

【論 説】

戦前日本の景気循環

——マクロ経済活動の時系列分析——

伊 藤 史 朗

は し が き

本稿の目的は、戦前日本のマクロ経済活動を、主として景気循環という観点から計量的に分析することである。

この主題に関するわが国の古典的研究としては藤野正三郎教授の労作〔1965〕がある。その他にも1960年代には、馬場正雄・杉浦一平〔1961〕や篠原三代平〔1961〕など、本稿のテーマに関連する貴重な研究がいくつか存在する。

しかしその後の景気循環に関する理論的發展や新しい計量的分析手法の開発を考えるならば、戦前の景気循環について1960年代の諸研究とは異なる観点からの再検討が必要であろう。実際、現代のマクロ経済理論による戦前期の分析がどのようなインプリケーションをもつであろうかという問題意識の下に、1980年代以降、戦前日本のマクロ経済分析がいくつか行われている¹⁾。その中でも、西村・照山〔1990〕のように時系列分析の手法を応用した研究はこれまでの諸研究とは異なる興味深い結論を導いている。本論文は、問題設定は異なるが、分析手法としてはこの線に沿うものである。

以下、第I節では戦前の生産活動における景気循環を検出して、これを大川〔1974〕、篠原〔1961〕らの長期循環および藤野〔1965〕による中期循環のクロ

1) その代表的なものとして『経済理論への歴史的パースペクティブ』（1990年）に含まれる諸論文、とくに「吉川・塩路」「西村・照山」論文などをあげることができるであろう。

ノロジーと対比し、この循環過程における諸マクロ経済活動の動向を考察する。そして第Ⅱ節では、単位根と共和分の検定を適用して戦前日本の景気循環の性質を分析し、第Ⅲ節では景気循環過程における諸変数間の因果関係を検討する。最後に分析結果を要約する。

I 景気循環のクロノロジー

日本経済は明治時代に近代化をスタートさせて以来、急速なスピードで成長し、先進資本主義諸国にくらべて短期間に近代化を達成したことは良く知られている。このために、景気循環はこの急成長に埋没してしまい、「戦前の日本経済には景気変動は存在しなかった」とか「マクロ経済理論は戦前の日本の経済変動の説明には適用しがたい」という見方も強かった。かりに景気の変動が存在していたとしても、少なくとも生産面では景気循環は現れていないという考え方が有力であった²⁾。

たしかに急成長と成長の趨勢的な加速は、日本の経済発展過程の大きな特徴であった。しかしその過程でも景気循環が発生していたことを統計的に確認した研究として、まず馬場・杉浦〔1961〕を挙げることが出来るであろう。彼らは、両大戦間の日本経済に NBER 流の方法を適用して、典型的なジュグラー・サイクルが存在することを明らかにした。さらに藤野〔1965〕は、製品・資金・労働の3市場をおおうような月次時系列データを用いて、明治初年以降の設備循環の存在を明らかにした。それによると、1868～1941年間に10個の設備循環が存在し、平均周期は7～8年である。

もちろんその間に在庫循環も発生していたであろうが、統計資料の制約を考えるならば、戦前の景気循環の分析は、少なくともこの周期7～8年の中期循環あるいは周期20年の長期循環を対象として考察するのが適切であろう。馬場・杉浦〔1961〕も藤野〔1965〕も月次データによる分析を行っているが、そのために金融面のデータのウエイトが高くなっている³⁾。しかし1960年代以降、

2) 例えば、篠原〔1961〕、9～11ページ参照。

一橋大学経済研究所を中心として長期経済統計の研究整備が進んだ結果、年次データならば生産面についても可成り信頼度の高いデータが得られるようになっていた。そこで本稿では、生産・物価・貨幣に関する年次時系列データを指標として戦前の景気循環過程におけるマクロ経済活動の動向を考察し、藤野教授や篠原教授による景気循環クロノロジーとの対応を検討してみたい。

本稿で取り上げるのは(1)製造業実質生産額（以下、記号 X ）、(2)実質 GNP (Y)、(3)農林水産業実質 GDP (Y_A)、(4)鉱工業実質 GDP (Y_M)、(5)建設業実質 GDP (Y_C)、(6)運輸通信業実質 GDP (Y_F)、(7)商業サービス業実質 GDP (Y_S)、(8)実質個人消費支出 (CP)、(9)実質政府支出 (CG)、(10)実質総資本形成 (I)、(11)GNP デフレーター (P)、(12)消費支出デフレーター (P_1)、(13)資本形成デフレーター (P_2)、(14)製造業名目賃金指数 (W_N)、(15)製造業実質賃金指数 (W_R)、(16)マネーサプライ (M_1)、(17)ベースマネー (BM)、(18)貸付金利 (R_1)、(19)割引歩合 (R_2)、(20)当座預金金利 (R_3) の20系列である⁴⁾。

まずこれら諸系列のトレンドを戦前の1885～1940年について検討する。上述のように、戦前の日本の経済発展過程を特徴づけるのは趨勢加速という現象である⁵⁾。南 [1992] によれば、戦前の経済成長率は年々0.37%ポイントずつ高くなってきたという。これは実質国民総支出7カ年移動平均値の対前年増加率に線形トレンドを当てはめて計算した結果である。これに対して本稿では、まず X および Y のトレンドを複利成長率の形で計算してみる。そうすると、趨勢加速を反映して、期間中の成長率が一定であるという見方は統計的に支持されない。すなわち $\log X_t = Const + g * Time$ の最小2乗推定を行って、Chow テスト、累積和テスト、累積平方和テストを行うと、 g 一定という仮説は棄却

3) 藤野 [1965]、統計注 I によれば、1888～1940年間について利用された15系列の中、貨物輸出額と卸売物価・賃金指数以外の11系列は貨幣金融関係のものである。

4) 資料出所は、(1)は篠原 [1972]、(2)～(3)は大川他 [1974]、(4)～(5)は大川他 [1967]、(6)～(7)は江見他 [1988]、(8)～(20)は後藤 [1970] である。

なお各系列の単位は、実質値は1934～1936年価格で単位100万円、デフレーターと賃金指数は1934～1936年=100、貨幣は名目値で単位100万円、利率の単位は日歩。

5) 趨勢加速仮説については大川・ロソフスキー [1973]、南 [1992] などを参照されたい。

される⁶⁾。Yについても同様である。第1表は、期間中央で分割したときのChowテストおよびCUSUM, CUSUMQテストの結果を示す。(数字はそれぞれの検定統計量であり、**は1%有意水準で仮説が棄却されることを示す。)

そこで、期間中に「趨勢加速」があったという仮説にたつて、トレンドの2乗を含めた場合 ($\log X_t = \text{Const.} + g_1 * \text{Time} + g_2 * \text{Time}^2$) を計算した結果が第2表である。 Time^2 の係数は高度に有意であつて、XとYの成長に趨勢加速があったことが確認される⁷⁾。(Timeは、1885=1とするトレンド変数である。なお、表中のE-03は $*10^{-3}$ を意味する。)

さてそれではこのようなトレンドに沿つて生産活動がスムーズに成長したかといへば、もちろん答は否である。成長経路がこのトレンドを上回つた時期もあれば下回つた時期もある。このことを数量的に明確に把握するために、現実の生産水準(ただしX, Yの3カ年移動平均値)のトレンドからの乖離(すべて対数値)を図示すると第1図のようになる。この図から判断すると、戦前の生産活動には約20年周期の長期循環があつたと考えて良いであらう⁸⁾。この結果は、

第1表 トrend一定の検定

	CUSUM	CUSUMSQ	CHOW
X	1.01027	.31669**	26.2542**
Y	.82460	.36205**	16.1552**

第2表 マクロ経済の趨勢加速

	定数項	Time	Time ²
X	6.69794	.033133 (10.7233)	.346619E-03 (6.59664)
Y	8.33843	.020098 (10.9250)	.163760E-03 (5.23446)

6) 累積和 (CUSUM)・累積平方和 (CUSUM of Squares) テストについては、R. L. Brown et al. [1975], Ploberger=Kramer [1990], Ploberger=Kramer [1992]などを参照。

7) ただしこの場合でも、Yについては g_1, g_2 が期間中一定であつたという仮説は棄却される。実際、1920年代以降のGNPの推移は製造業生産額の推移と若干異なる。この点については、さらに検討が必要であらう。

8) 『経済白書』でも、実質GNPの循環的変動をトレンドからの乖離とした分析を行っている。

大川他〔1974〕や篠原〔1961〕において、成長率循環として見出されたクズネツ・サイクルにはほぼ一致する。

大川他〔1974〕では、「集計的成長率の長期パターン」が次のように要約されている⁹⁾。（カッコ内は各局面の実質 GNP 平均成長率。）

第 1 循環：上昇期；1887～1897年(3.21%)，下降期；1897～1904年(1.85%)

第 2 循環：上昇期；1904～1919年(3.40%)，下降期；1919～1930年(2.27%)

第 3 循環：上昇期；1930～1938年(5.01%)

このように、大川サイクルは成長率の加速と減速の周期的循環として捉えられたものである。ただしこの期間区分は、実質 GNP 7 年移動平均値の年成長率の変動について見出された谷と山によっている。

篠原〔1961〕でも、実質国民所得の成長率から、第 1 回の長波の谷は1881～1886年の間、第 2 回の谷は明治30年代（1897～1906年）、第 3 回の谷は昭和初期の不況期（1928～1932年）に見出され、やはり約20～25年周期の長期波動の存在が指摘できるという¹⁰⁾。

これに対して、本稿では上述のようにトレンドからの乖離を指標とする単純な方法によっているが、第 1 図に示された製造業生産額のトレンドからの乖離のボトムとピークは、1886年→1897年→1905年→1918年→1931年であって、完全に両者の検出した長期サイクルに一致している。ただし実質 GNP のトレンドからの乖離を指標としたときは、ピークとボトムが若干ずれる。

たしかに製造業生産額でも国民総生産でも、絶対水準の低下はなかったが、趨勢的に加速しながら成長してきた生産活動のスピードが一段と急速になった時期とそのスピードが鈍化した時期があったことは、以上で明らかである。それぞれの乖離を指標として、上昇に転じた時期を好況期、下降に転じたときを停滞期と考え、その交替を景気循環と捉えることは極めて自然であろう。

ゝが、このような形の指標が景気循環の把握に有効であることは、かつて伊藤〔1958, 1960〕で示した。

9) 大川他〔1974〕, 16ページ, 表 1-1.

10) 篠原〔1961〕, 47～49ページ.

さて、月次データにもとづく藤野〔1965〕の中期循環のクロノロジーは次の通りである。(藤野〔1965〕, 35ページ, 第2-4表. 各循環を谷から谷の年月で示す.)

- 第1循環：1868年 1月～1876年12月
- 第2循環：1876年12月～1883年 9月
- 第3循環：1883年 9月～1891年10月
- 第4循環：1891年10月～1898年11月
- 第5循環：1898年11月～1901年 6月
- 第6循環：1901年 6月～1909年 1月
- 第7循環：1909年 1月～1914年12月
- 第8循環：1914年12月～1921年 4月
- 第9循環：1921年 4月～1930年11月
- 第10循環：1930年11月～1941年 5月

われわれの第1長期循環には、第3・4・5・6の4つの中期循環が、第2長期循環には、第7・8・9の3つの中期循環がふくまれていることが分かる。実際、第1図でも第1循環の中に GNP 指標の小サイクルが、第2循環の中には製造業生産額と GNP 両指標の小サイクルが見出される。しかし年次データであるために、その転換点を確定することは困難である。したがって以下では、主として長期景気循環を念頭において分析を進めたい。

まず、その他のマクロ経済活動に関する時系列データに同様の分析を加えると、どのようなことが言えるかをみてみよう。

第1に供給面を考察するために、産業別実質 GDP (Y_A, Y_M, Y_C, Y_F, Y_S) のトレンドを分析した結果は第3表の通りである。この表では、CUSUM, CUSUM of Squares, CHOW テストおよび t 検定にもとづいて、趨勢加速項 $Time^2$ を含めるべき産業と含める必要のない産業を区別してある。そうすると、建設業には趨勢加速が存在するが、農林水産業と運輸通信業は趨勢的には減速が見出されること、鉱工業と商業サービス業には趨勢加速が見出せないことが分かる。このように、全産業を含めた生産活動、とくに製造業の生産活動

第3表 他のマクロ経済変数のトレンド

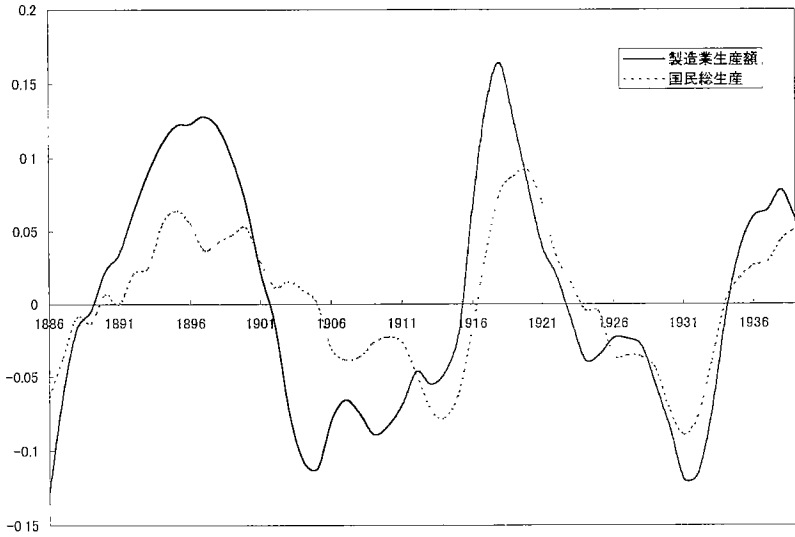
	定数項	$Time$	$Time^2$
Y_A	7.37234	.018541 (9.12322)	-.933541E-04 (2.70111)
Y_M	5.55077	.058253 (76.5462)	
Y_C	4.60391	.029579 (5.90690)	.319752E-03 (3.75483)
Y_F	3.63324	.111309 (22.7486)	-.555631E-03 (6.67742)
Y_S	7.52165	.023743 (27.7897)	
CP	8.16883	.0222078 (11.4528)	.557106E-04 (1.69937)
CG	5.64725	.038505 (18.5709)	
I	5.80084	.047306 (33.1241)	
P	-1.93012	.070156 (11.4002)	-.546641E-03 (5.22337)
P_1	2.60255	.068921 (11.1546)	-.513038E-03 (4.88258)
P_2	3.20078	.053342 (9.12309)	-.425157E-03 (4.27584)
W_N	1.90596	.072159 (9.07394)	-.298820E-03 (2.20959)
W_R	3.32515	.025277 (27.0606)	
M_1	4.82532	.113308 (15.5063)	-.363876E-03 (2.92821)
BM	2.57276	.100795 (11.3289)	-.493399E-03 (3.26097)
R_1	1.02615	-.581687E-02 (5.48387)	
R_2	1.07699	-.010871 (7.37663)	
R_3	.520853	-.031907 (10.5195)	

には趨勢加速と長期景気循環が存在するにもかかわらず、産業別にみれば成長パターンはそれぞれ異なるし、またトレンドからの乖離でみた変動パターンも、全体としての長期景気循環のサイクルとは異なる変動を示す(第3図、参照)。その結果、経済発展過程で産業構造の変化が生じてきたことが分かる。

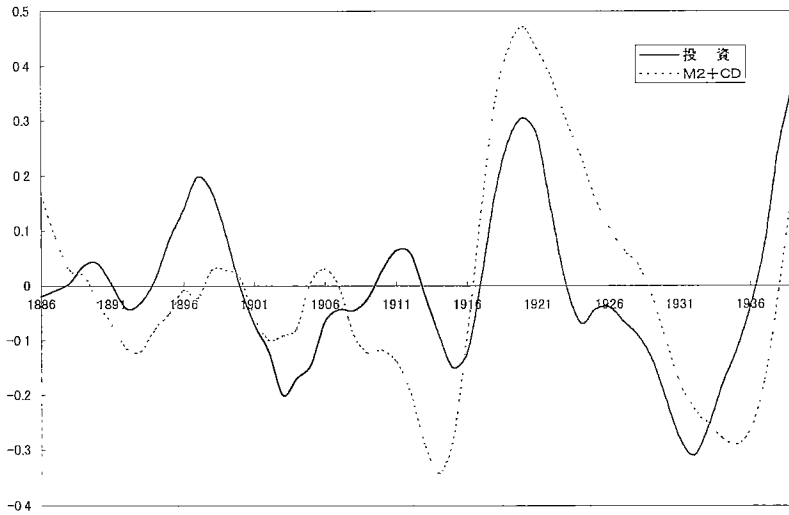
次に需要面として、実質個人消費支出、実質政府支出、実質総資本形成について分析した結果も同じ形で第3表に示してある。趨勢加速項が有意であったのは消費だけである。投資活動には趨勢加速が見出されないが、成長スピードは極めて高く、需要面では投資が成長をリードしたことをうかがわせる。そしてこのトレンドからの乖離には、第2図に示すように興味深いサイクルが存在する。すなわち生産活動水準のサイクルに比べて、投資活動にはかなり明瞭な中期循環が見出される。ただしその周期は藤野サイクルと完全には一致しない。第2図には、 M_1 のトレンドからの乖離も描かれているが、投資同様、第1図に比べると長期循環の中になんか明瞭な中期循環の存在が確認できる。

以下、物価、賃金、貨幣残高、利子率などその他の時系列についても以上と同様の分析を行った結果が第3表下段に示されている。この表から興味深い結果が観察される。すなわちトレンドにおける趨勢加速は、 Y_c 、 CP 以外には見いだせない。むしろ物価・賃金やマネーサプライなどには趨勢的上昇傾向に減速が見られる。(なお利子率は趨勢的に下落傾向を示す。)そしてこれら諸経済指標のトレンドからの乖離でみた景気循環のパターンは、第1図に示された X 、 Y の長期循環パターンとはタイミングも振幅も大きく異なる。(産業別GDPのサイクルは第3図、物価水準のサイクルは第4図、利子率のサイクルは第5図に示す通りである。)

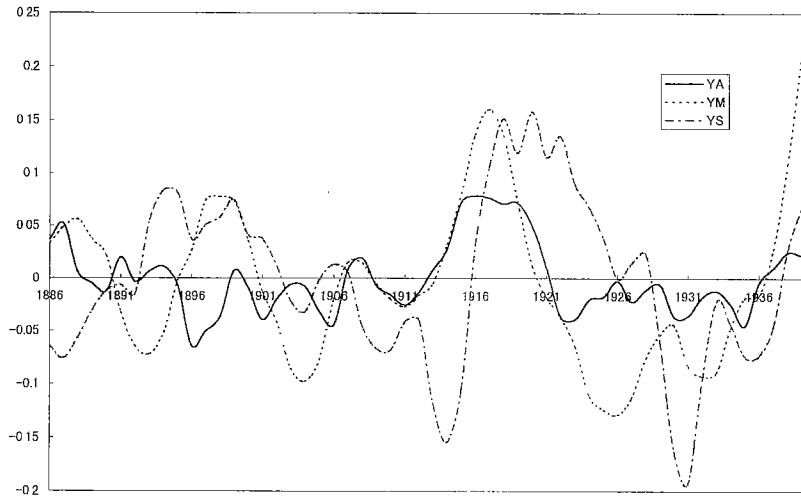
それでは戦前の成長と循環の過程で、これらの諸変数間にはどのような関連が存在していたのであろうか。これが次節以下の問題である。



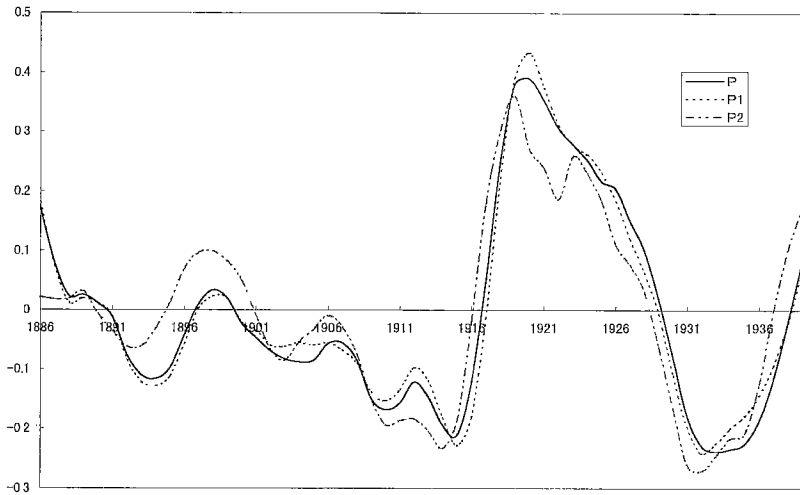
第1図 生産活動のサイクル



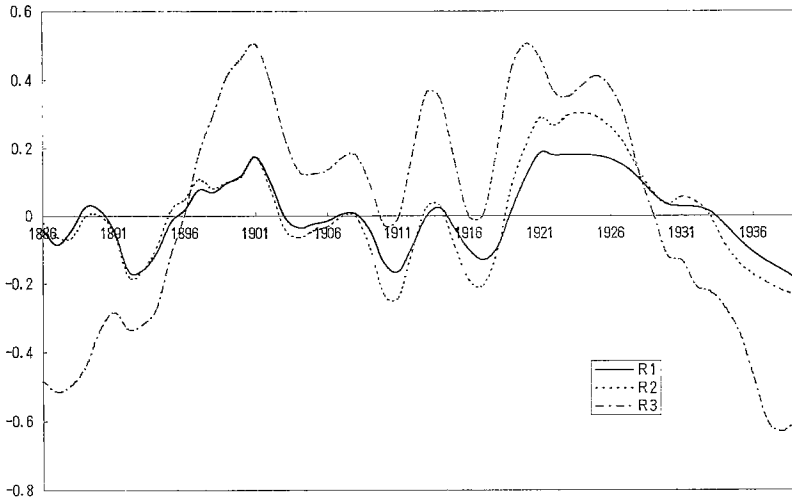
第2図 投資とM1のサイクル



第3図 産業別 GDP のサイクル



第4図 物価のサイクル



第5図 利子率のサイクル

Ⅱ 時系列分析(1)——単位根と共和分の検定

Ⅰ節で行ったようなトレンドからの乖離で景気循環を把握するという方法が、1980年代以降発展してきた時系列分析における単位根検定にむすびつくことは容易に推察されるであろう。

周知のように、Nelson=Plosser [1982] がアメリカのマクロ経済変数を対象として定常性の検定を行って以来、時系列分析では、統計学的観点からはもちろん、経済学的観点からその景気循環的性質を検討するために、単位根検定によって経済時系列の定常性を検定することが一般的になっている。彼らは「マクロ経済時系列が確定的トレンド回りの定常系列であるか、確定経路に復帰する傾向を持たない非定常系列であるか」(Nelson=Plosser [1982], p. 141) を検討し、アメリカのマクロ変数が非定常であるという結果を導出して、景気循環理論に大きな波紋を投げかけた。(確定的トレンド回りの定常系列は「トレンド定常」、非定常系列は「ドリフト付きランダム・ウォーク；階差定常」と呼ばれることは周知の通りである。) その後、日本でも景気循環の分析における統計的手法とし

て、この種の研究が活発に行われるようになってきた¹¹⁾。この節では、これらの研究の線に沿って、上記の諸マクロ変数にこの単位根検定の手法を適用し、戦前の日本の景気循環の性質を検討する。ただし Nelson=Plosser [1982] にしたがって、仮説検定のためのモデルを次のように設定する¹²⁾。

[ドリフト付きランダム・ウォーク・モデル]

$$(y_t - \gamma_t) = (y_{t-1} - \gamma_{t-1}) + u_t; \gamma_t = \gamma + \beta t.$$

すなわち H1: $y_t = \beta + y_{t-1} + u_t$

[確定的トレンド・モデル]

$$(y_t - \gamma_t) = \phi(y_{t-1} - \gamma_{t-1}) + u_t; \gamma_t = \gamma + \beta t.$$

すなわち H2: $y_t = \gamma' + \beta' t + \phi y_{t-1} + u_t$,

$$\text{ただし } \gamma' = (1 - \phi)\gamma + \phi\beta, \beta' = (1 - \phi)\beta$$

対象とする時系列がいずれのモデルに属するかを検討するために、H1 を帰無仮説、H2 を対立仮説として検定を行う。具体的には

$$\Delta y_t = \gamma' + \beta' t + (\phi - 1)y_{t-1} + u_t$$

を推定し、 $\phi < 1$ を対立仮説として $\phi = 1$ という帰無仮説を検定する¹³⁾。

現在、単位根検定には Augmented Dickey=Fuller (ADF) 検定および Phillips=Perron (PP) 検定が使われることが多いが、最近では、Augmented Weighted Symmetric (WS) 検定の検出力が優れているとして使われることもある¹⁴⁾。しかし本稿では、トレンドの2乗を含めた場合についても分析するために、ADF 検定と PP 検定の2つの検定だけを行う。

11) 例えば、竹内恵行 [1991]、副島豊 [1994] などはその代表である。

12) Nelson=Plosser [1982], pp. 141-146, 参照。

13) このモデルによる $\phi = 1$ (単位根) の検定方法については、Nelson=Plosser の上掲論文以外に、山本 [1988] 12章、参照。時系列分析の手法に関する日本語の代表的テキストは山本教授によるこの書物であろう。ただし時系列分析はその後大きな発展をみせている。最近の発展を含む標準的テキストとしては、例えば Hamilton [1994] 参照。

14) 単位根の検定方法は Fuller [1976], Dickey=Fuller [1979] などによって開発され、Phillips=Perron [1988] などによって修正版が開発された。時系列分析のパッケージ・ソフト TSP (Time Series Processor) Version 4.3 では、Augmented Weighted Symmetric 検定を含めて3種類の検定が行えるようになっている。WS 検定については、Pantula et al [1994] 参照。なお、本稿の計算はすべて TSP で行った。

第I節で明らかにしたように、戦前の日本のマクロ経済活動には趨勢加速の存在が認められるものがあった。したがって本稿では、このような時系列に対してはトレンド項に2乗項を含め、 $y_t = \gamma + \beta_1 t + \beta_2 t^2$ として単位根検定を行った¹⁵⁾。結果は第4表に示す通りである。ただしこれは、第3表にもとづいて、趨勢加速項が有意な系列については、トレンドに2乗項を含めて検定した結果である。(なお全変数とも対数変換してある。表には各テストの検定統計量が示してあり、帰無仮説が1%有意水準で棄却される場合は**、5%有意水準で棄却される場合は*を付けてある。)

この表によれば、ADF検定では全変数について帰無仮説が棄却できない。ま

たPP検定でも、X、Y_A、Y_S以外は同様の結果が得られる。この結果から判断すれば、戦前のマクロ経済時系列はドリフト付きランダム・ウォークすなわち確率的トレンドとして特徴づけることができる。したがって、第I節で検出したような戦前日本の景気変動は、恒久的なリアル・ショックによって生み出されたものと解釈するべきであるということになる。もちろん多くの留保条件付きであるが、戦前の日本の景気変動がリアル・ビジネス・サイクルの仮説と整合的であるという結果が得られたことは興味深い。

第4表 単位根検定

変数	ADF 検定	PP 検定
X	-3.41935	-47.87880**
Y	-2.58084	-14.80817
Y _A	-2.34753	-56.04403**
Y _M	-2.55673	-10.68449
Y _C	-3.42510	-19.16762
Y _F	-2.90500	-9.26439
Y _S	-2.96637	25.58195*
CP	-1.92217	-12.83903
CG	-2.11668	-13.68699
I	-3.37063	-12.09372
P	-2.51543	-10.85333
P ₁	-2.28720	-11.83167
P ₂	-2.47464	-10.84482
W _N	-2.10844	-7.84009
W _R	-2.57028	-10.66381
M ₁	-3.09621	-8.86343
BM	-2.52013	-11.66016
R ₁	-1.76478	-17.38823
R ₂	-1.89457	-14.65061
R ₃	-2.22676	-4.05074

15) もちろんこの場合でも、 $\phi < 1$ を対立仮説として $\phi = 1$ という帰無仮説を検定することには変わりはない。ただし一般的に

$$\Delta^d [y_t - (\gamma + \beta_1 t + \beta_2 t^2 \dots + \beta_d t^d)] = \Delta^d y_t + const.$$

であるから、この帰無仮説が受容されたとき、定常化のためには2階の階差をとる必要がある。

さて非定常な変数については、それらの間の長期均衡関係を分析するために、共和分検定を行うことが一般的になっている。そこで本節でも、第5表に示したような2組の変数グループ¹⁶⁾について、ヨハンセンの方法による共和分のトレース検定を行った¹⁷⁾。(表には、オプティマル・ラグの場合の検定統計量だけが示されている。)

この結果によれば、いずれの場合も共和分の個数が0であるという仮説は棄却できない。すなわち、これらの変数間には共和分関係は存在しない¹⁸⁾。そこ

第5表 共和分検定(1)

変数	Y	CP	CG	I	M ₁	
帰無仮説		検定統計量			ラグ	
r = 0		61.65529			7	
変数	Y	M ₁	BM	R ₁	R ₂	R ₃
帰無仮説		検定統計量			ラグ	
r = 0		96.65529			5	

第6表 共和分検定(2)

	CP	CG	I	M ₁
Y	-2.24426	-1.71157	-1.94699	-2.64646
	-1.36018	-2.39954	-3.05394	-3.18219
	BM	R ₁	R ₂	R ₃
	-1.59110	-1.65944	-1.63092	-2.20188
	-2.65019	-2.20750	-2.28665	-2.35302

16) 2つのグループに分けたのは、サンプル・サイズの関係で全変数を含めると自由度が小さくなって検定力が弱くなること、そして次節の因果性分析でも同じ理由でGNPと総需要要因、GNPと金融要因の関係に分けて考察するためである。

17) 共和分検定はEngle=Granger [1987] や Johansen [1988] などによって発展したが、Engle=Granger [1987] の線に沿った共和分とその推定に関する要約については森棟 [1995] 参照。また単位根検定と共和分検定の日本経済への適用とその問題点の指摘については川崎 [1992]、副島 [1994, 1995] などを参照されたい。

18) ただし対象とした変数には、トレンドに趨勢加速項を含む変数と含まない変数がある。しかし共和分検定に際しては、すべて線形トレンドにしたがうものとしたので、共和分が検出されにくくなった可能性がある。なお一般的に、2次の項を含むモデルの共和分検定についてはGregory [1994] 参照。

で念のために、 Y とその他の変数の 2 変数間でエンゲル＝グランジャー・テスト (Engle=Granger [1987]) を行った¹⁹⁾。その結果は第 6 表に示す通りである。(この表も、オプティマル・ラグの場合の検定統計量だけが示されている。ただし、上段は Y を従属変数とした場合、下段は上欄の変数を従属変数とした場合である。)

この表でも、これらの変数間に共和分関係なしという帰無仮説は棄却できないという結果になっている。

以上この節の分析結果によれば、戦前の日本経済において、本稿で取り上げているマクロ経済時系列は単位根を持つ非定常系列であるが、これら諸変数と実質 GNP の間には共和分の関係が存在しなかったというのがその結論である。

Ⅲ 時系列分析(2)——因果関係分析

この節では、第Ⅱ節の結果を参考にして VAR モデルを推定し、これにもとづいて景気循環過程におけるマクロ経済活動間の因果関係を分析する。これによって、これまでの景気変動理論によって提示されてきた景気変動の起動因のいずれが戦前の日本の景気循環を説明する上で有効であるかを検討したい。

第Ⅱ節の結果によれば、対象とする諸変数間に共和分の関係が存在しない、すなわち各変数は 1 次独立な非定常系列であるから、階差をとって定常化を行った上で VAR モデルを推定する²⁰⁾。このモデルにもとづいて、実質 GNP の変動に対してどの要因が影響力を持っていたか、変数相互間の因果関係について、グランジャーの方法 (Granger [1969] 参照) によって分析する。

モデルは第Ⅱ節で述べたように、 Y と CP , CG , I および M^R を含むモデル²¹⁾ と、 Y と M_1 , BM および R_1 , R_2 , R_3 を含むモデルの 2 つを推定する。ラグの長さは、赤池の情報量基準にもとづいて、5 期を選んだ。これらのモデル

19) この場合は、趨勢加速項を含む場合を考慮して検定を行っている。

20) 第Ⅱ節の分析結果にもとづいて、1 階の階差ないしは 2 階の階差をとって定常化を行い、それぞれ定常であることが確認された。

21) M^R は M_1 の実質値である。このモデルでは金変数を実質値にそろえた。 M^R は趨勢加速項が有意でなく、1 階の階差によって定常系列に変換される。

によって、GNP とその他諸変数の間の因果性テストを行った結果は第7表(1)(2)に示した通りである。(各表の数字は因果性テストのための統計量である。ただし、上段の数字は上欄の変数から GNP への因果性を検定する統計量、下段の数字は GNP から上欄の変数への因果性を検定する統計量であり、** は 1%、* は 5%、+ は 10% の有意水準で帰無仮説が棄却されることを示す。)

第7表(1)によれば、マネーサプライを含めて需要要因は GNP に対して「グランジャー因果性」を持つが、逆の因果関係は存在しない。また表(2)によれば、ベースマネーを含めたマネーサプライは、GNP に対して「グランジャー因果性」を持つが、逆の因果関係は存在しない。

なお金融変数だけを含めたモデルによって、金融変数相互間の因果性テストを行った結果は表(3)に示した通りである。(ただしこの表の数字は、上欄の変数から左欄の変数への因果性を検定する統計量である。)これによれば、マネーサプライ

第7表 因果性テストの結果

(1) 実質 GNP と需要要因

	CP	CG	I	M ₁
Y	3.38924*	2.55165+	3.91930**	2.67039*
	1.43950	2.00116	0.60210	1.30053

(2) 実質 GNP と金融要因

	M ₁	BM	R ₁	R ₂	R ₃
Y	4.27114**	2.51696*	0.77988	1.94028	1.41235
	0.45253	0.98873	0.155193	0.34684	0.77071

(3) 金融変数相互間

	M ₁	BM	R ₁	R ₂	R ₃
M ₁	—	0.60209	0.15131	0.03772	0.53578
BM	0.97101	—	0.23586	0.51296	1.41093
R ₁	2.85304*	2.90363*	—	0.71406	0.65552
R ₂	3.61957*	2.54183*	1.48860	—	0.69610
R ₃	3.60422*	2.24990+	0.97315	0.53771	—

は利子率に対して「グランジャー因果性」を持つが、逆の因果関係は存在しない。また利子率相互間については表に示す通りである。日本の金利は、第2次大戦後の1947年に「臨時金利調整法」が施行されるまでは基本的に自由金利であった。その間、主要銀行の間で「預金金利協定」や「貸出金利協定」が結ばれたが、あくまで申し合わせであったため、景気の変動にともなう金融市場の繁閑を反映して可成り激しく変動してきた。しかし金利相互間には「グランジャー因果性」は見いだせない。

さて以上のような結果は、これまでの諸景気循環理論の観点からみてどのように解釈すべきであろうか。現代景気理論は、「ケインズ経済学対新古典派経済学」という基本的対立を反映して、景気循環を均衡現象とみるか不均衡現象とみるか、あるいはその発生が貨幣的ショックによるのか実物的ショックによるのか、また決定論的にとらえるのか確率論的にとらえるのか、といった見方が対立している²²⁾。

もっとも景気理論の歴史は古く、19世紀に資本主義経済における顕著な現象として景気循環が経済学者の関心を引いて以来、それは経済学の主要テーマの1つであり、20世紀前半にかけて発達してきた景気循環理論は現代マクロ経済学の源流といっても良いであろう。ケインズの『一般理論』をめぐる論争にいたるまでの景気理論の歴史については Haberler [1946] の名著があるが、それによれば、景気循環理論は大きく分けて(1)Pure Monetary Theory, (2)Over-investment Theory, (3)Under-consumption Theory に分類できる。すなわち、景気循環の原因を貨幣面にもとめるか、主として投資あるいは消費という実物的要因にもとめるか、という対立の歴史は古い。

しかし、もちろんいずれの理論も景気循環の一面をとらえたものであって、国と時代によってその原因や性質は様ではないであろう。実際、以上の因果関係分析によれば、貨幣も投資あるいは消費といった需要要因のいずれもが、

22) 最近の景気理論の関する極めて簡潔な解説としては、たとえば浅子 [1995]、吉川 [1992]、第1章を参照。

GNPの変動でとらえられた景気循環に対して一方向的な因果性を持つことが示されている。もっとも GNP 変動に対するこれら諸要因の影響について要因分解をおこなってみると若干の興味深い結果が得られる。第8表は、回帰分析結果を使って、「個人消費支出」「政府支出」「投資支出」「マネーサプライ」それぞれの要因が GNP 変動をもたらした割合を、長期循環の各局面ごとに計算したものである。これによれば、全期間を通した場合、景気変動に対する影響度が強いのは「消費支出」と「投資支出」であり、「政府支出」と「マネーサプライ」はマイナス要因であった。しかし長期波動の上昇・下降の各局面に分けた場合は、局面ごとにこれら要因の働きは異なる。消費は1905～1918年の上昇局面以外プラス要因であるが、投資は下降局面ではつねにマイナス要因であった。政府支出は1905～1918年を除いてカウンター・サイクリカルな要因であるが、マネーサプライは1905～1918年以外の局面では相対的に影響度の小さな要因であった。

こうして見ると、1905～1918年の上昇局面は他の局面と可成り異なる性質ももっていたように思われる。

また前節では、単位根検定にもとづいて、戦前の日本の景気循環がリアル・ビジネス・サイクル仮説と整合的であるとしたが、もちろんこの手法に対する批判もあるから、簡単に結論を導くことは危険であろう。しかし第I節で示した長期循環の各局面における歴史的事実を検討すると、いくつかの重要な外的

第8表 GNP変動の要因分解 (%)

要 因	全 期 間	1886～97	1897～1905	1905～18	1918～31	1931～40
個人消費支出	75.50	238.7	35.1	-19.6	52.4	98.7
政府支出	-6.2	-134.6	44.9	61.8	32.7	-54.8
資本形成	40.8	-49.7	-4.5	148.7	-4.7	44.4
マネーサプライ	-10.2	45.5	24.5	-91.0	19.8	10.6

要因分解に用いた推定式は、実質 GNP の 2 階の階差を従属変数とし、各要因 (の 1 階また 2 階の階差) に回帰させた推定結果である。ただし、谷と山の年と 1914 年の観測値はサンプルから除いてある。ラグはすべて 4 期とした。R²=0.548, DW=2.971。なお、残差は各要因に比例配分してある。

ショックが浮かび上がってくる²³⁾。

大川＝南教授らによれば、日本の近代経済化＝工業化はわれわれが長期波動の第1の谷とした1886年にスタートしたとされるが、それは「松方デフレ」（1881～85年）の直後であり、その後、篠原教授のいう「勃興期」がやってくる。この期間には電力・通信・鉄道網などのいわゆるインフラストラクチャーが整備された。

その後の日本は、1894～95年に日清戦争、1904～5年に日露戦争、1915～18年には第1次大戦というように、ほぼ10年ごとに戦争に巻き込まれている。一方、日清戦争による賠償金によって1897年には金本位制への移行が行われたが、これがやがて輸出不振をまねく原因となった。また日露戦争後の外債流入に伴う利子負担の累増や、第1次大戦後の入超による国際収支悪化などが生じている。このように、篠原教授の指摘によれば（篠原〔1961〕、56ページ）「長期波動の山になっている時期には、いつも戦争があった。……他方、長波の谷底ではつねに強度の monetary contraction があった。」このように「長波には……何か構造的ともいべき転換点があった。」こういう意味で、少なくとも長期波動には外的ショックが重要な要因であったことは否定できない。

最後に、産業別 GDP におけるサイクルがマクロ経済の変動からどのような影響を受けたかを、次の分布ラグ関数の推定結果によって観察しておこう。すなわち

$$\Delta Y_{it} = f(\Delta Y_{it}, \Delta Y_{i,t-1}, \dots, \Delta Y_{i,t-k}), \quad i = A, M, C, F, S.$$

をアーモン・ラグ法によって推定した結果が第9表である。（ラグは最大を9期として、AIC 基準によって最適のラグを選定した。カッコ内は t 値。）

これによって見れば、農林水産業は全体としての景気循環とは逆のサイクルを描くこと、鉱工業と運輸通信業は全マクロ経済活動から可成り長いラグをもって影響を受けていることなどが観察される。各産業ごとの循環的変動には、

23) 戦前の中期循環と長期循環とその各局面の歴史的事件を対応させた記述としては篠原〔1961, 1994〕などがある。

マクロ経済からのショック以外に、それぞれ特有のショックが存在していたことが推察される。

第9表 総生産と産業別生産の関係
——分布ラグ関数の推定結果——

	農林水産業	鉱工業	建設業	運輸通信業	商業サービス業
t	0.3150 (1.8834)	0.3694 (3.2622)	-0.6316 (1.7411)	0.1814 (1.0251)	0.9371 (4.1073)
$t-1$	-0.03198 (0.5555)	0.1849 (2.4650)	0.02032 (0.1029)	0.2678 (2.0,713)	0.4227 (5.3822)
$t-2$	-0.2001 (2.0725)	0.03631 (0.6711)	0.4049 (1.8766)	0.3275 (2.9556)	0.09508 (0.7218)
$t-3$	-0.1895 (2.1681)	-0.07644 (1.4836)	0.5357 (2.2793)	0.3607 (3.1903)	-0.04582 (0.3844)
$t-4$		-0.1533 (2.6908)	0.3993 (2.3858)	0.3672 (3.0641)	
$t-5$		-0.1944 (3.2167)		0.3470 (2.8781)	
$t-6$		-0.1996 (3.4644)		0.3002 (2.7160)	
$t-7$		-0.1689 (3.5965)		0.2268 (2.5867)	
$t-8$		-0.1024 (3.6747)		0.1267 (2.4848)	
\bar{R}^2	0.574840	0.224590	0.529101	0.832596	0.427681
DW	2.11110	0.558192	1.73634	1.33521	1.59671

結 語

以上の戦前の日本の景気循環に関する分析結果を要約しておこう。

まず、実質 GNP と鉱工業生産のトレンドからの乖離という指標によって、20年周期の明確な長期波動が検出できる。

同様の手法で、他のマクロ経済活動にも長期波動が見いだせる。ただし、それぞれ周期やタイミングは異なる。各産業ごとのサイクルはマクロ景気変動から影響を受けているが、各産業ごとにその態様は異なる。したがって当然のことであるが、産業ごとの景気変動には各産業特有のショックがあったと考えら

れる。

これまでに提示されてきた諸景気理論は、景気の起動因についてそれぞれ有用な見方を提供しているが、先に指摘したように、いずれの理論も景気循環の一面をとらえたものであって、国により時代によってその原因や性質は一様ではない。したがって1つの理論ですべてを説明することはできないというべきであろう。実際、戦前の景気循環では消費が一貫して景気変動に対する強い要因であったが、各局面ごとにそれぞれ異なる要因が加わって循環をリードしてきた。しかし最近の景気理論や分析手法を適用した本稿の分析結果を強いて要約するならば、日本における戦前の景気変動は、引き続いて起こった戦争という外的ショックを原因とする長期循環によって特徴づけられるといえるであろう。同時に、それと前後して生じた monetary contraction が景気循環の大きな原因となっていることも無視できない。

もっとも、マクロ景気変動のショック以外に各産業ごとに働いた景気循環要因の分析や、1905～1918年の長期上昇局面の特異性の分析などについては、本稿におけるような数量的分析に加えて、史実にもとづく考察が不可欠である。本稿は「理論を歴史的パースペクティブの中で相対化してみる」ということを1つのテーマとして念頭においてきたが、「戦前の日本の景気循環」の解明のためには、詳細な史実による「資本主義経済発達史」によって補完されなければならないことは言うまでもない。

【参考文献】

[日本語文献]

1. 浅子和美 [1995] 『マクロ・ダイナミックス』西川俊作編『経済学とファイナンス』東洋経済新報社、第5章。
2. 江見康一・伊東政吉・江口英一 [1988] 『貯蓄と通貨』(長期経済統計5) 東洋経済新報社。
3. 馬場正雄・杉浦一平 [1961] 『景気変動の分析と予測』有斐閣。
4. 藤野正三郎 [1965] 『日本の景気循環』勁草書房。

5. 後藤新一 [1970] 『日本の金融統計』 東洋経済新報社.
6. 細野 薫 [1995] 「マネー・クレジットおよび生産」 本多祐三編 『日本の景気』 有斐閣, 第6章.
7. 伊藤史朗 [1959] 「わが国の景気指標について」 『経済学論叢』 (同志社大学) 第9巻, 第2号.
8. ——— [1960] 「生産指数によるわが国の景気指標」 『経済学論叢』 (同志社大学) 第10巻第3・4号.
9. 川崎能典 [1992] 「Johansen の共和分検定について」 『金融研究』 (日本銀行金融研究所), 第11巻第2号.
10. 南 亮進 [1992] 『日本の経済発展』 第2版, 東洋経済新報社.
11. 森棟公夫 [1995] 「非定常系列」 本多祐三編 『日本の景気』 有斐閣, 第11章.
12. 西村清彦・照山博司 [1990] 「価格と数量——日本と米国の10年」 吉川 洋・岡崎哲二編 [1990], 第5章.
13. 大川一司・H. ロソフスキー [1973] 『日本の経済成長』 東洋経済新報社.
14. ———・野田孜・高松信清・山田三郎・熊崎実・塩野谷祐一・南亮進 [1967] 『物価』 (長期経済統計8) 東洋経済新報社.
15. ———・高松信清・山本有造 [1974] 『国民所得』 (長期経済統計1) 東洋経済新報社.
16. 篠原三代平 [1961] 『日本経済の成長と循環』 創文社.
17. ——— [1972] 『鉱工業』 (長期経済統計10) 東洋経済新報社.
18. ——— [1994] 『戦後50年の景気循環』 日本経済新聞社.
19. 副島 豊 [1994] 「日本のマクロ変数の単位根検定」 『金融研究』 (日本銀行金融研究所), 第13巻第4号.
20. ——— [1995] 「実質 GDP, 通貨残高, 物価の長期的関係——共和分検定の批判的再検討」 『金融研究』 (日本銀行金融研究所), 第14巻第4号.
21. 竹内恵行 [1991] 「景気循環理論と統計手法: サーベイ」 『商学論集』 (福島大学) 第59巻第3号.
22. 山本 拓 [1988] 『経済の時系列分析』 創文社.
23. 吉川 洋 [1992] 『日本経済とマクロ経済学』 東洋経済新報社.
24. ———・岡崎哲二編 [1990] 『経済理論への歴史的パースペクティブ』 東京大学出版会.
25. ———・塩路悦朗 [1990] 「日本経済の歴史的経験」 吉川 洋・岡崎哲二編 [1990] 第6章.

[外国語文献]

26. Brown, R. L., J. Durbin and J. M. Evans [1975], "Techniques for Testing the

- Constancy of Regression Relationships over Time”, *Journal of the Royal Statistical Society*, B, 37.
27. Dickey, D. A., and W. A. Fuller [1979], “Distribution of Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root”, *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 74.
 28. Engle, R. F. and C. W. J. Granger [1987], “Co-integration and Error Correction; Representation, Estimation and Testing”, *Econometrica*, Vol. 55.
 29. Fuller, W. A [1976], *Introduction to Statistical Time Series* (Wiley, New York).
 30. Granger, C. W. J. [1969], “Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Method” *Econometrica*, Vol. 37.
 31. Gregory, A. W. [1994], “Testing for Cointegration in Linear Quadratic Models”, *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 12.
 32. Hamilton, J. D. [1994], *Time Series Analysis* (Princeton University Press).
 33. Haberler, G. [1946], *Prosperity and Depression—A Theoretical Analysis of Cyclical Movements*, 3rd Edition (United Nations).
 34. Johansen, S. [1988], “Statistical Analysis of Cointegrating Vectors”, *Journal of Economic and Dynamic Control*, Vol. 12.
 35. _____ [1994], “The Role of The Constant and Linear Terms in Cointegration Analysis of Nonstationary Variables”, *Econometric Review*, Vol. 13.
 36. Long, Jr., and C. I. Plosser, [1983], “Real Business Cycles”, *Journal of Political Economy*, Vol. 91.
 37. Nelson, C. R., and C. I. Plosser [1982], “Trend and Random Walks in Macroeconomic Time Series”, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 10.
 38. Pantula, G. S., G. Gonzalez-Farias and W. A. Fuller, [1994] “A Comparison of Unit-Root Test Criteria”, *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 12.
 39. Phillips, P. C. B., and P. Peron [1988], “Testing for a Unit Root in Time Series Regression”, *Biometrika*, Vol. 75.
 40. Ploberger, P. and W. Kramer [1990], “The Local Power of the CUSUM and CUSUM of Squares Test”, *Econometric Theory*, 6.
 41. _____ [1992], “The CUSUM Test with OLS Residuals”, *Econometrica*, Vol. 60.