

流通システムと価格形成

有賀 健^{*}，大日康史^{**}
金古俊秀^{***}

要 約

本稿では、個別品目ベースでとらえた流通チャネル内での価格形成のパフォーマンスから、ミクロレベルでの価格慣性や価格硬直性の実証分析を行った。本稿では、一方では流通システムの需給調整機能の計測として、他方では価格伸縮性の決定要因に関する検証として、二つの側面から計測結果を分析した。まず流通パフォーマンスの観点からまとめると主要な結論は以下のとおりである。

(1) 流通の系列化が進んだ業種においては、価格変更の頻度が上流・下流共に低く、他方、上・下流間の価格変化の方向やタイミングの間に強い相関がみられる。エラー・コレクション・モデル（ECM）の推定結果も、短期の価格調整速度は低いが、長期の（上流価格変化に対する下流価格変化の）弾性値は高いことを示す。これらから、系列化の進んだ業種では流通チャネル内で価格管理が有効に働き、間斷的ではあるが上・下流に価格変更が行われていることがわかる。

(2) 他方、流通経路が長く、中小規模の卸や、零細小売店の比率が高い、伝統的な消費財流通チャネルにおいては、系列業種と正反対の結果が得られた。価格変更頻度が高く、短期の調整速度が大きいが、ECMの結果からみると、長期の弾力性は小さい。この業種では、また、小売マージンの傾向的上昇が顕著である。

(3) 全体として、流通チャネル内での価格伸縮性と、上・下流間の価格体系の整合性は、流通チャネルの流通費用構造と、流通チャネルの垂直的管理の強さにより決定されるといえる。

次に、分析結果を価格慣性・価格硬直性の要因の検証という観点から整理すると、次のような結論が得られる。

(4) 全体として、卸売・小売共に価格の下方硬直性が観察される。また、価格変更頻度でみる限り、卸売価格は、多くの場合小売価格以上に硬直的であり、マクロレベルでしばしば強調される小売価格の卸売価格に比べての硬直性は観察出来ない。

(5) 他方、輸入物価と国内（卸・小売）物価の間にははっきりと違いがみられ、ミクロ・レベルでも輸入物価は遥かに伸縮的である。

(6) 価格の硬直性の要因としてマクロ経済学で最近有力視されているメニュー・コストに関しては、本稿の分析結果では、それを強く支持する証拠は発見出来ない。むしろ、価格変更の大きさに比例する費用と斉合的な結果が多く、これらは、メニュー・コストよりも

* 前大蔵省財政金融研究所専門調査官（京都大学経済研究所助教授）

** 大阪大学社会経済研究所助手

***前大蔵省財政金融研究所研究員（安田火災海上保険株）

むしろ顧客資本の考え方に基づく価格硬直性を支持している。

(7) 価格の硬直性の要因として、新しい古典派のマクロ経済学が主張する、情報の不完全性がもたらす影響は、輸入財価格の国内価格への伝播において強くあらわれている。内外価格差の一つの原因は、輸入財価格やその変動の主要因となる為替レート変化に関する不確実性にあると考えられる。

．はじめに

価格の伸縮性や価格変化と生産量との関係はマクロ経済学、そしてマクロ経済分析の最も重要な研究・課題である。それにも関わらず、個別財価格の価格形成のメカニズムや流通システムの特徴に遡って、上のようなマクロレベルの問題が綿密に研究されることは、内外を問わずまれである。

本稿の目的の第一は、このようなミクロ的接近により、価格変化・価格形成に関するより細密な事実の検証を行うと同時に、近年のマクロ経済学において有力と考えられる価格慣性や価格硬直性に関する諸理論に対して、事実との対応関係を系統的に調べることにある。^(注1)

日本の流通システムの研究においては、流通費用の構造やその決定要因に分析の中心が置かれ、流通システムのパフォーマンスの数量的分析は限られていた。流通システムにとって、価

格形成は、最も基本的な機能の一つといえる。流通チャネル内の価格形成をできる限り系統立てて、数量的な検証を行うことで、日本の流通システムの評価の一つの側面を提供したい。これが本稿の第2の目的である。^(注2)

本稿の構成は以下のとおりである。まず次節では、本稿の分析にパースペクティブを与えるために、マクロレベルでの価格水準や価格変化についての簡単な分析を行う。第Ⅲ節では、できる限り個別商品レベルでのタテの流通チャネルに則した価格系列をリスト・アップし、価格形成と流通マージンの決定メカニズムの分析を行う。第Ⅳ節では、第Ⅲ節の分析の結果を日本の流通システムのパフォーマンスの視点から整理してみる。第Ⅴ節は、第Ⅳ節の結果のマクロ的含意を考察する。

．物価指数の時系列的特徴

個別財貨の価格の分析を始める前にここではまず総合物価指数のレベルでの時系列的特徴を整理してみよう。以下では卸売物価（以下WPI）、小売物価（以下CPI）、輸入物価（以下MPI）、毎月勤労者賃金統計の季節調整済み賃

金指数（WAGE）、の四半期データを1960年～1989年まで集め、簡単な統計的整理を施した。MPIを除くといずれも強い上向きトレンドを持っているので、対数差分をとって見たのが表1である。四半期平均で、CPIは過去30年間平

(注1) 本稿Ⅱ・Ⅴの分析はAriga and Ohkusa (1992) に基づく。

(注2) これに関わる本稿Ⅱ・Ⅲ・Ⅳの分析は、Ariga, Ohkusa and Namikawa (1991) の結果に基づく。

均1.36%で上昇，同様に賃金は2.35%上昇したのに比べ，WPI，MPIの上昇率はCPIの $\frac{1}{2}$ 程度に過ぎない。標準偏差でみると，インフレ率の平均値と比較しても絶対値でみても，MPIが最も変動が激しく，次いでWPI，CPIの値になっている。WAGEは季節調整が完全でないためか，標準偏差が大きい，それでも平均変化率に比べると1.5倍程度であり，MPIの7倍強，WPIの2倍には遠く及ばない。単純相関をこれら変化率の間でとると，過去多くの研究で示されたように，WPIとMPIの相関が最も強く，次いでCPIとWPIとなり，WAGEの変化率は他のどの変化率とも強い相関がないことが確認出来る。要するに，MPIやWPIが比較的速やかに市場の需給に感応して変動を続けるのに対し，CPIやWAGEは，上向きトレンドが続く，短期的な変動は比較的小さいと考えられるのである。

次に，これら指数変化率のARMA構造を推定した。結果は表2にまとめられている。

ARMAの次数はいずれも比較的低位が，CPIとWAGEがいずれもMA(1)を含むのに対し，WPI，MPIではAR(1)であることが特徴である。いずれの推計式でも係数は有意で残差に関する通常のテスト（P検定，Box-Pierce検定）もパスしている。MAの次数がCPI及びWAGEで1あることから，消費者物価や賃金では，ショックに対する反応の速度が財貨間及び賃金間でかなり異なるのではないかという推測が出来る。但し，WAGEが季調済みであること，CPIも総合指数の中には生鮮食品に関する季調がなされた分が含まれていることを考え合わせると，MA(1)は，このような統計処理によるものである可能性も否定できない。

次に，我々は表2にまとめられたARMA推計式の残差を求め，残差間の相関を求めた。予想されるように残差間の相関はかなり高く，特にWPI，MPI間で有意である。ここでも，賃金変化率が他変動と強い相関がないことがわかる。残差の相関は，これら諸変数の間の構造的

表1 物価指数変化率

	平均変化率	標準偏差
WPI	0.66%	1.81%
CPI	1.36%	1.44%
MPI	0.73%	4.99%
WAGE	2.35%	3.17%

変化率の相関係数

	WPI	CPI	MPI	WAGE
WPI	1	-	-	-
CPI	0.657	1	-	-
MPI	0.672	0.496	1	-
WAGE	0.209	0.272	0.226	1

表2 ARMA推定式

	ARMAの次数*	係 数 値			\bar{R}^2
		AR(1)	AR(2)	MA(1)	
WPI	(1, 0)	0.748***	-	-	0.525
CPI	(1, 1)	0.978***	-	0.704***	0.266
MPI	(1, 0)	0.605***	-	-	0.356
WAGE	(2, 1)	0.325**	0.669**	0.0796***	0.426

* 推計式はいずれも最尤推定法による

** 次数はAIC基準でARMA(2, 2)以下の次数の中から選択した

*** 係数はいずれも1%水準で有意

残差の相関

	WPI	CPI	MPI	WAGE
WPI	-	-	-	-
CPI	0.377	1	-	-
MPI	0.550	0.304	-	-
WAGE	0.096	0.244	0.184	1

な関係を示唆するが、一方、CPIやWAGEに与える影響を、WPI及びMPIの上昇、下落時それぞれに分けてみると有意に結果が異なるかどうか調べることとした。

結果は表3に要約されている。予想されたように、WPIの誤差はMPIの誤差が、CPIの誤差はWPIの誤差が、そして、WAGEの誤差はCPIの誤差が最も有意な説明力を持っている。しかし、それ以上に注目すべきは、上流物価から下流物価への影響が、価格上昇の場合に、下落に比べて有意に大きいケースが多いことである。たとえば(7)、(8)式をみると、WAGEの誤差は、CPIが上昇した場合にはCPIの誤差により有意に影響を受けているが、下落の場合(つまりUPC=0の場合)ERCPIの係数は有意でなく、推定値は負である。

このような結果を(2)、(4)、(5)、(7)、(8)式らまとめると次のような結論がもたらされる。ま

ず、第一に上流価格の下流価格に与える効果が上昇時に下落時より有意に大きいのは、WPIに与えるMPIの影響、CPIに与えるMPIの影響、WAGEに与えるCPIの影響である。これに反し、WPIがCPIに与える影響では、上昇・下落の間に有意な違いは観察されなかった。

以上、物価総合指数の時系列的特徴と相関を整理したが、その多くは既に過去の実証研究で明らかになっているものである。

第一に、総合指数でみる限り、上流価格ほど価格変動の幅が、平均変化率に比べて大きく、市況に敏感に反応しているようにみえる。[但しこの点は、次節の個別財レベルの分析では大きく結論の変更を強いられることになる]

第二に、これら指数の変化率は簡単で比較的安定的なARMA構造を持っているが、その推計誤差の間には全体に有意な相関がある。諸物価指数変化の相関の高さはこれからも確認出来るが、下流価格や賃金の変化率は、比較的独立で他指数と相関が小さい。しかし、より詳しくみると、上流下流間の価格ショックの伝播は、上昇時により有意で大きく、下落時には有意でない場合が多い。このような意味で、物価変化の伝播メカニズムは非対称性を強く持っている。なかでも注目されるのは、MPIの国内物価に与える影響がWPIのみならず、CPIにも及び、し

表3 ARMA残差の推計式

被説明変数	ERWPI		ERCPI			ERWAGE		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
ERMPI	0.199**	0.106**	-	-	-0.016	-	-	0.091
UPM*ERMPI	-	0.167**	0.324***	-	0.114*	-	-	-0.020
ERWPI	-	-	-	0.419**	0.393**	-	-	-0.500
UPW*ERWPI	-	-	-	-0.925	-0.220	-	-	0.484
ERCPI	-	-	-	-	-	0.469*	-0.294	-0.164
UPC*ERCPI	-	-	-	-	-	-1.069**	0.880*	
\bar{R}^2	0.34	0.34	0.14	0.14	0.177	0.059	0.11	0.13

ER*** は、MPI, CPI, WPIのそれぞれのARMAモデルの推計残差である。

UP* は、MPI, CPI, WPIのそれぞれの変化率が正の場合に1、それ以外はゼロをとるダミー変数

* は、10%、**は5%、*** は1%水準で係数が有意であることを示す。

かも強い非対称性が確認出来ることである。1985年～88年の円高時にしばしば話題になった内外価格差は、少なくとも輸入物価の国内物価

に与える影響が著しく非対称的であるという点からは確認出来ることになる。

・流通システムにおける価格形成

本節では、1984年から1989年までの約6年間の輸入物価指数(MPI)、卸売物価指数(WPI)、小売物価指数(CPI)の各指数の時系列データを用い、流通システムにおける個別品目レベルでの価格形成のパフォーマンスについて検討する。対象とした期間には、重要な2つの価格の変動が含まれている。1つは、1985年第4四半期から1988年半ばまでの急速な円高、2つめは、1989年4月の消費税(3%)の導入である。

分析には、CPIとWPI、WPIとMPI、CPIとMPIのそれぞれの指数の組についてのエラー・コレクション・モデル(ECM)を用いる。この結果はクロス・セクション分析でも利用する。

- 1 予備的なデータ分析

CPI, WPI, MPIの中で3種類の組み合わせシリーズを作成した。CPIとWPI(204組)、WPIとMPI(155組)、CPIとMPI(11組)の組合せである。(注3) 3つの価格指数のうち、個々の品目のレベルの組み合わせでCPI, WPI, MPIの3つすべてが揃うものは極めて少なかった。というのは、例えばWPIには原材料や中間財が含まれるが、当然これらはCPIには含まれていないためである。しかし、最終的にCPIに取り上げられている品目(サービスを除く)の半分以上について組み合わせを作ることができた。価格指数は1984年の1月から1990年9月までの月次データである。円高が進行した時期には、輸入物価は105.9から54.6へとほぼ50%下落している。同じ時期にWPIは9.5%下落

CPIは1.3%上昇している。1989年の3月から7月までの4か月間にCPIは2.76%上昇し、消費税の3%をほぼ完全に転嫁しているのに引き替え、WPIの上昇は2.39%に止まっている。

ECM分析の前に、幾つかの予備的な分析を行う。まず、各々の指数について以下のようなサイン関数を考える。

$$s_t = \begin{cases} 1 & \dots P_t > P_{t-1} \text{ の場合} \\ 0 & \dots P_t = P_{t-1} \text{ の場合} \\ -1 & \dots P_t < P_{t-1} \text{ の場合} \end{cases}$$

平易価格改定頻度(一か月間に価格が改訂された回数、計測期間中の価格改訂の回数を計測期間の月数で割ったもの)は、CPIで0.685、WPIで0.202、MPIで0.823である。予想されたように、MPIでの値は1に近く、輸入物価段階ではほぼ毎月個々の品目の価格が変わっていることが分かる。意外なのは、少なくとも価格改定頻度でみる限りWPIのほうがCPIよりもはるかに硬直的だということである。

先見的には、価格の変化がMPIからWPI、WPIからCPIへと一方的に伝わって行くと仮定する理由は存在しない。事実、WPIとCPIの組の幾つかを見ると、逆の方向に変化が伝わっているように見えるものがある。

価格変化の伝達メカニズムが強く働くのはどのような場合であるかを大まかに見るために、表4では上記の価格改定値の系列について前述の価格指数の組合せで-12か月から12か月までのラグをとって、ラグ期各々について単純相関係

(注3) 詳細はAriga, Ohkusa and Namikawa(上掲論文)参照のこと。

数を求め、そのうち相関係数が最大となるようなラグの期間（単位は月、負はラグ、正はリード）を拾い出した。それを見ると、相関係数が最大となるケースはラグが0の周囲にある場合に最も多く見られ、期間が離れて行くにしたがって順次少なくなっている。この事から一般に、価格変化の伝達が遅くなれば（時間が掛かれば）、それだけ価格伝達の反応の度合いも鈍

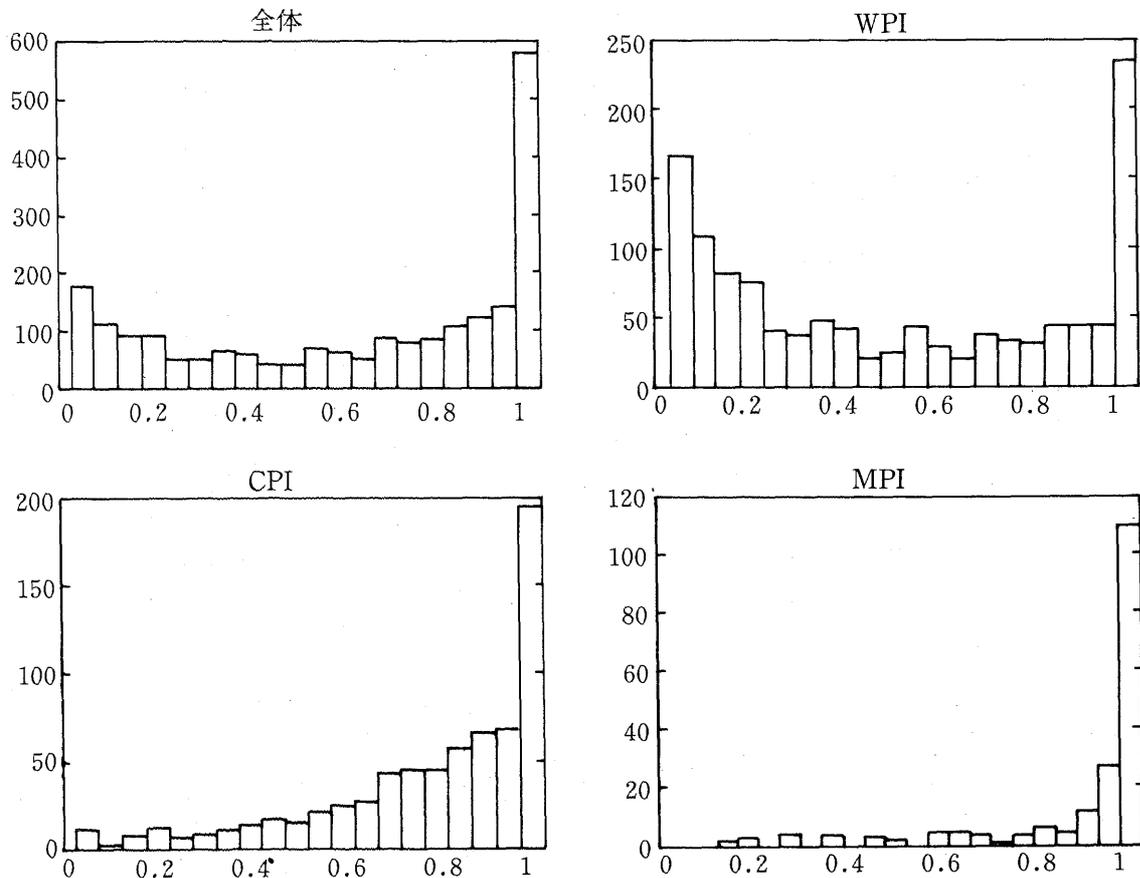
るといえるようである。また、WPIとCPIの間では、一方から他方へのみ一方的に変化が伝わるといったことはなく、WPIの変化につれてCPIが変化する場合と、逆にCPIの変化によってWPIが変化する場合の双方が同じように見られた。しかし、WPI、CPIのいずれもMPIの動きには追随していた。

表4 価格変更の頻度とタイミング

	CPIvs.WPI	WPIvs.MPI	CPIvs.MPI
相関係数の最大値（平均）	0.288(0.157)	0.330(0.152)	0.266(0.085)
最大値におけるラグ（平均）	-0.613(7.25)	-1.572(5.984)	-2.696(8.162)
同上・絶対値（平均）	5.913(4.233)	4.813(3.876)	7.217(3.723)
第一変数の価格変更頻度（平均）	0.667(0.294)	0.532(0.349)	0.732(0.300)
同上・第二変数	0.241(0.287)	0.830(0.251)	0.792(0.293)
サンプル系列数	240	147	46

() 内は標準偏差

図1 価格改定頻度の分布



価格改定頻度の分布（図1）を見ると，MPIはほぼすべての品目で毎月価格が変わっている。WPIとCPIでは，価格改定頻度が0もしくは1の周辺に集中している。つまり，ほぼ毎月のように価格の変わるものと年に1，2度しか変わらないものの2つのグループがある。先に示した指数の3つの組では，最大相関の平均値はWPIとMPIの組が最も大きく，続いてCPIとWPI，最も小さいのがCPIとMPIの組であった。ラグの絶対値の平均値の順序はこれと逆であった。CPIとMPIの組が最も大きく7.2か月，次いでCPIとWPIの5.9か月，そしてWPIとMPIの4.8か月である。このことから，サンプル全体についても，最大相関係数が小さければ小さいほどそれに対応するラグの絶対値は大きいという特徴が認められる。

指数の各組の間で，WPIとMPI，WPIとCPIの組には，MPIとCPIの組を除けば類似の傾向が認められる。最大相関係数とそれに対応するラグとの単純相関を見ると，CPIとMPIの組では-0.14であるが，他の2つの組では-0.45から-0.46である。

- 2 ECM分析^(注4)

各指数の組についてエラー・コレクション・モデル(ECM)の推定を行った。回帰式は指数の組合せによってタイプはA(CPI対WPI)，B(WPI対CPI)，C(WPI対MPI)，D(CPI対MPI)の4タイプに分けられている。左側の変数を x_t^j ，右側変数を y_t^j とし，jは特定の商品を示す。すべての価格は対数に変換されている。推定回帰式は

$$(1) \begin{cases} x_t^j = \delta_0^j + \delta_1^j y_t^j + \delta_2^j \\ \hat{x}_t^j = \delta_0^j + \delta_1^j y_t^j \\ \Delta x_t^j = \varepsilon_0^j + \varepsilon_1^j (x_t^j - \hat{x}_t^j) + \varepsilon_2^j \Delta y_t^j + w_t^j \end{cases}$$

これよりxのyに関する長期の弾力性が δ_1^j ，価格調整速度が δ_2^j として得られる。結果をみると，全体として調整速度の推定値 δ_2^j は小さい(価格の調整速度は遅い)。それぞれのタイプの δ_1^j 平均値は，Aが0.119，Bが0.132，Cが0.068，Dが0.076である。左側変数に対する右側変数の長期の弾力性を示す δ_1^j の平均値はそれぞれ0.718，0.741，0.493，0.124である。MPIに対するCPIの長期の反応が最も小さいが，これは円高進行期に国内小売価格が低下しなかったということに符合する。

ECMの推定の妥当性を検証するために幾つかの検定を行ったが，回帰式の多くがコインテグレーション・テストをパスしなかった。結局，一回階差変数の安定度に関するディッキー＝フラー・テストとコインテグレーション・テストの両方をパスしたのは回帰式のうちおよそ半分であった。両テストの少なくとも一方をパスしなかったものをみると，コインテグレーション・テストをパスしなかったものが圧倒的に多いことが分かる。

グレジャー・テストの結果(表5・6の第5列)から，左側変数の強い下方硬直性が読み取れる。特にWPIがCPIと同じくらい下方硬直的である点は興味深い。4つのタイプで3つのキー・パラメーター(δ_1^j ， δ_2^j)を比較すると，上記のテストを通過したものだけを使った場合に，際立った変化は見られない。[表6]

上記のテストを通ったものにサンプルを限定すると， δ_1^j の係数は4タイプのすべてにおいて全サンプルの平均に比べて有意に大きかった。結果はそれぞれ0.205対0.119，0.157対0.132，0.105対0.068，0.182対0.076であった。

以上の分析からWPIの変動に対するCPIの反応がゆっくりであると同程度に，CPIの変動に対するWPIの反応がゆっくりであることが確認出来る。WPIとCPI相互間の長期の反応に比

(注4) ECMモデル及び本節の推定結果や残差の単位根検定については，Engel and Granger (1987) 及び Engel and Yoo (1987) を参考にされたい。

表5 エラーコレクションモデル推定結果

モデル	A(CPIonWPI)	B(WPIonCPI)	C(WPIonMPI)	D(CPIonMPI)
価格系列数	204[111] ⁽¹⁾	204[74]	115[74]	11[3]
$\delta_1^{(2)}$	0.718(0.956) ⁽³⁾ [0.685]	0.741(1.312) [0.095]	0.493(0.903) [0.322]	0.124(0.253) [0.010]
$\varepsilon_1^{(2)}$	0.119(0.215) [0.055]	0.132(0.193) [0.095]	0.068(0.109) [0.045]	0.176(0.147) [0.087]
$\varepsilon_2^{(2)}$	0.477(0.876) [0.402]	0.440(1.280) [0.537]	0.205(0.657) [0.144]	0.076(0.233) [0.280]
誤差の 非対称性 ⁽⁵⁾	92%	95%	87%	73%
ディッキー・フラー テスト ⁽⁶⁾	71.1% [45.5%]	82.3% [65.9%]	94.2% [91.2%]	100% [100%]
コインテグレーション テスト ⁽⁷⁾	56.4% [22.4%]	62.7% [20.1%]	55.4% [5.4%]	78% [0%]
X変数の価格変更の 頻度 ⁽⁸⁾	0.647 [0.707]	0.642 [0.724]	0.551 [0.566]	0.923 [0.983]
Y変数の価格変更の 頻度 ⁽⁸⁾	0.503 [0.270]	0.503 [0.281]	0.823 [0.787]	0.851 [0.792]

表5 ノート

- (1)カギカッコ内の数字は、コインテグレーションテストか単位根テストのいずれかでパスしなかったケースのそれぞれの統計値を示す
- (2)カッコ内は、各系列毎の推定値・統計量の系列間の標準偏差を示す
- (3)数値は、いずれも各系列の推定値の系列間の単純平均値
- (4)記号は本文を参照
- (5)Glejserテスト。数字は誤差の対称性を5%の信頼度で棄却した推計式(系列)の比率を示す
- (6)数字は、左側、右側両変数の一次階差について、ディッキー・フラー及び修正ディッキー・フラーテスト双方について、5%水準で定常性を棄却できなかった推計式の比率を示す
- (7)数字は、以下のテストのうち少なくとも一つで、5%有意水準で、コインテグレーション仮説を棄却できなかった推計式の比率を示す
ディッキー・フラーテスト、修正ディッキー・フラーテスト
ダービンワトソン比
- (8)月次確率

表6 エラーコレクションモデル:テストをパスした推計式

推計式のタイプ	A(CPIonWPI)	B(WPIonVPI)	C(WPIonMPI)	D(CPIonMPI)
推定系列数	93	126	81	8
δ_1	0.783 (1.06)	0.614 (1.603)	0.531 (1.017)	0.271 (1.460)
ε_1	0.205 (0.279)	0.157 (0.237)	0.105 (0.145)	0.182 (0.132)
ε_2	0.602 (1.156)	0.317 (1.718)	0.297 (0.969)	0.150 (0.365)
誤差の非対称性	96%	91.3%	92.4%	71.5%
価格変更頻度X変数	0.711	0.697	0.571	0.886
価格変更頻度Y変数	0.195	0.191	0.860	0.856

ノート・表5を見よ

べれば、WPI、CPI共MPIに対する長期の反応は極めて鈍い。

これら2つの結果は、価格の硬直性に関する通念、すなわち卸売物価は国際価格の変化に柔軟に反応するが、小売物価は卸売物価に対して硬直的で反応が遅いということ（前節で得られた結論も含めて）を否定するものである。

これは一見矛盾しているように思えるが、ECMの結果を以下のように解釈すれば矛盾を解決することができる。まず、分析に際して物価指数の選別に偏りがあることである。物価指数の抽出に当たっては、物価指数の各系列間で同一の品目について指数の組を作ったため、WPIの国内価格系列に現れない海外製品については十分採用されているとはいえない。特に、輸入原材料が含まれていない（例えば原油は入っていない、ただし石油製品は含まれている）。したがって、本節でMPIに対してWPIの反応が弱いという結果が得られたのは、国内製品が輸入製品と直接的に競合している市場では、MPIに対するWPIの反応はかなり小さいという証拠であると考えられる。このことから同時に、マクロレベルでみてMPI全体の変化に対するWPI全体の反応が強いということは、輸入原材料の価格変化に伴うコストの変動には国内価格が反応することを示していると考えべきであろう。

個別品目レベルでWPIが硬直的であることは新しい発見である。これはある意味で、実質的なWPIは定価を変更するよりも各種のリポートを提供することなどで頻繁に改定が行われていることを反映しているのかもしれない。定価の変化では把握できないような実勢卸売価格の真の弾力性がどの程度であるかを定量的に示せるものはない。^(注5)しかしながら、WPIのデータは、総合指数であれ個別品目レベルであれこの問題は同じであり、総合指数と個別品目レベル

での調査結果の間に矛盾が存在していることに問題があるのであるから、これですべて説明がつくとは思われない。

むしろ次のような説明のほうが良いように思われる。総合指数において、CPIやWPIがより弾力的にみえるということは、他の総合変数、特に生産指数や賃金指数の変化に対するCPI、WPIの反応が比較的強いということに深く関わっている。ECMの計測から得られたのは、個々の商品市場で起きる変化に対して、その各々の商品のWPIがどの程度反応するかであった。これらを合わせ考えると、CPIがWPIよりも硬直的であるとする証拠はほとんど見当たらない。WPIの総合指数の弾力性は、主に多くの財市場に共通のマクロ的な変化に対して観察されているのである。

ECMの結果に予備的な分析で使った尺度の幾つかを合わせて考えると、鍵となるパラメータの値（ β_1 、 β_2 ）と回帰式の全体的な適合性が影響を受ける幾つかの重要な要素が明らかになる。

タイプAの回帰のうち、WPIの価格改定頻度の小さいペアの β_1 、 β_2 は極めて大きい。タイプCのWPIとMPIの回帰においても、MPIの価格改定頻度が小さい場合にこれらの係数について同様の結果が得られた。上流部門で価格改定の行われる事が少ないほどECMはより適合するのである。

また、タイプCの卸売物価は一貫してタイプAの卸売物価よりも価格改定頻度が高いことから、輸入代替品のある市場では卸売物価はより頻繁に変化することが分かる。

(注5) 卸売物価統計を発表している日本銀行によれば、卸価格はできる限り実勢価格に近いものを基礎資料にしているとされる。しかし、基礎データの収集の仕方、標本数、集計の方法等いずれも公表されていないため、実勢価格との乖離の有無や程度については、判断材料がない。

・ 流通システムにおける系列取引：分析のミクロ的含意

本章では、個別価格指数のデータ及びECMモデルの推計結果をもとに、流通システムの価格形成のパフォーマンスを分析する。

- 1 垂直方向の取引と系列

日本の企業経済において系列（産業グループ）取引は大きな意味を持っているが、系列の機能は流通業内に限定されるものではないし、むしろ系列の役割は他産業に比べて小さいと考えられることも出来る。主要企業系列（グループ）は、流通システムには余り影響力を行使しておらず、特に小売部門に対して大きな影響力を持ってない。したがって、狭義の系列（企業グループ）は通常いわれるような市場の閉鎖性の主要な原因とはなり得ないのである。

日本の流通システムでは、製造業者、卸売業者、小売業者の長期的な安定した関係が核となっている。そこで、系列を安定的かつ長期的な取引関係と広義に解釈すれば、狭義のグループ取引よりも一般的で重要な意味を持つことになる。流通における「系列取引」とはこのような意味合いで解釈されるべきものの方が多い。

分析を進めるために、産業間の垂直方向の取引関係を図2のように単純なタイプ別に分類してみる。^(注6) 主要な企業系列には総合商社が含まれているが、タイプは、こうした総合商社が流通システムの中核となっている最も典型的な形である。このタイプでは輸入原材料、中間財、資本設備の取引が一般的である。

タイプとは、ほとんどが江戸時代以来の伝統的な流通網が発展したものである。このタイプで鍵になるのは、非系列で、全国的な二次卸

のネットワークを持つ大規模卸である。タイプとでは製造業者の規模が違っている。タイプでは多くの場合製造業者の規模は小さく、時には大規模卸の子会社に近い場合もある。例えば大手製薬会社は卸から発展してきているし、今日でも卸と製造の両方を行っている。

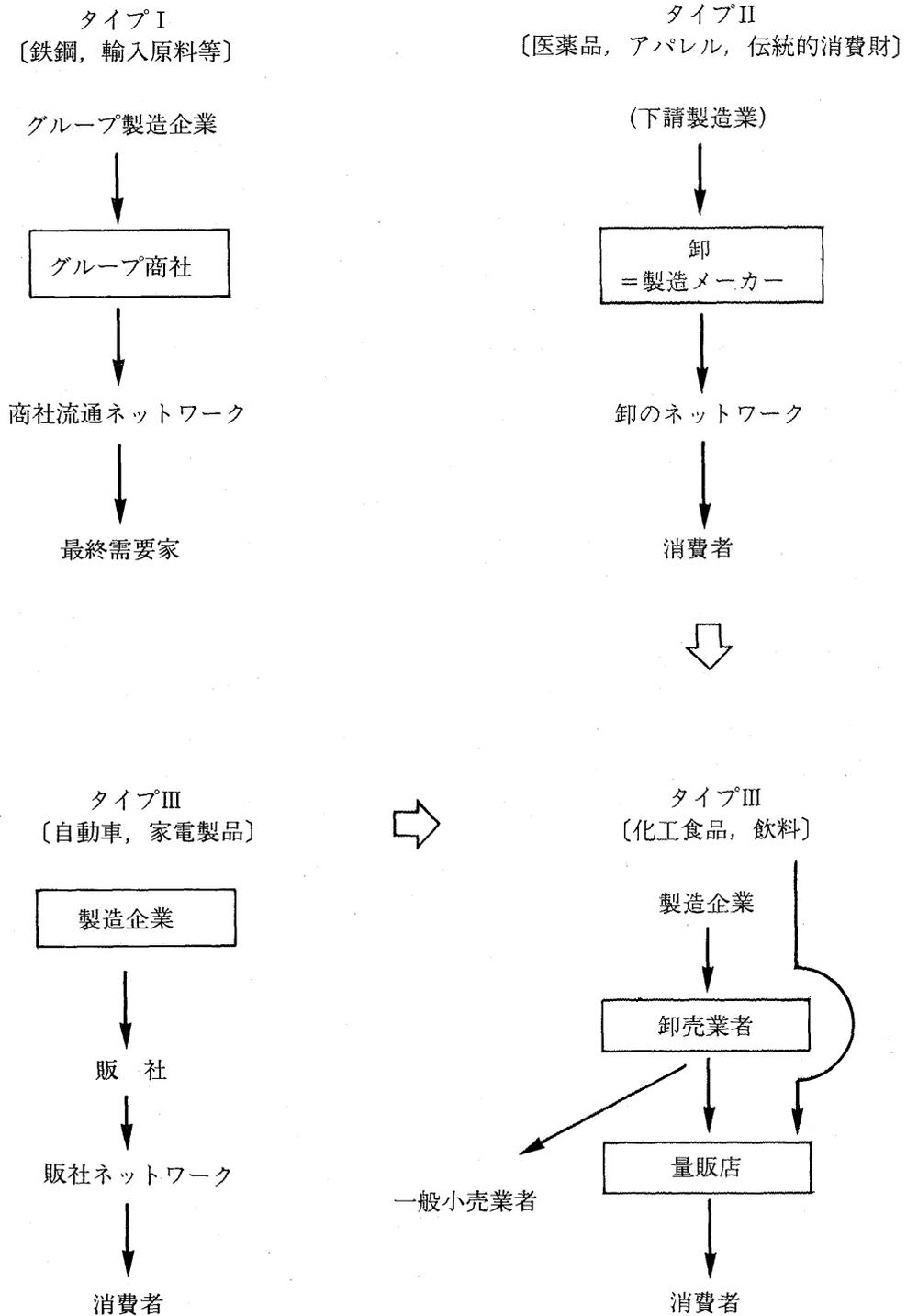
タイプは流通における最も典型的な系列取引である。個々のケースで流通システムの鍵となるのは、製造業者あるいはその子会社の商社（販社）である。このタイプに属するのは、典型的には自動車や家電といった戦前には実質的な活動があまり行われず、高度成長期に発展した産業である。

タイプは以上の4つのうちでは最も新しく、事実上消費財分野に限られる。このタイプでは、卸売業者が核になる場合と大手小売業者（チェーン・ストア）が核になる場合の2つの流れがある。卸が核になるケースはタイプに似ているが、卸の影響がおよぶ範囲は独立の（ほとんどの場合零細の）小売業者に限られる。もう1つのケース（小売中心）では、大手のチェーン・ストアが地域ごとに配送センターを持っており、製造業者から直接納入を受け、フランチャイズ店に配送している。ただし図2に太い矢印で示してあるように、タイプ、タイプの取引の中にはタイプに移行しつつあるものが多い。

上に挙げたような流通取引のタイプを規定する要因を見出すのには、流通システム設計の（仮想的）最適計画問題に対する解として、上にあげた4つの分類を検討することが最も有効であると思われる。最適計画問題は2つの主要なコスト要因に直面している。1つ目のコスト

(注6) 流通チャネルの類型化を行ったのち、詳細な統計を用いて、費用構造や生産性、またこれらの規模間格差を分析したものとして、丸山他(1991)がある。但し、類型のとり方は、本稿とは異なる。

図2 流通システムの類型



要因は、商品の配送技術によってほぼ規定される。その場合、規模および範囲の経済が最も重要である。規模の経済は比較的同質的な財や原材料の流通システムでは、恐らく決定的な要因

であろう。

範囲の経済は、幾つかのブランドを扱ったり、似かよった商品を取り揃えて売ることができると考えれば分かりやすいであろう。こ

うした利益は流通業者がコモン・エージェント（共通代理人）となることから得られる。例えば、スーパーマーケットで売られている多くの種類の商品をすべて供給できる食品製造業者は存在しないのである。従って、スーパーマーケットは多くの食品メーカーのコモン・エージェントである。

第二のコスト要因とは、取引のあらゆる段階で現れる種々のエージェント・コストである。エージェント・コストが流通システムの設計によって大きく左右されるなら、最適な設計とはエージェント・コストを極小化するようなものだと考えられる。流通システムにおけるエージェント・コストの正確な姿と規模を定量的に把握することはできない。しかし、エージェント・コストが流通システムを決定するのに重要な意味を持っている場合には、製造業者や卸売業者は主に小売店での動向を探る極めて多くのスタッフを抱えねばならない。営業要員への投資・雇用の大きさはエージェント・コストの大きさを示す一つの代理変数だと考えられる。流通ネットワークの形成に当たって製造業者がイニシアチブを取ったりするのは、

エージェント・コスト削減のための方策の最も典型的な例である。タイプ の取引の中には重大な例外もみられる。衣料やスポーツ用具などの流通システムは卸売業者によって組織されているのである。密接な関係はあるがこれとは別の要因として製品の差別化があげられる。製品間に余り差がない場合、価格形成機能は競争的な仲間相場など（流通業者間の市場など）に移され、そこでは流通業者の役割は物品の配送と、時には短期の信用供与に限定される。製品が高度に差別化されている場合には、価格形成（もしくは価格の管理）は流通業者の重要な機能であり、強固な垂直的關係が要求される。

表7のA、Bのまとめをみてみよう。Aで垂直方向の關係の強さを規定する2つの要素がまとめられる。共通代理人になることの利益が大きな意味を持つ場合には、垂直の關係を強めると流通業者にとって範囲の經濟と効率が減ぜられることになる。一方、規模の經濟を押し進めると、取引が少数の流通業者に集中する傾向がある。

こうした技術的な要因のためにタイプ および では取引の集中が促されるが、タイプ で

表7 流通システムのタイプを決定する要因

A
→垂直統合，垂直系列化を促進

		共通代理人であることの利益	
		重要	重要でない
↑ 集中を促進	流通の規模	重要	Ⅳ
	の經濟性	重要でない	Ⅰ，Ⅲ

B
←垂直系列化を促進

		エージェント・費用	
		重要	重要でない
↑ 製造企業の流通イニシアチブ	製品	重要	Ⅲ
	差別化	重要でない	Ⅰ

は取引集中が促進される度合いが最も小さい。タイプ 1 では流通の鍵となる役割を独立した大手卸売業者が担っているからである。

エージェンシー・コストを考慮すると垂直的関係が強化されるが、この要因に関しては、流通ネットワークを組織しているのがいかなる主体であるかということは重要ではない。一方、製品の差別化の程度が高い場合には、製造業者が流通面で主導権を握ることが助長されるのは明らかである。したがって、タイプ 2 では一般に製造業者によって組織された系列が見られ、一方タイプ 3 では流通が卸売業者によって組織されることが多い。タイプ 4 ではエージェンシー・コスト、製品の差別化とも限界である。そのため製造業者が流通に投入する資源は比較的小さくて済む。タイプ 5 においては、エージェンシー・コストは限界的だが、製品の差別化は重要である。以上より、流通システムの一般的な特徴について以下のような仮説が立てられる。

タイプ 1 の取引における最も際立った特徴は、価格形成および流通ネットワークの組織において総合商社が決定的な役割を演じていることである。半ば制度化された市場での企業間の取引が一般的であり、鍵となる商品のいくつかでは制度化された卸売市場が存在する場合もある。流通でのエージェンシー・コストの要因は最小であり、大口取引を助長するような技術的要因によって流通市場が支配されている。

タイプ 2 では、商品は高度に差別化されており、ブランド間での非価格競争が極めて重要である。修理や様々なアフター・サービスがマーケティングに極めて重要な要素となっている。製造業者の組織した垂直的なシステムは堅固なものであり、独立した販売業者といったものはほとんど見られない。エージェンシー・コストを考慮すると流通システムの設計は大きな影響を受ける。市場テリトリーの割当ては厳格に行われる。また小売業者の様々なモラル・ハザードに対処するために製造業者が販売方法などのマニュアルを作成し、小売業者を教育することで小売市場を管理することがよく見られる。

タイプ 3 では市場規模は概して小さく、単一の商品だけで独立した小売市場を形成することはない。垂直的な関係は主として、関係のある商品群を広範囲に渡ってカバーしている大手の卸売業者によって組織されている。商品の差別化が見られるケースもあるが、個々の商品の市場規模が小さすぎるため、流通ネットワークに対して製造業者の直接投資が行われるとは限らない。

タイプ 4 とタイプ 5、またタイプ 6 とタイプ 7 の違いというのは、エージェンシー・コストの違いによって生ずる。タイプ 6 とタイプ 7 については、小売業者が消費者の選好に影響を与える場面で裁量権が極めて大きい。薬、衣服、家電などは典型的である。消費者はどのブランドを選ぶべきか小売業者に助言を求めるとが多い。ここにエージェンシー・コストの発生主要因が認められる。タイプ 8 ではマス・メディアに乗った宣伝で消費者の選択が決まってしまう。小売業者には価格設定と品揃えを除いて裁量的サービスを提供する余地はあまりないのである。タイプ 9 の小売業者にとっては、消費者の好みの変化に素早く反応して商品の品揃えを見直し、在庫の適正な規模および多様性を保つことが極めて重要である。そのために大手小売業者が流通ネットワークを組織するのに重要な役割を果たすことになるのである。

- 2 第 節の結果の検討

4つの取引タイプのECMで使った価格指数に関するデータを表8で見ると、4つのタイプの基本的な特徴が非常にはっきり見られる。第1に、タイプ 1 と 2 では卸売段階での価格改訂頻度が一貫して小さいことが際立っている。またタイプ 3 では、最大の相関が得られるラグの平均がより長いことも目立っている。予想されたように、価格改訂はタイプ 4 でより頻繁に行われている。

タイプ 5 では(タイプ 6 でもある程度)CPIとWPIの最大相関係数に対するCPIの改定頻度

表8 価格変化の特徴

CPIvs.WPI	Type A and B	I	II	III	IV
[卸売レベルの分類]	サンプル数	(26)	(76)	(24)	(58)
価格変更頻度	CPI	0.733	0.703	0.778	0.780
	WPI	0.395	0.184	0.150	0.325
ハーフィンダール指数 ⁽¹⁾ (対数変換)	H.I.	6.47	6.17	7.39	6.69
単相関係数の 最大値平均	(CF)	0.215	0.221	0.258	0.251
ラグの絶対値平均	(LAG)	6.65	6.80	5.38	5.79
[小売レベルの分類]	サンプル数	-	(106)	(30)	(60)
価格変更頻度	CPI	-	0.669	0.785	0.732
	WPI	-	0.217	0.156	0.304
ハーフィンダール指数 ⁽¹⁾ (対数変換)	H.I.	-	6.20	7.20	6.82
単相関係数の 最大値平均	CF	-	0.229	0.226	0.254
ラグの絶対値平均	LAG	-	6.41	5.07	5.78
CPIvs.WPI	Type C	I	II	III	IV
[卸売レベルの分類]	サンプル数	(79)	(25)	(7)	(24)
	WPI	0.574	0.453	0.646	0.531
	MPI	0.872	0.635	0.948	0.565
	H.I.	6.98	5.68	7.12	6.68
	C.F.	0.376	0.223	0.320	0.257
	LAG	4.50	5.84	3.57	4.79
(CPIvs.WPI)	CPI/CF	0.240	0.032	-0.536	-0.109
[卸売レベルの分類]	WPI/CF	0.185	0.109	0.013	0.054
	CPI/WPI	0.486	0.174	-0.176	0.311
[小売レベルの分類]	CPI/CF	-	-0.026	-0.374	-0.229
	WPI/CF	-	-0.013	0.235	0.012
	CPI/WPI	-	0.277	-0.050	0.360
(WPIvs.MPI)	WPI/CF	0.565	0.092	0.803	0.058
[卸売レベルの分類]	MPI/CF	0.150	0.193	-0.247	0.472
	MPI/CPI	0.209	0.227	-0.105	0.403

ノート：CPI/CF, WPI/CF, MPI/CFはそれぞれの価格系列の価格変化の頻度と単相関係数の最大値の間の相関を示す。

CPI/WPI, MPI/CPIは、価格変化については前者の価格系列を、単相関係数は後者の価格系列からとられていることを示す。

(1)出所：ハーフィンダール指数 公正取引委員会, 1985年

は負の相関を示している。すなわちこれらのタイプの取引では、WPIとCPIは散発的にしかし体系的に改定され、そのためにCPIが非同時的に頻繁に変動するのと負の相関が観察されるの

である。
タイプ では相関はより高く、CPIはもっとも頻繁に改定される。WPIとMPIの組では、WPIの改定頻度と相関係数の間に一様に正の相

関が見られた。

しかしタイプAではCPIとWPI、WPIとCPIの組共に、価格改訂頻度と相関係数の間に明確な相関は認められない。

これらの結果を総合すると、垂直方向の繋がりが強い取引関係では、WPI、CPIの両段階において価格の改定はまれではあるが体系的に行われているようである。この事は、価格の改訂が垂直方向で、恐らくは製造業者によって調整されているということを強く示唆している。一方、タイプBでは垂直的關係を通じて価格改訂のタイミングが調整されている様子は見られなかった。

取引タイプ別のECMの結果が表9にあるが、これをみると、タイプAのモデルではWPIに対するCPIの長期の弾力性は、タイプAで最も小さく、続いてタイプB、Cの順であった。これはタイプAの特徴を規定した考察と一致する。すなわち、製造業者と小売業者は小規模であり、流通システムは大手の卸売業者によって組織されている。タイプBでは、上流での価格変化が長期的に小売価格に与える影響は最も小さく、小規模店が主体の小売部門では小売価格が上流の出来事にほとんど反応しないという考察結果に合致する。また、タイプCでは誤差の判定テストを通ったものの割合が最も低かった。すなわち、タイプAの個々の価格指数シリーズはECMでは適切なモデル化ができないということである。また、ECMの形式に十分合致するものでも、卸売価格に対する小売価格の長期の反応は小さいのである。

このことはまた、タイプAの取引では平均の小売マージンが最も高いこととも整合的である。その一方で、タイプBの調整速度(0.13~0.15)はタイプC(0.03~0.05)タイプA(0.1~0.11)よりも早い。調整速度に関しては、小売価格の硬直性は産業の集中度と垂直關係の強さとに最も密接な関わりがあるのである。産業の集中度(ハーフィンダール指数の対数をとって計った)をみると、集中度が高いほど価格が硬直的である。タイプAの取引が典型

的な系列取引であることも注意せねばならない。こうした場合には、小売および卸売価格の設定に関しては製造業者が非常に強い権限を握っており、定価の変更はしばしば製造業者によって提起され、決定されるのである。

タイプC(MPIに対するWPI)の回帰でも、長期の弾力性についてはタイプAの取引が最も小さく、続いてタイプB、C、という同様の結果が得られた。

調整速度に関してはまったくその逆で、タイプBが最も大きく、続いてタイプA、Cであった。そして産業の集中度が最も高いところで価格の硬直性は最大(タイプAは最小)であった。

すなわち、価格の硬直性は第1に垂直關係の強さに関係しており、WPIに対するCPIの長期の反応は基本的に小売市場の特徴と小売業者の費用構造によって決定される。2つのテストを通った回帰式の割合はタイプBが一番低く、多くの場合、卸売物価と輸入物価には共通のトレンドが認められないのである。

これらの結果を総合すると、2つの一般的な結論が導かれる。タイプA(系列取引)では、価格が管理されている様子が強く認められる。CPIはWPIの変化に対して、またWPIもMPIの変化に対して敏速に反応しない。恐らく長期的には、年に1回か2回という頻度で、垂直方向に組織されたシステムにより定価が改訂され、WPIとCPIの長期的な整合性が保たれるのである。

タイプBでは、最も典型的には、製造業者は規模が小さく、小売価格の決定にほとんど力を持たない。そのため小売価格は上流の状況変化に敏速に反応するが、しかしながら長期的な反応はより小さいのである。

ECMの結果からみるとタイプAの多くの業種で、CPI、WPI、MPIにははっきりとした共通の価格トレンドは認められず、上流の状況の変化は長期においてすら小売価格には余り反映されていないようである。

表9 エラーコレクションモデルの含意:卸売レベル

エラーコレクションモデル	流通システムのタイプ	I			
		I	II	III	IV
A (CPI) on (WPI)	$\delta 1$	0.441(0.82)	0.644(0.972)	1.083(1.005)	0.719(1.053)
	$\varepsilon 1$	0.124(0.157)	0.130(0.253)	0.037(0.117)	0.113(0.189)
	$\varepsilon 2$	0.337(0.303)	0.621(1.313)	0.284(0.191)	0.443(0.545)
	H.L.	6.471(1.22)	6.169(1.158)	7.329(0.438)	6.692(1.241)
	C.F.	0.215(0.275)	0.221(0.217)	0.278(0.163)	0.241(0.270)
	LAG	6.650(3.96)	6.802(4.12)	4.962(4.543)	6.000(4.443)
	Glejser				
	テスト	96.0%	86.8%	96.2%	97.9%
	ディッキーフラー				
	テスト	75.0%	56.0%	98.1%	77.7%
	コインテグレーション				
	テスト	84.6%	49.8%	84.6%	53.6%
	全体	65.4%	22.4%	80.7%	35.7%
	B (CPI) on (WPI)	$\delta 1$	1.070(1.894)	0.395(1.352)	0.827(0.672)
$\varepsilon 1$		0.152(0.193)	0.092(0.200)	0.086(0.082)	0.202(0.226)
$\varepsilon 2$		0.830(0.633)	0.156(0.964)	0.585(0.379)	0.496(0.549)
Glejser					
テスト		92.3%	92.1%	92.3%	98.2%
ディッキーフラー					
テスト		94.3%	73.0%	100%	89.3%
コインテグレーション					
テスト		69.2%	57.9%	84.6%	48.2%
全体		33.6%	40.8%	84.6%	39.3%
サンプル系列数		26	76	26	56
C (WPI) on (MPI)	$\delta 1$	0.476(0.821)	0.433(0.796)	0.997(1.760)	0.799(0.386)
	$\varepsilon 1$	0.075(0.193)	0.110(0.113)	0.021(0.080)	0.029(0.064)
	$\varepsilon 2$	0.171(0.260)	0.510(1.0538)	0.073(0.158)	0.107(0.190)
	H.L.	6.983(0.700)	5.674(1.06)	6.920(0.324)	7.114(0.621)
	C.F.	0.376(0.174)	0.223(0.268)	0.341(0.109)	0.192(0.342)
	LAG	4.420(3.67)	5.841(4.74)	3.313(2.300)	5.800(4.507)
	Glejser				
	テスト	93.7%	84.0%	81.3%	80.0%
	ディッキーフラー				
	テスト	94.7%	88.0%	100%	96.7%
	コインテグレーション				
	テスト	44.3%	32.0%	62.5%	40.0%
	全体	38.0%	24.0%	62.5%	40.4%
	サンプル系列数		79	25	16

ノート:記号は表5に同じ

表10 エラーコレクションモデルの含意:小売レベル

エラーコレクションモデル	流通システムのタイプ	Ⅱ	Ⅲ	Ⅳ
A (CPI) on (WPI)	$\delta 1$	0.651(0.911)	1.024(1.027)	0.718(1.015)
	$\varepsilon 1$	0.149(0.249)	0.052(0.141)	0.106(0.185)
	$\varepsilon 2$	0.564(1.14)	0.301(0.230)	0.437(0.525)
	H.I.	6.356(1.15)	7.200(0.657)	6.812(1.29)
	C.F.	0.229(0.231)	0.266(0.282)	0.254(0.269)
	LAG	6.406(4.07)	5.071(4.66)	5.766(4.31)
	Glejser			
	テスト	89.6%	96.7%	99.3%
	ディッキーフラー			
	テスト	65.1%	93.3%	76.6%
B (WPI) on (CPI)	コインテグレーション			
	テスト	51.0%	83.3%	56.7%
	全体	29.2%	73.3%	38.3%
	$\delta 1$	0.644(1.48)	0.706(0.703)	0.894(1.22)
	$\varepsilon 1$	0.113(0.198)	0.088(0.080)	0.194(0.223)
	$\varepsilon 2$	0.347(1.711)	0.539(0.388)	0.505(0.543)
	Glejser			
	テスト	94.3%	90.0%	98.3%
	ディッキーフラー			
	テスト	73.6%	100.00%	90.0%
サンプル系列数	コインテグレーション			
	テスト	60.3%	86.7%	56.7%
	全体	42.5%	86.7%	48.3%
		106	30	60

ノート：記号は表5と同じ

・価格慣性・硬直性に対する含意

価格慣性や硬直性に関する理論・実証面での研究はマクロ経済学の核心的な部分であり、本稿でその全貌を展望するのは到底不可能である。むしろ、ここでは、前節までのミクロ実証分析の含意に関わる点に限って最小限の整理を行い、本稿の実証分析をマクロ的な側面から整理しなおしてみる。

- 1 メニューコストとサーチモデル

マクロ経済学では、集計化された数量と価格

水準の相互関連に中心的な興味があるから、物価水準の変化は主に、そのマネタリーな側面と、実物面への影響そして物価上昇率の持つ異時点間の相対価格への影響から論じられてきた。しかしながら、物価の集計的な側面と、諸物価の間の相対価格の時系列的特徴の間に密接な関連があることが次第に明らかになるに従い、価格形成のモデルは明示的な価格設定者の最適化行動としてモデル化され、それに基づく研究が盛んになった。

相対価格と物価水準の変化の間で最も重要で

頑健だと考えられる定型的な事実は、物価上昇率と、諸物価の間の相対価格の広がり (dispersion) の間に見られる強い正の相関である。すなわち、物価上昇率が高いほど、相対価格のぶれが大きくなる。日本においても、物価水準としての指数をとるかに拘わらず、この事実は極めて頑健である [例えば有賀他 (1992) を参照]。^(注7)

このような相対価格の dispersion とインフレ率の相関を軸に、マクロレベルでの価格硬直性や価格慣性が起こりうる理論的可能性を考えてみると、次の3つの主要モデルにまとめることができた。

第一は、情報の不完全性に基づくもので、その基本的なアイデアは、次のような情報ラグのモデルとして、簡単に定式化できる。^(注8) 価格設定者は、一般物価水準 P 及び、上流物価あるいはユニットコスト q について、完全な情報を得る前に価格決定をする必要があるとしよう。価格設定者の目標は、

$$p^* = \alpha P + \beta q$$

で示される p^* にできる限り近い水準に p を定めることにあつてしよう。しかし、 P 及び q は、その時点で観察不可能なので、

$$E(\alpha P + \beta q | \Omega)$$

とする。但し、 E はこの主体の持つ情報集合の上での期待オペレータである。 p は、定義上、 Ω に含まれないような予期せざる P や q の変化を折り込むことができないので、 Ω に直交するような誤差 ε を使うと

$$\alpha P + \beta q = E(\alpha P + \beta q | \Omega) + \varepsilon$$

であり、

$$P = p^* + \varepsilon$$

が成り立つ。このこそが、相対価格の dispersion である。この考え方によれば、予期せぬ物価水準の変化が大きいほど、この dispersion も大きくなる。従って、相対価格の dispersion は情報の不完全性を規定する他の要因に変化がない限り、金融政策など価格水準を決定する変数に対する不確実性と強く相関することが予測される。

第二の考え方も、やはり情報の不完全性に依拠するが、買い手のサーチ行動を考慮に入れる点に特徴がある。^(注9) サーチモデルの考え方によれば、ある財の価格の広がり (分布) を規定する要因は、買い手のサーチ行動を規定するサーチに要する費用と、便益から決定される。このような市場で、価格変更のメニューコストを導入すると、次のような均衡が導かれる。まず第一に、各価格設定者は、 (S, s) ルールといわれる価格変更のルールを選ぶ。つまり、相対価格が s にまで下落した時点で直ちに名目価格を相対価格が S になるまで引き上げる。

このような (S, s) ルールのパラメーター (S, s) は、インフレーション率の関数であり、特に

$$\sigma = \frac{s}{S}$$

とすれば、 $\frac{S-s}{s} = \frac{1-\sigma}{\sigma}$ は dispersion の指標

である。この σ は、インフレ率が高いほど小さく、従って dispersion は大きくなる。その直観的な理由は、インフレ率が高いほど、名目価格

(注7) この分析では、Ball, Mankiw and Romer (1988) における国際比較、個別財データを用いた Lach and Tsiddon (1992) の分析などが重要な研究である。また日本の集計データを用いた研究として地主 (1990) がある。

(注8) このアプローチの先駆的論文は、Lucas (1972, 1973) である。

(注9) 以下の説明は Benabou (1988) に基づく。

を一定に置く間に実質価格が低下する速度が早く、従って、価格設定者にとって、望ましい相対価格からの乖離の幅や期間が短くなる。つまり、インフレ率が高いほど、価格設定者にとっての、価格不変更の機会費用が小さく、price dispersionを大きくするといえる。

第3の考え方は、価格変更の持つ情報的側面に注目するもので、次のような二つの側面が考えられる。まず第一に、価格上昇は、顧客のサーチ行動を誘発し、顧客を失う。とくに価格上昇が顧客の予測するインフレ率に比べて大きい場合は、サーチ行動を誘発する比率も大きくなり、価格設定者にとっての費用（損失）も比例的に大きくなると考えられる。^(注10)このような価格変更の費用（損失）は明らかに、価格上昇にのみ適用されるのでその費用は非対称である。

他方、価格の引き下げは、限られた市場においては、品質の低下のシグナルと考えられ、顧客を失うかもしれない。

上の考え方によれば、価格分布の広がりやインフレ率の相関は、価格変化の費用に関して価格上昇と引き下げの間に非対称性があり、価格引き上げに対する比例的費用（損失）が引き下げに比べて十分大きい場合に観察される。

- 2 流通システム内の価格形成と価格変更

前節で要約した名目価格の硬直性に関する諸理論は、要するに

- (1) 情報ラグ
- (2) 価格変更の大小にかかわらず発生するメニューコスト
- (3) 価格変更に比例的に発生するコスト

の三つに分けて考えられる。このような費用が存在する場合、価格変更のタイミングとその大きさについて、どのような特徴が考えられるだ

ろうか。次のような模型に従い考えてみよう。

上流から価格 q で製品あるいは原材料を購入し、加工あるいは流通サービスを付加して、価格 p で販売する企業を考える。議論を簡単にするために以下では $\{q_t\}$ は定常時系列で、ARMA (m, n) 過程に従うとする。この企業は、販売する財について、

$$Q = D(p; z)$$

なる需要関数に直面している。（ただし、 z は価格以外に需要に影響を与える変数ベクトルである。）

この企業の各期の粗利潤は

$$\pi(p) = (p - q)D(p; z), \quad \frac{\partial \pi}{\partial p} < 0$$

であらわされるから、利潤極大化条件は

$$p \left(1 - \frac{1}{\eta} \right) = q,$$

$$\eta = - p \cdot \frac{\frac{\partial D(p)}{\partial p}}{D(p)} > 0$$

である。これは $R = \left(1 - \frac{1}{\eta} \right)^{-1}$ と置くと、

$$p^* = Rq, \quad R \geq 1$$

と (p) を最大化する p^* を決定する。ここで、 (p) を $p = p^*$ の近傍で近似すると、

$$\pi(p) \approx \pi(p^*) - L_0(d),$$

(注10) このような立場に立つものとして、Phelps and Winter (1970) の先駆的論文や、Rotemberg (1982, 1983), Delgado (1991) があげられる。

表11 価格変化費用と価格変化の特徴

	メニューコスト	線型費用	凸関数
Freq. (Dp≠0) vs. Size (DP)	負相関	無相関	無相関
Prob (Dp≠0 Dp-1=0)	>Prob (Dp≠0 Dp-1≠0)	<Prob (Dp≠0 Dp-1≠0)	<Prob (Dp≠0 Dp-1≠0)
sign (Dp) vs. sign (Dp-1)	無相関	正相関	正相関
size (Dp)	>size (Dq)	≒size (Dq)	<size (Dq)
Freq. (Dp≠0)	<<Freq. (Dq≠0)	≒Freq. (Dq≠0)	>>Freq. (Dq≠0)

Freq. () = 平均頻度
 Prob. () = 確率
 size. () = 平均値
 sign. () = 符号
 Dp : 下流価格の変化
 Dq : 上流価格の変化

$$d = p - p^*, L_0(0) = 0, L_0(d) > 0, L_0'' > 0$$

$$q^s = E(q_t | \Omega_{t-s})$$

を得る。L₀は、pがp*から乖離することによる損失であり、これは、L₀(p)が凹関数であるから、L₀(0)付近でdに関して凸な関数である。

さて、ここで企業は情報の遅れsと、価格変更のコストL₁(p), L₂(p)に直面しているとする。但し、L₁(p)は価格上昇に線型の費用で、L₁(0)はp>0におけるメニューコストをあらわす。また、L₂(p)は、価格引き下げに伴う線型の費用で、L₂(0)は、価格引き下げのメニューコストをあらわすとする。

このとき、企業の直面する最大化問題は、

$$V(p_{-1}, q^s) = \text{Max. } E [-L_0(d) - L_1(\Delta p) - L_2(\nabla p) + pV(p, q^s)],$$

$$d = p - Rq^s$$

$$\Delta p = \text{Max. } (p - p_{-1}, 0)$$

$$\nabla p = \text{max. } (-(p - p_{-1}), 0)$$

を満たす。さて、このような最大化問題の解として、現実に観察される(p, q)の組を考えた場合、^(注11)上に記したような価格変更の費用の存在は、(p, q)の時系列的特徴について、どのような予測をするであろうか？

-2-1 メニューコスト

価格変更をする度に、その大きさに依存せず費用が発生する場合に、観察されるpについては非常に明確ないくつかの特徴が検出されるはずである。

まず、第一に、メニューコストのみが価格変更の費用である場合には、微小な価格の変化は観察されない。前節でも明らかにしたように、メニューコストのモデルでは、もしもqの期待される変化がゼロの場合は、価格変更がなされる場合は常に、

$$\Delta p = p^* - p_{-1}$$

(注11) Ariga and Ohkusa (1992) では、このような動学モデルをⅢで述べたデータを使って推計している。

となるから、 p の下限は、ゼロから有意に異なるはずである。また、価格変更がなされた場合、もしも q の期待される変化がゼロである場合、 $p = p^*$ すなわち $d = 0$ になるので、価格変更を一度行くと、 q の水準がそれ以降大きく変化するまで、価格変更は行われぬ。つまり、価格変化の確率を時系列的に見ると、負の相関が観察されるはずである。また、一度価格変化がおこった場合に、価格はフルに p^* の水準まで調整されるため、前回の価格変化の方向と、次の価格変化の方向には相関が観察されないはずである。

さらに、 (p, q) の時系列的特徴を比較すると、次のような特徴が予測されるはずである。まず第一に、 q の価格変化の大きさ（絶対値）と p の価格変化の大きさ（相対値）を比較すると、有意に p の方が大きいと考えられる。なぜなら、

$$p^* = Rq$$

の関係から、 p の無条件分布は、 p^* の周りに位置しているはずであり、従って、長期平均では、 q の変化率の集積は、 p の変化率の集積とほぼ同じでなければならない。一方、 p は実際には、スボラディックにしか変化しないので、 p の価格変化の幅が大きくなる必要がある。全く同じ理由で、 p の価格変更の頻度は、 q の価格変更の頻度より有意に小さいと期待される。

-2-2 線型の価格変更費用

次に価格変化の費用が価格変化の幅に比例的なケースを考えてみよう。この場合、メニューコストのように p の微小な価格変化が先見的に排除されるわけではない。線型な価格変更の特徴の第一は、価格変更がなされても、 $d = 0$ となる点までは価格変更がなされないという点である。というのは、 $L_0(d)$ 関数の特徴から

$$L_0'(0) = 0$$

であるから、 $d = 0$ 付近で、限界的に p を p^* に近づけることによって得られる、限界便益はゼロに近い。他方、 p を限界的に動かすことの費用は、線型関数の場合、有意に正で一定であるから、一般には d がゼロでないところに p は決まる。このことを持つ第一の意味は、価格変化の方向に関して正の相関が予測される点である。話を簡単にするために、これまでどおり、 q は将来変化しないと期待されているとしよう。今、予測せぬ q の上昇により、 p まで調整するとしよう。 p の上方修正は上に述べた理由から 100% ではなく、 $d = d_0 > 0$ である。この場合、 q の起こりうる変化の方向が正負に関して、対称的である場合、次の p の変化の方向に関して非対称な確率分布が得られる。なぜなら、 $d > 0$ の状態から p の下落を促すためには、 q の下落の幅は非常に大きくなければならない。他方、 $d > 0$ の状態から q の上昇がおこると、それがどれ程微少であっても、 p は上昇する。なぜなら、前回 p を \bar{p} にまで上昇させ、 $d = d_0$ の位置においたことから、 $d = d_0$ において、限界的な価格変化はその便益と費用が調度キャンセルしている。ここで d が d_0 から増えると、 $L''(d) > 0$ であるから、限界便益はいまや費用を上回り、価格の変更が行われる。要するに、前回の価格変化と今回の価格変化は同じ方向である確率が逆の場合より大きいはずである。

上の理由から、過去の価格変化の確率と今期の価格変化の確率には正の相関が見られる。なぜなら、前期価格変更が行われた場合、 q の前回と同方向への変化は必ず p の同方向への変化を引き起こす。 q の変化の幅が十分に小さい場合は、 d の値の時系列相関は極めて強いはずである。この場合過去価格変化が起きなかったことは d が限界値 d_0 より小さいことを意味している。従って、過去の価格変化は、過去価格変化がなかった場合に比べて、今期の価格変化の確率を高くすることになる。

それでは、 (p, q) の組でみた場合は、どのような特徴が予測されるであろうか?既に述べ

たように、前回価格変化があった場合は、 d_0 のクリティカルな値に位置していたはずである。そこからの同方向の q の変化 q を考えてみると、 p の変化は

$$\Delta q = \Delta d$$

であり、

$$\Delta d = R \Delta q$$

であるから、

$$\frac{\Delta q}{q} = \frac{\Delta d}{d} = \frac{\Delta p}{p}$$

となり、 q の分布は、 d 付近ではほぼ保存されて、 p の分布となってあわられる。もちろん d が小さいとき q の変化は p の変化を促さないが、 d_0 の幅に対応して q の変化の確率が充分小さいならば、 $d < d_0$ である場合に、truncateされる q の変化の頻度分布は、実際に観察される p の頻度分布に有意な影響を与えないと考えてもよいであろう。少なくとも、メニュー・コストの場合に比べると、 q の平均的大きさに比べた p の平均的大きさは、その差はるかに小さいと考えられる。

このことから、価格変更の頻度においても、メニュー・コストの場合に比べて、 p の変化頻度は、 q の変化頻度に比べてそう小さくないと考えられる。ただし、 $d < d_0$ の範囲内での q の変化は、 p の変化を従わないので、 p の変化頻度は q の変化頻度より小さいと考えられる。

-2-3 情報ラグ

情報ラグのある場合の最も重要な点は、価格変更が $E(q_{t-s} | \dots)$ に基づいてなされるため、 p と実際の q の変化の方向は必ずしも一致しない点である。しかし、たとえ、情報ラグがない場合でも、需要関数 $D(p; z)$ が z の変化によりシフトしたり、 q 以外の費用(この模型では無視している)があり、それが変化した場合に、 p と q の変化の方向は必ずしも一致しない。しかしながら、もしも p と q の相関よりも $E(q_{t-s} | \dots)$ と p の相関が有意に大きい場合は、情報ラグの存在を示唆する証拠と考えることができよう。

- 3 価格変化のデータから得られる事実

前節にまとめた、価格硬直性に関わる仮説の持つ含意は、表11のようにまとめることが出来る。そこで第 節の分析結果を、表11の予測と対応して検証してみよう。

まず、表12は価格変化の頻度と大きさの平均値をそれぞれ系列毎にとり、系列間での相関係数を求めたものである。ここでは緩やかではあるがCPIについては負の相関が観察され、価格変更頻度が小さい系列ほど、価格変化が大きいことがみてとれる。これは、メニューコストのモデルの予測と斉合的である。何故なら、もしも諸価格の間で、硬直性の程度の違いが、主にメニューコストの大小によるものであれば、価格変更の頻度が小さい系列ほど、メニューコストが高く、従って、価格変更の幅が大きいことが予測され、逆の場合は逆で、全体としてみると両者の間に負の相関が予測されるからである。

しかし上の結果は、CPIでのメニューコスト

表12 価格変更の頻度と大きさ

	WPI	CPI	MPI
Freq. ($D_p > 0$) vs. $E(D_p D_p > 0)$	0.116*	-0.221	0.537
Freq. ($D_p < 0$) vs. $-E(D_p D_p < 0)$	0.204	-0.118	0.202

* 単純相関対数

表13 価格変化の条件付確率

	CPI vs. WPI	WPI vs. MPI	CPI vs. MPI
Prob. ($DP_t > 0 DP_{t-1} > 0$)	0.775	0.762	0.600
Prob. ($DP_t < 0 DP_{t-1} < 0$)	0.567	0.771	0.583
Prob. ($DP_t > 0 Dq_t > 0$)	0.801	0.756	0.604
Prob. ($DP_t < 0 Dq_t < 0$)	0.602	0.755	0.578
Prob. ($DP_t > 0 DP_{t-1} > 0, Dq_t > 0$)	0.875	0.873	0.676
Prob. ($DP_t > 0 DP_{t-1} > 0, Dq_t < 0$)	0.531	0.526	0.518
Prob. ($DP_t < 0 DP_{t-1} < 0, Dq_t < 0$)	0.698	0.853	0.663
Prob. ($DP_t < 0 DP_{t-1} < 0, Dq_t > 0$)	0.392	0.515	0.483

*本文中で利用した383系列の(p,q)の値について、各期においてDP及びDqが共にゼロでないデータをサンプルとして採用した

表14 価格変化の連

	CPI vs. WPI	WPI vs. MPI	CPI vs. MPI
Prob. ($DP_t \neq 0 DP_{t-1} \neq 0$)	0.828 (N=11687)	0.803 (N=5671)	0.892 (N=672)
Prob. ($DP_t \neq 0 DP_{t-1} = 0$)	0.370 (N=5456)	0.249 (N=1952)	0.330 (N=106)

の重要性を支持する強い証拠ではない。逆にMPIにみられる二者の強い正の相関からみると、輸入物価の場合、メニューコストの大小が価格の硬直性を説明する可能性が小さいことを示す証拠と考えることは出来るだろう。

次に、表13は、各指数で、前月から価格が変化してきたものに限ってサンプルをとり、上流価格の変化の方向及び前月の価格変化の方向による条件付きの価格変化確率を求めたものである。いずれの場合もわずかな例外を除けば、今月上流価格の変化及び前月の下流価格変化の方向は有意に今月の下流価格変化の方向を予測していることがわかる。前月の価格変化の方向が有意に今月の価格変化の方向を予測することは、メニューコストモデルの含意を否定し、線型な価格変更の費用のモデルと斉合的な結果である。

同様の結論は表14の結果からも導かれる。表

14は、変化の方向の如何にかかわらず、前月の価格変化が今月の価格変化を有意に予測するかを調べたもので、これは、明らかに、前月の価格変化が起こること、今月も価格変化が起こり易いことを示している。メニューコストモデルはむしろ、ひとたび価格調整がなされると、当分の間、価格は変更されない確率が高いことを予測するから、結果とは矛盾する。他方、この結果は、前節の議論でも明らかなように線型な価格変更の費用と斉合的である。

表15は価格変更の頻度が上・下流で優位に異なるかを調べたものである。採用された系列全体でみる限り、上・下流間での差異は有意ではない。むしろ、単純平場でみる限り上流よりも下流の平均価格変更の頻度はわずかに大きく、これも、メニューコストのモデルとは矛盾する結果である。

表15 価格系列毎の価格変化の頻度

	'p'系列	'q'系列
上昇	0.310* (0.184)	0.246 (0.181)
下降	0.331 (0.200)	0.298 (0.240)
不変	0.389 (0.311)	0.455 (0.394)

* 383系列の平均

**標準偏差

表16 価格系列毎の価格変化の大きさ

	上昇	下降
DPの平均	0.0198 (0.0332)	-0.0182 (0.0402)
Dqの平均	0.0358 (0.0296)	-0.0395 (0.0439)
上記2変数の相関係数	0.243	0.122
$E(DP >> E(Dq))$	7/382*	
$E(DP << E(Dq))$	21/382*	

* $E(|dg|)$ の標準偏差の2倍以上異なるもの

表16は、同様の計測を価格変化の幅に対して行ったものである。ここでも単純平均をみる限り、上流より下流の平均価格変化の幅は小さく、メニューコストモデルとは矛盾し、線型あるいは凸な価格費用関数のモデルとは斉合的である。

以上の結果は全体として、メニューコストモデルのように価格変更の幅に依存せず発生するような費用に対して、概して否定的であり、むしろ価格変化の幅に依存して、費用が発生しているのではないかと推測できる。

次に、情報ラグの含意と妥当性を検証してみよう。ここでは、次のような手段で、情報ラグの推定を行った。

上流価格系列qのそれぞれについて、まず対数差分をとり変化率のARMAモデルを推定す

る。いくつかのサンプルのq系列について推定を行ったところ、ARMA(2, 1)の結果が全体として最も良好であったので、以下では383系列について、それぞれARMA(2, 1)のモデルを最大推定法により推定した。収束値の得られた273系列について、それぞれ次のような手順で、情報ラグsのもとでのqの期待値を求めた。

$$\Delta q_t = \hat{\alpha}_1 \Delta q_{t-1} + \hat{\alpha}_2 \Delta q_{t-2} + \hat{\varepsilon}_t + \beta_1 \varepsilon_{t-1}$$

$${}^1 \Delta q_t = \hat{\alpha}_1 \Delta q_{t-1} + \hat{\alpha}_2 \Delta q_{t-2} + \beta_1 \varepsilon_{t-1}$$

$${}^2 \Delta q_t = \hat{\alpha}_1 {}^1 \Delta q_{t-1} + \hat{\alpha}_2 \Delta q_{t-2}$$

⋮

$${}^6 \Delta q_t = \hat{\alpha}_1 {}^5 \Delta q_{t-1} + \hat{\alpha}_2 {}^4 \Delta q_{t-2}$$

このようにして求めた^s q_tを右側変数として

$$\Delta p_t = c + \gamma_s \Delta q_t$$

を推定した。得られたS = 0, 1, ... 6の結果について、 $\hat{\gamma}_s$ の推定値が正のものに限り、その中で最もR²の高いsを求めた。結果は表17に示されている。

これらからも明らかのように、上流がCPI、下流がMPIの場合に、推定された情報ラグが大きくなるという傾向がかなり強く見られる。MPIの場合、為替レートの変化や、輸送にかかる日数が長いことを考えると、情報ラグの果たす役割が重要であることは容易に創造ができる。

他方、情報ラグが大きくなった場合、qの変化に対する予測力がどの程度落ちるかは、qのARMA構造と、誤差の大きさにより、非常に結論が異なりうる。表17の右端には、これを例示するために、第1列では、非常に安定的な、つまりARMAの係数が単位根に近いものを含む場合を、第2列は、係数が小さく、比較的短期に、過去のqの予測力が落ちる場合をとった。後者の場合、わずか1, 2ヶ月の情報の遅れでもqの予測能力は極めて急激に劣化する。

表17 情報ラグの推定

	全 体	CPIvs.WPI	WPIvs.MPI	CPIvs.MPI	シミュレーション	
s=0*	135(.496)	82(.497)	50(.617)	3(.115)	1.00	1.00
s=1	70(.257)	50(.303)	12(.148)	8(.308)	.94	.73
s=2	39(.143)	20(.121)	11(.148)	8(.308)	.86	.55
s=3	11(.040)	6(.036)	4(.049)	1(.038)	.82	.54
s=4	8(.029)	2(.012)	4(.049)	2(.077)	.79	.53
s=5	5(.018)	3(.018)	0(--)	2(.077)	.76	.52
s=6	4(.015)	2(.012)	0(--)	2(.077)	.74	.51
Total	273	166	81	26		

* 目次単位での情報ラグ

シミュレーション：数字はdqのサインと^sdqのサインが一致する平均確率を5000期のシミュレーションによって求めたもの

第一列の結果は、

$$dq = -.92*dq(-1) + .07*dq(-2) + e + .007*e(-1)$$

の式に基づき、第2列の結果は、

$$dq = -.38*dq(-1) + .42*dq(-2) + e - .18*e(-1)$$

に基づき、計算されている

とくに為替レート変動を含む輸入価格の場合、為替レートの予測が極めて困難であるから、輸入価格と国内価格の斉合性は、わずかな情報ラグでも損なわれてしまうことになる。

- 4 価格硬直性に関するまとめ

第 節のECMモデルの推定結果と、本節の分析の結果を総合すると、次のような観測ができる。

まず第一に、個別価格の硬直性は、マクロ的に見ると、大きな相対価格体形の歪みを生じさせている可能性が極めて高く、しかも、その社会的費用は、価格設定者自身の私的費用よりも遥かに大きい可能性がある。(注12)それには2つの理由が考えられる。まず第一に、ある(財仮にこれをAと呼ぶ)の価格設定者が価格を変更しないことによって受ける損失は、本節の最初に示したような損失関数 $L_0(d)$ に対応するもの

で、これはあくまで、利潤極大化からの乖離がもたらす生産者の損失を反映するに過ぎず、消費者の厚生ロスは無視される。しかも影響はこのA財だけにとどまらない。A財と密接な代替関係にあるB財や、補完関係にあるC財の生産と消費は、価格体形の歪みによって、損失を受けるのである。価格硬直性のもたらすこのような歪みは、巨視的に見ても無視できない性質のものである。価格硬直性の社会的費用は、価格の持つ情報機能における投資としても発生する。当該価格設定者以外は、設定者本人が持っている情報を共有しているとは限らず、また、価格決定の基礎にある情報が何であるかに関しても、多くの場合不確実であると考えられるから、上流価格のシグナルが下流価格に反映されないことで、上流価格の持っていた情報が失われる。

このように、相対価格体形の歪みが価格硬直性によって発生しており、もしもそれが - 1

(注12) Ball, Mankiw and Romer (前掲) を参照。

における仮説のように、物価水準の変化率と強い相関をもって変化するならば、マクロ経済政策の持つ厚生経済学的な意味は、新古典派的なモデルから得られる結論とは大きく異なることになる。

第二に、本節の分析は価格硬直性の背後には、価格変化の幅に比例的な費用が存在することを示唆するものであったが、もしもこの結論が正しいのだとすると、マクロ経済学の基本モデルともいえるフィリップス曲線は、全く異なったミクロ的モデルを背後に持つものと考えねばならない。フィリップス曲線のX軸におかれる需給ギャップや失業率などの変数は、需給の不均衡を示すのではなく、むしろ、価格設定の主体的不均衡を示すに過ぎない。しかも、このようなミクロ的な構造を背景に持つフィリップス曲線は、様々の要因の変化によってシフトする。まず第一に、ミクロレベルでの価格硬直性は、上流価格の不確実性が大きい程、高くなるから生産量とインフレ率の相関は、価格特に輸入材や原料価格などの乱高下が激しいときには、その傾きが大きくなる。インフレ率とこのような価格の不確実性の間には強い相関がある

から、結果的には、インフレ率が高い時期には、フィリップス曲線の傾きは大きくなり、低いときには緩やかになるという傾向が観察される。これは既にルーカスなどの先駆的な研究で実証的に明らかにされたことであるが、その意味は大きく異なる。巨視的なフィリップス曲線は、また、主要なショックの発生源により大きくその位置が異なりうる。

賃金率の変化や需要の変化によるショックは、主に最終製品の価格にまず影響を与えるが、このような場合、上流での価格変化の費用が比較的小さいとすると、ミクロ的な価格硬直性の影響は巨視的には比較的小さいかもしれない。他方、上流での価格ショックが下流に及ぶ場合、流通システムのパイプラインの中で、情報ラグや価格変化の費用のために、巨視的にみれば価格慣性が非常に大きく作用する可能性が高いと考えられる。

このような観点からすると、ミクロレベルでの価格硬直性の研究は、より精微なショックの構造の固定に基づく分析に向かわねばならないと考えられるのである。

・ 結論

本稿では、個別財価格指数のデータを使って、日本の流通システム内の価格形成機能を分析した。分析の結果は、過去の多くの研究が集計的価格指数を使って得た結論といくつかの点で大きく異なるものであった。これらを改めて整理して本稿の結びとしたい。

まず第一に、個別財価格において、卸売レベルでより価格が伸縮的で、小売レベルでより硬直的だとは必ずしもいえないことが明らかになった。むしろ、小売価格の問題は小売価格の長期トレンドが、卸売価格と大きく異なることにあるといえ、小売マージン率及びその構成こそが、価格形成の主要問題であると考えられる。

価格硬直性が目立つのは、むしろ輸入財価格と卸売価格の間であり、特に下方硬直性が強く、内外価格差の問題と符合する結果となっている。

第二に、価格の硬直性の要因としては情報ラグに基づくものや、価格変化の大きさに比例するような費用がより重要で、いわゆるメニュー・コストの意義は二次的なものであると考えられる。また、系列化の進んだ業種では、価格管理が有効に働いていると考えられる証拠がいくつか発見されたことも合わせて考えると、価格硬直性には、流通チャネル内の情報伝達の非効率性、長期契約に支えられた取引関係の下での価格調整メカニズムの問題などが背景にあるの

ではないかと推測できる。

価格の調整による需給の一致は、市場機構の最も基本的かつ重要な機能であり、現実の市場経済では、この機能は流通チャネルの中での在庫調節や価格形成を通じて実現される。日本の価格調整メカニズムをミクロ的に観察すると、マクロレベルでのパフォーマンスとは大きく異

なり、価格硬直性が相対価格の大きな歪みをもたらしていることが解かる。幸いにも、日本においては、雇用システムや賃金交渉などの非市場的メカニズムの補完機能と比較的安定的な物価水準の推移により、これらの問題はマクロ的には顕在化しなかったにすぎない。

参 考 文 献

- Aoki, M. (1988) *Information, Incentives and Bargaining in the Japanese Economy* Cambridge: Cambridge University Press
- Ariga, K., Y. Ohkusa and H. Namikawa (1991) "The Japanese Distribution System" *Ricerche Economiche XLV* (2 - 3)
- Ariga, K. and Y. Ohkusa (1992) "Price Inertia: Micro Analytic Econometric Analysis" mimeo.
- Ball, L. N., G. Mankiw and D. Romer (1988) "The New Keynesian Economics and the Output Inflation Trade-off," *Brookings Papers on Economic Activity* 1988 (1): 1 - 65
- Benabou, R. (1988) "Search, Price Setting and Inflation" *Review of Economic Studies LV* (2): 353 - 376
- Blanchard, O.J. (1983) "Price Asynchronization and Price Level Inertia" in R. Dornbusch et al. eds. *Inflation, Debt and Indexation* MIT Press
- Caplin, A. S. and D. F. Spulber (1987) "Menu Costs and the Neutrality of Money" *Quarterly Journal of Economics* 102: 703 - 725
- Carlton, D. W. (1985) "The Rigidity of Prices." *American Economic Review* 76 (3): 637 - 658
- Delgado, F. A. (1991) "Hysteresis, Menu Costs, and Pricing with Random Exchange Rates." *Journal of Monetary Economics* 28: 464 - 484
- Engel, R. F. and C. Granger (1987) "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing," *Econometrica* 55: 251 - 276
- Engel, R. F. and B. Yoo (1987) "Forecasting and Testing in Co-Integrated System," *Journal of Econometrics* 35: 143 - 159.
- Itoh, T. and M. Maruyama (1990) "Is Japanese Distribution System Really Inefficient?" NBER Working Paper 3306
- Lach, S, and D. Tsiddon (1992) "The Behavior of Prices and Inflation: An Empirical Analysis of Dissaggregated Price Data," *Journal of Political Economy* 100 (2): 349 - 389
- Lucas, R. E. (1972) "Expectations and Neutrality of Money" *Journal of Economic Theory* 4 (2): 103 - 124
- Lucas, R. E. (1973) "Some International Evidence on Output-Inflation Trade-off s." *American Economic Review* 63 (5): 326 - 334
- Phelps, E. and S. Winter (1970) "Optimal Price Policy under Atomistic Competition" in E. Phelps ed. *Microeconomic Foundations of Inflation and Unemployment Theory* New York: Norton
- Rotemberg, J. (1982) "Sticky Prices in the United States," *Journal of Political Economy* 90 (6): 1187 - 1211

_____ (1983) " Aggergate consequences
of Fixed Cost of Price Changes, " Ameri-
can economic Review 73 (3): 433 - 436

有賀 健・坂本 和典・金古 俊秀・佐野 尚
史(1992)「戦後日本の景気循環 価格・
賃金・マークアップ」『ファイナンシャル
・レビュー』21号

地主 敏樹(1990)「貨幣的要因と相対価格の
変動 実証分析」『国民経済雑誌』161(1)

丸山 雅祥 他著(1991)「日本の流通システ
ム・理論と実証」『経済分析』(経済企画
庁)123号