



貨幣的要因と相対価格の変動 : 実証分析

地主, 敏樹

(Citation)

国民経済雑誌, 161(1):93-111

(Issue Date)

1990-01

(Resource Type)

departmental bulletin paper

(Version)

Version of Record

(JaLCD0I)

<https://doi.org/10.24546/00174604>

(URL)

<https://hdl.handle.net/20.500.14094/00174604>



貨幣的要因と相対価格の変動*

——実証分析——

地 主 敏 樹

I 序

相対価格体系が実質的要因のみでなく、貨幣的要因によっても影響されてきたのではないかという実証的な諸研究は古くよりあり、その可能性を理論的に説明すべくいくつかの仮説がためされてきた。なかでも、最近のマクロ経済学における新しい古典派とケインジアンとの論争に関連して、双方の理論モデル——新しい古典派の不完全情報仮説とケインジアンのメニューコスト仮説——のテストとして、この貨幣的要因と相対価格変動との相関についての実証研究がかさねられてきた。

しかし、ケインジアン側の理論モデルの開発が不十分だったために、それらの実証テストにおける二つの理論モデルの比較も不十分なものにおわってきた。Ball-Mankiw-Romer (1988) は不確実性を導入したメニューコスト仮説の理論モデルを開発した。地主 (1988) は、彼らのモデルをこの問題——相対価格と貨幣的要因との相関関係——に適用し、より十分な形での不完全情報仮説との実証テストの可能性を探ろうとした試みであった。本稿は前稿の考え方に基づいた実証テストを報告する。アメリカの諸産業レベルでの生産者価格指数に基づいたテスト結果は、不完全情報仮説よりもメニューコスト仮説を支持するものとなった。

* 本稿の作成にあたり、Harvard 大の G. Mankiw 教授、B. Friedman 教授、Z. Griliches 教授から、有益なコメントを頂戴した。また、D. Weil, R. Waldman をはじめとする Harvard macro-lunch グループの面々も筆者の報告をきき、また、様々なアドバイスを提供してくれた。記して、ここに感謝の意を表したい。なお、あり得べき誤謬は全て筆者の責任である。

本稿は以下の構成からなる。次節では、前稿の主要な結果をまとめる形で、不完全情報・メニューコスト両仮説と、相対価格と貨幣的要因との相関関係への双方の含意を簡略に説明する。第三節では、この相関関係を対象とした過去の実証研究をサーベイする。続いて、第四節では、両仮説の含意の相違を識別できるテストをデザインする。第五節は、基本となる実証結果を報告し、またその基本結果の一般性を調べる。最終節は、当分析に関する実証・理論両面の問題点に言及し、実証結果の妥当な解釈を探る。

II 不完全情報仮説とメニューコスト仮説

(不完全情報仮説)

不完全情報仮説は Lucas によって提唱され、新しい古典派の見地より貨幣的要因の実質生産量への効果を説明する仮説として脚光をあびた。M. Friedman の諸研究においてはほぼブラックボックスのままに放置されていた貨幣から実体経済への波及メカニズムを、ミクロ理論の主体の最適化行動に整合的な形で説明しようとする試みであった。人々は自らの生産物の相対価格に基づいて生産量を決定しようとする合理的主体であるが、彼らの経済全体に関する情報へのアクセスは限られており完全ではない。従って、彼らは利用可能な情報——自分の生産物の名目価格——に基づいて、必要な相対価格を推測する。推測は完璧ではありえないから、純粋に貨幣的なショックも部分的には実質的なショックである——単なる名目価格の変動が相対価格の変化である——と解釈され、生産量へ影響が及ぶ。人々は最適化行動をとっており、かつ新古典派一般均衡モデルの諸前提のほとんどが成立しているにも拘らず、情報の不完全性というただ一点の欠陥がこの結果を生んでいるのである。

不完全情報仮説による、相対価格変動とインフレーションとの相関の説明は、以下のものである。経済主体が何らかの点で異質的であれば、共通のショックに対しても反応が異なり、相対価格も変化し得る。例えば各財の超過需要関数の弾力性が多様であれば、貨幣的ショックの相対価格への影響は各財毎に当然

異なるであろう。また、共通の貨幣的ショック以外に各財毎の相対的ショックがあれば、相対的ショックそのものの相対価格への影響は無論のこと、貨幣的ショックとの絡みによる影響も可能であろう。こうしたアイデアをモデル化し、また実証的に検証したのが、Parks (1978), Hercowitz (1981) 等の業績であった。予想されなかった貨幣（インフレーション）だけが、相対価格の変動を引き起こしているというのが、この仮説の基本的な実証的含意である。彼らの理論では、貨幣の増分（インフレーション）の内で前以て予想された部分は、諸財の名目価格の変化に等しく織り込まれるために相対価格の変動を生じないのである。

（メニューコスト仮説）

ケインジアン側のメニューコスト仮説は、新しい古典派によるケインジアンの伝統的なモデルへの批判に答えて、ケインジアンモデルのミクロ的基礎を最適化に基づいて再構築しようとした諸努力の一つとして位置付けられる。メニューコストという言葉が使われているが、価格調節に関わる全ての調整費用を含む、より広い意味での使用である。調整費用があるために、名目価格は刻々のショックには必ずしも反応しないので、名目価格は硬直的である。従って、名目貨幣量の増大は実質貨幣量の増大となり、実物経済へ影響を及ぼし得るのである。価格を付ける企業は最適化行動をとっており、ほとんどの新古典派の仮定が成立しているにも拘らず、調整費用の存在がこの結果をもたらしている。この新古典派一般均衡モデルへの一つの不完全性の導入が貨幣の実物への影響を可能にするという点では、不完全情報仮説とメニューコスト仮説との間に差異はない。しかし、価格が硬直的であるか否かに決定的な違いがでてくる。

インフレーションと相対価格変動との相関は、このメニューコスト仮説によると、ある期間中に価格を変更した企業と変更していない企業とがあるために発生するとされる。インフレ率が高まると、変更された価格と変更されなかった価格との乖離が大きくなるので、結果として相対価格の変動が大きくなっているというのが、基本的アイデアである。このラインでの研究をおこなったの

が Cecchetti (1985), Danziger (1987) 等である。ただし, Danziger は最適化を導入して上記の基本アイデアが常に正しいとは限らないことを示した。メニューコストモデルにおいて, インフレーションと相対価格の変動との相関関係が単調ではないことを理論的に導出したのである。ある一定の期間内に価格を変更する企業の割合がインフレ率の上昇に伴って増加するという点が, この結論にとって重要であった。価格変更企業がもともと多数を占めていれば, インフレ率のさらなる上昇による価格変更企業の増加は, outlier である価格非変更企業の割合を減らすこととなり, その結果として相対価格変動はむしろ小さくなり得るのである。しかし, これらの研究は確実性下のモデルに基づいており, 不完全情報仮説のモデルと十分に対比し得るものではなかった。予想されたインフレーションと予想されなかったインフレーションとが, 全く区別されていなかったのである。Ball-Mankiw-Romer (1988) はメニューコストモデルに不確実性を導入した一般的均衡モデルを展開した。彼らのモデルを応用して, 相対価格の変動と予想された貨幣及び予想されなかった貨幣との関係をみちびいたのが, 地主 (1988) であった。予想されなかった貨幣だけでなく, 予想された貨幣も相対価格の変動に効いてくる。ただし, その予想された貨幣と相対価格変動との相関は単調なものではないという基本的結論であった。

III 既存の実証研究: サーベイ

前節で説明されたように, 予想された貨幣 (インフレーション) が相対価格変動に影響するか否かが, 不完全情報仮説とメニューコスト仮説との実証テストに使い得る相違点である。次節ではこの相違点を如何にテストするかを設計するが, 当節ではその準備として過去の実証研究の手法をサーベイし, その批判的検討を通じてわれわれの手法を考案する助けとしたい。なお, このサーベイにおいては, 地主 (1988) の理論的分析よりその重要性が明かとなった, テスト方程式の関数形・データの集計度・データの頻度 (frequency) について注目する。

メニューコスト仮説サイドにたつ研究としては, Cecchetti と Danziger が

ある。Cecchetti (1985) は、彼自身が集めた年次の雑誌価格データセットと米国の集計された産業データを使用して相対価格変動 (RPV) を算出し、それを相対価格変動とインフレーション (π) との関係式、

$$RPV = \pi^2 T(k - T) \quad (3-1)$$

へ代入し、価格変更のインターバル (k) を推定した。ただし、 T はデータの観察されるインターバルである。なお、彼の研究も含めてほとんどの研究において、相対価格変動 (RPV) は、各企業間あるいは各産業間の名目価格上昇率の分散として計られる。¹ 彼の研究は価格硬直性の程度を計測した点で稀であり興味深い、メニューコスト仮説の正当性を仮定してしまっている点が欠点であり、われわれの問題意識とは異なる。

Danziger (1987) も彼の理論モデルより導出した関数形に基づいた回帰方程式を用いた。

$$RPV = a + b_1 \pi^{4/3} - b_2 \pi^2 \quad (3-2)$$

彼はイスラエルのサラミ市場の企業レベルデータを使って、この関数形のフィットの良さと各係数値が有意で予想通りの符号をもつことを報告したが、他の代替仮説との比較検証はおこなわなかった。

以上、二つのメニューコスト仮説サイドの実証研究に共通する欠点は、代替仮説との対比検証を怠っている点である。この欠点は、根源的には、彼らの理論モデルが確実性下で展開されたために同時代の主要代替仮説である不完全情報仮説と比較できなかったという事情より生じたと思われる。

不完全情報仮説サイドでは、Parks (1978) と Hercowitz (1981 & 1982) が代表的な実証研究である。Parks は Lucas 型供給関数に基づいた二次関数の回帰方程式を用いた。

$$\begin{aligned} RPV = & a + b_1(\text{名目総需要成長率} - \pi)^2 + b_2(\pi - \pi_e)^2 \\ & + b_3(\pi - \pi_e)(\text{名目総需要成長率} - \pi) \\ & + b_4(\text{名目総需要成長率} - \pi) + b_5(\pi - \pi_e) \end{aligned} \quad (3-3)$$

1 この分散は、当該主体間の相対価格変化の分散と等しい。

ただし、 π_e は予想されたインフレーションであり、従って $\pi - \pi_e$ は予想されなかったインフレーションである。彼はこの回帰方程式を米国の集計された消費支出品目別価格指数（12品目）に適用し、ほとんど全ての係数値が予想された通りの符号を持ち、かつ統計的に有意であるという好結果を報告した。しかし、同時におこなわれたメニューコスト仮説に対するテスト——予想されなかったインフレーションをコントロールした上で、さらに現実のインフレーションも影響するか——では、現実のインフレーションの係数値も有意であり、メニューコスト仮説にやや有利ともとれる結果となっている。

Hercowitz (1981) は不完全情報仮説に基礎づけられたモデルから導出した方程式を用いて分析をおこなった。相対価格変動とインフレーションに関する諸分析のなかでは、彼の仕事が理論的にも実証的にも最も洗練されたものである。

$$RPV_t = a + b_1 \{ (m_t - m_t^e) - (m_{t-1} - m_{t-1}^e) \}^2 + b_2 \sigma_{(m - m^e)}^2 \quad (3-4)$$

予想されなかった貨幣 ($m - m^e$) の増分と、予想されなかった貨幣ショックの分散とによって、相対価格の変動が左右されるという形である。彼がこの回帰方程式をドイツのハイパーインフレーション期の月次データに適用したところ、全係数値が予想通りの符号をもちかつ有意であった。さらに、Parks と同様に、現実のインフレ率を回帰方程式へ追加することで、メニューコスト仮説との対比検証もおこなわれている。単純な回帰分析では現実のインフレ率も正で有意な係数を持ったが、誤差項の系列相関に関する調整をおこなうと有意でなくなってしまった。

この結果は、一見、メニューコスト仮説を否定するものととられようが、実はそれほどに強力なテストではない。まず、第一に問題なのは、データの頻度である。ハイパーインフレーション期における一ヵ月は、価格改訂に関する限り、平常時の数年に相当するはずである。つまり、一ヵ月のうちに何十回もの価格改訂がおこなわれたとみるのが妥当である。そうした場合には、Danziger が示したように、インフレーションと相対価格変動との相関の非単調性が強

く現われるために、この係数値が有意でないことはメニューコスト仮説への強い否定ではない。第二に、ハイパーインフレーションの様な状況では、価格改訂の費用と、ほんの僅かの間でも価格を調整しないことによる損失とを比較するとき、後者が圧倒的に大きいであろうことが推測される。従って、メニューコストモデルが当て嵌まらないのはむしろ当然である。つまり、メニューコスト仮説がきわめて不適当であろうと思われる状況で、かつ月次というこの場合不当に長いインターバルのデータが用いられて、メニューコスト仮説が否定されたのである。

Hercowitz (1982) は、上記の分析を米国の年次卸売物価指数 (60-80品目) に適用した仕事である。このデータに関しては、貨幣からのショックだけでは説明力が微小であったために、経済の実物側のショックも回帰方程式に導入されている。結果としては、予想されなかった貨幣の係数値が有意でなく、Hercowitz 自身も、ハイパーインフレーションのような特別な状況では貨幣的要因が相対価格変動に対して主たる規定因となり得るが、通常の経済状況では他の実物要因などがより重要なのだらうと結論している。

最後に、より中立的な観点から相対価格変動とインフレーションとの相関を VAR 等の手法を用いて再検討した S. Fischer (1981) の仕事に触れておきたい。彼は、米国の集計された消費支出品目別価格指数を、年次あるいは四半期の頻度で用いた。彼の結論は、相対価格変動とインフレーションとの相関は主にエネルギー及び食物価格を通じているということであった。エネルギー及び食物価格を除いた諸価格間の相対価格変動とインフレーションとの相関が、全ての財の間の相対価格変動とインフレーションとの相関よりも、著しく低いという事実が基本的な論拠である。

S. Fischer の研究は Hamilton (1983) と同様に実物面のショックの重要性を示しており Real Business Cycle 説との関連で興味深い。Hercowitz (1982) を解釈するにも役立つ。つまり、Hercowitz (1982) の結論は、エネルギー及び食物価格といった非常に変動が大きく、かつ実物サイドからの攪乱

に支配され易い価格を、他の諸財の価格と全く無差別に扱って計算をおこなったために生じたのではないかという解釈が導かれる。つまり、現実のデータにおいて相対価格変動がエネルギー及び食物価格によって左右され、後者が実物サイドのショックによって支配されたために、相対価格変動と貨幣的要因との相関が小さくなってしまったと考えられるのである。さらに、S. Fischer の分析そのものはきわめて集計度の高い価格指数を使っているために、メニューコストモデルが描く様な相対価格の変動がほとんど洗い流されてしまった可能性が高い。²

以上で述べたように、既存の研究はそれぞれに現実の一断面を見せてはいるが、メニューコスト仮説と不完全情報仮説との対比検証という問題に正面から十分な答を与えているとは言い難い。

IV 実証テストのデザイン

当節では、われわれの実証テストを設計する。具体的には、テストに使う回帰方程式の関数形・データの集計度・データの頻度を決定するのである。これらについて、

- ① 不完全情報仮説とメニューコスト仮説との、テスト可能な唯一の相違は予想されたインフレーションが相対価格変動に影響するか否かである。
- ② ただし、メニューコスト仮説においても、予想されたインフレーションと相対価格変動との相関関係は、単調ではない。
- ③ メニューコスト仮説の検定にとって、集計度の低いデータの使用が重要である。
- ④ メニューコスト仮説の検定にとって、データの頻度の選択が重要である。データのインターバルは、一般の価格変更インターバルより短いこと、できれば十分に短いことが望ましい。
- ⑤ 変動の相対的に大きなエネルギー及び食物価格と、他の諸価格とを分けて

2 この点に関しては Jinushi (1989) 参照。

取り扱うべきである。

の諸点を、われわれは学んだ。

(データの種類・集計度・頻度)

③と④に留意して、できるだけ②の問題を軽減すべく選んだのが、米国の生産者価格指数で、きわめて集計度の低い、8ディジットレベルの、かつ高頻度の月次系列である。また、こうしたラグ構造が重要な分析の常として、季節調整の施されていない系列を用いる。季節調整は前後のデータの情報が混入してしまうので、ラグ構造の解釈が困難になるからである。サンプル期間は、1981年1月より1986年4月までである。これほど細かい品目レベルではしばしば個々の品目系列収集の中断があることと、かつ1978年以降のBLSが(定価ではなく)取引価格データを収集しようとしてきたことを考慮にいれ、データの質が向上した後でなるべく多くの品目系列が利用できる期間という基準で、このサンプル期間を選んだ。

(産業毎の相対価格変動の計算)

⑤に基づいて、われわれは相対価格変動(RPV)を各2ディジット産業レベルで計算する。各2ディジット産業に含まれる8ディジット産業間の名目価格上昇率の分散として、各2ディジット産業ごとの相対価格変動を算出するのである。米生産者価格指数の2ディジット産業は15あり、その内の「その他」を除いて、農業(FA)・加工食品(FO)・皮革加工(SK)・燃料(FU)・化学(CH)・ゴム&プラスチック(RP)・木材(LW)・紙(PA)・金属(ME)・機械(MC)・家具 & 家財(FH)・窯業(MI)・運輸機械(TR)の14産業が、分析の対象である。

(回帰方程式の関数形)

メニューコストモデルがダイナミックスを陽表的に取り扱っているのに対して不完全情報仮説側が静学モデルであるために、後者に基づいてHercowitzが導いた関数形が格段にシンプルである。さらに、メニューコストモデルの可変的なラグの長さや複雑な非線形性を、比較的単純な関数形で捉えることは

困難に思われる。従って、不完全情報仮説を帰無仮説として、Hercowitz の回帰方程式を使い、予想されたトレンドインフレーション項が有意に方程式へ入ってくるか否かをテストする。この方法は、Parks や Hercowitz によって既に試みられた atheoretical な方法と類似しているが、われわれは理論より明らかとなった非線形性に対応するために予想されたインフレーションを多項式として導入する点と、データの集計度・頻度等のテストの他の側面もより注意深く設計している点で彼らと異なる。

(回帰方程式)

基本となる回帰方程式は次式である。

$$RPV_{it} = a_1 + b_1 \Delta SHOCK_{it}^2 + c_1 TREND_{it} + c_2 TREND_{it}^2 \quad (4-1)$$

ただし、 RPV は相対価格変動を、 $\Delta SHOCK$ は予想されなかったインフレ率の増分を、 $TREND$ は予想されたトレンドインフレ率を、添字 it は各々の変数が第 i 産業の t 時点における値であることを表わす。

(インフレ率の予想方程式)

この分析においては、各 2 デジタル産業の内部で共通な需要サイドの要因は、各 2 デジタル産業ごとの平均インフレ率 ($AVINF$) で計られる。その平均インフレ率の予想方程式は、

$$AVINF_{it} = a + A(L)AVINF_{it-1} + B(L)INF_{t-1} + MONTHLY DUMMIES \quad (4-2)$$

であらわされる。ただし、 INF は経済全体のインフレ率であり、ここでは全産業に対する生産者価格指数で計られる。この予想方程式が純粋な AR 型でない理由は、Sargent (1976) の observational equivalence 問題を回避するためである。

この方程式の予測値の系列が各産業の予想されたインフレ $TREND$ であり、予想誤差の系列が予想されなかったインフレ $SHOCK$ として、相対価格変動の回帰方程式に使われるのである。各産業ごとのインフレ予想式は第一表に報告されている。各項のラグの長さは AIC (赤池情報基準) を用いて決定した。

第一表 各産業平均インフレ率の予想方程式

	産業平均 インフレ率 ラグ数	経済全体 インフレ率 ラグ数	一階階差	R ²	S E E
高相関産業					
SK	1	12	NO	.6172	.0089
FU	1	5	NO	.7295	.0097
LW	10	11	YES	.8640	.0105
ME	12	10	NO	.9101	.0049
FH	11	12	YES	.9357	.0015
MI	1	2	NO	.4319	.0032
その他の産業					
FA	10	12	YES	.8553	.0294
FO	10	9	NO	.6055	.0078
AP	12	11	NO	.7885	.0025
CH	12	12	NO	.8102	.0044
RP	2	1	NO	.4855	.0039
PA	12	11	NO	.8745	.0033
MC	11	9	NO	.5974	.0015
TR	1	10	NO	.4521	.0025

観察期間は1982年2月より1986年4月。

V 実証結果

当節では、まず始めに各産業ごとにインフレ率と相対価格変動との相関をチェックし、次いで前節の(4.1)式に基づくテストの結果を報告し、最後にその結果の robustness を検討する。

(インフレ率と相対価格変動との相関)

インフレ率と相対価格変動との相関が、われわれの対象とするデータにおいて実際にどれほどの高さなのかを、まず見てみよう。このために、各産業の相対価格変動を当該産業の平均インフレ率とその二乗とに回帰してみた。

$$RPV_{it} = f_0 + f_1 AVINF_{it} + f_2 AVINF_{it}^2 \quad (5-1)$$

結果は第二表に報告されている。14産業の内6産業に関して、0.5より高い決定係数が得られた。SK, FU, LW, ME, FH と MI の6産業である。平均

第二表 各産業におけるインフレ率と相対価格変動との相関

	定 数 値	インフレ率	インフレ率 二乗	R ² S E E	8 デジタル 産 業 数
高相関産業					
S K	.00062 (.00014)	-.04133 * (.01066)	7.0611 * (.6561)	.6627 .000920	25
F U	.00089 (.00014)	-.10591 * (.02144)	2.0041 * (.3950)	.5771 .001374	41
L W	.00057 (.00007)	.00349 (.00409)	1.5542 * (.18677)	.5585 .000464	42
M E	.00097 (.00010)	.00878 (.00903)	5.219 * (.65157)	.5126 .000687	221
F H	.00026 (.00006)	-.11742 * (.02525)	27.9908 * (3.5715)	.5203 .000355	60
M I	.00015 (.00003)	-.00160 (.01142)	3.8764 * (.77523)	.5908 .000213	33
その他の産業					
F A	.02206 (.00176)	-.00592 (.04868)	2.4404 * (1.0885)	.0846 .0115	55
F O	.00281 (.00039)	-.00395 (.04607)	8.7139 * (3.0494)	.1304 .002734	145
A P	.00018 (.00002)	-.00897 (.00577)	2.9710 * (.9088)	.1533 .000128	52
C H	.00163 (.00014)	-.10591 * (.02194)	13.9571 * (2.5139)	.3834 .000870	110
R P	.00035 (.00008)	-.02467 (.01678)	5.9156 * (1.7510)	.1606 .000575	23
P A	.00041 (.00006)	-.04248 * (.01469)	6.0357 * (1.4073)	.2318 .000430	77
M C	.00037 (.00006)	-.07786 * (.03376)	11.2700 * (3.8389)	.1303 .000290	224
T R	.00007 (.00001)	-.18954 * (.00676)	3.2863 * (.70523)	.3079 .000090	11

* 5%水準で有意

括弧内の数字は標準誤差

観察期間：1981年1月より1986年4月

第三表 予想されたインフレ対予想されなかったインフレ：
不完全情報仮説に基づく回帰方程式（4-1）の結果

SPECIFICATION I			SPECIFICATION II			SPECIFICATION III	
	R ²	F ₁	R ²	F ₁	R ²	F ₁	F _s
	SEE	F ₂	SEE	F ₂	SEE	F ₂	
高相関産業							
S K	.1580 .0011	.733 .020	.3997 .0009	.000 .000	.5437 .0009	.005 .002	.487
F U	.3844 .0019	.985 .000	.5556 .0016	.001 .000	.6711 .0016	.001 .000	.401
L W	.4487 .0006	.884 .000	.4627 .0006	.556 .000	.6492 .0005	.549 .000	.131
M E	.5343 .0007	.924 .000	.5422 .0007	.679 .000	.6420 .0008	.729 .000	.584
F H	.7105 .0003	.752 .000	.7486 .0003	.040 .000	.8208 .0003	.038 .000	.296
M I	.2192 .0003	.010 .488	.5395 .0002	.000 .000	.6105 .0002	.000 .000	.845
その他の産業							
F A	.0742 .0123	.258 .326	.0772 .0124	.494 .500	.3805 .0117	.355 .444	.172
F O	.1954 .0023	.380 .008	.3706 .0021	.003 .000	.4917 .0021	.004 .000	.697
A P	.0621 .0001	.769 .239	.1445 .0001	.118 .070	.3762 .0001	.211 .048	.361
C H	.2615 .0010	.613 .001	.3404 .0010	.069 .000	.4652 .0010	.145 .009	.710
R P	.3372 .0006	.000 .347	.3750 .0006	.000 .190	.5092 .0006	.005 .180	.599
P A	.2933 .0003	.137 .002	.3034 .0003	.243 .005	.4688 .0003	.398 .027	.497
M C	.3493 .0003	.472 .000	.3663 .0003	.427 .000	.4707 .0003	.620 .001	.808
T R	.1490 .0001	.659 .039	.1855 .0001	.339 .038	.3095 .0001	.242 .295	.851

F₁ ショック項排除のF検定の限界有意水準

F₂ トренд項排除のF検定の限界有意水準

(F₁・F₂ともに交差項も排除される項を含む)

F_s 月次ダミー排除のF検定の限界有意水準

インフレ率の二乗項は全ての産業にかんして5%水準で有意であり、さらにその上に平均インフレ率のレベルは半数の産業に有意であった。

(基本回帰式とその結果)

基本の回帰式は(4-1)式であるが、再掲しておく。

$$RPV_{it} = a_1 + b_1 \Delta SHOCK_{it}^2 + c_1 TREND_{it} + c_2 TREND_{it}^2$$

普通の最小二乗法による推定の主要な結果が第三表にまとめられている。上式(SPEC. 1)に $\Delta SHOCK$ 項と $TREND$ 項との交差項を加えた形(SPEC. 2)と、さらに月次ダミーを加えた形式(SPEC. 3)と、合計で三種類の回帰方程式が推定された。 F_1 は予想されなかったショック項排除のF検定の限界有意水準を示し、 F_2 は予想されたトレンド項排除のF検定の限界有意水準を示す。まず、インフレ率と相対価格変動との相関の高かった6産業に関して見てみよう。トレンド項はSPEC. 1では5産業に、SPEC. 2では全6産業に有意に影響している。これに対して、ショック項はSPEC. 1では1産業だけに、SPEC. 2でも4産業に有意に影響しているに過ぎない。他の産業を含んだ全産業で見ても、トレンド項は14産業中11産業に影響しているが、ショック項は半分以下の6産業に影響しているに過ぎない。

トレンド項がほとんどの産業へ有意に影響するという結果は、不完全情報仮説にとって極めて重要な反証であると考えられる。しかし、メニューコスト仮説においてもショック項は相対価格変動に影響するはずだから、このショック項の非重要性は問題である。

(ROBUSTNESS: 結果の頑健性)

基本回帰式のトレンド重視という結果への自然な疑問の一つは、過去のショック項が式に導入されていない点が致命的な定式化エラーではないか、というものであろう。つまり、回帰式に含まれていない過去のショック項が本当は重要であり、トレンド項はそうした過去のショックを反映しているがために有意な係数を持ったのではないか、という推測である。(4-1)式では、不完全情報仮説に基づいての定式化ということで、ラグ項が全く含まれなかった。過去の

分析のサーベイの節で検討した諸実証分析においても、ラグ項を含まない定式化が一般的であった。しかし、メニューコスト仮説の理論的な分析では、相対価格変動が過去のショックにも依存することが明らかである。さらに、Hercowitz の定式化でラグ項が含まれなかった原因は、彼のモデルを含めた不完全情報仮説の諸モデルが静学モデルであったからに過ぎず、他に何らかの積極的な理由があったからではない。

従って、トレンド重視の基本結果の頑健性を試すために、過去のショック項を導入することが望ましいと考えられる。また、よりメニューコスト仮説に忠実な定式化であるラグ項の導入によって、ショック項がむしろ少数の産業にしか影響しないというメニューコスト仮説にとっても問題である結果が、どのようになるかも検討してみたい。

回帰方程式は次式で表わされる。³

$$RPV_{it} = a + \sum_{j=1}^k b_j ASHOCK_{it-j}^2 + c_1 TREND_{it} + c_2 TREND_{it}^2 \quad (5-2)$$

基本回帰式と同様に、(5-2)式そのままの定式化 (SPEC. 1) と、交差項を付け加えた形 (SPEC. 2) と、月次ダミーの導入か誤差の系列相関修正かを施した形式 (SPEC. 3) の三種類の回帰式が推定された。

主要結果は第四表に報告されているが、われわれが注目するのはふたたび F 検定の限界有意水準である。ただし記号は第三表に準ずる。SPEC. 2 の結果が極めて明快にメニューコスト仮説を支持するものとなっている。AP と FH をのぞいた全産業に、ショックとトレンド両方が10%水準では有意に影響している。5%水準でも、LW と TR に関して有意でなくなるだけである。さらには、例外であった AP と FH についても、月次ダミーが有意に効いて、SPEC. 3 では両方のインフレ項が有意な係数値を持っている。つまり、ほぼ全産業に関して、トレンド項とショック項が有意に相対価格変動へ効いてきているのである。

3 ただし、ラグの長さ k は AIC によって決定した。

第四表 過去のショック項の導入：回帰方程式 (5-2) 式に基づく結果

	SPECIFICATION I			SPECIFICATION II			SPECIFICATION III			
	R ² SEE	F ₁ F ₂	lag /order	R ² SEE	F ₁ F ₂	lag /order	R ² SEE	F ₁ F ₂	F _s T(rho)	lag /order
高相関産業										
S K	.3647 .0098	.114 .003	12 /2	.6281 .0008	.001 .000	8 11 /2 /2	.7328 .0007	.001 .000	1.34	9 5 /4 /2
F U	.5603 .0020	.099 .001	4 /4	.9366 .0008	.000 .000	4 4 /4 /4	.9652 .0008	.000 .000	.461	4 4 /4 /4
L W	.4870 .0006	.251 .001	5 /2	.6354 .0005	.084 .001	5 9 /2 /4	.8646 .0004	.067 .000	.006	10 7 /3 /2
M E	.3366 .0006	.034 .127	10 /3	.5305 .0005	.021 .038	10 12 /4 /3	.6778 .0006	.134 .100	.552	10 6 /4 /3
F H	.6047 .0002	.226 .000	4 /2	.6492 .0002	.250 .000	4 4 /2 /2	.9391 .0001	.020 .000	.001	5 6 /4 /4
M I	.5128 .0003	.001 .853	4 /4	.8491 .0002	.000 .000	12 12 /2 /4	.9552 .0001	.000 .000	.018	10 12 /4 /4
その他の産業										
F A	.3484 .0122	.043 .126	11 /4	.5271 .0111	.017 .025	4 11 /3 /4	.7408 .0105	.036 .035	.182	8 11 /2 /4
F O	.2824 .0024	.320 .015	4 /2	.6990 .0017	.000 .000	10 11 /4 /2	.8224 .0018	.019 .002	.430	10 10 /4 /4
A P	.1596 .0001	.319 .703	12 /2	.3657 .0001	.169 .152	4 8 /2 /4	.8295 .0001	.012 .002	.005	9 9 /3 /4
C H	.4002 .0010	.115 .002	12 /2	.5876 .0009	.018 .001	9 5 /2 /3	.8623 .0007	.004 .001	.012	7 8 /4 /3
R P	.3319 .0005	.029 .783	4 /3	.6082 .0004	.003 .010	12 8 /3 /4	.8223 .0002	.006 .006	.065	9 8 /3 /3
P A	.4361 .0004	.103 .003	7 /4	.6057 .0003	.026 .002	7 11 /4 /3	.8723 .0002	.010 .004	.024	6 12 /4 /4
M C	.4757 .0003	.312 .000	4 /2	.6941 .0002	0.46 .000	11 11 /4 /4	.8243 .0002	.033 .003	.089	4 4 /4 /3
T R	.3694 .0001	.043 .071	5 /3	.4977 .0001	.074 .093	7 4 /3 /4	.6441 .0001	.195 .516	.622	9 4 /3 /4

F₁ ショック項排除のF検定の限界有意水準F₂ トレンド項排除のF検定の限界有意水準
(F₁ & F₂ の被排除項は交差項を含む)F_s 月次ダミー排除のF検定の限界有意水準order ラグ項の導入に Polynomial
Distributed Lag を用いたの
でその次数。

また、多くの反論が可能であろう。例えば、ショック項の分散の導入が示唆されるかもしれない。Hercowitz の実証テストに含められていたし、不完全情報仮説・メニューコスト仮説双方の理論モデルにおいて、相対価格変動がこの分散に依存することが示されているからである。さらには、インフレーションの水準とその変動とは正相関であるとの見解もあり、その場合にはトレンド項の係数に上方バイアスがかかる可能性がある。この定式化も試してみたが、結果は変わらなかったので報告は省く。

VI 結

前節の実証結果はメニューコスト仮説を支持し、不完全情報仮説を棄却するものであった。しかし、この実証分析に関して二つの保留点を挙げて、結果の解釈の慎重を期したい。

実証面の保留点は、ややテクニカルな問題ではあるが、テスト結果の有意水準についてである。Barro (1977) の研究以後、経済変数を予想された部分と予想されなかった部分とに分離して分析することが盛んになり、それにつれてその分析の計量経済学の面から見た諸問題が検討された。中でも有名な問題が Sargent (1976) の識別可能性への疑義 (observational equivalence) であるが、もう一つの重要な問題は、このような観察不能なデータを推定して求めて回帰分析に用いた場合のテスト結果の解釈であった。予想方程式の推定誤差はいってくることでバイアスが生じる危険の回避や、予想方程式の推定誤差と最終回帰式の誤差との結合分布を考慮すべきである等の理由で、予想方程式と最終回帰式とを連立方程式モデルとして推定すべきであると主張されたりした。なるほど二本の方程式を同時に推定すること自体に誤りはないが、Pagan (1983) によって二段式のアプローチのテスト結果もそのまま正しいことが示されたために、同時推定が絶対に必要なものではないことが判明した。しかし、Pagan の論理は当分析にはおそらく当て嵌まらないであろうと考えられる。彼の論理は大標本において余分な項が零へ収束することに依存しているが、わ

れわれの分析のように推定された変数の二乗がふくまれると、余分な項も二次で現われるために大標本においても非零の値へ収束する可能性が高い。従って、前節で報告された各テストの限界有意水準の値も完全に正しいものかどうか、やや疑問が残る。Housman, Ichimura, Newey, & Powell (1986) が開発した手法が関連しているので、その応用をこれよりの課題としたい。

理論面での保留点は、不完全情報・メニューコスト両仮説が必ずしも互いに排除しあうものでないことより生じる。両仮説の要約の項で述べたように、新古典派一般均衡モデルの完全無欠な世界へ、何らかの不完全性を導入して貨幣の非中立性を説明しようとした狙いは、全く同じである。そして、不完全情報と価格調整コストの二つの不完全性が両立可能であることは、議論を要しないであろう。実際に、不完全情報仮説のモデルへメニューコスト仮説に近い考え方を導入したケースがあり、その場合には予想されたトレンドインフレ率も軽視できないことが論じられている⁴。従って、当分析の結果の解釈としては、不完全情報仮説そのものの棄却とすることはやや過当解釈であろう。この時期（80年代前半）の米国経済において、純粋な形で不完全情報仮説が現実を描写し得ないことと、価格の硬直的な産業が無視できない重要な割合を占めていたことを示していると解釈するべきであろう。

参 照 文 献

- Abel, Andrew B. & Frederic S. Mishkin (1983), "An Integrated View of Tests of Rationality, Market Efficiency, & the Short-Run Neutrality of Monetary Policy", *Journal of Monetary Economics*, 11 (January).
- Ball, Laurence, Gregory Mankiw, & David Romer (1988), "The New Keynesian Economics and the Output-Inflation Tradeoff", *Brookings Papers on Economic Activity*, 1.
- Barro, Robert (1977), "Unanticipated Money Growth and Unemployment in the United States", *American Economic Review*, 67 (March).
- Cecchetti, Stephen (1985), "Staggered Contracts and the Frequency of Price Adjustment", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 100.

4 Hercowitz (1983) と Cukierman & Leiderman (1984) を参照。

- Cukierman, Alex and Leonard Leiderman (1984), "Price Controls and the Variability of Relative Prices", *Journal of Money, Credit, and Banking*, vol. 16, no. 3.
- Danziger, Leif (1987), "Inflation, Fixed Costs of Price Adjustment, and Measurement of Relative Price Variability: Theory and Evidence", *American Economic Review*, vol. 77 (September).
- Fischer, Stanley (1981), "Relative Shocks, Relative Price Variability, and Inflation", *Brookings Papers on Economic Activity*, vol. 2.
- Hamilton, J. D. (1983), "Oil and the Macroeconomy since World War II", *Journal of Political Economy* vol. 91 (April).
- Hausman, J. A., H. Ichimura, W. K. Newey, & J. L. Powell (1986), "Measurement Errors in Polynomial Regression Models", MIT mimeo.
- Hercowitz, Zvi (1981), "Money and the Dispersion of Relative Prices", *Journal of Political Economy*, vol. 89 (April).
- Hercowitz, Zvi (1982), "Money and the Price Dispersion in the United States", *Journal of Monetary Economics*, vol. 10.
- Hercowitz, Zvi (1983), "Anticipated Inflation, the Frequency of Transactions, and the Slope of the Phillips Curve", *Journal of Money, Credit, and Banking*, vol. 15. no. 2 (May).
- Jinushi, Toshiki (1989), "Inflation & Relative Price Variability: New Classical and New Keynesian Explanations", in *Essays on Money, Prices, and Interest Rates*, Harvard University, Ph. D. Dissertation.
- Pagan, Adorian (1983), "Econometric Issues in the Analysis of Regressions with Generated Regressors", *International Economic Review*.
- Parks, Richard (1978), "Inflation and Relative Price Variability", *Journal of Political Economy*, vol. 86 (February).
- Sargent, Thomas J. (1976), "The Observational Equivalence of Natural and Unnatural Rate Theories of Macroeconomics", *Journal of Political Economy*, vol. 84, no. 3.
- 地主敏樹 (1988), "貨幣的要因と相対価格の変動", 国民経済雑誌, 第157巻第6号。

