

日本における自然失業率仮説の検証

——積極的景気政策への反省材料として——

加藤 文 夫

(現在貯蓄推進局)

1. はじめに
 2. フィリップス曲線モデルの概要
 3. 自然失業率仮説
 4. 自然失業率仮説の検証
 5. 結 び
- 〔付 - 1〕 欧米における実証研究の主要例の概要
- 〔付 - 2〕 期待インフレ率の推定方法について

1. はじめに

1960年代、P. Samuelson, R. M. Solow 等ケインジアンは、安定的な右下がりのフィリップス曲線の存在を前提に、インフレ率と失業率の間にトレード・オフ関係があり、政府はフィリップス曲線上のインフレ率と失業率の好ましい組合せを選ぶことができるとした (Samuelson = Solow [34])。そして、こうした理論を背景に、米国ではケインジアンによる積極政策が遂行され (例えば、ケネディ政権におけるニューエコノミックス)、完全雇用の達成、経済成長率の引上げなどにそれなりの成果を挙げた。

ところが、70年代に入ると、ベトナム戦争や第1次石油危機の影響等もあってインフレが加速され、さらには先進工業国の大半がスタグフレーションに見舞われるという事態が起り、次第に政府による景気拡大、成長促進

効果に疑問が提起されるようになった。その代表的なものが、マネタリストの総帥、M. Friedman の提唱した自然失業率仮説である。彼は、インフレが経済主体の予想に定着してしまうと、人々がインフレ期待を織込んで行動するようになり、その結果「インフレと失業のトレード・オフ関係」が消滅してしまうため、政府の需要拡大政策は長期的には何等の効果も持ち得ないと主張した [10]。

この自然失業率仮説は、戦後ケインジアンの積極的景気政策の理論的基盤を根底から揺るがすものであっただけに、ケインジアンとマネタリストとの間で活発な論争が展開されたが、理論の優劣、現実妥当性は結局実証によって決着がつけられるべきであるとされ、その後同仮説を巡って幾多の実証分析が行われた。実証分析の結果は、当初同仮説を棄却す

るものが多かったが、その後データが追加されるとともに次第に同仮説の現実妥当性を肯定するものが優勢となり、最近では政策当局も、政策決定やその遂行に当っては期待の及ぼす影響について十分注意を払うようになってきている。

しかしながら、わが国においては、理論的分野でこそ物価安定が成長の基礎という主張も多く聞かれるようになってきたが、実際の政策提言等に際しては、同仮説の実証研究が十分行われていないことや政治風土の影響もあって、依然フィリップス曲線の安定性を前提とした議論（明示的でなくても両睨み論という形で）が広汎になされているのが実情である。

本稿は、近年、わが国において自然失業率仮説がかなりの程度妥当していることを実証的に示し、実際の政策論争に当たってもフィリップス曲線の安定性という議論の前提を見直す必要があることを述べるとともに、さらにこれに代る新たな議論の枠組の構築を促そうとするものである。

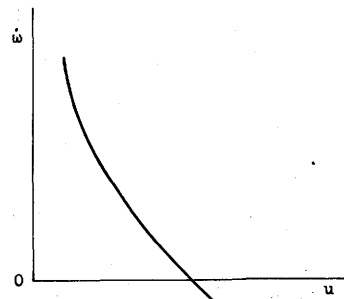
以下2で「フィリップス曲線モデルの概要」を、3で「自然失業率仮説」を、それぞれ簡単に説明したあと、4でわが国における「自然失業率仮説」の実証分析の結果を示す。最後に5で、実証分析の結果の政策運営に対するインプリケーションを若干述べることにし

たい。

2. フィリップス曲線モデルの概要

名目賃金上昇率(\dot{w})と失業率(u)のトレード・オフ関係を示すフィリップス曲線（第1図）は、1958年、A. W. Phillips^(注1)によって英国における統計的事実として検出された〔33〕ため、その名で呼ばれている。これは、経験に基づく常識にも合致しているのみならず、①労働市場における超過需要と名目賃金上昇率の間には正の相関がある、②労働に対する超過需要と失業率の間には負の相関がある、という労働市場に関する新古典派理論を組合せることにより導出可能である〔24〕など理論的裏付けをもっている。この関係を図示したのが第2図で、第2図①の関係を用いて、第2図②の $\frac{L^D - L^S}{L^S}$ を \dot{w} に置きかえれば、第2図③つまりフィリップス曲線のグラフが得られる。

第1図 フィリップス曲線



ただし \dot{w} : 名目賃金上昇率
u : 失業率

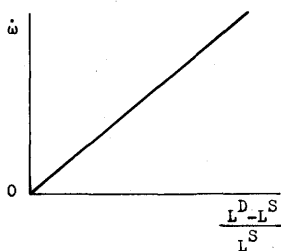
(注1) フィリップス曲線については、60年代に数多くの実証研究が行われ、その結果、欧米各国においてその存在が広く確認された（例えば OECD〔27〕）。

(注2) B. Hansenは、労働需給均衡時に摩擦的失業が生ずる背景として、労働市場における情報の不完全性をあげている〔21〕。また E. S. Phelps も、情報の不完全性と情報収集コストの存在によって説明している〔31〕。

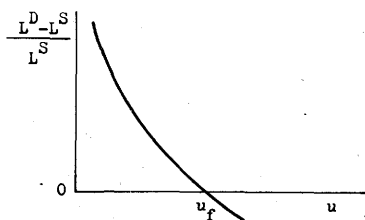
(注3) 座標軸 $\dot{p} - u$ のフィリップス曲線、つまり物価版のフィリップス曲線は、企業が単位当り労働コスト（ULC）に一定のマーク・アップを行って価格を決定するという仮定（例えば単位当り労働コストが2倍になれば、物価水準も2倍になるという仮定、こうした仮定の現実妥当性については R. J. Gordon〔16〕参照）に基づき導出される。この場合、物価上昇率(\dot{p})は名目賃金の上昇率(\dot{w})マイナス労働生産性の上昇率(\dot{r})となる（ $\dot{p} = ULC = \dot{w} - \dot{r}$ 、第3図参照）。

第2図 労働需給とフィリップス曲線

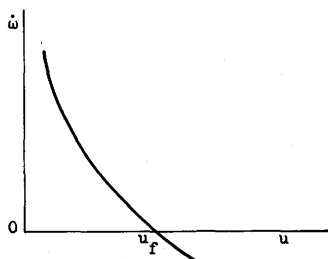
① 労働市場における超過需要と賃金上昇率



② 労働市場における超過需要と失業率



③ フィリップス曲線



ただし、

L^D : 労働市場における需要

L^S : 労働市場における供給

$\frac{L^D - L^S}{L^S}$: 労働に対する超過需要

$\dot{\omega}$: 名目賃金上昇率

u : 失業率

なお、労働市場における需給均衡 ($L^D - L^S = 0$) は、求人数(v)と求職者数(w)が一致していることを示しており、こうした需給均衡時に観察される失業は通常「摩擦的」失業と呼ばれている(第2図②、第3図の u_f)。

このフィリップス曲線は、座標軸を「縦軸 $\dot{\omega}$ 、横軸 u 」から「縦軸 \dot{p} 、横軸 u 」に置き換えることにより物価上昇率(\dot{p})と失業率(u)の間のトレード・オフを示すものに転換できる(第3図)。ケインジアンが経済政策運営の道具として用いたのは、まさにこの物価版のフィリップス曲線である。彼等は、この物価版のフィリップス曲線と社会的厚生関数(この社会的厚生関数は、 \dot{p} と u の組合せに関する政府=国民の選好を示す一種の無差別曲線で、原点に近づくほど社会的厚生が高まるこ

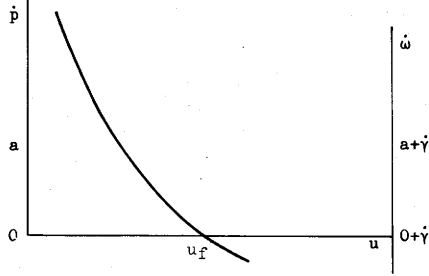
とを表わす。第4図)を組合せることにより、政府は物価上昇率と失業率の好ましい組合せをフィリップス曲線から一義的に選ぶことができるとしたのである〔25〕。例えば、第4図において、初期時点でB点にいる場合には、拡張的総需要政策により物価上昇率は上昇する ($\dot{p}_B \rightarrow \dot{p}_A$) が失業率を引下げる ($u_B \rightarrow u_A$) ことができ、その結果、社会的厚生も高めることが出来る。

3. 自然失業率仮説

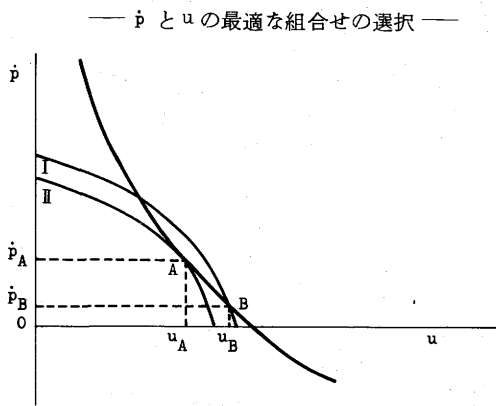
しかしながら、60年代末期になると、ベトナム戦争の影響もあってインフレが加速し、さらにスタグフレーションといった現象が生ずるに至り、フィリップス曲線モデルの前提、

(注4) 物価版のフィリップス曲線を経済政策の道具として使用することを最初に提唱したのは、P. Samuelson と R. M. Solow である [34]。

第3図 物価版フィリップス曲線



第4図 フィリップス曲線モデルによる政策決定メカニズム



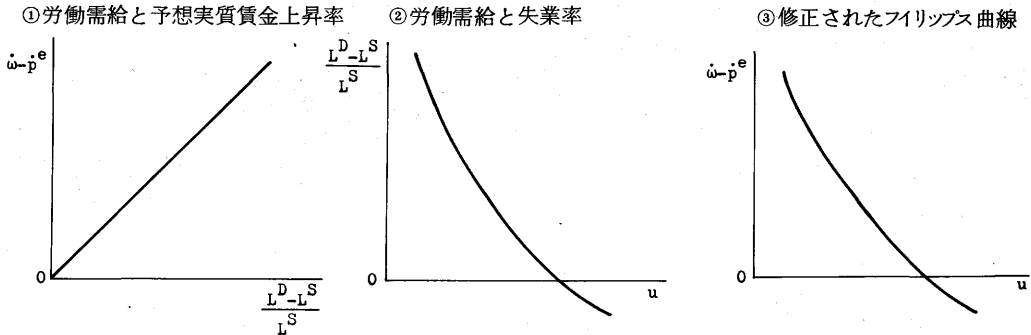
ただし、I、IIは社会的厚生関数

つまり同曲線の安定性が崩れることとなった。このため、従来のような景気刺激政策は、その有効性を弱め、いたずらにインフレのみを助長するようになった。こうした状況下、M. FriedmanとE. S. Phelpsは、フィリップス曲線モデルがインフレ期待を無視している点を批判^(注5)、代りに期待の役割を明示的に取入れた「自然失業率仮説」を提唱した[10][32]。

自然失業率仮説のフレームワークにおいては、予知されたインフレと予知されなかったインフレが峻別されている。例えば、第6図において、金融政策による景気刺激が予知されなかったインフレを生ずる場合には（期待インフレ率 $\dot{p}^e = 0$ 、現実のインフレ率 $\dot{p} = \dot{p}_A$ ）相対価格が変化し（実質賃金が低下し）つれて生産が増加、失業率は低下する（ $0 \rightarrow 0$ ）。しかし、この効果は一時的なもので、期待が調整されるにつれ、期待インフレ率は上昇（ $\dot{p}^e = 0 \rightarrow \dot{p}^e = \dot{p}_A$ ）、賃金契約にこれが織込まれるため実質賃金も上昇し、この結果生産は元の水準に戻り失業率は再び上

(注5) M. Friedman は、フィリップス曲線モデルにおいて、労働需給が（物価の硬直性を前提に）名目賃金の関数とされている（前掲第2図）ところに重大な誤謬があるとし、労働需給は実質賃金（事前的には予想実質賃金）の関数に置き換えられるべきであると主張している[11]。こうしたFriedmanの主張に従えば、前掲第2図は第5図のように修正される。

第5図 労働需給とフィリップス曲線（その2）

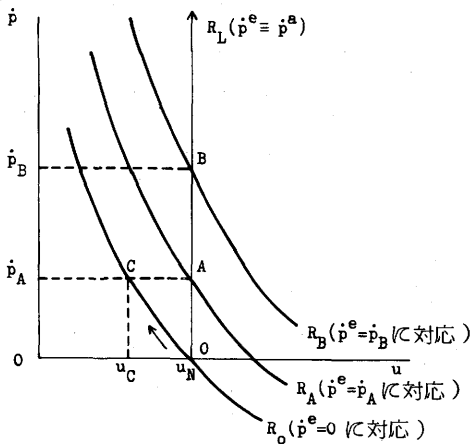


ただし $\dot{w} - \dot{p}^e$: 予想実質賃金上昇率

(注6) 期待形成に関する理論としては、静学的期待仮説、適恰的期待仮説、合理的期待仮説などがある。詳しくは加藤[3]、白川[4]を参照されたい。

昇する(C→A)。一方、期待インフレ率(\dot{p}^e)と現実のインフレ率(\dot{p}^a)が一致する場合、つまり予知されたインフレの場合には、相対価格は変化せず(実質賃金不変)、失業率等実体面への影響も生じない。^(注7)すなわち、インフレ率が正確に予知される限り、いかなるインフレ率であろうとも失業率は変動せず、

第6図 フィリップス曲線と期待インフレ率の関係



- R_0, R_A, R_B : 短期フィリップス曲線
- R_L : 長期フィリップス曲線
- \dot{p}^e : 期待インフレ率
- \dot{p}^a : 現実のインフレ率
- u_n : 自然失業率

^(注8)ある均衡水準つまり自然失業率(u_N)にとどまるのである。

このように、自然失業率仮説は、①期待インフレ率(\dot{p}^e)と現実のインフレ率(\dot{p}^a)が相違する短期では、期待インフレ率毎にある特定の短期フィリップス曲線が存在しており、期待インフレ率(\dot{p}^e)の変化がこれをパラメトリックにシフトさせること、また、②期待インフレ率(\dot{p}^e)と現実のインフレ率(\dot{p}^a)が一致する長期では、フィリップス曲線は垂直となることを主張するのである(第6図)。

以上のような自然失業率仮説によれば、短期のフィリップス曲線は次のように定式化することができる。

$$\dot{p} = f(u) + \dot{p}^e \quad (1)$$

- ただし、 \dot{p} : インフレ率
- \dot{p}^e : 期待インフレ率
- $f(u)$: 短期フィリップス曲線

インフレ率が完全に予知され期待インフレ率 \dot{p}^e と現実のインフレ率 \dot{p}^a が一致する均衡状態では、(1)式は $f(u) = 0$ となり、自然失業率 u_N がインフレ率に左右されることなく一義的に定まることが分る(これは長期のフィリップス曲線が横軸を u_N で切る垂直線に

(注7) Phelpsはこの点を説明するに当たって次のように述べている。「もし、一般物価が年4%上昇すると期待され、総需要も年率4%のインフレを支持するとすれば、将来に亘って物価安定が期待され、総需要も一般物価の安定をもたらすように動く場合に比べて何故、失業率がより低くなる(または高くなる)必然性があるのであろうか」[32]。

(注8) もちろん自然失業率は決して一定不変のものではない(例えば失業保険制度の充実は自然失業率の上昇をもたらす)。Friedmanは、自然失業率を次のような失業の水準であると定義している。すなわち「それは、労働と財市場の現実の構造的特徴を織込んだワルラス流の一般均衡方程式から導出されるものである。その特徴の中には、市場の不完全性、需給の確率的変動、未充足欠員数と労働のアベイラビリティに関する情報収集コスト、さらには移動のコスト等が含まれている」[10]。

なお、Friedmanが「自然」という用語を用いたのは、自然利子率に関するウィクセル(K. Wicksell)の学説—節欲および資本の生産性という実物的諸力によって示される「自然利子率」以下に実質利子率を維持しようといういかなる試みも、インフレーションを加速化させてしまうと主張[40]—を連想させるためのものである[12]。

なることを意味する（前掲第6図参照）。従って、現実の失業率 u を自然失業率 u_N 以下に引下げようという政策は、長期的には期待の変化を通して実際の失業率を変えることなくインフレ率を高めてしまうこととなる。^(注9)

次に、所与の期待インフレ率における短期のフィリップス曲線と期待の調整を伴う長期のフィリップス曲線の関係について検討してみよう。名目賃金の決定過程は次の(2)式によって表わすことができる。

$$\dot{w} = \theta \dot{p}^e + f(u) + \beta \dot{\tau} \quad (2)$$

ただし、 \dot{w} : 名目賃金の上昇率

$f(u)$: 短期のフィリップス曲線

$\dot{\tau}$: 労働生産性の上昇率

θ : 期待の変化に伴うフィリップス曲線のシフトに関する反応係数

β : 労働生産性上昇の成果が労働者に還元される割合

一方、名目賃金と物価の関係は、企業が生産物単位当たり労働コスト（ULC）に一定率のマーク・アップを行って価格を決定していると仮定すると、次式によって表わせる。

$$\dot{p} = \dot{ULC} = \dot{w} - \dot{\tau} \quad (3)$$

したがって、(3)式を(2)式に代入すると次の(4)式を導くことができる。

$$\dot{p} = f(u) + \theta \dot{p}^e - (1 - \beta) \dot{\tau} \quad (4)$$

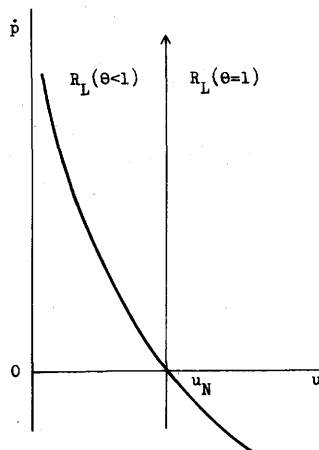
これは、所与の期待インフレ率における短期

のフィリップス曲線を表わす式にほかならない。(4)式は、①期待インフレ率 \dot{p}^e の上昇が短期のフィリップス曲線を上方にシフトさせること、また②労働生産性上昇の一部（賃金上昇の形で労働者に帰属しない部分 $\langle 1 - \beta \rangle \dot{\tau}$ ）は同曲線を下方にシフトさせることを示している。また、(4)式は、インフレ率が完全に予知されている均衡状態（すなわちすべての時点 t において $\dot{p}^e = \dot{p}$ ）では、次のように表わすことができる。

$$\dot{p} = \frac{f(u) - (1 - \beta) \dot{\tau}}{1 - \theta} \quad (5)$$

この(5)式は、所与の θ の値に対して、完全に予知されたインフレ率と整合的な \dot{p} と u のすべての組合せ、すなわち長期のフィリップス曲線を表わすものである（第7図）。

第7図 長期フィリップス曲線 (R_L)



(注9) 自然失業率仮説は、インフレが予知されない限りで短期フィリップス曲線の存在を否定するものではなく、従って、短期的な景気政策の効果を否定するものでもない。ただ、そうした政策が長期的には経済主体の期待の変化を通して無効に帰すること、またそうした政策のもたらすインフレ加速の弊害（例えば経済の効率性低下、自然失業率自体の上昇の可能性など）が大きいことを強調するのである。なお、T. Sargent, N. Wallace 等合理的期待論者は、短期フィリップス曲線の存在、したがって景気政策の短期的効果についても否定している〔36〕。

ここで反応係数 θ の値は極めて重要な意味をもってくる。 $\theta = 1$ であれば、長期フィリップス曲線は自然失業率 u_N を通る垂直線となること、つまり自然失業率仮説が成立することを意味している（換言すれば貨幣錯覚は存在せず、実際の実質賃金と予想実質賃金は一致）。一方、 $\theta < 1$ であれば、ケインジアンが主張したように右下がりの長期フィリップス曲線が存在することとなる（従って、フィリップス曲線モデルの有効性、つまりケインジアン政策の有効性を保証）。

4. 自然失業率仮説の検証

前章では、反応係数 θ の値が、自然失業率仮説が成立するか否かの決め手になることを示した。ここでは、外国における自然失業率仮説の実証研究の流れを簡単に回顧したのち、わが国の現実の統計データを用いて θ の値を計測することにより、Friedman = Phelps 流の自然失業率仮説のわが国における現実妥当性について検証することとしたい。

(1) 欧米における実証分析の概観

自然失業率仮説は、ケインジアン^(注10)の積極的景気政策の理論的基盤を根底から揺るがすものであっただけに、同仮説を統計的に検証しようという試み（ $\theta = 1$ の検定）が多くの学者によって行われた。その結果は、当初すなわち60年代には、同仮説の成立を否定するものが多かったが（例えば Perry [29]、Solow [37]、Gordon [15]、Lipsey = Parkin [26]、Parkin [28]）、その後、分析の対象期間に70年代のデータが含まれるようになるとともに、同仮説の現実妥当性を肯定するものが優勢となり（例えば Gordon [17]、Sargent [35]、Eckstein = Brinner [8]、Wörgötter [41]）、最近ではほとんどが同仮説を支持する形となっている^(注12)（Gordon [18]、Laidler [23]、Inderbitzen = Jetzer [22]）。

(2) 日本についての検証

日本における自然失業率仮説の現実妥当性を検証する前に、まず、統計的事実として日

(注10) ケインジアンによれば、反応係数 θ は貨幣錯覚を表わすものでなく、むしろインフレ期待を名目賃金の増加に結びつける能力であるとされる [39]。 θ が1未満ということは、賃金契約は労働協約更新時にのみ締結される（通常米国では労働協約は3年毎に更新される）といった制度上の理由などから、必ずしも常には期待インフレ率が名目賃金の変化に反映されないという事実を示している。

なお、R. M. Solow や R. J. Gordon は、米国において名目賃金上昇率が物価変動に比べてはるかに安定的な動きを示している現象を指して“inertia”と呼び、これがサプライ・ショック下に於て賃金・物価の悪循環を遮断し、米国がスパイラル的インフレに陥いるのをある程度まで抑制し得ている主たる背景であるとしている [38] [19]。

(注11) なお、 $\theta > 1$ の場合は、逆に右上がりの長期フィリップス曲線が存在することを意味するが理論的にこうした右上がりのフィリップス曲線の存在を主張する欧米の学者はいないようである。ちなみに M. Friedman は、近年米、英、仏、西独等主要工業国において、より高いインフレーションが、単純なフィリップス曲線が示唆するようなより低い失業を伴うものでもなければ、自然失業率仮説が示唆するような同一の失業率を伴うものでもなく、しばしばより高い失業率を随伴するようになってきているという事実を指摘したうえで、これは、「経済主体がその期待のみならず、その制度的取決めや政治的協約を新たな事態に調整していくにつれて消滅する過渡的現象として生じるものであろう」 [12] としている。

(注12) 外国における自然失業率仮説の実証研究の詳しい内容については、(付1) および加藤 [3] を参照されたい。

本におけるフィリップス曲線がどのような形状となっているかをみておこう。第8図と第9図は、1954年以降のデータ（年ベース）を用いて縦軸に賃金、消費者物価の上昇率、横軸には完全失業率をとることにより、それぞれ賃金版および物価版のフィリップス曲線を描いたものである。両図から①物価上昇率が比較的安定していた（従って期待インフレ率が安定していた）72年までは、賃金上昇率、物価上昇率と失業率の間はかなり安定的な負の相関関係、いわゆるトレード・オフ関係が存在していたこと、②73年以降は石油危機等サプライ・ショックに伴う物価高騰を契機に期待インフレ率が不安定化し、この賃金・物価上昇率と失業率の間の安定的な負の相関関係が大きく崩れたこと、が看取できる。

こうした事実は、日本においては、①フィリップス曲線モデルが72年迄はかなりの程度妥当していたが、73年以降は第1次石油危機後の物価高騰期の経験を経て人々の行動パターンが変化したこともあってその現実妥当性が大きく損われるに至ったこと、もしくは②自然失業率仮説が全観察期間を通して妥当しているが、72年以前は物価上昇率、従って期待インフレ率が安定していたためフィリップス曲線のシフトは生ぜず、表面的に同曲線が安定していたようにみえること、のいずれかであることを示唆している。

自然失業率仮説の検証は、基本的には第3章の(4)式（物価版フィリップス曲線の方程式）

$$\dot{p} = f(u) + \theta \dot{p}^e - (1 - \beta) \dot{i} \quad \text{④}$$

を四半期ベース（前年同期比）のデータを用いて推定し、 θ の値を調べる方法によったが、

このほか同章(2)式（賃金調整方程式 $\dot{w} = f(u) + \theta \dot{p}^e + \beta \dot{i}$ ⑤）についても計測を行った。

各変数の内容および計測に用いた統計データは次のとおり。

\dot{p} : CPIの前年同期比騰落率

\dot{p}^e : 期待インフレ率（1変数時系列モデルにより推定）

$f(u)$: 労働需給（ないし経済の実物的側面）を表わす関数

① $\frac{1}{u_1}$ or u_1 u_1 : 完全失業率

② $\frac{1}{u_2}$ or u_2 u_2 : 有効求人倍率

③ RO 稼働率 $\left(\frac{\text{生産指数}}{\text{生産能力指数}} \right)$

④ DI 日本銀行主要企業短期経済観測の製品需給判断 D・I.

（「需要超過」—「供給超過」）

\dot{i} : 労働生産性 $\left(\frac{\text{生産指数}}{\text{雇用指数}} \right)$ の前年同期比変化率

その他の変数：

① IPI 輸入物価指数（生産財）の前年同期比上昇率

（supply shockのproxy）

② IPI-CPI 輸入物価上昇率と消費者物価上昇率の差

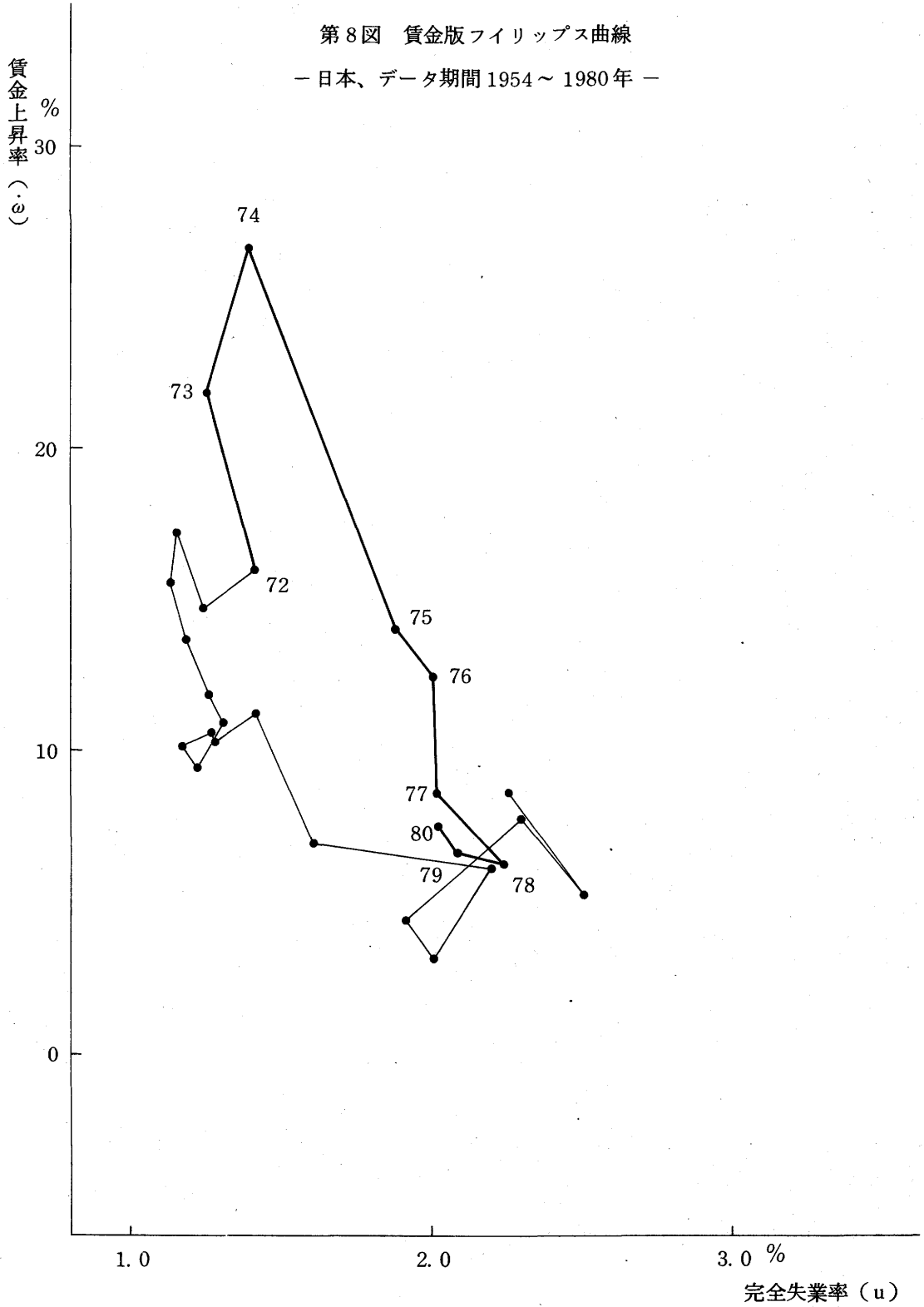
（real supply shockのproxy）

なお、自然失業率仮説の検証に当っては、直接観測不可能な期待インフレ率（予想物価上昇率） \dot{p}^e をどのように捉えるかが crucialな問題となるが、ここでは、インフレ期待が合理的に形成される場合に最も妥当性が高いとされている時系列モデルを用いて推定

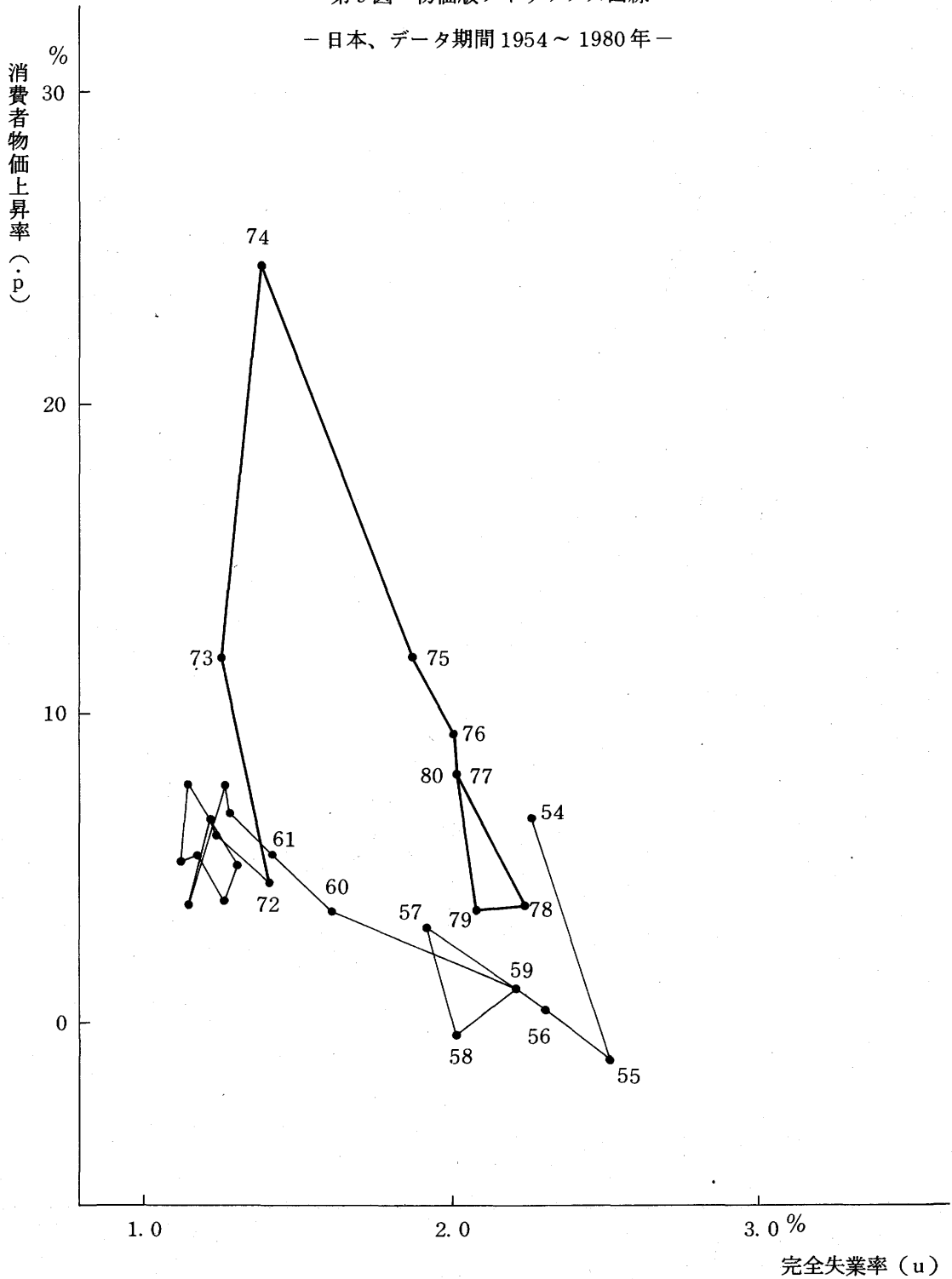
(注13) なお、四半期ベースの前期比や年ベースについても同様の計測を行ったが、いずれもほぼ同様の結果を得た。

第8図 賃金版フィリップス曲線

—日本、データ期間1954～1980年—



第9図 物価版フィリップス曲線
 - 日本、データ期間 1954 ~ 1980年 -



したものを利用した（インフレ期待の推定方法およびその推定結果について、詳しくは（付2）を参照されたい）。

計測結果は第1表^(注14)のとおりで、いずれも θ の値からみて近年における自然失業率仮説の成立を示唆するものである。以下計測結果の詳しい分析は、式の説明力、統計的安定性、理論的分りやすさを勘案し、計測式^(注15)(1)に基づいて行うこととしたい。

第1表（その1）は、データ入手可能全期間（(1)式については1960 / I～1980 / II）を対象に、物価版フィリップス曲線の方程式を推定した結果である。うち(1)式の計測結果（以下(1)－1式という）は次のとおりとなっている（第10図参照）。

$$\dot{p} = 1.075\dot{p}^e + 1.519 \frac{1}{u_1} - 0.987 \quad (1) - 1$$

(22.97) (1.43) (-1.13)

計測期間 1960 / I～1980 / II

$R^2 = 0.867$ S. E. = 1.745

D. W. = 1.731 ()内は t 値

(1)－1式の係数はいずれもまず有意であり（係数の符号条件は正しく、t 値からみて係数の安定性も概ね満足できる）、式の説明力も比較的高い（ $R^2 = 0.867$ ）。

この計測結果によると、期待インフレ率 \dot{p}^e の係数 θ の値は1.075とほぼ1になっており、これから、日本においてはデータの利用可能な全期間を通じて、つまり1960年以降約20年間にわたって、自然失業率仮説が妥当性を

持ち続けたと言つてよいように思われる。したがって、第8、第9両図においてフィリップス曲線が72年迄安定していたのは、たまたま当該期間中物価上昇率の変動が小さく、このため期待インフレ率が安定的であったためであろう。

ただ、この20年の間には、第1次石油危機の発生等外生的ショックもあって日本経済は高度成長から安定成長へと移行し、その産業構造や労働需給構造が大きく変化してきたことも事実である。(1)－1式において $\frac{1}{u_1}$ のt値がやや小さいのはこうした事情を反映したものとみられる。

そこで次にこうした事情を考慮し、第1次石油危機の影響などから日本経済の産業構造が大きく変化した1973年以降の期間（1973 / I～1980 / II）を対象に、全く同じ式について再推定してみた。

再計測の結果は、第1表（その2）のとおりで、このうち(1)式の計測結果は次のようなものである（第11図）。

$$\dot{p} = 0.931\dot{p}^e + 12.340 \frac{1}{u_1} - 5.367 \quad (1) - 2$$

(13.71) (4.47) (-3.82)

計測期間 1973 / I～1980 / II

$R^2 = 0.925$ S. E. = 1.829

D. W. = 2.437 ()内は t 値

(1)－2式の係数はいずれも有意であり（符号条件は正しく、t 値からみて係数は前述(1)－1式以上に安定的である）、また式の説明

(注14) このほか、R. J. Gordonの可変係数仮説（〔17〕、（付1）参照）に基づく計測も行ったが、固定係数による上記計測の方が説明力において優れていること、また特に同仮説によらなくても自然失業率仮説の成立が認められることから、ここではその掲載は省略することとした。

(注15) 計測式(1)では、サプライ・ショックや労働生産性の変化の影響は明示的にとらえられないが、この点については第1表(5)、(6)式等を併せ参照されたい。なお、計測式(1)と(5)、(6)を比べて分るように、計測式の単純化は、自然失業率仮説の検証結果にさしたる影響を与えていない。

第1表 物価版フィリップス曲線の計測結果(その1. 計測期間: データ入手可能全期間)

計測式名	p̂	f(u)										γ	その他の変数		定数項	R ²	S. E.	D. W.	計測期間		
		u ₁		u ₂		R O		R O		D I			Δ D I							I P I	I P I - C P I
		I / u ₁	u ₁	I / u ₂	u ₂	R O	R O	D I	D I	Δ D I	Δ D I										
(1)	1.075 (22.97)	1.519 (1.43)													-0.987 (-1.13)	0.867	1.745	1.731	1960/I~1980/II		
(2)	1.062 (14.75)	2.337 (1.73)													-0.878 (-0.65)	0.882	1.867	1.562	1966/I~1980/II		
(3)	0.949 (17.58)	1.820 (1.82)											0.040 (4.21)		-0.690 (-0.82)	0.888	1.613	1.817	1961/I~1980/II		
(4)	1.005 (19.70)	1.852 (1.78)											0.034 (3.33)		-0.793 (-0.91)	0.879	1.675	1.855	"		
(5)	0.949 (13.41)	2.260 (1.85)											0.040 (3.88)		-0.709 (-0.58)	0.906	1.675	1.699	1966/I~1980/II		
(6)	0.999 (14.30)	2.352 (1.86)													-0.759 (-0.60)	0.899	1.739	1.724	"		
(7)	1.074 (23.14)		-0.822 (-1.77)												1.338 (1.74)	0.868	1.733	1.731	1960/I~1980/II		
(8)	1.053 (23.50)			-1.441 (-3.17)											2.057 (2.95)	0.879	1.664	1.800	"		
(9)	1.045 (23.94)				2.010 (3.95)										-1.514 (-2.81)	0.886	1.615	1.939	"		
(10)	1.175 (20.63)				0.159 (3.79)										-14.846 (-3.79)	0.905	1.791	1.945	1968/I~1979/III		
(11)	1.231 (19.43)				0.154 (3.49)	0.090 (1.92)									-14.711 (-3.68)	0.916	1.736	2.362	1969/I~1979/III		
(12)	0.896 (9.49)				0.069 (1.52)										-5.240 (-1.18)	0.924	1.598	1.833	1968/I~1979/III		
(13)	1.141 (26.76)						0.038 (5.76)								0.751 (1.96)	0.921	1.475	2.186	1965/I~1980/II		
(14)	1.180 (24.35)						0.029 (3.45)								0.195 (0.38)	0.924	1.454	2.334	"		
被説明変数	0.979 (11.13)														-2.853 (-1.72)	0.648	3.250	1.093	1960/I~1980/II		
(15)	1.099 (9.95)														-7.651 (-3.68)	0.771	2.867	1.590	1966/I~1980/II		

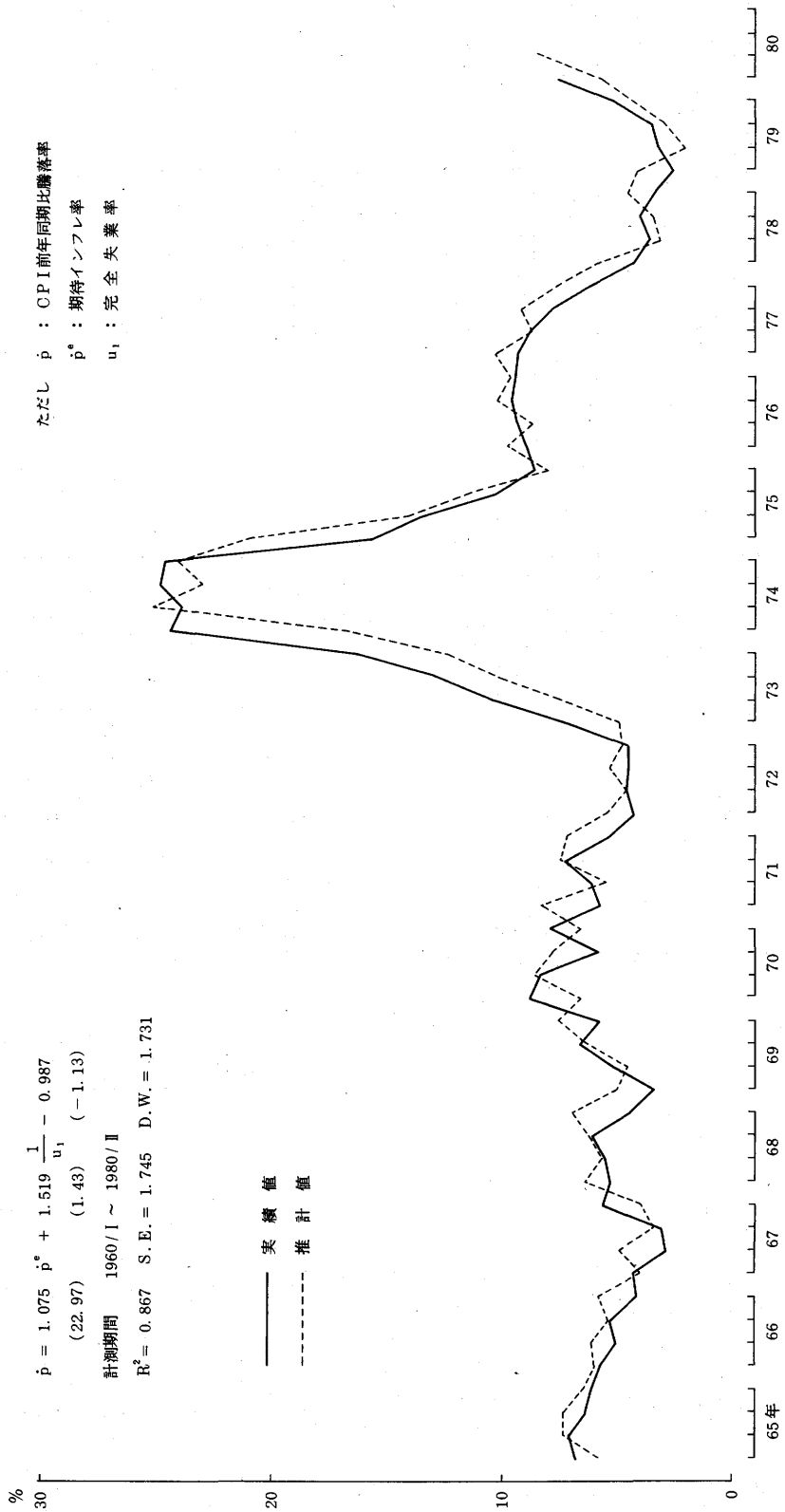
註 計測式(1)~(14)の被説明変数はp̂。

第1表 物価版フィリップス曲線の計測結果(その2. 計測期間: 1973年以降)

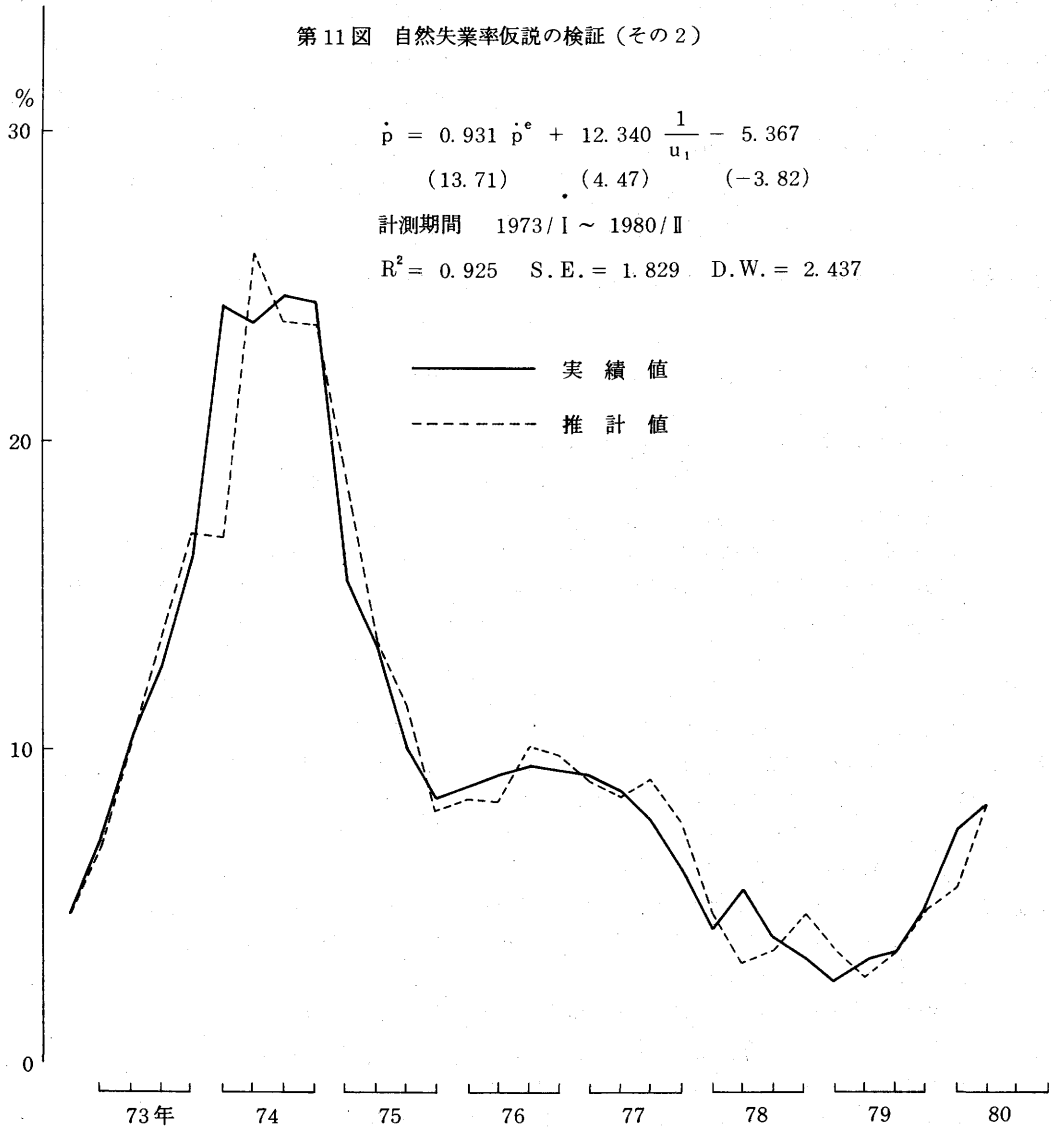
計測式名	P ⁰	f(u)										その他の変数	定数項	R ²	S. E.	D. W.	計測期間	
		1/u ₁	1/u ₂	u ₂	R O	R O	R O	D I	Δ D I	γ	I P I							I P I - C P I
(1)	0.931 (13.71)	12.340 (4.47)												-5.367 (-3.82)	0.925	1.829	2.437	1973/I~1980/II
(2)	0.788 (8.29)	14.528 (5.15)												-3.550 (-2.22)	0.933	1.730	2.319	"
(3)	0.878 (13.08)	10.685 (4.01)												-4.479 (-3.29)	0.935	1.701	2.478	"
(4)	0.905 (13.71)	11.141 (4.13)												-4.696 (-3.40)	0.932	1.742	2.521	"
(5)	0.779 (8.56)	12.655 (4.29)												-3.258 (-2.12)	0.938	1.655	2.354	"
(6)	0.794 (8.56)	13.171 (4.56)												-3.361 (-2.15)	0.936	1.687	2.383	"
(7)	0.917 (13.61)		-4.834 (-4.72)											10.717 (4.64)	0.928	1.787	2.191	"
(8)	0.966 (18.10)			-4.208 (-6.18)										7.066 (5.73)	0.946	1.553	2.285	"
(9)	1.002 (18.18)				3.985 (5.53)									-2.469 (-3.27)	0.939	1.652	2.514	"
(10)	1.148 (20.18)					0.279 (5.48)								-24.333 (-5.41)	0.940	1.694	2.325	1973/I~1979/III
(11)	1.156 (13.84)					0.274 (4.20)	0.009 (0.13)							-23.984 (-4.46)	0.938	1.730	2.342	"
(12)	1.034 (9.33)					0.220 (3.09)							0.027 (1.20)	-18.549 (-2.82)	0.941	1.679	2.162	"
(13)	1.117 (22.63)							0.052 (6.38)						1.855 (3.14)	0.948	1.525	2.575	1973/I~1980/II
(14)	1.173 (13.12)							0.043 (2.80)	0.011 (0.74)					0.934 (0.68)	0.947	1.538	2.741	"
被説明変数	0.823 (6.94)	26.483 (5.49)												-9.201 (-3.75)	0.841	3.197	2.346	"
(15)	1.115 (6.91)	22.022 (4.60)												-12.907 (-4.76)	0.866	2.936	2.671	"

注 計測式(1)~(14)の被説明変数はP。

第10図 自然失業率仮説の検証(その1)



第11図 自然失業率仮説の検証(その2)



ただし \dot{p} : CPI前年同期比騰落率
 \dot{p}^e : 期待インフレ率
 u_1 : 完全失業率

力は非常に高い ($R^2 = 0.925$)。

この再計測結果によると、期待インフレ率 \dot{p}^e の係数 θ の値は 0.931 と極めて 1 に近い。従って、1973 年以降 (第 1 次石油危機以降) に限れば、より一層の統計的確度をもって自然失業率仮説の成立を主張しようように思われる。

なお、 $\frac{1}{u_1}$ の計数の値は、12.340 と計測式 (1) - 1 のそれ (1.519) に比べ著しく大きくなっており、1973 年以降産業構造、労働需給構造の変化や人々の期待形成パターンの変化と

ともに短期フィリップス曲線の傾きが急勾配(注16)(注17)になってきていること、つまり景気刺激政策はその長期的効果のみでなく、短期的効果についても弱まってきていることを物語っている。

ちなみに、(1) - 2 式から長期均衡状態における失業率、つまり自然失業率を大胆に試算すると、完全失業率ベースで 2.30% と今次景気回復初期の 1978 年央頃の水準 (78 / III 2.29%) となる。同様に (12) - 2 式から長期均衡状態における稼働率は、(鉱工業生産指

(注 16) 1973 年以降、 $\frac{1}{u_1}$ の係数が大きくなった、すなわち短期フィリップス曲線の傾きが急勾配になった、という主張に対しては、

- ① (1) 式が、期待インフレ率の変化以外の原因による短期フィリップス曲線のシフト、例えばサプライ・ショックによる短期フィリップス曲線のシフト、を明示的に取り入れていない結果表面的に生じたものではないか、
- ② 短期フィリップス曲線の傾きは、 u_1 の低い時には急、 u_1 の高い時にはなだらかという形になっているので、 u_1 の低い時期について計測すれば当然急勾配となる。従って $\frac{1}{u_1}$ の係数の計測値が大きくなったからといって直ちに短期フィリップス曲線の傾きが急勾配になったとは言えないのではないか、といった疑問ないし批判がありえよう。

しかし、①については、サプライ・ショックによる短期フィリップス曲線のシフトを明示的に取入れた第 1 表(3)ないし(4)式においても同様の結果が得られていること、また②についても、1973 年以降の u_1 がそれ以前に比して低いのであればこうした批判は意味をもつが、実際には、1973 年以降の u_1 の水準はそれ以前に比べて決して低くなく、とくに 1975 年以降は常に 1960 年代のピーク ($1.61 < 1960 \text{年}>$) を上回っていることなどを考慮すれば、これらの疑問ないし批判はいずれも妥当しないことが分る。

(注 17) 短期フィリップス曲線の傾きが 1973 年以降それ以前に比べて急勾配になってきていることは、自然失業率仮説の検証に用いた式について、第 1 次石油危機前後で $f(u)$ の係数を変えるという形で再計測することによっても確かめることができる (第 2 表)。

例えば、(1) - 1 式について第 1 次石油危機前後で $f(u)$ の係数を変えて再計測した結果は下式のとおりで、73 年以降の $\frac{1}{u_1}$ の係数の値は、7.619 と明らかに 72 年以前のそれ (3.973) に比べ大きくなっており、短期フィリップス曲線の傾きが急勾配になってきていることが裏付けられる。なお、 $\frac{1}{u_1}$ の係数の t 値は、(1) - 1 式のそれに比べ著しく改善しており、この点からも (1) - 1 式の $\frac{1}{u_1}$ の係数の t 値がやや小さいのは、産業構造、労働需給構造の変化を反映したものであることが分る。

$$\dot{p} = 0.937 \dot{p}^e + 3.973 \delta_1 \frac{1}{u_1} + 7.619 \delta_2 \frac{1}{u_1} - 2.593$$

(17.25) (3.49) (4.30) (-2.93)

計測期間 1960 / I ~ 1980 / II、

ただし、

$$\begin{array}{ll} \delta_1 : 72 \text{年以前} & 1, & 73 \text{年以降は} & 0, \\ \delta_2 : 72 \text{年以前} & 0, & 73 \text{年以降は} & 1, \end{array}$$

第2表 物価版フライリップス曲線の計測結果(第1次石油危機前後で $\frac{1}{u_1}$ の係数の値を変えて計測)

計測式名	p^e	$f(u) : \frac{1}{u_1}$	$\dot{\gamma}$	その他の変数		定数項	R^2	S.E.	D.W.	計測期間
				IPI	IPI-CPI					
被説明変数 P (1)	0.937 (17.25)	3.973 (3.49)				-2.593 (-2.93)	0.889	1.592	2.032	1960/I ~ 1980/II
		7.619 (4.30)								
(2)	0.883 (12.26)	5.752 (4.24)	-0.129 (-1.34)			-3.008 (-2.44)	0.915	1.583	2.272	1966/I ~ 1980/II
		10.402 (5.04)								
(3)	0.880 (15.74)	3.777 (3.31)		0.030 (3.09)		-2.166 (-2.34)	0.900	1.527	2.089	1961/I ~ 1980/II
		6.620 (3.64)								
(4)	0.915 (16.67)	4.003 (3.44)				-2.409 (-2.55)	0.894	1.569	2.136	"
		7.151 (3.86)				0.023 (2.29)				
(5)	0.841 (12.17)	4.993 (3.84)	-0.094 (-1.03)	0.027 (2.85)		-2.446 (-2.08)	0.925	1.486	2.286	1966/I ~ 1980/II
		8.691 (4.29)								
(6)	0.868 (12.48)	5.247 (3.96)	-0.103 (-1.10)			-2.606 (-2.17)	0.921	1.524	2.328	"
		9.205 (4.48)				0.023 (2.28)				

註 f(u)欄中、上段は1972年以前、下段は1973年以降。

数ベースで) 84.4%と同年前半の水準(78 / I 84.2%、78 / II 85.4%)並みであると推定される。

以上、データ利用可能全期間を通じて計測したうえで、さらに1973年以降の期間について再計測することにより、政策運営上も十分配慮する必要のある次のような注目すべき事実——①日本においては、データの利用可能な全期間を通して自然失業率仮説が現実妥当性をもっていること、②1972年以前は、物価上昇率の変動が小さく、つれて期待インフレ率も安定的であったため、フィリップス曲線が安定しているようにみえたこと(この限りでフィリップス曲線の安定性に依拠した政策が有効性をもった)、③1973年以降、産業構造、労働需給構造の変化もあって短期フィリップス曲線の傾きが急勾配となってきていること(すなわち、景気刺激政策の短期的効果が弱まってきていること)——が判明したのである。

5. 結 び

前章の分析から分るように、1972年以前は、物価上昇率の変動が総じて小さかったため、人々はある安定的な物価上昇率を前提に(つまり、ほぼ一定の期待インフレ率のもとで)行動していたとみられる。すなわち、日本では自然失業率仮説が妥当していたと思われるにも拘わらず、人々の期待インフレ率がほぼ一定であったため、フィリップス曲線は概ね安定していたと推測される。それ故、政策当局が、ケインジアン政策提言を受入れてフィリップス曲線の安定性を前提とした政策運営を行っても、格別問題を生ずることなくそ

れなりの成果を挙げてきたのであろう(例えば、昭和30年代の高度成長政策の奏功、昭和40年不況の克服など)。

ところが、1973年以降は、第1次石油危機に伴う大幅な物価変動が、こうした前提の現実妥当性を支えていた経済、社会環境を全面的に変えることとなった。すなわち、大幅な物価変動に伴い、人々の期待インフレ率が大きく変動するようになったため、それまでの安定的な期待インフレ率のもとで実体を覆い隠されていた自然失業率仮説的世界が顕在化し、フィリップス曲線は期待インフレ率の変動に対応して大きくシフトするようになった。こうした状況の変化は、当然当局の政策運営のあり方にも影響を及ぼさざるを得ない。従来のようにフィリップス曲線の安定性を前提に漫然とケインジアン政策運営を繰返すならば、以前にも増してインフレの加速が避けられず、その国民経済的弊害は極めて大きい。^(注18)

したがって、今後の政策運営は、こうした人々の期待インフレ率の変化を十分勘案のうえ遂行される必要がある。この意味で第2次石油危機に際し、政策当局が早目早目に引締め措置をとり、いわゆるインフレ期待(高い期待インフレ率)の定着阻止、その早期払拭に努めた事実は高く評価できよう(マネーサプライ重視政策=金利政策の弾力的運営がこうした政策運営を可能にしたことも特筆に値しよう)。同時にこうした政策が奏功し、インフレ期待が鎮静化したあと、たとえ景気刺激が必要とされる局面が訪れることがあっても、従来のように青天井の景気刺激政策はとられるべきではなく、人々のインフレ期待を醸成しないよう慎重な政策運営が望まれる。何^(注19)

(注18) インフレの弊害については、詳しくは〔7〕参照。

(注19) M. Friedman やT. Sargent が指摘するように、物価安定優先という Policy rule を確立し人々の政策当局に対する信頼を回復すること、つまり人々が政府は決してインフレ容認

故なら、自然失業率仮説の教えるとおりに、景気刺激政策がインフレ期待を醸成してしまえば景気梃子入れという当初の政策意図は水泡に帰し、インフレの加速のみが生じてしまうからである。

以上

(55年12月)

(56年11月 加筆訂正)

(付1) 欧米における実証研究の主要例の概要

欧米諸国では、自然失業率仮説について数多くの実証研究がなされているので、ここではその代表的なもののみを紹介することとする。

1. 自然失業率仮説を否定するもの

(Solowのテスト)

R. M. Solow は、その定式化にやや問題がないではないが、米国の1947～67年の四半期データを用いて国内民間非農業物価について次のような式を計測し、自然失業率仮説の検証を行った〔37〕。

Solowの計測結果

$$\dot{p} = 0.0061 + 0.2492 \dot{w} + 0.2495 \dot{i} + 0.7262 \dot{f}_s + 0.0107 \text{NCU}$$

$$+ 0.0147K - 0.0028G + 0.4029 \dot{p}^e$$

$$R^2 = 0.9057$$

ただし、

\dot{p} : 国内民間非農業物価の上昇率
 \dot{w} : 名目賃金の変化率
 \dot{i} : 単位労働必要量の変化率
 \dot{f}_s : 農産物価格の上昇率
 NCU : 稼働率指数 (需要圧力に関する指標、失業率に対応)

K : 朝鮮戦争ダミー

G : 所得政策 (ガイドポスト政策) ダミー

\dot{p}^e : 国内民間非農業物価の期待インフレ率 (適合的期待仮説に基づいて推定)^(注20)

なお、変化率 (上昇率) には前年同期比を使用。

彼は、この推定結果 ($\theta = 0.4029$) に基づき、自然失業率仮説を棄却し、恒久的なトレード・オフ関係の存在、すなわち右下がりの長期フィリップス曲線の存在 (その係数は $\frac{1}{1-0.4029} = 1.675$) を主張した。

(Lipsey = Parkin のテスト)

R. G. Lipsey と J. M. Parkin は、英国の所得政策休止期 (1950/Ⅳ～1955/Ⅳ, 1957/Ⅰ～1961/Ⅱ) の四半期データに基づいて賃金方程式 (前出(2)式) を推定し、自然失業率

政策はとらないと確信することが、人々のインフレ期待醸成を回避する大前提となる。

(注20) Solow は、現実の物価上昇率が期待インフレ率よりも大きければ (小さければ)、期待インフレ率は次期に乖離分の一定割合 α だけ上方 (下方) に修正されるという適合的期待モデル

$$\dot{p}_{t+1}^e - \dot{p}_t^e = \alpha (\dot{p}_t - \dot{p}_t^e)$$

を用いて計測している。具体的には \dot{p}_t^e の時系列データは、 α を 0.1 から 0.1 きざみに 1.0 まで仮定したうえで、それぞれに対応して現実の \dot{p}_t のデータを用いて逐次解法により 10 系列作成 (1 階の差分方程式であることを利用)。最終的にはフィットのよさを勘案して $\alpha = 0.4$ のケースを採用。

仮説の検証を行った〔26〕。彼等の計測結果も、自然失業率仮説を棄却するものであった ($\theta = 0.457$)。

Lipsey = Parkin の計測結果

$$\dot{w}_t = 6.672 - 2.372 u_t + 0.457 \dot{p}_{t-1}^e + 0.136 \dot{N} \quad (5.79) \quad (-3.64) \quad (6.25) \quad (0.07)$$

$$R^2 = 0.856 \quad D. W. = 1.231$$

()内はt値

ただし、

\dot{w}_t : 賃金上昇率

u_t : 失業率

\dot{p}_t^e : 小売物価の期待インフレ率 (静学的期待仮説 $\langle \dot{p}_t^e = \dot{p}_{t-1} \rangle$ に基づく)

\dot{N} : 労働組合組織率の変化

また、Parkin は、別途適合的期待仮説に(注21)基づいて同様の検定を行い、同じ結論を導いている〔28〕。

2. 自然失業率仮説を肯定するもの

(Gordon のテスト: 自然失業率仮説の否定から肯定へ)

R.J. Gordon は、まず 1970年に 1951 ~ 1968年のデータを用いて賃金調整方程式を推定(下式)、その計測結果 ($\theta = 0.4531$) に基づいて雇用水準が特定の水準を超えても、賃金・物価の終りのないスパイラルの上昇は生じないとし、自然失業率仮説の成立を否定した〔15〕。

Gordon の計測結果 (その1)

$$g(w/q') = 0.4655 + 0.5025 m - 7.477 (7.479) + 0.4531 g_{c*} + 0.1726 g_{QL} (5.035) (2.554) + 0.4066 g_{TS} (1.135)$$

計測期間 1951/I ~ 1968/IV

$$R^2 = 0.749 \quad D. W. = 0.627 \quad ()内はt値$$

ただし、

$g(w/q')$: 標準単位当り労働コストの増加率

m : man hour ベースの雇用水準

g_{c*} : 期待インフレ率 (CPI ベース) (注22)

g_{QL} : 生産の増加率 (分布ラグ付き)

g_{TS} : 社会保障税率の増加率

変化率はいずれも前々四半期比による。

(注21) Parkin は、賃金調整方程式 $\dot{w}_t = \alpha_1 + \beta_1 u_t + \theta \dot{p}_t^e + \varepsilon$ と適合的期待モデル

$\dot{p}_t^e = \lambda \dot{p}_{t-1} + (1-\lambda) \dot{p}_{t-1}^e$ を組合せ、これを Koyck 変換した式

$\dot{w}_t = a_0 + a_1 u_t + a_2 u_{t-1} + a_3 \dot{p}_t^e + a_4 \dot{w}_{t-1} + v$ を計測 (ただし、 $a_1 = \beta_1$ 、

$$a_2 = -\beta_1 (1-\lambda)、a_3 = \theta \lambda、a_4 = (1-\lambda)。$$

なお、Parkin の最終的計測結果 (賃金調整方程式) は次のとおり。

$$\dot{w}_t = 6.967 - 2.542 u_t + 0.472 \dot{p}_t^e$$

(注22) Gordon は、期待インフレ率が長期金利の主要決定要因である事実に着目し、過去の物価変動を説明変数とする債券金利方程式を推定、これから過去の物価上昇率を用いて期待インフレ率を算定する場合のウェイト (分布ラグ構造) を導出している。

ところが翌71年、彼がインフレの加速期（1969、70年）のデータを追加して再計測したところ（計測期間1954/I～1970/N）、 θ の値は0.600と前回の計測結果（ $\theta=0.4531$ ）に比べかなり高まり、自然失業率仮説は受入れ難いものの、長期フィリップス曲線の傾斜がかなり急勾配になってきているとの結論を得た〔16〕。

Gordon の計測結果（その2）

$$g(w/q') = -0.001 + 0.018DU \quad (-0.4) \quad (2.3)$$

$$-0.278u^D - 0.086u^H \quad (-4.3) \quad (-1.0)$$

$$+0.600gd^e + 0.596(gp-gd) \quad (4.0) \quad (2.8)$$

$$+0.169g(1/1-T) \quad (3.3)$$

計測期間 1954/I～1970/N

S. E. = 0.00261 D. W. = 1.50 ()内は t 値

ただし、

$g(w/q')$: 標準単位当り労働コストの変
化率

DU : 失業率の年令、性別分布

u^D : 潜在失業率

u^H : man hour ベース失業率

$$\left(\frac{\text{完全雇用時の就業時間} - \text{現実の就業時間}}{\text{完全雇用時の就業時間}} \right)$$

gd^e : 期待インフレ率（個人消費支
出デフレーター・ベース）^(注23)

$gp-gd$: 民間非農業生産物価上昇率と
個人消費支出デフレーター上
昇率の差

$g(1/1-T)$: 雇用者の税率の変化率（T :
雇用者の税率）

なお、変化率はいずれも前々四半期比による。

続いて翌72年、彼は71年の計測と同じデータ期間（1954/I～1970/N）について可変係数仮説（期待インフレ率の係数 θ は、期待インフレ率自身の関数であるという仮説。実際の計測では、 θ は期待インフレ率の大きさに比例すると仮定して推定。 $0 \leq gd^e < \frac{1}{c}$ の時 $\theta = cgd^e$; $1/c \leq gd^e$ の時 $\theta = 1$ ）に基づいて賃金調整方程式を推定したところ、期待インフレ率が7.0%を超えると θ は1になるという結果を得た〔17〕。こうして彼は、可変係数仮説によりインフレの加速した60年代後半に θ の値が増大した理由をうまく説明し、さらに同仮説の下では自然失業率仮説を棄却できないこと（つまり期待インフレ率が7.0%を上回ると自然失業率仮説が現実妥当性をもつこと）を示したのである。その上で、彼は、政策当局は経済の拡大テンポを緩めるか、インフレが加速しないように常時コントロールを続ける必要があると主張している。

Gordon の計測結果（その3）

$$g(w) = 0.040DU - 0.577u^D \quad (3.19) \quad (-5.55)$$

$$-0.289u^H + 0.578(gp-gd) \quad (-1.85) \quad (3.73)$$

$$+0.219g(1/1-T) + \theta gd^e \quad (5.36) \quad (6.95)$$

計測期間 1954/I～1970/N

S. E. = 0.00212 ()内はt 値

(注23) 期待インフレ率の推計方法は（その1）と同じ。なお、期待インフレ率をCPIベースから個人消費支出デフレーター・ベースへ変更。

ただし、 $0 \leq gd < \frac{1}{28.5}$ の時 $\theta = 28.5 \text{ } gd^e$;

$\frac{1}{28.5} \leq gd^e$ の時は $\theta = 1$

各変数はいずれも(その2)と同じ。

(Sargent のテスト)

T. J. Sargent は、Lucas 流の総供給曲線(フィリップス曲線)、ケインズ流の総需要関数(I S 曲線)および貨幣の需給均衡条件(L M 曲線)から成るマクロモデルに物価に関する合理的期待仮説を組込むと、自然失業率仮説と整合的なモデルとなることを示したのち、次式を用いて自然失業率仮説の検証を行った[35]。

$$u_t = k(p_t - p_t^e) + k(1 - \alpha)(p_t^e - p_{t-1}^e) + \sum_{i=1}^n \lambda_i u_{t-i} + v_t$$

ただし、

p_t : 物価の実際値

p_t^e : $E(p_t | I_{t-1}^{(24)})$ 物価の予想値

I_t : t 期における利用可能な情報(information set)

u_t : 失業率

v_t : 攪乱項

上式において、もし $\alpha = 1$ であれば、インフレ率($p_t - p_{t-1}$)のうち、予知された部分($p_t^e - p_{t-1}^e$)は失業率に何等の影響も与

えない。つまり、自然失業率仮説は、上式において $\alpha = 1$ というのと等しいのである。彼が、1952/I ~ 1970/IV のデータを用いて計測した結果は、自然失業率仮説を棄却できないというものであった。

(付2) 期待インフレ率の推定方法について

期待インフレ率の捉え方としては、従来、①distributed lag のlag structure に a priori な前提(例えば多項式を用いる Almon lag や幾何級数的な lag を仮定する Koyck lag)を置いて過去の物価上昇率の加重平均値($\sum_{i=0}^n w_i \dot{p}_{t-i}$)を算出し、これを期待インフレ率の proxy とする方法(欧米の検証例の大半はこれによる。(付1)参照)、②実際のアンケート調査によって直接期待インフレ率を推定する方法(米国では Livingston Index。日本では経済企画庁が、53、54 年度経済白書の中でこの手法によって期待インフレ率を推計。ちなみに、欧米の検証例の中では、Gordon が 1970 年にこの手法を試みている[15]が、フィットが悪かったので正式の計測結果としては採用していない)の2つの手法が使用されてきたが、近年の「時系列分析」の発展に伴い、最近では③1変数

(注24) 合理的期待仮説に基づく物価の予想値 $p_t^e \equiv E(p_t | I_{t-1})$ について、Sargent は、次式を最小2乗法により推定したうえ、これに基づいて推計している。

$$E(p_t | I_{t-1}) = \delta I_{t-1}$$

$$p_t = \hat{\delta} I_{t-1} + e_t \equiv p_t^e + e_t$$

ただし、 $\hat{\delta}$: p_t^e を推計するに当って用いられる情報量セット I_{t-1} のパラメーター・ベクトル
 e_t : 攪乱項

(注25) 「時系列分析」については折谷[1]参照。

時系列モデルを用いて期待インフレ率の proxy を作成するという方法も行われるようになってきている(例えば、折谷[2]、Feldstein = Summers[9])。

ここでは、最も新しい手法であり、インフレ期待が合理的 (rational) に形成される場合には、最も妥当性が高いとされている時系列モデル^(注27)を用いる方法によることとする。

まず最初に、消費者物価のデータをもとに^(注28) 1変数時系列モデル (ARMAモデル)^(注29) を作成した。次に、同モデルを用いて1四半期先の消費者物価の前年同期比騰落率の予測値を算出し、これを予測時点における先行き1四半期先についての期待インフレ率の proxy とする。第12図は、こうして作成した期待インフレ率 (点線) と当該期間の現実のインフ

(注26) 時系列モデルの予測値を期待インフレ率の Proxy として用いることの妥当性、理論的背景については、折谷 [2]、Feldstein = Summers [9] 参照。

(注27) 期待インフレ率を推計するに当り、ここでは時系列モデルのうち最もシンプルな1変数時系列モデルを用いたが、理論的には、多変数時系列モデルの方が望ましい。マネーサプライ等の変数を組込んだ多変数時系列モデルによる計測は今後の検討課題である。

(注28) 期待インフレ率算定に当って、消費者物価指数を使用したのは、Feldstein = Summers [9] 同様、次の理由による。

- ① 消費者物価は家計の意思決定に影響を与える物価であること、
- ② 企業は投資財や中間財を生産するが、こうした財は主として企業間で取引されるものである。従って企業が他の経済主体に売る場合の価格としては消費者物価の方がより適切とみられること、
- ③ 名目賃金の将来の動向は、消費者物価の予想された動きによって最もよく近似されること、ちなみに、Feldstein = Summers [9]、Perry [30] などは本稿同様期待インフレ率の推定にCPIを用いているが、Gordon [17] や Eckstein = Brinner [8] はGNP統計の個人消費支出デフレーターを使用している。

(注29) 計算手順は次のとおり。

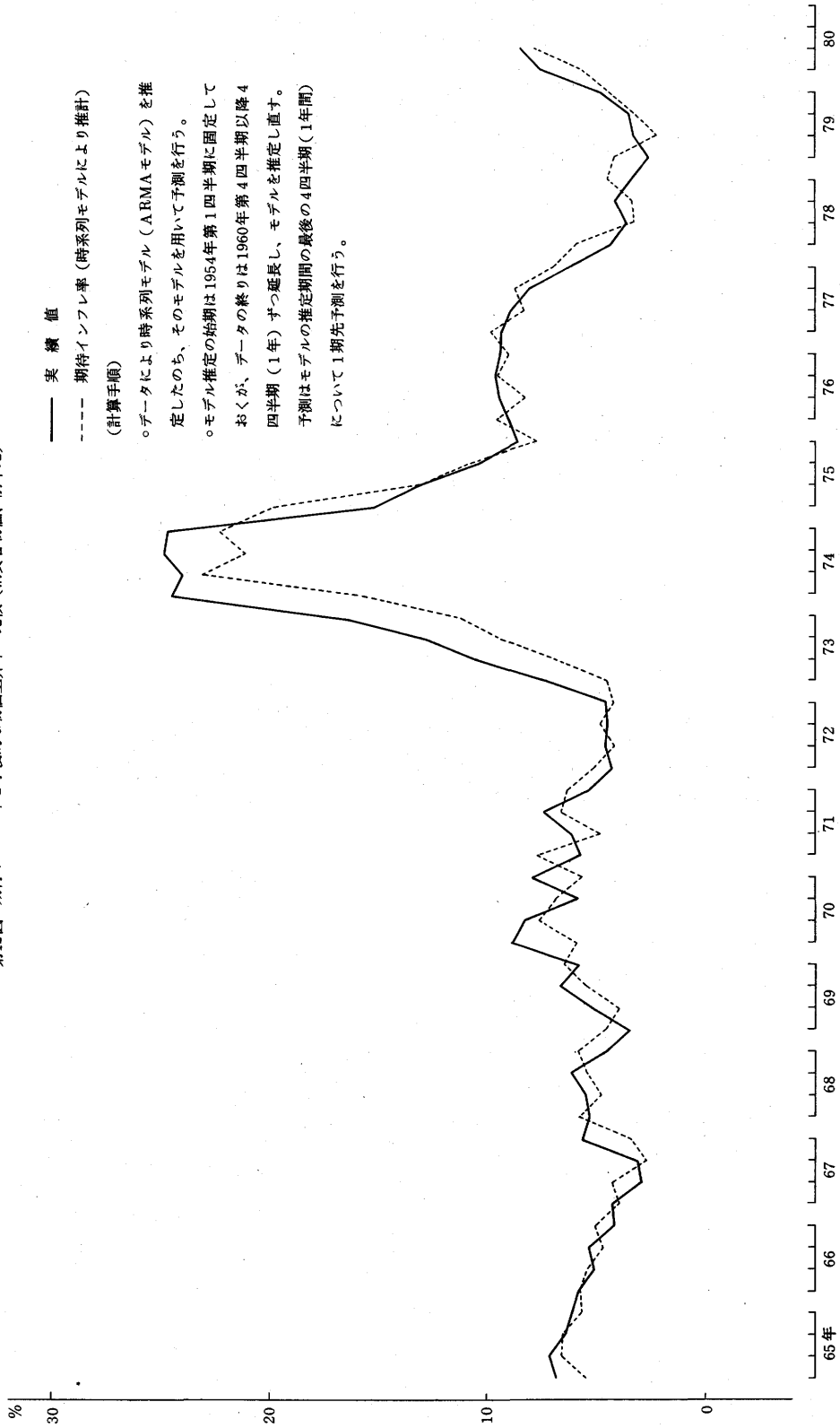
- ① まず消費者物価指数 (四半期ベース) の前年同期比騰落率をとることによりデータを定常化する。
- ② 次に定常化したデータによって時系列モデル (ARMAモデル) を推定し (前掲第3表)、推定したモデルで予測を繰返す。モデル推定のデータ始期は、1954年第1四半期 (原データ・ベースでは1953年第1四半期) に固定しておくが、データの終りは1960年第4四半期以降、4四半期 (1年) づつ延長する。

予測はモデルの推定期間の終り4四半期間 (1年間) について1期先予測を繰返す。

すなわち、第1回の時系列モデル推定は1954 / I ~ 1960 / IVの期間について行い、予測は1960年第1四半期から同年第4四半期までの各四半期を出発点とする1期先予測を4回行う。次に1954 / I ~ 1961 / IVのデータで時系列モデルを推定し、推定したモデルで1961年第1四半期から同年第4四半期までの各四半期を出発点とする1期先予測を4回繰返す。こうしたモデル推定および予測を1980年第2四半期まで繰返す。

なお、このように4四半期ごとにデータを延長しながらモデルを推定し、予測はそのサンプル内で行うのは、単に計算プログラムの便宜からである。本来は予測の出発点までのデータによってモデルを推定し、そのモデルで1期先予測を行い、次に出発点が変わると新たなデータ期間でモデルを再推定して予測を行う (つまりサンプル外予測を每期行う) 方がより現実の期待形成に近いと思われる。もっとも、ここでは、モデル推定に使用したデータ期間の最後の4四半期だけを予測の出発点としているので、その影響は軽微とみられる。

第12図 期待インフレ率と事後的な物価上昇率の比較（消費者物価、前年比）



レ率（実線）とを対比して図示したものである。同図によれば、期待インフレ率は、物価安定期には実際のインフレ率とほぼ同じ動きを示しているが、石油危機等外生的ショックに伴う物価高騰期には、実際のインフレ率とかなり乖離すること、すなわち期待形成は予測時点1四半期前までの情報に基づいて行われるためどうしても実際の動きに遅れ勝ちとなることが分る。

なお、期待インフレ率算定に使用した1変数時系列モデル（1年毎に再推定）は、1973年を境にその形状が著しく変化しており（AR part における lag pattern が短期化、第3表）、第1次石油危機以降期待形成のあり方が大きく変わったこと、つまり直近期の物価上昇率が期待形成に dominant な影響を与えるようになったことを物語っている。

第3表 期待インフレ率の推定に使用した1変数時系列モデル例
— 第1次石油危機前後の対比 —

○第1次石油危機前

$$\dot{p}_t = \sum_{i=1}^2 \alpha_i \dot{p}_{t-i} + \beta_1 u_{t-1}$$

計測期間	1954 / I ~ 1971 / IV		同 1954 / I ~ 1972 / IV	
	α_i	β_i	α_i	β_i
i = 1	0.186	0.886	0.187	0.881
2	0.504	-	0.504	-

○第1次石油危機以降

$$\dot{p}_t = \alpha_1 \dot{p}_{t-1} + \sum_{i=1}^n \beta_i u_{t-i}$$

計測期間	1954 / I ~ 1974 / IV		同 1954 / I ~ 1975 / IV	
	α_1	β_i	α_1	β_i
i = 1	0.529	0.548	0.814	0.440
2	-	0.423	-	0.367
3	-	0.451	-	0.412
4	-	-	-	0.241

ただし \dot{p}_t : t期の消費物価指数の前年同期比騰落率

u_t : t期のノイズ

α_i : \dot{p}_{t-i} のパラメーター

β_i : u_{t-i} のパラメーター

【参考文献】

- [1] 折谷 吉治 「時系列分析について」金融研究資料第4号、1979年9月
- [2] " 「インフレ期待と金利」金融研究資料第4号、1979年9月
- [3] 加藤 寛孝 「経済理論における予想形成仮説の検討」東洋経済近代経済学シリーズNo.49、No.50、No.51、No.52、No.53、No.54

- [4] 白川方明 「合理的期待仮説について」金融研究資料第4号、1979年9月
- [5] 豊田利久 「わが国のインフレーションと失業の関係」季刊現代経済 Autumn 1979.
- [6] Toyada, T. "Price Expectations and the Short-run and Long-run Phillips Curves in Japan, 1959-68." Review of Economics and Statistics, Vol. 54. No. 3, 1972.
- [7] 日本銀行特別研究室 「インフレーションの弊害について」日本銀行A7 1980年6月
- [8] Eckstein, Otto and Brinner, Roger. "The Inflation Process in the United States." A Study Prepared for the Use of the Joint Economic Committee, 92 Cong. 2 sess, 1972.
- [9] Feldstein, Martin and Summers, Lawrence. "Inflation, Tax Rules, and the Long-term Interest Rate." Brookings Papers on Economic Activity, 1, 1978.
- [10] Friedman, M. "The Role of Monetary Policy." American Economic Review, March, 1968.
- [11] _____ "Unemployment versus Inflation? An Evaluation of the Phillips Curve: With a British Commentary by D. E. W. Laidler." 1975 (Occasional Paper No. 44).
- [12] _____ "Inflation and Unemployment: The New Dimension of Politics." The 1976 Alfred Nobel Memorial Lecture, 1977 (Occasional Paper No. 51).
- [13] Frisch, Helmut. "Inflation Theory 1963-1975: A Second Generation Survey." Journal of Economic Literature, Dec. 1977.
- [14] Frye, Jon and Gordon, Robert J. "The Variance and Acceleration of Inflation in the 1970s: Alternative Explanatory Models and Methods." NBER Working Paper No. 550, Sept. 1980.
- [15] Gordon, Robert J. "The Recent Acceleration of Inflation and Its Lessons for the Future." Brookings Papers on Economic Activity, 1, 1970.
- [16] _____ "Inflation in Recession and Recovery." Brookings Papers on Economic Activity, 1, 1971.
- [17] _____ "Wage-Price Controls and the Shifting Phillips Curve." Brookings Papers on Economic Activity, 2, 1972.
- [18] _____ "Recent Developments in the Theory of Inflation and Unemployment." Journal of Monetary Economics, April 1976.
- [19] _____ "Monetary Policy and the 1979 Supply Shock." NBER Working Paper No. 418, Dec. 1979.
- [20] _____ "A Consistent Characterization of a Near-Century of Price Behavior." NBER Working Paper No. 455, Feb. 1980.
- [21] Hansen, Bent. "Excess Demand, Unemployment, Vacancies and Wages." Q.J.E., Feb. 1970.
- [22] Inderbitzen, W. and Jetzer, M. "The Econometrics of Phillips-Curve Estimation." Journal of Monetary Economics 6, 1980.
- [23] Laidler, D. "Inflation-Alternative Explanations and Policies: Test on Data Drawn from Six Countries." in K. Brunner and A.H. Meltzer, eds., Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, Vol. 4, 1976.

- [24] Lipsey, Richard G. "The Relation between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1862-1957: A Further Analysis." Economica, N. S. Feb. 1960.
- [25] _____ "Structural and Deficient-Demand Unemployment Reconsidered." In Employment Policy and the Labour Markt, edited by Arthur M Ross, Berkeley, University of California Press, 1965.
- [26] Lipsey, R. G. and Parkin, J. M. "Incomes Policy: A Re-appraisal." Economica, May 1970.
- [27] O E C D. "Inflation, the Present Problem: Report by the Secretary General." Paris: OECD, 1970.
- [28] Parkin, M. "Incomes Policy: Some Further Results on the Determination of the Rate of Change of Money Wages." Economica, November 1970.
- [29] Perry, Goerge L. Unemployment, Money Wage Rates and Inflation. Cambridge, Mass: M.I.T. Press, 1966.
- [30] _____ "Changing Labor Markets and Inflation." Brookings Papers on Economic Activity, 3, 1970.
- [31] Phelps, Edmund S. Microeconomic Foundations of Employment and Inflation Theory. New York: Norton, 1970.
- [32] _____ Inflation Policy and Unemployment Theory: The Cost-Benefit Approach to Monetary Planning. New York: Norton, 1972.
- [33] Phillips, A. W. "The Relation between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1861-1957." Economica, N. S. Nov. 1958.
- [34] Samuelson, P. A. and Solow, R. M. "Analytical Aspects of Anti-inflation Policy." American Economic Reivew, May, 1960.
- [35] Sargent, Thomas J. "Rational Expectations, the Real Rate of Interest, and the Natural Rate of Unemployment." Brookings Papers on Economic Activity, 2, 1973.
- [36] Sargent, Thomas J. and Wallace, Neil. "Rational Expectations, the Optimal Monetary Instrument, and the Optimal Money Supply Rule." J. Polit. Econ., April 1975.
- [37] Solow, Robert M. Price Expectations and the Behavior of the Price Level. Manchester University Press, 1969
- [38] _____ "Inflation Tales." Executive Vol. 6, No. 3, Graduate School of Business and Public Administration, Cornell Univ.
- [39] Tobin, James. "Inflation and Unemployment." American Economic Review, March 1972.
- [40] Wicksell, K. "Interest and Price." (1898) repr. in England, London 1936 and 1962.
- [41] Wörgötter, A. "Lohn- und Preisgleichungen für Österreich." Empirica (Zeitschrift des Österreichischen, Instituts für Wirtschafts-forschung), 1975.