

# 現代インフレーション

## — R・ソローの実証的研究 —

本田 広 実

### I・問題の所在

現代のインフレーションは理論的にいまだに多くの未解決な問題を残したままの研究領域であり、したがって論争点も非常に多い。本稿ではインフレーション問題の核心を理解するために理論的実証的努力が展開されている模索の中から、重要と思われる二つの論争点を取り上げる。

現代インフレーションについての論争点の一つは貨幣数量説的な思考の復活といわれる「ニュー・マネタリズム」( The New Manetarism )に関するものである。そしていま一つの重要な論争点は現代経済社会に内在するいくつかの構造的特徴 — たとえば管理価格に代表される独占・寡占企業の価格形成、労働組合による賃金決定の団体交渉力 — にインフレーションの基本的要因があるというものである。一般にこのような非伸縮的な経済の構造においては、低い水準の失業率(実物変数)、これは高い水準の雇用と産出に対応しているが、それに安定した賃金および物価(貨幣変数)の双方を両立させることはで

きない。つまり実物変数と貨幣変数との間には「トレード・オフ」(trade off)が存在しているのである(文献〔1〕、〔2〕)。このような関係は最初にA. フィリップス(A. Phillips)の研究論文に負っていることから、それ以後賃金調整に関する純粋に理論的な問題として経済分析のモデルの中では、いわゆるフィリップス曲線(A. Phillips Curve)として用いられるようになった。このようなフィリップス曲線の存在に関してニュー・マネタリズムのリーダー、フリードマンは失業率と賃金(物価)変化率との間には何ら安定的な関係は存在しないと主張している(第一の論争点)。すなわちフィリップス曲線の関係は短期的な現象に過ぎないと主張する(文献〔3〕、P11)。この命題の明解なる説明のためにここでは新飯田教授のフリードマン解説を引用しておく。

「いま貨幣賃金の上昇率と物価の上昇率とが等しく、しかもこの双方の上昇率が正確に予想されるような一種の定常状態にある経済を想定してみる。そこに何らかの有効需要の拡大政策がとられて総需要の増加が発生したとすると、一時的には生産物価格の予期しない上昇がもたらされる。この予期しない物価上昇に対応して即時的に貨幣賃金も上昇するならば、実質賃金は総需要の増加が発生した以前と何ら変らないから、企業の雇用量も拡大することはない。したがって実物的な生産量の拡大も行なわれず有効需要の拡大政策はインフレーションという形で吸収されてしまうと考えられる。しかし、貨幣賃金の上昇率が物価上昇率の変化に即時的に適應することは現実には考えられない。しかし労働者が予期しなかった現在の物価上昇の速度が長く続くと考えず、予想物価上昇率を予期しない物価上昇率に部分的に適應するように決めると仮定すると、労働者にとっては、現在の物価上昇率よりも低い貨幣賃金の上昇率のもとでも、労働供給を追加して損はない。すなわち、労働供給曲線の右方へのシフトが生じ雇用量は拡大し生産量も拡大する。貨幣賃金率と失業率との関係でいえば、貨幣賃金の上昇率の増加と失業率の低下とが同時に発生し、いわゆるフィリップス曲線が導かれる。ところが、この予期しない物価上昇がずっと続いたとしても、労働者は徐々にその物価上昇に適應していくので、はじめ右方にシフトした労働供給表はやがてもとの位置に戻るはずである。すなわち貨幣賃金の上昇率が引上げられて、最後は物価上昇率に等しくなると考えられる。このように予想が長期的に調整されてしまっているときには、最初の状態と同じく雇用量は拡大せず、貨幣賃金率と失業率とは何の関係もない。すなわち、フィリップス曲線は高々短期的な現象にすぎない。これがフリードマン仮説の論拠である」(文献〔7〕、154頁～155頁)。

以上のフリードマンの見解に対して、R.ソロー(R. Solow) はアメリカ

とイギリスの時系列資料 (time series data) に基づいて、物価上昇率と実物変数 (たとえば失業率) とのトレード・オフを経験的に確かめることができるかどうか、フリードマンのいう物価上昇率の予想値と現実値との差が物価上昇率と実物変数とのトレード・オフを説明する有力な変数であるのかどうか、予想物価上昇率というフリードマンの貨幣数量説にとつての重要な変数が有意な説明力をもつとすれば、フリードマン仮説は妥当するのかどうかを分析した (第二の論争点)。そして、ソローはさらに同じ文献〔4〕の中で、トレード・オフ関係が恒常的に存在するという事実を確認したあと、賃金方程式と物価方程式とを同時に考慮する必要があることを適切に指摘している。

## II. 期待インフレーション仮説の理論的背景

R. ソローの実証分析に際しての理論的基礎を次に述べる。物価上昇率と実物変数とのトレード・オフ関係は  $p$  を物価水準の比例的变化率つまりインフレーション率、 $x$  を実物変数として、 $p = f(x)$  という式に要約される。そして  $p^*$  を期待インフレーション率とすれば、上述のトレード・オフ方程式は次のように修正されて、 $p = f(x) + kp^*$  となる。この修正トレード・オフ方程式を一般化して、 $p = f(x) + kp^*$  で表わす。ソローは一般化された修正トレード・オフ方程式 (modified trade-off equation) を用いて、 $k$  が 1 の近傍 (neighborhood) にあるかどうかを検証する。ただし、現時点で期待されているインフレーション率は直接には観察できないからそれを観察可能な事実に結びつけるために、現在の期待インフレーション率は過去に観察されたインフレーション率に体系的に依存すると想定している。また期待の発生に対して一般に用いられる構造モデルは「適合期待モデル」 (adaptive expectation model) (文献〔8〕 181 頁) であるが、ソローも統計的作業においてこれを用いた。このモデルは、 $\theta$  を  $0 < \theta < 1$  として、 $p_{t+1}^* - p_t^* = \theta(p_t - p_t^*)$  と書かれる。もしも現在のインフレーション率が全く当期に期待されたとおりに実現されれば、

同一のインフレーションが次期にも期待されるであろうし、また現在のインフレーション率が期待されたよりも大きいければ、次期に期待されるインフレーション率は、その超過分の  $\theta$  倍だけ上方に訂正されるだろう。適合期待モデルは  $p_{t+1}^*$  が  $\theta$ 、 $\theta(1-\theta)$ 、 $\theta(1-\theta)^2$ 、……のウェイトをもった  $p_t$ 、 $p_{t-1}$ 、 $p_{t-2}$ 、……の加重平均値 (weighted average) である。過去のインフレーション率にかかるウェイトは過去にさかのぼるにつれ幾何級数的に減衰する。ただし、それらを合計すると 1 である。もしも、 $\theta$  が 0 に近ければ、ウェイトはゆっくり減衰し体系は長い過去にさかのぼる。もしも、 $\theta$  が 1 に近ければ、ウェイトは急激に減衰しさかのぼる過去は短い。 $\theta$  が 1 なら前期のインフレーション率が計算に入るだけである。そこで、期待で修正された一般的トレード・オフ方程式と期待発生モデルを結びつけると、適合的な期待に関しては次式が得られる。

$$p_{t+1}^* = [1 - \theta(1-k)]p_t^* + \theta f(x_t)$$

この方程式は期待インフレーション率 (そして、間接的には現実のインフレーション率) が経済の実質諸変数の時間の経路にしたがってどのように発生するかを示している。この式において、 $k=1$  のときは、 $p_{t+1}^* - p_t^* = \theta f(x)$  となるが、これは厳密な期待仮説のケースである。次に  $k < 1$  の場合は、予想されるインフレーションに対して全然調整がないか、完全な調整ではないが部分的な調整があるという状態が存在する。そこで、 $1 - \theta(1-k)$  は 0 と 1 の間だから、期待値  $p_t^*$  と実績値  $p$  が同一率、すなわち、 $f(x)/(1-k)$  という実数になる傾向をもつ。そして、この安定した恒常的なインフレーション率と  $x$  の成分との間には恒常的トレード・オフが存在するからである (文献〔4〕、P. 2—7)。

### Ⅲ. 推定のための操作とデータ

(1) 物価指数 (市場価格の指数) の変化率は国内民間非農業生産に関するも

のである。ある四半期  $t$  の物価水準を  $P_t$  とすると、従属変数は  $p_t = (P_t - P_{t-4}) / P_{t-4}$  とあらわされる。すなわち、ある四半期の変化率は前年の同一四半期 ( same quarter ) からの比例的变化ということになる。また、ソローは四半期  $t$  における期待インフレーション率  $p_t^*$  の役をするような多数の加工系列値 ( artificial series ) を計算している。すなわち、適合期待モデル ( $p_{t+1}^* = (1-\theta)p_t^* + \theta p_t$ ) から  $\theta$  のある値の選択に対応して、 $p_t^*$  の全時系列値は、単一の初期値 ( initial value ) から出発しつつ、原データとして  $p_t$  の観察された時系列を用いる逐次解法によって作成される。この計算は  $\theta = 0.1, 0.2, \dots, 0.9$  について行なわれた。 $\theta = 0$  の場合は観察値とは独立に、期待インフレーション率が一定となるケースである。 $\theta = 1.0$  の時は期待インフレーション率が前期に観察されたインフレーション率に他ならない。初期値は 1929 年の  $p^* = 0$  が選ばれている。そして、適合期待モデルの特別な仮定に対する諸結果の感応度をチェックするために、 $p^*$  が直線的に 0 に減少するウェイトをもつ  $p$  の過去 20 期間、あるいは、10 期間の加重平均値となる可能性が実験されている。その結果は統計的には適合期待の場合よりも若干フィットが良くなかったが、質的には同様の意味あいを与えるというものである ( 文献〔4〕、PP. 7～8 )。

(2) 次に、 $p$  の「実物的」決定因子、すなわち、ベクトル ( vector )  $x$  の要素について述べる。一般に、物価水準の変化率は当期および前期の単位費用の変化と需給バランスとに依存するものと考えられる。ソローは明示的に二つの費用要因を考慮した。一つは単位労働費用 ( unit labor cost ) [ ULC ] であり、他の一つは農産物価格である。ULC は実質産出量 1 単位あたりの現金給与で、ulc は対前年同期の変化率である。そして前期の clc は有効でなかったもので、当期の ulc が使用された。W を貨幣賃金、R を産出高 1 単位あたりの必要労働量、すなわち、1 人 1 時間あたりの産出高の逆数をとれば、 $ULC = W \cdot R$  である。したがって、近似的に、 $ulc = w + r$  である。また、生産性の非常に短期の変動をならすために、当該四半期を中心とする R の 5 四

半期移動平均の変化率  $\bar{r}$  が用いられている。一方、農産物は非農業生産への投入物であるから、費用側からの  $p$  の決定因子として農産物価格の変化率を含める。ところで、全生産物に占める農業生産物の割合は、戦後の期間においては約7%から4%へと不規則的に減少してきた。したがって、農業生産物価格指数の4四半期変化率  $[=f]$  のある変化の  $p$  におよぼす影響は、初めよりも後の方が小さくなると仮定される。このシェアを直線にそって低下するように調整し、それに対応する調整ウェイトを  $f_t$  の各々の値に乗じている。新しい系列値  $f_{st} = (a - bt)f_t$  であり、ここで  $a$  と  $b$  は  $(a - bt)$  が1948年の7%から1966年に4%に低下するように選ばれている（文献〔4〕、P.8）。

(3) 需要圧力に関する尺度は、ペンシルバニア大学のワートン・スクール（Wharton School）が公表している稼働率指数（index of capacity utilization）〔CU〕である。それは戦後の全四半期にわたって利用でき、その範囲は製造業以外に公益事業とサービス産業にも及んでいる。ある基準値の近傍における稼働率の小さな変動に関しては、 $p$  は鈍感だが、いずれの方向であれ大きな変動には敏感である。そこで、この非線形の効果は、次のような方法で取り入れられている。CUの基準値は、全サンプル期間の平均値88.5%である。非線形稼働率指数（non linear index of capacity utilization）〔NCU〕を次式によって定義する。

$$NCU = \frac{(CU - 88.5)^2}{100} \times \text{sgn}(CU - 88.5)$$

すなわち、CUが88.5をこえるとき、NCUは  $(CU - 88.5)^2/100$  であり、CUが88.5より小さいとき、それは、 $-(CU - 88.5)^2/100$  である。生産能力に及ぼす需要圧力をこのように扱っても、別に総需要の主要な決定要因についてなんら特殊な仮定を必要としない（文献〔4〕、P.10）。

(4) 残された説明変数は特殊な状況を説明する一対のダミー（dummy）である。単純に1951年の4四半期を1、その他の四半期を0とするダミー変数Kが導入されている。したがって、Kの回帰係数（regression coefficient）は1951年の各四半期の物価指数の1950年同期比増加分を決定するもので、

それは朝鮮戦争という特殊な状況に起因する。第二のダミー変数は1962年以来、米国で実施されている非公式な所得政策が価格の動きにいかなる効果を与え得たかを把握しようとするものである。このダミー変数は（ガイドポストに対応して）Gと呼ばれ、1962年の第2四半期までは0、それ以後は1である。その回帰係数は、1962年以降の各期の対前年同期比物価上昇率が所得政策以外のインフレ決定要因から期待される上昇率よりどれだけ小さい値であるかを推定している（文献〔4〕、P.12）。

#### Ⅳ. 推定結果とその吟味

ソローの最終的な方程式は次の通りである。

$$p = a_0 + a_1w + a_2\bar{r} + a_3f_o + a_4NCU + a_5K + a_6G + a_7p^*(\theta)$$

ここで $p^*(\theta)$ はパラメーター $\theta$ の値をもつ適合期待仮説のもとに計算された「期待インフレーション率」の時系列である。 $\theta = 0.0, 0.1, 0.2, \dots, 0.9, 1.0$ に対応する最小二乗回帰推定値（least squares regression estimates）とそのt検定値（t-statistics）が表1に示されている。期待仮説についてのみ注意を集中する。表1で重相関係数（multiple correlation coefficient）をみると、 $\theta$ の値が高くなるにつれて結果はよくなる。すなわち、 $p^*(1) = p_{t-1}$ のとき最良である。つまり、当期の期待インフレーション率は、前期に現実に観察された対前年増加率である。しかし、相関係数をむやみにうのみしなくてもよい正当な理由が存在する。第一に、フィット（fit）は $\theta$ が0.5から1.0まで変化してもほとんど縮小しない。第二に、こうして縮小した説明されない偏差のうち幾分かは、実際にはみせかけの縮小であるかもしれない。最後に、 $w$ と $\bar{r}$ （貨幣賃金の変化率と平準化された単位労働必要量の変化率）の係数は、 $\theta$ が小さいか、または中間値の時、より意味があるように思われる。しかし、 $\theta$ にいかなる値を選ぼうとも、 $p^*(\theta)$ の係数は1よりかなり低いことが観察されている。全部の $\theta$ の値について、 $p^*$ の係数は0.37

TABLE 1 (文献〔4〕、op. cit. P.13)

*Regression Coefficients and t-statistics for Alternative Series  $p^*(\theta)$*

<i>Value of <math>\theta</math></i>	<i>Constant</i>	<i>w</i>	<i><math>\bar{r}</math></i>	<i><math>f_s</math></i>	<i>NCU</i>	<i>K</i>	<i>G</i>	<i><math>p^*(\theta)</math></i>	<i>Standard error of estimate</i>	<i>R<sup>2</sup></i>
0.0	.0036 (.687)	.5518 (6.225)	.3566 (4.419)	.0942 (.484)	-.0038 (.597)	.0194 (3.601)	-.0045 (1.812)	—	.0078	.8152
0.1	.0017 (.381)	.4094 (5.030)	.4702 (6.442)	.5514 (2.889)	.0019 (.354)	.0157 (3.353)	.0018 (.741)	.3734 (4.925)	.0067	.8659
0.2	.0052 (1.279)	.3309 (4.310)	.3995 (6.323)	.6706 (3.835)	.0072 (1.379)	.0174 (4.141)	-.0001 (.066)	.3743 (6.573)	.0061	.8896
0.3	.0059 (1.539)	.2834 (3.787)	.3142 (5.246)	.7153 (4.304)	.0095 (1.899)	.0166 (4.168)	-.0018 (.949)	.3839 (7.420)	.0058	.9066
0.4	.0061 (1.622)	.2492 (3.342)	.2495 (4.180)	.7262 (4.498)	.0107 (2.183)	.0147 (3.755)	-.0028 (1.588)	.4029 (7.838)	.0056	.9007
0.5	.0061 (1.664)	.2206 (2.948)	.2029 (3.372)	.7264 (4.597)	.0115 (2.367)	.0125 (3.201)	-.0035 (2.007)	.4292 (8.110)	.0055	.9088
0.6	.0062 (1.704)	.1949 (2.597)	.1685 (2.783)	.7233 (4.673)	.0120 (2.502)	.0103 (2.655)	-.0039 (2.285)	.4591 (8.368)	.0054	.9117
0.7	.0062 (1.747)	.1720 (2.294)	.1426 (2.354)	.7167 (4.736)	.0123 (2.599)	.0085 (2.186)	-.0042 (2.471)	.4889 (8.636)	.0054	.9146
0.8	.0063 (1.793)	.1531 (2.052)	.1239 (2.054)	.7044 (4.770)	.0123 (2.655)	.0071 (1.827)	-.0043 (2.593)	.5151 (8.909)	.0053	.9175
0.9	.0063 (1.835)	.1392 (1.882)	.1117 (1.869)	.6844 (4.756)	.0121 (2.663)	.0061 (1.595)	-.0043 (2.661)	.5352 (9.171)	.0052	.9201
1.0	.0063 (1.869)	.1312 (1.793)	.1056 (1.788)	.6558 (4.678)	.0116 (2.616)	.0057 (1.493)	-.0043 (2.681)	.5477 (9.407)	.0051	.9224

から 0.55 の間にしかなく、標準誤差は 0.06 の近傍である。

これらの推定値は、厳密な形における期待仮説をなんら支持するものではない。それどころか、これらは恒久的なトレード・オフ曲面(trade-off surface)の存在そのものを示している。さらに、 $p$  のどの決定因子にしても、その変化の即時的な影響はその究極的な影響よりもかなり小さいから、長期的なトレード・オフは短期的なそれに比べてずっとはっきりしている。たとえば、 $\theta$  が 0.4 のとき、たとえ貨幣賃金率が 1 年に 1 % 速く上昇しはじめるとしても、物価はすぐには年に 0.25 % しか上昇しないだろう。しかし期待が調整されるにつれインフレーション率は結局上昇し、貨幣賃金率の加速度が作用する以前のスピードよりやや速い年率 0.4 % 程度になる。しかし、少なくとも 20 年の時系列の分析から識別する限り、恒常的なトレード・オフが存在する(文献〔4〕、PP 12~15)。



次に、英国におけるR・ソローの検証を結果だけ述べる。 $\theta$ の低い値について、 $p^*(\theta)$ は統計的に有意でない。 $\theta$ が0.4を越えるやいなや、 $p^*(\theta)$ は有意かつ有効となる。どの場合でも、 $p^*$ の係数は0.2に近い(表2参照)。そのことは恒常的なトレード・オフが存在し、その勾配は短期的な即時的トレード・オフよりも25%だけ大きい(文献〔4〕、P.21)。けだし、ソローの最終式は、

$$p = a_0 + a_1 ulc + a_2 m + a_3 CD + a_4 LD + a_5 p^*(\theta)$$

である。ここで、 $ulc$ はULC(単位労働費用)の年変化率、 $m$ は輸入原材料物価指数の変化率である。CDはクリップス・ダミー(Cripps Dummy)と呼ばれ、1948年、1949年は1、その他は0である。LDはロイド・ダミー(Lloyd Dummy)と呼ばれ、1961年が1、その他は0である。それらは政策が物価の変化率の引き下げに与えた影響を把握しようとするものである。また $p^*(\theta)$ は「期待インフレーション率」の加工系列である。推定にさいして、 $\theta = 0.0$ と1.0の場合は省略されている(文献〔4〕、PP.18~22)。さらに、

TABLE 2 (文献〔4〕、op. cit., P.22)

*Regression Coefficients and t-statistics for Alternative Series  $p^*(\theta)$  :  
Great Britain, annual data*

<i>Value of <math>\theta</math></i>	<i>Constant</i>	<i>ulc</i>	<i>m</i>	<i>CD</i>	<i>LD</i>	<i><math>p^*(\theta)</math></i>	<i>Standard error at estimate</i>	<i>R<sup>2</sup></i>
0.1	.0069 (.594)	.6358 (10.405)	.0839 (8.853)	-.0399 (5.246)	-.0216 (3.182)	.0034 (.011)	.0061	.9610
0.2	.0039 (.579)	.6294 (10.333)	.0850 (8.991)	-.0408 (5.379)	-.0205 (2.997)	.0901 (.495)	.0060	.9618
0.3	.0024 (.461)	.6209 (10.475)	.0866 (9.371)	-.0418 (5.675)	-.0191 (2.847)	.1435 (1.044)	.0058	.9642
0.4	.0015 (.358)	.6112 (10.841)	.0884 (10.024)	-.0429 (6.140)	-.0177 (2.768)	.1795 (1.635)	.0055	.9681
0.5	.0012 (.339)	.6005 (11.391)	.0902 (10.942)	-.0438 (6.761)	-.0164 (2.259)	.2005 (2.259)	.0051	.9726
0.6	.0013 (.453)	.5886 (12.022)	.0917 (12.055)	-.0446 (7.495)	-.0155 (2.843)	.2092 (2.889)	.0047	.9770
0.7	.0018 (.720)	.5750 (12.623)	.0930 (13.307)	-.0453 (8.314)	-.0147 (2.962)	.2109 (3.521)	.0043	.9808
0.8	.0024 (1.141)	.5599 (13.113)	.0940 (14.633)	-.0459 (9.179)	-.0142 (3.114)	.2091 (4.140)	.0039	.9839
0.9	.0031 (1.700)	.5438 (13.453)	.0949 (15.988)	-.0464 (10.066)	-.0137 (3.272)	.2063 (4.739)	.0036	.0984

日本経済についてのこの種の計測例（文献〔6〕、〔9〕）でも有意な結果が出ている。それ故に、現代の先進資本主義経済においては、通常、実物変数と貨幣変数の間には、恒常的に、トレード・オフの関係が支配的であるということを認めねばならない。

それでは、トレード・オフ関係が存在する経済において、どうして賃金・物価の同時決定を問題としなければならないのだろうか。よく知られているように、フィリップス曲面 — 貨幣賃金の変化率を従属変数とする賃金トレード・オフ方程式 — は、価格方程式からの強い逆影響をおそらくは短期のラグを伴いながら受ける。したがって、 $p$ （物価水準の比例的变化率）に関する式が右辺に  $w$ （貨幣賃金の変化率）、または、 $u/c$ （単位労働費用の変化率）を説明変数としてもっているのと全く同じように、 $w$ を説明する式は、 $p$ を説明変数としてもつことになる。最小二乗回帰分析の推定結果によると、賃金トレード・オフ方程式における  $p$  の係数は1未満で、通常は約  $\frac{1}{2}$  かそれ以下であるから、実質賃金の上昇率は低下していく。たとえば、もし、物価上昇率が1パーセントだけ高くなった状態にとどまり、他の条件にして不変であれば、貨幣賃金率は従来よりも年に0.5ポイントだけ早く上昇するであろう。つまり、実質賃金の上昇は、以前よりも0.5ポイントだけ低くなるであろう。もしも、労働者1人当たり産出高の上昇率が変化しないとすれば、総産出高に占める賃金のシェアは着実に低下していくであろう。他方、物価トレード・オフ方程式には、すべて、説明変数として貨幣賃金の変化率が入っている。そして、どの方程式においても、 $w$ は1より小さい係数をとっているから実質賃金は上昇し続ける。生産性上昇率が不変であるとすれば、賃金のシェアは着実に上昇するであろう。以上述べたように、これらの二つのトレード・オフ方程式は互いに、正反対の逆説を含んでいるように思われる。そこで、このようなパラドックス（paradox）を克服するには、賃金方程式と物価方程式とを一諸に考慮することが必要であるという理由に基づく（文献〔4〕、PP. 33～34）。なお、回帰方程式の中の定数項は、その時の経済の実物的諸要因によって決まるが、トレード・オフの

パラメーターと共に $w$ と $p$ 、したがって、 $v$ （実質賃金） $=w-p$ の変化が、逆に、実物的諸要因に影響を与える。このような依存関係を研究するには、純粹に自己完結的マクロ・モデルの分析を待つほかはない（文献〔5〕）。

## V. 結論にかえて

以上の理論的・実証的分析に対して、本稿では、松川氏の覚書〔文献〔9〕、218頁～225頁〕を参考にして、若干の問題点をかかげる。

㉑ まず、第一点は統計処理の上で問題がある。たとえば、従属変数 $p_t$ は $p_t = (P_t - P_{t-4}) / P_{t-4}$ と表わされているが、これは連続的な変化率の時系列を重複させているから「真の」残差が自己相関をおこすという思わしくない効果をもっている。

㉒ 価格方程式を推計する場合には、この方程式と賃金調整式（方程式）の連立体系から導かれた誘導型を問題とした方が適切だと思われる。しかし、両方程式とも $p_t^*$ （あるいは $\hat{p}_t^e$ ）が同じ期待を表わすとは限らないから、この手続にも難がある。ただし、 $\hat{p}_t^e$ は、ソローの $p_t^*$ と同じ意味である。

㉓ 期待仮説の検証において用いられている適合期待は加速傾向をもったインフレーションの下では、現実の物価上昇率を過少推定するという欠陥がある。

㉔ 将来の物価上昇に対する期待が賃金決定に影響を及ぼす可能性はないのか。この問題点を完全な形でモデルに組み込むには、単一の期待物価上昇率を考察するだけでは不十分であろうとして、松川氏は、次のような下方硬直的な適合期待を提示している。

$$\hat{p}_t^e = \hat{p}_{t-1}^e + \lambda \text{Max}[0, \hat{p}_{t-1} - \hat{p}_{t-1}^e], \quad \lambda: \text{期待係数} (0 < \lambda \leq 1).$$

ここで、 $\lambda = 1$  の場合には過去の最大物価上昇率を期待物価上昇率とすることと一致する。日本のデーターをもとにした氏の推計によると、大企業では下向硬直性を仮定した期待がそうでない期待に比べて、かなり説明力が高い。小企業の場合には、どの期待形成が推定されたのか有意でない。このことから労働

市場全体についての結果は、大企業の結果に近いから、全体として $\hat{p}_t^e$  が賃金交渉の背景となる変数だと考えてもよく、賃金交渉は将来インフレーションを見越して行なわれていると推論することもできる。

㉔ 価格方程式については、今後、産業別データによる実証分析が必要である。

以上㉑については、ソロー自身の指適による。また、㉒～㉔は文献(9)に負っている。

#### ◆◆◆◆ 参 考 文 献 ◆◆◆◆

- [1] Rhillips, A.W., "The Relationship between Uuemployment and the Rate of Change of money wage Rates in the United kingdom, 1861 ~ 1957 ", *Economica*, XXV. 1958
- [2] Burton, J., *Wage Inflation*, Macmillan Studies in Economics, 1972.
- [3] Friedman, M., "The Role of monetary Policy ", *American Economic Review*, march 1968 .
- [4] Solow, R. M., *Price Expectation and Behaviour of the Price Level*, manchester University Press, 1969.
- [5] Stigliz, J. and Solow, R. M., " Output, Employment and Wages in the Short Run, " *uarterly Journal of Economics*, November 1968.
- [6] Toyoda, T., " Price Expeclations and the Short-Run and Long-Run Phillips curve in Japan " *Review of Economics and Statistic*, 1972.
- [7] フリードマン・カルドア・ソロー『インフレーションと金融政策』新飯田宏訳 日本経済新聞社 47 年版 .
- [8] 新開陽一 『経済分析と微分・定差方程式』東洋経済新報社 45 年版 .
- [9] 松川滋 「インフレーションにおける期待の役割」『季刊理論経済学』 Vol. XXVI, December 1975.