

経済のマクロ的パフォーマンスと労働市場

—日本の場合—

江口 英一

さきに、総需要政策、とくに金融政策の効果について、マクロ経済理論の変遷をサーベイした際(江口(1985))、戦後の長い歴史の中で、価格メカニズムによる自律的均衡回復力の評価が次第に高まってきたこと、および、最近の理論展開の中で、政策の期待インフレ率に及ぼす影響が政策の有効性にとって基本的重要性をもつものとしてとらえられていることをみた。ここでは視点をかえて、国際的にも評価の高い第2次石油危機前後からの日本経済のマクロ的パフォーマンスが、政策運営と経済に内在する自律的均衡回復力とにどのようなかわりをもっていったか、また、それが今後の政策運営に示唆するものは何かを考えてみたい。これが本稿の第1の目的である。

経済の自律的均衡回復力にとって、労働市場のワーキングがクルーシャルである。本稿では、このことを示したあとで、日本の労働市場に関するこれまでの研究者の業績を検討することなどにより、日本経済のマクロ的パフォーマンスを評価するための手がかりを掴むことを試みたい。これが本稿の第2の目的である。

1. マクロ経済のパフォーマンスと労働市場

1.1 日本経済のマクロ的パフォーマンス

(1) 石油危機後のパフォーマンス

わが国経済は、固定相場制が崩壊した1972-73年にハイパー・インフレーションを経験したものの、74年4-6月をピークに(GNPデフレーター前期比年率、25.0%)、インフレーションを急速に沈静させ、とくに79-80年の第2次石油危機後は、先進工業国の中で逸速くスタグフレーションの状況から脱出することに成功した。

図1は、経済政策の最終目標であるインフレ率、実質GNP、失業率について、この間の動きを日本、米国、西ドイツで比較したものである。この図から、わが国のマクロ的パフォーマンスが次の3点で他の先進工業国と比較して良好であったことが読みとれる。

第1は、わが国が比較的短期間でインフレーションの収束に成功したことである。米国では、80年代に入って

も依然10%前後のインフレ率が続き(81年、9.7%・GNPデフレーター・ベース)、インフレーションの克服に長期間を必要としたのに対して、わが国のインフレ率は78年には既に5%を割り込むに至っている。

第2に、米国と西ドイツでは、前後2回の石油危機後のインフレーションを収束する際に、2回とも実質GNPが純減するという犠牲を払っている。これに対してわが国は、72-73年のハイパー・インフレーションの鎮圧の際にこそ実質GNPが純減したものの、その後は実質GNPの増大と両立するかたちでインフレ率は低下していった。総需要政策によってインフレ率を1%ポイント低下させるために犠牲として払わねばならない実質GNP水準の落ち込み度合はサクリフェイス・レイシオ(sacrifice ratio)とよばれている。石油危機後のわが国のこの比率は、他の先進工業国に比べて著しく低かったように窺われる¹⁾。

第3は、わが国の失業率が、多少の上昇傾向にあるとはいえ、他国に比べて依然著しく低水準であり、また、その変動幅も小さいということである。西ドイツの失業率は、72年には米国はもとよりわが国に比べても低水準にあったが(1.1%、なお、70、71年は0.7、0.9%)、第1次、第2次の石油危機後に急増のあと、今や米国の水準をも凌駕するに至っている。70年代以降の失業率急増は欧州諸国に共通した現象で、現在、先進工業国の中ではわが

1) たとえば、Gordon(1987)。

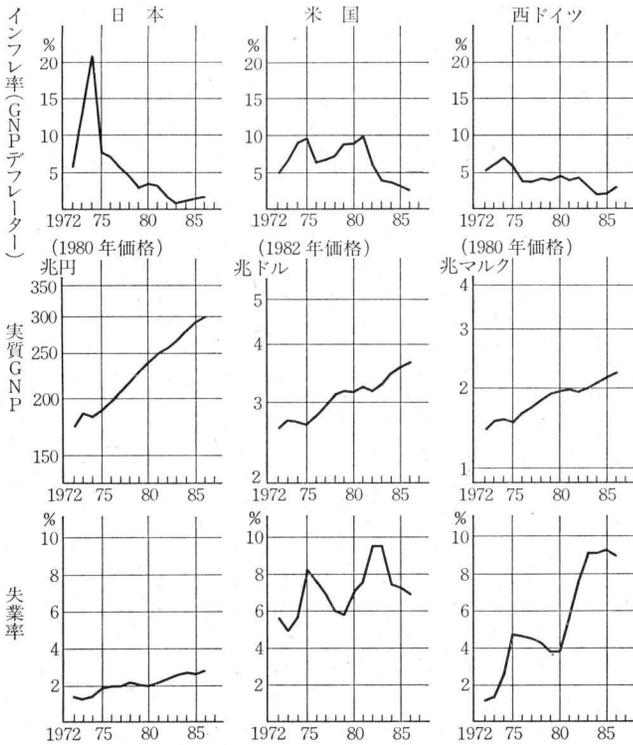
サクリフェイス・レイシオの定義は次の通り。

$t=1$ 期での総需要政策発動を考える。この政策によって、 $(t=1, \dots, \theta)$ 期のインフレ率、実質GNPが、夫々、 \dot{P}_t^0 から \dot{P}_t へ、 Y_t^0 から Y_t へ変化したとする。このとき、サクリフェイス・レイシオは、

$$\left[\frac{\sum_{t=1}^{\theta} (Y_t - Y_t^0) / \sum_{t=1}^{\theta} Y_t^0}{\dot{P}_0 - \dot{P}_0^0} \right]$$

として定義される。すなわち、総需要政策によって θ 期間の間に削減することができたインフレ率(上式分母)と、そのための犠牲として払われた θ 期間中の実質GNPの落ち込み率(上式分子、 $(Y_t^0 / \sum_{t=1}^{\theta} Y_t^0)$ をウェイトとした $(Y_t - Y_t^0) / Y_t^0$ の加重平均)との比率である。

図1 日本経済のマクロ的パフォーマンス



資料：日本銀行調査統計局『日本経済を中心とする国際比較統計』(1986)。

国のみが低失業率を享受している。

(2) マクロ的パフォーマンスの背景としての適切な政策運営と自律的均衡回復力——その評価

第2次石油危機前後からのわが国のマクロ的パフォーマンスは、以上の3つの視点からみて、確かにすぐれている。その背景として屢々指摘されるものは、この間における適切な政策運営とわが国市場経済の自律的均衡回復力の強さである²⁾。

1) まず、このような主張の根拠を簡単なマクロ経済モデルを使ってみておくことから始めよう。表1(64ページ)がそのモデルである³⁾。

2) マネタリスト(たとえば、Friedman(1985), Parkin(1984))がとくにこの点を強調している。

3) ケインズ派的モデルではあるが、合理的期待形成を仮定した場合の政策効果検討も可能な「新しいケインズ派」のモデルに沿っている。Fischer(1977)を基

IS関数[1A]式およびLM関数[1B]式から総需要関数[1]式が誘導される。つぎに、生産関数[2A]式および企業均衡条件(実質賃金と限界労働生産性の均等)[2B]式から総供給関数[2]式が誘導される。[2A],[2B](従って[2]式)では所与とされている名目賃金は、労働者からみた期待実質賃金上昇率が労働市場における超過供給(失業率の自然失業率からの乖離)に依存するという賃金決定関数(フィリップス曲線)、[3A]式によって決定される。この[3A]式中の労働の超過供給を、[2A]式の実質賃金を使って、完全雇用に見合う潜在産出高と現実の産出高との乖離(GNPギャップ)に変換し([3D]式)、フィリップス曲線を産出高の次元に書き直したものが[3]式である(以下、[3A]式、[3]式の2つのフィリップス曲線を、夫々、「失業率(U)ベース」、「産出高(Y)ベース」とよぶ)。この[1],[2],[3]式に期待物価上昇率形成のメカニズムを適合的期待仮説あるいは合理的期待仮説のかたちでつけ加えれば、モデルは完結し、産出高 Y 、物価 P 、賃金 W に関する解が求められる。

このモデルは次のような性質をもっている。

政策当局がインフレ率 \dot{P} 低下を狙って貨幣供給増加率を削減する場合に、①期待インフレ率(フィリップス曲線[3A,3]式中の \dot{P}^e)が現実のインフレ率 \dot{P} に対して調整されてゆく速度が早い程、また、②賃金上昇率が労働市場需給、従って([3D]式により)財市場の需給に感応的で、フィリップス曲線の傾斜(Uベース[3A]式の α 、従ってYベース[3]式の δ)が急な程、インフレ率低下の速度は早く、かつ、その過程で発生する産出高の低下幅(サクリフェイス・レイシオ)が小さい。同様に、総需要関数([1]式)、総供給関数([2]式)、フィリップス曲線([3A]および[3]式)に攪乱的ショックが加わった場合も、価格期待の調整速度とフィリップス曲線の傾斜とが大きい程、攪乱的ショックの産出高への影響は小さく、経済は自然失業率に対応する古典派的均衡へ収斂してゆく速度も早い。

礎として江口(1985)に示したモデルを多少修正したものである。

モデルのこのような性質は、貨幣供給増加率が変化した場合にインフレ率(\dot{P})とGNPギャップ($Y-Y^*$)とが辿る調整経路を説明する際に、マクロ経済学の教科書で使われているグラフ——[2]式に[3]式を代入してえられた \dot{P} の($Y-Y^*$)に関する右上りの「総供給曲線」と[1]式の階差をとった関係を示す右下りの「総需要曲線」との交点(短期均衡点)は、時計と反対回りの螺旋状の経路を辿って長期的均衡へ収斂してゆく——を想起させれば、容易に理解できよう⁴⁾。つまり、貨幣供給増加率が低下したとき、①価格期待の調整速度が早い程急速に総

供給曲線は下方にシフトしてゆき、また、②Uベース・フィリップス曲線の勾配 α が大きく総供給曲線が急傾斜な程、($Y-Y^*$)の変域が狭くなるわけである。

教科書では通常適合的期待形成を仮定して説明されているが、同じグラフを使うと、合理的期待形成を仮定した場合にも、民間の予想に織り込みずみの政策は産出高に影響しないものの、予想されざる政策の影響や[1, 2, 3]式に加えられた攪乱的ショックの影響に関して同様のことが成立するということが理解できよう⁵⁾。

2) 石油危機後、インフレを収束してゆく過程での日本経済のマクロ的パフォーマンスは、このモデルが示唆する通りのようにみえる。

まず、政策運営との関連である。

この期間の金融政策は、物価安定へ向けてのマネーサプライ(M)重視政策として特徴づけられる。72-73年のハイパー・インフレーション収束のため当初こそ M 増加率は急速に引き下げられたが、74年頃からは漸進的なかたちで M 増加率の引下げが図られていった⁶⁾。 M 目標値を設定し機械的にその達成を図るというより、通貨当局は時々の総合判断を重視し、また、一時的・短期的な M 増加率の振れには拘泥しないというeclecticな政策運営であった。しかし、結果的には M 増加率の分散はたとえば米国に比べて著しく小さく(Friedman(1985)は米国と日本の金融政策を対比して「monetarist in rhetoricとmonetarist in practice」と評)、また、通貨当局がその総合判断にあたり民間の期待動向を重視していたこともあって⁷⁾、インフレ率の漸次的低下傾向が民間の期待のなかに次第に織込まれるに至ったものと判断される。

この結果、第2次石油価格の上昇で再び多少上昇したインフレ率が金融引締めで低下してゆく過程では、民間の期待インフレ率も順調に低下していった⁸⁾。こうして

5) 合理的期待を仮定した場合にも、予想されざる政策の発動や攪乱的ショックがあったときの \dot{P}, Y^G の軌跡は、前注同様、(Y^G, \dot{P})平面上の渦巻で示され、フィリップス曲線の勾配が高い程横幅が細い渦巻になる。後者の点については表1のモデルに合理的期待仮説を導入してモデルを解いた結果(江口(1985))からも確認できる。

6) $M2+CD$ 年平均増加率は、73年、22.7%、74年、11.7%。もっとも73年中の四半期増加率(年率%)は、23.4、23.0、12.6、10.9と推移しており、 M 増加率の風速の急減は73年央に起きた。

7) この間の通貨当局の政策スタンス等については、たとえば、鈴木(1983)。

8) 豊田(1987)は、経済企画庁「消費動向調査」、
「企業経営者見通し調査」での物価に関する予想変化

4) たとえば、Dornbusch = Fischer(1978)。

Gordon(1987)に従って簡単に説明しておく。

総供給曲線 SS は、 \dot{P} 軸を \dot{P}^e で切る右上り曲線で、 \dot{P}^e が減少すれば下方シフトする。総需要曲線 DD は、詳しくいうと、[1]式の階差をとってえられた ΔY を定義式 $Y^G \equiv \Delta Y_{-1}^G + \Delta Y - \Delta Y^*$ (ただし $Y^G = Y - Y^*$)に代入したものであり、 $Y^G(Y - Y^*)$ 軸を Y_{-1}^G で切る右下り曲線で、 \dot{M} や Z の減少や Y_{-1}^G の減少によって下方シフトする。ある期についての両曲線の交点は(Y^G, \dot{P})の短期均衡点であるが、長期均衡点($Y^G = 0, \dot{P} = \dot{M} - \dot{Y}^*$)に等しくない限り、翌期にとつての \dot{P}^e, Y_{-1}^G は当期に関するものとは異なるもので両曲線のシフトが起こり、(Y^G, \dot{P})の短期均衡点も動いてゆく。

マクロ経済学の教科書では、 \dot{M} の変化に伴う調整に上述の枠組を当てはめ、調整過程の短期均衡点の軌跡が、(Y^G, \dot{P})平面上を、時計と反対回りの螺旋状の渦を巻きながら、また、途中で長期均衡点をオーバーシュートしながら、最終的には長期均衡点へと収斂することをグラフを使って説明している(下図参照)。

\dot{M} 削減の場合に、期待の調整速度(λ)が大きい程、また、フィリップス曲線、従って SS 曲線の勾配が高い程、この調整過程での渦巻が横幅の細いものとなり、オーバーシュートの度も小さく、また、短期間のうちに長期均衡点の近傍に近づくことは、教科書のグラフを使って容易に確かめることができる。また、[1, 2, 3]式に加えられた1回限りの攪乱的ショックの影響についても、同様にして確認できる。

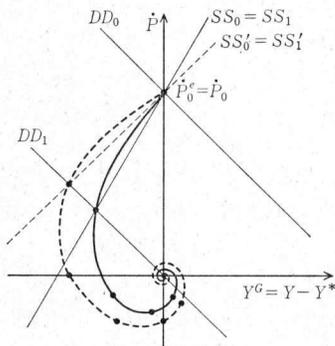
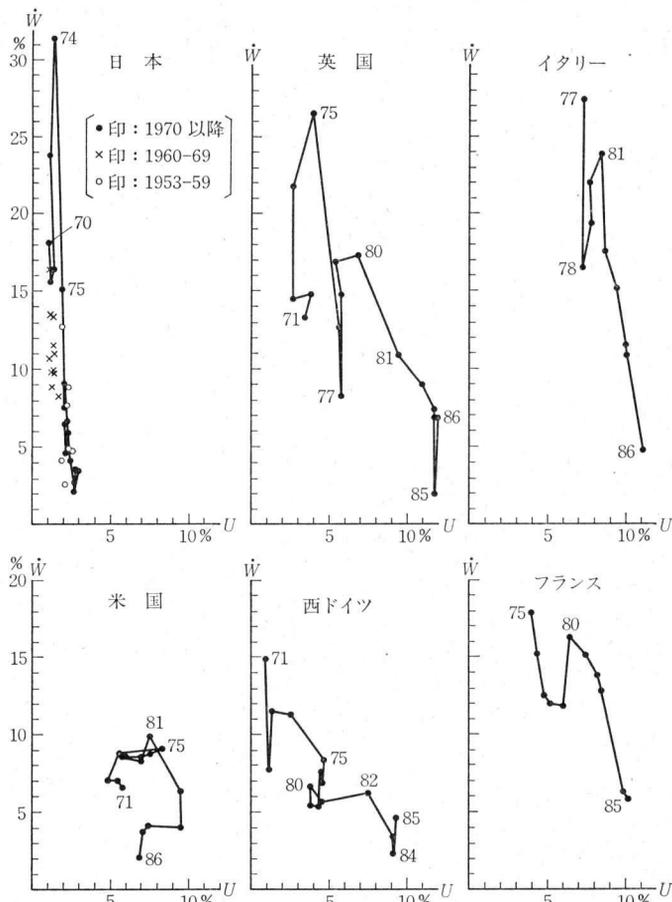


図2 賃金上昇率(\dot{W})と失業率(U)——国際比較



資料：日本銀行調査統計局『日本経済を中心とする国際比較統計』

物価の期待値と実績値との大きな乖離発生が防げたことが、モデルの示唆通り、第2次石油危機後は実質GNPが下落しないままインフレ率低下に成功した一因となっているように見える。

つぎは、日本経済の自律的均衡回復力に関連した議論である。

石油危機後のM増加率の引下げによって名目GNP成長率は年を追って減少していったが、その殆どはインフ

方向データを使って、Carlson=Parkinの方法を改良した手法により、70年代半以降の期待インフレ率を推計している。そこでのグラフをみると、第2次石油危機後の調整期には、第1次のとときと比べて、期待インフレ率は実績をかなりよく追っている。

レ率低下で吸収され、とくに第2次石油危機後は実質GNPは落ち込みをみせなかった。その背景に前述した適切な政策運営があるにしても、この間に、景気の多少の低迷から失業率が僅かに上昇したことによって、インフレ率の低下幅を上回る(そして恐らくは期待インフレ率の低下幅も上回る)賃金上昇率の低下があったことも重要である。日本のUベース・フィリップス曲線を計測すると、図2から直ちに想像されるように、他先進国に比べて著しく低い失業率で横軸を切りかつ著しく急勾配という結果がえられる。

日本の石油危機後の調整過程で、諸外国に比べて著しく軽い景気後退でインフレ率を着実に落としえたのは、Uベース・フィリップス曲線の急勾配を反映して総供給曲線もまた(低い失業率水準に対応する実質GNPのところ)急勾配であったためモデルの示唆通りの結果が生じたのだ、と理解すべきではなかろうか。

3) 以上の主張をどのように評価すべきだろうか。

まず、政策運営についてである。ケインジアン、マネタリスト、どのようなモデルを前提にしても、発動される政策内容が民間の期待のなかに織込まれてしまっている程度が大きい程、産出高をはじめ実物面に与える効果が小さい、といえるだろう。石油危機の後での金融政策の最大の目標はインフレ率を引き下げることであった。実物

面への負のショックを極力抑えつゝこの目標を達成してゆくためには、M増加率削減で実現するインフレ率の低下に合わせて民間の期待インフレ率の低下を図ることが重要である。このような理由から、わが国通貨当局がこの間にとったマネーサプライ重視政策が極めて適切なものであったという前述の主張は、充分納得できるものである。

一方、わが国市場経済の自律的均衡回復力を強いとみることにについては検討すべき余地が多い。検討の対象とすべきは、ほとんど全てが労働市場のワーキングに関連した問題であるが、自律的均衡回復力の強さ如何はそれによって金融・財政政策運営の在り方も変えねばならないマクロ経済政策上重要な問題なのである。この点を次

表 1 簡単なマクロ経済モデル

モ	総需要関数	[1]	$Y = d_0 + d_1 \bar{Z} + d_2 (\bar{M}/P)$
	IS 関数	[1 A]	$Y = a_0 + a_1 \bar{Z} - a_2 i$
	LM 関数	[1 B]	$\bar{M}/P = b_0 + b_1 Y - b_2 i$
デ	総供給関数	[2]	$Y = s_0 + s_1 \bar{K} - s_2 (P/W)$
	生産関数	[2 A]	$Y = F(L, \bar{K})$
	企業均衡	[2 B]	$W/P = F_L(L, \bar{K})$
ル	賃金決定関数 (GNP ギャップ ベース フィリップス曲線)	[3]	$\dot{W} = \dot{P}e - \delta (\bar{Y}^* - Y) \quad (\delta = \alpha/\beta)$
	賃金決定関数 (失業率 ベース フィリップス曲線)	[3 A]	$\dot{W} = \dot{P}e - \alpha (U - \bar{U}^*)$
	失業(定義)	[3 B]	$U = LS - L$
	労働供給	[3 C]	$LS = \bar{L}^* + \bar{U}^*$
	失業率と GNP ギャップとの関係	[3 D]	$Y^* - Y = \beta (U - \bar{U}^*)$
記号	期待形成	[4]	$\dot{P}e = \text{適合的期待} (\lambda \dot{P}_{-1} + (1-\lambda) \dot{P}_{-1}^e) \text{ 又は 合理的期待}$

Y: 実質産出高, Z: 外生的支出, K: 資本ストック, L: 労働需要(雇用), LS: 労働供給(労働力人口), U: 労働超過供給(失業), M: 貨幣量, i: 金利, P: 物価, $\dot{P}e$: 期待物価上昇率, W: 賃金, \bar{U}^* : 自然失業, \bar{L}^* : 完全雇用時の労働供給(\bar{U}^* 控除), $Y^* = F(L^*, K)$: 潜在産出高。
 なお, 変数上のドットは変化率を示す。また, バーは外生変数の表示。

節で説明しよう。

1.2 マクロ経済の自律的均衡回復力と労働市場

わが国市場経済の自律的均衡回復力を評価するために、次の問題を検討する必要がある。

第1に、 U ベース・フィリップス曲線の勾配 α の高さから総供給曲線の傾斜を推論するには、まず、産出高 Y と失業率 U との対応関係を検討する必要がある。 Y ベース・フィリップス曲線の勾配 δ は α/β , $\beta = (Y - Y^*)/(U^* - U)$ 、であるから、総供給曲線の傾斜は α 以外に β (および[2]式の s_2)にも依存している。これは、植田・吉川(1984)が提起した問題である。

かりに、総供給曲線の傾斜が高いということが(単に偶々第2次石油危機後にそうであったにとどまらず)日本経済の構造的特質であるとしよう。それは古典派的均衡への自律的回復力が強いことを意味するとともに、総需要曲線がシフトしてもその影響の大部分は物価の変動に吸収され実質産出高はほとんど変わらないということの意味している。従って、実質産出高低下が生じた場合も、それは、短期間のうちに実質産出高が自律的に回復する性格のものか、或いは潜在産出高が低下したためのものかのいずれかであって、金融・財政政策で総需要拡大を図っても(民間がそれを予想したか否かに拘らず)その効果は殆ど物価上昇に吸収され実質産出高への影響は著しく小さいこととなる。こうして、金融政策は M 増加率の一定化を図り、財政政策は均衡財政下の資源再配分機

能に徹すべきで、いずれも総需要管理政策など意図すべきではない、ということになる。

第2に、日本経済の自律的均衡回復力が高いようにみえても、一旦実質賃金が均衡水準から乖離した場合、再び均衡水準へと速やかに収斂してゆくメカニズムが果して存在しているのか、という問題がある。

石油危機後の欧州諸国で高失業率が持続しているのは、石油価格上昇に伴う限界労働生産性低下にも拘らず実質賃金が硬直的なためではないか、ということが Bruno-Sachs(1981), Sachs(1979)の問題提起であった。わが国ではいわゆる日本の労働慣行や「縁辺労働力(後述)」の労働力率のプロシクリカルな動きもあって失業率は低水準で、欧州諸国の基準からすれば日本の現状は完全雇用に極めて近いとみてよいだろう。また、石油危機後実質賃金上昇率が顕著な低下を示したことも事実である。しかし、実質賃金と限界労働生産性MPLとが均等するという条件が充されているのか、という問題が残る。

かりに、実質賃金がMPLを上回って高どまりを続けているならば、それは、相対価格面での自律的均衡回復力が弱いことに他ならず、また、資源配分上の問題も生じている、とみるべきだろう。

第1, 第2の問題とも、表1のモデルでは極度に単純化されていた労働の需要, 供給, 賃金決定に関する調整プロセスに関する問題である。以下、この2つの問題について今少し補足することとしよう。

なお、第1、第2の自律的均衡回復力の評価にも関連する問題として、失業率(U)ベース・フィリップス曲線の性格は何か、今後ともそれは安定的であり続けるのか、ということがある。しかし、この問題は日本の労働市場の実態と深いかわりをもっているの後に考えることとし、ここでは差し当り U ベース・フィリップス曲線の安定性を前提として議論を進めることとする。

(1) 産出高と失業率との対応関係

表1のモデルが前提とするように、労働供給 L^S が [3C] 式により外生的に決定され、また、産出高 Y と企業が雇用している労働者 L 、保有している資本ストック K との間に生産関数が常に成立している、という世界では、 U ベース・フィリップス曲線 [3A] 式の勾配 α を Y ベース [3] 式の勾配 $\delta = \alpha/\beta$ に変換する際の $\beta = (Y - Y^*) / (U - U^*)$ は、限界労働生産性 $F_L(\cdot)$ である⁹⁾。従って、第1次近似として各国間の MPL の相違を無視して、 α の大小で各国間 δ の大小を推量することも或いは許されるかもしれない。

しかし、政策効果の波及過程などを問題とする現実の世界では、 β の大きさは、次のような産出高変動と失業率変動との間に介在する諸要因に依存していると考えねばならない。すなわち、①産出高 Y 変動から労働需要変動までの調整ラグの存在(従って短期的には生産関数は充されず)、②労働需要は雇用者数 L とその1人当り労働時間 H との積に関する需要であり、 L, H 双方が内生的に変動(産出高に対する調整ラグは H の方が小)、③労働供給 L^S も実質賃金と雇用機会の多寡等に依存して内生的に変動、などの諸要因である。もし、産出高変動に対し労働需要とりわけ雇用者数の調整が後れ、さらに、労働供給が雇用機会の変動に対応して変動するならば、その分だけ U の変動は小幅なものとなり、統計データから $(Y - Y^*)$ と $(U - U^*)$ の比として求められた β の値は $F_L(\cdot)$ より大きいものとなる。

Okun(1962, 1973)が、時系列回帰分析により β を推定し、米国についてはそれが短期的にも長期的にも安定していることを見出して以来、この β はオーケン係数とよばれている。

9) β ([3D] 式)の導出は次の通り。

① [3B], [3C] 式より、 $U - U^* = \bar{L}^* - L$ 。

② 生産関数 [2A] 式および Y^* の定義から、 $Y^* - Y = F(\bar{L}^*, \bar{K}) - F(L, \bar{K})$ 。この右辺の各項を \bar{L}^* の近傍で1次近似して、 $Y^* - Y = F_L(\cdot)(\bar{L}^* - L)$ 。

③ これに①の関係を代入すれば、 $Y^* - Y = F_L(U - U^*)$ がえられる。つまり、[3D] 式の β は限界労働生産性である。

日本に関するオーケン係数は、黒坂・浜田(1982)、浜田・黒坂(1984)によって推定され、国際比較でかなり高い値がえられている。従って、日本の Y ベース・フィリップス曲線の傾斜 $\delta = \alpha/\beta$ が他国比高いか否かは、 α に比べての β の相対的高さ如何ということになる。既にこの点での実証研究も行われている(黒坂・後藤(1987)、中村(1987))ので、3.1でそれらを吟味し、日本経済の自律的均衡回復力を評価することとしたい。

(2) 実質賃金の硬直性

前項の問題が産出高変動から失業率変動への数量調整であったのに対し、本項は、実質賃金が「完全雇用(摩擦的自然失業を除く)が保証される均衡実質賃金(以下、 $(W/P)^*$ で示す)から乖離したとき、その後 $(W/P)^*$ へ向けて調整されてゆく価格調整過程を問題とする。

労働組合の攻撃的姿勢などから実質賃金がオートノマスに上昇した場合、あるいは、石油価格上昇で(割高な石油原材料消費が抑えられ)限界労働生産性 MPL が低下した場合を考えよう。どちらの場合も、実質賃金 (W/P) が MPL を上回る $(W/P > F_L(L))$ こととなる¹⁰⁾。

この実質賃金が $(W/P)^*$ へ向けて下方に調整されてゆくプロセスは次の通りである(単純化のため、技術進歩や資本蓄積により $F_L(\cdot)$ が上方シフトして $(W/P)^*$ が上昇することを捨象、物価上昇率も一定と仮定)。すなわち、①企業が雇用調整により $F_L(L) = W/P$ を図るため、失業が増大、②失業率増大の結果賃金上昇率が低下し(U ベース・フィリップス曲線)、実質賃金は低下、③企業はこの実質賃金低下をみて雇用を次第に回復、④実質賃金が $(W/P)^*$ まで低下した段階で失業が解消、というプロセスである。

問題は、この調整が完了するまでの過渡期(①~③)に、とりわけ調整が円滑に進展しない場合に、発生する。すなわち、

第1に、①~③全ての段階で実質賃金が $(W/P)^*$ を上回っているため、完全雇用均衡時を基準にすると、賃金は資本サービス価格(投資財価格に依存)に比べ割高であり、固定投資の内容が労働節約的な偏りをもつ。つまり資源のミスアロケーションが生じる。

第2に、①が進行中という最初の段階では、MPL を

10) ここでは、表1のモデル同様、財市場での完全競争を仮定しておく。しかし、個別企業が夫々の個別需要曲線(価格弾力性 η)に直面している寡占的状況を考えても、[2B] 式を限界収入と限界費用との均衡から導出される $P(Y) \cdot (1 - 1/\eta) = W/F_L(L)$ に変更すれば、以下とパラレルな議論ができる。

上回る実質賃金の支払によって、企業利潤が圧迫され、固定投資が抑圧される。

第3に、①が完了した段階では、企業はその時の実質賃金とMPLが均等するところで雇用と生産の水準を決定しているため、産出物需要の増大があっても、実質賃金が低下しない限り雇用と産出物供給を増やさない。 $Y = \min(Y^D, Y^S = F(F_L^{-1}(W/P)))$ というかたちで産出高水準が決定され、実質賃金に硬直性があると、産出高が供給制約によって縛られることとなる。

この $(W/P) > (W/P)^*$ で実質賃金に硬直性がある場合に生じている失業は、古典派的失業である。そこでは金融財政政策は有効性を喪失する。総需要 Y^D に影響を与えても、物価上昇と賃金上昇とが同時、同率で起こり、総供給 Y^S を実質賃金の低下を通じて増加させることはできない。インフレーションを激化させるにとどまる。

これら一連の問題は、石油価格上昇後のスタグフレーション発生メカニズムおよびそれへの政策対応如何というかたちで、Bruno=Sachs(1981, 1985), Sachs(1979, 1983)等によってとりあげられた¹¹⁾。

そこでは、とくに欧州諸国が米国と対比される。米国では、名目賃金が物価に遅れて調整され(長期に渉る賃金契約の存在)、物価上昇率が高まると実質賃金が低下する傾向があるのに対し、欧州諸国では、名目賃金と物価との間には事実上のインデクセーションがあって実質賃金が硬直的である。この結果、石油価格上昇後の欧州諸国では、失業率の増大とその高どまりとが顕著であり、また、生産・雇用が割高な実質賃金に制約され労働市場で超過供給、財市場で超過需要という古典派的失業の状況が暫らく続くという現象が生じた、とされる^{12), 13)}。

11) ほゞ同じような視点からの研究としては、Branson = Rotemberg(1980), Gordon(1982, 1987)等。

12) もっとも、80年代半の欧州については、Sachs(1983)は、労働需要が総需要に感応的なセクターが増大してきた(この結果、古典派的失業の業種とケインズ派的失業の業種が並存)とみる。欧州ではこのような見方での計量経済モデル分析も行われている(たとえば、Drèze(1987))。

13) 欧州諸国の失業率が現在も未だ高く低落の兆しがない(Euroclerosis(sclerosis = 硬化症))ということは実質賃金の硬直性のみでは説明できない、労働市場のワーキングについての新しい仮説が必要だ、との見方も多い。 W/P が一定でも、技術進歩等によるMPL上昇につれて雇用は増加する筈だからである。いくつかの新しい仮説が提示されているが、いずれも「均衡失業率が失業率実績に依存する」という性質をもっており、hysteresis(磁気履歴)仮説と総称されている。

この仮説の例をあげよう。(i) 賃金交渉での労働者

(3) Bruno=Sachsは、各国の実質賃金硬直性をみるための1つの指標として、次の「賃金ギャップ(wage gap)」変数を推計、利用した¹⁴⁾。

$$\text{賃金ギャップ}(WG_t) = \frac{W_t/P_{0,t}}{F_L(L_{f,t}; K_t)} \quad [5]$$

分子は、時間当り実質賃金(ただし物価は、CPIではなく、中間投入分を除く生産者物価=付加価値デフレーター)、分母は、その期の資本設備 K_t のもとで、労働資源(人数×時間)が充分稼働したとした場合のMPLである($L_{f,t}$ は、この完全雇用(摩擦的等自然失業分は除く)に見合う労働投入量)。

このWG変数は、Bruno, Sachs以外の研究者、国際機関によっても推計され広く使われているものであり、本稿でも2.3で、日本の実質賃金硬直性との関連でこれらの推計結果を利用する。

2. 日本の労働市場の特徴とマクロ経済の自律的均衡回復力

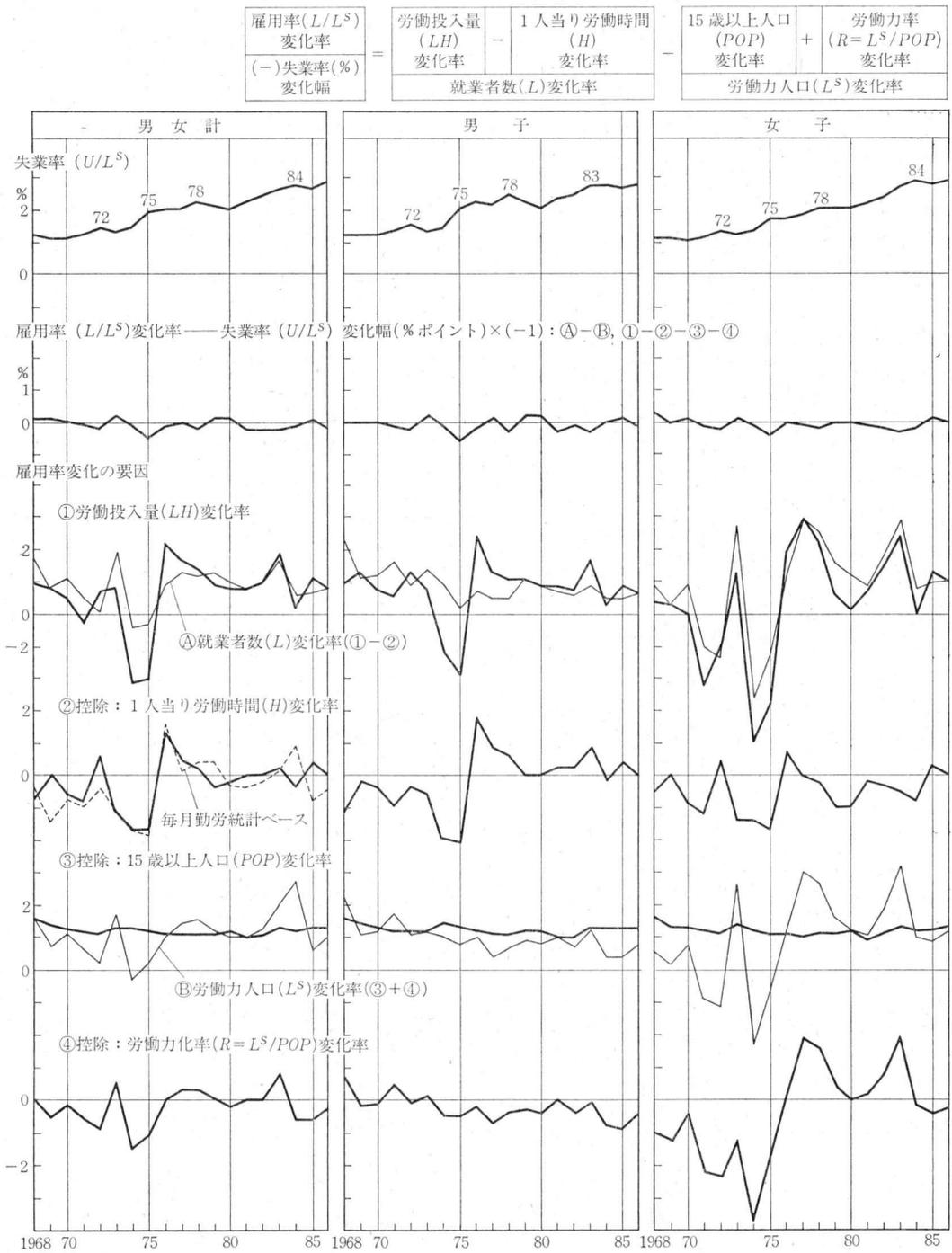
以上、マクロ経済の自律的均衡回復力は、産出高・労働需要の変動が失業率変動に反映するまでの数量的な調整過程、割高な実質賃金が均衡水準へ到達するまでの価格調整過程等、労働市場のワーキングに依存していることをみた。以下、2.1で総務庁統計局『労働力調査』を使って日本の雇用調整の具体的な形態を概観、2.2で労働市場に関して行われた実証分析結果を検討、これにより、日本における労働市場の特徴的な作動形態をみたく、2.3で日本経済の自律的均衡回復力を考えることとした。

側の要求は「その企業に現に雇用されている者(インサイダー)の雇用を確保し、かつ、企業が支払可能な最大額を」というものであり、この結果 $W = P^e \cdot F_L(L_{-1})$ により賃金水準が決まる。そこでは、MPL上昇が全てインサイダーの実質賃金増に吸収され、雇用増には均霑しない。また、失業が増えても、それはアウトサイダーの動きであってW決定には影響しない(Blanchard = Summers(1987))。

(ii) 長期間失業を続けると、労働者の職探し密度は低下し、また、労働技能も低下しがちである(尠くとも企業は失業期間を労働者の質のシグナルとして使用する)。一度失業期間が比較的長い失業者が発生すると、その後の企業の欠員補充は短期間失業者を優先して行われ、長期失業者の失業期間は益々長くなるので、失業ブルー内労働者の平均的な質と職探し密度とは低下してゆく(均衡失業率が上昇)。(Budd=Levine=Smith(1987 a, 1987 b))。

14) 以下の変数記号は、表1のものとは多少異っている(人数×時間をLとするなど)。

図3 失業率変動の要因分解：1968-86



資料：総務庁統計局『労働力調査年報』(各年)。

表 2 失業率・雇用率とその変動諸要因に関する統計的關係：1968-86

		労働投入量 (LH) 変化率	1人当り 労働時間 (H) 変化率	就業者数 (L) 変化率	労働力人口 (LS) 変化率	労働力率 (R) 変化率	15歳以上 人口 (POP) 変化率	雇用率 (L/LS) 変化率 (-)失業率 変化幅
		$(\dot{LH}) = \dot{H} + \dot{L}$ (1)	\dot{H} (2)	$\dot{L} = (\dot{LH}) - \dot{H}$ (3)	$\dot{LS} = \dot{R} + \dot{POP}$ (4)	\dot{R} (5)	\dot{POP} (6)	$\dot{L} - \dot{LS}$ (7)
平均(%)	男女計	.637	-.242	.879	.953	-.253	1.250	-.074
	男子	.784	-.116	.900	.979	-.253	1.232	-.079
	女子	.374	-.510	.884	.958	-.268	1.226	-.074
標準偏差(%)	男女計	1.103	.757	.616	.537	.557	.143	.169
	男子	.930	.946	.468	.432	.387	.146	.207
	女子	1.769	.673	1.478	1.463	1.500	.166	.163
(LH)との相関係数	男女計844	.753	.755	.801351
	男子876	.216	.075	.222331
	女子588	.930	.921	.912161
(LH)に関する弾力性注)	男女計580	.420	.367	.404054
	男子891	.109	.035	.092074
	女子224	.776	.762	.773015

総労働投入量(LH) = (LH)_m + (LH)_f 変化率と男女別労働投入量(男子(LH)_m, 女子(LH)_f) 変化率との関係

男子 (LH) _m	(LH) との相関係数	.944	(LH) に関する弾力性	.796
女子 (LH) _f	(LH) との相関係数	.929	(LH) に関する弾力性	1.489

(注) 被説明変数(2)~(7)欄の変数(\dot{X})と(LH)との回帰式, $\dot{X} = a + b(LH)$ のパラメータ b . 資料: 図3データ.

2.1 雇用調整プロセス

—『労働力調査』による失業率変動要因分解

図3は, 失業率の変動(前年比変化幅%ポイント)を定義的關係を使って要因別に分解したものである. その定義的關係(記号は, 図3欄外記載の通り)とは,

$$\text{失業率}(U/L^S)\text{変化幅}(\% \text{ポイント}) \\ \equiv -\text{雇用率}(L/L^S)\text{変化率}(\%) \quad [6]$$

という近似的關係¹⁵⁾と,

$$\text{雇用率} = \frac{\text{就業者数} \left[L = \frac{\text{労働投入量}(LH)}{1 \text{人当り労働時間}(H)} \right]}{\text{労働力人口} \left[L^S = \text{労働力率}(R) \times 15 \text{歳以上人口}(POP) \right]} \quad [7]$$

との2つであり, これを使うと, 図3欄外に記したようなかたちで失業率(あるいは雇用率)の変動幅(%ポイント)を[7]式のなかの諸要因変数の変化率(%)の和として表すことができる. また, 表2は, これら諸要因変数(年)変化率について, 平均, 標準偏差および労働投入量(LH)変化率との相関係数・弾力性を示したものである.

1) 図3と表2から, 対象期間である1968-86年の平

15) ここで, $\Delta \frac{U}{L^S} = - \left(\frac{L}{L^S} \right)_{-1} \frac{\Delta(L/L^S)}{(L/L^S)_{-1}}$ であり, わが国戦後の L/L^S は 0.97 以上だから, 近似とはいえ精度は高い.

均的な動きとして, 次の2点が指摘できる.

第1に, 失業率の変動が極めて小幅であるのに対して, むしろその要因が大幅に変動していることである.

生産関数という技術的關係があるため, 産出高変動の影響はまず労働投入量 LH に現れる. 従って LH は比較的大幅な変動を示している. しかしその動きは, 労働時間 H や労働力率 R の変動で相殺されてしまい, 失業率の変動にはごく僅かしか反映されていない.

第2に, 労働投入量, 相殺要因, 失業率, そのいずれの変動についても, 男女間に大きな差があることである. (就業人口中の男女比率は6:4のため, 男女計の動きは両者の動きのほぼ平均になる.)

以上2点を敷衍しよう.

(i) LH の振幅(変化率の標準偏差, 以下同様)は, 実質GNPの振幅(1968-86年: 3.38%)に比べれば小さいとはいえ, 男女計で1.10%と比較的大幅である.

とくに女子が大きい(男子: .93%, 女子: 1.17%). LH が男女合計で1%変動したとき, 男子, 女子夫々の LH が何%変動するか(弾力性)をみると, 女子は1.49%で男子の0.80%を大きく上回っており, 雇用調整過程で女子労働力の果す役割が大きいことが示されている.

(ii) LH の変動のうち, 失業率変動に反映される部分は大きくない(LH の振幅を100として, 失業率の振幅

は、男子で22.0、女子で9.2)。

LH変動と失業率変動との相関係数をみると、男子(および男女計)は10%有意であるが、女子は10%でも有意でなく、女子失業率の動きは労働需要の動きを殆ど反映していない。

(iii) LH変動の主要相殺要因を男女別にみると、男子では1人当り労働時間H、女子では1人当り労働時間Hと労働力率Rであり、いずれもLHとの間で0.1%有意の正の相関をもっている。

弾性計算値を使って、LHが1%減少したときの失業率(%ポイント)への量的波及関係を見ると、次の通りで、相殺要因として男子でH、女子でRの役割がとくに大きい。

	LH	H	R	失業率	就業者数	労働力人口
	%	%	%	%ポイント	%	%
男子	-1.00	-.89	-.09	+07	-.11	-.04
女子	-1.00	-.22	-.77	+02	-.78	-.76

2) つぎに、石油危機後に絞って雇用調整過程をみてみよう。表3である。

第1次石油危機後の74,75年には、通期でみた通りの典型的プロセスが進行した。すなわち、この2年間でLHは大幅に減ったが(男子-3.0%、女子-6.6%、男女計-4.1%。女子低落率が男子の倍)、男子ではHが、女子ではHとRがこれを相殺し、失業率は、男子で0.7%ポイント、女子で0.5%ポイントの上昇にとどまった(75年失業率、男子2.0、女子1.7、男女計1.9各%)¹⁶⁾。

これに対して、第2次石油危機後、80,81年の雇用調整は、通期の平均的な動きや第1次石油危機後の動きとはかなり異っている。

①労働投入量LHは、この間の実質GNP成長率の鈍化を映じ増勢こそ鈍化はしたものの、男女とも増加して

表3 石油危機後の雇用調整

		対象期間			参考: 景気循環基準日付					
					(山)	(谷)				
		第1次石油危機後...1973(平均)→75(平均)			1973/11→1975/3					
		第2次石油危機後...1979(平均)→81(平均)			1980/2 →1983/2					
		第1次石油危機後			第2次石油危機後					
		男女計	男子	女子	男女計	男子	女子			
失業率(%)	増加幅	(1)	(5)-(2)	0.6	0.7	0.5	0.1	0.1	0.1	
要因別寄与度	就業者数(L)	増加率(%)	(2)	(3)-(4)	-0.7	1.1	-3.5	1.8	1.6	2.1
	労働投入量(LH)	増加率(%)	(3)		-4.1	-3.0	-6.6	1.6	1.8	0.9
		労働時間(H)	増加率(%)	(4)		-3.4	-4.1	-3.1	-0.2	0.2
	労働力人口(LS)	増加率(%)	(5)	(6)-(7)	-0.1	1.8	-2.9	1.9	1.8	2.2
	15才以上人口(POP)	増加率(%)	(6)		2.5	2.7	2.3	2.1	2.2	2.1
		労働力率(R)	増加率(%)	(7)		-2.6	-1.0	-5.4	-0.2	-0.4

資料: 図3データ。

いる。②しかし失業率は、男女夫々0.1%と小幅ではあるが、増加している——これはLH増加率の水準が男女とも15歳以上人口POP増加率の水準を下回り、全般に労働需給が軟化したため。③LH増加率とPOP増加率とのギャップは、男、女、夫々、0.4、1.2%ポイントであるが、失業率増加を小幅にとどめた主要相殺要因は男子で労働力率Rの低下(-0.4%)、女子で1人当り労働時間Hの低下(-1.2%)である。

3) 以上の『労働力調査』を使った雇用調整形態の簡単な概観は、マクロ経済分析に対し次の点を示唆している。

まず、①1968-86年の平均的な関係としてとらえたオークン係数は、Okun(1962, 73)自身が米国について推計した3~4の値とは比較にならない程大きそうである¹⁷⁾。

また、②雇用調整形態が男女で大きく異っている。もとよりそこでの男女の差は性別の違いでなく、家計と企業の両サイドからみた、primary labor force(家計: 世帯主等。企業: 暗黙的長期契約下の労働者等)とsecondary labor force(家計: 家計補助的労働力等。企業: 臨時雇用者等)との差が現れているのだろう。雇用調整過程の解明には2つの労働力を区分してみる事が不可欠のよう

17) オークン係数は、 $\Delta U/\Delta \ln Y$ の逆数で(ただし、自然失業率、潜在GNPの変化を捨象)、 $(\Delta U/\Delta \ln(LH))^{-1} \cdot (\Delta \ln(LH)/\Delta \ln Y)^{-1}$ 。表2から $\Delta U/\Delta \ln(LH)$ は0.54、その逆数は18.5。 $\Delta \ln(LH)/\Delta \ln Y$ は1をかなり下回ろうから、オークン係数は相当大きな数字となる。

16) 第1次石油危機後の調整過程で、Rとくに女子のR低下が失業率上昇を阻む緩衝装置であったことを、小野(1981)が早い段階で指摘している。

に思われる。

③1次、2次石油危機後の対比にみられるように、雇用調整形態は(恐らくオークン係数も含めて)時期によって相当異っていきそうである。

(付)「失業率」について

労働投入量ないし就業者数が大幅に変動しても、失業率はごく僅かしか動かない、ということから生じる当然の疑問は、失業率計数が果して労働市場の需給を的確に示しているか否か、という点である¹⁸⁾。この点について簡単に触れておこう。

まず指摘できるのは、これまでのところ失業率が、①欠員率((有効求人人数-就職件数)/(雇用者数+有効求人人数-就職件数)、後出図5)や企業の雇用人員に関する過不足判断(日本銀行『企業短期経済観測』等の労働需要サイドからみた需給指標、および②公共職業安定所経由(男女とも求職者中の35%)の労働需給を示す有効求人倍率(有効求人人数/有効求職者数)などと、ほぼ共変していた、という事実である——失業率と①との関係については、労働力率の変化という供給面の事情も若干考慮する必要があるが、さらに、表2をみても、労働投入量LH変化率と失業率の変化との間には、男女計と男子に関して、夫々、0.35と0.31という低いが、しかし10%有意の相関係数が検出されている。

これらの事実は次のように解釈できる。労働投入量LHの変化にみられる労働需要の変動は、当然、primary labor forceに関する需要変動を伴っている。一方、雇用調整の過程で離職したsecondary labor forceの相当部分は、失業プールに入らず非労働力化してゆく¹⁹⁾。従って、secondary labor forceの非労働力化が大きいが故に、却って、失業率の動向は、(企業の雇用人員判断の対象となっているような)primary labor forceの需給を反映することになる、と考えることができる²⁰⁾。

18) これに加えて失業者の統計としての信頼度、失業者の定義についての疑問も出ようが、まず問題はなさそうである(Eguchi(1987))。

19) 女子就業者を、④「主に仕事をする者」と⑤「家事・通学のかたわらに仕事をする者」とに分けると、⑤は全体の36.2%(1986年。なお男子では1.8%)。一方、失業者では⑤は32.6%。これからも失業者中のsecondary labor forceの比重が低いことが窺われる。

また、前節でみた通り第1次石油危機後74,75年には女子離職者の非労働力化が顕著だったが、同期間中の女子就業者減少のうち、64.8%が⑤であった。

20) 従って、問題はむしろ今後にある。かりに女子労働力率が高まり、失業プールの中でのsecondary

2.2 労働市場の作動形態

——実証分析結果との関連で

日本の労働市場における数量的調整と価格調整に関する特徴的な作動形態を、この領域に関する実証分析結果との関連で考えよう²¹⁾。

(1) 労働供給

雇用調整過程との関連で日本の労働供給に特徴的な統計的事実は次の2つである。

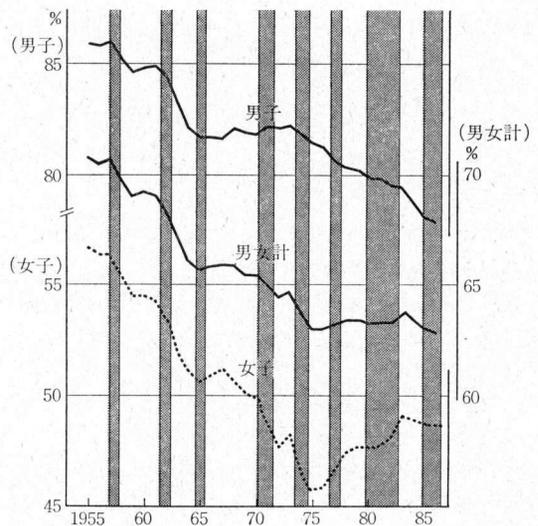
第1は、労働力率についてである。

雇用調整の過程での労働力率、とくに女子の労働力率の変動は、国際的にみて著しく大きい(小野(1981, 1985))。それは概ねプロシクリカル(景気後退期に低下)であるが、例外もある(図4)。

なお、女子労働力率は、第1次石油危機後の調整完了後1975年を底に上昇を辿っている。

第2に、労働移動が、失業プール(U)をバイパスして、就業者(L)と非労働力(NL)との間で行われる傾向が強いことである。表4から、①その月にLの地位を離れた

図4 労働力率の推移——1955-86



資料：総務庁統計局『労働力調査年報』。

labor forceの比重が増大するとするならば、失業率の性格も変わってくるからである(後述2.2(1)参照)。

21) 労働市場の実証分析は極めて豊富である。以下は、私が偶々目を通すことができた実証研究から私なりの問題整理を試みた、という性格のものに過ぎない。

表4 労働力地位間移動の遷移確率: 1975年月平均

L: 就業, U: 失業, NL: 非労働力 (%)

		日本									米国		
		男子			女子			計			FROM:		
		FROM:			FROM:			FROM:			FROM:		
		L	U	NL									
TO:	L	99.0	16.2	2.9	95.9	12.8	2.7	97.9	15.1	2.8	94.6	23.4	4.5
	U	.3	77.1	.7	.3	64.0	.3	.3	72.5	.4	1.9	56.3	2.7
	NL	.7	6.7	96.4	3.8	23.2	97.0	1.8	12.4	96.8	3.3	20.3	92.8
計		100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

出所: 水野(1982).

者のうち、月末にUのプールに留まっていた者の比率と②NLの地位を離れた者のうちUプールに入った者の比率を計算すると、

	日本	(男子)	(女子)	米国
① $\frac{L \rightarrow U}{L \rightarrow (U+NL)}$	14.3%	(30.0)	(7.3)	36.5
② $\frac{NL \rightarrow U}{NL \rightarrow (U+L)}$	12.5%	(19.4)	(10.0)	37.5

で、全体として米国より顕著に低く、また、男女別では女子の低さが目立っている。

1) この2つの統計的事実、梅村(1971)が「縁辺労働力」とよんだ家計補助的労働力供給に関する分析が重要であることを示している。この種労働力の供給要因として、通常、①稼得可能賃金(余暇の機会費用)、②世帯主所得(家計補助的な「付加的労働効果」の要因)、③雇用機会(それが乏しくなると職探しを断念し、非労働力化する「求職意欲喪失効果」の要因)を考慮してその実証分析が展開されている。マイクロデータも利用しつつ、非世帯主主婦の労働力率に焦点をあてた実証分析が行われ(たとえば、島田他(1981)、樋口他(1987))、上記①、②要因に関する労働供給の弾力性については国際比較も行われている。また、③の要因については、時系列データを分析する際に有効求人倍率を雇用機会のproxyとして使うのが通例のようである(島田他(1981)、小野(1981))。

2) 雇用調整過程との関連で、上記の統計的事実や実証分析を考えてみよう。

労働力率が通常プロシクリカルに大きく変動するということは、オークン係数が一般に高いということである。しかし例外もあるのだから、オークン係数は当然不安定な筈である。

従来の実証分析では、secondary labor force 労働力率の循環的変動を、プロシクリカルな①(稼得可能賃金)と

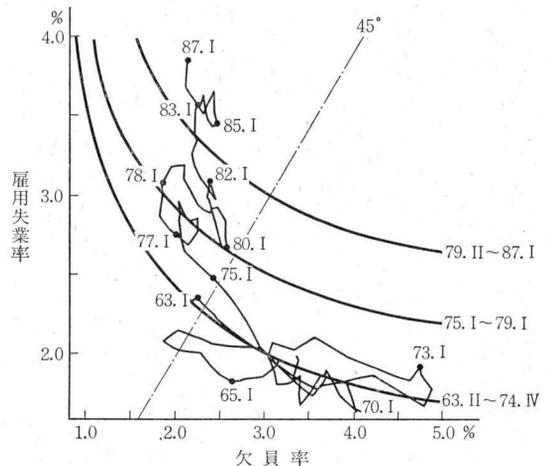
③(雇用機会)の要因とカウンターシクリカルな②(世帯主所得)の要因との組合せで説明してきた。しかし、第2次石油危機後80年初から83年にかけて、有効求人倍率が低下したにも拘らず女子労働力率が上昇を続けたことを、②の要因つまり世帯主所得の低迷だけで説明できるのだろうか。

就業・非就業選択モデル

は、3要因以外のどちらかといえば趨勢的要因によっても労働力化が高まることを教えている。経済のサービス化のもとで生じる短時間勤務雇用機会の増大や就職情報誌の普及による職探し費用の低下などである。

この種趨勢的要因が75年以降の女子労働力率の上昇で支配的であったか否か、また、いずれその影響がでるにしても量的にどの程度であるか、等は実証の問題である。しかし、もしこれら趨勢的要因の量的影響が大きいとすると、今後、「仕事をもたず、求職活動を行っている者」としての失業者が増え、また、失業プールの中でのsecondary labor forceの比重も増大してゆくこととなる²²⁾。そして、その結果として、雇用調整の作動形態が

図5 失業率と欠員率



出所: 島田(1986).

(注) 雇用失業率=(完全失業者数)/(完全失業者数+雇用量)

欠員率=(有効求人-就職件数)/

(雇用量+有効求人-就職件数)

22) 将来、失業プールの性格が変わる今1つの可能性として、失業期間の長期化の問題もある。

変り、かつ、(失業プールの性格変化から)マクロ的な賃金決定関数であるフィリップス曲線の位置や形状が変化してゆく可能性も生じるのである。

(2) 労働需要

労働需要関数は、全てのマクロモデルに組み込まれているし、その実証分析が豊富である。同一の関数形で諸外国についても推定し国際比較を行ったものでも、篠塚・石原(1977)、小野(1981, 1985)、水野(1986)がある。さらに、村松(1985)は、米国での研究結果と対比しつつ、日本の労働需要関数のサーベイを行っている。

1) これらの数多い労働需要関数の推定結果は、関数形、推定期間、使用データ等の相違からかなり区々ではあるが、およそ次の2つの特徴を指摘できそうである。

第1は、労働需要関数を望ましい雇用(ないし人数×時間)水準へ向けての部分調整として定式化した場合、日本の調整速度を他先進国と比較すると、雇用人数では小さく²³⁾、労働総時間(2.1でのLH)では他国並であることである。

第2は、労働需要の実質賃金に関する(長期)弾力性についてである。一般に推定式では産出高変数の影響が強くて、実質賃金の有意性が低い。また、国際比較を試みた研究で、日本に関する弾力性推定値は米国のものに比べて小さい(たとえば、小野(1985)、篠塚・石原(1977)、水野(1986)。また、島田他(1981)、村松(1985)のサーベイ参照)。

2) このうち第1の点は、2.1で1968-86年の平均的関係として検出したものに符合するもので、オークン係数の一般的な高さを含意するものである。

なお、男女別(あるいは常用・臨時別)の調整速度については、村松(1981)が女子雇用比率の高い業種雇用調整速度が早いという結果を示しているが、労働需要関数自体を男女別(あるいは常用・臨時別)に推定したものはみあたらなかった。2.1でみたように、企業による雇

用人員、労働時間の調整は男女間で大きく異っている。企業が雇用調整を進めてゆく場合、primary labor forceとsecondary labor force間に存在する入職・離職に伴う調整費用の差や生産過程における両者間の代替可能性の程度などが重要であろう。これらを考慮しつつ需要関数を別々に定式化し、供給面での別々の取扱いとあわせて、2つの(しかし相互に関連した)労働市場を考えることは、雇用調整過程と実質賃金調整過程とを検討するために必要かと思われる。

第2の雇用の実質賃金弾力性推定値が低いという点をどう理解すべきだろうか²⁴⁾。弾力性推定値が他国よりかなり低いということは、日本では、終身雇用制、年功序列賃金といった「日本的労働慣行」が存在するために、労働需要(人数、時間)が実質賃金に非弾力的であるということだろうか。もしそうならば、労働力をprimaryとsecondaryとに分割したうえで推定結果への興味が変わって生じるとともに、primary labor forceの実質賃金が硬直的であるという価格調整過程への重要な含意が生まれることとなる。

(3) 賃金決定

1) 賃金決定関数としてフィリップス曲線を推定したものは、労働需要関数以上に多い。サーベイとしても、豊田(1979a, 1979b)、島田他(1981)がある。労働市場の調整との関連で、ほぼ全ての推定結果に共通する次の2点が興味深い²⁵⁾。

第1に、国際比較をした場合、その傾斜が高いことである(たとえば、小野(1985)、水野(1986)。また、表6に掲載の黒坂・後藤(1987))。

第2に、説明変数として、期待インフレ率のproxy変数と失業率の他に、通常、利潤率、投入・産出物価比率、さらに場合によっては交易条件(新開(1981))等が導入され、その有意な影響が検出されていることである。

一方、賃金決定関数を、明示的に賃金交渉関数として

わが国では、失業率が低いにも拘らず、一度失業プールに入るとそこでの滞留期間が長い。表4から失業者の平均滞留期間を計算してみると($U \rightarrow (L+NL)$)%の逆数による)、

日本	(男子)	(女子)	米国
3.6月	4.4	2.7	2.3

で米国より長い(とくに男子が長い)。今後高齢化が進む過程で、注13(ii)で示したような事態が起きる可能性も皆無ではあるまい。

なお、日本のU-V曲線は、図5にみる通り、僅かづつではあるが東北方へシフトする傾向にある。

23) ただし、篠塚・石原(1977)では、米国がとび抜けて大きく、日英独がほぼ同水準。

24) 村松(1985)は、①米国に関しても、労働需要関数からの実質賃金弾力性推定値は、一般に、生産関数推定結果や労働分配率から予想される値よりも小さいこと、②それにしても日本についての弾力性推定値は小さいことを指摘している。

25) この他に期待インフレ率のproxy変数の係数推定値の問題もある。ひと頃、70年代を推定期間に加えて推定すると1.0という仮説は棄却できない、という報告例が多かったが、最近はそのような仮説もなくなりつつある(たとえば豊田(1987))。しかし、これには期待インフレ率のproxyとして使った変数の妥当性も絡んでおり、「理論的には」期待インフレ率の真のパラメータは1.0と考えるべきであろう。

定式化推定する例も多い。春斗等で決定された大企業賃金が他部門へスピルオーバーする(佐野(1970))という賃金波及メカニズムの一環として、賃金交渉関数を定式化するものであり、最近の研究としては、島田・早見(1985)の賃金交渉モデル、水野(1985)の企業規模別賃金関数がある。

2) 日本のフィリップス曲線の傾斜が高いことの意味については、既に述べたので繰り返さない。フィリップス曲線の計測で企業側の諸変数の影響が有意に検出されるという点を問題にしよう。

まず、形式的に言って、表1[3A]式の賃金決定関数の右辺に企業側諸変数が入ることであると、期待実質賃金上昇率がゼロになる失業率(教科書で自然失業率とよばれるもの)が企業側諸変数にも依存する、ということになってしまふ。

むしろ、計測されたフィリップス曲線は、高度に集計化された段階ではあるが、賃金交渉を反映している、とみるべきであろう。企業、労働者の選好関数が外部労働市場の需給状況によってシフトすると想定すれば、失業率を説明変数の1つとする賃金交渉関数を容易に導出できるからである。しかしながら、フィリップス曲線の性格がこのようなものだとすると、労働市場の価格調整過程との関連で次の2つの問題が生じる。

1つは、フィリップス曲線の傾斜の高さは労働市場の効率性(超過需給に反応して価格が敏速にビッド・ダウン、ビッド・アップされる)を意味していない、ということである。その傾斜は、企業や労働者の選好の変化とともに十分変りうるのである。

今1つは、外部労働市場で需給が均衡しても、実質賃金は変動してゆくということである。従って、フィリップス曲線の傾斜が高いからといって、実質賃金はその均衡水準(完全雇用下の限界労働生産性)から乖離した場合に速やかに不均衡が解消するというわけではないのである²⁶⁾。

3) なお、この他、フィリップス曲線には、前述のように、今後かりに失業者プールの性格が変化するとすれ

表5 オークン係数 β の推計値

	推計値上の()内は計測期間				その他
	日 本		米 国		
黒坂・浜田(1982)	(1953-82) 10.0*	(1953-65) 15.2*	(1965-74) 40.3*	(1974-82) 5.4*	西ドイツ (1960-83) 3.6*
Hamada=Kurosaka (1984)	(1953-82) 28.2* 28.0	(1953-65) 18.5*	(1965-74) 32.4*	(1974-82) 13.2*	(1953-79) 2.4* 2.4 フランス (1960-83) 5.8*
黒坂・後藤 (1987)	(1965-85) 36.9*				(1965-85) 2.7* イタリー (1960-83) 6.0*
経済企画庁 (1983)		(1965IV-73IV) 43.4*	(1974 I-82 II) 16.2*		英 国 (1960-83) 2.2*
Okun (1962)				3.2	
(1973)				3.7	

注: 1) オークン係数(β)は次式の b の逆数。

$$U-U^*=b(Y^*-Y)/Y$$

U, U^* : 実績および自然失業率, Y, Y^* : 実績および潜在 GNP.

2) 表中, *印を付したものは $\ln(1-U)=a+b \ln Y-ct$ による推計。

ば、その安定性が崩れる、という問題もある。前述したように primary labor force と secondary labor force に分けて賃金決定を考えてゆくことが望ましいのであろう。

2.3 日本経済の自律的均衡回復力

2.1, 2.2で日本の労働市場の作動形態をみた。雇用調整過程で、産出高変動の失業率変動への効果は小さく、かつ、ボラタイルであった。このことからみて、かりに U ベース・フィリップス曲線の勾配が高く安定的だとしても、総供給曲線はその勾配がかなり割引かれ、かつ、不安定なものとなる可能性が強い。また、日本では実質賃金が伸縮的だといわれているが、企業の雇用調整態度(労働需要関数)やインサイダーとの交渉による賃金決定などからみて、サプライショック等で実質賃金について不均衡が生じた場合に不均衡の解消速度が一概に早いとはいききれない可能性もなしとしない。以下、マクロ経済分析段階での総供給曲線の勾配と実質賃金の調整とに関する実証分析を検討し、労働市場との関連で日本経済の自律的均衡回復力を考えてみることにする。

(1) 総供給曲線の勾配

1) 表5は、日本に関するオークン係数 β の推計結果をまとめたものである。計測期間の相違や使用データの違によって大きく振れ基だ不安定であるが、日本のオークン係数が(殆どの推計値は2桁)、諸外国に比べて著しく高いことはまず確実のようである。また、高度成長期がとくに高く、70年代後半から80年代初頭を計測期間とした場合には多少低い値がでる傾向がある。

2) オークン係数 β の推計値が国際的にも高く、かつ、不安定であろうことは、2.1, 2.2の雇用調整過程の検討

26) また、企業と労働者の対応如何では、注13)(i)に記したような事態が生じる可能性もゼロではない。

表 6 総供給曲線の勾配 δ (弾力性ベース)の推計値: 黒坂・後藤(1987)

	日 本	米 国	西ドイツ	英 国	フランス
総供給曲線勾配(α/β)	0.21	0.23	0.30	0.91	0.48
フィリップス曲線勾配(α)	7.64	0.61	1.09	1.98	2.81
オークン係数の逆数($1/\beta$)	0.03	0.37	0.28	0.46	0.17

(注) α の推計: フィリップス曲線を $\dot{W} = \gamma_0 + \gamma_1(1/U) + \gamma_2\pi_{-1}$ により推定し(推定期間は 1960-85, ただし, フランスは 1974-84), $\alpha(= -\partial \dot{W} / \partial U) = \gamma_1 / \bar{U}^2$ で推計. \bar{U} は推定期間の U の平均.
 β の推計: 上掲表 5. 推定期間は 1965-85. 総供給曲線の勾配(δ): $\dot{P} = \dot{W}$ と仮定して, $\delta = \alpha/\beta$.

からも予想されたところであるが, U ベース・フィリップス曲線の勾配 α の国際的な高さと比べてどうだろうか. 黒坂・後藤(1987)は, 日本を含む5か国について α, β の双方を推計して, $\delta = \alpha/\beta$ により総供給曲線の勾配を算出し, 表6に示したその結果から, 日本の β は α が高い以上に高く, 総供給曲線の勾配 δ は5か国のなかで最も低いとの結論を出していられる.

日本の δ が「5か国のなかで最も低い」という黒坂・後藤の結論は少し強過ぎるように思われる. 何といても, 前述のように日本の β 推計値は不安定であり, 様々な推計値の中で, 黒坂・後藤が使ったもの(36.9)はかなり高い値の部類に属しているからである. ここで言えることは, β の高さを無視して α の高さだけから δ の値を推論するのは誤りであること, また20年間の平均的な関係をみる限り, 日本の δ , 従って, 総需要ショックに対する自律的均衡回復力は他国より「高いとはいえない」ということにとどまるのではなからうか.

また, たとえば, 表5のHamada=Kurosakaの期間を区切って推計したオークン係数推計値などを根拠に, δ の不安定性も強調すべきだろう. かりに, 黒坂・後藤が推計期間 1965-85のもの(36.9)の代りにHamada=Kurosakaの70年代後半から80年代初頭にかけてのもの(1974-82, 13.2)を β として利用したならば, 日本の δ は英国を除く他国よりも大きなものとなる²⁷⁾.

第2次石油危機後の雇用調整が(第1次のそれとは異なり) β を押し下げることで行われたことは, 2.1で見た通りである. この期間に実質GNPの低下がないままにインフレ率低下が進行したのは, 適切な政策に加えて, β が過去20年平均のものよりかなり低く $\delta = \alpha/\beta$ も高ま

っていたことが寄与していた点を否定できまい²⁸⁾. ただ, 同時に強調すべきは, β のボラティリティがかなり大きく, この間の β の低下も女子労働力率のカウンターシクリカルな上昇等, そのメカニズムが十二分には解明されていない諸要因によって生じたものであり, 労働市場に関する既存の知識から

先行きの β 変動とそれに伴う総供給曲線の位置と勾配との変化を的確に予測することは現状では甚だむづかしいということである.

(2) 実質賃金の調整

1.2(2)で紹介した「賃金ギャップ(WG)」変数を手懸りにして, 実質賃金調整の問題を考えよう.

1) まず, 賃金ギャップWG変数の意味をみておこう. 賃金ギャップWGとは, [5]式で示した通り(表7, (1)式に再録), 実質賃金(W/P_0)と完全雇用限界労働生産性 $F_L(L_f, K)$ つまり均衡実質賃金との比率であって²⁹⁾, それが1を上回る程, その時点の実質賃金が, (所与の固定資本残高のもとで)完全雇用が実現したとした場合の均衡実質賃金よりも, 割高であることを示している.

賃金のオートノマスな上昇やサプライ・ショックで実質賃金とその均衡水準から乖離したとき, まず生じるのは利潤抑圧(プロフィットスキーズ)であり, 次に, 企業が雇用労働者の限界労働生産性を実質賃金水準と一致させるため雇用調整を進めてゆくにつれて失業が誘発される. WG上昇には, この利潤抑圧 and/or 失業誘発の効果があることは, 表7, (2,2')式(より直観的には(2.1)式)から明らかである. 従来, WGを使つての分析は, 失

28) 中村(1987)は, 日・米・独・英, 4か国について労働・賃金・物価ブロックに関する計量経済モデルを推定し(推定期間: 1975 I-84IV), 実質GNPを外生変数として変位させるシミュレーションによって, 総供給曲線の勾配を推計している. 初期値を85年においたシミュレーションでは, 日(3.51), 米(0.22), 独(0.17), 英(5.62)で, 日本の勾配は米・独より高い. 日本の勾配が高い理由についてモデルの個々の方程式を細かく吟味する必要もあるが, モデルの推定期間が70年代後半から80年代前半にかけてであることも1因となっている可能性が大きい.

29) ①実質賃金といっても, 労働者側ではなく企業側からみたもの. 従ってデフレーターはCPIではなく中間投入を除く生産者物価である. ②完全雇用といっても, 摩擦的等自然失業が存在していることは, 1.2で既述の通り. ③労働投入量は雇用者数×時間で, 賃金は時間当りで算定.

27) 総供給曲線の高傾斜は「自然失業率に対応した均衡値」への自律的均衡回復力の強さを意味している. $Y = \min(Y^D, F(F_L^{-1}(W/P))) = F(F_L^{-1}(W/P))$ が成立し, 高い W/P に起因する供給制約が効いていれば, フィリップス曲線と総供給曲線の双方が, 高い自然失業率に対応するところで垂直になる. 英国はこのようなケースかもしれない(図2参照).

表 7 賃金ギャップ(WG)について

1. 定 義

$WG_t = \frac{W_t/P_{0,t}}{F_L(L_{f,t}; \bar{K}_t)} \dots \dots \dots (1)$	<p>W: 時間当り賃金 P₀: 中間投入を除く生産者物価(付加価値デフレーター) L_f: 完全雇用労働投入量(人数×時間) K: 固定資本残高</p> <p>ただし、$Y = F(L, K)$: 生産関数, $F_L(L, K)$: 限界労働生産性関数.</p>
--	---

2. 意 味

1. 利潤抑圧	2. 失業誘発	備 考
$WG = \frac{W/P_0}{F_L(L; K)}$	$\frac{F_L(L; K)}{F_L(L_f; K)} \dots \dots (2)$	(2)式第2項を L_f の近傍で1次近似.
$= \left[1 + \frac{(W/P_0) - F_L(L; K)}{F_L(L; K)} \right]$	$\left[1 + \frac{-F_{LL}(L_f; K) \cdot \frac{L_f - L}{L_f}}{F_L(L_f; K) L_f} \right] \dots \dots (2')$	
Cobb-Douglas 生産関数 $Y = AL^\alpha K^{1-\alpha}$ の場合		
$WG = \left[1 + \frac{(W/P_0) - \alpha(Y/L)}{\alpha(Y/L)} \right]$	$\left[1 + (1-\alpha) \cdot \frac{L_f - L}{L_f} \right] \dots \dots (2.1)$	

3. 労働分配率($S_L = WL/P_0Y$)との関係

1. 労働分配率(S_L) (WL/P_0Y)	2. 労働生産性ギャップ ($\frac{\text{労働生産性}}{\text{完全雇用労働生産性}}$)	3. 「労働に関する生産の弾力性($\delta \ln Y / \delta \ln L$)」の逆数	備 考
$WG = S_L$	$\frac{Y/L}{(Y/L)_f} (*)$	$\left[\frac{F_L(L_f; K)}{F(L_f; K) L_f} \right]^{-1} \dots \dots (3)$	(3)式第2項を L_f の近似で1次近似.
$(*) \doteq 1 + \left(1 - \frac{F_L(L_f)}{F(L_f) L_f} \right) \frac{L_f - L}{L_f}$		$\dots \dots (3a)$	
Cobb-Douglas 生産関数 $Y = AL^\alpha K^{1-\alpha}$ の場合			
$WG = S_L$	$(L_f/L)^{1-\alpha}$	$\alpha^{-1} \dots \dots (3.1)$	
$\doteq S_L$	$\left[1 + (1-\alpha) \cdot \frac{L_f - L}{L_f} \right]$	$\alpha^{-1} \dots \dots (3.1')$	
CES 生産関数 $Y = A[\alpha L^{-\rho} + (1-\alpha)K^{-\rho}]^{-1/\rho}$ の場合(ただし、 $\phi(K/L) = \alpha + (1-\alpha)(K/L)^{-\rho}$)			
$WG = S_L$	$\left[1 + \left(1 - \alpha \phi \left(\frac{K}{L_f} \right) \right) \frac{L_f - L}{L_f} \right]$	$\left[\alpha \cdot \phi \left(\frac{K}{L_f} \right) \right]^{-1} (**)$	$\dots \dots (3.2)$
(**)を、基準時点の $(K/L)_0$ の近傍で近似すると			
$(**) \doteq \left[\alpha \cdot \phi \left((K/L)_0 \right) \right]^{-1} \cdot \left[1 + \frac{1}{1 + \frac{\alpha}{1-\alpha} \left(\frac{K}{L_f} \right)^\rho} \cdot \frac{(K/L_f) - (K/L_f)_0}{(K/L_f)_0} \right] \dots \dots (3b)$			

4. 推計法: 通常の場合

$\frac{WG_t}{WG_0} = \frac{S_{L,t}}{S_{L,0}} \cdot \frac{\text{労働生産性指数}}{\text{完全雇用労働生産性指数}} \dots \dots (4)$ <p>① Cobb-Douglas 生産関数を仮定. ② 基準時=100の指数形式. ③ 完全雇用労働生産性指数は peak-to-peak のトレンド延長による.</p>	
--	--

業との関連で行われることが多かったが、企業段階での雇用者数の調整速度が遅い日本では(2.2(2)参照)、WG上昇に伴う利潤抑圧効果をも重視する必要がある^{30),31)}.

さて、統計資料からWGを推計する際の中心的なデー

古典派的失業を問わず、失業存在下では $F_L(L) > F_L(L_f)$ 、従って $WG > 1$ 、である。石油危機後の欧州での失業を古典派的失業と性格づける見方は、「インフレの進行(財市場での超過需要)にも拘らず」WGが高留まりしている、つまり、実質賃金が硬直的である、という判断にもとづいたものである。

30) 賃金ギャップ変数の有用性は Bruno=Sachs によって強調されたところであるが、彼等がWG変数の性格を表7のようなかたちで示しているわけではない。
 31) やや当然のことではあるが、ケインズの失業、

タとして労働分配率が使われることが多い。またWGの動きを労働分配率の動向から判断することも可能である。そこで、WGと労働分配率との関係を見ておこう、

表7、(3)式がそれである。WGは、定義的に、①労働分配率、②完全雇用が実現していないために生じている労働生産性の完全雇用労働生産性(ただし、労働生産性はいずれも限界ではなく平均)からの乖離((3a)式も参照)、および③生産の労働弾力性の逆数、以上3変数の積として表現することができる。ここで、③が労働と資本の限界代替率に依存していることは、CES生産関数を仮定した場合の(3b)式から明らかである。

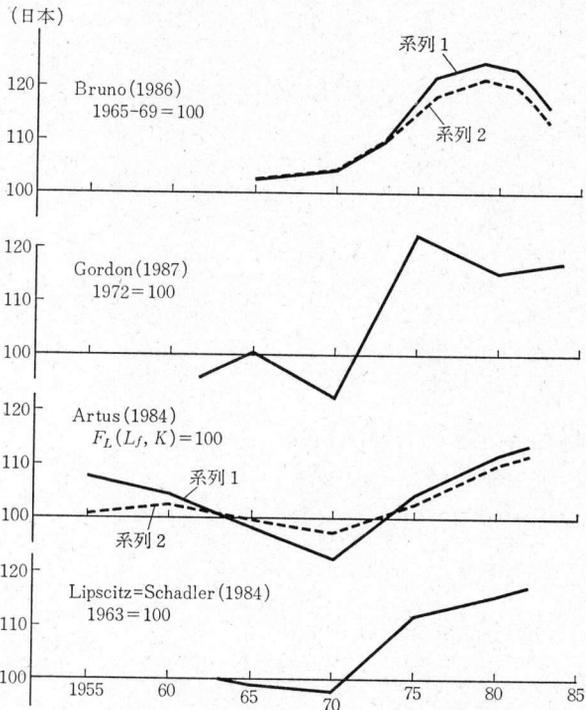
いま、生産関数をCobb-Douglas型と仮定すると③は定数となる。さらに、WGを基準時を100とする「指数」として推計する場合には、③を無視することができるので、推計式は(4)式の通り(厳しくとも形式上は)簡単なものになる。すなわち、WG指数を、①「労働分配率指数」と②「労働生産性指数/完全雇用労働生産性指数」との積として推計できるのである。まず生産関数を推定し、WGを(2)式に従って推計した例もないではないが、通常、WGは(4)式のかたちで推計されている。

2) 図6は、日本の賃金ギャップに関するいくつかの推計結果と米国・西ドイツ・英国についてのBruno(1986)の推計結果³²⁾を示したものである。

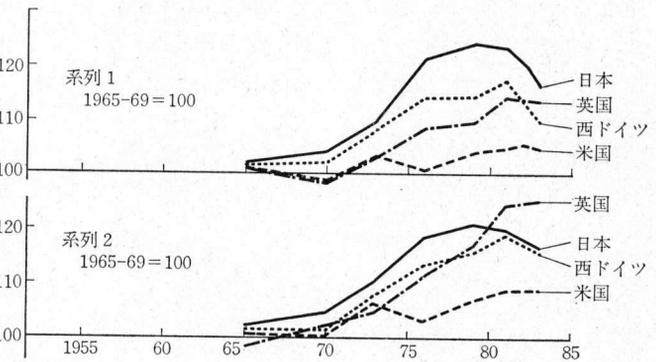
WG指標を使った従来の議論は、どちらかといえば米国と欧州諸国との対比が中心であった。しかし、この図で日本のWG指数が欧州諸国と同じく70年代半に急上昇し、最近もほぼ欧州諸国並の水準にあることが注目される。もとよりいずれの推計をとっても、推計手続上夫々問題を抱えている³³⁾。従って、これらの推計から、例えば

32) 図6に示したものの他にもWG指数の推計は多い(たとえば、Bruno=Sachs, Sachs, OECDなど)。ここでは比較的最近時まで計数が延長されているものを選んで図示した。

図6 賃金ギャップ(製造業、労働時間ベース)の推計



(国際比較—Bruno(1986))



(注) 推計方法

1. Bruno(1986)…… $(Y/L)_f$ は、系列1では成長率に関し1960-73年平均を利用し、系列2では、 $\ln(Y/L)=f(t, t_{75-88}, U, \Delta U, \Delta U_{-1})$ から推計したもの(t_{75-88} は、75年以降のトレンド・シフト。Uは失業率)。
2. Gordon(1987)…… $(Y/L)_f$ については、1962-83年平均成長率を利用。
3. Artus(1984)…… $(Y, L)_f$ をCES生産関数(推定期間1955-82)から推計。この場合のCES関数は、技術進歩率の1967、71年でのシフトを導入している他、系列1では労働と資本に関するCES関数であり、系列2では労働と資本およびエネルギーに関するCES関数である。完全雇用が達成されたときの製造業 L_f については、Lを3次のトレンドとUとで説明する方程式を推計の上、Uを自然失業率水準に抑えて算出したもの。
4. Lipschitz=Schadler(1984)……Artusの系列1にはほぼ同じ。相違は技術進歩率のシフトを導入しなかったこと。

欧州との微細な対比とか年々の動きなどを問題にすることはできない。しかし、次に見るように、日本のWG指数が米国型ではなく欧州型の推移を辿ってきたことは否定しがたいように思われる。

3) WGの動きを労働分配率との定義的關係を示す表7、(3)式に従って検討してみよう。

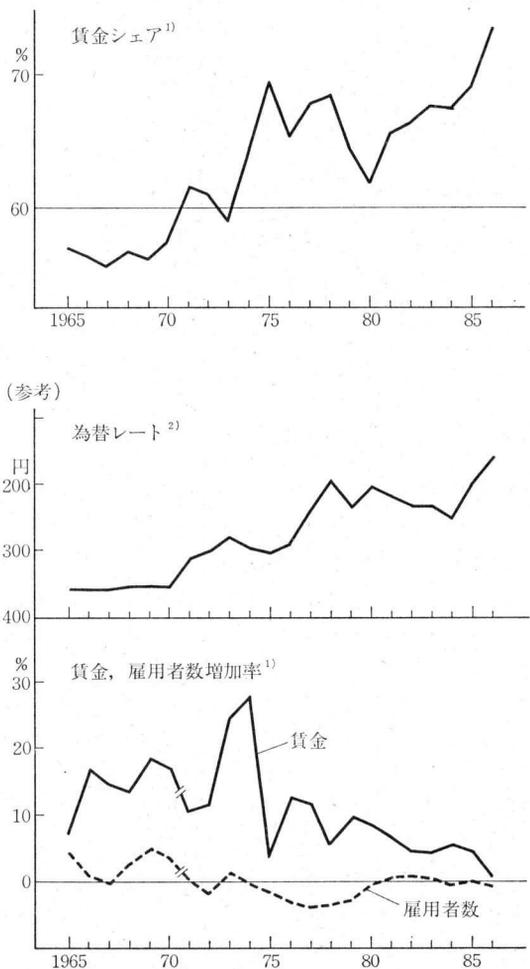
まず、(3)式でWGの第1構成要因である労働分配率の動きは、様々な企業統計や国民所得統計によって把握することができる。図7は日本銀行調査統計局『主要企業経営分析』製造業の労働分配率(純付加価値(租税公課を除く)中の人件費シェア)であり、表8は経済企画庁『国民経済計算』の労働分配率を1970年=100として示したものである。労働分配率は70年代前半に急上昇した。その後の賃金上昇率の鈍化と雇用の削減とによって80年前後に低下したとはいえ(図7)、最近の水準(製造業ベース)は60年代後半ないし70年代初頭の水準を依然2割方上回ったものである(図7、表8)。

つぎに、労働分配率の動きからWGを判断する場合の補正要因、つまり、表7、(3)式の第2、第3要因について考よう。

60年代後半から70年代初頭までを基準時と考え、最近の水準をこの基準時と対比すると、両要因とも、WG指数を労働分配率の動き以上に押し上げる方向に働いている公算が大きい。まず、(i)現在の労働需給は高度成長期に比べればある程度緩和しているとみてもよいのではなかろうか。そうだとすれば、第2要因である労働生産性ギャップの最近の水準は、((3a)式を使って、)基準時よりも多少大きくなっている、と判断できよう。さらに資本と労働との代替に依存する第3要因も、(3b)式のかたちに展開してみると、基準時に比べて資本・労働比率が上昇しているから、WGにプラスの方向で働く要素となっているよう。

以上のようにみえてくると、日本のWG「指数」は、70年代前半のハイパー・インフレーション末期の賃金上昇

図7 労働分配率(付加価値中の賃金シェア)の推移
——主要企業、製造業：1965-86——



注：1) 資料：日本銀行調査統計局『主要企業経営分析』
賃金支払額：上掲書「人件費」
付加価値：上掲書「付加価値額」-「減価償却費」-「租税公課」
参考図、増加率中、賃金は従業員1人当り人件費、雇員数数は従業員数。
なお1970年以前は、年度下期の前年度下期比増加率。
2) 為替レート：年末計数。

と第1次石油価格上昇によって大きく上昇し、その後若干の調整はあったものの、60年代後半ないし70年代初頭に比べると、現在も依然かなり高い水準にある、という一応の結論ができる。

従って、日本のWG指数が欧州諸国同様最近も依然高水準で、日本でも実質賃金の調整が完了していないという図6の結論も否定できないこととなる。

4) 最近のWGが1をかなり上回るということにつ

33) 比較的大きな問題点をあげておく。

(i)労働分配率を算出するにあたり、個人業主所得を非労働所得に分類(全てに共通)。

(ii) Bruno, Gordon は、完全雇用労働生産性を労働生産性実績のピークをつなぐトレンドによって求めているため、エネルギー、労働、資本間の代替や生産関数シフト等への配慮が不十分。

(iii) Artus, Lipschitz=Schadler はCES生産関数の推定結果を使うことで(ii)の問題をある程度回避しているが、一方、製造業の完全雇用労働投入量 L_f を過去の趨勢延長で求めており、最近のサービス化、製造業雇用のウェイト低下等の構造変化が無視されている。

表 8 労働分配率 (1970年 - 100)

	主要企業 経営分析 人件費 純付加価値 (除租税公課) 製造業	雇用者所得								雇用者所得 国民所得
		生産者価格表示国内純生産				個人業主数増減を調整				
		製造業	重工業	軽工業	全産業	製造業	重工業	軽工業	全産業	
1965	97.9									106.1
70	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
75	120.7	134.1	139.2	125.3	125.9	132.2	138.6	118.6	116.5	125.0
80	107.5	125.9	125.6	125.7	124.7	123.6	126.7	119.7	112.3	123.7
85	120.1	129.2	133.6	121.6	127.7	124.5	134.5	112.6	111.1	127.6

いてはもとより、60年代後半に比べてWG指数が高いという点についても、多くのリザベーションが必要である³⁴⁾。現段階では、今後より厳密な検証が必要な「1つの仮説」に過ぎないであろう。

しかし、この仮説は、資料：日本銀行調査統計局『主要企業経営分析』、経済企画庁『国民経済計算年報』。

2.2でみた日本における労働需要決定、賃金決定の性格からいって次のようなかたちで成立する蓋然性も高いように思われる。すなわち、①70年代前半の賃金上昇と第1次石油値上げによって実質賃金が限界労働生産性に比べ上昇、②その後企業は、賃金上昇率を大幅に落とした雇用者数を削減することによって調整に努めたが(図7)、日本の労働市場の特性のためにその調整はまだ不十分であり、③更に、為替レートの変動(図7)という新たなショックも加わった。④この結果、最近のWGが依然1をかなり上回っている。

もしこの仮説が正しいならば、それは次のようなことを意味している。

第1に、巷間日本の実質賃金は伸縮的だといわれているが、その伸縮性は十分でないことである。日本の賃金は企業と日本の労働慣行下の労働者(協調的なインサイダー)との間の交渉で決定されるため、企業景況の現状や先行きに「敏感に」反応するだろう。しかし、一方で雇用調整が緩慢にしか行われないう点を考慮すると、実質賃金の反応はなお不十分である。

第2に、日本では一旦実質賃金の不均衡が発生するとその解消には長期間が必要であり、その間、資源の効率的配分上の問題が生じることである。日本では雇用調整

が緩慢で、また、労働力率も通常プロシクリカルに変動するため、実質賃金の硬直性に起因する失業はまず発生しない。しかし、利潤抑圧により固定投資が抑制され、また、その固定投資の内容も、賃金が資本サービス価格比割高なため、均衡実質賃金実現下に比べて労働節約的のバイアスをもつ、といえよう³⁵⁾。

日本の労働慣行は企業内人的資本の蓄積を通じて労働生産性の高成長に寄与してきたが、その反面で、実質賃金不均衡の調整が容易でない、という要素ももっている。70年代以降のわが国実質賃金の不均衡は、基本的には、72、73年のハイパー・インフレーションに伴って誘発された wage-explosion から生じた。(第1次石油値上げがこれに続いている。しかし、第2次石油値上げ後は、賃金ギャップ上昇をかなりの程度まで抑え込むことに成功した(図6)。従って、第1次石油危機前にハイパー・インフレーションがなかったならば、適切な政策をとることによって、第1次石油値上げの影響を僅かなものにする事ができた筈である。)日本の労働慣行を前提とすると、インフレーションの後遺症は資源配分面で持続的であるといえるのではなからうか³⁶⁾。

3. むすびにかえて

本稿は、その取扱った領域が広汎であり、また、個々

34) 基準時に比べて上昇したとみる点についても次の問題がある。すなわち、ここでは表7、(3)-(3.2)式を使って議論したが、まず、 $F(\cdot)$ 関数が安定的だったとしても、(i) $F(\cdot)$ 関数、 $F_L(\cdot)$ 関数を L_f の近傍で1次近似したものを使っての議論であり、加えて、 $F(\cdot)$ 関数の安定性についても、(ii)エネルギーないし輸入原材料と労働・資本との代替が無視されている、(iii)技術進歩が中立的と仮定されている、(iv)製造業として集計されたものでなく業種別の段階でみる必要がある、等の問題がある。

さらに、基準時は高度成長期であり、実質賃金の上昇が限界労働生産性上昇におくれ勝ちであったとすると、基準時のWGが1を下回っていた可能性もある。

35) 欧州諸国について、実質賃金の硬直性と資本蓄積との関係を成長理論の枠組で検討した実証分析として、Coen=Hickman(1987)。

36) 実質賃金の不均衡が発生した場合に、需要を喚起して物価を上昇させ実質賃金の低下を図るという政策はとるべきではない。期待インフレ率の上昇と労働需給の逼迫から実質賃金が却って上昇する危険が大きいが、また、マクロ的政策を相対価格調整に割当てべきではないからである。現在にかりに実質賃金が割高になっているとしても、民間部門での調整を長い目で見守るべきである。

の問題に関する検討も不十分で、私自身の問題整理として性格づけられるものであろう。しかし、敢えてこの段階でその含意を大胆にまとめると、次の通りである。

(1) 日本経済のマクロ的パフォーマンス

需給両面のショックに対して、実質産出高がそして恐らく実質賃金も早い速度で古典派的均衡へ収斂してゆくという意味での「市場経済の自律的均衡回復力」が、他国に比べて日本はとくに強い、とはいえない。

第2次石油危機後は、インフレ収束へ向けての適切な政策運営と³⁷⁾、結果的に総供給曲線勾配を高めることとなった労働市場の動きとが重なって、低いサクリフェイス・レイシオでインフレを収束するという良好なマクロ的パフォーマンスを生み出すことができた。しかし、このような労働市場の作動形態が日本経済に本来的に備わっているとはいえない。

(2) cautious activism に立った政策運営の必要性

労働市場の作動形態がボラタイルなため、総供給曲線の位置、形状も不安定であり、その勾配も時として低いものとなる可能性がある。従って、(貨幣需要関数のシフトをはじめとする)総需要面での攪乱や、(実質為替レートの変化などの)総供給面の攪乱が、経済活動と物価上昇率とに大きな影響を与える可能性がある。

このため、通貨量増加率を厳格に $k\%$ に維持するような金融政策の運営は不適当で、ある程度の裁量的な政策運営も必要である。しかし、何分にも経済メカニズムについての知識が不十分であることに加えて³⁸⁾、総需要拡大政策も期待インフレ率の上昇を誘発してしまえば実物面に対する有効性を喪失し、インフレーションのみが残ることとなる。従って、通貨量を引続き重視し、その枠内での、しかも賃金、物価の動向にとくに注目した総合判断にもとづく、cautious activism が望まれる³⁹⁾。

(3) マクロ経済分析に関連した労働市場分析の必要

総需要面はともかく、総供給面も一体にしたマクロ経済学の知識によって現実を分析するためには、労働市場の作動形態に関する諸問題を、理論的、実証的に詰めておくことが重要なように思われる。労働契約が暗黙の長

期契約のかたちをとることが多いことからみて、単にわが国だけの問題ではないのかもしれないが、「日本的労働慣行」を前提とするわが国でとくに重要であろう。マクロ経済モデルの枠組を拡張し、補強するような方向で、労働力を primary と secondary に2分したうえでの労働市場分析が望まれるところである⁴⁰⁾。

(一橋大学経済研究所)

参考文献

[1] 江口英一(1985)「金融政策の効果と役割——“通貨量目標政策”のマクロ経済学的基礎」『経済研究』36巻3号。

[2] Eguchi, Hidekazu(1987)“Japan's Unemployment in Comparative Perspective,” *Discussion Paper Series*, No. 169, Institute of Economic Research, Hitotsubashi University.

[3] Hamada, Koichi, and Yoshio Kurosaka(1984)“The Relationship Between Production and Employment in Japan: Okun's Law in Comparative Perspective,” *European Economic Review*, 25.

[4] 樋口美雄・清家篤・早見均(1987)「労働市場：男女労働力の就業行動の変化」浜田宏一・黒田昌裕・堀内昭義編『日本経済のマクロ分析』東大出版会、所収。

[5] 黒坂佳央・後藤元之(1987)「総供給曲線の勾配に関する国際比較」『経済研究』38巻2号。

[6] 黒坂佳央・浜田宏一(1982)「失業率とGNPギャップ——日本におけるOkun法則」『経済学論集』48巻1号。

[7] 水野朝夫(1982)「フローからみた日本の失業行動」『季刊現代経済』冬。

[8] 水野朝夫(1985)「賃金伸縮性と雇用変動」中村隆英・西川俊作・香西泰編『現代日本の経済システム』東大出版会、所収。

[9] 水野朝夫(1986)「雇用調整パターンの国際比較」『経済学論集』27巻3号。

[10] 村松久良光(1981)「雇用調整の決定要因——製造業における日米の比較」『日本労働協会雑誌』262号、『日本の労働市場分析』(1983)白桃書房に再録。

[11] 村松久良光(1985)「雇用関数からみた賃金の雇用への影響——展望」『アカデミア 経済経営学編』87号。

[12] 中村二郎(1987)「労働市場のマクロ的調整機能に関する国際比較」経済企画庁経済研究所 Discussion Paper 42号。

[13] 小野旭(1981)『日本の労働市場——外部市場の機能と構造』東洋経済新報社。

[14] 小野旭(1983)『労働経済学』東洋経済新報社。

[15] 小野旭(1985)「最近の低経済成長と今後の労働市場」南亮進・水野朝夫編『先進工業国の雇用と失業』千倉書房、所収。

37) 自律的均衡回復力の強弱、つまり、総供給曲線の勾配の大小とは無関係に、実物面への負の影響を最小に抑えつつインフレ率を削減する最適の政策は、期待インフレ率の低下を誘導することによって総供給曲線のシフト・ダウンを図ることである(上述1.2)。

38) 本稿では、とくに労働市場の作動形態についての知識が不十分であることを明らかにした。

39) cautious activism については、Fischer(1980)。なお、江口(1985)参照。

40) この方向での研究に吉川(1987)がある。

- [16] 佐野陽子(1970)『賃金決定の計量分析』東洋経済新報社。
- [17] 島田晴雄(1986)『労働経済学』岩波書店。
- [18] 島田晴雄・早見均(1985)「労働変動と賃金決定—賃金決定機構の構造変化に関する試論的分析」中村隆英・西川俊作・西香泰編『現代日本の経済システム』東大出版会、所収。
- [19] 島田晴雄・清家篤・古都柄子・酒井幸雄・細川豊秋(1981)『労働市場機構の研究』経済企画庁研究シリーズ 37号。
- [20] 新開陽一(1981)「日本の交易条件・賃金・為替レート」『大阪大学経済学』31巻23号。
- [21] 篠塚英子(1979)「企業規模別にみた最近の雇用調整」『日本労働協会雑誌』239号。
- [22] 篠塚英子・石原恵美子(1977)「オイルショック以降の雇用調整—4ヶ国比較と日本の規模間比較」『日本経済研究』6巻。
- [23] 鈴木淑夫(1983)『日本金融経済論』東洋経済新報社。
- [24] 豊田利久(1979a)「フィリップス曲線の仮説と計測」『国民経済雑誌』139巻4号。
- [25] 豊田利久(1979b)「わが国のインフレーションと失業の関係」『季刊現代経済』秋。
- [26] 豊田利久(1987)「インフレーション：インフレ期待形成とフィリップス曲線」浜田宏一・黒田昌裕・堀内昭義編『日本経済のマクロ分析』東大出版会、所収。
- [27] 植田和男・吉川洋(1984)「労働市場のマクロ経済分析」『季刊現代経済』春。
- [28] 梅村又次(1971)『労働力の構造と雇用問題』岩波書店。
- [29] 吉川洋(1987)「日本の労働市場とマクロ経済学」『経済研究』38巻3号。
- [30] Artus, Jacques R.(1984)“The Disequilibrium Real Wage Rate Hypothesis: An Empirical Evaluation,” *IMF Staff Papers*, 31, No. 2.
- [31] Blanchard, Olivier J., and Lawrence H. Summers(1987)“Hysteresis in Unemployment,” *European Economic Review*, 31.
- [32] Branson, William H., and Julio J. Rotemberg(1980)“International Adjustment with Wage Rigidity,” *European Economic Review*, 13.
- [33] Bruno, Michael, and Jeffrey Sachs(1981)“Supply Versus Demand Approaches to the Problem of Stagflation,” in *Macroeconomic Policies for Growth and Stability: A European Perspective*, ed. by Giersch, Herbert, J. C. B. Mohr.
- [34] Bruno, Michael, and Jeffrey Sachs(1985) *Economics of World Wide Stagflation*, Harvard University Press.
- [35] Bruno, Michael(1986)“Aggregate Supply and Demand Factors in OECD Unemployment: An Update” *Economica*, 53, Supplement.
- [36] Budd, Alan, Paul Levine, and Peter Smith(1987a)“Long-Term Unemployment and the Shifting U-V Curve: a Multi-Country Study,” *European Economic Review*, 31.
- [37] Budd, Alan, Paul Levine, and Peter Smith(1987b)“Unemployment, Vacancies and the Long-Term Unemployed,” *Center for Economic Forecasting Discussion Paper*, No. 164(Revised), London Business School.
- [38] Coen, Robert M., and Bert G. Hickman(1987)“Keynesian and Classical Unemployment in Four Countries,” *Brookings Papers on Economic Activity*, 1.
- [39] Dornbusch, Rudiger, and Stanley Fischer(1978) *Macroeconomics*, McGraw-Hill Inc.
- [40] Gordon, Robert J.(1982)“Why U. S. Wages and Employment Behaviour Differs from that in Britain and Japan,” *Economic Journal*, March.
- [41] Gordon, Robert J.(1987)“Productivity, Wages, and Prices Inside and Outside of Manufacturing in the U. S., Japan, and Europe,” *European Economic Review*, 31.
- [42] Fischer, Stanley(1977)“Long-Term Contracts, Rational Expectations, and the Optimal Money Supply Rule,” *Journal of Political Economy*, 85, Feb.
- [43] Fischer, Stanley(1980)“On Activist Monetary Policy with Rational Expectations,” in *Rational Expectations and Economic Policy*, ed. by Fischer, Stanley, University of Chicago Press.
- [44] Friedman, Milton(1985)“Monetarism in Rhetoric and in Practice,” in *Monetary Policy in Our Times*, ed. by Ando, Albert, H. Eguchi, R. Farmer and Y. Suzuki, MIT Press.
- [45] Lipschitz, Leslie, and Susan M. Schadler(1984)“Relative Prices, Real Wages, and Macroeconomic Policies,” *IMF Staff Papers*, 31.
- [46] Okun, Arthur M.(1962)“Potential GNP: Its Measurement and Significance,” in *Proceedings of the Business and Economic Statistics Section, American Statistical Association*.
- [47] Okun, Arthur M.(1973)“Upward Mobility in a High-pressure Economy,” *Brookings Papers on Economic Activity*, 4.
- [48] Parkin, Michael(1984)“Discriminating between Keynesian and Classical Theories of the Business Cycle: Japan 1967-1982,” *Bank of Japan Monetary and Economic Studies*, Vol. 5, No. 2.
- [49] Sachs, Jeffrey D.(1979)“Wages, Profits, and Macroeconomic Adjustment: A Comparative Study,” *Brookings Papers on Economic Activity*, 2.
- [50] Sachs, Jeffrey D.(1983)“Real Wages and Unemployment in the OECD Countries,” *Brookings Papers on Economic Activity*, 1.