

## 実質賃金と日本経済\*

吉川 洋\*\*  
竹内 恵行\*\*\*

1. はじめに
2. 実質賃金の伸縮性
3. VAR 分析と戦前・戦後の日本経済の比較
4. 実質賃金と投資
5. おわりに

補論：非定常時系列を恒常的 (Permanent) な部分と一時的 (Transitory) な部分に分解する手法について

### 1. はじめに

本論文では、実質賃金とマクロ経済の実体的な動きとの関連についていくつかの異なる角度から考察する。

戦後のマクロ経済学の流れの中では、IS-LM 分析に代表されるように労働市場は長く分析の背後に潜ってきたが、そうした状況はいまや一変し、実質賃金の動きなど労働市場に関する分析がマクロ経済学の中できわめ

て重要な役割を果たすようになった。その理由としては主として2つの事情を挙げることができる。まず第1は、1970年代に始まった合理的期待に基づく新古典派ルネッサンスにおいて、労働市場の分析が中核的役割を果たしたことである。Friedman-Lucas による自然失業、あるいはサーチ理論の登場である。第2は、第1図に示すように、1970年代後半から OECD 諸国の失業率が際立って上昇したことである。当然のことながらこの事実は

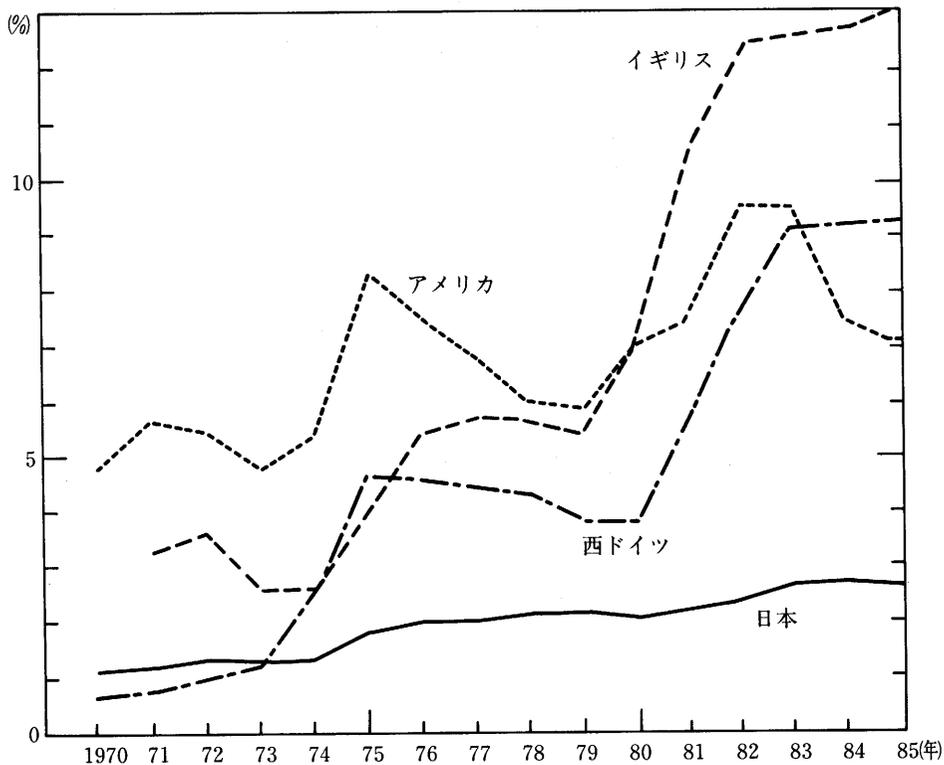
---

\* 本論文は吉川が日本銀行金融研究所の客員研究員、竹内が客員研究生として同研究所滞在中（1986年2月～88年2月）に行った共同研究の成果である。本研究を進めるにあたり鈴木淑夫所長（現日本銀行理事）館龍一郎・東京大学名誉教授（金融研究所特別顧問）をはじめとする所員のかたがたより有益なコメントをいただいた。また、小池和男・京都大学教授（現法政大学教授）、植田和男・大阪大学助教授、大竹文雄・大阪府立大学講師、John Taylor・Stanford 大学教授（前金融研究所海外客員研究員）から多くのコメントを頂いた。なお本文2.は翁邦雄・筑波大学助教授（現日本銀行総務局）との共同研究の一部である。ありうべき誤り、また意見にわたる部分の責任はいうまでもなく著者のみに帰すべきものである。

\*\* 大阪大学助教授（現東京大学助教授）

\*\*\* 東京大学大学院

第1図 1970年以降の失業率の推移



(出所) 日本 総理府統計局「労働力調査」  
 アメリカ 労働省, Employment and Earnings  
 イギリス 雇用省, Employment Gazette  
 西ドイツ 連邦統計局, Wirtschaft und Statistik

マクロ経済学者の目を労働市場に向かわせた。

さらに上記のようなマクロ経済学上の問題意識の変化と平行して、日本経済のパフォーマンスとの関連でも労働市場の諸問題は注目を集めるようになってきた。後にも議論するとおり、「マクロ的パフォーマンス」の尺度は一樣ではないが、失業率に注目すればわが国のパフォーマンスが良好であることは第1図から明らかである。また「双子の赤字」に

悩む米国等と比べ日本経済の「強さ」を強調する論者もある。周知のように日本経済のマクロ的パフォーマンスは第1次オイル・ショック直後には実質GNPの落ち込みの点でも、インフレーションの高さでもOECD各国中最悪であった。しかし第2次オイル・ショックの頃以降最近までの10年ほどの期間については、先にも述べたような日本経済の「良好さ」を強調する論調が目だってきたといえる。そしてその理由としてしばしば指摘

されるポイントの一つが、わが国の労働市場のあり方なのである。<sup>1)</sup>

以上のような経緯をバック・グラウンドとして、本論文では日本経済の実体的な動きとの関連で実質賃金に関するいくつかの問題を考察する。実質賃金の果たす役割については、それを新古典派的なフレームワークで理解するか、あるいはケインズ的なフレームワークで理解するかで大きく異なってくる。両者において政策的なインプリケーションが大きく異なることも周知のとおりである。

本論文の構成は以下のとおりである。

2.ではまず伸縮的だといわれているわが国の実質賃金の決定メカニズムについてミクロデータ（企業レベル）を用いて分析する。次に失業率が経済の実体面におけるパフォーマンスを表わす尺度として必ずしも適当でない、という点を指摘し、実質 GNP の役割を強調することにしたい。

3.では実質賃金が他の諸変数とどのような相互関係にあるかをみるため VAR (Vector Autoregression) 分析を行なう。また新古典派経済学からは自然に導かれる「実質賃金の伸縮性が経済のパフォーマンスを良好ならしめる」という命題について検討するため、戦前・戦後の日本経済の比較も行なう。

4.では実質賃金が経済の中長期的な動向にどのような影響を与えるかについて、投資との関連で考える。理論的な説明の後、産業別の投資関数を計測する。

5.では分析結果を要約することにしたい。

## 2. 実質賃金の伸縮性

伸縮的な実質賃金がマクロ経済のパフォーマンスを良好にするという有力な議論がある。代表的なものとしてわが国経済について Komiya and Yasui (1984)、鈴木 (1985)、外国の研究として Bruno and Sachs (1985) 等を挙げることができる。その検討は3.で改めて行なうことにして、ここではまずわが国の実質賃金の決定メカニズムについて考察することにしよう。

日本における実質賃金が伸縮的かあるいは硬直的かに関しては様々な議論がなされている。例えば Branson and Rotemberg (1980) は名目賃金が「目標賃金」の動きに遅れてゆっくりと反応するようなモデルを考え、そこで「目標賃金」の動きを物価の変化と同一視した。この場合には当然目標賃金への名目賃金の遅れは小さく、その意味で名目賃金が伸縮的であればあるほど実質賃金は硬直的になる（逆は逆）。Branson-Rotemberg はこのようなフレームワークの中で、米国は名目賃金が硬直的であり、したがって実質賃金が伸縮的な経済、逆に日本はヨーロッパと共に実質賃金が硬直的な経済とした。

他方 Gordon (1982) は名目賃金、実質賃金などの変化率の標準偏差を用いてより直接的な各国比較を行なった。その結果は第1表にあるとおりである（第1表には参考のため労働時間・雇用調整のデータも挙げてある）。第1表によれば、日本はイギリスと並んでア

1) わが国の労働市場の諸問題についてマクロ経済学との関連で論じたものとしては植田・吉川 (1984)、江口 (1988) がある。また2.、3.で取り扱う問題との関連では、Tachibanaki (1987) によるサーベイを参照されたい。

第1表 製造業部門における名目賃金(w), 実質賃金(w-p), 一人当り労働時間(h), 雇用者数(e) 変化率の標準偏差

(四半期データ)

	1963/I~1980/III			1963/I~1972/IV		
	アメリカ	イギリス	日本	アメリカ	イギリス	日本
w	1.69	5.29	4.84	1.66	3.40	2.83
実質賃金(w-p)	1.46	3.86	2.78	0.82	1.74	2.50
h+e	4.78	3.22	1.09	4.06	2.70	0.91
h	1.09	1.74	1.98	1.06	1.37	1.17
e	4.05	2.18	2.03	3.39	1.95	2.15

(注) PはGNPデフレーターの変化率。  
Gordon (1982) による。

アメリカと比して名目賃金・実質賃金共により伸縮的な経済ということになる。なお日本における実質賃金の伸縮性に否定的な大竹(1986)においても、イギリスは日米英独仏中実質賃金が最も伸縮的な経済とされていることは興味ぶかい。この点は実質賃金の伸縮性とマクロ的なパフォーマンスを直線的に結びつける事の危険性を示唆する論点と考えられる。

以上簡単にみたように日本の実質賃金の伸縮性については未だコンセンサスが得られていない現状であるが、ここでは一応 Gordon による第1表の結果を標準的な理解としておくことにしたい。わが国の実質賃金は米国のそれよりかなり伸縮的であるが、イギリスのそれは日本と同程度あるいは日本より伸縮的である。

### (1) 賃金関数の計測

わが国の実質賃金が以上みたように伸縮的であるとして、それはいかなる要因によって決定されているのであろうか。この点につい

てマイクロ(企業レベル)のデータを用いて分析することにしたい。そのためのモデルとしてまず次のような名目賃金の決定式を考える。

$$\dot{w}_{it} = f_{it} + \dot{w}_t \quad (1)$$

$\dot{w}_{it}$ はt期におけるi企業の名目賃金上昇率であり、この $\dot{w}_{it}$ は企業iに固有なマイクロ的要因 $f_{it}$ とt期におけるマクロ的な平均賃金上昇率 $\dot{w}_t$ から成るものとしよう。もし労働市場が完全に同質的で、企業固有の技能といったものが存在しないならば $f_{it}$ は存在しないことになるはずである。すなわち $f_{it}$ の重要性は労働市場の分断性の一つの測度ともいえるのである。

以下データとエコノメトリックな手法について説明しよう。企業レベルの賃金等のデータは「主要企業経営分析」(日本銀行)の個票データを用いたが、このデータは会計年度ベースでしか収録されていないため、賃金決定関数を企業毎に計測することはせず、第2表に示した13業種297企業のパネルを作成し、そのパネルデータを用いて計測を行なった。

第2表 産業分類と企業数

産業	企業数
食料品	27
繊維	35
紙・パルプ	10
化学	57
石油精製	6
窯業	20
鉄鋼	22
非鉄金属	20
金属製品	4
一般機械	31
電気機械	27
輸送用機械	30
精密機械	8
全産業計	297

計測期間はデータの制約から、ここでは昭和43年会計年度から昭和60年会計年度の18年に限定する。計測式は次のように企業、産業、マクロの各要因からなる。

$$w_{it} = \mu + F_{it}'\beta_f + D_{j(i)t}'\beta_d + M_t'\beta_m + \epsilon_{it} \quad (2)$$

ここで  $w_{it}$  は企業  $i$  の時点  $t$  における名目賃金上昇率を示す。また、 $F_{it}$  は企業  $i$  に固有の変数からなるベクトル、 $D_{j(i)t}$  は企業  $i$  が属する産業  $j$  に固有の変数からなるベクトル、 $M_t$  はマクロ変数からなるベクトルのそれぞれ  $t$  時点のものを表わしている。 $\beta_i$  ( $i=f, d, m$ ) は対応する係数ベクトル、 $\epsilon_{it}$  は誤差項である。

以下の分析ではこれらの変数として具体的に次のものを考えることにする。まず企業固有の変数としては、企業の経営状態をしめす指標として実質売上高上昇率と利潤率の2つを、また産業に固有の変数としては産業の景気動向の代理変数として各産業の出荷指数をそれぞれ採用する。またマクロ変数としては、失業率と期待インフレ率、さらに産業レベルの出荷指数の分散を用いる。最後の変数については後に計測結果との関連で詳しく説明する。

以上の各変数について、実際のデータとしては次の各系列を用いている。まず、被説明変数と企業固有の変数は「主要企業経営分析」のデータ系列のうち、名目賃金上昇率については「従業員一人当り人件費」の上昇率（対数差分）を、また実質売上高上昇率については「売上高」の上昇率（対数差分）を当該企業が属する産業（製品）の総合卸売物価指数（総合：昭和55年基準）でディスカウントしたものをそれぞれ使用した。<sup>2)</sup> 利潤率としては「総資本利益率」を採用した。次に各産業の出荷指数は「鉱工業出荷指数」（昭和55年基準）の産業別の系列、マクロ変数は失業率に完全失業率（「労働力調査」）、期待インフレ率に消費者物価指数（全国・総合：昭和55年基準）の上昇率（対数差分×100）を用いている。<sup>3)</sup>

なお期待インフレについては、本来ここで考えている賃金決定式と並んで物価の決定式

- 2) 一般機械、精密機械の2産業に属する企業については個別の卸売物価指数がないので、両産業とも卸売物価指数（一般・精密機器）でディスカウントしている。
- 3) 期待インフレ率については実際のインフレ率の1期ラグを用いることも多いが、我々の用いたデータではラグをとった系列が名目賃金上昇率の遅行系列になっている。従ってここでは当期の実際のインフレ率を期待インフレ率として用いることにした。

第3表 ミクロ・データによるフィリップス・カーブ (実質賃金) の計測

$$\begin{aligned}
 \text{(a)} \quad \dot{W}_{it} &= -0.042 + 0.19\dot{S}_{it} + 0.002R_{it} - 1.40\sigma_t + 0.11 \left(\frac{1}{U_t}\right) \\
 &\quad (24.3) \quad (22.8) \quad (8.8) \quad (7.1) \quad (38.8) \\
 \text{(b)} \quad \dot{W}_{it} &= -0.042 + 0.19\dot{S}_{it} - 0.01\sigma_t + 0.002R_{it} - 1.40\sigma_t + 0.11 \left(\frac{1}{U_t}\right) \\
 &\quad (24.4) \quad (22.7) \quad (-0.11) \quad (8.7) \quad (6.5) \quad (36.9) \\
 \text{(c)} \quad \dot{W}_{it} &= -0.075 + 0.18\dot{S}_{it} + 0.001R_{it} + 0.013M_t^3 + 0.14 \left(\frac{1}{U_t}\right) \\
 &\quad (13.5) \quad (15.3) \quad (4.3) \quad (6.5) \quad (17.5)
 \end{aligned}$$

(注) ( ) 内 t 値

をも明示的に導入した上で、その物価決定式に基づいて generate することが望ましい。そのようなフレームワークはまた、賃金と物価の相互依存的なダイナミックスの分析をも可能にするものであるが、ここではそうした分析を断念し、期待インフレをラグなしの消費者物価上昇率で近似した上で実質賃金の決定を直接的に考察するわけである。

次にモデルの推定問題に触れておくことにしよう。パネルデータを用いた分析では、誤差項の不均一分散・同時点間相関の存在の可能性が高く、通常最小二乗法 (OLS) 推定の仮定となる。

$$E(\epsilon_{is} \epsilon_{jt}) = \begin{cases} \sigma^2 & (i=j \text{ かつ } s=t) \\ 0 & (\text{その他の場合}) \end{cases} \quad (3)$$

が満たされていないことが多い。このような場合には、OLS 推定量は BLUE (最良線形不偏推定量) といった良い性質は持ち得ないことはよく知られているとおりである。従って、我々の分析では誤差項に以下の仮定を置いて一般化最小二乗法 (GLS) 推定を行なう。<sup>4)</sup>

$$(1) \text{ 平均ゼロ} \quad E(\epsilon_{it}) = 0$$

$$(2) \text{ 不均一分散} \quad E(\epsilon_{it}^2) = \sigma_i^2$$

(3) 同時点間相関

$$E(\epsilon_{is} \epsilon_{jt}) = \begin{cases} \sigma_{ij} & (s=t) \\ 0 & (s \neq t) \end{cases}$$

(4) 1 階の系列相関

$$\begin{aligned}
 \epsilon_{it} &= \rho_i \epsilon_{i,t-1} + \nu_{it} \\
 \nu_{it} &\sim \text{WN}(0, \phi_{ii})
 \end{aligned}$$

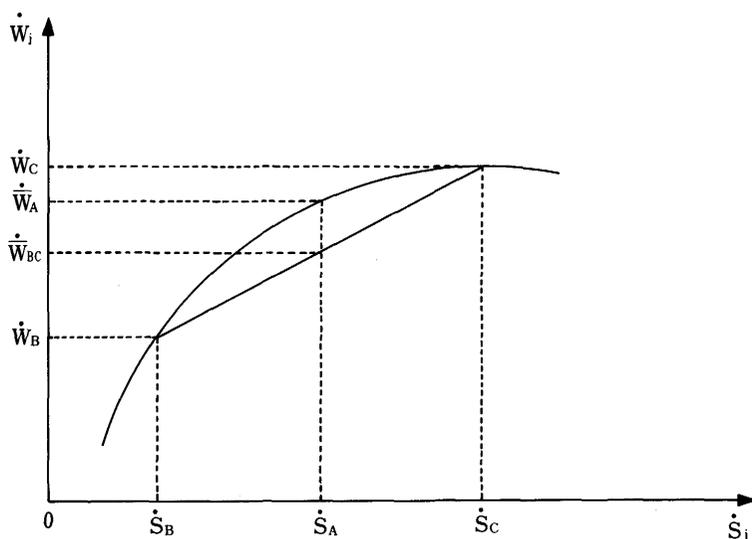
$$E(\nu_{is} \nu_{jt}) = \begin{cases} \phi_{ij} & (s=t) \\ 0 & (s \neq t) \end{cases}$$

以上の方法で行なった計測の結果は第3表にあるとおりである。当初 CPI 上昇率は(1)式における  $\dot{w}_t$  の決定要素の一つとして右辺に加えたのであるが、その係数が1から有意に異ならなかったため、左辺に移行し、最終的な推定式は実質賃金の決定式の形で計測を行なった。第3表の(a)式をみればわかるとおり、企業 i に固有なミクロ的要因  $f_{it}$  としては企業の販売数量上昇率  $S_{it}$  と利潤率  $R_{it}$  が有意であった。

次にマクロ的な要因としては、失業率  $U_t$  と産業間の販売数量の跛行性を表わす  $\sigma_t$  が有意であった。 $U_t$  はいうまでもなく (外部)

4) 推定法の詳細については、例えば Fomby, *et al.* (1984) を参照。実際の推定には SAS/SUGI Supplement の TSCSREG プロシージャーを用いている。

第2図 各産業の売り上げがマクロ的平均賃金上昇に与える影響



労働市場における需給の状態を表わし、ここでは非線型な関係を考慮して逆数の形で入れているからその係数は正である。

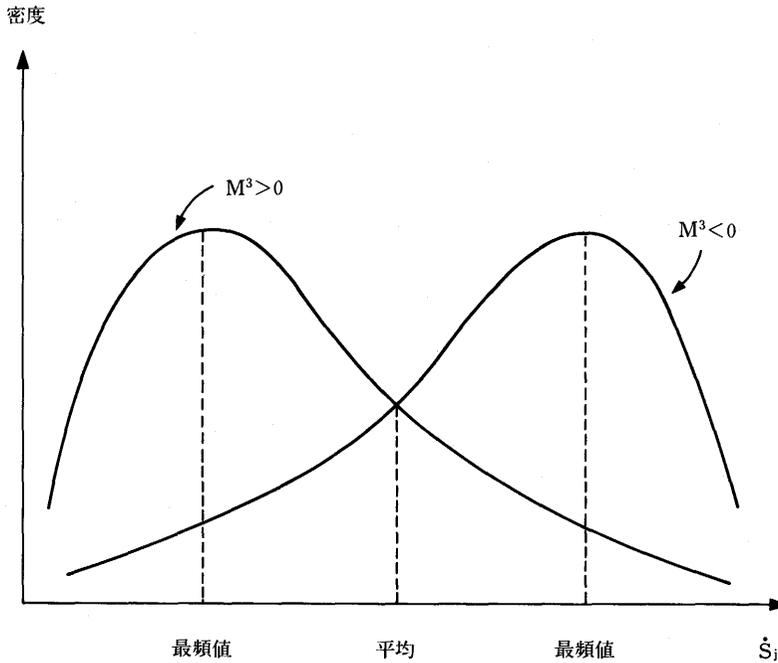
$\sigma_t$ については若干の説明が必要であろう。企業によって決められる賃金は各産業の平均賃金、あるいは相場賃金に依存する。そこでいま各産業ごとの賃金上昇率とそれぞれの産業の販売数量上昇率の間にある関係を考えてみる。その関係が第2図にあるような concave (上に凸) な関係であるとする。産業の売り上げの伸び率が高ければ高いほど高賃金が期待されるが、その影響は逓減的であるとすればこうした関係がえられよう。すると産業間の平均売り上げ上昇率  $\sum_{i=1}^N S_i/N$  が等しくても、その分散が大きくなると平均賃金上昇率は低くなることがわかる。例えばいま単純化のために2産業からなる経済を考え、そこでの売り上げ上昇が共に  $S_A$  であるとする、図にあるように平均賃金上昇率は  $\bar{W}_A$  となる。次に売り上げ上昇率が  $S_B$  と  $S_C$  であるケースを考えると、たとえ平均は同じ ( $S_A = (S_B + S_C)/2$ ) であったとしても、平均賃金

上昇率は  $\bar{W}_{BC} < \bar{W}_A$  となる。 $\sigma_t$ は産業間の売り上げの分散であるから  $S_j$  と  $w_j$  ( $j$ は産業を表わす) の関係が図にあるように concave であるかぎり賃金関数におけるその係数は負になることが期待されるのである。もちろんこのフレームワークでは  $S_j$ の産業間平均が正の影響をもつはずであるが、この変数は実際上  $S_{it}$  ( $i$ は企業) と高い相関をもっているため multicollinearity の問題が生じた。

いずれにしても第3表によれば  $\sigma_t$ は有意に負となっている。つまり売り上げ上昇率に関する産業間跛行性は賃金上昇率を抑制する。ちなみに同じ跛行性でも、企業の属するそれぞれの産業内における企業間跛行性の測度  $\sigma_i^2$ をつくり説明変数に加えても有意とはならなかった(第3表、(b)式)。同業他社との相場賃金よりもマクロ的な相場賃金形成における産業間の跛行性が賃金上昇を抑制するということになる。

さらに以上の議論では、個々の企業の賃金が依拠する「相場賃金」が平均賃金であるとしてきたのであるが、「相場賃金」はそもそも

第3図 3次のモーメント ( $M^3$ ) と平均値の関係



も平均ではなくむしろ最頻値 (mode) ではなかろうかという考え方もありえよう。そこでこの点を確認するために我々は産業間の売り上げ上昇率の分散  $\sigma_i$  に代わりその3次のモーメント ( $M^3$ ) を回帰式に加えてみた。3次のモーメントは第3図にあるように分布の歪み (skewness) を表わす測度である。もし「相場賃金」が実際最頻値で近似されるなら、他のマクロ変数で捉えられた平均賃金は  $M^3 > 0$  の場合そうした相場賃金を過大評価、逆に  $M^3 < 0$  の場合過小評価していることになる。したがって以上のような推論に基づくかぎり、回帰式に加えられた  $M^3$  の係数は負の符号をとると期待される。しかし  $\sigma_i$  に代わって  $M^3$  を加えた回帰式 (第3表、(c)式) ではその係数が有意に正となった。いいかえれば「相場賃金」は、最頻値というよりむしろ逆に「異常値」(最頻値から大きくかけ離れた値) に引きずられていることになる。

$M^3 > 0$  と  $M^3 < 0$  の場合でその効果が果たして同じであるのか、また先に述べたように分散で表わされた産業間跛行性との関係等を探ることは今後の課題とすることにして、以下では  $\sigma_i$  で表わされた産業間跛行性に基づいて議論を進めていくことにしたい。

そこで第3表、(a)式にある計測結果に基づき、各年につき右辺の4変数の相対的寄与度を計算したのが、第4表である。各年でかなりの変動はあるものの、実質賃金変動の凡そ6~7割がマクロ的要因 (失業率、跛行性) により、残りがミクロ的要因 (企業レベルの売り上げと利潤率) によるといえそうである。ミクロ的要因がかなりの役割を果たしているという意味で、労働市場が決して単一の外部市場から成るのではなく企業レベルで分断されている、ということができよう。第2次オイル・ショック直後においては実質賃金の抑制がみられた (第5表参照) が、そこでは産

実質賃金と日本経済

第4表 実質賃金変動の要因分解

年	$S_{it}$	$R_{it}$	$\sigma_t$	$U_t$
1968	22.6	14.3	-6.6	70.2
69	22.6	15.4	-2.6	73.0
70	17.7	12.6	-1.2	62.6
71	9.6	15.3	-3.2	98.5
72	13.5	12.3	-1.9	74.4
73	8.9	14.2	-3.1	61.5
74	0.5	15.3	-13.1	71.3
75	28.9	-21.6	17.0	-186.1
76	26.7	18.1	-10.8	92.3
77	11.5	11.1	-6.2	61.7
78	14.8	18.2	-4.4	81.9
79	11.1	18.2	-4.9	62.0
80	20.7	33.8	-32.6	114.4
81	14.1	21.2	-4.5	79.8
82	2.4	17.2	-4.1	71.6
83	10.5	15.9	-8.3	62.6
84	15.3	14.8	-8.4	51.5
85	10.3	12.9	-5.2	54.3

業間跋行性が大きく貢献していることが第4表よりわかる。なお第2次オイル・ショック後の実質賃金抑制には交易条件変化の影響が大きいという議論もある(新開1981)が、交易条件と失業率の逆数の間には高い相関があるため multicollinearity の問題が生じたことも付記しておく。

(2) フィリップス・カーブと総供給曲線

第3表における  $U_t$  の係数はいうまでもなくフィリップス・カーブの勾配である。島田他(1981)、Grubb, *et al.*(1983)等によって指摘されてきたように、国際比較を行なうとこの係数は日本においてきわめて大きい。この事実は、需要ショックに対して数量よりも価格の動きが大きくなること、さらにいわゆるケインズ的な有効需要管理政策の無効性

を示すものとしてしばしば解釈されてきた。しかしこのような解釈には以下で議論するように大きな問題がある。

フィリップス・カーブが急勾配であるということは要するに失業率の動きが小さいということに他ならない。もし失業率の変化が経済のマクロ的な活動水準を正確に反映しているならば、上記のような解釈が成立しよう。しかし実際には各国間の失業率の高低は主として失業率の定義の違い、さらに労働市場の制度的な相違を反映したものである。例えばわが国の場合、米国等と比べて労働投入量の調整がレイオフよりもむしろ一人当たりの労働時間の変動によって吸収されるということはよく知られている。この点は第1表によっても読み取れるものである。また、労働の供給サイドについてみても、不況下におけ

第5表 実質賃金の変化率

年	(%)
1968	9.1
69	8.8
70	9.9
71	4.0
72	6.2
73	9.2
74	5.6
75	-7.1
76	1.6
77	4.1
78	1.7
79	4.2
80	0.2
81	1.7
82	1.8
83	2.1
84	3.5
85	3.1

る非労働力化減少がわが国の場合特に顕著である（梅村1963、小野1981）。失業率は $1 - E/L^s$ （ $E$ ：雇用量、 $L^s$ ：労働力人口）と定義できるから、 $E$ が落ち込んだ時 $L^s$ も減少すればそれだけ失業率の動きは小さくなる。小野（1981）によると、景気後退期に職を探してもどうせ就職できないだろう（あるいは就職できなかった）から求職活動をやめて非労働力化する「求職意欲喪失者」は、1978年時点でわが国では非労働力人口の8.9%（実数287万人）であるのに対し米国では同1.4%である。287万人という実数は失業率にして4ないし5%に相当する。「求職意欲喪失者」全てを失業者に数えるべきだと議論しているわけではないが、両者の区別はあいまいであり、かつ「求職意欲喪失者」の数がわが国の

場合特に大きいことは注意されなければならない。

以上のような点を考慮すると、失業率の国際比較は慎重になされなければならないことが理解できよう。要するに失業率は日本の場合経済のマクロ的な活動水準を表わす指標として必ずしも適当ではないのである。例えば米国では産出水準の落ち込みに対応してレイオフが行なわれ失業率が上昇する。これに対して日本の場合は、たとえ産出水準の落ち込みが全く同じであったとしても、労働時間の変動、あるいは「求職意欲喪失者」という「偽装失業」ないし「潜在失業」の増加によって失業率はあまり動かない。この場合日米の失業率の相違は、同じ産出量の減少を誰がどのような形で負担するかという、主として分配面の相違を表わすことになる。もちろんそうした分配面の問題はきわめて重要である。しかしそれは経済のマクロ的な活動水準とは異なる問題である。後者を表わす指標としては実質GNPの方が明快かつ適当な概念といえることができる。

そこで実質GNPと賃金ないし物価の関係を表わすいわゆる総供給関数を考察することが必要になる。先にも述べたとおり、急勾配のフィリップス・カーブは即急勾配の総供給関数を表わすものと考えられてきた。しかしフィリップス・カーブの勾配は $\Delta w/\Delta u$ ないし $\Delta \pi/\Delta u$ （ $w$ ,  $\pi$ ,  $u$ はそれぞれ賃金上昇率、物価上昇率、失業率）であるのに対し、総供給関数のそれは $\Delta w/\Delta y$ ないし $\Delta \pi/\Delta y$ である（ $y$ は実質GNP）。

$$\Delta w/\Delta y = (\Delta w/\Delta u) / (\Delta y/\Delta u) \quad (4)$$
であるから大きい $\Delta w/\Delta u$ は必ずしも大きい $\Delta w/\Delta y$ を意味しないのである。ここで $\Delta y/\Delta u$ はいわゆるオーカン係数であり、黒

第6表 総供給曲線の勾配

変数 国	フィリップス 曲線の勾配	オーカン係数 の逆数	総供給曲線 の勾配
日 本	3.112 (7.642)	0.027	0.084 (0.207)
アメリカ	0.611	0.371	0.227
西ドイツ	1.094	0.277	0.303
イギリス	1.980	0.462	0.915
フランス	-2.046 (60-73)	0.173	-0.353 (60-73)
	2.807 (74-84)		0.485 (74-84)
イタリア	3.928	0.166	0.651

(注) 黒坂・後藤 (1987) による。ただし日本については、第3表(a)式に基づく数値が掲げてあり、黒坂・後藤のオリジナルは ( ) 内に掲げてある。

坂・浜田 (1982) によりわが国ではこの係数が著しく大きいことがわかっているから、 $\Delta w/\Delta u$  が大きくても必ずしも  $w/\Delta y$  が大きくないということは単なる論理的可能性にとどまらない。植田・吉川 (1984) ではこの点を強調したのであるが、この問題は黒坂・後藤 (1987) によってとり上げられた。第6表には黒坂・後藤 (1987) による総供給曲線の勾配が掲げてあるが、わが国の係数は各国中最も小さい。

さらに黒坂・後藤 (1987) のフィリップス・カーブには、我々が用いた産業間跛行性の測度  $\sigma_t$  が含まれていないために、失業率  $U_t$  の係数が過大に推計されている。第3表の(a)式に基づき、失業率  $U_t$  の部分を線型近似した上で  $U_t$  のサンプル期間中の平均値1.88%で評価するとその係数は3.112となる。この結果わが国の総供給曲線の勾配は、黒坂・後藤によるものよりもさらにワイドマージンで緩やかなものとなるのである。

以上我々は経済のマクロ的な活動水準を表

わす指標として、失業率よりも実質GNPのほうが適当であると議論した。わが国は急勾配のフィリップス・カーブをもつが、その総供給曲線の勾配は各国中最も緩やかである。

### 3. VAR 分析と戦前・戦後の日本経済の比較

ここでは賃金が経済の実体面に与える影響について2つの角度から考えてみることにしたい。

#### (1) VAR 分析

まず第1に我々は実質賃金を含むVAR (Vector Autoregression) による分析を行なった。分析の目的を以下要素価格フロンティアの概念を用いて説明することにしたい。

新古典派による生産要素価格に関する理論は要素価格フロンティアに集約することができる。(他の諸理論との関連については、Kaldor (1956)、Morishima (1958) を参照)。いま資本と労働という最も簡単な2要素の

ケースについて考えると、要素価格フロンティアは要素需要の基礎にある  $F(K, L) - wL - rK$  という利潤最大化から得られる。ここで  $K, L$  は資本および労働投入量、また  $r, w$  はそれぞれの実質価格である。関数  $F$  が一次同次であるなら  $F(K/L, 1) \equiv f(k)$ ,  $k \equiv K/L$  という定義の下で  $w = f(k) - f'(k)k$ ,  $r = f'(k)$  となる。したがって  $f''(k) < 0$  から  $w$  は  $k$  の増加関数、 $r$  は減少関数であるから  $k$  をパラメーターとして  $w, r$  は同平面上で右下がりの軌跡を描く。これが要素価格フロンティアに他ならない。

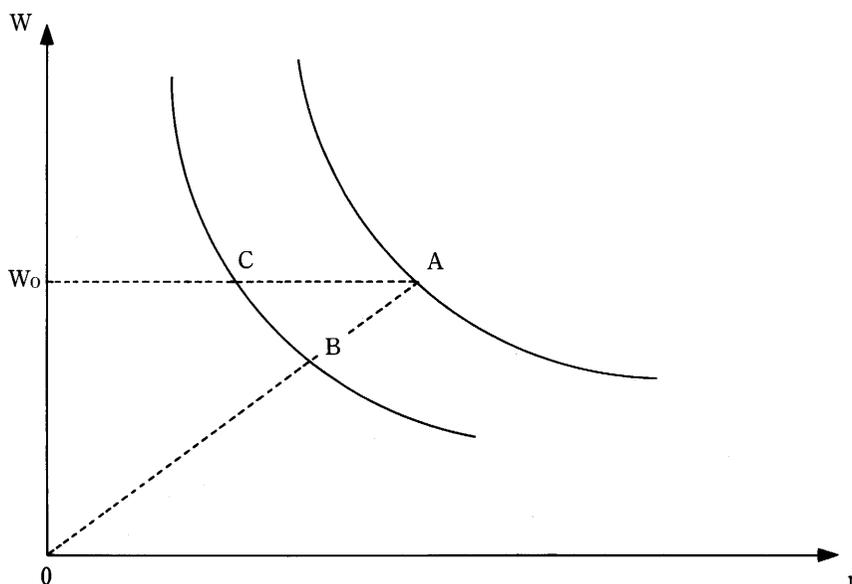
要素価格フロンティア上には言うまでもなく無数の点が存在するわけであるが、この内実際の要素賦与量  $k$  に対応する点が新古典派の均衡を表わしており、そこでは生産要素は完全雇用されている。次に何らかの理由で実質賃金がこの均衡水準よりも高くなった場合を考えてみよう。要素価格フロンティアより利潤率は均衡水準のそれより低くなる。この

ような事が生じる理由としては、まず第1に賃金それ自体の自生的な上昇を考えることができる。その他資本・労働・エネルギーという3生産要素の世界で、実質エネルギー価格が上昇した場合も重要なケースである。この場合  $(r, w)$  平面上のフロンティアは第4図にあるように内側にシフトし、新たな均衡は  $A$  から例えば  $B$  にシフトするが、もし実質賃金が硬直的であれば  $C$  点において不均衡が発生する。

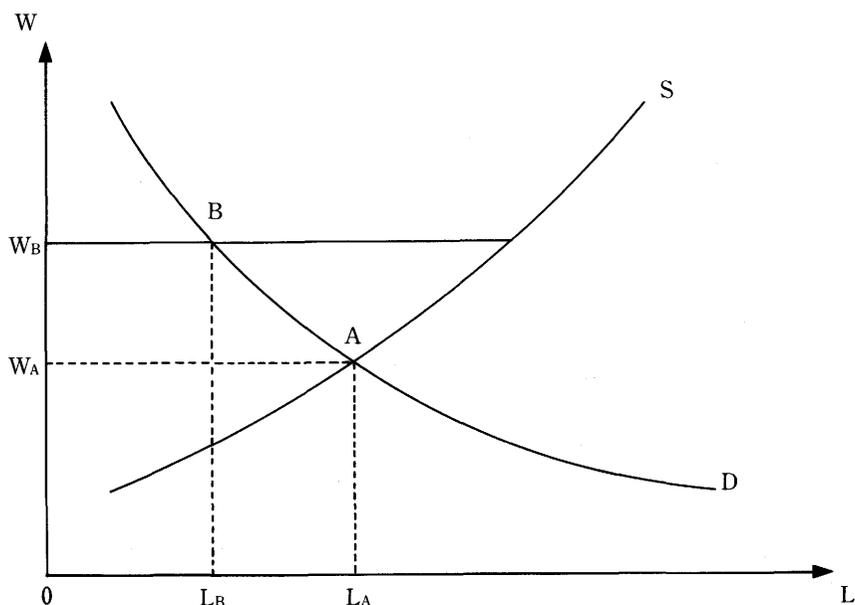
いずれの理由にせよ実質賃金が均衡水準よりも高くなれば、第5図にあるように雇用水準は均衡のそれよりも低くなり、産出量も小さくなる。以上のような考え方が Bruno and Sachs (1985) の基本的なフレームワークである。例えば Sachs (1983) によって計算された「賃金ギャップ」という概念は、簡単にいえば第5図の  $(W_B - W_A) / W_A$  に他ならない。

さてよく知られているとおりわが国では第

第4図 実質エネルギー価格上昇による要素価格フロンティアのシフト



第5図 労働市場の不均衡



1次オイル・ショックの前後から労働分配率が急速に高まった。実質賃金の動きは他の生産要素価格と相まって経済の実体面にいかなる影響を及ぼしてきたのであろうか。ここでは諸変数の動的な相互依存関係をみるために、要素価格として、実質賃金、利潤率、実質エネルギー価格、実体面を表わす変数として製造業の生産水準、そしてマネタリーな変数として名目利子率を用い5変数のVAR分析を行なうことにした。なおVAR分析はいくつか重大な問題をかかえた分析手法である。この点についてここでは立ち入らないが、興味ある読者はCooley and LeRoy (1985)、Runkle (1987)などを参照されたい。

5変量のデータとしては次のものを採用した。まず、実質賃金については毎月勤労統計(労働省)の常用労働者現金給与指数(製造業：昭和55年基準)を常用労働者総労働時間指数(同)と国内卸売物価指数(製造業：昭和55年基準)の積で割ったもので定義した。

エネルギー価格は輸入物価指数(石炭・石油・天然ガス：昭和55年基準)を国内卸売物価指数(前掲)で割った相対価格を、また生産量は短期経済観測(日銀)の製造業生産高(実績)をそれぞれ採用した。

残りの2変量、利潤率と市場利子率についてはデータのとり方に若干議論のあるところなので、我々の立場を明らかにしておくことにする。利潤率についてのデータは「法人企業統計(大蔵省)」ベースと「国民経済計算(新SNA)」ベースの2つのとり方がある。第6図は次の2式で定義した2つの利潤率の時系列的推移を表わしたものである。

(「法人企業統計」ベース)

$$\text{利潤率} = \frac{\text{経営損益}}{\text{資産合計}}$$

(製造業：1億円以上)

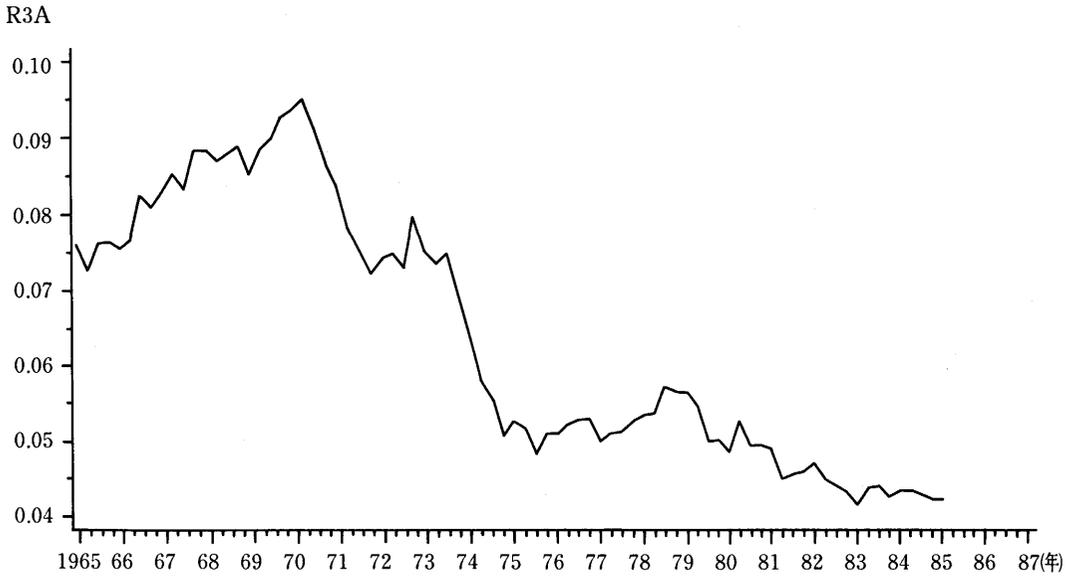
(新SNAベース)

$$\text{利潤率} = \frac{\text{名目営業余剰}}{\text{民間企業設備デフレーター} \times \text{取付ベース資本ストック}}$$

金融研究

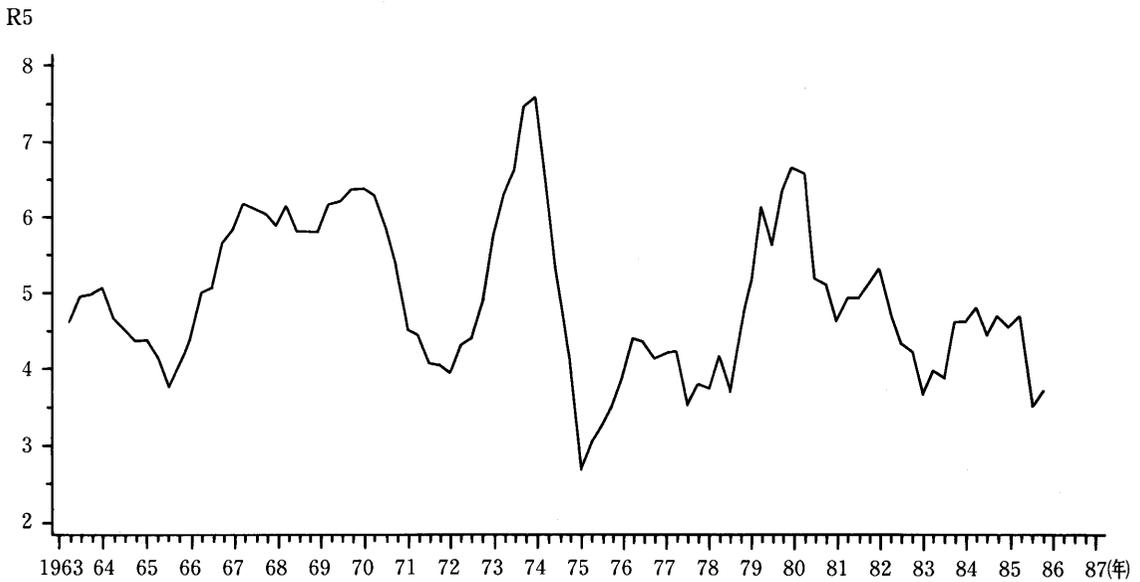
第6図

SNAによる利潤率



利潤率 =  $\frac{\text{名目営業余利}}{\text{民間企業設備デフレーター} \times \text{取付ベース資本ストック}}$   
 (出所) 経済企画庁「国民経済計算」

法人企業統計による利潤率



総資本営業利益率 (製造業1億円以上)  
 (出所) 大蔵省「法人企業統計」

第6図からわかるようにこの2つの利潤率の変動パターンは大きく異なっている。両者の違いはいうまでもなく、利潤率を計算する際の分子、分母にあたる（営業）利潤、資本（総資産）の評価の違いから生じているものである。特に前者の法人企業統計においては、簿価で評価するため、利潤は在庫品の価格変動の影響を受けるし、また資産を過小評価する傾向にあり、全体として利潤率が比較的高く算定される。一方、後者の新SNAにおいては在庫品の価格変動に伴う評価変動は除外されているし、資産は時価（市場価格）により近く評価されている。ただしSNAの利潤には個人業種の営業余剰が含まれているという問題がある。両者一長一短であるが、ここでは新SNAベースの利潤率を採用することにした。

市場利子率については名目と実質のどちらを見るのか、また短期と長期のどちらをとるのか、という2つの問題がある。周知のように実質利子率を用いる場合には、観測不可能な期待インフレ率をどのようにして計るかが最大の問題となる。たとえ完全予見（perfect foresight）を仮定したとしても、求めた実質利子率の中には観測誤差が含まれており、VARモデルの誤差項との相関が推定上の問題となる。また、そのようにして導出した実質利子率は1971～73年の過剰流動性インフレ・オイル・ショック時と79年の第2次オイル・ショック時の2時点において深い谷があるため非正常となることを免れない。このような問題を考慮してここでは、名目利子率を用いることにした。なお新古典派均衡（Tobinの $q$ が1であるような状態）においては、少なくとも概念的には実質利子率の動きは利潤率で捉えられること、またフィッシャー方程

式が成立しているかぎり、名目利子率は実質利子率および（正確な）期待インフレ率の和になっていることに注意したい。米国の研究ではあるが、実質利子率よりも期待インフレの動きが経済の実体面により大きな影響を与えるという報告もある（Litterman and Weiss 1985）。以下では5年物の利付金融債利子率を市場金利として用いている。

上に示したデータを用いて5変量VAR分析を行なう。新SNA系列のデータは1965年以前は利用可能ではないので、計測期間としては65/Iから85/Iの81四半期を考えるが、第1次オイル・ショックによる構造変化を想定して65/I～72/IVと73/I～85/IVの2期間に分割して分析を行なった。また、季節性と定常性の問題から、利子率と利潤率以外の3変数はすべて対前年同期比（対数差分）で、また利潤率はセンサス局法X-11で季節調整したデータを用いている。なおこの点要素価格フロンティアの理論上は実質賃金などレベルに関するものであるから若干の問題が残る。

推定したVARモデルを示したのが第7表である。VARの次数のとり方は幾つかの方法があるが、データに比べパラメータが多いため、ここではAIC基準によって次数の選択を行なった。その結果、両期間ともにVAR(2)モデルが選択された。

次に推定したVARモデルに基づく分散分解が第8表に示してある。結果は大方において誤差項の直交化の順序に依存していない。第8表で得られた結果のいくつかを要約すると以下のとおりである。

- ① 「前期」（1965/I～72/IV）に比べ「後期」（1973/I～85/I）では実質エネルギー価格の外生性が著しく高まり（25→90%）、ま





金融研究

第8表 実質要素価格、利潤率、利子率、生産水準の分散分解

(a) 期間：1965/I-72/IV (％)

	直交化 の順序	エネルギー 価格	実質賃金	利潤率	生産水準	長期 利子率
エネルギー 価格	1	25	22	15	8	29
	2	25	28	10	2	35
	3	25	17	15	13	29
実質賃金	1	11	51	7	15	17
	2	11	49	8	7	24
	3	11	43	7	23	17
利潤率	1	9	27	25	13	26
	2	9	34	19	3	35
	3	9	17	26	23	26
生産水準	1	13	16	18	27	26
	2	13	21	13	13	40
	3	13	9	19	34	26
長期 利子率	1	9	28	25	8	30
	2	9	37	16	1	37
	3	9	19	27	16	30

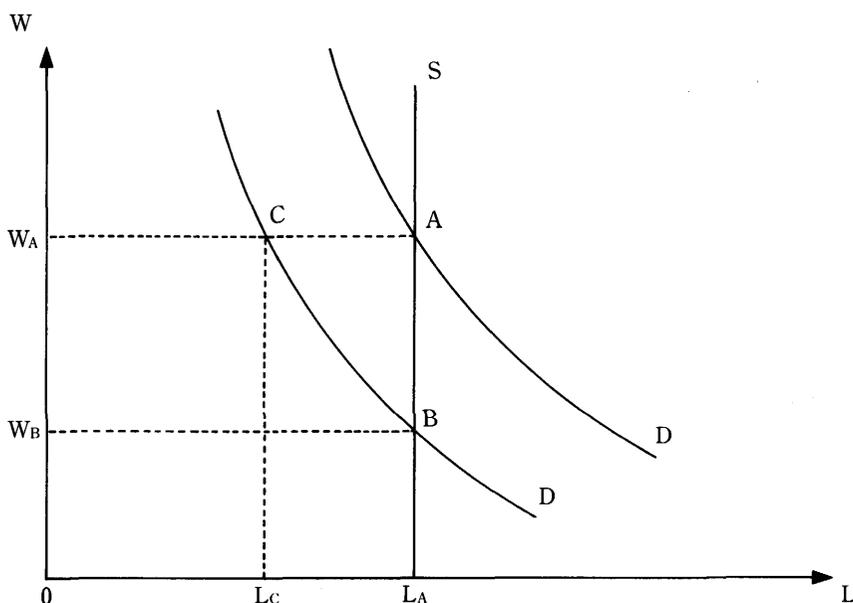
(b) 期間：1973/I-85/I

	直交化 の順序	エネルギー 価格	実質賃金	利潤率	生産水準	長期 利子率
エネルギー 価格	1	89	2	5	2	3
	2	89	1	7	1	3
	3	89	3	5	1	3
実質賃金	1	31	55	3	10	2
	2	31	34	23	9	3
	3	31	44	3	21	2
利潤率	1	51	10	25	5	9
	2	51	0	35	4	11
	3	51	10	26	5	9
生産水準	1	41	17	11	29	2
	2	41	4	24	27	4
	3	41	8	9	39	2
長期 利子率	1	42	2	9	9	38
	2	42	5	6	6	41
	3	42	1	9	10	38

(注) 12期先。直交化の順序について3通りのケースが示してある。

- 直交化の順序→ 1 1-2-3-4-5  
 2 1-3-2-5-4  
 3 1-4-2-3-5

第7図 実質賃金の伸縮性と雇用量の変動



由で労働の需要曲線が下方シフトし、均衡点がAからBに移ったとする。実質賃金が伸縮的であればそれは  $W_A$  から  $W_B$  に下落し、雇用水準したがって生産水準も不変である（ここでは簡単化のため供給曲線は垂直とした）。他方それが  $W_A$  に留まれば雇用量は  $L_C$  に落ち込み、産出量も低下する。したがって実質賃金が伸縮的であれば産出量は安定化し、それが硬直的であれば産出量の変動は大きくなる。以上が新古典派的なパラダイムから導出される自然な結論である。「ケインズ的な数量調節がおきるのは価格が硬直的だからである」という命題は広く知られている。しかしこのような命題は果たして本当に正しいか。我々は日本経済について戦前と戦後を比較し

てみた。

第9表には戦前（1905～38）と戦後（1966～85）の名目物価・名目賃金・実質賃金・生産指数について、それぞれ平均・標準偏差・変動係数および1階と2階の自己相関係数を計算したものが掲げてある。変動係数をみればわかるとおり、戦前は戦後に比べ名目賃金でも実質賃金でも3ないし4倍も賃金が伸縮的な経済であった。また自己相関係数を比較すれば実質賃金の persistence が戦後において著しく高まっていることもわかる。しかし生産指数の変動係数はほとんど同じなのである。<sup>6)</sup>これは「価格の硬直性こそが数量の変動を生み出す最も重要な条件である」とする通常理解に大きな疑問を投げか

6) ただし一階の自己相関係数をみると、生産指数の変化の persistence は戦後若干強まったようにも見受けられる。この点のより詳細な検討は将来行なうことにしたい。

第9表 物価・賃金と生産の変動

	(1) 平均 (%)	(2) 標準偏差 (%)	(3) 変動係数 ((2)/(1))	(4) 1階の自己 相関係数	(5) 2階の自己 相関係数
1905～38年					
名目物価	2.2	12.0	5.45	0.45	-0.01
名目賃金	4.9	9.8	2.00	0.64	0.30
実質賃金	2.4	6.3	2.63	0.39	-0.12
生産指数	6.8	6.9	1.01	-0.04	-0.15
1966～85年					
名目物価	4.1	7.3	1.78	0.28	-0.16
名目賃金	10.7	5.6	0.52	0.76	0.54
実質賃金	4.4	3.6	0.82	0.56	0.50
生産指数	6.6	7.1	1.08	0.33	-0.00

ける結果といえよう。<sup>7)</sup>

賃金ないし価格の伸縮性と経済の変動について、通常理解はこのように必ずしもプロジブルでない。しかしながらそれに代わる理論的フレームワークはいまのところ十分に展開されているとはいえない。賃金・価格が伸縮的であるとかえって経済の実体面が不安定化する可能性については、DeLong and Summers (1986)、岩井 (1987)、吉川 (1987) などによって議論されているが、いずれにおいても有効需要が重要な役割を果たしている。この点に関する検討は今後に残された大きな課題といえることができる。

#### 4. 実質賃金と投資

以上で我々は、実質賃金は短期的にマクロ経済の実体面にいかなる影響を与えるのかについて、いくつかの異なる角度から分析した。

次にこの点をさらに敷衍し、中・長期的な経済の動向にも分析の射程を拡げるために、ここでは実質賃金が設備投資に与える影響について考察することにした。以下にみるように、実はこの点はマクロ経済全体の動きをどのようにモデル化するかという問題にも深くかかわっているのである。こうした目的のため、まず投資の理論について考え、それに基づき産業別の投資関数を計測する。

##### (1) 投資関数に関する理論的考察

企業による投資行動のモデル化としては、投資に関する調整費用を導入した動学モデル(例えば Uzawa (1969)) が標準的である。このようなモデルから導出される投資関数はまた Tobin の  $q$  理論としても解釈しうる。変数  $q$  は、資産市場で評価された企業の総評価(単純な場合株価)を資本ストックの財市

7) 米国について同様の結果が Taylor (1986) によって報告されている。また日米比較・OECD 諸国の比較については Summers and Wadhvani (1987) を参照。

場におけるリプレースメント・コストで除した比率であるが、投資はこの  $q$  の増加関数となることを容易に示しうるのである (Yoshikawa 1980, Hayashi 1982)。

$q$  の投資理論はこのように十分なミクロ的基礎づけを持ち、また複雑な投資の決定要因が  $q$  と呼ばれる唯一の変数に集約できるという便利さもある。その結果多くの実証研究を生み出したのであるが、実証上いくつかの重大な問題点が指摘されてきた。

① まず第 1 に、ほとんど全ての  $q$  投資関数には  $q$  のラグ付変数が含まれている。ラグを除いた場合にはきわめて低いダービン・ワトソン比を得るのである。理論的には今期の  $q$  のみが右辺に表れるべきであることに注意しよう。

② 多くの国で投資は今期の利潤・稼働率といった実体的な変数と高い相関を持っている。この事実はよく知られていることであるが、投資関数に  $q$  と共に利潤率を加えてみても、しばしば  $q$  が有意でなくなるのに対し今期の利潤は非常に有意になるのである。Abel and Blanchard (1986) によっても報告されているとおり、実証上用いられる平均  $q$  が限界  $q$  の悪い近似にしかかっていないということからこうした問題が生じているとは考えにくい。その意味で  $q$  理論には基本的な問題があるといえる。

Ueda and Yoshikawa (1986) は  $q$  理論に関する以上のような問題点を理論的に説明しようとする一つの試みである。結論を要約すれば、投資の懐妊期間を考え、かつ利潤と割引率 (資本コスト) が異なる確率過程に服するとした場合  $q$  の理論は成立しない。ここでは Ueda-Yoshikawa モデルを発展させ、その中で実質賃金の役割を考察することにする。

企業は以下のような利潤流列の現在価値  $V_t$  を最大化するものとしよう。

$$V_t = E \left\{ \sum_{j=0}^{\infty} \frac{D_{t+j}}{\prod_{i=0}^j (1 + E(R_{t+i} | \Omega_{t+i-1}))} \right\}^{-1} \quad (5)$$

ここで  $R_t$  は一期の割引率、 $D_t$  は利潤率であり共に確率変数である。 $E(\cdot | \Omega_{t-1})$  は  $t-1$  期の情報集合  $\Omega_{t-1}$  を用いた条件付期待値を表わす。利潤  $D_t$  は次のように書くことができる。

$$D_t = F(K_t, L_t) - w_t L_t - (1 + E(R_t | \Omega_{t-1}))^{-1} \phi(I_{t-k}) \quad (6)$$

$F(K_t, L_t)$  は生産物ないし売り上げ、 $K_t, L_t$  はそれぞれ資本ストックおよび可変的な生産要素である。また  $w_t$  は実質生産要素価格である。なお  $L_t$  と  $w_t$  は共にベクトルとして解釈しう。 (6) 式の最終項は調整費用を含む投資のための支出である。割引ファクターは単に  $t$  期における投資の支出が  $t$  期初になされるという仮定を表わしているに過ぎない。関数は通常なされるように convex 関数とする。

$$\phi(0) = 0, \phi' > 0, \phi'' > 0 \quad (7)$$

モデルにおいて本質的な仮定は、投資決定がなされてから実際にそれが生産力効果を発揮するまで  $k$  期間を要するという点である。この結果、 $t-k$  期の投資決定  $I_{t-k}$  が  $t$  期の関数に入っている。支払いは、簡単化のために投資が実際に生産力効果を発揮しはじめる  $t$  期に全てなされるものと仮定しよう。  $k$  期の懐妊期間の存在のため

$$K_{t+1} = K_t + I_{t-k} \quad (8)$$

となる。

次に企業の生産が数量制約に服する可能性を導入する。そのために実際の算出量  $F(k_t, L_t)$  は次式で決まるものとしよう。

$$F(K_t, L_t) = \min \{Q_t, Q_t^*\} \quad (9)$$

ここで  $Q_t$  は外生的かつ確率的な売り上げ、

また  $Q_t^* = F(K_t, L_t^*)$ ,  $\frac{\partial F}{\partial L_t}(K_t, L_t^*) = w_t$  である。(9)式において  $F(K_t, L_t) = Q_t^*$  が成立する場合、企業は新古典派レジームにあるといい、 $F(k_t, L_t) = Q_t$  が成り立つ場合、数量制約下ないしケインズのレジームにあるということにする。

企業は制約条件(6)、(8)、(9)式の下で  $I_t$ 、 $L_t$  に関して(5)式を最大化する。初期ストック量  $K_t$  および確率変数  $w_t$ 、 $R_t$ 、 $Q_t$  は外生である。一般的にいえば企業は上記2つのレジームの間を時間の流れにつれて行き来することになる。しかしながら確率的動学モデルの中でそうした可能性を十分に分析することはきわめて困難なので、以下では企業がどちらか一方のレジームに常に属するという仮定の下で考察を進めていくことにする。解の存在は当然仮定するが、存在する場合にはそれは一意的である。

イ、数量制約下にあるケース

投資決定の最適条件は次式である。

$$\phi'(I_t) = E(q_{t+k} | \Omega_{t-1}) \quad (10)$$

いま考えているケースでは(9)式で  $F(K_t, L_t) = Q_t$  であるから、Tobinの限界の  $q$  は次のようになる。

$$q_{t+k} = E\left\{ \sum_{i=0}^{\infty} \rho_{t+k}^{i+1} (w_{t+k+i} \frac{\partial F}{\partial K_{t+k+i}} / \frac{\partial F}{\partial L_{t+k+i}}) | \Omega_{t+k-1} \right\} \quad (11)$$

簡単化のために割引ファクター  $\rho_j^{j+1}$  を(11)式では用いている。その定義は

$$\rho_t^{j+1} \equiv \prod_{i=0}^j \{1 + E(R_{\tau+i} | \Omega_{\tau+i-1})\}^{-1} \quad (j=0, 1, 2, \dots, \tau=t, t+1, \dots) \quad (12)$$

であり、次が成り立っている。

$$\rho_t^j \in \Omega_{t-1}, \rho_t^{j+1} \notin \Omega_{t-1} \quad (j > 0) \quad (13)$$

$$\rho_{t+1}^j \notin \Omega_{t-1} \quad (\text{すべての } i, j > 0)$$

(11)式の限界の  $q$  は、資本蓄積による将来

の労働コスト節約の現在価値に他ならない。数量制約下にある企業行動においては、いわゆる等産出力曲線上の動きとなるため、資本ストックを増大させることにより企業は労働コストを節約できるわけである。なお  $q_{t+k}$  は  $t$  時点において確率的である。

さて最適条件(10)によれば、 $q_{t+k}$  の  $\Omega_{t-1}$  条件付期待値が投資の限界の調整費用  $\phi'(I_t)$  に等しくなければならないことになる。 $k=0$  というごく特殊な場合においてのみ、次のような通常の  $q$  理論が成立するのである。

$$\phi'(I_t) = q_t \quad (14)$$

$k$  期の懐妊期間のある場合の最適条件(10)は次のようにも言い換えることができる。

$t$  期の投資支出 (通常定義による投資)  $INV_t \equiv \phi(I_{t-k})$  は  $t-k$  期初における  $q_t$  の条件付き期待値 ( $q_t$  の  $\Omega_{t-k-1}$  条件付期待値) に依存する。すなわち

$$INV_t = \phi(I_{t-k}) = \Psi[E(q_t | \Omega_{t-k-1})] \quad \Psi' > 0 \quad (15)$$

我々の投資関数は結局(11)式および(15)式によって表わすことができる。分析をいまま少し進めるために、以下ではコブ・ダグラス型の生産関数に基づき議論を展開することにしよう。生産関数を

$$F(K, L) = K^\alpha L^{1-\alpha} \quad (0 < \alpha < 1) \quad (16)$$

とすれば、(11)式の限界  $q$  は

$$q_t = E\left\{ \left( \frac{1}{1-\alpha} \right) \sum_{i=0}^{\infty} \left( \prod_{j=0}^i \beta_{t+j} \right) w_{t+i} (Q/K)_{t+i}^{1/\alpha} | \Omega_{t-1} \right\} \quad (17)$$

となる。ここで

$$\beta_s \equiv \rho'_s = \frac{1}{1 + E(R_s | \Omega_{s-1})} \quad (18)$$

(17)式の右辺は  $\beta_t$ 、 $w_t$ 、 $Q_t$  および  $K_t$  に関して非線型であるが Abel and Blanchard

(1986) 等の研究により線型近似が良好な近似であることがわかっている。そこで線型近似したKの差分方程式に関する安定解を選んだうえで(8)式を用いてKを消去すると、線型化された $q_t$ が次のようにえられる。

$$q_t = \bar{q} + \sum_{i=0}^{\infty} [a_i E(\beta_{t+i} - \bar{\beta} | \Omega_{t-1}) + b_i E(w_{t+i} - \bar{w} | \Omega_{t-1}) + c_i E(Q_{t+i} - \bar{Q} | \Omega_{t-1})] \quad (19)$$

(すべての  $i$  について  $a_i, b_i, c_i > 0$ )

したがって(15)式より  $t$  期の投資  $INV_t$  は

$$E(q_t | \Omega_{t-k-1}) = \bar{q} + \sum_{i=0}^{\infty} [a_i E(\beta_{t+i} - \bar{\beta} | \Omega_{t-k-1}) + b_i E(w_{t+i} - \bar{w} | \Omega_{t-k-1}) + c_i E(Q_{t+i} - \bar{Q} | \Omega_{t-k-1})] \quad (20)$$

に依存する。

(20)式において最も重要な点は、 $t$  期における投資が  $\beta_t, w_t, Q_t$  といった説明変数の内  $k$  期前に予想された部分によってのみ影響を受けるという点である。いかえれば投資は説明変数の恒久的なショックからなる部分にのみ依存するのである。いま考えている数量制約下にあるレジームでは、割引ファクターの上昇(資本コストの低下)、可変的生産要素の実質価格の上昇、および需要の増大が、企業によって「恒久的」な変化だと認識された場合投資を増大させるのである。ここでは特に実質要素価格の上昇が投資を増大させる点を強調しておきたい。数量制約下では既に述べたとおり等産出量曲線上の動きとなるから例えば実質賃金の上昇はいわゆる省力投資を促進するのである。

口、新古典派的レジーム

このレジームでは(9)式において  $F(K_t,$

$L_t) = Q_t^*$  が成り立っている。つまり企業は需要制約に服さず、実質要素価格  $w_t$  および割引ファクター  $\beta_t$  のみを所与として行動している。3.で説明した新古典派的な要素価格フロンティアが成立する世界である。さて新古典派的レジームでも投資の最適条件(10)は同じなので投資関数(15)は形式的に変わらないのであるが、限界的  $q$  はこの場合

$$q_t = E\left\{ \sum_{j=0}^{\infty} \rho_t^{j+1} \frac{\partial F}{\partial K_{t+j}} \mid \Omega_{t-1} \right\} \quad (21)$$

となる。ここでもコブ・ダグラスの生産関数を用い、線型化を行なうと(21)式は

$$q_t = \bar{q} + \sum_{i=0}^{\infty} [\alpha_i E(\beta_{t+i} - \bar{\beta} | \Omega_{t-1}) - \beta_i E(w_{t+i} - \bar{w} | \Omega_{t-1})] \quad (22)$$

(すべての  $i$  について  $\alpha_i, \beta_i > 0$ )

すでに説明したとおり、 $t$  期の投資  $INV_t$  は次のような  $E(q_t | \Omega_{t-k-1})$  に依存する。

$$E(q_t | \Omega_{t-k-1}) = \bar{q} + \sum_{i=0}^{\infty} [\alpha_i E(\beta_{t+i} - \bar{\beta} | \Omega_{t-k-1}) - \beta_i E(w_{t+i} - \bar{w} | \Omega_{t-k-1})] \quad (23)$$

ここで特に注目したいことは、実質要素価格の恒久的な上昇は投資を低下させることである。この結果は先にみた数量制約下で得られた結果と丁度逆である。新古典派レジームでは、要素価格フロンティア上の動きだから  $w_t$  の上昇は利潤を低下させ投資の減退を招くのである。

以上の考察をまとめれば次のようになる。

- ① 我々の仮定の下で  $q$  理論は成立しない。伝統的な方法に近い形で、レリヴァントな説明変数を右辺に入れた投資関数を計測する必要がある。
- ② ただし説明変数について、それを恒常的なショックによる部分と一時的なショックからなる部分に分離する必要がある。理論

的には前者のみが投資に影響を与えるはずである。

- ③ 実質賃金・実質エネルギー価格等生産要素価格が投資にいかなる影響を与えるかについては、需要制約の存在するケインズのなレジームとそうでない新古典派的レジームで丁度逆の結果が得られる。前者では要素価格の上昇は投資を促進し、後者ではそれを減退させる。

## (2) 投資関数の計測

我々は上述の理論的考察に基づき、産業別の投資関数を計測した。<sup>8)</sup> そのためには、繰り返し述べたように  $Q_t$ ,  $w_t$ ,  $\beta_t$  を恒常的なショックによる部分と一時的なショックからなる部分に分解する必要がある。いうまでもなくこれを実行するために唯一無二の方法があるわけではない。ここでは Beveridge and Nelson (1981) の方法を用いることにする。理論上は「恒常的」と「一時的」を区別する基準は、投資の懐妊期間（モデルの  $k$  期）であるから、Beveridge-Nelson の分解方法は我々の理論上のそれと概念的に一致する必然性はないのであるが、以下では一つの便法としてこの方法を用いる。その概要については補論に譲ることにする。

さて投資関数は四半期データ（1971/I～86/II）を用いて製造業部門に属する各産業別に推定した。投資  $I_t$  のデータは大蔵省の新規固定資産増である。需要変数としては、通産省の出荷指数（これを  $S_t$  と呼ぶ）を用いた。

可変的生产要素としては労働 ( $W_t$ ) とエネルギー ( $E_t$ ) を考え、それぞれの実質価格 ( $RW_t$ ,  $RE_t$ ) は次のように定義する。

$$RW_t = \frac{(\text{常用雇用者現金給与指数})}{(\text{常用雇用者総労働時間指数}) \times (\text{国内製造業卸売物価指数})} \quad (24)$$

$$RE_t = \frac{(\text{石油・石炭・ガス輸入価格指数})}{(\text{国内製造業卸売物価指数})} \quad (25)$$

この他、投資財価格  $PI_t$  も

$$PI_t = \frac{(\text{投資財卸売物価指数})}{(\text{国内製造業卸売物価指数})} \quad (26)$$

と定義し、説明変数に加えた。 $PI_t$  はモデルでは関数  $\Psi$  に陰伏的に含まれているのである。投資は  $PI_t$  の減少関数である。なお単純化のために  $RE_t$ ,  $PI_t$  はすべての産業で共通とした。

$\beta$  に対応する資本コスト変数については予備的な作業の中で幾つか試してみたが、いずれも有意な結果を得なかったので最終的な推定式から除くことにした。

さて推定プロセスは以下のとおりである。まず  $S_t$ ,  $w_t$ ,  $RE_t$ ,  $PI_t$  に Beveridge-Nelson の分解を適用する。このために、 $S_t$ ,  $RW_t$ ,  $RE_t$ ,  $PI_t$  の（後に用いる  $I_t$  も同じく）自然対数を取り ARIMA (Autoregressive Integrated Moving Average) モデルをあてはめた。混乱の危険はないと思われるので、以下では対数変換した変数にも同じノーターションを用いる。最終的な推定式は AIC 基準に拠って選択したが、全て 1 次のインテグレーションを持っているので、各変数についての結果は産業ごとに ARIMA の部分のみ第 10 表として要約して

8) 本研究のサンプル期間でもある 1970 年代以降における設備投資の動きはマクロ的な要因よりも、個々の産業に固有なミクロ的要因の影響をより強く受けているように思われる。この点について詳しくは Yoshikawa and Ohtake (1987) および Yoshikawa (1988) を参照されたい。こうした理由からここではマクロ的な投資関数でなく産業別の投資関数を計測することにした。

おく。この ARIMA モデルに基づき、 $S_t$ 、 $RW_t$ 、 $RE_t$ 、 $PI_t$  を Beveridge-Nelson の恒常的なショックからなる部分、 $S_t^*$ 、 $RW_t^*$ 、 $RE_t^*$ 、 $PI_t^*$ 、および一時的なショックによる部分、 $\tilde{S}_t$ 、 $\tilde{RW}_t$ 、 $\tilde{RE}_t$ 、 $\tilde{PI}_t$  とに分解する。参考のために非鉄金属における  $RW_t^*$ 、 $\tilde{RW}_t$ 、 $S_t^*$ 、 $\tilde{S}_t$ 、電気機械の  $S_t^*$ 、 $\tilde{S}_t$  および  $RE_t^*$ 、 $\tilde{RE}_t$  を図示しておく（第 8～15 図）。

次に第 2 段階として、以上の  $S_t^*$ 、 $\tilde{S}_t$ 、 $RW_t^*$ 、 $\tilde{RW}_t$  等を説明変数として投資関数を推定する。第 10 表に掲げた 6 産業の他、鉄鋼・繊維を加えた 8 産業について推定を行なったのであるが、この 2 産業に関しては全く有意な結果を得ることができなかった。鉄鋼・繊維はいうまでもなく典型的な衰退産業であるが、こうした衰退産業では恒常的に過剰設備に悩んでいるから通常の投資理論がストレートに適用できない可能性が強い。この点についての検討は今後の課題としたい。

非鉄金属、化学、一般機械、電気機械、輸送機械、紙・パルプの 6 産業についての最終的な推定結果は第 11 表に掲げてある。いずれの場合も 1 から 6 期のラグを試した上で、その中から最終的な推定式を選択した。なおこのラグは理論上投資の懐妊期間（モデルの  $k$  期）に対応している。懐妊期間は、当然機械設備と建造物で異なるが、従来の研究では凡そ 1 年から 1 年半とされてきた。我々の推定結果でも 4 期（1 年に相当）を中心にして 3 から 5 期のラグが最良の推定式を与えていることは、そうした先験的な情報とコンシステントである。なお推定方法は一般化最小二乗法（具体的には Harvey (1981, Chap. 6) のフル・トランスフォーム法）である。

第 11 表の推定結果を要約すれば以下のとおりである。紙・パルプを除いて恒常的な出荷

$S_t^*$  はきわめて有意な影響を投資に与えている。弾力性は化学で 0.8、他産業では約 1.5 である。理論上は  $\tilde{S}_t$  は投資に影響を与えないはずである。ほとんどすべてのケースについて  $S_t^*$  のみが有意という結果が得られているが、非鉄金属は例外である。先にも指摘したとおり理論上の恒常的・一時的という区別が正確に Beveridge-Nelson の分解によって捉えられているわけではない。非鉄金属における  $\tilde{S}_t$  の有意性はあるいはこの問題から生じているのかもしれない。

実質要素価格については、その投資に与える影響は概して正である。これは出荷が有意に投資に影響するという結果ともコンシステントであり、両者は企業が考えているサンプル期間においてケインズの数量制約下にあったことを示している。実質賃金の上昇は機械 3 産業および紙・パルプの投資を促進し、その弾力性は 0.6 から 1.0 である。また実質エネルギー・コストについては非鉄金属、化学、一般機械、輸送機械といった産業でその上昇が投資を促進する。弾力性は実質賃金上昇の場合よりも小さく凡そ 0.2 と計測された。

いずれにしても我々の投資関数の計測結果によれば、1970 年代以降日本経済は概略数量制約下にあったことになる。その結果実質賃金の上昇は省力投資を促したといえよう。

なお投資に影響を与える需要項目として特に外需の役割についても注意したい。第 12 表にあるとおり設備投資の盛り上がりは 5% 台の成長率を達成した 1977～79 年にかけて特に見られるが、これも機械産業を中心として、将来の外需の恒久的な上昇によって誘発された部分が大きいのである。投資と輸出を含む VAR によっても近年における投資の輸出に

金融研究

第10表  $S_t, RW_t, RE_t$  の ARIMA モデル

産業	$S_t$	$RW_t$	$RE_t$	$PI_t$
非鉄金属	MA(3)	AR(2)	} MA(3)	} AR(4)
化学	MA(4)	AR(2)		
一般機械	AR(4)	white noise		
電気機械	MA(3)	MA(2)		
輸送機械	MA(2)	ARMA(3, 1)		
紙・パルプ	MA(4)	ARMA(2, 1)		

(注) すべての変数は  $\ell nX_t - \ell nX_{t-1}$  ( $X = S_t, RW_t, RE_t$ ) と変換してある。

第11表 投資関数の計測結果

(a) 非鉄金属

$$I_t = -1.36 + 1.54S_{t-4}^* - 1.81\tilde{S}_{t-4} + 0.18RE_{t-4}^* + \varepsilon_t$$

$(-0.79) (3.98) \quad (-3.63) \quad (1.90)$   
 $\hat{\rho} = 0.55, R^2 = 0.75$

(b) 化学

$$I_t = 3.55 + 0.82S_{t-4}^* - 0.85\tilde{S}_{t-4} + 0.15RE_{t-1}^* + \varepsilon_t$$

$(3.36) (3.23) \quad (-1.40) \quad (2.25)$   
 $\hat{\rho} = 0.79, R^2 = 0.89$

(c) 一般機械

$$I_t = -4.37 + 0.58RW_{t-3}^* + 1.83S_{t-3}^* + 0.22\tilde{S}_{t-2} + 0.16RE_{t-1}^* + \varepsilon_t$$

$(-5.42) (2.93) \quad (9.06) \quad (0.39) \quad (2.26)$   
 $\hat{\rho} = 0.19, R^2 = 0.91$

(d) 電気機械

$$I_t = -1.52 + 0.61RW_{t-3}^* - 2.70\tilde{RW}_{t-3} + 1.48S_{t-3}^* - 0.64\tilde{S}_{t-3} + \varepsilon_t$$

$(-1.98) (2.35) \quad (-2.26) \quad (11.0) \quad (-1.43)$   
 $\hat{\rho} = 0.62, R^2 = 0.98$

(e) 輸送機械

$$I_t = 12.1 + 1.00RW_{t-5}^* + 1.67S_{t-5}^* - 0.47RE_{t-5}^* - 0.90\tilde{RE}_{t-5} - 2.99PI_{t-5}^* + \varepsilon_t$$

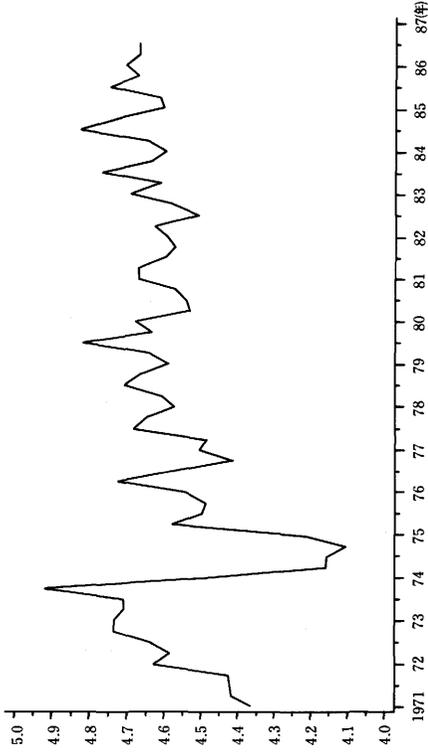
$(1.50) (2.80) \quad (5.25) \quad (-2.72) \quad (3.05) \quad (-1.82)$   
 $\hat{\rho} = 0.56, R^2 = 0.91$

(f) 紙、パルプ

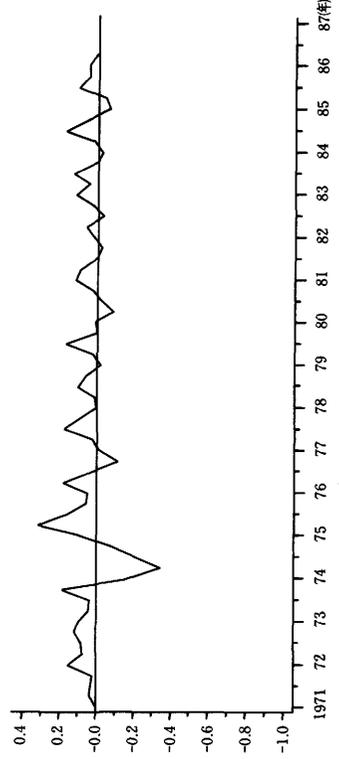
$$I_t = 0.87 + 0.79RW_{t-4}^* + 0.42S_{t-1}^* - 0.84\tilde{S}_{t-4} + 0.11RE_{t-1}^* + \varepsilon_t$$

$(0.54) (2.57) \quad (1.13) \quad (-0.99) \quad (1.20)$   
 $\hat{\rho} = 0.69, R^2 = 0.77$

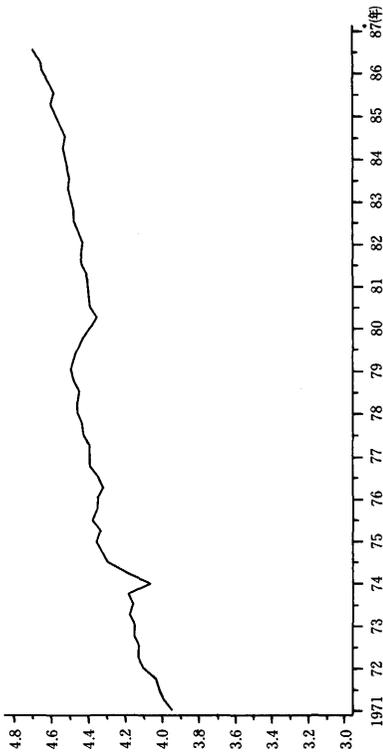
第10図 非鉄金属の $S_t$



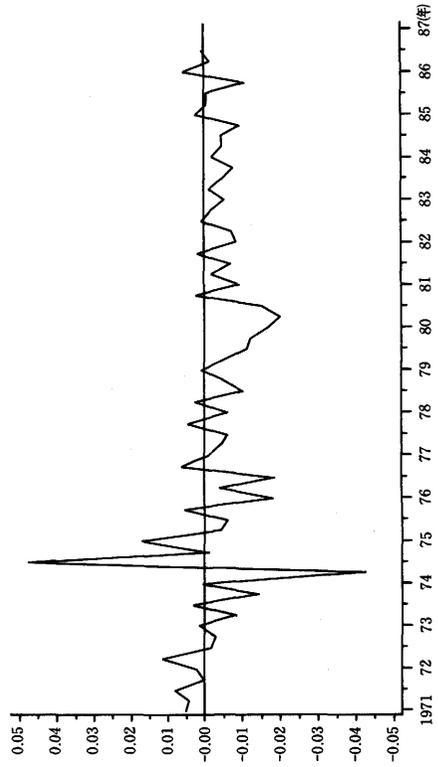
第11図 非鉄金属の $\tilde{S}_t$



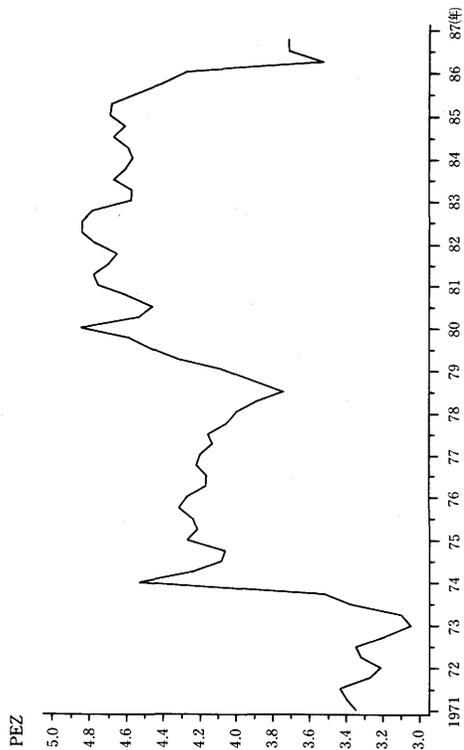
第8図 非鉄金属のRW $_t$



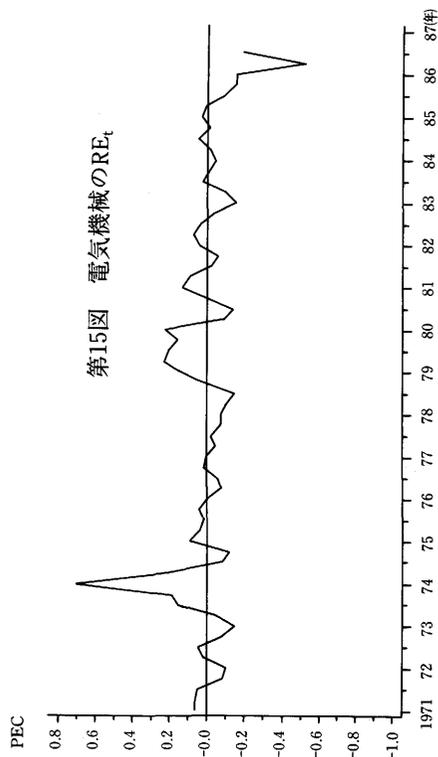
第9図 非鉄金属のRW $_t$



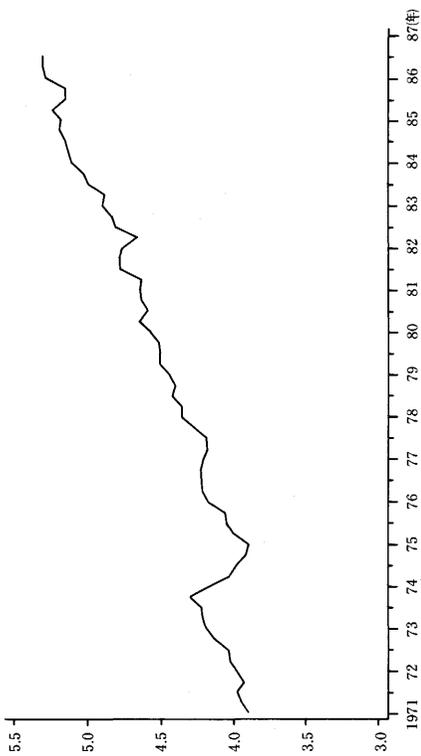
第14図 電気機械のRE<sub>t</sub>\*



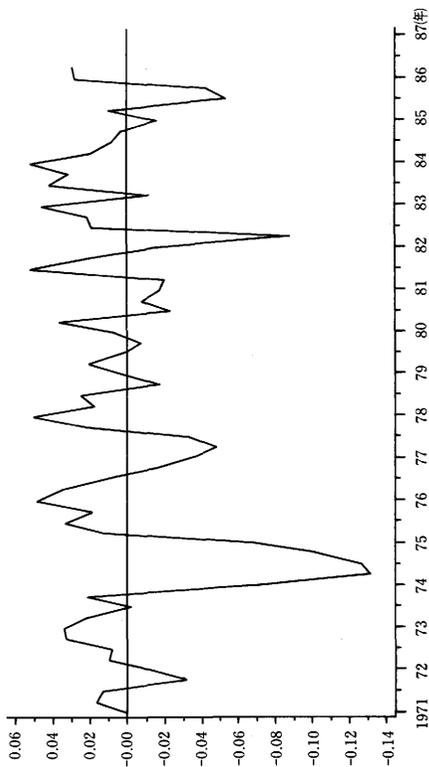
第15図 電気機械のRE<sub>t</sub>



第12図 電気機械のS<sub>t</sub>\*



第13図 電気機械のS<sub>t</sub>



実質賃金と日本経済

第12表

GNPと構成要素の成長率（実質）

(%)

年	G N P	消 費	財政支出	設備投資	在庫投資	経常収支
1953	5.7	7.6	0.2	2.6	-3.0	-1.8
54	6.1	3.2	0.4	1.5	1.0	0.2
55	9.1	5.0	-0.1	0.3	2.9	1.0
56	8.0	4.9	-0.1	3.9	-0.2	-0.6
57	8.0	3.9	-0.1	3.8	1.3	-1.0
58	5.4	4.5	0.6	0.9	-2.6	2.0
59	9.2	4.9	0.6	3.2	1.1	-0.6
60	14.1	6.3	0.5	7.3	0.7	-0.6
61	15.6	5.1	0.6	7.5	4.1	-1.8
62	6.4	5.4	0.8	3.2	-4.3	1.4
63	10.6	5.7	0.9	3.0	2.0	-1.0
64	13.4	6.4	0.6	5.2	0.8	0.4
65	4.5	2.9	0.6	0.7	-1.2	1.4
66	10.5	6.2	0.7	3.6	0.3	-0.3
67	10.4	5.9	0.6	4.9	1.4	-2.4
68	12.5	5.2	0.7	5.9	0.7	0.1
69	12.1	6.0	0.5	5.8	-0.2	-0.1
70	9.5	4.1	0.6	5.6	0.6	-1.4
71	4.3	3.2	0.5	1.5	-1.5	0.6
72	8.5	5.4	0.5	3.5	-0.1	-0.9
73	7.9	5.4	0.5	4.5	0.5	-3.0
74	-1.4	-0.2	0.3	-3.6	0.8	1.2
75	2.7	2.6	0.7	-0.4	-2.1	1.9
76	4.8	2.1	0.5	0.9	0.4	1.0
77	5.3	2.6	0.4	1.3	0.2	0.9
78	5.2	3.2	0.5	2.7	-0.4	-0.9
79	5.3	3.9	0.4	1.7	0.6	-1.4
80	4.3	0.9	0.3	0.0	-0.3	3.4
81	3.7	0.8	0.5	1.0	-0.1	1.5
82	3.1	2.4	0.2	0.3	-0.1	0.3
83	3.2	1.9	0.3	-0.1	0.3	1.5
84	5.1	1.6	0.2	1.4	0.5	1.3
85	4.7	1.6	0.2	1.7	0.1	1.0

金融研究

G N Pに対する構成要素の寄与率 (実質)

(%)

年	G N P	消 費	財政支出	設備投資	在庫投資	経常収支
1953	100.0	134.3	4.4	46.1	-53.3	-31.5
54	100.0	51.3	6.3	24.0	15.7	2.7
55	100.0	54.6	-0.8	3.4	32.2	10.6
56	100.0	61.2	-0.7	49.2	-2.4	-7.3
57	100.0	49.1	-1.0	47.3	16.6	-12.2
58	100.0	83.0	10.3	17.3	-47.9	37.1
59	100.0	53.2	6.8	34.7	11.6	-6.4
60	100.0	44.3	3.7	51.5	4.8	-4.3
61	100.0	33.0	4.2	48.1	26.0	-11.3
62	100.0	83.3	12.8	49.4	-67.0	21.4
63	100.0	53.6	8.2	28.8	18.6	-9.2
64	100.0	47.6	4.4	38.9	5.8	3.3
65	100.0	66.1	12.4	15.8	-26.7	32.4
66	100.0	58.6	6.9	34.3	3.2	-3.0
67	100.0	57.2	5.5	47.0	13.3	-22.9
68	100.0	41.3	5.2	46.7	5.7	1.0
69	100.0	50.0	4.5	48.1	-1.4	-1.2
70	100.0	42.9	6.0	59.1	6.7	-14.8
71	100.0	74.8	12.3	34.1	-35.5	14.4
72	100.0	63.7	6.4	41.5	-0.7	-10.9
73	100.0	68.3	6.6	57.4	5.8	-38.0
74	100.0	-11.7	20.2	-250.4	59.3	82.6
75	100.0	99.0	24.5	-15.7	-80.3	72.5
76	100.0	44.5	9.9	18.4	7.4	19.8
77	100.0	48.0	8.3	24.1	3.3	16.3
78	100.0	62.4	10.1	52.6	-7.2	-18.0
79	100.0	73.4	8.3	32.9	11.8	-26.0
80	100.0	20.2	6.6	0.3	-6.9	79.9
81	100.0	20.6	12.8	27.1	-1.5	41.0
82	100.0	76.9	6.2	8.2	-1.9	10.5
83	100.0	57.9	8.9	-2.4	-10.8	46.4
84	100.0	32.4	4.7	26.7	9.9	26.3
85	100.0	33.4	5.2	36.6	2.7	22.1

第13表 投資・輸出・内需の分散分解

(a) 期間：1966/IV-73/I (10四半期先)

	S.E.	投資	輸出	内需
投資	.0679	72.93	14.48	12.58
輸出	.0603	29.35	39.91	30.74
内需	.0339	51.96	20.18	27.86

(b) 期間：1973/II-84/IV (10四半期先)

	S.E.	投資	輸出	内需
投資	.0494	43.28	51.53	5.18
輸出	.0907	25.92	71.51	2.57
内需	.0112	32.501	27.80	39.70

(注) 4期ラグのVARによる

(出所) Yoshikawa and Ohtake (1987)

対する依存の高まりを確認することができる(第13表)。同様の点は日銀『調査月報』昭和61年4月号、あるいは堀江他(1987)においても報告されている。今後需要を内・外需に分離した投資関数の計測を行なってみることも興味深い。

## 5. おわりに

ここでは以上の分析の要約を行なうことにしたい。

本論文の問題意識は実質賃金の動向が経済の実体面との関わりでどのような役割を果たしているかを考察することにあつた。したがって例えば賃金の伸縮性がインフレーションのプロセスでどのような役割を演ずるかといった重要な問題については分析することができなかった。インフレーションは経済の実体面に大きな影響を与えるから、その意味で我々の分析は部分的なものである。

さて、わが国の実質賃金は、異論があるも

の国際的にみてかなり伸縮的といえそうである(第1表)。ただし多くの研究で、イギリスの実質賃金はわが国のそれよりもさらに伸縮的であることが指摘されていることに注意したい。この点は実質賃金の伸縮性がマクロ的なパフォーマンスに直結しないことを示唆しているからである。

2.で我々はこうしたわが国の実質賃金の決定要因について企業レベルのミクロ・データを用い分析した。もし労働サービスが同質でいわゆる内部労働市場といったものが存在しないならば、企業レベルで決定される賃金はマクロ的な変数のみに依存するはずである。我々の計測結果では失業等マクロの変数と共に個々の企業の利潤率などミクロ的な変数も有意であった。マクロ的な変数とミクロ的な変数それぞれの寄与率は凡そ7:3である(第4表)。ミクロ的な変数の有意性は、ボーナスとの関連で注目される。ただしボーナスの存在がわが国の賃金の伸縮性にどれほど貢献し

ているかについては両説ある（比較的肯定的なものとして Freeman and Weitzman (1987)、否定的なものとしてブルネッロ・大竹 (1987)）。

この他本論文の賃金関数では、産業間の跛行性が賃金上昇を抑制するという結果もえられた。特に第2次オイル・ショック直後においてその影響が顕著である。このような効果の存在を前提とすれば、不況業種を抱えながらの構造転換の過程では賃金上昇が抑制される傾向があるといえそうである。

また跛行性の効果を考慮すると、失業率にかかる係数で表わされる短期フィリップス・カーブの勾配は通常の推定で過大評価されていることになる。いずれにしてもわが国のフィリップス・カーブは国際的に急勾配であったとしても総供給曲線の勾配は最も緩やかである。フィリップス・カーブの勾配をもって、例えば有効需要管理政策の無効性を示すものとして解釈することは適当でない。

さて第1次オイル・ショックの前後からわが国の労働分配率は高まり、また各種計測されているいわゆる「賃金ギャップ」も高まりをみせた。3.ではVARを用いて実質賃金のイノベーションがどれほどまで他の変数に影響を与えたかについて調べた。オイル・ショック後の期間についていえば、その役割はあまり大きくない。

また実質賃金の伸縮性と実体経済の安定性について考察するため戦前・戦後のデータの比較も行なった。戦前は戦後に比べ名目賃金でも実質賃金でも3ないし4倍も賃金が伸縮的な経済であったが、生産指数の変動係数はほとんど変わらない。「価格の硬直性が数量の変動を生みだす」という通常の理解には基本的な問題がありそうである。

4.では実質賃金の中長期的な経済の動向にいかなる影響を与えるのかを考察するために投資関数の分析を行なった。理論的な考察により、新古典派的なパラダイムとケインズのなパラダイムではきわめて異なる投資関数が得られることがわかる。我々の計測結果では企業はケインズのな数量制約下にあり、したがって実質賃金の上昇は投資を促進することになる。

3.、4.の分析結果は実質賃金の役割を新古典派の枠組の中で解釈していくことが必ずしも適当でないことを示している。それでは伸縮的だといわれる実質賃金の役割をどのように考えれば良いのであろうか。一つの可能性としては、次のように要素間分配の安定性および雇用調整との関連を考えることができよう。

いまある企業の生産量 $Y$ は需要で決まりこの企業にとっては外生的であるとする。生産要素を簡単化のために資本( $K$ )と労働( $L$ )とすると、

$$w = \frac{Y - rK}{L} \quad (27)$$

となり、これより

$$\dot{w} = \left( \frac{1}{\sigma} - \frac{1 - \sigma}{\sigma} \Psi - \phi \right) \hat{y} \quad (28)$$

が導かれる。ここで $\hat{x}$ は $x$ の変化率、 $\sigma$ 、 $\Psi$ 、 $\phi$ はそれぞれ労働分配率、 $\hat{y}$ に対する $f$ および $\hat{L}$ の反応度である。(28)式より $\phi$ 、 $\Psi$ が小さいほど $\dot{w}$ と $\hat{y}$ の相関は強くなる。いずれにしてもここでは $\hat{y}$ の動向に $\dot{w}$ は全く関与していないのである（このような考え方についてはKaldor (1965)を参照）。

以上の説明では $\hat{y}$ は外生であったが、最も自然な説明として有効需要の動向が考えられる。

新古典派のパラダイムを離れて実質賃金と実体経済の関係を考えると、結局のところ実質賃金と有効需要の関係を考察することが必要になる。本論文では、設備投資と実質賃金の関係についてごく部分的にしか論ずることができなかつたが、数量制約下において実質賃金上昇は投資を促進するという結果が一応得られたのである。マクロ経済全体の中で有効需要と実質賃金の問題を考えたものとしては Solow (1987)、吉川 (1987) などがあるがいずれも第一歩の域を出ていない。今後の研究課題とすることにしたい。

**補論：非定常時系列を恒常的 (Permanent) な部分と一時的 (Transitory) な部分に分解する手法について**

本論文の4. では投資関数を各説明変数の Permanent な部分と Transitory な部分に分解したもので計測しているが、ここでは非定常時系列をこのように分解する手法について簡単に説明する。我々が本論文で用いた手法は、Beveridge and Nelson (1981)、Cuddington and Winters (1987) 等が提唱している ARIMA タイプの分解方法である。<sup>9)</sup> この手法は定常時系列が ARIMA (p, q) モデルで十分に表現可能であるものとして、次のように時系列を2つの部分に分解するものである。

いま説明の簡単化のために  $\{x_t\}$  を (AR 部分に単位根を1つだけ持つ) 非定常時系列過程とする。この  $x_t$  に1回の階差操作を施すと、

$$\Delta x_t = (1-L)x_t = w_t \tag{A-1}$$

となり、 $w_t$  という定常な確率過程を得ることができる。ここで  $L$  はラグオペレーターを表わしている。Wold の分解定理により、 $w_t$  は

$$w_t = \mu + \epsilon_t + \lambda_1 \epsilon_{t-1} + \lambda_2 \epsilon_{t-2} + \dots \tag{A-2}$$

という無限の MA 過程で十分に表現可能である。

さて、このような非定常時系列  $\{x_t\}$  の  $t$  期における  $t+k$  期の条件付予測を考えると、

$$\begin{aligned} \hat{x}_{t+k} &\equiv \hat{x}_t(k) \\ &= E(x_{t+k} | \Omega_t) \\ &= x_t + E(w_{t+1} + \dots + w_{t+k} | \Omega_t) \\ &= x_t + \hat{w}_t(1) + \dots + \hat{w}_t(k) \end{aligned} \tag{A-3}$$

となる。 $\Omega_t$  は  $\{x_t, x_{t-1}, \dots\}$  を要素とする時点  $t$  における情報集合を示す。ところで Wold の分解定理 ((A-2) 式) により、

$$\begin{aligned} \hat{w}_t(k) &= \mu + \lambda_k \epsilon_t + \lambda_{k+1} \epsilon_{t-1} + \dots \\ &= \mu + \sum_{j=1}^k \lambda_{k+j-1} \epsilon_{t-j+1} \end{aligned} \tag{A-4}$$

と表わすことができるので、これを (A-3) 式に代入すると、

$$\begin{aligned} \hat{x}_t(k) &= k\mu + x_t + \left(\sum_1^k \lambda_i\right) \epsilon_t + \left(\sum_2^{k+1} \lambda_i\right) \epsilon_{t-1} \\ &\quad + \dots + \left(\sum_n^{k+n-1} \lambda_i\right) \epsilon_{t-n+1} + \dots \end{aligned} \tag{A-5}$$

$k \rightarrow \infty$  とすれば、漸近的に

$$\begin{aligned} \hat{x}_t(k) &\simeq k\mu + x_t + \left(\sum_1 \lambda_i\right) \epsilon_t \\ &\quad + \left(\sum_2 \lambda_i\right) \epsilon_{t-1} + \dots \end{aligned} \tag{A-6}$$

が成立する。上の (A-6) 式の2項目以下は、時点  $t$  で保有している情報のうち、 $k \rightarrow \infty$  期先においても消滅しない部分、つまり permanent な部分と考えることができる。

9) 時系列を permanent な部分と transitory な部分に分解する方法として、しばしば行なわれるタイムトレンド (線形または2次曲線) への回帰は、Nelson and Kang (1981) の指摘にあるように permanent な部分が確率的なものである場合には transitory な部分 (残差部分) の疑似周期性 (pseudo periodicity) をもたすため、ここでは用いない。

Beveridge and Nelson (1981) は、これを  $x_t$  の permanent な部分と定義し、

$$\bar{x}_t = x_t - s_t \quad (A-7)$$

$$s_t = -\left[\left(\sum_1^{\infty} \lambda_i\right) \varepsilon_t + \left(\sum_2^{\infty} \lambda_i\right) \varepsilon_{t-1} + \dots\right] \quad (A-8)$$

で表わしている。したがって  $x_t$  の transitory な部分  $s_t$  は (A-8) 式で与えられる。(A-6) 式からも分かるように  $\{\bar{x}_t\}$  は確率的な persistence、すなわち確率的トレンドを示しているが、具体的には定数項付酔歩過程 (random walk with drift process) という性質を持っている。<sup>10)</sup> このことは以下のように確かめられる。まず  $x_t$  の一回差分をとると、

$$\begin{aligned} \Delta \bar{x}_t &= \bar{x}_t - \bar{x}_{t-1} \\ &= x_t - x_{t-1} + \left(\sum_1^{\infty} \lambda_i\right) \varepsilon_t \\ &\quad - (\lambda_1 \varepsilon_{t-1} + \lambda_2 \varepsilon_{t-2} + \dots) \\ &= \mu + \left(\sum_0^{\infty} \lambda_i\right) \varepsilon_t \end{aligned} \quad (A-9)$$

と変形できる。上の式において、第2項目の無限級数は  $w_t$  についての定常性の仮定より有限の値を持つから、 $\Delta x_t$  は有限の分散を持つ酔歩過程 (white noise process) に従うことが分かる。

ところで (A-2) 式の第2項目以下をラグ多項式でまとめて

$$w_t = \mu + \lambda(L) \varepsilon_t \quad (A-2')$$

と表わすと、実は  $\Delta \bar{x}_t$  が (A-2') 式に振動解  $L=1$  を代入したときの  $w_t$  に等しいことはすぐに解る。 $\lambda(L)$  は無限級数ラグ多項式であり直接これを求めることはできないので、実際には通常時系列解析等で用いられるようにこれを有理ラグ (rational lag) 多項式、すなわち有限次元のラグ多項式の比で近似する。具体的には  $w$  に ARIMA (p, q) モデル

$$w_t = \mu + \theta(L) / \phi(L) \varepsilon_t \quad (A-10)$$

をあてはめて推定量  $\hat{\lambda}(L)$  を得る。したがって、 $\Delta \bar{x}_t$  は  $\bar{x}_0$  が与えられれば  $w_t$  の ARIMA モデル表現から

$$\Delta \bar{x}_t = \mu + \hat{\theta}(1) / \hat{\phi}(1) \varepsilon_t$$

のようにして求めることができる。

なお、本論文では初期値  $\bar{x}_0$  として

$$\bar{x}_0 = x_0$$

すなわち  $s_0 = 0$  と仮定して、 $x_t$  ならびに  $s_t$  の系列を推計している。

以上

10) この手法では permanent な部分を確率的トレンドとしてとらえていることに注意。ちなみに permanent な部分が決定論的トレンドである場合には、(a-10) 式の MA 部分に単位値 ( $L=1$ ) を持つため通常の方法では推定できないのでこの手法を適用することは不可。

なお、マクロ時系列と確率的トレンドの関係については例えば Nelson and Plossor (1982) を参照のこと。

【参考文献】

- 岩井克人、『不均衡動学の理論』、岩波書店、1987年
- 植田和男・吉川 洋、「労働市場のマクロ経済学分析」、『季刊現代経済』、1984年春
- 梅村又次、「景気変動下の労働市場における緩衝作用」、『経済研究』、1963年1月
- 江口英一、「経済のマクロ的パフォーマンスと労働市場——日本の場合——」、『経済研究』、1988年1月
- 大竹文雄、「実質賃金の伸縮性について」、小池和男編、『失業と雇用の質に関する研究』、第2章、関西経済研究センター、1986年
- 小野 旭、『日本の労働市場』、東洋経済新報社、1981年
- 黒坂佳央・後藤元之、「総供給曲線の勾配に関する国際比較」、『経済研究』、1987年4月
- ・浜田宏一、「失業率とGNPギャップ——日本におけるOkun法則』、『経済学論集』、1982年4月
- 佐野陽子、「春季賃上げの計量分析——フィリップス曲線批判』、『賃金と雇用の経済学』、第4章、1981年
- 島田春男、他、『労働市場機構の研究』、企画庁研究シリーズ37、1981年
- 新開陽一、「日本の交易条件・賃金・為替レート』、『大阪大学経済学』、1981年12月
- 鈴木淑夫、「日本経済のマクロ・パフォーマンスと金融政策』、『金融研究』、第4巻第3号、1985年8月
- 日本銀行調査統計局、「最近の民間設備投資の特徴と今後の投資誘因』、『調査月報』、1986年4月
- ブルネッロ、ジョルジョ・大竹文雄、「ボーナス・賃金の決定メカニズムと雇用：企業別データによる再考』、『大阪大学経済学』、1987年6月
- 堀江康熙・浪花貞夫・石原 鈴、「景気変動パターンの変化に関する検討』、『金融研究』、第6巻第1号、1987年2月
- 吉川 洋、「日本の労働市場とマクロ経済学』、『経済研究』、1987年7月
- Abel, Andrew B. and Blanchard, Olivier J., "The Present Value of Profits and Cyclical Movements in Investment", *Econometrica*, March 1986.
- Beveridge, Stephen and Nelson, Charles R., "A New Approach to Decomposition of Economic Time Series into Permanent and Transitory Components with Particular Attention to Measurement of the Business Cycles", *Journal of Monetary Economics*, March 1981.
- Branson, William H. and Rotemberg, Julio J., "International Adjustment with Wage Rigidity", *European Economic Review*, May 1980.
- Bruno, Michael, "Aggregate Supply and Demand Factors in OECD Unemployment: An Update", *Economica*, Supplement, 1986.
- and Sachs, Jeffrey E., *Economics of Worldwide Stagflation*, Cambridge: Harvard University Press, 1985.
- Cooley, Thomas F. and LeRoy, Stephen F., "A Theoretical Macroeconometrics", *Journal of Monetary Economics*, November 1985.
- Cuddington, John T. and Winters, L. Alan., "The Beveridge-Nelson Decomposition of Economic Time Series: A Quick Computational Method", *Journal of Monetary Economics*, January 1987.
- De Long, J. Bradford and Summers, Lawrence H., "Is Increased Price Flexibility Stabilizing?", *American Economic Review*, December 1986.
- Fomby, Thomas B., Hill R. C. and Johnson, S. R., *Advanced Econometric Methods*, Springer, 1984.
- Freeman, Richard B. and Weitzman, Martin L., "Bonuses and Employment in Japan", *Journal of the Japanese and International Economies*, June 1987.
- Gordon, Robert J., "Why U. S. Wages and Employment Behaviour Differs from that in Britain and Japan", *Economic Journal*, March 1982.
- , "Productivity, Wages, and Prices Inside and Outside of Manufacturing in the U.S., Japan, and Europe", *European Economic Review*, April 1983.

- Grubb, D., Jackman, R. and Layard, R., "Wage Rigidity and Unemployment in OECD Countries", *European Economic Review*, March/April 1987.
- Harvey, Andrew C., *Econometric Analysis of Time Series*, Oxford: Phillip Allan, 1981.
- Hayashi, Fumio, "Tobin's Marginal q and Average q: A Neoclassical Interpretation", *Econometrica*, January 1982.
- Kaldor, Nicholas, "Alternative Theories of Distribution", *Review of Economic Studies*, 1956.
- Komiya, Ryutaro and Yasui, Kazuo, "Japan's Macroeconomic Performance Since the First Oil Crisis: Review and Appraisal", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, Spring 1984.
- Lipschitz, Leslie and Schadler, Susan M., "Relative Prices, Real Wages, and Macroeconomic Policies", *IMF Staff Papers*, June 1984.
- Litterman, Robert B. and Weiss, Lawrence, "Money, Real Interest Rates, and Output: A Reinterpretation of Postwar U.S. Data", *Econometrica*, January 1985.
- Morishima, Michio, "Prices, Interest and Profits in a Dynamic Leontief System", *Econometrica*, July 1958.
- Nelson, Charles R. and Kang, Heejoon, "Spurious Periodicity in Inappropriately Detrended Time Series", *Econometrica*, May 1981.
- and Plosser, Charles I., "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series, Some Evidence and Implications", *Journal of Monetary Economics*, September 1982.
- Runkle, D. E., "Vector Autoregressions and Reality", *Journal of Business & Economic Statistics*, October 1987.
- Sachs, Jeffrey E., "Real Wages and Unemployment in the OECD Countries", *Brookings Papers on Economic Activity* 1, 1983.
- Solow, Robert M., "Unemployment: Getting the Questions Right", *Economica*, Supplement, 1986.
- Summers, Lawrence H. and Wadhvani, S., "Some International Evidence on Labor Cost Flexibility and Output Variability", Harvard University, D. P. No. 1353, November 1987.
- Taylor, John B., "Improvements in Macroeconomic Stability: The Role of Wages and Prices", in, R. J. Gordon, ed., *The American Business Cycle*, University of Chicago Press, 1986.
- Tachibanaki, Toshiaki, "Labour Market Flexibility in Japan in Comparison with Europe and the U.S.", *European Economic Review*, April 1987.
- Ueda, Kazuo and Yoshikawa, Hiroshi, "Financial Volatility and the q Theory of Investment", *Economica*, February 1986.
- Uzawa, Hirofumi, "Time Preference and the Penrose Effect in a Two-Class Model of Economic Growth", *Journal of Political Economy*, July/August 1969.
- Yoshikawa, Hiroshi, "On the q Theory of Investment", *American Economic Review*, September 1980.
- , "Fixed Investment in Japan", in, M. Fünke, ed., *Factors in Business Investment*, Berlin: Springer Verlag, 1988.
- and Ohtake, Fumio, "Postwar Business Cycles in Japan: A Quest for the Right Explanation", *Journal of Japanese and International Economies*, December 1987.