

マクロ計量モデルにみる日本経済の 構造変化と政策的意味

森 口 親 司

この小論の目的は、最近20年間における日本経済の構造変化を、マクロ計量モデルのいくつかの主要な方程式におけるマクロパラメータの変化としてとらえ、推定値の変化の背後にある「構造的」要因との関連を考察するとともに、モデル全体がもつマクロ経済分析上の含意を検討することである。

「経済構造の変化」という用語は、今やあまりにも手アカにまみれてしまって、何の意味も伝達しえないかのようにになっている。筆者はかねてから「構造」なる語を経済学者の語彙から除いた方が、議論がよく通じるのではないかとさえ思っている位である。概念の分類学や語義論にたけたF. マハループ教授が整理にのり出すとすればどうされるだろうかと思う。筆者はもともとそのようなことに関心の強くない一研究者にすぎないが、マクロ計量分析の立場から日本経済の構造変化の一端を考察しようというからには、この問題を避けて通ることができない。

構造と行動

マクロ計量分析では、経済主体の行動にかんする仮説が出発点である。行動方程式は、経済主体の行動決定にかかわる諸変数といくつかのパラメータからなっている。計量経済学では、モデルを構造形と誘導形とにわけ、構造形のパラメータを「構造」パラメータとよぶが、そもそもここに混乱の一要因がある。この構造パラメータはつぎにのべるように、いくつかの異なった要因からなっている。消費関数についていえば、以下の4種類がかぞえられよう。

(1) 経済諸量間の相対的な関係を示すパラメータ——資産・所得比率、可処分所得にしめる

随意所得の比率、など。

(2) 制度的な要因によって決定されるパラメータ——租税負担率、社会保険被用者負担率、可処分所得にしめる振替支出の比率、など。

(3) 経済主体の行動の特性をあらわすパラメータ——限界消費性向、調整速度、など。

(4) 集計量にかんする仮説の背後にある分布特性を示すパラメータ——所得階層の分布特性、金融資産・実物資産の分布、など。

構造なる語を定義通りに、静態的な構築物における部分と全体との関係、あるいはしくみ、と解するならば、上記4種類のパラメータのうち、構造的要因は(1)と(4)とである。もし「構造」なる語をもうすこし社会科学用語らしく、動態的に変化するシステムにおけるしくみ、と解するならば(これは本来メカニズムとよぶべきであるが)、構造的要因は、(1)と(4)ではなく、むしろ(2)と(3)であり、システム内の変量間の大小関係の相対的な変化は、システムの動態的発展の自然の結果であって、これを「構造的変化」とよぶことは適当ではないということになる。たとえば、経済成長の過程で就業者の産業別構成が、2次産業から3次産業にウェイトをますことは構造変化ではない。しかし女子の労働力比率が高まって、パートタイムの労働市場が大きくなることは、労働供給のメカニズムが変化するという意味で構造的変化といえるかもしれない。

われわれがマクロ計量モデルで、構造変化を問題にするとき、実は上のような視点を峻別しているわけではない。時系列データの分割にもとずいて、係数の「相等性」テストを行うとき、われわれは上記(1)～(4)の要因の複合物とみなしうるパラメータの推定値の大きさを、分割した時系列の

間で比較しているのにすぎないのである。この小論では、推定値に統計的に有意な変化が認められるとき、さらにすすんで、その背後にあるいくつかの「構造的」要因を推測しようとするものであるが、それはかなり大胆な casual observation にもとづくものとなりやすいことはあらかじめ留意しておくべきである。

さらにもう一点注意しておくべきことがある。それは以下でもちいる「係数間の相等性」テストによって帰無仮説が棄却されるばあいの意味である。統計的手続きとしては、あたかもことなる推定期間の間で、パラメータ推定値が突如上方ないし下方へシフトするという仮説を認めるかのようにとられるが、このテストは第一義的にはあくまで帰無仮説のテストであり、それがいったん棄却された上では、パラメータの変化にかんするいろいろな対抗仮説をたてることが可能となる。パラメータの突然のシフトはその中のひとつにすぎないのであって、われわれがそれを有力な仮説として主張しようとするものではないのである。

以下では、まず支出セクター・物価賃金セクターおよび労働市場セクターからそれぞれいくつかの戦略的に重要な関係式をとり上げて検討を加え、そのあと、えられた結果のもつマクロ経済分析上の意味を考察したい。

1 マクロ行動方程式にかんする検討

(1) 家計消費

京都大学モデルの消費関数は実質個人消費 C を、つぎのような形で説明する。

1) 現想の所得水準にみあって決定する望ましい消費水準: $\tilde{C}_t = \alpha + \beta \left(\frac{Yd}{Pc} \right)_t$

2) 期間 t における望ましい消費水準への調整: $C_t - C_{t-1} = \gamma (\tilde{C}_t - C_{t-1})$

3) 物価水準の急騰などによってあらわされる不確実性の増大に対応する行動パラメータの変化: $\beta = \beta(z), \quad \beta' < 0$

$$\gamma = \gamma(z), \quad \gamma' > 0$$

以上を整理すると、推定すべき消費関数は、

$$(1) \quad C_t = \alpha\gamma + \beta\gamma \left(\frac{Yd}{Pc} \right)_t + (1-\gamma)C_{t-1} + \varepsilon_t$$

となる。不確実性の尺度として何をとりかがひと

つの問題であるが、物価の上昇率、実質所得の減少率(絶対値)など代理変数を取り統計的テストが行われた。

不確実性が拡大するとき、同じ所得水準にたいしては消費性向が低下する ($\beta' < 0$) と期待されるし、他方不確実な状況下では、所与の条件の変化にたいして消費者の反応ないし調整速度は早まる ($\gamma' > 0$) のものとかんがえられる。上の (1) 式では、短期消費係数は $\beta \cdot \gamma$ によってあらわされているが、これが全体として不確実性の増大にたいして、どう反応するかははっきりしない。

いくとおりかの統計的テストの結果では、不確実性の代理変数として、消費者価格の変化率をとる方がよく、またそのような要因を (1) 式において推定すべき 3 つのパラメータのそれぞれにすべて導入するより、第 3 のものつまり、 C_{-1} の係数にだけ導入したばあいだけに納得のいく推定値がえられた。

$$(2) \quad C_t = 1341.0 + 0.2102 \frac{Yd}{Pc} + \left(0.7214 - 0.5946 \frac{\Delta Pc}{Pc_{-1}} \right) C_{-1}$$

(3.69) (5.88)

$$\bar{R}^2 = .9987, \quad \bar{S} = 295.1, \quad DW = 1.423$$

推定期間(1966.1~1976.1)

この推定結果から導かれる調整速度 γ の推定値は

$$\Delta Pc/Pc_{-1} = 1.5\% \text{ のとき } \hat{\gamma} = 0.2875$$

$$\Delta Pc/Pc_{-1} = 6.0\% \text{ のとき } \hat{\gamma} = 0.3143$$

となる。後者の例は、消費者物価上昇率が年率で 25% をこえる 1973/74 年の時期に対応している。

また上の推定結果からみちびかれる長期限界消費性向は、物価上昇率のことなる 2 つのばあいに対して、それぞれ $MPC = 0.721$ および $MPC = 0.669$ であり、5% をこえる違いがみられる。

つぎに同じ特定化のもとで、1955~1965 年の期間にかんする推定結果を検討しよう。これは下の表 1 にまとめられている。この期間についてえられる推定値(表 1 の第 1 行)は 1966~76 年の期間からえられる結果(表 1 の第 2 行として再掲)とそれほどことならないようにみえるが、2 つの期間にかんする相等性仮説からえられる F 比は

5.206であり、1%有意水準のもとでこの仮説は棄却される。1955~1965年(以下これを便宜的に「前半期」とよぶ)にかんして、長期の限界消費性向を求めると、インフレーション率を4%(年率)として、 $MPC=0.738$ となる。2つの期間で、長期MPCに7%近い差が見出されるわけである。

表1の第3行は2つの期間をプールした結果を示している。これは上記の仮説検定に必要な情報であるが、えられたパラメータ推定値をみると、関数の misspecification の結果(つまりパラメータの変化を無視した)、長期MPCの推定値は前半期よりも高くなっており、時系列データによる推定でより長い系列をもちいることの危険性を示している。実際、あてはめのみせかけ上のよさにもかかわらず、この回帰方程式による残差は1975年の第3四半期から1976年の第1四半期までの3期間にわたって、標準誤差の2倍をこえている。このようなことは第2行の回帰方程式にはみられないのである。

恒常所得仮説——もうひとつの見方

上の推定結果をまったくちがった角度から解釈しなおすこともできる。恒常所得を実質でつぎのように定義しよう。

$$Y_p = \alpha \sum_0^{\infty} \beta^t \left(\frac{Yd}{Pc} \right)_{-t}; \quad 0 < \beta < 1$$

よく知られている時差変換によって、消費関数は

$$C_t = c_0 + \alpha c_1 \left(\frac{Yd}{Pc} \right)_t + \beta C_{t-1}$$

となる。ここで c_1 は恒常所得にかんする限界消費性向であり、 α は恒常所得の定義式におけるスケールファクターである。

もし、消費性向 c_1 に変化がないものとすれば、上の推定結果からえられる恒常所得は、それぞれ

$$\frac{\Delta Pc}{Pc_{-1}} = 1.5\% \text{ のとき}$$

$$Y_p = \frac{0.2102}{c_1(1-0.731)} \sum_0^{\infty} (0.731)^t \left(\frac{Yd}{Pc} \right)_{-t}$$

$$\frac{\Delta Pc}{Pc_{-1}} = 6.0\% \text{ のとき}$$

表1 消費関数の推定結果

期間	α_1	α_2	α_3	\bar{R}^2	SE	DW
1) 1955.2~1965.4	0.2508 (3.2)	0.7127 (7.2)	-0.4008 (1.9)	.9980	182.2	2.741
2) 1966.1~1976.1	0.2102 (5.9)	0.7213 (13.1)	-0.5946 (7.0)	.9987	295.3	1.421
3) 1955.2~1976.1	0.1374 (5.5)	0.8478 (24.2)	-0.7176 (10.8)	.9995	271.7	1.640

(注) α_1 : Yd/Pc の係数, α_2 : C_{-1} の係数, α_3 : $\frac{\Delta Pc}{Pc_{-1}} \cdot C_{-1}$ の係数,
 \bar{R}^2 =自由度修正済の決定係数, SE=残差の標準誤差,
 DW=ダービン=ワトソン比

$$Y_p = \frac{0.2102}{c_1(1-0.669)} \sum_0^{\infty} (0.669)^t \left(\frac{Yd}{Pc} \right)_{-t}$$

となる。インフレーションの加速期にはあきらかに恒常所得は20%ほど低下したことになる。

消費性向の今後の見通し

インフレーションの鎮静化とともに、消費性向がどのていど上昇するかは、経済政策当局の注目の的である。現在の消費者物価上昇率は年率でほぼ4%であるから、これを上の推定結果にあてはめると、長期MPCは、0.7387となる。この方程式から、54年度の平均消費性向を求めると(京大モデルの予測値を使用)、77.0%になる。これは過去の実績からくらべると(48年度75.8%, 49年度75.2%, 50年度75.2%, 51年度76.2%—53年度『国民所得統計年報』から)、若干の上昇であるが、今後さらにこれを上まわる可能性があるかどうかは、社会保障プログラムの拡充との関係で、より長期的な視点からの検討をまたなければならない。

(2) 企業設備投資

法人企業の投資行動が、マクロ経済システムの動態を基本的に特徴づけていることは周知のとおりである。1960年代に開発されたおおくの日本経済の計量モデルでは、設備投資関数は、いわゆる「利潤型」に特定化されていた¹⁾。加速度型あるいは能力原理型の投資関数は、60年代前半までの新技術導入を中心とする旺盛な設備投資を説明する現実的基礎をもっていなかった。

しかし、60年代後半以降になると、(1)企業の内部蓄積の進行、(2)製造業における寡占的行動

1) 建元・内田・渡部[1967]。

の顕在化、(3)新技術導入による需要先どり型の投資パターンの減衰、などが新しい傾向としてみられる。投資行動としては全体としてしだいに能力原理型が妥当する方向に変化して来たと考えられる。ただ企業の投資行動は、家計の消費行動とことなって、多面的であり価格・需要・費用の各要因について行われる。長期の予想形成が重要である。これらの要因に関連する経済変数も多岐にわたる。したがって利潤原理型対能力原理型だけが相対立する作業仮説なのではない。ここでフィッシャー=ジョルゲンソン型の新古典派的アプローチがあることにふれておかななくてはならない²⁾。周知のように、この型の投資関数は生産関数を基礎にして、計画期間内の期待キャッシュ・フローの最大化という想定から導かれる。戦略的に重要な変数は資本費用と賃金との比率であり、これが最適資本ストック量を決定する。

この接近は、能力原理や加速度原理で戦略的な役割を演じているパラメータである資本係数と密接な関連をもっている。このような単純化されたマクロの作業仮説では資本係数は固定的にとり扱われるが、これがより長期的かつ一般化された情況のもとで固定的だとは誰も考えていない。フィッシャー=ジョルゲンソンの接近は、資本係数の変化を内生的に説明する点ですぐれているといえよう。けれども、他方ジョルゲンソン・モデルでは生産関数・市場予想・資本ストックの完全稼働等にかんする想定単純さは対照的なほどである。

われわれは以下で、能力原理型の設備投資関数によって、限界資本係数・調整速度および、内部資金の役割の相対的な大きさ、などマクロパラメータの変化をテストし、変化があったとすればそれがどのような要因によるものであるかを検討することとしたい。テストに用いられる設備投資関数は、つぎのようなものである。

表2 設備投資関数推定結果

推定期間 および業種	$\hat{\alpha}_1$	$\hat{\alpha}_2$	$\hat{\alpha}_3$	限界資本係数 $\hat{\alpha}_1/\hat{\alpha}_2$	\bar{R}^2	DW
全産業						
1956.1~65.4	0.5059 (10.7)	-0.3682 (9.0)	0.3360 (4.2)	1.374	.9883	0.578
1966.1~76.1	0.5179 (26.5)	-0.2007 (20.5)	0.0463 (2.4)	2.581	.9920	1.255
1956.1~76.1	0.3074 (16.4)	-0.1042 (9.6)	0.1824 (6.3)	2.951	.9888	0.319
製造業*						
1956.1~65.4	24.31 (5.2)	-0.2714 (9.8)	0.2874 (6.0)	89.6	.9751	0.610
1966.1~76.1	31.89 (11.2)	-0.1155 (8.7)	0.0214 (1.2)	276.1	0.9661	0.828
1956.1~76.1	26.58 (11.8)	-0.0963 (8.6)	0.0402 (2.5)	276.0	0.9890	0.510

* 製造業にかんしては、GNPにかえて生産指数が用いられているので、係数推定値 $\hat{\alpha}_1$ および限界資本係数の大きさを、全産業のばあいと単純に比較できない。

$$IF = \alpha_0 + \alpha_1 \sum_0^3 Y_{-t}/4 + \alpha_2 \sum_1^4 KF_{-t}/4 + \alpha_3 \sum_0^1 FUND_{-t}/2$$

ここに Y は総需要もしくは経済活動水準をあらわす変数であり、設備投資の総計を説明しようとするときには GNP がつかわれる。また製造業の設備投資を説明するさいには、鉱工業生産指数がもちいられる。FUND は内部資金であり、(法人留保+減価償却引当金+在庫評価調整額)の合計を設備投資デフレーターで実質化したものである。

係数 α_2 は調整速度をあらわし、したがって α_1/α_2 が限界資本係数をあたえる。

表1の推定結果によれば、1956年から1976年にいたる20年間をほぼ前後10年ずつに区切った期間にかんして、投資関数のマクロパラメータの変化には高い統計的有意性が認められる。マクロパラメータの両期間における相等性の仮説を分析によってテストした結果では、全産業について F 比率は74.8、また製造業については13.0でありそれぞれ1%の有意水準で相等性仮説は棄却される。

すすんで、パラメータの推定値の大きさを検討しよう。国民所得統計をもちいて推定した全産業の結果では、限界資本係数が1956~1965の期間では1.374と妥当な値をとっているように思われ

2) ジョルゲンソン [1967], ジョルゲンソン=シベルト [1968]。

る。この期間、平均資本係数(資本ストック/GNP比率)が1を若干上まわる程度であったことと整合的であろう。1966~1976の後半期間では、限界資本係数は2.581と前半期に比して、倍近い値をとっている。その原因としてはつぎの諸要因を指摘できる。(1)昭和40年代前半の大型景気では、資本係数の高い業種で設備投資が進行した(ウェイトの変化)、(2)労働市場の需給が変化し賃金上昇率が高くなった(省力化投資ないしは新古典派的要因)、(3)40年代の後半には、公害規制が強化され公害防除投資の比率が急速に高まった(外生的要因)³⁾。

製造業の推定結果には、このような傾向がより顕著にうかがわれる。限界資本係数の推定値は、前半期と後半期との間で1対3の違いをみせており、製造業における資本係数の上昇要因が他の産業におけるよりも強いものであったことを推測させる。

つぎに、調整速度の推定値を検討しよう。これはパラメータ α_2 の推定値の絶対値で与えられるが、これは最適ストックと現存ストックとの差つまり必要投資額が実現される速度に対応するものであり、 $\alpha_2=1$ ならば必要投資額は1期間内に実現されることを意味する。調整速度の大きさは、全産業および製造業のそれぞれにかんして、前半期で大きく後半期にはほぼ半減している。その原因として何がかんがえられるだろうか。まず第1に、資本係数の増大および成長率の加速にともなって必要投資額が1966年以降大きくなり、これとともに投資の計画期間が長くなってきたという事実をあげることができよう。第2に環境問題の深刻化にともなって、投資計画の実施に要する期間が延びてきたという、1970年代に入ってとくに顕著になってきた要因も無視できないであろう。

この調整速度の要因がだいじなことは、つぎの統計的事実によって裏書きされる。表2の第3行

3) 設備投資に占める公害防除投資の比率は昭和40年には2%であったが、45年には3%をこえ、51年の初めに10%に達している。その後この比率は下降に転じている(通産省「設備投資計画調査」、環境庁「環境白書」など)。

の結果、つまり全期間にわたる回帰方程式にもとづく設備投資の計算値は、1965年第2四半期から1967年の第2四半期にいたる期間(9四半期!)において現実の設備投資をかなり大きくこえている。すなわちこの間、残差は残差の標準偏差の1.5倍を上まわっており、とくに1965年第4四半期および61年第1四半期には標準偏差の2倍をこえている。また同様の傾向が1975年第4四半期および1976年第1四半期にみられる。残差のこのような動向——つまり景気回復期における設備投資の回復の過大予測——は、観測期間内における調整速度の変化を無視したことからもたらされたものといえる。推定期間を分割した推定結果によれば、残差にこのような傾向はみられないのである。

最後に、内部資金の役割についてふれておきたい。1965年以降の大型景気によって、わが国法人企業の内部資金の蓄積が進み、外部負債依存度も低下したといわれる。このことは、企業の投資行動における内部資金の役割の増大を意味することはたしかであるが⁴⁾、そのことと、これが投資計画の決定において一次的に重要な戦略的役割を担うこととは別である。外部負債比率の高かった頃でも、法人所得がいわば企業のアニマル・スピリットの代理変数として投資行動のだいじな決定要因とされていた。表1の推定結果によれば、法人所得のもつこのような役割は1965年以降に弱まって来たのではないかとかんがえられる。全産業にかんしても、製造業にかんしても、法人利潤(全産業では内部のキャッシュ・フロー、製造業では粗利潤)の係数が1965年以降の期間で大きく低下しているからである。このことは、企業行動がより安定的な寡占体制=能力原理型へしだいに变化してきたのではないかと推測と整合的である。

(3) 労働市場と賃金率の決定

わが国の賃金率の決定にフィリップス=リップシーの仮説が妥当するかどうかという問題は昭和40年代の初期に、主として故渡部経彦教授によ

4) 金融政策の投資行動に与える効果が低下したことが指摘されている。

って検討され、わが国における労働市場の「特殊性」にもかかわらず、この仮説の妥当性が示された⁵⁾。1960年代の後半には、賃金上昇率が加速し、一方で失業水準はきわめて低い水準に固定したかのようであった。この期間をふくめて賃金調整関数の統計的テストを試みた結果のひとつが表3である。これはつぎのような賃金調整関数の推定結果である。

$$(3) \quad \dot{W} = \alpha_0 + \alpha_1 CPI + \alpha_2 RU + \alpha_3 Q_2 + \alpha_4 Q_3 + \alpha_5 Q_4$$

ここに、 $W=1$ 人あたり雇用者所得、 $CPI=$ 消費者物価指数、 $RU=$ 失業率(%), Q_i は第*i*四半期に対応するダミー変数である。変化率は対前年同期比で定義されている⁶⁾。

表には5つのことなる推定期間ごとの推定結果が示されている。まず第1行の結果は1956.1~65.4の「前半期」にかんするものでありこの時期には、一応安定的な関係がえられている。これにたいして、1966.1から1973.1の期間では、消費者物価上昇率の係数が上昇した半面、失業率の係数の統計的有意性が失われる。これは失業率自体がこの期間中1.3%と1.1%との間を動いているだけであって、労働力需給の指標としていわば「天井」にはりついたことと関係があるだろう。またこの期間における賃金調整関数の決定係数の低さは、フィリップス曲線がこの期間にドリフトをくり返したことをうかがわせる。実際、 $D661$ というダミー変数(1966年第1四半期以降は1, 他は0)を導入した推定結果では(第5行参照)、このシフトパラメータの係数推定値は統計的に有意である。

物価・賃金の上昇が加速した1973年以降の観測値を附加したばあいの推定結果が第4, 第6および第7行に示されているが、その示すところは、失業率の増大とともに、フィリップス曲線の妥当性がふたたび増してきたこと、これに伴って消費

表3 賃金調整関数の計測

推定期間	α_1	α_2	α_3	\bar{R}^2	SE	DW
1) 1956.1~65.4	0.5957 (3.4)	-4.5094 (3.7)		.7346	1.84%	1.499
2) 1966.1~73.1	0.8977 (3.2)	-5.909 (1.6)		.3242	2.07%	0.848
3) 1966.1~76.1	0.7221* (8.6)	-3.951 (2.0)		.6367	3.08%	1.657
4) 1956.1~73.1	0.6406 (4.3)	-5.075 (5.2)		.7551	1.96%	1.068
5) 1956.1~73.1	0.6977 (4.7)	-3.984 (3.7)	1.231 (2.3)	.7700	1.90%	1.153
6) 1956.1~76.1	0.7630 (13.4)	-4.335 (5.5)		.7838	2.55%	1.537
7) 1956.1~76.1	0.7128 (12.0)	-3.78 (4.7)	1.503 (2.3)	.7958	2.48%	1.603

者物価上昇率の係数に低下の傾向がみられることである。

しかし統計的仮説検定の枠組でかんがえるならば、以上の考察は casual observation であって、賃金調整関数のパラメータ全体にかんする相等性という帰無仮説は棄却されない。ただ、1965年以降の上方への1.5%~1.2%程度のシフトについては統計的有意性が認められるだけである。

以上の結果からいえるのは、フィリップス曲線の妥当性はおおむね認められるものの、これをシフトさせる短期的・循環的要因はいろいろありうるということである。構造的変化を議論できるほどにしっかりした理論的基礎をフィリップス曲線がもっているかどうかは疑問である。

もちろん、賃金調整における他の決定要因、たとえば、労働生産性・企業の支払能力・労働組合の交渉能力などについて十分な検討をへずに一般的な結論をのべることは慎むべきであろうが、労働市場における需給の質的变化とくに常用、臨時、男女、および年齢別を無視した集計的賃金調整関数のパラメータの安定性には、おおくの疑問点があること、これらのパラメータ推定値に基礎をおく政策的立言には危険が伴うであろうことは強調しなければならない。

(4) 労働需要および労働供給関数

賃金調整関数とならんで、労働需要および労働供給にかんするマクロパラメータの動向を検討しておくことは有意義であろう。京都大学四半期計量モデルでは、完全失業者の動向を、労働供給

5) 渡部 [1966], [1967]。

6) この定式化は京大モデルのそれとことなるが、ここでは渡部経彦 [1966] の推定結果との比較のために同じ特定化をこころみている。

(労働力人口)および労働需要(雇用者数+農業・非農業個人業主家族従業者数)の差として内生的にあつている。

労働需要のうち中心的な役割を演ずるのは雇用者の総労働時間投入であり、これはつぎのような形で定式化されている。

$$(4) \log LW \cdot H = \alpha_0 + \alpha_1 \log KF_{-1} + \alpha_2 \log \frac{W}{P} + \alpha_3 \log (LW \cdot H)_{-1}$$

ここに、 LW =雇用者数、 H =全産業実労働時間(季節調整済・月間、サービス業を除く)、 KF_{-1} =期首粗資本ストック、 W =賃金率、 P =GNPデフレーター⁷⁾。

これは、基礎となるつぎのような生産関数の検討結果から導かれた。

$$\frac{Y}{L \cdot H} = A \left(\frac{KF_{-1}}{L} \right)^{\beta_1} \cdot CU^{\beta_2}$$

$$Y = AKF_{-1}^{\beta_1} (L \cdot H)^{1-\beta_1} H^{\beta_1} CU^{\beta_2}$$

ここに CU =設備稼働率であり、上式の右辺の最後の2項目は、現実の生産水準での効率の修正要因として導入されている。

所与の実質賃金および供給水準 Y^* のもとで決定される労働投入は、利潤極大条件からつぎのように与えられる。

$$L \cdot H^* = B \cdot K \cdot \left(\frac{W}{P} \right)^{-1/\beta_1}$$

ここに B は労働時間のトレンドおよび最適稼働率から決定されるパラメータである。現実の労働投入の変動に、部分的調整過程

$$\log(L \cdot H) - \log(L \cdot H)_{-1} = \gamma (\log L \cdot H^* - \log(L \cdot H)_{-1})$$

を導入すれば、(4)式を得る。

これにたいして、集計的労働供給関数は

$$(5) NL = \alpha_0 + \alpha_1 Y/P + \alpha_2 \dot{O} + \alpha_3 NL_{-1}$$

という特定化が行われている。 NL は「労働力調査報告」の労働力人口であり、 Y は雇用者と個人業主・家族従業者の1人あたり平均所得、 P は

7) 雇用者の中には臨時・日雇等の非常用労働者数がふくまれており、上記の総労働投入の数量的意味にいくつかの問題がある。

表4 労働需要関数の推定

	α_1	α_2	α_3	\bar{R}^2	SE	DW
調整係数=1のばあい						
1) 1955.2~65.4	1.134 (10.3)	-1.018 (6.1)	0	.9342	.0364	1.329
2) 1966.1~76.1	0.5178 (4.1)	-0.5414 (3.3)	0	.7819	.01869	0.6714
3) 全期間	1.438 (14.7)	-1.640 (12.1)	0	.9451	.0422	1.150
調整係数=1- α_3						
4) 1955.2~65.4	0.1131 (1.2)	-0.1076 (1.1)	0.8752 (12.9)	.9873	.0160	0.944
5) 1966.1~76.1	0.1580 (1.0)	-0.1708 (0.9)	0.6962 (4.0)	.7760	.0189	0.703
6) 全期間	0.08966 (1.5)	-0.1043 (1.4)	0.9132 (26.4)	.9940	.0139	1.374
製造業 ¹⁾						
7) 1955.2~65.4	0.1021 (2.2)	-0.1444 (1.8)	0.8612 (19.9)	.9855	.0197	2.082
8) 1966.1~76.1	0.2940 (1.9)	-0.4201 (2.0)	0.7072 (6.1)	.7372	.0218	1.260
9) 1955.2~76.1	0.1323 (3.1)	-0.1886 (3.1)	0.8498 (22.6)	.9872	.0202	1.799

(注) 1) 労働投入=製造業雇用者×同実労働時間、資本ストックは製造業粗資本ストック(経企庁国民所得部推計)。

GNPデフレーターであり、 \dot{O} は鉱工業生産指数の対前年同期比変化率である。1人あたり実質所得水準は労働供給にたいして正の誘因であり(閑暇との選択)、これにたいして生産指数の増加率は、ジョブ・マーケットにおける信号——就業機会が豊富になりつつあるかどうかの——に対応するものと想定されている。この信号によって積極的に求職活動に入るとか、あるいは労働市場からディスカレジされて一時的にひきあげるといった反応を示す周辺労働力の短期的変動の把握をめざしているわけである。

さて、労働需要関数の推定結果を表4によって検討すると、つぎのような点がうかび上ってくる。第1に、このような「古典派的」労働需要関数が比較的よくあてはまるのは1956~65年の「前半」期間であり、「後半」期にはあてはまりはわるくなる⁸⁾。これは1970年以降顕著になっている就

8) 表4の推定結果のうち(1)~(3)は調整速度を1とし、いわば所与の需要水準と実質賃金のもとで望ましいとされる労働投入水準と現実の観測値を同一視したばあいの推定値である。このとき係数 α_1 は(一次同次性を前提するかぎり)1にひとしくなければならず、また係数 α_2 は、生産関数における資本ストック

表5 労働供給関数の推定

推定期間	α_1	α_2	α_3	\bar{R}^2	SE	DW
1956.1~65.4	30.4 (2.0)	32.75 (0.9)	0.8511 (10.3)	.9816	21.8	2.532
1966.1~76.1	21.50 (3.6)	119.6 (3.0)	0.7057 (9.2)	.9844	18.2	2.353
1956.1~76.1	2.088 (0.7)	49.5 (1.8)	0.9844 (38.3)	.9962	21.6	2.467

業構造の傾向的变化をマクロの需要関数によって説明しきれないことを示している。すなわちこの時期には、製造業における常用雇用の減少が始まっており、雇用の増加分は「臨時」として分類される女子のパートタイマーの増加におうところがおおい。また1966~70年には若年労働者にかんしてとくに顕著な人手不足が生じ、初任給および中小企業を中心とする賃金の上昇が著しかった。それは、雇用増と実質賃金の増大が、企業の高成長予想のもとで並行的に持続した時期でもある。

表4の結果からは、2つの推定期間の間でマクロパラメータに変化なしとする仮説は、全産業について1%有意水準のもとで棄却される。しかし、製造業についてはこの仮説は5%水準でも棄却されない。

つぎに表5から、労働供給関数の推定結果をみてみよう。前半期と後半期を比較すればただちにあきらかなように、就業機会の変化に対応する労働供給の弾力性は顕著にたかまっている。他方、実質所得の上昇にともなって、余暇選好はシフトし、「後半期」には係数 α_1 の推定値が低下している。また調整速度 $(1-\alpha_3)$ が前半の0.15から後半の0.3へと倍増し、労働供給における行動の敏速化を示していることも興味深い。これらのマクロパラメータの変化の統計的有意性を検討するため

の弾力性の逆数と絶対値がひとしくなければならない。「前半期」の結果は上の条件をほぼみたしていると思われるが、後半期では、決定係数が小さくなるだけでなく、係数推定値が前半よりそれぞれ半減する。現実に生じたことは、雇用量の増加のかなりの部分が個人業主・家族従業者の減少によってまかなわれたのであって、その結果、雇用の僅かな増加が、総生産の大きな増加をもたらしたかのようにになっている(後半期におけるマクロ生産関数の労働投入弾力性は2.0をこえている)。

にマクロパラメータにかんする相等性仮説の下でえられるF比率を求めると $F=4.14$ (自由度 $n_1=4$, $n_2=73$)となり、1%の有意水準のもとで、この帰無仮説は棄却される。このような構造変化の背後には、すでにふれたように、労働供給の流動化が、女子の臨時(パートタイム)雇用者の供給を中心として進行しているという事実があるものと思われる。

ところで、労働供給の今後の増加率がどの程度のものとなるかを、上の推定結果をもちいてチェックしておこう。今後年率0.5~0.7%ていどの増加率がおおかたの予想するところであるが、上の推定結果がこの予想と整合的かどうか。これを検討するために、(5)を時差変換してつぎのようにかく。

$$\Delta NL = \alpha_1 \Delta \frac{Y}{P} + \alpha_2 (\dot{O} - \dot{O}_{-1}) + \alpha_3 \Delta NL_{-1}$$

いま長期的な経路上では、 \dot{O} は一定、そしてNLの増加率 $(\Delta NL/NL_{-1})$ も一定とすれば、

$$\frac{\Delta NL}{NL_{-1}} \left(1 - \alpha_3 \frac{NL_{-2}}{NL_{-1}} \right) = \alpha_1 \frac{\Delta \frac{Y}{P}}{\left(\frac{Y}{P} \right)_{-1}} \cdot \frac{\left(\frac{Y}{P} \right)_{-1}}{NL_{-1}}$$

という関係がえられる。これは、労働供給増加率にかんする2次方程式である。非同次項の値を1976年度のデータから求め、1人あたり実質所得の伸びを5%, 4%, 3%, 2%と与えると、2次方程式の数値解としての均衡労働供給率は、それぞれ、ほぼ0.87%, 0.70%, 0.53% および0.36%となる。これが、われわれの労働供給関数に内在する「潜在成長率」である。

もし労働力の予想成長率が0.7%であるとすれば、それが労働供給関数のメカニズムと整合的であるためには、ひとりあたり実質所得の成長率が4%に維持されなければならない。

2 「構造変化」のマクロ経済的帰結

京都大学四半期計量モデルの作成は、オイルショックとそれにつづくインフレーションの時期に開始された。それは、経済の混乱期にありがちな既存の経済分析のツールへの期待の挫折から、

計量経済モデルへの不信感が強く表明された時期であったといつてよい。われわれは、「構造変化」がマクロ経済モデルの上で意味することをさぐり、統計的テストをくり返すうちに、ほぼつぎのような結論に達した。それは、計量経済モデルのマクロパラメータの大きな変化は、1973/74年の混乱期におこったというよりは、高度成長をつづける1960年代に、むしろ顕著に(しかし突然の変化としてではなく)生じているということである。労働需給やフィリップス曲線にかんしていえば、1974年以降の景気循環の復活によって、むしろ1960年代前半あるいはそれ以前の状態に戻った面もあるといつてよい。

この小論では、消費関数や投資関数にかんして、基礎的なマクロパラメータの変化をややたちいて検討した。最後に、これらの検討結果がもつマクロ経済分析上の意味についてふれておきたい。

(1) 乗数効果の低下

まず、公共支出が総需要にたいしてもつ乗数効果は、マクロパラメータの変化によって顕著に低下していると思われる。消費関数については、短期および長期の限界消費性向の低下がいちじるしいし、設備投資関数についていえば総需要の係数(つまり限界投資性向)には変化はないものの、利潤の投資にたいしてもつ効果がいちじるしく小さくなっている。また、この小論ではとり上げていないけれども輸入関数における限界輸入性向は、食糧・原料の海外依存度の拡大にともなって上昇している。また、石油価格の高騰による交易条件の変化は、名目額でみたときの輸入性向を拡大させており、これは、乗数過程における所得の「洩れ」を大きくさせ、分配効果を通して乗数効果を減殺する要因となっている。

他方、賃金=物価を通しての乗数への影響についていえば、労働供給の弾力化の結果として、需要の刺戟が失業率の低下を急速にもたらすという効果は弱まり、賃金・物価の上昇が、実質需要を低下させる度合いは低下したといえよう。これは、公共支出の雇用乗数が、労働需要関数のパラメータの変化の結果として、低下していることから生じている。

(2) 労働市場についての一考察

公共支出の雇用乗数が低下し、また労働供給の弾力化を通して、失業率にたいする改善効果も大きくないとすると、雇用面からみた国内均衡の維持・達成のための財政政策のあり方にもおのずから再検討が必要となる。また、そのさいに、ターゲットとしての国内均衡の指標をどこに求めるのか、失業率の許容しうる水準をどこにおいて国内経済活動水準の高さ(あるいは実質成長率)を決定するのかが改めて問題とされる時期に来ているといえよう⁹⁾。

そこで以下では若干視点をかえて、労働需給のメカニズムに内在する適正成長率について検討することにしよう。前節の終りにおいて、実質所得の上昇率と労働供給増加率との関係を求めた。そこで労働需要関数について同様の検討をこころみよう。労働需要にかんする長期的な条件として

$$(LW \cdot H) = \alpha_1 KF + \alpha_2 (W/P)$$

がみたされねばならない。 W は賃金率であるから、1人あたり所得にかきかえると、

$$LW = \alpha_1 KF + \alpha_2 (W \cdot \dot{H}/P) - (1 + \alpha_2) \dot{H}$$

となる。ここに \dot{H} は労働時間の短縮の傾向をあらわしている。現時点において予想される資本ストック成長率はほぼ6%である。これが今後しばらく持続すると仮定して、実質賃金(1人あたり)の5%、4%、3%に対応する雇用の成長率を表4の第2行の推定結果から求めると、それぞれ0.40%、0.94%および1.5%となる(ただし、 $\dot{H}=0$ と仮定)。

この結果を前節の終りにおいて求めた、労働供給率の結果とつきあわせるとどうなるだろうか。労働供給の増加はすべて雇用者の増加として吸収され、個人業主・家族従業者数は一定であると仮定すれば、0.7%の労働供給増加は、雇用者数の

9) 失業率を国内均衡の指標とすることの限界点はおおくのくびとに指摘されている(たとえば労働省「雇用失業指標研究会中間報告」)。しかし、また他に有力な指標もないのであるから、失業率を指標として、どこまでマクロ経済政策を議論することができるかを検討しておく必要がある。

1.0%の増加にみあわなくてはならない¹⁰⁾。上の計算結果によれば、労働時間に今後変化がないかぎり、4%の実質賃金増に見合う雇用増加は0.94%である。かくして、労働市場における均衡を4%の実質所得の伸びの下で達成させようとする、労働時間の若干の減少が必要とされよう。

このような状況が、マクロ経済のどのような均衡径路と両立するものであるかが、つぎの問題であろう。たとえば、労働の分配率に変化なしとすれば、上の議論からマクロの産出量成長率として4.7%という数字がえられる。しかし、そのような政策的インプリケーションを多分にもつ目標成長率を与えるには、以上の議論に附加すべき留保条件はあまりにもおおい。

第1に、上の単純な議論が成立するとしても、労働市場のマクロの需給均衡のもとで、女子雇用者による男子中高年層雇用の代替が進行しているはずである。このような「基幹的」労働力について失業率が増大することを、政策当局は受容しうるだろうか。

第2に、現時点での労働の分配率は過去の趨勢から上方に乖離しているように思われる。そのような分配率を固定的に考えることは、おそらく5%弱の低成長径路を前提することにほかならない。最近の企業収益改善のテンポは、労働分配率の若干の低下を意味するものと解釈できよう。こ

の点での修正を加えるならば、均衡成長率は若干上方に修正されるであろう。

しかし若干の留保をつけるとしても以上の議論は、これまでの国内均衡を維持するのに必要と主張されていた6~7%の経済成長率¹¹⁾に、ひとつの疑問を投げかけるものである。完全雇用が、現在の日本において何を意味するのか、そしてそれと両立する中期的成長率はどのあたりにあるのか、という基本問題にさらに進んだ実証研究のメスをいれないかぎり、マクロの経済政策論争は混迷するばかりであろう。

(京都大学経済研究所)

参考文献

[1] Jorgenson, D. W. [1967], "The Theory of Investment Behavior," in *Determinants of Investment Behaviors*, ed. by Robert Ferber, New York, Columbia University Press.

[2] Jorgenson, D. W. and C. D. Siebert [1968], "A Comparison of Alternative Theories of Corporate Investment Behaviors," *AER*, Vol. 58, Sept.

[3] Tatemoto, M., Uchida, T. and Watanabe, T. [1967], "A Stabilization Model of the Japanese Postwar Economy, 1954-1962," *IER*, Feb.

[4] Watanabe, T. [1966 a], "Price Changes and the Rate of Change of Money Wage Earnings in Japan, 1955-1962," *QJE*, Feb.

[5] 渡部経彦 [1966 b], 「賃金・価格の関係とその政策的意味」熊谷尚夫・渡部経彦編『日本の物価』日本経済新聞社。

10) 現時点では労働力人口5400万人にたいして雇用者数は約3700万人である。

11) 『昭和50年代前期経済計画』および労働白書ほか労働省関係の公式・非公式の発言。

農業経済研究 第50巻 第3号 (発売中)

《論文》

- 吉田 十一: 農産物市場再編成に関する政策論的研究
 新谷 正彦: 明治前半期の農業生産関数
 犬塚 昭治: 米価変動と農民層の分解
 青木 紀: わが国における離農対策の展開と問題点

《研究ノート》

- 岩本 純明: 近代的土地所有と寄生地主的土地所有——最近の議論をめぐって——