Oritani, Yoshiharu, "The Negative Effects of Inflation on Economic Growth in Japan: An Evidence from Conditional Forecasts by a Multivariate Time-Series Model", Discussion Paper Series No. 5, The Bank of Japan, Tokyo, April 1983.
- [16] Parkin, Michael, "The Output-Inflation Tradeoff When Prices are Costly to Change", University of Western Ontario Mimeograph, 1983.
- [17] _____, Macroeconomics, Englewood Cliffs, N.J., Prentice-Hall, 1984.
- [18] Phelps, Edmund S. and John B. Taylor, "The Stabilizing Powers of Monetary Policy under Rational Expectation", Journal of Political Economy 85, 1977: 163-190.
- [19] Piggot, C., "Rational Expectations and Counter-cyclical Monetary Policy: The Japanese Experience", Federal Reserve Bank of San Francisco Economic Review, Summer, 1978.
- [20] Sargent, Thomas J. and Neil Wallace, "'Rational' Expectations, the Optimal Monetary Instrument, and the Optimal Money Supply Rule", Journal of Political Economy 83, No. 2, April 1975: 241-254.
- [21] Seo, Jun'ichiro and Wataru Takahashi, "Anticipated Money and Real Output: An Examination of the Macro Rational Expectations Hypothesis for Japan", Discussion Paper Series No. 10, The Bank of Japan, Tokyo, November 1981.
- [22] Shimada, Haruo, Toyoaki Hosokawa and Atsushi Seike, "Chingin oyobi Koyō chōsei Katei no Bunseki (Analysis of Wage and Employment Adjustment Process)", Keizai Bunseki (Economic Analysis) 84, May 1982: 1-61.
- [23] Shimada, Haruo, Atsushi Seike, Tomoko Furugori, Yukio Sakai and Toyoaki Hosokawa, "The Japanese Labor Market: A Survey", Japanese Economic Studies 11 (Winter), 1983: 3-84.
- [24] Shishkin, Julius, Allan H. Young and John C. Musgrave, "The X-11 Variant of the Census Method II Seasonal Adjustment Program", Bureau of the Census Technical Paper No. 15, U.S. Department of Commerce, Washington, D.C., 1967.
- [25] Sims, Christopher, A., "Seasonality in Regression", Journal of the American Statistical Association 69, September 1974: 618-26.
- [26] Tahara, Shoji, Keiki Hendō to Nihon Keizai, (Trade Cycles in the Japanese Economy), Toyo Keizai Shimpusha, 1983.
- [27] Taniuchi, Mitsuru, "Prior Monetary Expectations and Output Determination - A Study of the Japanese Economy", Ph.D. Dissertation, Brown University, Providence, Rhode Island, June 1982 (unpublished).
- [28] Taylor, John B., "Staggered Wage Setting in a Macro Model", American Economic Review, Papers and Proceedings 69 (1979): 108-13.
- [29] _____, "Aggregate Dynamics and Staggered Contracts", Journal of Political Economy 88 (1980): 1-23.
- [30] Wallis, Kenneth F., "Seasonal Adjustment and Relations Between Variables", Journal of the American Statistical Association 69, March 1974: 18-31.