

戦後日本の景気循環

—価格・賃金・マークアップ—

有賀 健⁽¹⁾ 金古俊秀⁽³⁾

坂本和典⁽²⁾ 佐野尚史⁽⁴⁾

要 約

本稿では景気循環の価格面に焦点をあてて、戦後日本の景気循環における定型的事実の整理及び、これらの持つ景気循環理論への含意を分析する。主要な事実として次の6点が得られる。

- (1) 価格水準やインフレ率など名目価格諸変数は景気と強い相関を持たない。賃金—フィリップ曲線は有意に検出されるが、これも説明力は小さい。
- (2) インフレ率の分散とインフレ率の間には有意な正の相関がみられ、インフレーションが限定された期間に集中して起きていることを示唆する。
- (3) 物価水準変動のスペクトラム分解をみると、賃金プラス（安定的な）マーク・アップという標準的なモデルに従うのは付加価値ベースの価格水準であり、WPIやCPIでは、輸入物価指数や、流通段階のマーク・アップ率の変動がより重要である。
- (4) 主要相対価格は、（投入／産出）価格比率として捉えると、いずれも有意に逆循環の傾向を示し、統計的に頑健である。
- (5) 要素費用と価格の比率からみたマーク・アップ率を観測すると、製造業及び卸売レベルでは順循環であるが、小売レベルでは、緩い逆循環を示す。また、クロス・スペクトラムの変動要因の分解では、製造業では在庫指数、卸売業では販売規模、小売では実質賃金の変動の説明力が大きく、それぞれマーク・アップ率の景気との相関も、これらの変数の景気との相関を反映するものではないかと推測できる。

これら全体から導かれる景気循環理論に対する含意は次のようなものである。

まず第一に、名目価格の硬直性と総需要ショックから説明される教科書的なケインズモデルは、価格・マーク・アップの動きからみる限り、その妥当性が疑問である。その主要な理由は、名目価格水準が硬直的か否かという問題自体はさておき、名目諸変数と、景気との相関が極めて、頑健性に乏しいということにある。

第二に、名目価格の諸変数に比べて、相対価格変動の景気との相関が頑健であること、

- (1) 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）
- (2) 前大蔵省財政金融研究所研究員（住友生命）
- (3) 大蔵省財政金融研究所研究員（安田火災）
- (4) 前大蔵省財政金融研究所研究員（大和銀総合研究所）

また、インフレ率と景気変動の間の相関が希薄であるのに対し、賃金フィリップ曲線が比較的安定していること、これらを考慮すると、マーク・アップ率の景気を通じての変動を説明する理論が鍵になると考えられる。

第三に、Hall仮説の検定結果や、実質賃金と労働生産性の比率が強い逆循環を示すことを総合すると、完全競争を仮定する実体的景気循環理論の妥当性も極めて疑わしい。

第四に、これら諸点を総合すると、一方で労働生産性の強い順循環性を説明し得る労働市場の不完全競争と、他方でマーク・アップの逆循環性を説明しうる生産物市場の不完全競争を統一的にとらえうるような理論枠組みが求められているといえよう。

．はじめに

本稿の主要目的は価格・賃金・マークアップを中心として戦後日本の景気循環〔以下単に景気循環と呼ぶ〕に関する定型的事実を整理することにある。

景気循環とは第一義的には生産量変動の時系列的な特徴を指すものであるが^(注1)、本稿ではこのような意味での景気循環の定型的事実を前提とし、広い意味での価格を中心とした諸変量の動きがどのように景気循環と連動しているかを詳しくみてゆく。そのねらいは、大きくいって三点に絞られる。第一に、定型的事実の整理そのものが、日本では決して系統立てて行なわれていないため、しばしば定型的事実とマクロ経済学理論の対応がはっきりしないことがある。景気循環と価格の関係については、そのほとんどがフィリップ曲線を中心にしたものであり、その中でも価格水準としてどの変数をとるかといった点への考慮はあまり綿密になされてきたとはいえない。また価格水準や相対価格の変化、これらの予測の不確実性などに関してはほとんど系統立てて整理がなされていない。本稿の第一の目的はこのギャップを少しでも埋めようとするものである。

第二の目的は、景気循環そのものについての様々な理論の妥当性についての判断材料をあた

え、これらを検討することにある。生産諸量の変動そのものよりも、価格水準と生産量の相関や相対価格の変動においてこれらの理論はしばしばよりシャープな対立化説となつてあらわれる。

第三の目的は、第二の目的と綿密に関連しているが、よりミクロ的な立場から景気循環と価格の関係をみる。具体的には、マークアップ率、実質賃金、労働生産性などの変動から、景気循環の中で要素価格やマークアップ率がどのように動くかをみてゆく。別の表現をすれば、これは景気循環と価格の硬直性の関係を価格の形成要素に分解して検証するものといえる。

これらの三つの目的にそつて本稿は構成されているが、以下の各節での作業をここで概観してゆこう。

1-1 各節の構成

まず第2節では、価格水準を中心に検討する。具体的には、様々な物価指数やデフレーターをとりあげる。とりあげる価格は(i)付加価値ベースのもの(主にGNPデフレーター類)、()卸売諸価格、()小売諸物価指数の3つのグループに分けられる。これらのグループはそれぞれ注意すべき特徴を持っており、景気循環との関連を検証する場合に、これらが大きく

(注1) 本稿とほぼ同じ目的で、数量面を中心にした分析として浅子他(1991)がある。

影響する。まず第一に、()のグループには小売商業マージンが含まれていないこと、国内付加価値構成要因とならない原材料諸物価が入っていることに注意したい。()の特徴は、() ()と比べてとりあげる財貨の品物やウェイトが大きくなること、消費財の小売価格の指数であるために、小売マージンの動きが特にはっきりと出ていることである。

工場出荷価格(原材料費を除く)付加価値ベースの価格商業マージンを含む価格はそれぞれ、生産者の価格設定、マーク・アップ、流通業者の価格設定の行動を反映している。これらの価格設定行動はさまざまなショックに対する反応速度ひとつを取ってみても似かよっていると信ずる理由はないから、価格水準と景気循環の関係をみる際にも大きく異なった結論が得られる可能性がある。

次に、価格水準の変化と実質G N Pのイノベーションの関係をより詳しくみてゆく。

第3節の中心的興味はさまざまな相対価格の動きと景気循環の関係である。ここでは大きく分けて二つの指標に注目する。第一にさまざまな定義による実質賃金の景気との関係である。実質賃金が景気と順あるいは逆相関かはもちろんのこと、実質賃金と労働生産性との相関を詳

しくみてゆく。次に、生産物の諸価格間の相対価格の分散と景気や物価上昇率との関係を見る。ここでも先に述べた、三つの価格グループ間の違いに注目しながら、価格改定のタイミングのちがいとショックの関係をみてゆくことにする。

第4節では、要素価格、あるいは付加価値を積み上げたものとして価格を考え、特に、各段階での価格＝マークアップの設定に注目する。要素価格としては、原料価格、賃金、工場出荷価格(卸売価格)、小売価格を考え、それに対応して、製造者マークアップ、卸および小売商業マージンを定義し、これらのマークアップ率の変動をみてゆく。

これをうけて、次にはHall(1988)のマークアップ率の循環的変動に関するモデルを用いて、産業の集中度とマークアップ率の変動との関連を検証する。ここで得られた知見は、さらに産業組織論の過去の研究との対応を検討することで、よりミクロ的なアプローチからの景気循環の研究を目指した幾つかのリサーチ・プログラムを提供する目的を持っている。

第5節では、第2－4節の検証をもとに、景気循環に関する幾つかの理論の妥当性を考察する。これらの分析の全体的な結論と要約は、最後にまとめられる。

．物価水準の変動と景気循環

2-1 物価水準－概念と統計－

マクロ経済学の標準的な教科書を読むと、(期待された)均衡物価水準からの上方への乖離をもたらすような総需要[総供給]ショックは、均衡水準を上回る[下回る]産出量を導くとされる。このようなモデルを実証する場合に、物価水準としてどのような統計が使われるであろうか？

数多くの研究では、特に注意することなく、

G N Pデフレーターが使われている。しかし、時系列としての特徴から見ると、G N Pデフレーターは、ほとんどの卸・小売物価指数とは異なったものであり、実証研究の結果もこれに左右される可能性が極めて高い。

図1～3はマクロ経済学の価格水準の概念に該当すると思われる三つの代表的な価格、G N Pデフレーター、消費者物価指数、総合卸売物価指数のパワー・スペクトラム^(注2)を示したも

(注2) 以下、スペクトラム分解の詳細に関しては、付録を参照されたい。

図1 パワー・スペクトラム
GNPデフレーター

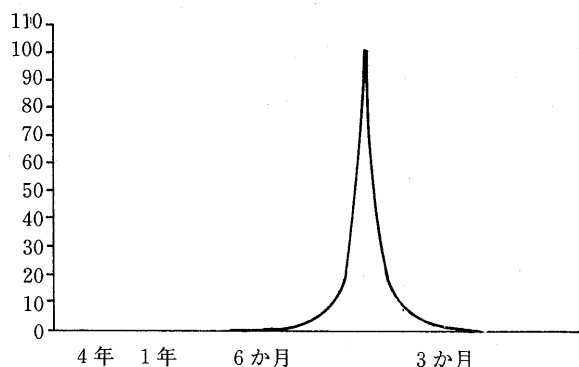


図2 パワー・スペクトラム
卸売物価指数

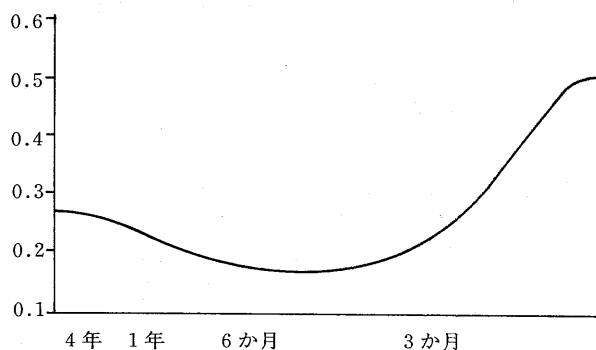
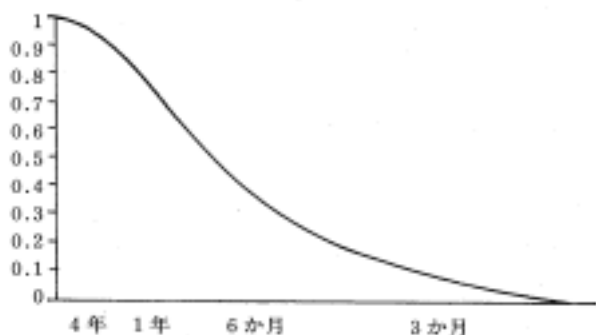


図3 パワー・スペクトラム
消費者物価指数



のである。

ここで三つの価格の周波数分解が非常に異なった特徴を持つことにすぐ気付く。GNPデフレーターには、およそ4ヶ月程度の周期に非常に鋭いピークがあり、それより長周期あるいは短周期の変動のショックはほとんど見られない。それに対し、消費者物価指数の場合には、非常に長周期のスペクトラムが高くなっている。

卸売物価指数の場合は、ちょうどこの中間で、長短両周期にピークができる形になっている。

このような時系列としての特徴は、ある程度は統計処理のプロセスを反映したものであるが、価格設定のメカニズムから説明できるものも多い。

第一に、これらの違いは価格変更の頻度を反映する。たとえば、四半期に一度しか価格を変更しない場合、過去3ヶ月間の価格設定に影響を与えるショックがすべて変更時におこまれるから、たとえばそれが全部同種の（たとえば需要）ショックであること、この価格 p_t は

$$p_t = \phi(u_{t-1}, u_{t-2}, u_{t-3}, z)$$

といった形で設定される。これは、時系列として、 p_t が $\{u_t\}$ のMA(3)過程となることを示している。他方、1ヶ月単位で観測するような価格が、より高い頻度で変更され、観測量が、過去1ヶ月の平均をとるとしよう。このような場合、実際の価格が

$$p_t = \phi(L)u_t$$

という形であると、観測量 $\tilde{p}_t$ は

$$\phi(L)\tilde{p}_t = p_t$$

であるから、 $\tilde{p}_t$ は u_t のARMA過程となる。つまり、観測頻度に比べて価格変化の頻度が高い価格はARのフィルターがかかり、ショックの頻度に比べて価格設定のタイミングが遅いと、MAのフィルターがかかることになる。

このように、価格変更の頻度の小ささは、ある程度MA過程の存在に反映され、観測頻度に比べての価格変更の高さはAR過程の存在に反映される。

この面から図1～3に示された三つの指数のスペクトラムに反映されるARMAの次元を見ると、GNPデフレーターはARMA(3, 1)、CPIはARMA(3, 1)、WPIはAR(2, 0)となっている。これは、GNPデフレーターやCPIに比べてWPIの価格変更の頻度の高さが重要であること、ARの長さは、含まれる諸価格変更のタイミングのずれの大きさを反映したものと考えることができる。

第二に、卸売・消費者物価指数がグロスの価

格であるのに対し、GNPデフレーターなどの付加価値統計の価格は、概念的にも実際にも付加価値の価格であり、この両者の差異は時系列的にみると大きな違いとなっておりあらわれることが多い。特に日本の場合、両者の差異は輸入原材料物価の上昇など、国内付加価値には直接的影響を与えないショックにおいて大きくあらわれやすい。戦後日本の景気循環は急速な円高に伴う景気の後退や、高度成長期における、輸入物価上昇をもたらすスタグフレーション的な影響など、交易条件の変化が引金となったものが極めて多い。

2-2 物価水準の変化と景気循環

表1はトレンド除去後の物価水準及び物価上昇率と景気循環との相関をまとめたものである。物価指数としてはGNPデフレーター、消費者及び卸売物価指数、景気の指標としては、実質GNP変化率、トレンド除去後の実質GNP、鉱工業生産指数（IIPP）及び景気動向（一致）指数が選ばれている。

ひとことでいえば、景気との相関はまちまちであり、景気循環を通じて一貫してかつ頑健な正相関が両者に見られるとは考えられない。しかし、より詳しくみると、次のような特徴が見られる。

第一に、景気後退期においてはかなりはっきりした景気との負の相関が見られる。それとは逆に、景気拡大期には無相関か弱い正相関が見られる。全体としてみれば、景気後退期の物価上昇が目立ち、景気循環を通じて価格は上昇し易く、景気循環がもとの局面に戻ると物価上昇のみが残るという計算になる。また、表1a、bでは景気動向指数との間でかなり強い負の相関が見られるが、これは上の観察と整合的である。というのは、景気動向指数は拡大局面では、高原状の形状を作り、後退局面では、生産量の変化と強い相関を持つ、という性質を持っているからである。つまり、景気動向指数は景気の回復期間及び後退の開始時点で非常に大きく動くため、全体としてより後退時の相関が強い。

表1a 価格と景気の相関

(全体)	GNP*	IIPP*	景気動向指数
GNPデフレーター	-0.62	-0.61	-0.12
WPI	-0.44	-0.43	-0.30
CPI	-0.70	-0.72	-0.13
(GNP < 平均 - 標準偏差)			
GNPデフレーター	0.79	0.56	-0.13
WPI	-0.44	-0.67	-0.23
CPI	0.07	-0.17	0.16
(GNP > 平均 + 標準偏差)			
GNPデフレーター	-0.34	-0.12	-0.47
WPI	-0.31	-0.08	-0.47
CPI	-0.43	-0.26	-0.47

注 *の変数はトレンド除去後

表1b インフレ率と景気循環：相関係数

	GNP*	IIPP*	景気動向指数*
GNPデフレーター+	-0.665	-0.257	-0.066
WPI+	0.068	0.060	-0.414
CPI+	-0.002	-0.321	-0.282

注1 サンプルは1960:1～1989:4

注2 *の変数はいずれもトレンド除去後

注3 +は対数差分前期比

調され易くなっている。

景気循環のクロノロジーに従って、各循環毎にGNP変化率とトレンド除去後の物価水準の相関を見たものが、表1dにあげられている。表は拡大（後退）期間中に物価が有意に上昇（下降）した場合に○、逆の場合に×、有意な変化がない場合を△としている。これで見ると、第7循環の拡張期など、問題はあがあるが、極めておおざっぱな見方としての、価格水準と景気の正の相関は支持されるといえる。これは、供給ショックの与えるスタグフレーション

しかし全体として、価格の順循環性を示す論拠は、これらの統計からみれば、極めて脆弱である。その原因の一つとして考えられるのは、供給ショックの与えるスタグフレーション

戦後日本の景気循環

表 1 c 物価上昇率と景気循環

物価上昇率	GNP 成長率	トレンド除去後 GNP	景気動向指数
GNP デフレーター	(a) (b) 0.110(-0.222)	0.073(0.224)	-0.429(-0.097)
卸売物価	-0.050(-0.264)	0.118(-0.147)	-0.407(-0.437)
消費者物価	-0.245(-0.303)	0.091(-0.087)	-0.330(-0.220)

* 各指標からとられた物価上昇率は原指数の上昇率（トレンド除去はなされていない）

**各相関係数は、(a)が景気拡大期、(b)が景気縮小期のサンプル

表 1 d 景気循環と価格変化

	拡大期			縮小期		
	GNP	WPI	CPI	GNP	WPI	CPI
第3循環(54.4-58.2)	○	○	○	△	△	△
第4循環(58.2-62.4)	○	○	△	△	△	△
第5循環(62.4-65.4)	×	×	×	○	○	○
第6循環(65.4-71.4)	○	○	○	△	×	×
第7循環(71.4-75.1)	×	×	○	○	○	○
第8循環(75.1-77.4)	○	○	×	○	○	○
第9循環(77.4-83.1)	△	○	×	○	○	○
第10循環(83.1-86.4)	○	○	○			

表 2 a トrend除去後の実質賃金と GNP の相関

実質賃金	トレンド除去後の GNP		
	全期間	拡大期	縮小期
GNP デフレーター			
全産業	0.48033	0.48576	0.44071
製造業	0.59652	0.63746	0.53971
CPI			
全産業	0.55174	0.55426	0.51562
製造業	0.64557	0.68144	0.58812
WPI			
全産業	0.37917	0.32151	0.46681
製造業	0.47747	0.43399	0.55620

注 各期間のサンプル数はそれぞれ、全期間が116、拡大期が77、縮小期が39である

表 2 b 実質賃金上昇率と GNP 成長率の相関

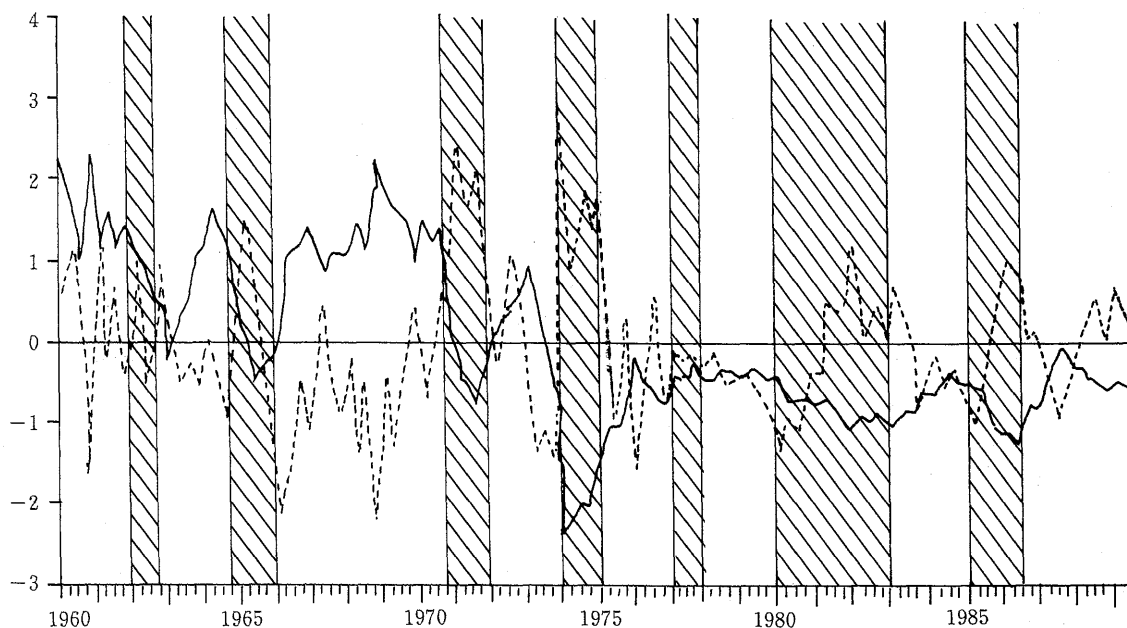
実質賃金	GNP 成長率		
	全期間	拡大期	縮小期
GNP デフレーター			
全産業	0.31933	0.38281	0.07774
製造業	0.36278	0.48700	0.06462
CPI			
全産業	0.50507	0.59744	0.15902
製造業	0.53171	0.65452	0.15505
WPI			
全産業	0.36945	0.40940	0.43847
製造業	0.42570	0.52003	0.46158

注 各期間のサンプル数はそれぞれ、全期間が116、拡大期が77、縮小期が39である

リーな効果である。しかしこれに対して、二度の石油ショック時のサンプル（1974：3-1975：1，1979：1-1980：1）を除外しても，結果には大幅な変化は見られず，問題は依然として残ることになる。

名目賃金もトレンドの除去を行なうとその動きは他の価格指数とほとんど変わるところはない。他方WPIやGNPデフレーター，CPIで測った実質賃金は同様のトレンド除去後は非常に強いGNPとの正相関を持つ〔表2a，b

図4 実質G N P成長率と実質賃金／労働生産性



実線：実質G N P成長率 点線：実質賃金／労働生産性の上昇率

参照]。

実質賃金の動きは景気と強い正の相関を持つが、この基本的な原因は労働生産性の強い順循環性である。事実労働生産性で実質賃金を除した有効労働投入あたり実質賃金を計測すると、はっきりした景気との逆相関関係が認められる。実質賃金が景気と逆相関、有効労働単位あたり実質賃金が逆相関という関係は、景気の山・谷で測った循環単位の上下動をみるとよりはっきりする[図4参照]。

有効実質賃金は、景気の回復期には下降し、後退期には上昇あるいは不変である。この傾向は1960年1月以降のすべての景気循環の山と谷に対して該当するといえる。実質賃金とG N Pとの順循環関係は、第2次石油ショック後の景

気以外を除いてはほぼすべての循環について成り立っている。結局、景気変動に対しての実質賃金の順循環性は、労働生産性の強い順循環性により説明されるといっても過言ではない(注3) [このことは、戦後を通じて、労働分配率が景気変動とあまり強い相関を持たないことから確認できる]。

次に賃金－フィリップス曲線を見てみよう。結果は物価上昇率の場合と大差はないが、賃金上昇率と一期前の実質G N P上昇率の間には全体として有意な正相関が見られる。また、景気後退期と拡大期を分けた場合、上に述べた差異もよりはっきりと観察できる。

(全体サンプル)

$$\Delta W = 0.015 + 0.458 * G N P (-1)$$

(注3) 労働生産性が強い順循環性を示すことは、米国によってもOkunの法則を通じて、確認されているが、日本の場合、順循環性はより大きくかつ有意であるとの見方が一般的である。雇用調整速度(労働保蔵)と労働生産性の順循環性を詳しく見たものとして黒坂(1988)がある。また複数の生産要素に調整費用が存在する場合、multiple-qの模型分析が可能であるが、このような観点から統一的にみると、多くの研究は、標準的な教科書の模型とは逆に、労働の方がより調整費用が高く、資本設備の方が低いという結果が得られる。この意味でも、労働生産性の順循環的な変動は、景気変動と費用・価格の相関を理解するための鍵であるといえよう。労働市場をより詳しく分析し、景気変動との関連を分析する作業は大日・有賀(近刊)において成されている。

$$\begin{aligned}
 & (0.0033) \quad (0.166) \\
 & \rho = -0.43 \quad \bar{R}^2 = 0.06 \quad D.W. = 1.67 \\
 & \Delta W = 0.013 + 0.567 * GNP^{(-1)} \quad (\text{拡大期}) \\
 & (0.0042) \quad (0.187) \\
 & \rho = -0.28 \quad \bar{R}^2 = 0.026 \quad D.W. = 1.95 \\
 & \Delta W = 0.024 - 0.604 * \Delta GNP^{(-1)} \quad (\text{下降期}) \\
 & (0.0048) \quad (0.387) \\
 & \rho = -0.63 \quad \bar{R}^2 = 0.041 \quad D.W. = 1.46
 \end{aligned}$$

以上の式で ΔW は毎月勤労統計の製造業賃金（季調済み）の増加率 ΔGNP は実質GNPの増加率でいずれも四半期データである。 ρ は一次の誤差項の相関係数である。

これらの観察から得られる諸点を総合すると、およそ次のような、結論を下すことが可能である。まず第一に、価格・賃金は、緩やかではあるが、景気上昇局面では順循環性を、下降局面では逆循環を示す。しかし、物価上昇率の場合、統計的に有意な相関とはいえないし、賃金フィリップス曲線の場合にしても、係数は有意だとしても $\bar{R}^2$ は極めて小さい。つまり、価格や賃金は景気との相関が観察されるにしても、それ自体の説明力は極めて小さい。第二に、実質賃金の順循環性が極めて頑健な性質であることから、教科書的な、総需要変動のショックが実質GNPを変化させるメカニズムは、戦後日本の景気循環を説明するものとはいえないと結論づけられる。なぜなら、上のようなメカニズムでは比較的安定的な労働需要曲線上を、雇用量＝生産量が動くことが予想されているのに対し、事実は労働生産性が極めて強く順循環的に動いていることからすると、労働需要曲線が景気循環を通じて大きくシフトしていることを示唆しているから。

本稿の以下の諸節の分析でも示されるように、日本の場合、概して名目諸変数と景気との相関より、相対価格と景気との相関の方が遙かに統計的に頑健な事実であると思われる。このことは、これまでの景気循環の実証研究の依拠する理論枠組みと、日本の戦後景気循環の統

計的事実の間の微妙だが無視し得ないギャップがあることを示すように思える。

2-3 価格・物価上昇の分散・変動と景気循環

前節では価格や物価上昇率が、景気変動に対応する周期で、実体経済とあまり強い相関がないことを確認したが、本節では、これら価格指数のVolatilityを中心に統計的性質をより詳しくみてみよう。

AICを使って決定されたトレンド除去後のARMAモデルを前節の3種の価格指数について推計した。トレンド除去後の価格指数を $\{p_t\}$ とすると、上のARMA推計式は、

$$\Phi(L)P_t = \Psi(L)u_t$$

$$\therefore P_t = \frac{\Psi(L)}{\Phi(L)}u_t$$

と示せる。ある実現値 $\{P_t\}$ に対して、事後的な誤差項 $\hat{e}_t$ を

$$\hat{e}_t = \hat{P}_t - P_t,$$

$$\hat{P}_t = E\left(\frac{\Psi(L)}{\Phi(L)} \mid u_{t-1}, u_{t-2}, \dots\right)$$

で定義する。Volatilityの測度として $\{\hat{e}_t^2\}$ をとると、これはARMAの構造式を所与として

$$E[\{P_t - E(P_t \mid \Omega_t)\}^2 \mid \Omega_t]$$

を推定していることになる。物価指数のそれぞれについて、

$$\pi_t = \log(P_t) - \log(P_{t-1})$$

をとって、値 $\{\hat{e}_t^2\}$ と π_t の相関をみたのが以下の推定式である。（ ）内はt値を示す。

$$\hat{e}_{GNP}^2 = \text{const.} + 0.00105 \pi(GNP) \quad (6.5) \quad (2.4) \\ \bar{R}^2 = 0.04$$

$$\hat{e}_{WAGE}^2 = \text{const.} + 0.0016 \pi(WAGE) \quad (1.5) \quad (0.58) \\ \bar{R}^2 = 0.01$$

$$\hat{e}_{WPI}^2 = \text{const.} + 0.0025 \pi(WPI) \quad (5.1) \quad (2.89) \\ \bar{R}^2 = 0.069$$

$$\hat{e}_{CPI}^2 = \text{const.} + 0.0029 \pi(CPI) \quad (1.1) \quad (4.18) \\ \bar{R}^2 = 0.003$$

名目賃金を除く、すべての推計式でインフレ率と、Volatilityの間には有意な正の相関がみられ

る(注4)。

A R M A 推計式はそもそも構造式ではないから、推計式のフィットの良さは、過去の攪乱項の実現値に依存しており、その結果当然のこととして、予測誤差の大きさも、過去の攪乱項と各時点での攪乱項の大きさそのものや、被説明変数に与える影響の方向の違いに決定的に依存している。予測誤差の大きさと物価上昇率の高さの間の正相関は上のような観点に立てば、インフレ高進時におけるショックの統計的な性質がそうでない場合と異なるものであることを示唆する。それには二つの可能性があるだろう。第一は、物価変動の主変動要因が、同じ性質（例えば需要ショック）のショックによるものでありながら、インフレ率の高まりが、非常にサイズの大きい、しかも、一過性のショックにより引き起こされる場合である。ショックが一度限りのものであっても価格慣性がある場合、物価上昇率はある一定期間高水準を維持し、その間の予測誤差は大きくなる。他方、別の考え方も成り立ち、ショックの絶対的大きさよりもむしろ、ショックの種別が異なり、物価上昇への効果がその種別により大きく異なると考えることも出来る。例えば、需要ショックに対する物価上昇への効果はより短期的で、短い期間に集中し、効果は持続しないと考えられるが、供給ショックは持続的影響を与えよう。そうすると、物価上昇率と予測誤差の正の相関は、インフレ率の高い場合と低い場合でのショックの種別がかなり異なることを意味する。上の推定式からみてとれる一つの特徴は、賃金率で計った物価上昇率と予測誤差の正相関が有意でないのに対し、WPIやCPIなどのグロスの価格指数でその相関が係数値も大きくかつ有意なことであろう。そうすると、一つの可能な解釈は、インフレ率と予測誤差の正相関は主に国内付加価値分以外の価格形成要因におけるVolatilityによるものだという推定である。それ

には、為替変動も含めた交易条件の変化や、国内コスト以外の価格形成要因、特にマーク・アップが主要な候補として考えられる。これらのインフレ高進時のVolatilityが、物価上昇率の予測誤差の主要因ではないかという推測ができるのである。

次に、このような推測を考慮にいて、物価

図5 クロス・スペクトラム
GNPデフレータ

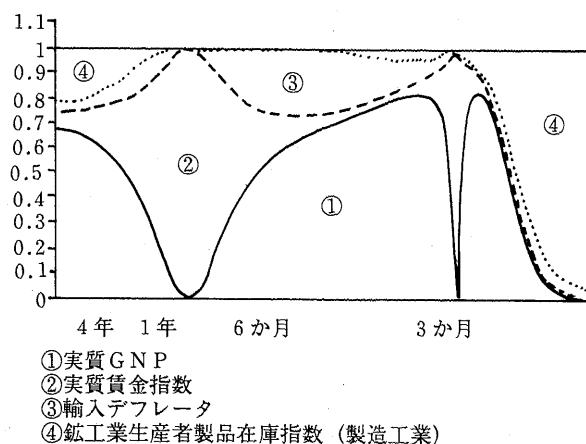
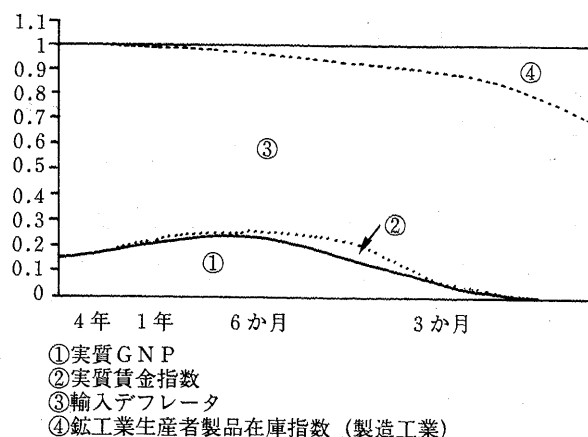
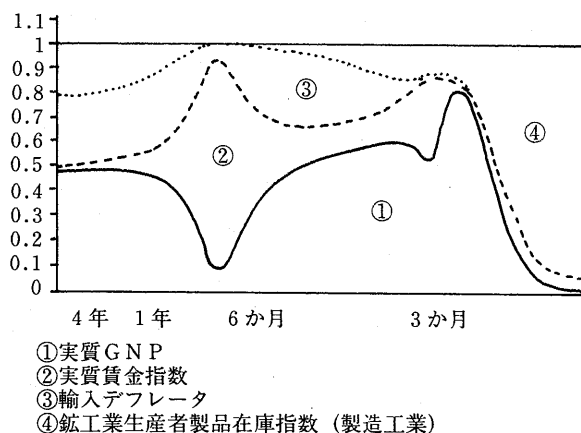
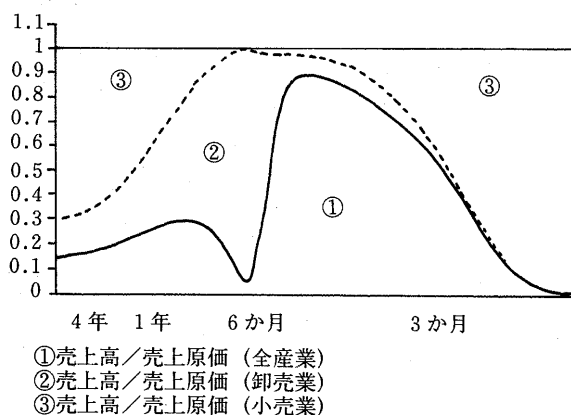


図6 クロス・スペクトラム
卸売物価指数



(注4) 手法や目的は全く異なるが、豊田(1987)も同様の結論を得ている。但し、豊田の分析と異なり、本稿では期待インフレ率を明示的に取り扱っていない。

図7 クロス・スペクトラム
消費者物価指数図8 クロス・スペクトラム
消費者物価指数

指数の変動要因を周波数レベル毎に分解して観察してみよう。その計測結果が図5～7のクロス・スペクトラムである。使った物価指数はGNPデフレーター、卸売物価指数および消費者物価指数の三つである。変動要因としては、実質GNP、（CPIで実質化された）実質賃金指数、輸入デフレーター、そして鉱工業製品在庫指数をとった。まず第一に気づくことは、周波数の高い短周期変動で在庫指数が変動要因の過半を説明する点である。GNPデフレーター、卸売物価指数、いずれの場合でも2～3ヶ月以下の単周期では70～80%が在庫指数変動により説明される。CPIの場合、やや事情は

異なり、在庫指数の説明力は少し弱い。他方、スペクトラムの反対側の長周期部分の変動ではGNPデフレーターでみる限り非常に長い周期では、長期のGNPの波動が長期の価格レベルの変動の大半を説明する。1年程度以上で2～3年以下という景気循環に対応する波動においては、実質賃金の変動の説明力が非常に高い。この意味では、賃金プラスマーク・アップという価格設定行動が、景気循環を中心とする周期では、価格変動メカニズムの中心に位置しているといえよう。

卸売物価指数の場合、このような中期の変動では輸入物価指数の占める比率が非常に高い。これも付加価値ベースのデフレーターと粗価格指数としての卸売物価の違いを反映するものと考えられる。

図8は、CPIに限って、各流通段階のマージン率を説明要因として、クロス・スペクトラムを推計している。ここで特徴的なことは、小売マージン率が、長短両極でその変動の過半を説明するのに対し、1年～2～3ヶ月の段階では、卸マーク・アップの説明力が非常に高く、景気循環程度の周期では小売マージンが約60%、残りを卸、製造業マージンのそれぞれが20%程度の説明力を持つことである。このことからすれば、卸売段階のコスト変化が小売価格に及ぶまでに、ほぼ3ヶ月程度かかること、3ヶ月以上1年程度の周期では、製造業者卸のマークアップ行動が小売価格の変動を説明すること、そしてそれより更に長周期では、小売マーク・アップの長期的変化が、小売価格の最も重要な変動要因であることがわかる。

上のような要因分解からみても、標準的なマーク・アップのモデルは付加価値ベース価格水準に対してはかなりの説明力を持つことが確認できるが、卸売物価や消費者物価の場合、競争要因や流通段階でのマーク・アップ及び海外の価格ショックがむしろ重要であることを示唆すると考えられる。

・ 相対価格の変動と景気循環

3-1 投入物価格 / 産出物価格の変動

表3は、主要相対価格と実質GNPの相関を示す。資本財、輸入原材料いずれの価格指数をとってもGNP及び鉱工業生産指数のいずれともかなり強い負の相関が観測される。また景気と実質賃金指数はどのような価格水準を使ってもはっきりとした順相関が観測されるが、これは労働生産性の非常に強い順循環性によるものといえる。労働生産性で除した、産出量1単位あたりの実質賃金をみると、これはかなりはっきりした逆相関性を示し、いずれの投入物の相対価格も景気と逆相関を示すことがわかる。もう少し詳しくこの逆相関をみるために、景気後退期と上昇期に分けてこの動きを観察してみよう。すると、輸入原材料価格に関しては景気後退時の負の相関が非常に強く、有効労働単位あたり実質賃金との負の相関は、景気拡張時により強いことがわかる。前者は景気拡張末期から購入原材料価格の値上がりが激しくなり、景気後退が引き起こすという高度成長期にみられるパターンを反映しているとみられ、後者については、景気拡張期の労働生産性の上昇の強さが景気の拡大による強い説明力を持ち、労働コスト上昇圧力自体が景気後退を呼び起こすことは少なかったという観測を指示する。実際様々な

形で労働コスト負担の増大がもたらす景気減退の効果を測定しても唯一有意にこの相関がみられるのは、第1次石油危機時の景気後退のみであり、日本の場合、賃金上昇圧力によるスタグフレーションという形の景気後退は余り一般的なものではないのではないかと考えられる。

いずれにしても、景気循環を通してかなり頑健な性質として（投入物 / 産出物）の相対価格が景気と逆相関を持つことは、日本の景気循環に関して、実体的な要因がかなり重要であることを指示する証拠であるといえよう。

3-2 相対価格変動とインフレーション

次に財の相対価格の変動自体の時系列的特徴を考察してみる。とりあげたのはGNPデフレーター（需要項目別6コ）、卸売物価指数（21コ）、消費者物価指数（11コ）である。それぞれ各グループの統合指数を $\bar{p}$ として、各項目あるいはサブ・カテゴリーの指数を p_i とすると、各時点 t において、

$$r_i^s(t) = [\{\log \bar{p}(t+s) - \log p_i(t+s)\} - \{\log \bar{p}(t) - \log p_i(t)\}]^2$$

によって相対価格の変動 $r_i^s(t)$ を計測する。各時系列は四半期ベースであり、 $s = 1, 4$ のケース、つまり前四半期からの相対価格変化及び、

表3 投入 / 産出 相対価格と景気循環

	GNP**	IIPP***	GNP+ < 0	IIPP+ < 0
賃金*	0.35	0.24	0.63	0.47
輸入価格	-0.52	-0.42	-0.60	-0.48
資本財	-0.82	-0.78	-0.81	-0.68
賃金 / 生産性	-0.29	-0.54	-0.00	-0.35

注 * 価格はそれぞれGNPデフレーターで除した相対価格

** トrend除去後実質GNP

*** トrend除去後鉱工業生産指数

+ GNP、IIPP 下降期のみのサンプル

表4 相対価格変動とインフレ率

	平 均	標準偏差	RMSE	係 数*
GNP 1 +	0.0454	0.018	0.397	0.0166(7.61)
4 +	0.0161	0.0077	0.478	0.0219(10.84)
CPI 1	0.0076	0.00079	0.104	0.105 (10.75)
4	0.0141	0.0028	0.199	0.0877(8.51)
WPI 1	0.0084	0.00257	0.306	0.0630(2.22)
4	0.0184	0.00887	0.482	0.049 (2.89)

注 +1は前四半期比、4は前年同期比

* 係数は本文中のVがインフレ率変化によりどの程度の影響を受けるかを示す。()内はt値。

前年同一四半期からの相対価格変化を計測した。
これから

$$V^*(t) = \sqrt{\sum_{j=1}^N r_j^2(t)} / N$$

を計算して、相対価格変動のメジャーとした。

変動の大きさは、前年同期比ではCPIが一番小さく(約1.4%)、GNPデフレーター(約1.6%)、そしてWPI(約1.8%)が最大である。標準偏差が、CPI(約0.28%)GNP(約0.77%)、WPI(約0.89%)であり、変動の平均標準偏差のいずれでみても、CPIが最も安定的な指標、WPIが最も変動の大きな指標となっている。

表4は、これらの指数のVと各指数のインフレ率との推定式を示しているが、いずれも有意な正の相関を持ち、相対価格の変動は、インフレ率が高いときほど大きいことを示している。特にCPIの場合、分散に与えるインフレ率の影響は最も大きい。

インフレ率と景気変動の間に緩やかな正の相関があるため、上で計算した相対価格変動の大きさは景気とも正の相関を持つ(単相関係数0.18~0.12)。

相対価格変動を時系列でみると、1975年、1979/80年、1985/6年の3度にわたり、大きなピークをむかえるが、これはむしろ、石油危機、及び2度の円高による輸入物価の下落を反映したものである。

但し、輸入輸出物価を除いた変動係数におい

ても相対価格変動の大きさは上記の3つのピークをもっており、輸入財価格のショックが国内生産物の相対価格変動をもたらすことがわかる。しかし、相対価格変動の3つのピークは付加価値ベースでとらえたGNPデフレーターでははっきりとは観察されず、グロスの価格変動と付加価値の変動とがかなり異なった時系列的特徴および相関を持っていることがここでも確認される。

3-3 相対価格変動と景気循環

以上の事実をまとめると次のようになる() (投入物/産出物)相対価格が有効投入量で測るとはっきりとした景気との逆相関の関係にあり、また有効投入量あたり実質賃金との逆相関は景気上昇局面で、輸入原材料の実質価格は景気下降面でより逆相関が強いこと、()価格指数間の相対価格変動はインフレ率及び景気と正の相関にあること、及び()相対価格変動のグループ間相関は、グロスの価格指数の間でより強く、付加価値指数の変動とは相関が弱い。

これらからいくつもの仮説を導くことが可能であるが、特に留意すべき点として次のようなものをあげることができよう。

第一に、日本の景気循環では輸入原材料の価格ショックを端緒とする相対価格変動により大きく影響を受けており、このような実物的側面がより重要であると思われることである。また

グロスの価格指数の変動のピークが、3度のショックに現われるのに対し、GNPデフレーターではこれが顕著ではなく、このことはかなりな程度、マーク・アップ率が上のようなショックに対して不感応であるためではないかという推測が可能である。

第二に、(投入/産出)相対価格がはっきりとした逆相関を持っていることからすると、上にかかげた推測の上に立てば、日本の景気循環の様相はかなりな程度、生産量と限界生産費用の逆相関によって特徴づけることができ、しかもそれは、価格硬直性によってではなく、限界費用の逆相関性がeconomy wideか、少なくとも産業レベルでの規模の経済性を反映したものであるためではないかという推測が可能である。その理由は次のとおりである。

我々の観測によれば、実質賃金は強い順循環性を持ち、有効投入あたり実質賃金が強い逆相関を持つ。つまり

$$\omega = \frac{w}{p}, \quad \tilde{\omega} = \left(\frac{w}{p} \bigg/ \frac{\partial Q}{\partial N} \right)$$

とすると、 ω は順相関、 $\tilde{\omega}$ が逆相関である。価格の硬直性を主要因と考える場合、 $\tilde{\omega}$ 自体は、

景気と有意な相関を持たないはずであり、これは事実反する。

また、前節の分析からもわかるように、様々な価格指数の時系列的特徴は非常に大きく異なっており、特に付加価値ベースの指数と、グロスの価格指数の間では、大きな違いがみられる。このことからすると、価格調整のタイミングや、マーク・アップの決定のメカニズムが市場及び流通段階毎に大きく異なっており、これらが、費用構造の景気循環につれての変化の様相と深い関連を持っているのではないかと予想される^(注5)。このことは、上の第一点と合わせて考えれば、なぜ限界費用と価格の間の乖離が景気と相関を持つのかこそが鍵であることを示唆する。[価格硬直性に基づく景気循環のモデルや、賃金の硬直性に基づく失業のモデルでは、企業は常に要素需要曲線上にあるので、限界費用と価格は常に一致し、景気(生産量)との相関はゼロでなければならない]。

これらを詳しく調べるためには、要素費用とマーク・アップの関係について組織立った分析が必要である。次節ではこれに注目しよう。

・マーク・アップと景気循環

本節では、費用項目による分析を行い最終価格を分析する。本節での分析では、主に二つの部分に分かれる。第一に、最終価格を、限界費用、製造業者マーク・アップ、卸業者流通費用、卸業者マーク・アップ、小売業者流通費用、小売業者マーク・アップと3つの費用と3つのマーク・アップに分解して、これらの景気

循環との関連を見る。次に、この分析を受けて、産業別のマーク・アップ率の動きを詳しく調べ、これから、産業の競争度と、マーク・アップの変動との関連をさぐる。

4-1 費用構成とマーク・アップ

前節までの分析で、様々な価格指数の動きの

(注5) 流通段階での価格形成の詳しい分析に関しては、Ariga, Ohkusa and Namikawa(1991)において行われている。それによれば、輸入物価の国内物価に対する影響は、直接競合し、代替性の高い国内品価格が輸入品価格変化により影響を受けるという道筋ではなく、むしろ、輸入物価の変化は費用変化として、第一次的な効果があり、その効果が国内製品価格に伝播するという道筋が主要なものであると考えられる。従って、ここでも、主要な解明すべき点は、費用と価格、つまりマーク・アップの動学的な特徴ということになる。

図9 売上原価 / 売上高（製造業）

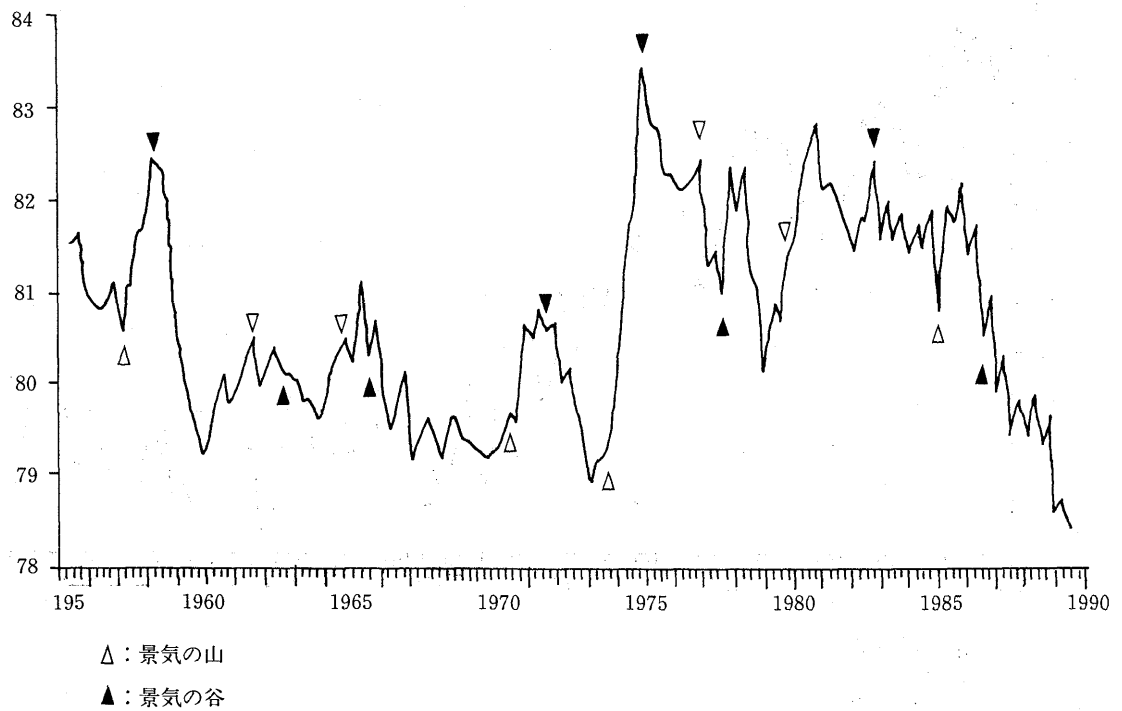


図10 売上原価 / 売上高（卸売業）

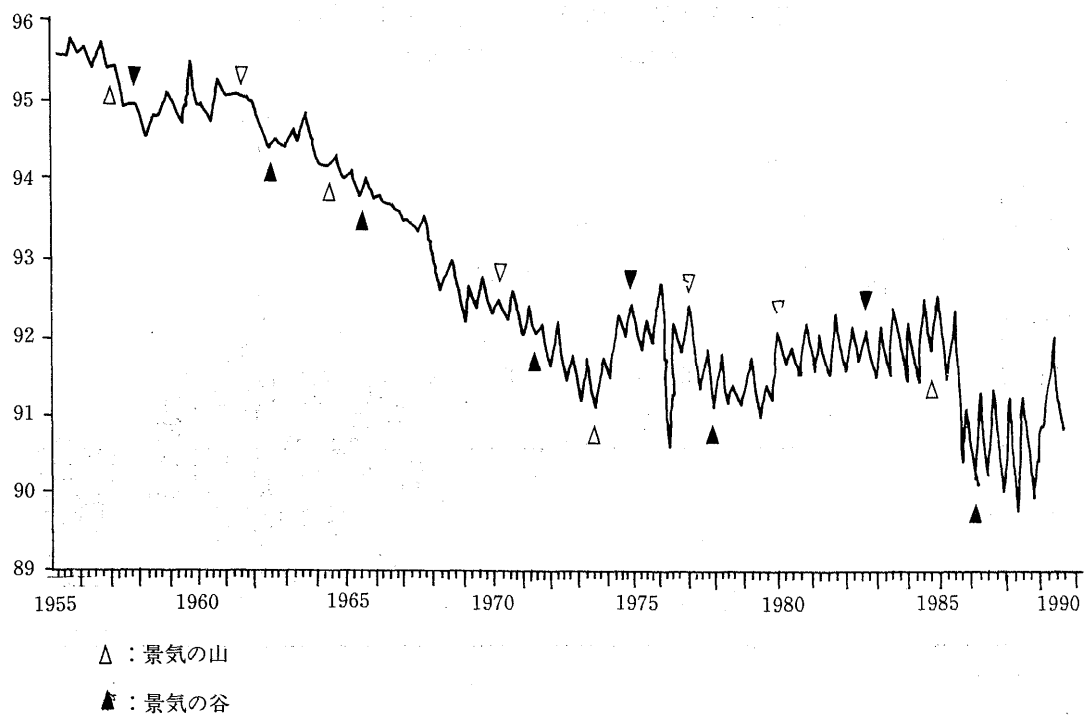


図11 売上原価 / 売上高（小売業）

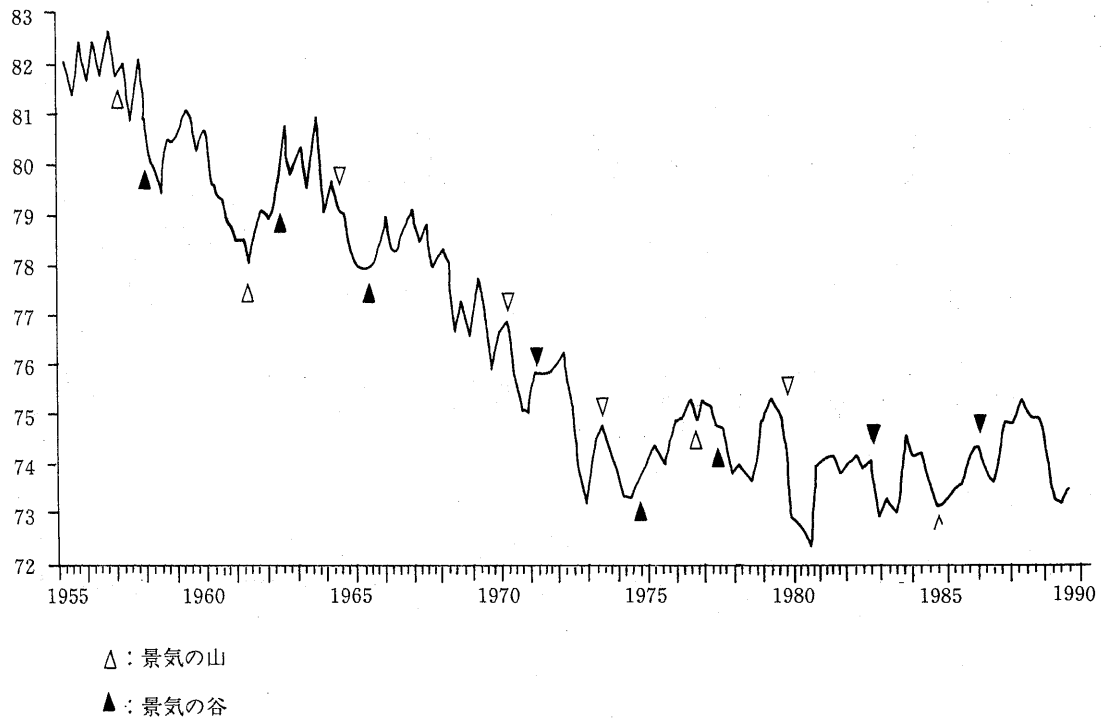


図12 鉱工業生産指数 V S . 売上原価 / 売上高
製造業（トレンド除去後）

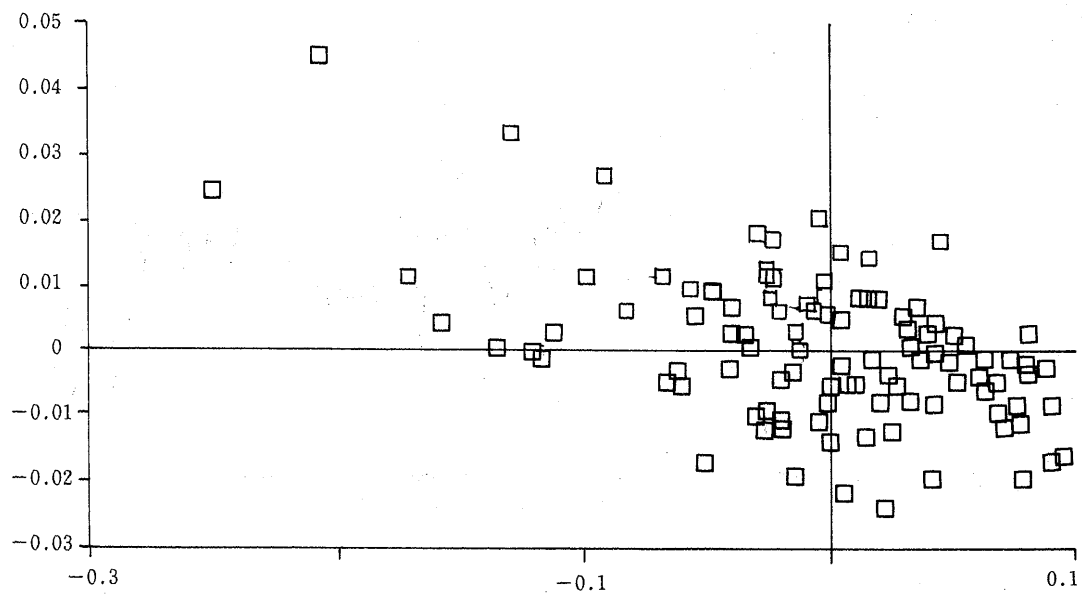


図13 鉱工業生産指数 V S . 売上原価 / 売上高

卸売業 (トレンド除去後)

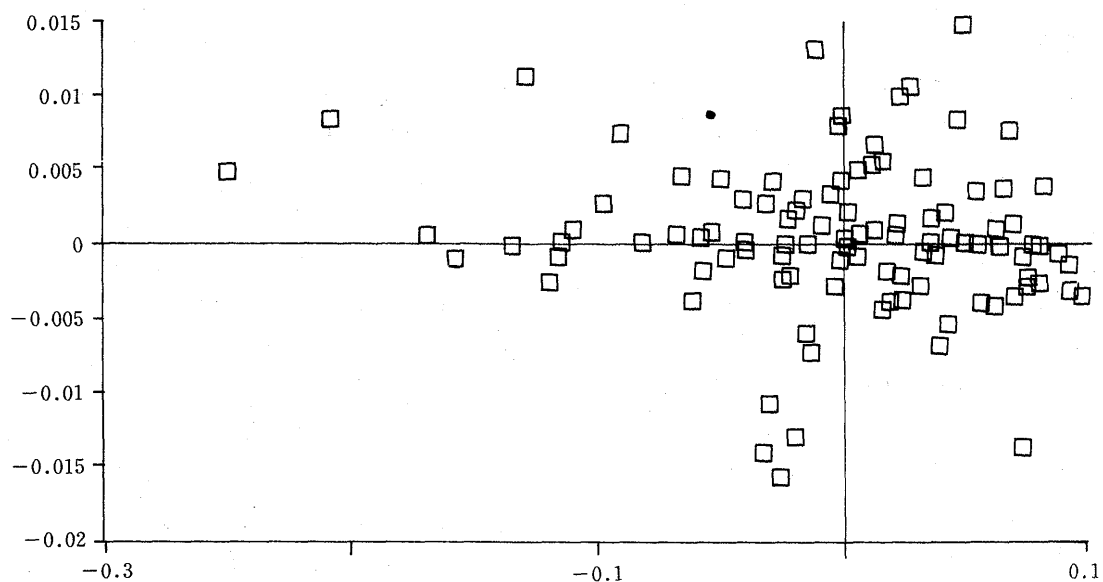
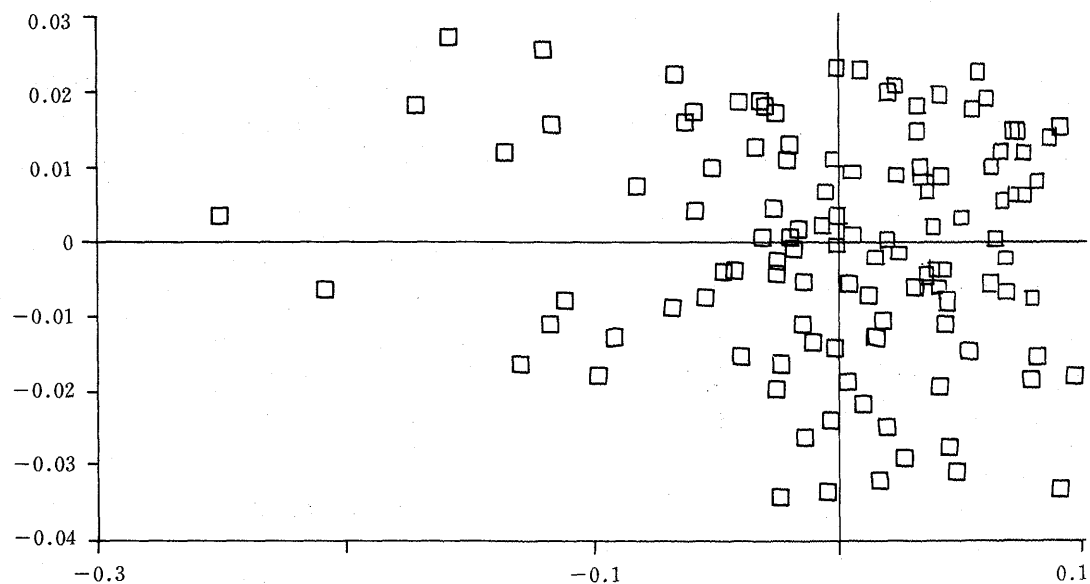


図14 鉱工業生産指数 V S . 売上原価 / 売上高

小売業 (トレンド除去後)



違いを詳しくみるためには、価格の費用及びマーク・アップの分解を行なうことが重要なことがわかった。そこで、次のような分解図式を考えてみる。

$$P = (P_p + M_p) + (C_w + M_w) + (C_r + M_r)$$

$$P_p = C_p + M_p, \quad GM_w = C_w + M_w,$$

$$GM_r = C_r + M_r$$

$$P_w = P_p + GM_w$$

$$P = P_w - GM_r$$

C_p : 生産者限界費用

M_p : 生産者マーク・アップ

P_p : 生産者価格 (工場出荷価格)

GM_w : 卸業者マージン

C_w : 卸業者限界流通費用

M_w : 卸業者 (純) マーク・アップ

P_w : 卸売価格

GM_r : 小売業者粗マージン

C_r : 小売業者限界流通費用

M_r : 小売業者 (純) マーク・アップ

P : 小売価格

$$P = C + M, \quad C = C_p + C_w + C_r$$

$$M = M_p + M_w + M_r$$

もちろん、実際の統計ではこれらの限界費用、マーク・アップ率のそれぞれに対応した数値があるわけではない。ここでは、次のようなデータを利用することで上のような概念上の分析に近づけるような工夫を行なう。まず、基本的には、法人企業統計を用いる。そこで、 P に対応するもりとして、小売価格を考え、法人企業統計の (売上原価 / 売上高) をとり、これを P_w / P とする。同様に P_p と GM_w への分解として、卸売部門の (売上原価 / 売上高) をとり、これを P_p / P_w とする。そして、最後に製造業についても、同様の比率をとることにより、三段階でのマーク・アップを計測した。図 9 ~ 11 は、これらの実績値を示したものである。まず第一に気づくことは、流通部門の売上原価率の下降トレンド、つまり粗マージン率の上昇トレンドである。特に小売粗マージン率は過去 30 年余りの間に 10 % も上昇している (17 % ~ 27 %)。卸売業も 4 % 強マージン率が上昇し

ているが、その上昇は 1970 年初期までに起こっており、過去 15 年程度めだったマージン率の上昇は起こっていない。他方、製造業のマージンには目立ったトレンドはみられず、むしろ、1974 年、1979 年の 2 度のコスト・ショックが大きく原価率を引き上げていることが目立つ。特に第 1 次石油ショック時の原価上昇はおよそ 5 % にも達している。

次に、費用要因として (人件費 / 売上高) 比率をみてみよう。ここでもトレンドをみると、流通業における上昇トレンドが目立つ。過去 30 年余りの間に卸売業ではほぼ 2.5 % (1 ~ 3.5 %) 小売業では約 6 % (6 ~ 12 %) の上昇がみられる。これをみると、小売業では粗マージン上昇の約 60 %、卸売業でもやはり粗マージン上昇の約 60 % が、人件費の上昇によるものであることがわかる。製造業の場合は、原価率と同様、目立ったトレンドは観察されていないが、非常に緩やかな上昇トレンドを持っているとみることもできよう。しかし、製造業の場合はトレンドよりも、景気との逆相関関係の方が緩やかにドミナントである。

さて図 12 ~ 14 はトレンドと季節性を除去した後、三つの原価率の動きをトレンド除去後の鉱工業生産指数 (DIIPP) との相関をとったものである。これからわかることは、製造業者の原価率がかなりはっきりとした景気と逆相関を持っていること、つまり、マーク・アップ率の順循環性である。それに対し、小売マーク・アップはそのような動きを見せていない。実際簡単な OLS 推計で見ても、小売マーク・アップはむしろ景気と逆相関をしていることがわかる。

$$C_p / P_p = \text{const.} - 0.016 * (W_p / P_p) \quad (1.1)$$

$$-0.089 * (DIIPP) \quad \bar{R}^2 = 0.36 \quad (7.7)$$

$$P_p / P_w = \text{const.} - 0.054 * (W_w / P_w) \quad (8.5)$$

$$-0.025 * (DIIPP) \quad \bar{R}^2 = 0.29 \quad (3.87)$$

$$P_r / P = \text{const.} - 0.064 * (W_r / P) \quad (3.9)$$

$$+0.026*(DIIP) \quad \overline{R^2}=0.16 \\ (1.8)$$

このように原価率は小売業のみが順相関で、卸、製造業ともに逆相関である。また、いずれの粗マージンをとっても、(人件費/売上)比率と原価率は負の相関を持っている。特に流通業者においては(人件費/売上高) $[W_p/P_p]$ などで示す]比率と原価率との逆相関は有意である。これは、流通業において、有形無形の固定の生産要素およびそのための費用部分がかなり大きく、売上高の増大に伴いこのような費用部分の平均費用逓減が著しいことを示唆している。

以上の観測において、留意すべき点がいくつかある。第一に我々が計測するものが必ずしも概念上の費用、特に限界費用と一致するとは限らないことである。たとえばMorrison(1989)によれば、日本の製造業のマーク・アップは、どちらかというとcountercyclicalであると論じている。Morrisonは、資本や労働の準固定性や、これらの調整費用も考慮に入れた総限界費用を考えているため、このような結果が出てきてもおかしくはない。第二に、流通業においては、費用部分の推計にいくつかの問題点があり、粗マーク・アップ以外の情報にはいろいろ問題がある。

第2-3節でも示したように、日本の景気循環において、価格(インフレ率)と景気の正相関はそれ程頑健な事実ではなく^(注6)、むしろ、主要投入費用/産出価格の比率が強く逆相関的に動くことがより頑健な事実として考えられる。つまり大まかにいえば、景気上昇期には、主要費用に比べて価格が高くなる。

これは、費用に対する価格のマージン率が景気に関して順循環である、という上の観察と齊

合的であるが、そこでの自然な疑問は、何故、このような価格設定行動が観察されるか、という点である。ケインズ=ロビンソンに始まるマーク・アップ率の議論は主に、実質賃金が景気とほぼ無相関である事実を説明するために展開されてきた。その一つは、ロビンソンやカレツキの唱えた説で、独占的競争下の企業の価格は、 ε を需要価格弾力性、MCを限界費用とすると、

$$p = (1 - \frac{1}{\varepsilon})^{-1} MC$$

できまり、 ε が景気と順相関を示すため、マーク・アップは景気と逆相関を示すというものである。

模型の内容は異なるものの、Phelps-Winter(1970)などのcustomer-marketのモデルも、需要の価格弾力性の変化に重心のある議論といえる。これと関連して、Diamond(1982)の論文を基に、Bils(1990)の展開したマーク・アップのモデルが、ここでの特に小売業のマーク・アップ行動に関わりが深い。上記のDiamondやBilsの考え方の基本は、販売行動に固定性が高く、その事後的な生産性は、販売額の増加と共に上昇する、という総需要の拡大のもたらす外部性にある。この場合、販売費用は、景気と強い逆相関を示し、小売マーク・アップもそのほとんどが費用であるから逆相関を示すことになる。

上の議論は、小売マーク・アップの逆循環性がそれほど強くないという難点はあるが、上式の含意する労働費用とマーク・アップの強い正相関や、小売業の費用構造の特徴と齊合的であるといえよう。

他方、Rotembergらは、マーク・アップの変

(注6) 名目価格の硬直性の日本の景気循環に果たす役割が比較的小さいことに関しては、例えばTaylor(1989)が代表的な見解と検証を行っている。しかし、Taylorに代表される見解の問題点の一つは、日本の名目価格の伸縮性の原因を名目賃金の弾力性に求めるというところにある。これが例え事実だとしても、日本の場合、賃金の伸縮性以上に、労働生産性が変動しており、結果的に景気循環における実質賃金対労働生産性比率の変動は日本では非常に大きい。もしも、Taylorらの見解が正しく、名目(総需要)ショックが速やかに、価格変動により吸収されるのだとすると、労働生産性の大きな変化は観測されないはずである。

動を寡占的企業の価格に関するcollusiveな行動としてとらえようとする [Rotenberg and Woodford (1990)]。この考え方によれば、ライバル企業との暗黙の価格協定を破るインセンティブの強さは、それによって得られるが現在の利益が、今後協調を続けることにより得られる将来利益の期待値に比べてどの程度大きいかにより決まる。この比率は、現在の市場規模が将来のそれに比べて大きいときに最も大きくなるので、価格協定からの逸脱は好況時に多く、結果的にマーク・アップは逆循環的となる。上のような考え方は、その中心には、費用に比しての価格の変動の大半が、生産要素の限界生産性の変動ではなく、価格設定行動の変化にあるとする点で、Phelps=WinterやBilsのモデル、またMorrissonらの生産関数推定による接近方法とも大きく異なる。

その適否は直ちに判断できないが、我々の観測に照らしての重要な問題は、価格設定が、生産者企業により、流通企業も含め全体として統一的に成されているという仮定であろう。上記の結果や、以下に示すスペクトラム分解は、マーク・アップ行動が、各経済主体で大きく異なることを示しているのである。

いずれにしても、価格と費用の関係を景気循環の文脈で考える際に避けることの出来ない困難は、直接観察可能なものが、生産要素の単位価格と、生産物の単位価格に限定される点である。しかし、限界費用MCは、生産要素 x_j に関して、生産量をQとすると、

$$MC_j = p_j \cdot \frac{\partial Q}{\partial X_j}$$

であり、価格と限界費用の間にはマーク・アップ率 m を介して定義的に

$$p = (1 + m)MC$$

の関係がある。我々には、 m や $\frac{\partial Q}{\partial X_j}$ は観察可能

ではなく、実際には主要費用との相対的価格 (p/p_j) が得られるに過ぎない。一方、労働生産性に関する統計は (p/p_j) で観察されるマーク・アップ変動の少なからぬ部分が実は、

図15 クロス・スペクトラム
売上原価／売上高（製造業）

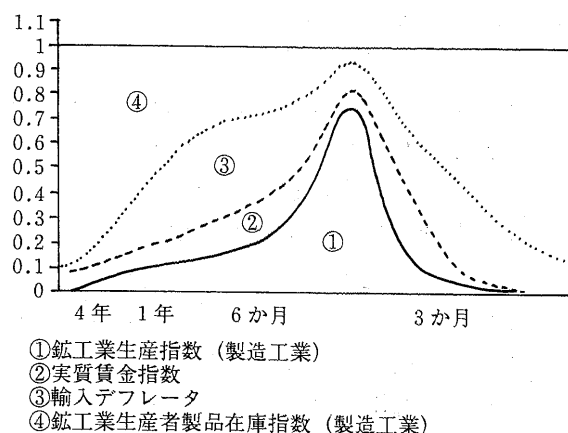


図16 クロス・スペクトラム
売上原価／売上高（卸売業）

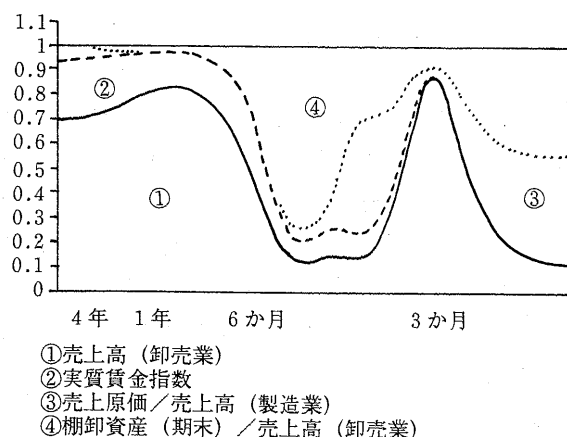


図17 クロス・スペクトラム
売上原価／売上高（小売業）

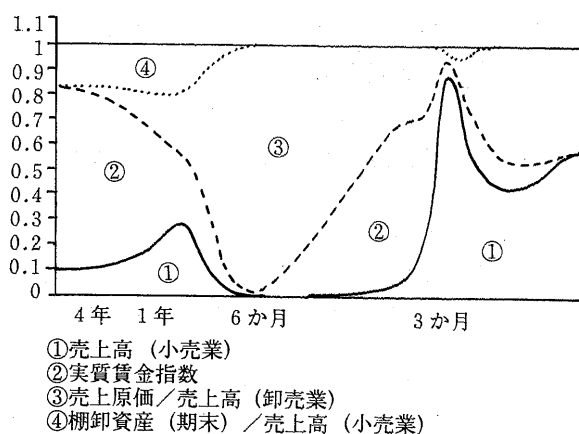
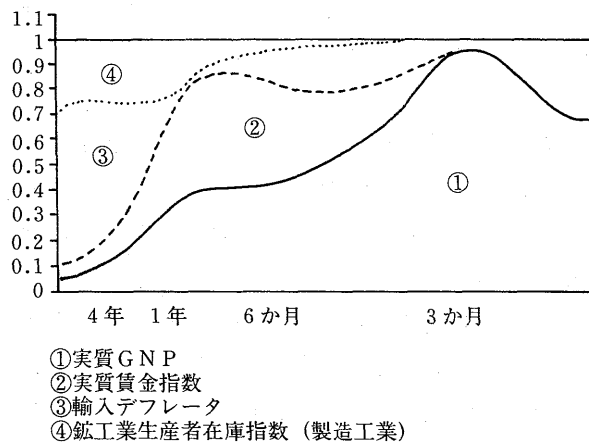


図18 クロス・スペクトラム
売上原価／売上高（全産業）



$\frac{\partial Q}{\partial X_i}$ という生産性の変動であることを示している。そうであるならば、観察されるマーク・アップの変動のかなりの部分は、生産性変化に伴う限界費用の変化を反映したものと考えねばならない。

3つの売上原価率の動きを他の変数と関連づけるために、クロス・スペクトラムをみたのが図15～17である。各原価率のクロス・スペクトラム分解は、(1)各段階の販売（生産）額、(2)実質賃金、(3)上流段階の費用指数、(4)各段階の在庫指数によって成された。各段階の具体的な変数名は図中に示されている。まず、いずれの段階においても共通に見られることの第一は、高周波（短周期）においては、(4)の在庫指数の説明力が極めて強く、最小の小売原価率の場合でも分散の全体の40%程度を説明する。それ以外はいずれも80%近くを説明している。第二の共通点として、各段階の販売額の説明力が最も高くなるのが、1年を越えない程度の周期においてである点であろう。その中では製造業者の原価率での説明力のピークが一番短期のところで見付き（4ヶ月程度）、流通段階では2/3年程度になっている。ただし、説明力の大小そのものは非常に大きく異なっている。ピーク時の説明力は製造業者で75%、卸売レベルで小

売原価率の場合でも分散の全体の40%程度を説明するが、小売段階では30%強に過ぎない。1年を超える長期で説明力も最も高いものは、製造業者では、在庫指数、卸売レベルでは販売額、小売レベルでは実質賃金である。

参考のために、図18の全産業計のケースをみておくと、1年超では輸入デフレーターが60%近くの説明力を持ち、在庫指数の説明力は1/4程度である。特に注意すべきことは原価率、あるいはマーク・アップ率の景気循環に対応する周期での変動に対する説明力においては、生産・販売額のそれが小さいことである。原価率がそれぞれの費用要因に対して感応しないということは、費用変化がマーク・アップによってではなく、価格への転嫁によって処理されていることを強く示唆する。このように考えると、長期においてマーク・アップ率を変動させる主要因、つまりマーク・アップの変化により吸収される費用要因は、製造業では在庫費用、卸売では、販売規模の経済性、小売では実質賃金ということになる。つまり、流通業における価格は、グロスマージンに対応していることを考えると、流通段階ではグロスマージンの決定要因としては長期では卸の販売規模、小売での実質賃金になる。製造業では長期のマーク・アップにほとんど影響を及ぼさず、言い換えれば、価格に転嫁され易いものは、規模要因賃金、そして輸入財価格ということになる。

4-2 主要労働費用と生産性の変動

ここまでの論議では、費用構造を所与として、マーク・アップ率がどのようにして決まるかを分析した。マーク・アップ率の変動をもたらす主要因は、各段階毎で大きく異なっていた。製造業者では在庫率が、卸売業者では販売規模が、小売業者では実質賃金が、長期におけるマーク・アップ率変化の最も重要な要因であった。これは言い換えれば、流通段階ではこれらの以外の要因は、長期のグロスマージンに大きな影響を与えず、利益率に直接影響をもたらす

図19 パワー・スペクトラム

売上原価／売上高（製造業）

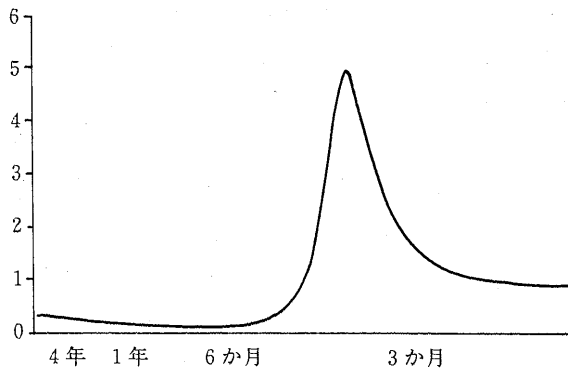


図20 パワー・スペクトラム

売上原価／売上高（卸売業）

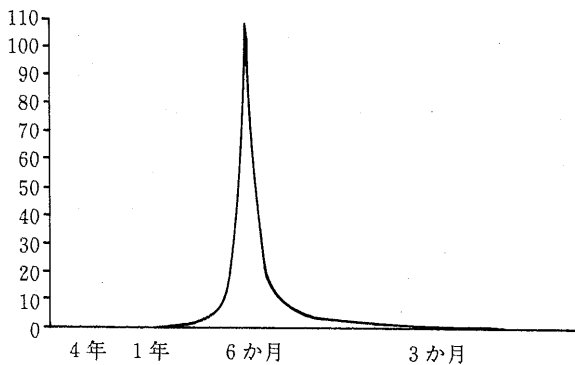
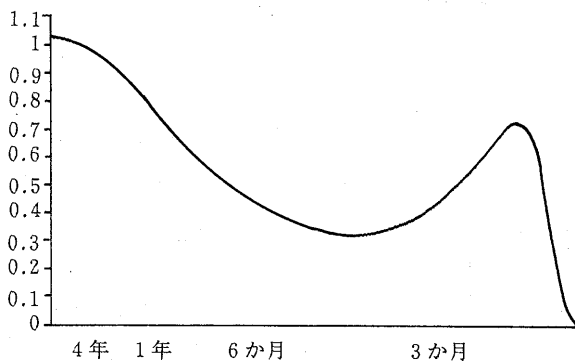


図21 パワー・スペクトラム

売上原価／売上高（小売業）



ているものといえる。

そこで、原価率自体の変動のスペクトラム分解を行なって、費用要因変動がどのように、価格やマーク・アップに影響してゆくのかを考えてみることにしよう。

まず、図19～21は、これら3つの原価率自体のスペクトラム分析を行なっている。そうすると、これらの原価率の時系列的特徴が非常に異なっていることに気づく。最も短周期にピークがあるのは、製造業で約4ヶ月、卸売業では約半年、それに対し、小売では超長期（10年超）にスペクトラムのピークが訪れている。このことから、粗マージンの1年以上の変動に重要な影響を与えるショックの内容が、3つのマージン率の間で大きく異なることが推計できる。

特に小売マージン率に関しては、長期、低周波のショックが小売マージンの変動に重要であるから、これから考えると、小売マージンの長周期変動を最も良く説明する実質賃金の動きが重要だと考えられる。

卸売業の場合も、売上原価率のスペクトラムのピーク付近では、ちょうど売上指数の説明力がピークに達している。卸売レベルでのマージン率の鍵になるのは売上高であるといえよう。他方、製造業での売上原価率の鋭いピークは約4ヶ月程度の周期にあらわれており、ちょうどこれも、クロススペクトラムでの鉱工業生産指数の説明力がおよそ70%とピークに達する。これら全体から得られる結論は至極単純である。すなわち、小売部門では、実質賃金がマージン率に最も重要な影響を与え、それより上流では売上高が最も重要な影響を与える。

この結論に照らすと、マージン率の景気との相関も、説明が容易である。上流部門でのマージン率は順循環的であるが、これは基本的に売上額の順循環性によるものであり、小売部門でのマージン率が目立った景気との相関を持たない、あるいはむしろやや逆相関的であるのは小売マージンの主変動要因である長期の生産性あたりの実質賃金の時系列的特性を反映している

といえる^(注7)。

4-3 マーク・アップ変動と産業の競争度

Hall (1988) はマーク・アップの存在などについて、価格、産出量、投入価格および投入量といった直接的に観察できるデータを用いて、米国産業に関する検証を行なっている。この節ではHallの手法を日本の製造業に援用して、国民所得統計を中心とする各種データを使用して日本における各産業のマーク・アップならびに産業の競争度を検証し、そこから導出される結果を景気循環との関係で考察することを試みる。

a 分析手法

競争的な産業では限界費用が生産物の市場価格と一致していることを出発点とし、これを帰無仮説とする。そしてHallの行なった分析手法を援用して、各産業毎にこの帰無仮説を検定し、その産業が競争的か否か、即ち市場価格が限界費用を上回っているかどうか（マーク・アップの存在有無）を明らかにする。まずこれに先立って以下のような手順で、分析手法を導入する。

いま生産関数を $Q = \theta F(K, N)$ とする。ここで、 Q は産出量、 K は資本ストック、 N は労働投入量、 θ は技術進歩を示す変数である。

この生産関数を対数微分すると、

$$(1) \quad \Delta q_t - \alpha_t \Delta n_t = \theta_t$$

を得る。但し、 $\Delta q = \Delta \log \left[\frac{Q}{K} \right]$, $\alpha = \frac{\omega N}{PQ}$, $\Delta n = \Delta \log \left[\frac{N}{K} \right]$ である。(1)式の左辺はSolow Residualとして知られている)。

ここで産業の競争度を検討するためマーク・アップ比率 μ を導入する。即ち、

$$(2) \quad \mu = \frac{p}{x}$$

であり、 p は生産物価格である。また資本ストックが固定されているときの限界費用 x は労働費用の変化で近似できるので

$$(3) \quad x = \frac{\omega \Delta N}{\Delta Q}$$

である(もちろん資本ストックが固定されていない場合も(2)を変形することで限界費用を導出できる)。 ω は現行の賃金。もしも生産物価格 p が限界費用 x を上回っていれば($p > x$, 即ち $\mu > 1$)、その産業は競争的ではないといえる^(注8)。

さらに資本ストックの変化や技術進歩を考慮して(2)を変形すると

$$(4) \quad \Delta q_t = \mu_t \cdot \alpha_t \cdot \Delta n_t + \theta_t$$

(注7) マージン率変動における、製造業と流通部門のこのような対比は二つの産業における費用構造の違いをある程度反映しているものとも考えられる。本文でも触れたように本稿には観測されるマージン率の変化を、真の限界費用の変化とマーク・アップ率の変化に分解するための情報が不足している。もし限界費用の変化があらわれているのだとすると、二つのマージン率変動の違いは、流通サービスの生産技術と財貨の生産技術、あるいは、その背後にある企業組織や、要素投入の調整メカニズムを反映すると考えるべきだろうし、他方、マーク・アップ率が変化するのだとすれば、Rotembergのような見方が可能である。

第三の見方は、各段階での流通マージンの変化は、製造業者の再販価格政策の反映にすぎず、むしろ、主要生産(限界)費用と小売価格との関係が重要と考えることも可能である。しかし、流通業の価格形成に関する多くの実証分析は、このような統一的な垂直的価格政策が維持されているのは例外的であることを示しており、マクロ的な分析における仮定としてその妥当性には疑問がある。これに関して、Ariga et al.前出参照のこと。

(注8) 但し、注意せねばならないのは、仮に完全競争の仮説がこの意味で否定されたとしても、それは必ずしも企業が過剰利潤を得ていることを意味しない点である。Hallも推測するように固定性の強い投資が必要な業種で参入が自由であれば、仮に、限界費用を上回る価格が付けられても、均衡では平均価格と費用が一致し超過利潤がゼロの状態がもたらされる。このような市場均衡は、最終節で触れるNew Keynesian Economicsのアプローチに近いものとも言える。

を得る。これを μ_t について解くと

$$\mu_t = \frac{(\Delta q_t - \theta_t)}{\alpha_t \cdot \Delta n_t}$$

となり、技術進歩率が測定できれば毎年のマーク・アップ比率は導出される。しかしながら実際の技術進歩率は測定できないので、4式を次のように変形する。

$$(5) \quad \Delta q_t - \alpha_t \cdot \Delta n_t \\ = (\mu_t - 1) \alpha_t \cdot \Delta n_t + \theta_t$$

明らかに(5)式において $\mu_t = 1$ であれば(1)式となる。

いま、産出量や雇用量に影響を与えるが技術進歩とは無相関の外生変数の階差 Δz を導入する。もしも生産物市場が競争的であれば、 $\mu_t = 1$ であるから、

$$\text{cov}(\Delta q_t - \alpha_t \cdot \Delta n_t, \Delta z) \\ = \text{cov}(\theta_t, \Delta z) = 0$$

となる。しかしながら生産物市場が競争的でないとき、 $\alpha_t \cdot \Delta n_t$ が Δz と正の相関となるような外生変数 Δz に対しては

$$(6) \quad \text{cov}(\Delta q_t - \alpha_t \cdot \Delta n_t, \Delta z) \\ = \text{cov}[(\mu_t - 1) \alpha_t \cdot \Delta n_t + \theta_t, \Delta z]$$

が正の値となる。

ここにおいて我々は各産業についての $\text{cov}(\Delta q_t - \alpha_t \cdot \Delta n_t, \Delta z)$ の値を計算することによって、マーク・アップ比率および産業の競争度を各産業について検討することが可能となった。

b 米国産業における実証結果

Hall (1988) は、aで導出した分析手法を使って米国の産業毎にダミー検定を行なった。検定に際し、適当な外生変数 Δz として軍事費、石油価格ならびに政権党を採用している。また(6)式が正の値となることは、 $\Delta q - \alpha \cdot \Delta n$ を説明変数 Δz で回帰分析したときの Δz 係数が正の値をとるかで検定されている。まず米国の産業（鉱業と農業を除く民間GNP部門）を7つに区分し、上記3つの外生変数 Δz に関して検討を試みた。

石油価格の変化率を外生変数 Δz としたとき、7つの産業区分の中で5つの産業について競争的でないことが確認され、他の2つの産業

についても低い有意水準ではあるが競争的でないことが確認されている。金融・保険・不動産業を除いて、石油価格が上昇したとき、産出量が大きく減少したが、労働投入量はそれほど減少しなかった。これは生産性が大きく低下したことを意味するが、これは生産関数が下方ヘシフトしたからではなく競争的でないこと（ $p > x$ ）が理由となっているとHallは推定している。

軍事費の変化率を外生変数 Δz としたとき、建設業、非耐久財製造業、運輸・公益事業、貿易業、金融・保険・不動産業並びにサービス業において競争的でないことが確認されている。また軍事費の増加がサービス業の生産性を向上させ、非耐久財製造業や建設業の生産性を低下させるという興味深い結果も得られている。さらに政権党を外生変数としたときは建設業並びにサービス業が競争的でないことが確認され、双方とも民主等政権下であるいは産業活動が活発化し、生産性も高まっている。

次にHallは、米国の産業を26の更に細かい産業に区分をしたうえで、この26産業について上記3つの外生変数を用いて同様の手法で検定を行なった。特に石油価格の変化率を外生変数としたとき、26産業のうち9産業で競争的であるという仮説が有意に棄却されている。さらに米国の多くの産業で、価格と限界費用の間には大きな格差があることが確認されている。このことは米国の製品市場の寡占や製品差別化を示すものと考えられるが、一方で労働市場における需要独占の可能性も示唆するものである。

c 日本の産業における実証結果

(1) 使用データ

日本については国民所得統計の経済活動別データを中心に、ホールの分析手法を援用して検討を行った。具体的にはa(6)式を計測するために、次のようなデータを採用した。即ち、

産出量(Q)並びに pQ ：生産者価格表示の
国民総生産(産出額 - 中間投入)
資本ストック(K)：民間資本ストック

表 5 a Hall仮説の実証結果(1)

[防衛費のケース]

	相関係数 ($\alpha \Delta n, \Delta z$)	共分散 ($\Delta q - \alpha \Delta n, \Delta z$)	Δz の係数 (t 値)
製造業	0.12840	0.00050	1.28130 (2.69830)
食料品	-0.04621	-0.00006	-0.14713 (-0.13786)
繊維	-0.00079	-0.00075	-1.94160 (-1.15310)
パルプ・紙	-0.05856	0.00076	1.95750 (0.97128)
化学	0.14773	0.00068	1.75910 (1.47590)
石油製品・石炭製品	0.26574	0.00018	0.74881 (0.05096)
窯業・土石製品	0.49337	-0.00065	-2.70470 (-2.87570)
金属製品	0.06998	0.00110	2.83070 (2.68980)
一般機械	0.05630	0.00011	0.28740 (0.31075)
電気機械	0.34535	-0.00167	-0.18850 (-0.19544)
輸送機械	-0.14499	-0.00007	-0.18850 (-0.19544)
精密機械	0.35411	-0.00096	-3.97070 (-2.90240)

(取付ベース)

労働投入量(N)

: 常用雇用指数

賃金(w): 毎月勤労統計調査
報告

であり、データは暦年データになるように適当に加工している。また外生変数 Δz として防衛費並びに石油価格を取り上げた。具体的なデータとして、防衛費は国民所得統計の政府の目的別最終消費支出における実質最終消費支出の

「防衛」、石油価格は輸入価格指数の「原油および粗油」を使用した。結果は、表 5 a, b にまとめられている。

(2) 結果

まず外生変数 Δz として防衛費を採用した場合を検討する。(6)式の符合を計測する前に、防衛費の外生変数 Δz としての妥当性を、 $\alpha \cdot \Delta n$ と Δz の相関が有意であるか否かによって検証すると、 $\text{cov}(\alpha \Delta n, \Delta z)$ と $\text{cov}(\Delta q -$

表 5 b Hall仮説の実証結果(2)

[原油および粗油のケース]

	相関係数 ($\alpha \Delta n, \Delta z$)	共分散 ($\Delta q - \alpha \Delta n, \Delta z$)	Δz の係数 (t 値)
製造業	0.00713	0.00286	0.02867 (0.75792)
食料品	0.18655	0.00752	0.07533 (1.62790)
繊維	0.15202	0.00803	0.08036 (0.92984)
パルプ・紙	-0.37591	0.01603	0.16052 (1.36660)
化学	-0.01633	-0.01669	-0.16707 (-1.97160)
石油製品・石炭製品	-0.32910	0.01873	0.17482 (0.25154)
窯業・土石製品	-0.41969	0.00546	0.05096 (0.89404)
金属製品	-0.22789	-0.00558	-0.05584 (-0.87305)
一般機械	-0.13208	0.01593	0.15951 (3.05320)
電気機械	0.11923	0.01626	0.16283 (1.63390)
輸送機械	0.21985	0.00371	0.03710 (0.60221)
精密機械	0.28323	0.00550	0.05133 (0.60515)

$\alpha \Delta n, \Delta z$ の符号について、パルプ・紙、窯業・土石、電気機械において若干の符号の違いが見られたが、概ね妥当な相関であると判断できた。このとき(6)式の値並びに、 $\alpha \cdot \Delta n$ と Δz で回帰分析したときの Δz 係数は次表のとおりである。特に金属製品で大きな有意の値が得られた。また製造業全体で見ても有意な正の値となっている。

次に外生的な変数 Δz として原油及び粗油を

採用した場合を検討する。まず先にケースと同様に、外生変数、 Δz として妥当性を $\alpha \cdot \Delta n$ と Δz 及び $\Delta q - \alpha \Delta n$ と Δz が同方向の相関であるか否かによって検証すると、防衛費の場合と比較して相対的に相関係数が小さい値となっており、外生変数としての Δz の妥当性は比較的低いと推測されたが、化学、食料品、電気機械で有意な結果が得られた。

このように日本の各産業においても、米国に

おけるHallの実証研究で得られた結果と同様の傾向が見られた。即ち、日本の各産業の製品価格は限界費用を上回っており、その意味で競争的ではなく、マーク・アップ比率も1を越えていることが確定できる。またここでは推計を試みているが、一連の実証結果から例えば電気機械や金属製品といった産業では高いマーク・アップ比率であることが予想される。

d まとめ

Hall (1988) の中でも議論されているように、日本における実証結果によって、日本の製品市場は寡占的または製品差別化が進んでいるという推論も可能であるが、一方で労働市場の需要独占の存在についても検討してみる必要があるように思われる。この場合、労働者の賃金は上方に対して硬直的または製品の市場価格の上昇に対してラグをもって反応することになることが考えられる。こうした労働市場の特性が予想される限りにおいて、産業間のマーク・アップ比率が異なっていることが、産業間の賃金変化率の製品価格への波及並びに波及度が異なってくることを予想させる。こうしたことは需要ショックによる価格変化と賃金の変化にはラグ並びに水準ギャップが発生することを示唆しており、景気循環と価格の関係に関する説明となりうる可能性を示しているものと言えよう。

ただ使用したデータや(6)式を導出するまでのいくつかの仮定の妥当性などについて全く問題がない訳ではないことは、Hall (1988) でも指摘されているところである。

4-4 産業組織と景気循環

ここまでの分析においてえられた結果は次の

二点において、景気循環に対し強い含意を持つものであるといえる。

- (1) マージン率の順循環性が、製造業および卸売業ではっきりとみられ、しかもそれが生産・販売量とマージン率との強い相関によって説明されている。これはHall (1988) 論文のモデルの日本経済での実証においても確認された。
- (2) 他方、小売業においては、マージン率はむしろ緩やかな逆相関を持っており、これは実質賃金とマージン率の強い相関、そして実質賃金率の弱い逆相関性により説明できる。

ここでは、以上の結果を産業組織論的な視点から再構成してみよう。まず、Hall仮説の実証結果について、どのような解釈が可能であろうか？ 第一に考えられるのは、賃金率の果たす役割についての疑問であろう。景気循環の周期にあたるようなタイム・ホライズンでは、賃金率が労働の資源配分に果たす役割は、極めて限定されたものであるかもしれない^(注9)。もしも、賃金率が労働のシャドウプライスに対して過小評価になっているならば、実証結果は、必ずしも、製造業における完全競争の否定を意味しなくなる。様々の他の証拠からも、実質賃金の果たすシグナルとしての役割は極めて限定されたものである可能性が高い。特に労働生産性が実質賃金以上に非常に強い順循環性を示すことは労働市場が完全競争でないことを強く示唆するといえる。

他方、Hall仮説の実証結果がこれによってすべて説明されうるかどうかは疑問である。まず第一に、労働市場の不完全性だけでは、流通部

(注9) このような問題は必ずしも、賃金にのみ関わるものではない。日本の企業間取引においては、取引価格にのみ依存して、取引＝生産数量の調整が行われることはむしろまれであり、密接な取引関係のある企業系列やグループ内取引では、直接的な数量情報や、生産計画の相互調整こそがむしろ主要な調整手段である。このような問題は、より一般的な観点からみると、計算(帳簿上)価格と、数量決定に関わるシャドウ・プライスの間の乖離であり流通部門を例にとれば、取引価格以外のさまざまなリベートや陰状的サービスの供与等が短期的の取引条件調整の手段となっていることも、その一つのケースである。しかし、概して言えば、この問題が最もマクロ的に重大であると思えるのはやはり賃金の果たす機能についてであろう。

門におけるマージン率の動きを説明することは難しい。また、日本の労働市場、特に長期雇用関係に関する支配的な見方からすれば、賃金には、一部利潤相当分が含まれているとの主張が成り立つが、これはむしろ、Hall仮説の説明を労働市場の不完全性に求める見方とは逆行するものである。というのはHall仮説を労働市場の不完全性から説明するならば、景気の良いときには労働はunder paid、悪い時にはover paidされていなければならないから。むしろ、労働市場の不完全性も、賃金契約や労働者の所得リスクの保険になっていると考える方が、Hall仮説との斉合性があることになる。

他方、実証結果は、極めて大ざっぱな見方であるが、通常の集中度指標から見た産業の競争度とは有意な相関がみつからないといえる。有意な結果がでた化学、食品、金属製品のうち、金属製品や食品は集中度指標からみて、むしろ競争的な産業といえるし、他方、輸送機械、紙・パルプなど集中度の高い産業でも有意な結果が出ていないものがある。

それにもかかわらず、全体として製造業全体でマージン率のprocyclicalityが強く支持され、小売部門ではそれが否定されるのは産業組織とマージン率の動きの間にゆるやかではあるが相関があることを示唆するように思われる。

また、価格水準自体のクロス・スペクトラム分解の結果では、輸入物価の強い説明力が周期と価格指数を問わず検出された。他方、マージン率に対して、輸入物価指数はそれほど強い説明力を持たなかったから、物価水準にパス・スルーされ、マージンによる吸収はあまり大きくないことがわかる。これも、製造業の不完全競争を強く示唆する結果であるといえよう。海外市場との競争が激しい市場での輸入物価の変化は、マージン率の上下動により吸収されるはずであるから。結果として、景気循環において、相対価格を大きく変化させる最も重要な要因は、輸入物価の変化でありマージン率を最も大きく変化させる要因は売上高と実質賃金であるといえよう。

・ 景気循環理論と価格－結びに代えて－

本稿の主要目的は各・賃金・マークアップに関する定型的事実の整理であり、直接的に景気循環理論の妥当性について検証が可能な形での分析は行われていない。しかし、これまでの分析から得られた主要な定型的事実は、一定の理論妥当性に対する含意を持つものである。本節では、これまでの分析結果をまとめながら、いくつかの含意について説明する。

5-1 得られた定型的事実

- (A) まず価格水準についてみると、景気と強い正の相関が見られるという仮説は、全体として支持されない。これは、通常のトレンド除去を行うか、対数階差を取るか、また価格水準としてGNPデフレーター、WPI、CPIのいずれをとるかに依存しない。

実質賃金は、景気と強い順相関の関係がみられるが、労働生産性で除した効率単位当たりの実質賃金は強い負の相関を持つ。

- (B) インフレ率の分散とインフレ率の間には、有意な正の相関がみられ、これは価格のとり方に依存しない。インフレ率が高いほど、インフレ変動率も高くなる。

- (C) 物価水準の変動のクロススペクトラム分解を行うと、賃金プラスマークアップという標準的な仮説にほぼ従うと思われるのは、付加価値ベース（GNPデフレーター）でみた価格水準である。WPIやCPIでは、それぞれ輸入物価指数や、流通段階のマークアップ率がむしろ説明力が高いことが解

る。

(D)主要相対価格の変動を景気循環との関係で見ると、要素（投入）価格と産出価格の比率が景気とかなり強い逆相関を示す。

(E)マークアップ率は、製造業については順循環であるが流通マークアップは無相関かむしろ逆循環である。またクロススペクトラム分解によりマークアップの変動要因を探ると、製造業では在庫指数、卸売では販売規模、といった流通の効率性の測度が最も説明力が高いが、小売りでは実質賃金が最も高い説明力を持つ。

(G)マークアップは、Hall仮説の実証においても、全体として、完全競争の仮説を棄却し価格水準の有意な説明要因であることが示される。

5-2 価格、賃金の硬直性

価格水準の硬直性を根幹とする、教科書的なケインズモデルにおいては、実質賃金の逆循環性、価格水準の硬直性が主要な特徴である。フィリップ曲線のモデルにおいては、価格水準ではなく、価格水準の均衡に向けての調整速度に焦点があるが、ここでも実質賃金の逆循環の含意は同じである。価格水準の硬直性、あるいは名目ショックの与える生産量への正の影響を軸とする景気循環の説明に対して、我々の分析結果はどちらかというと否定的なものである。その理由の第一は、価格の順相関性が概して支持されないこと、しかもそれが明確な供給ショックを取り除いても頑健な結論であること、による。第二に、実質賃金の逆相関性は、効率性単位で測った場合にはじめて得られる結論である。しかし効率性単位ではかった実質賃金が景気と逆相関を見せることは、概して、労働の限界生産物が、生産量と正の相関をもつことを示しており、そうであるならば、景気変動の主要因が需要スケジュールのシフトではなく、主として供給スケジュールのシフトによっておこるという見方を支持するものである。もちろん、労働の限界生産性の順循環性は、技術

的ショックによる供給スケジュールのシフトによるものとは限らず、労働保蔵によっても起こる。むしろ、日本の労働市場分析の過去の研究成果を考慮に入れるなら、労働生産性の強い順循環性は、労働保蔵によるものと考えるべきであろう。

5-3 相対価格ショックの重要性

我々の分析結果の中で景気循環に対して最も強い含意を持つのは、価格水準ではなく、むしろ相対価格の動きである。まず第一に、コスト要因としての輸入物価の重要性をあげねばならない。マークアップ率の分析で示されたように、輸入物価の変化はマークアップに対して強い説明力を持っておらず、価格水準に強い説明力を持つ。要するに、購入物価で測ったコスト要因は、マークアップされた価格体系で、そのままパススルーされる傾向を強く持つといえる。これ以外にも効率性単位で測った実質賃金、資本財への相対価など、主要な投入・産出、相対価格は、景気と強い負の相関を示す。

これはeconomy wideあるいは産業レベルでの生産レベルでの経済あるいは流通費用も含めた規模の経済が有意に存在し、生産量の拡大が利益率を拡大させ、更に市場規模の拡大を招くといったメカニズムが日本の景気循環において支配的なものではないかという示唆を与える。

以上の観察を統合すると、日本の戦後の景気循環を価格の側面からみる限り、単純な価格硬直性に依拠したモデルや、完全競争を前提とした実体的景気循環のいずれのモデルもそのままでは説明力に乏しいという結論になろう。特に後者について、観測された事実と大きく矛盾するのはつぎの諸点である。第一に、供給ショックに重点を置く実体的景気循環のモデルでは、限界費用が景気と逆相関的に動く点がうまく説明できない。実体的景気循環のモデルの基本的特徴は、実質賃金の強い正の相関であるが、これは、あくまで限界労働生産性と実質賃金が常に等しいという完全競争の仮定に基づくもので、我々の観測では、労働生産性／実質賃金は

強い順循環性をもっている。第二に、非常に強い労働生産性の順循環性やHall仮説検証の結果はそれぞれ労働の分割可能性（調整費用なし）及び完全競争の仮定を否定する証拠であり、しかもこれらが日本の景気循環を説明するにあたり重要な事実であることは否定するべくもない^(注10)。

これらの点を合わせると、そのままでは実体的景気循環論も日本の景気循環に対する説明力は限られたものになると考えられる。

5-4 New Keynesian Macroeconomics^(注11)から見た解釈

観測された事実が示唆するあり得べき景気循環モデルはどのような要件を満足する必要があるのだろうか？

まず第一に、観測事実は、マークアップが有意に、限界費用と価格の比率が景気と逆相関に

動くことを示唆しており、短期の限界費用逓減をeconomy wideあるいはindustry levelで持つような不完全競争の一般均衡のモデルが概ね正しい研究の方向であることを示唆する。

第二に、生産要素、特に労働の調整費用が無視できない役割を果たしており、労働保蔵の役割を明示的に取り入れた分析枠組みが望ましいと思われる。ここでも、賃金と労働の限界生産物の間の乖離を少なくとも潜在的には説明可能なモデルでなければならない。

要するに、生産物市場、労働市場双方における不完全競争からなる一般均衡のモデルが、極めて抽象的なレベルであるが、潜在的に日本の景気循環を説明し得る可能性があるといえる。

本稿の分析では貨幣的要因を分析対象としなかったため、金融市場の役割については、本稿は分析含意を持たない。これが、大きな残された課題といえよう。

(注10) 労働生産性の順循環性を実体的景気循環理論のモデルで説明しようとする試みについてはRogerson (1988), 大日・有賀他(近刊)を参照されたい

(注11) New Keynesian Macroeconomicsに関しては, Mankiw and Romer(1991)が標準的な参考文献を提供している

参 考 文 献

- Ariga, K., Y. Ohkusa and H. Namikawa "Japanese Distribution System," *Ricerche Economiche* 1992 forthcoming
- Bils, M., "Selling versus Producing in Market Fluctuations," *Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy* 33(1990) : 53-88
- Diamond, P., "Aggregate Demand Management in Search Equilibrium," *Journal of Political Economy* 90(1982) : 881-894
- Hall, R. E., "The Relationship between Price and Marginal Cost in U. S. Industry," *Journal of Political Economy* 96 : (1988) 921-947
- Mankiw, G.N. and D.Romer (eds.), *New Keynesian Economics* (in 2 vols.) Cambridge, MIT Press, 1991
- Morrioso, C. J. "Markups in U. S. and Japanese Manufacturing : a Short Run Econometric Analysis," *NBER Working Paper* 1989
- Phelps, E. S. and S. G. Winter, "Optimal Price Policy under Atomistic Competition," in E.S. Phelps(ed.) : *Microeconomic Foundations of Employment and Inflation Theory*, New York : Norton 1970.
- Rogerson, R. "Indivisible Labor, Lotteries and Equilibrium", *Journal of Monetary Economics* 21 (1988) : 3-16
- Rotemberg, J. J. and M.Woodford, "Cyclical Markups:Theories and Evidence," *NBER-Working Paper* 3534,1990
- Taylor, J. B. "Differences in Economic Fluctuations in Japan and the United States : The Role of Nominal Rigidities", *Journal of Japanese and International Economies* 3(1989) :127-144
- 浅子和美他「戦後日本の景気循環：定型化された事実」『ファイナンシャルレビュー』19号、1991年
- 大日康史、有賀健他「景気循環と人的資本蓄積」『ファイナンシャルレビュー』近刊
- 黒坂佳央『マクロ経済学と日本の労働市場』東洋経済新報社、1988年
- 豊田利久「インフレーション：インフレ期待形成とフィリップス曲線」浜田宏一他編『日本のマクロ分析』1987年東大出版会所収

付録 スペクトラムの推定

スペクトラムの算出方法には、大別してパラメトリック法とノンパラメトリック法の2種類ある。本稿では、まず各変数のトレンドを除去したうえで、パラメトリック法を用い、スペクトラム、クロス・スペクトラムを計測した。

以下では、具体的な算出方法について、概説する。

(1) パワー・スペクトラム

まず、時系列モデルARMA(p, q)

$$y_t = a_1 y_{t-1} + a_2 y_{t-2} + a_3 y_{t-3} + \dots + a_p y_{t-p} + b_1 u_t + b_2 u_{t-1} + b_3 u_{t-2} + \dots + b_q u_{t-q}$$

の次数 p, q を決め、 a_i, b_j ($i = 1, 2, 3, \dots, p, j = 1, 2, 3, \dots, q$) から、スペクトラム密度関数を次のように求めた。

$$f(\lambda) = \sigma^2 * \frac{(1 + \sum_{k=1}^q b_k \cos 2\pi k \lambda)^2 + (\sum_{k=1}^q b_k \sin 2\pi k \lambda)^2}{(1 + \sum_{l=1}^p a_l \cos 2\pi l \lambda)^2 + (\sum_{l=1}^p a_l \sin 2\pi l \lambda)^2}$$

(2) RPC

クロス・スペクトラムについては、VARモデル

$$C_0 Y_t + C_1 Y_{t-1} + C_2 Y_{t-2} + C_3 Y_{t-3} + \dots = U_t$$

$$C_k = \begin{bmatrix} c_{k,11} & c_{k,12} & \dots & c_{k,1n} \\ c_{k,21} & c_{k,22} & \dots & c_{k,2n} \\ c_{k,31} & c_{k,32} & \dots & c_{k,3n} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ c_{k,n1} & c_{k,n2} & \dots & c_{k,nn} \end{bmatrix}$$

$$(k=0, 1, 2, 3, \dots, n)$$

$$Y_t = [y_1, y_2, y_3, \dots, y_n]$$

$$U_t = [u_1, u_2, u_3, \dots, u_n]$$

を用い、

$$|h_{ij}(\lambda)| = \left(\sum_{k=0}^n c_{k,ij} \cos 2\pi k \lambda \right)^2 + \left(\sum_{k=0}^n c_{k,ij} \sin 2\pi k \lambda \right)^2$$

を求めた。この $|h_{ij}(\lambda)|$ から、一般にRPC (Relative power contribution)は、

$$RPC_{j \rightarrow i}(\lambda) = |h_{ij}(\lambda)| * \sigma_j^2 / \sum_{j=1}^n |h_{ij}(\lambda)| * \sigma_j^2$$

のようにあらわされる。

ただし、本稿では、自己の影響（例えば、GNP → GNP）については、あえて計測せず、

$$RPC_{j \rightarrow i}(\lambda) = |h_{ij}(\lambda)| * \sigma_j^2 / \sum_{j=1, j \neq i}^n |h_{ij}(\lambda)| * \sigma_j^2$$

とした。

(3) トレンドの除去

時系列分析を行なう場合，対象データの（弱）定常性が要求される。そのため，トレンドの除去を行なうことになる。その方法は，幾種類か考えられるが（代表的なものは，A R I M A モデルで，階差を取るもの），本稿では，

$$y_t = e_0 + e_1 * t + e_2 * t^2 + \dots$$

でトレンドを推計して，残差部分をデータとして用いた。

(4) モデルの選択

モデルの次数については，A I C を使うことで選んでいる。

参 考 文 献

- ・山本拓 [1988] ，『経済の時系列分析』（創文社）
- ・国友直人・山本拓 [1986] ，「多変量時系列における因果序列と仮説検定及びマクロ計量分析への応用（１），（２・完）」（東京大学経済学論集）
- ・Amemiya, T. [1985] “ Advanced econometrics ” , Basil Blackwell