IV. 第3次産業活動指数と景気変動

勝浦 正樹

Ⅳ. 第3次産業活動指数と景気変動

勝浦正樹

はじめに

鉱工業、とりわけ製造業の生産動向を把握する最も代表的な指標が、鉱工業生産指数である。鉱工業生産指数は、製造業に限らず、経済の全般的な景気を表す指標としてもしばしば利用されている。これは製造業の生産動向、すなわちモノの生産動向が、景気を判断する上で重要であると考えられているからである。もちろんそれだけではなく、鉱工業生産指数の変動と景気との対応関係が良好であった、という経験的な側面も見逃せない。過去の景気の基準日付と鉱工業生産指数の転換点は、かなりよく一致していることが確認されている。

一方、経済のサービス化・ソフト化が進展し、広い意味でのサービス業¹¹¹、あるいは第 3次産業の経済における比重が高まってきている。したがって、景気変動を分析する場合は、製造業に関する鉱工業生産指数だけではなく、第 3次産業の生産動向を把握する指標も積極的に利用する必要があるだろう¹⁰²。よく利用されている第 3次産業に関する指標に、百貨店販売額や商業販売額などがあるが、それらは第 3次産業の一部の活動を測定しているにすぎない。製造業の鉱工業生産指数に対応する第 3次産業に関する指標は、「第 3次産業活動指数」¹⁰²である。ただし、鉱工業生産指数が製造業の生産動向を直接調査し、指数化しているのに対して、第 3次産業活動指数は、「活動」という用語からもわかるように、その生産動向を直接調査するのではない。もちろん、産出数量がわかる場合には数量を用いるが、数量が得られない場合には、産出金額、さらには施設数・需要データなどで代用されている。もちろん、これはモノと違ってサービスの数量を把握することが困難であるという制約によるものである。

ところで、第3次産業活動指数が景気変動を把握するために、実際によく利用されているかというと、必ずしもそうではない。少なくとも鉱工業生産指数ほどは利用されていないのが現実であろう。たとえば、景気動向指数(D1)の採用系列に第3次産業活動指数は含まれていない(後の表6参照)。これは、第3次産業活動指数が鉱工業生産指数のように厳密な意味での数量指数ではないので、その意味するところがはっきりしないという印象があること、鉱工業生産指数ほど公表されるようになってから時間が経っていないこ

となども原因であろう⁶¹。さらにあまり利用されてこなかった最も大きな原因として、過去における第3次産業活動指数の変動が、景気にうまく対応していなかったことがあげられよう。図1からもわかるように、第3次産業活動指数は90年代初頭まではほぼ一方的な上昇トレンドをもっており、循環的な変動を示すものではなかった。もちろん、第3次産業自体がその時期に伸び続けたという事実を反映した結果であろうが、そのような変動では景気指標として利用しにくいことは確かである。したがって、付加価値額に対するカバレッジが鉱工業生産指数より大きいにもかかわらず、それほど第3次産業活動指数が重要視されてこなかったというのが実情である。

本稿の目的は、第3次産業活動指数が本当に景気変動を表すのに妥当ではないのか、あるいは景気指標として利用可能ではないのかという疑問を出発点に、第3次産業活動指数の変動を他の景気指標との関係から特徴づけることである。とりわけ、第3次産業活動指数の総合指数だけでなく、業種別指数も考慮に入れ、鉱工業生産指数との関係および景気指標との関係をいくつかの観点から分析し、第3次産業活動指数の利用可能性を考えてみたい。

本稿の構成は以下の通りである。第1節では、第3次産業活動指数と景気の基準日付との対応について概観する。第2節では、鉱工業生産指数と第3次産業活動指数の時差相関分析を行い、製造業と第3次産業の時間的な対応を分析する。第3節では、製造業と第3次産業の関係を、鉱工業生産指数と第3次産業活動指数に因果関係の検定を適用することによって考察する。第4節では、主成分分析によって第3次産業活動指数とDI採用系列の関係を分析し、第3次産業活動指数がどのような性質をもつのかを考察する。

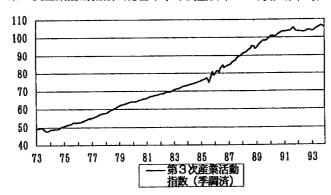


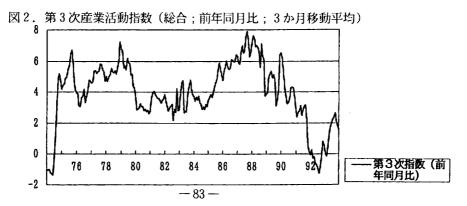
図1. 第3次産業活動指数(総合;季節調整済;3か月移動平均)

1. 第3次産業活動指数の変動

1. 1 季節調整済データと対前年同月比

まず、第3次産業活動指数の変動を大まかにながめてみよう。図1にあるように、第3次産業活動指数(総合)の季節調整済データは、公表以来ほぼ一貫して上昇し続けてきたことがわかる(以下ではすべて月次データを用いる)。若干の不規則変動を除くと、例外は、第1次オイルショック後と90年代に入って(1992年頃)である。オイルショックは別にしても、90年代に入って、第3次産業活動指数の水準が低下し、循環的な変動をみせるようになってきたことは注目に値する。従来、後退期でも景気の下支えとしての役割を果たしてきた第3次産業が、最近では製造業などと同様に後退するようになったことを表しているからである。これまでは順調に伸びてきたサービス関連の産業も、その成長が停滞してきた、あるいは消費者に必要なサービスもかなり浸透してきたことなどが反映されていると思われる。

このようにみると、これからは季節調整済の第3次産業活動指数が、景気変動と対応しながら循環的な変動を示すであろうことが予想される。それでは、過去の第3次産業活動指数を景気変動と対応させることはできないのだろうか。上昇トレンドをもった変数を分析するには、変化率を利用することが多い。そこで、第3次産業活動指数(総合)の原系列の対前年同月比をとってみよう(図2)。前年同月比の変動は、当然ほとんどの期間でプラスであり、かなりの不規則変動がみられるものの循環的な変動を示している。循環的な変動であっても、それが景気変動と対応しているのかどうかは以下で検討されるが、第3次産業活動指数と景気の関係を分析するのであれば、季節調整済系列よりも前年同月比を利用した方がよいだろう。もちろん、図1・2は、第3次産業活動指数の総合指数についてであり、業種別指数を利用すれば異なった変動がみられる。 以下では、主に前年同月比を利用し、必要な場合には季節調整済系列の結果も示すことにしよう。。



1. 2 基準日付との対応

ある変数と景気変動との対応関係をみる基本的な方法は、その変数の転換点(山・谷)と景気の基準日付をつきあわせて、その先行・一致・遅行のタイミング(月数)をみる方法である。そして、先行/遅行の月数の平均や標準偏差によって、その変数と景気の対応関係を把握する⁽⁶⁾。この方法を表1で示した第3次産業活動指数の業種別指数・特掲指数の前年同月比に適用した結果が、表2で示されている。以下の分析では、主に総合指数ならびに大分類指数(7系列)、サービス業については中分類指数(3系列)と個別業種(8系列)を用い、さらに補完的にサービス業に関連した特掲指数(10系列)を用いる(表1)。

表 2 は、各指数の 5 か月移動平均をとった上でその転換点を決定し、経済企画庁が公表している基準日付とのタイミングをみたものである。ただし、各指数の転換点は、基準日付の付近以外にもみられる場合が多いので、対応づけは基準日付の前後15か月以内をみるものとし、その期間内に複数の転換点を示すものは、山については最も高い水準、谷については最も低い水準となっている転換点をとった。

結果をみると、個別の指数ごとにかなりの違いがある。たとえば、対個人サービス業(LA)は、1985年6月の山に対して7か月の遅行をみせているが、その個別業種(LA2とLA3)では、先行性をみせている。また、全体的にみれば、マイナスの値が多くなっている。これをそのまま解釈すれば、第3次産業活動指数は景気に先行的であるということになる。しかし、この解釈をそのまま受け入れるのは問題である。なぜならば、上のように一定のルールを設定しても、図2のように前年同月比の系列には不規則変動が多く、基準日付に対応する以外の転換点がかなり多く現れるからである。したがって、この結果から必ずしも第3次産業活動指数が先行性・一致性・遅行性のいずれの性質をもつのかを結論づけることはできない。

表1. 分析に用いた第3次産業活動指数

第 3 次 産 業 活 動 指 数	データの利用期間	変数名
第 3 次産業総合	1973.1~1994.6	S
電気・ガス・熱供給・水道業	1973.1~1994.6	G
運輸•通信業	1973.1~1994.6	Н
卸売・小売業・飲食店	1973.1~1994.6	I
金融•保険業	1973.1~1994.6	J
不動産業	1973.1~1994.6	K
サービス業	1973.1~1994.6	L
対個人サービス業	1973.1~1994.6	LA
旅館・その他宿泊所	1983.1~1994.6	LA1
映画業	1983.1~1994.6	LA2
競輪・競馬・その他の公営競技	1983.1~1994.6	LA3
対事業所サービス	1973.1~1994.6	LB
物品賃貸業	1973.1~1994.6	LB1
自動車賃貸業	1973.1~1994.6	LB2
放送業	1973.1~1994.6	LB3
情報サービス業	1983.1~1994.6	LB4
広告業	1973.1~1994.6	LB5
公共サービス業	1973.1~1994.6	LC
公務	1973.1~1994.6	M
[特揭分類]		,
対個人サービス業(生活関連)	1983.1~1994.6	ТΙ
対個人サービス業(余暇関連)	1983.1~1994.6	Т2
生産・流通関連サービス産業	1983.1~1994.6	Т 3
情報・通信関連サービス産業	1983.1~1994.6	Т4
レジャー関連サービス産業	1983.1~1994.6	Т 5
対事業所関連活動	1979.1~1994.6	Т 6
対個人関連活動	1979.1~1994.6	Т7
対個人関連活動(生活関連)	1979.1~1994.6	Т8
対個人関連活動(余暇関連)	1979.1~1994.6	Т 9
対事業所•対個人共通活動	1979.1~1994.6	T10

※データの期間は、前年同月比の場合は、開始時点が1年後となる。

表 2. 第 3 次産業活動指数と基準日付のタイミング(月次)

3次	Щ				谷				
指数	77.1	80.2	85.6	91.4	75.3	77.10	83.2	86.11	93.10
S	-12	-2	10	3	-6	-12	-2	-5	-10
G	-1	-1	1	-6	-7	2	-5	-2	-2
Н	-9	-12	-1	-7	3	-4	-2	6	-10
I	-12	-2	-5	-5	-6	8	-2	-4	-10
J	-3	0	1	1	-6	2	-8	0	*
K	4	-8	-12	*	-9	8	1	5	-6
L	-2	-4	.7	3	-5	-10	8	1	-9
LA	-4	-7	7	-12	-5	-6	8	6	-9
LA1			7	-11				7	3
LA2			-6	-10				8	-5
LA3			-5	-12				0	-6
LB	-15	-2	5	-5	-4	-13	4	1	-2
LB1	-1	-2	5	-5	9	-8	-10	1	-10
LB2	0	-5	6	*	-3	-6	-10	-2	1
LB3	7	-2	8	1	0	7	6	-3	-9
LB4			2	*				10	-2
LB5	5	-8	-1	3	4	8	.*	7	-9
LC	-1	-2	7	0	7	8	3	-2	-10
M	2	-11	-6	2	3	-3	-2	4	-4
Т1			-3	-5				-7	-3
Т2			7	3				0	-9
Т3			8	3				-4	-3
Т4		ļ	*	3				-5	-10
Т5			7	4				0	-9
Т6			5	3			4	1	-10
Т7		9	-7	2			8	0	-9
Т8		12	-7	*			2	-8	-4
Т9		8	7	-12			8	0	-9
T10		12	-9	2			-7	*	-15

※空欄は、基準日付に対応する時点のデータがないことを示す。

*は、基準日付に対応する転換点がみつけられないことを示す。 変数の記号は表1を参照のこと。

2. 第3次産業活動指数と鉱工業生産指数の時差相関分析

この節では、第3次産業活動指数と鉱工業生産指数の時差相関をとることによって、両者の時間的対応関係を検討し、第3次産業あるいは第3次産業活動指数の特徴をみていくことにする。

2. 1 製造業と第3次産業の関係

はじめにも述べたように、鉱工業生産指数は製造業の生産動向を把握する指標であると同時に、経済全体の景気変動を表す指標でもある。したがって、鉱工業生産指数と第3次産業活動指数の関係を分析するということは、製造業と第3次産業の関係だけでなく、第3次産業活動指数と景気変動との対応をみることにもなる。まずは、製造業と第3次産業の関係について、若干コメントしておこう。

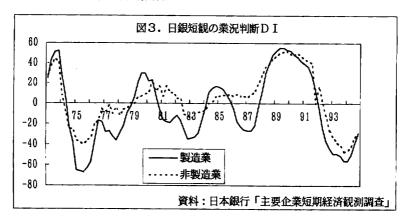
元来、第3次産業あるいは広い意味でのサービス業というのは、製造業との関連が深い。たとえば、製造業の生産が活発で、モノが多く生産されるようになれば、それを運ぶ運輸業、販売する卸売・小売業の活動へも波及する。さらに、設備投資が拡大すれば金融業等の活動も活発になるだろう。また、製造業に対する様々な対事業所サービスも、より多く必要とされる。したがって、第3次産業は製造業に追随する形で変動するであろう。特に、こうした図式は高度成長期あるいは大量消費の時代に、想定することができる。図3は、製造業と非製造業の日銀短観の業況判断DIのグラフである。これをみると、非製造業の業況判断が、製造業の業況判断を後追いし、若干のラグをもって変動していることがわかる(景気の跛行性)。

しかし、経済のサービス化がより進行すると状況は変化してくる。個人消費に占めるサービスのウェイトが増加してくれば、サービス生産はモノの生産とは独立に動くようになり、製造業と第3次産業の関係は以前より薄れるだろう。また、大量消費ではなく、消費の多様化

にともなって、商品のデザインや広告、販売方法も多様になってくるので、サービス生産が増加する⁷⁷。したがって、必ずしも第3次産業が製造業の後追いをすることはなくなり、製造業への依存度は小さくなるであろう。

このような図式を検証するには、製造業と第3次産業の時間的な対応関係を分析する必要がある。そこで、以下では、鉱工業生産指数と第3次産業活動指数の時差相関係数をとることによって、両者の関係をみることにする。

図3. 日銀短観DI (業況判断指数)



2. 2 鉱工業生産指数と第3次産業活動指数の時差相関係数

2変数の時間的対応関係、すなわち先行/遅行の関係を分析するための1つの方法として、時差相関係数(あるいは相互相関係数; cross correlation coefficient)がしばしば用いられる。2変数×とソの時差相関係数は、

$$r (h) = \frac{\sum_{t=1}^{T} (x_{t} - \overline{x}) (y_{t-h} - \overline{y})}{\sum_{t=1}^{T} (x_{t} - \overline{x})^{2} \sum_{t=1}^{T} (y_{t-h} - \overline{y})^{2}}$$

によって定義される。。ここで h は時差であり、h の与え方による時差相関係数 r(h)の動きによって、x と y の時間的な対応関係(先行/遅行)をみることができる。以下では、x を鉱工業生産指数、y を第 3 次産業活動指数として、時差相関係数を求める。また時差は、-12から+12とした(前後 1 年)。表 1 に示したすべての業種別および特掲指数と鉱工業生産指数について、いくつかの期間に対して時差相関係数をとってみたが、以下では特徴的な業種のみの結果を示す。。

図 4 は、1974年 1 月から1994年 6 月までの季節調整済データを用いた結果である。時差がプラスになるほど、若干、時差相関係数は大きくなっている(ピークは 6~10か月)が、それほど大きな変化はない。その他の期間や他の業種についても、季節調整済データを用いるとほぼ同様の結果が得られた。ここで注意すべきことは、相関係数の水準はいずれも0.9 以上と高いことである。これは、鉱工業生産指数と第 3 次産業活動指数にいずれも強い上昇トレンドが含まれていることによる。そこで、前節でも述べたように、対前年同月比を用いた結果によって検討しよう(図 5-1・図 5-2)。

図4. 時差相関係数(季節調整済;1974.1-1994.6)

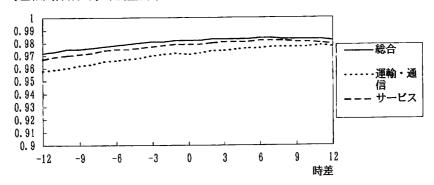


図 5-1 時差相関係数(前年同月比;1974.1-1994.6)

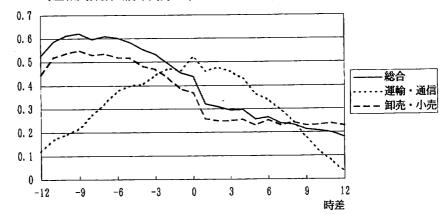


図 5-2 時差相関係数(前年同月比;1974.1-1994.6)

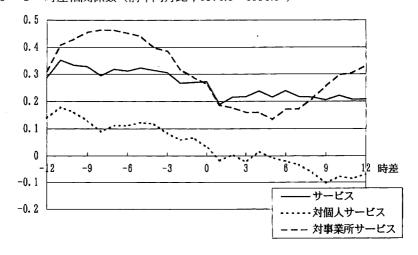


図5-1の総合指数をみると、前年同月比のデータでは、時差がマイナスの期間で時差相関係数が高くなっており、プラスになるにしたがって低下している。こうした傾向は、卸売・小売業やサービス業でもほぼ同様である。トレンドを含んだ季節調整済の結果とは大きく異なっているが、こうした傾向から第3次産業活動指数の前年同月比が、鉱工業生産指数あるいは景気に対して先行性があると結論づけることは危険である。なぜならば、時差相関係数のピークは9~10か月とかなり長く、そのようなかなり長い先行期間に対して理論的な説明はつけにくいからである。この結果に対する解釈として理論的には、モノを生産する際、事前に必要なサービスの存在があること(たとえばリース、デザインといった対事業所サービス)などがあげらよう。また、統計的には、対象期間が20年とかなり長いので、期間内に構造変化が含まれること、水準ではなく変化率の方が転換点を早くむかえることなどが考えられる。もちろん、第3次産業が鉱工業生産指数に代表される景気変動とは別の変動を示してきたという考え方もできる。いずれにせよ、この結果をうまく説明することはむずかしい。

業種別指数で特徴的なのは運輸・通信業で、時差 0 がピーク、つまり製造業と時間的にはぼ一致した変動を示している。これは、この業種の活動は、製造業でモノが生産・出荷されると同時に必要とされることから説明がつくであろう。また、サービス業については、対事業所サービス業が、多くの時差に対してサービス業全体あるいは対個人サービス業よりも、相関の水準が高くなっている。これは、製造業との対応を考えれば当然であろう。また、対事業所サービス業は、他の業種と違って、時差がプラスで大きくなっても低下し続けず、5 か月あたりをボトムに反転している。これは、対事業所サービス業が、製造業の生産にやや遅れた反応をも示すことを意味しているのかもしれない(たとえば企業内サービスの外性化などによる)。

次に時差相関係数を期間の後半(1984年 1 月~1994年 6 月)について計算したのが、 図 6-1・図 6-2 である。これは、全期間の結果と異なった様相を呈している。総合指数でも業種別指数でも、ピークはほぼ 0 時点にあり、全期間の運輸・通信業と同様のパターンである。このことは、第 3 次産業が景気に対して一致的な性質をもつようになってきたことを示している。すなわち、サービスがモノの後追いではなく、サービス化の進行とともにサービスが独自の需要となり、景気の変動と直接関係するようになってきたのである。これは、図 6-2 のサービス業の相関の水準が、総合指数より高いことからも推測できる。もちろん、流通などにおける技術革新により、モノとそれに関連したサービスの同

時性が強まったことなども原因であろう。

業種別指数についてみると、運輸・通信業では全期間の結果と違って、時差がプラスでも6か月ぐらいまでは、相関の水準がそれほど低下していない。これは、運輸業での宅配便に代表されるように、この業種で個人消費との結びつきが強くなったことを反映しているのだろう。また、情報サービス業は、逆に時差がマイナスのときにも、相関の水準が高い。情報サービス業の役割が高まってきたことは周知の通りであるが、情報サービスがモノの生産に事前に必要であり、景気に対する先行性または一致性があることを示唆している。

ただし、時差相関係数の解釈には、注意が必要である。時差相関係数は、線形関係の強さを測るだけで、2変数の線形関係の強さと時間的な対応関係について関連づけることができない場合もある。たとえば、図3の製造業と非製造業の業況判断DIの時差相関係数を算出してみると、時差を0としたときの水準が0.86と最も高くなっている。つまり、時差相関係数だけから、時間的な先行性・一致性・遅行性を必ずしも明確にすることができるとは限らない。

図 6-1. 時差相関係数(前年同月比;1984.1-1994.6)

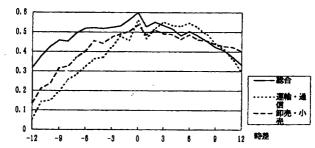
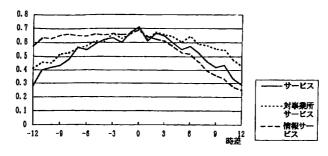


図 6-2. 時差相関係数(前年同月比;1984.1-1994.6)



3. 鉱工業生産指数と第3次産業活動指数の因果関係

前節では、製造業(あるいは景気)と第3次産業という観点から、モノの生産がサービスの動向に影響を与えるかどうかを考察した。しかし、モノからサービスへという一方的な方向で両者が関係しているのかを、データから検証したわけではない。そこで、この節では、鉱工業生産指数と第3次産業活動指数に対してグレンジャーの因果関係の検定®を行い、両者の関係を分析する。

3. 1 グレンジャーの因果関係の検定

xとYに関してのグレンジャーの因果関係とは、2変量VAR(P)モデル

$$\mathbf{x}_{i} = \sum_{i=1}^{p} \mathbf{a}_{i} \mathbf{x}_{i-i} + \sum_{i=1}^{p} \mathbf{b}_{i} \mathbf{y}_{i-1} + \mathbf{U}_{1i}$$
 (2)

$$y_{+} = \sum_{i=1}^{p} c_{i} x_{i-1} + \sum_{i=1}^{p} d_{i} y_{i-1} + U_{2}$$
(3)

において、 $b_i=0$ ($i=1,2, \cdots,p$) であれば y から x への因果はなく、いずれかの b_i について 0 でなければ y から x への因果があるとみなすものである(x から y への因果については、 C_i について考える)。検定の方法にはいくつかあるが、以下ではグレンジャーの直接テストと呼ばれる通常の回帰分析と同様の F 検定(制約なしの残差平方和と制約付の残差平方和を利用した検定)によって、因果関係の検定を行うことにする 11 。

3. 2 検定結果

鉱工業生産指数と第3次産業活動指数に対して、グレンジャーの因果関係の検定を行った結果は、表3-1に示されている。表3-1は、VARモデルの次数をP=4に固定して、F値を計算した結果である(ただし特掲指数については示していない)。検定は、1974年1月から1994年6月までの全期間と、それを前半10年と後半10年半に分けたそれぞれについて行い、データには前年同月比を用いている。また、前年同月比であるからレベルのデータに比べて定常的であると思われるが、単位根の検定をDFテストならびにADFテストによって行ったところ、いずれの業種別指数ついても、単位根はないという結論が得られた(結果省略)。

まず、総合指数(S)についてみてみよう。全期間では、F検定の結果、鉱工業生産指

数(IIP)と第3次産業活動指数は、いずれの方向についても因果関係がないという仮説は棄却され、相互依存の関係があるとみられる。しかし、分析期間を前半と後半に分けてみると、前半については、鉱工業生産指数から第3次産業活動指数への因果のみがみられ、後半についてはその因果関係がみられない(第3次産業活動指数から鉱工業生産指数への因果は両期間でみられない)。この結果からすると、かつてはモノからサービスへの因果があったが、前節でも述べたように最近になってモノとサービスが独立に変動するようになったかのように思える。しかし、この結論には問題がある。表3-1では、VAR(4)ですべての期間・業種について推定したが、それは各指数の全期間に対してシュバルツの情報量基準SBICを用いて同定を行った結果の次数(P=4)を、分割した期間にもそのまま適用した結果である(全期間についてはすべての業種でP=4が選択された)。したがって、期間を分割した場合でもP=4が最適な次数であるとは限らない。そこで各期間・各業種に対してSBICにより同定を行い、グレンジャーの因果関係の検定を行った結果が表3-2である『。

表3-2の総合指数をみると、後半の期間ではVARの次数は2となり、その結果、鉱工業生産指数と第3次産業活動指数に相互依存の関係がみられるようになっている。この結果を採用すれば、製造業から第3次産業への因果は依然としてみられ、さらに前半ではみられなかった第3次産業から製造業への因果が新たに現れるようになったといえる。業種別指数では、サービス業(L)で同様の結果が得られている。こうした相互依存的な関係は、前節で示した時差相関係数のパターンからもわかる。つまり、第3次産業あるいはサービス業自体が、景気循環的な変動を示すようになった、あるいは景気変動に影響を与えるようになったのであり、また、モノとサービスが独立して動くというよりも、製造業に対して第3次産業からも影響を与えるようになったのである。後者の影響については、第3次産業自体も情報化等が進み、そのために大規模な設備投資が必要になってきたこと、サービス化・情報化が進むこと自体が製造業に影響を及ぼすこと(たとえば、前節で述べた対事業所サービスと製造業の関係)などが考えられる。ただし、サービス業の個別業種については、このような因果関係の検定の結果が得られていない。

また、卸売・小売業(I)については、製造業からの因果関係が前半ではみられたのに、 後半ではみられていない。卸売・小売業の活動については、モノの生産に大きな影響を受 けてきたが、最近ではその関係が薄れてきたのである。その他の業種については、ほとん ど双方に因果関係がないという結果が得られている。

表 3-1. 鉱工業生産指数(IIP)と第 3次産業活動指数の因果関係の検定(VAR(4)による)

期間	1974.1-94.6			19	74.1	-83.12	1984.1-94.6				
Ĺ	IIP→ 3 次	旨数	3次指数-	→ IIP	IIP→3次	指数	3次指数→IIP	IIP→ 3 次i	旨数	3次指数-	→ IIP
S	3.973	*	3.047	*	4.997	*	1.462	1.763		1.121	
G	1.723		1.872		1.935		0.901	0.585		0.865	ł
Н	0.564		1.151		0.481		0.699	1.387		0.726	
I	1.962		2.955	*	2.451	*	1.731	0.361		0.703	Ì
J	0.206		2.082		2.421		1.794	0.325		0.416	
K	1.583	i	0.704		2.177		0.407	0.340		1.051	Ì
L	3.424	*	2.838	*	3.143	*	1.058	2.607	*	2.786	*
LA	1.458		2.776		1.452		1.332	1.450		2.549	*
LA1	_		-		_			1.603		0.337	
LA2	_		_		_		_	1.931		0.788	
LA3	_		_		-		_	1.587		0.784	
LB	1.713		2.565	*	1.879		1.709	0.828		0.854	
LB1	1.635		1.486		0.262		2.285	1.722		1.008	
LB2	0.659		2.017		1.367		1.415	1.021		1.806	
LB3	0.204		1.564		0.129		1.180	0.581		1.565	
LB4	-	į	_		_		_	1.563		0.521	
LB5	1.071		1.806		1.556		1.509	0.193		1.318	
LC	2.834	*	0.910		1.307		0.630	1.462		1.479	
MG	0.387		0.900		1.746		·1.127	0.362		0.103	

数字はF値

*5%で有意(因果関係あり) 変数の記号は表1を参照のこと

表 3-2. 鉱工業生産指数(IIP) と第 3 次産業活動指数の因果関係の検定 (SBICに基づいたVAR(p)の同定による)

期間				94:06			1974 :	01-	-83:12			1984 :	01-	94:06	
	Р	IIP→3次	指数	3次指数	→IIP	Р	IIP→3次	拨遣	3次指数-	→IIP	Р	IIP→3次	指数	3次指数-	≯ IIP
S	4	3.973	*	3.047	*	4	4.997	*	1.462		2	6.127	*	4.212	*
G	4	1.723		1.872		1	0.461		2.931		2	1.397		0.324	
H	4	0.564		1.151		1	3.598		1.228		2	1.236		0.329	
I	4	1.962		2.955	*	3	3.067	*	2.774		2	1.436		0.884	
J	4	0.206		2.082		1	1.025		8.229	*	2	0.630		0.321	
K	4	1.583		0.704		4	2.177		0.407		3	0.141		0.436	
L	4	3.424	*	2.838	*	4	30143	*	1.058		2	6.320	*	6.897	*
LA	4	1.458		2.776	*	1	0.014		2.648		2	3.596	*	6.362	*
LA 1	-	_		-		-	_		_		5	1.400		0.884	
LA 2	-	-		_		-	_		_		5	0.824		0.884	
LA3	-	_		_		-	_		_		5	0.530		0.884	
LB	4	1.713		2.565	*	4	1.879		1.709		2	2.779		1.458	
LB 1	4	1.635		1.486		4	0.262		2.285		3	1.651		1.597	
LB 2	4	0.659		2.017		1	2.663		2.104		2	0.811		0.252	
LB3	4	0.204		1.564		1	0.683		1.796		2	1.762		2.712	
LB 4	-	_		_		-	-		_		5	0.335		0.886	
LB 5	4	1.071		1.806		4	1.556		1.509		3	0.181		1.520	
LC	4	2.834	*	0.910		4	1.307		0.630		3	1.282		0.070	
MG	4	0.387		0.900		1	2.307	_	2.409		2	0.679		0.008	

3. 3 ステップワイズ検定

以上の因果関係の検定では、分析期間を全体とその前半・後半というように、かなり大 ざっぱに分けている。しかしそのやり方では、いつごろ製造業と第3次産業の関係に変化 が生じたのかが明確にならない。そこで、グレンジャーの因果関係の検定をステップワイ ズに行い、どの時点で製造業と第3次産業の関係に構造的な変化が生じたのかを検証して みよう。

ステップワイズに因果関係の検定を行うには、2通りの方法が考えられる。今、最初の対象期間を1974年1月から1983年12月とする。第1の方法は、対象期間を1983年12月から1か月ずつ増やしていき、1974年1月から1984年1月、1974年1月から1984年2月…というように期間を変えて、検定結果の変化をみる方法である。第2は、対象期間を1972年2月から1984年1月、1972年3月から1984年2月…と標本の大きさを固定して動かしていく方法である。ここでは、標本期間を固定する積極的な理由はないので、第1の方法を用いることにしよう(第1の方法の期間のずらし方は、回帰分析におけるステップワイズ・チャウテストに対応している)。

総合指数に対する因果関係のステップワイズ検定の結果は、表4に示されている¹⁶。はじめに1年ずつ期間を増やし、検定の結果が異なった年の前後では、1か月ごとに細かく変化をみていくという方法をとった。1年ごとの変化をみると1987年までの結果を境に第3次産業活動指数から鉱工業生産指数への因果の有無が変わっている。そこで、その前後を月別にみると、ちょうど1987年12月までは第3次産業活動指数から鉱工業生産指数への因果がみられなかったのに対して、1988年1月以降のデータを用いると因果がみられるようになった(表のb)。当然、鉱工業生産指数から第3次産業活動指数への因果は、どの期間についても確認されている。ただし、1年ごとにずらした場合、1992年のところでも変化がみられたが、月ごとにみると、その前後5か月程度が一時的に因果がみられないだけで、すぐにまたもとの因果があるという結果に戻っている。したがって、その期間に本質的な構造変化が生じたとは思われない。

以上のことから、第3次産業と製造業あるいは景気との関係は、1987年までとそれ以降で異なっていることがわかる¹⁹。つまり、従来は、モノからサービスへの一方的な影響だけがみられたが、1988年以降は両者に相互依存の関係がみられるようになったのである。また1988年以降、第3次産業活動指数が景気の循環的な変動に影響を与えるようになり、景気指標として特に有効性を発揮するようになったといってもよいかもしれない。

問題は、その境界がどのような時期であったかである。1987年から1988年といえばバブル景気の真っただ中である。たとえば、経済のサービス化が1987年ごろまでにある程度 浸透したとみることもできるし、1988年以降、パソコンやワークステーションなどに代表 される情報化が急速に進み、情報サービス業等から製造業への影響が強まったなどとも考えられる。しかし、この点については、別の観点からの詳細な検討が必要であろうし、ここではその時期に製造業と第3次産業の関係に変化が生じたであろうという指摘にとどめておこう。

また表 5 は、卸売・小売業、サービス業、対事業所サービス業について、同様のステップワイズ検定を行った結果である。サービス業については総合指数とほぼ同様の結果がもたら

されている。また、卸売・小売業については、第3次産業活動指数から鉱工業生産指数への因果がみられるようになったが、その変化は総合指数より1年ほど早くなっている。また、対事業所サービス業については、1990年以降に、対事業所サービス指数から鉱工業生産指数への因果がみられるようになっており、逆の因果は検証されていない。

表4. 鉱工業生産指数(IIP)と第3次産業活動指数(総合)の因果関係のステップワイズ検定

- 1	a)	1 1	年	-	L
١,	a,	, 1	年.	_	\sim

期間	IIP→3次指数	3次指数→IIP
7401 - 8312	4.997 *	1.462
7401 - 8412	4.338 *	1.791
7401 - 8512	4.818 *	1.955
7401 - 8612	4.999 *	1.716
7401 - 8712	5.301 *	2.399
7401 - 8812	5.472 *	3.272 *
7401 - 8912	6.043 *	3.013 *
7401 - 9012	5.674 *	2.853 *
7401 - 9112	5.453 *	2.633 *
7401 - 9212	4.048 *	2.326
7401 - 9312	3.808 *	3.021 *
7401 - 9406	3.973 *	3.047 *

(b) 1か月ごと

(ロ) 1か月こ		
期間	IIP→3次指数	3次指数→IIP
7401 - 8707	5.309 *	2.077
7401 - 8708	5.325 *	2.135
7401 - 8709	5.206 *	2.044
7401 - 8710	5.131 *	2.286
7401 - 8711	5.139 *	2.404
7401 - 8712	5.301 *	2.399
7401 - 8801	5.124 *	2.423 *
7401 - 8802	4.786 *	2.723 *
7401 - 8803	5.079 *	2.751 *
7401 - 8804	5.205 *	2.785 *
7401 - 8805	5.264 *	2.775 *
7401 - 8806	5.296 *	2.770 *
7401 - 9209	4.308 *	2.557 *
7401 - 9210	4.312 *	2.568 *
7401 - 9211	4.178 *	2.477 *
7401 - 9212	4.048 *	2.326
7401 - 9301	4.067 *	2.337
7401 - 9302	3.916 *	2.418 *
7401 - 9303	3.860 *	2.390
7401 - 9304	3.560 *	2.404
7401 - 9305	3.642 *	2.912 *
7401 - 9306	3.767 *	3.305 *
7401 – 9307	3.460 *	3.142 *
7401 – 9308	3.500 *	3.103 *

表 5. 鉱工業生産指数(IIP)と業種別指数の因果関係のステップワイズ検定

(a) 卸売·小売業

(b) サービス業

期間	IIP→3次指数	3次指数→IIP
7401 - 8312	2.451 *	1.731
7401 - 8412	1.991	1.816
7401 - 8512	2.174	2.072
7401 - 8612	2.291	1.934
7401 - 8712	2.589 *	2.614 *
7401 - 8812	2.555 *	3.317 *
7401 - 8912	3.052 *	2.992 *
7401 - 9012	3.186 *	2.919 *
7401 - 9112	2.934 *	2.764 *
7401-9212	2.206	2.713 *
7401 - 9312	1.910	2.933 *
7401 - 9406	1.962	2.955 *

期間	IIP→3次指数	IIP→3次指数
7401 - 8312	3.143 *	1.058
7401 - 8412	2.457 *	1.387
7401 - 8512	3.225 *	1.574
7401 - 8612	3.247 *	1.555
7401 - 8712	2.524 *	2.055
7401 - 8812	2.526 *	2.748 *
7401 - 8912	3.125 *	2.412 *
7401 - 9012	3.534 *	2.506 *
7401 - 9112	3.501 *	2.242
7401 - 9212	3.722 *	1.947
7401 - 9312	3.139 *	2.779 *
7401 - 9406	3.424 *	2.838 *

(c) 対事業所サービス業

Ì	期間	IIP→3次指数	3次指数→IIP
	7401 - 8312	1.879	1.709
Ì	7401 - 8412	1.823	1.762
	7401 - 8512	2.027	1.619
	7401 - 8612	1.972	1.590
	7401 - 8712	1.716	2.007
	7401 - 8812	1.497	2.279
	7401 - 8912	1.427	2.004

期間	IIP→3次指数	3次指数→IIP
7401 - 9012	1.840	2.813 *
7401 - 9112	1.976	2.729 *
7401 - 9212	1.760	2.641 *
7401 - 9312	1.683	2.468 *
7401 - 9406	1.713	2.565 *

4. 第3次産業活動指数と景気指標の主成分分析

第2節・第3節で、鉱工業生産指数と第3次産業活動指数の関係をみてきたが、それは、前にも述べたように、鉱工業生産指数が代表的な景気指標であるということに基づいている。しかし、景気をみる上で重要な指標は、鉱工業生産指数だけでなく、DIやCIを作成するのに用いられる先行・一致・遅行系列に分類された多くの景気指標などがある(表6)。もちろん、これらの変数1つ1つについて、これまでのような分析を行うことも可能であるが、本節では、主成分分析によって、これらの変数を一括して第3次産業活動指数との関係を分析しよう。

4. 1 主成分分析による景気分析

主成分分析は、k 個の変数に共通する変動(主成分)を求める方法であり、各変数の変動(分散)をできるだけ説明づけるように主成分を抽出し、変数を少ない次元に縮約するための方法である。主成分分析では、 x_1, x_2, \cdots, x_k に対して、

 $z_{ii} = \beta_{ii} x_{ii} + \beta_{ii} x_{ik} + \beta_{ki} x_{ki}$ ($i=1,2,\cdots,k$, $t=1,2,\cdots,T$) (4) という関係を想定する。ここで、z は主成分(得点)、 β は固有ベクトルである。主成分分析の景気分析への利用は、変数を先行・一致・遅行の各系列に分類し、系列ごとに主成分分析を行い、共通変動としての景気(主成分)を抽出する 16 。

表6に示されている景気指標に対して主成分分析を適用した結果は、表7・図7に示されている。分析期間は、前節までと同じく1974年1月から1994年6月である。この結果、先行・一致系列については、第1主成分・第2主成分を景気変動とみなすことができる。なぜならば、第1主成分については、ほとんどの変数について固有ベクトルの要素がプラスで値が大きく(逆サイクルの系列である生産者製品在庫率指数L1、原材料在庫率指数L2はマイナス)、第1主成分で絶対値が小さい先行系列の耐久消費財出荷指数(L8)・日経商品指数(L9)・マネーサプライ(L10)および一致系列の百貨店販売額(C7)・商業販売額指数(C8)はいずれも前年同月比の系列であり、その変動は第2主成分でとらえられている。また、図7の主成分の時系列プロットをみても、第1主成分がトレンドサイクル的変動、第2主成分が循環的変動であることがわかる。遅行系列については、第1主成分がトレンド要因で、第2主成分が固有ベクトルの要素の大きさから景気変動を表しているとみなすことができる。

表 6. D I 採用系列

		
	L1	生産者製品在庫率指数(最終需要財)(逆サイクル)
先	L 2	原材料在庫率指数(製造業)(逆サイクル)
'	L 3	新規求人数(除学卒)
	L 4	実質機械受注(船舶・電力を除く民需)
 行	L 5	建築着工床面積(鉱工業・商業・サービス業)
13	L 6	新設住宅着工床面積
	L 7	建設工事手持月数
7	L 8	耐久消費財出荷指数 *
系	L 9	日経商品指数(総合)
	L10	マネーサプライ(M 2 +CD)*
	L11	収益環境指数(製造業)
列	L 12	投資環境指数(製造業)
	L 13	中小企業業況判断来期見通し(全産業)**
	C 1	生産指数(鉱工業)
	C 1	生生 1 致 (
-	C 2	版的科伯貝伯致(安迪来) 電力使用量(9電力計)
	C 4	を
致	C 5	労働投入量指数(製造業)
	C 6	投資財出荷指数(除輸送機械)
系	C 7	百貨店販売額*
'	C 8	商業販売額指数(卸売業)*
	C 9	経常利益(全産業)**
列	C 10	中小企業売上高(製造業)
	C 11	有効求人倍率(除学卒)
	LG 1	生産者製品在庫指数(最終需要財)
,,,,,,	LG 2	原材料在庫指数(製造業)
遅	LG 3	常用雇用指数(製造業)
行	LG 4	実質法人企業設備投資(全産業)**
系	LG 5	家計消費支出(全国勤労者世帯)*
	LG 6	法人税収入
列	LG 7	完全失業率(逆サイクル)
	LG 8	全国銀行貸出約定平均金利
	L	

* 前年同月比

** 四半期データ

資料:経済企画庁『景気動向指数』

表 7. 先行・一致・遅行系列に対する主成分分析(1974.1-1994.6)

(1) 先行系列

	第1主成分	第2主成分	第3主成分	第4主成分
L 1	-0.2776	-0.3114	-0.2919	0.2230
L 2	-0.3686	0.0878	0.2388	0.0286
L 3	0.3885	-0.1219	-0.2277	0.0623
L 4	0.3727	-0.2152	0.0326	0.0160
L 5	0.3894	-0.0819	-0.0924	0.0365
L 6	0.2056	0.1076	0.2533	0.8510
L 7	0.1825	-0.3193	0.5099	0.0078
L 8	-0.0183	0.4243	0.2557	-0.0279
L 9	0.0637	0.3529	-0.4656	0.0643
L 10	-0.0871	0.4556	-0.1389	0.2043
L 11	0.3752	0.1077	-0.2543	-0.0024
L 12	0.2843	0.1750	0.1194	-0.4030
L 13	0.1910	0.3996	0.3028	-0.1032
固有値	5.3806	3.4719	1.2266	0.7871
寄与率	0.4139	0.2671	0.0944	0.0605
累積寄与率	0.4139	0.6810	0.7753	0.8359

(2) 一致系列

	第1主成分	第2主成分	第3主成分	第4主成分
C 1	0.3655	-0.0761	-0.0642	0.0608
C 2	0.3539	0.0914	-0.0445	-0.2852
C 3	0.3445	-0.1866	-0.2389	-0.0667
C 4	0.1936	0.4591	0.6151	-0.2251
C 5	0.3300	0.0941	0.3262	0.3364
C 6	0.3647	-0.0152	-0.1878	0.0632
C 7	-0.1342	0.5317	-0.0655	0.6320
C 8	-0.1008	0.5551	-0.2055	-0.5452
C 9	0.3497	0.0582	0.1220	0.1527
C 10	0.3568	-0.1071	0.1139	-0.1093
C11	0.2555	0.3543	-0.5852	0.1042
固有値	7.2995	2.4550	0.4423	0.3391
寄与率	0.6636	0.2232	0.0402	0.0308
累積寄与率	0.6636	0.8868	0.9270	0.9578

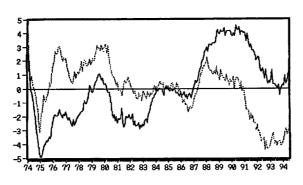
(3) 遅行系列

	第1主成分	第2主成分	第3主成分	第4主成分
LG 1	0.3903	-0.1287	0.4954	0.3250
LG 2	-0.3453	0.0784	0.7390	-0.0970
LG3	0.2748	-0.5493	-0.1382	0.4276
LG4	-0.3330	-0.4169	-0.3149	-0.1234
LG 5	0.4166	-0.2822	0.1730	-0.1241
LG 6	0.4101	-0.1348	0.0682	-0.6189
LG 7	0.2668	0.5468	-0.1586	0.4128
LG8	-0.3594	-0.3239	0.1747	0.3436
固有値	4.6846	1.8142	0.7450	0.2956
寄与率	0.5856	0.2268	0.0931	0.0370
累積寄与率	0.5856	0.8124	0.9055	0.9424

変数の記号は表6を参照のこと

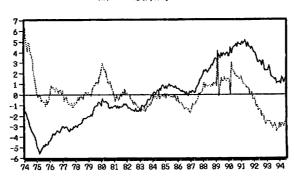
図7. 主成分得点の時系列プロット

(a) 先行系列



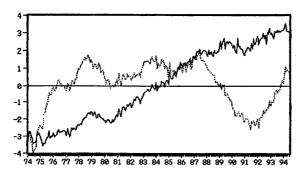
一第1主成分 ……第2主成分

(b) 一致系列



一第1主成分 ……第2主成分

(c) 遅行系列



一第1主成分 ……第2主成分

4. 2 第3次産業活動指数の導入

上で行った主成分分析に第3次産業活動指数を追加することを考えよう。そうすることによって、第3次産業活動指数が先行性・一致性・遅行性のいずれの性質をもつのかを判断するのに役立てることができる。(k+1)番目の変数を第3次産業活動指数として、

$$z_{it} = \beta_{1i} X_{1t} + \beta_{2i} X_{2t} \cdots + \beta_{ki} X_{kt} + \beta_{k+1, i} X_{k+1, t}$$

$$(i=1,2, \dots, k+1, t=1,2, \dots, T)$$
(5)

という主成分を考える。たとえば、(4),(5) 式を一致系列に対して適用したとしよう。もし、第3次産業活動指数 x_{i-1} が他の k 個の変数と同様の一致性をもつのであれば、(4) 式と(5) 式で得られる主要な主成分(たとえばi=1,2)に、大きな変化はないであろう。逆に、 x_{i+1} に一致性がなければ、それを追加することによって(4) 式の主成分分析の結果は撹乱される。

したがって、第3次産業活動指数(もちろん別の変数でも構わない)を追加する前と後で、次のような点についてチェックすれば、追加した変数が他の変数(たとえば一致系列の諸変数)と同様の性質をもつかどうかを判断できる。

- 1. 主成分の寄与率の変化
- 2. 固有ベクトルの構造の変化
- 3. 追加した変数に対する固有ベクトルの要素の大きさ

すなわち、主成分の寄与率が大きく低下したり、その主成分に影響の強い変数に対する固有ベクトルの要素の大きさや符号が大きく変化すれば、追加した変数が他の変数と同様の性質をもたないことになる。逆に、寄与率や固有ベクトルが大きく変化せずに(寄与率は上昇してもよい)、追加した変数とその主成分に影響の強い変数の固有ベクトルの要素が近い値をとっていれば、追加した変数が他の変数と同様の性質をもつことになる。また追加する前後で、得られた主成分の解釈は同じでなければならない。

もちろん、この方法を適用するには、追加前に、変数が先行・一致・遅行の各系列にある程度正確に分類され、安定的な主成分分析の結果が得られていることが前提である。

4.3 主成分分析の結果

表7の(2)で示した一致系列の主成分分析に第3次産業活動指数(総合および業種別指数)を追加した結果は、表8に与えられている^m。主成分の解釈等により、第3次産業活動指数の季節調整済データを追加した場合は第1主成分のみ、前年同月比を追加した場合

は第2主成分のみの結果を示してある。

第3次産業活動指数の季節調整済データを追加した場合、いずれの業種を追加しても寄与率は追加前より上昇し、固有ベクトルの要素も0.30~0.34であり、鉱工業生産指数(C1)など他の有力な変数と同様の値である。しかし、第1主成分がトレンド的な要素をももった変動であることから、このような結果がもたらされたのである。したがって、先行系列についても同様の結果であった。よって、上昇トレンドをもつ季節調整済データによって第3次産業活動指数の先行性・一致性の判断を行うのは危険である。

第3次産業活動指数の前年同月比を追加した場合、第2主成分の寄与率が上昇した業種はみられない。固有ベクトルの要素に注目した場合、マイナスの値が得られるのは、金融・保険業(J)・不動産業(K)・対個人サービス業(LA)、公務(M)である。これらの業種は、前年同月比でみる限り、一致性をもっているとはいえない業種である。

他方、寄与率がそれほど低下を示さず、しかもこの主成分に大きな影響を与えている(固有ベクトルの要素が大きい)業種は、対事業所サービス業(LB)とその個別業種である物品賃貸業(LB1)・放送業(LB3)・広告業(LB5)である。さらに別の期間については表9に示されているように、情報サービス業(LB4)および特掲指数である情報・通信関連サービス業(T4)・対事業所関連サービス業(T7)で同様の結果が得られている(寄与率は追加前よりも上昇している)。したがって、第3次産業活動指数の中でも、こうした対事業所サービス関連の業種の前年同月比は、一致指標的な性質をもっているといえよう。表9の結果や前節までの結果から、特に最近になって(80年代後半以降)、一致性が明らかになってきたといえるだろう。

表8. 第3次産業活動指数の主成分分析への導入(1974.1-1994.6)

〈一致系列〉

(1) 第3次産業活動指数は季節調整済データを使用(第1主成分)

	一致のみ	S	G	Н	I	J
C 1	0.3655	0.3476	0.3483	0.3482	0.3468	0.3484
C 2	0.3539	0.3312	0.3320	0.3320	0.3312	0.3319
C 3	0.3445	0.3316	0.3332	0.3327	0.3304	0.3325
C 4	0.1936	0.1666	0.1656	0.1659	0.1682	0.1662
C 5	0.3300	0.3073	0.3073	0.3075	0.3069	0.3077
C 6	0.3647	0.3456	0.3458	0.3462	0.3451	0.3467
C 7	-0.1342	-0.1391	-0.1423	-0.1397	-0.1375	-0.1380
C 8	-0.1008	-0.1083	-0.1103	-0.1080	-0.1064	-0.1073
C 9	0.3497	0.3283	0.3276	0.3279	0.3281	0.3290
C 10	0.3568	0.3390	0.3402	0.3395	0.3385	0.3388
C11	0.2555	0.2337	0.2321	0.2349	0.2343	0.2363
3 次指数		0.3310	0.3267	0.3268	0.3347	0.3256
固有値	7.2995	8.1790	8.1486	8.1503	8.2052	8.1431
寄与率	0.6636	0.6816	0.6791	0.6792	0.6838	0.6786

	K	L	LA	LB	LB1	LB2
C 1	0.3499	0.3476	0.3501	0.3475	0.3472	0.3517
C 2	0.3323	0.3313	0.3341	0.3320	0.3318	0.3356
C 3	0.3345	0.3317	0.3357	0.3313	0.3304	0.3377
C 4	0.1654	0.1665	0.1641	0.1676	0.1693	0.1635
C 5	0.3086	0.3073	0.3070	0.3074	0.3078	0.3086
C 6	0.3470	0.3458	0.3482	0.3462	0.3461	0.3499
C 7	-0.1438	-0.1389	-0.1439	-0.1362	-0.1339	-0.1439
C 8	-0.1131	-0.1081	-0.1100	-0.1057	-0.1047	-0.1101
C-9	0.3300	0.3283	0.3287	0.3285	0.3293	0.3291
C10	0.3418	0.3389	0.3419	0.3379	0.3375	0.3424
C11	0.2294	0.2342	0.2350	0.2375	0.2377	0.2382
3 次指数	0.3170	0.3305	0.3127	0.3295	0.3306	0.3004
固有値	8.0842	8.1756	8.0587	8.1701	8.1780	7.9864
寄与率	0.6737	0.6813	0.6716	0.6808_	0.6815	0.6655

	LB3	LB5	LC	М
C 1	0.3472	0.3453	0.3474	0.3487
C 2	0.3314	0.3307	0.3298	0.3307
C 3	0.3310	0.3264	0.3295	0.3329
C 4	0.1674	0.1746	0.1706	0.1658
C 5	0.3074	0.3091	0.3102	0.3086
C 6	0.3456	0.3444	0.3446	0.3456
C 7	-0.1374	-0.1289	-0.1385	-0.1441
C 8	-0.1065	-0.1007	-0.1095	-0.1136
C 9	0.3281	0.3297	0.3300	0.3289
C10	0.3383	0.3359	0.3400	0.3417
C11	0.2359	0.2384	0.2296	0.2281
3 次指数	0.3322	0.3394	0.3310	0.3246
固有値	8.1877	8.2415	8.1787	8.1333
寄与率	0.6823	0.6868	0.6816	0.6778

(2) 第3次産業活動指数は前年同月比を使用(第2主成分)

	一致のみ	S	G	Н	I	J
C 1	-0.0761	-0.0753	-0.0786	-0.0873	-0.0745	-0.0737
C 2	0.0914	0.0897	0.0912	0.0802	0.0898	0.0954
C 3	-0.1866	-0.1886	-0.1863	-0.1973	-0.1873	-0.1736
C 4	0.4591	0.4627	0.4583	0.4558	0.4584	0.4318
C 5	0.0941	0.0922	0.0880	0.0786	0.0847	0.0849
C 6	-0.0152	-0.0145	-0.0185	-0.0277	-0.0126	-0.0115
C 7	0.5317	0.5336	0.5218	0.5305	0.5291	0.5140
C 8	0.5551	0.5466	0.5522	0.5470	0.5391	0.5510
C 9	0.0582	0.0690	0.0580	0.0539	0.0730	0.0391
C10	-0.1071	-0.1066	-0.1092	-0.1169	-0.1053	-0.1062
C11	0.3543	0.3378	0.3441	0.3251	0.3282	0.3715
3 次指数		0.1191	0.1478	0.1715	0.1979	-0.2071
固有値	2.4550	2.4753	2.4882	2.5053	2.5148	2.5199
寄与率	0.2232	0.2063	0.2074	0.2088	0.2096	0.2100

	K	L	LA	LB	LB 1	LB2
C 1	-0.0809	-0.0735	-0.0758	-0.0724	-0.0507	-0.0844
C 2	0.0833	0.0824	0.0919	0.0791	0.0932	0.0798
C 3	-0.1914	-0.1874	-0.1863	-0.1887	-0.1597	-0.1964
C 4	0.4510	0.4512	0.4602	0.4574	0.4361	0.4546
C 5	0.0847	0.0942	0.0949	0.1025	0.1145	0.0943
C 6	-0.0197	-0.0136	-0.0153	-0.0163	0.0049	-0.0250
C 7	0.5202	0.5283	0.5308	0.5221	0.5138	0.5226
C8	0.5486	0.5333	0.5547	0.5200	0.5091	0.5370
C 9	0.0530	0.0723	0.0580	0.0759	0.0792	0.0517
C10	-0.1085	-0.1056	-0.1063	-0.1031	-0.0845	-0.1168
C11	0.3439	0.3262	0.3543	0.3155	0.3386	0.3394
3 次指数	-0.1856	0.2319	-0.0208	0.2721	0.3298	0.1973
固有値	2.5100	2.5407	2.4556	2.5768	2.6688	2.5181
寄与率	0.2092	0.2117	0.2046	0.2147	0.2224	0.2098

			_	
	LB 3	LB5	LC	M
C 1	-0.0788	-0.0689	-0.0594	-0.0794
C 2	0.0715	0.0860	0.1056	0.0875
C 3	-0.1918	-0.1842	-0.1721	-0.1898
C 4	0.4430	0.4643	0.4722	0.4574
C 5	0.0870	0.1001	0.1081	0.0923
C 6	-0.0206	-0.0136	-0.0017	-0.0190
C 7	0.5158	0.5084	0.5121	0.5319
C 8	0.5227	0.5187	0.5410	0.5567
C 9	0.0718	0.0801	0.0777	0.0549
C10	-0.1080	-0.0939	-0.0852	-0.1098
C11	0.3114	0.3051	0.3419	0.3507
3 次指数	0.3075	0.3039	0.1897	-0.0325
固有値	2.6231	2.6141	2.5202	2.4570
寄与率	0.2186	0.2178	0.2100	0.2048

表 9. 第 3 次産業活動指数の主成分分析への導入(1980.1-1994.6,1983.1-1994.6)

	1980.1-1994.6		1984.1-1994.6		
	一致のみ	Т7	一致のみ	L B 4	T 4
C 1	-0.1477	-0.1348	-0.2141	-0.1848	-0.1991
C 2	0.0271	-0.0070	-0.1053	-0.0966	-0.1178
C 3	-0.3105	-0.2868	-0.4472	-0.3936	-0.4022
C 4	0.4966	0.4279	0.4337	0.3780	0.3609
C 5	0.0893	0.0858	0.2652	0.2293	0.2053
C 6	-0.0809	-0.0798	-0.1504	-0.1277	-0.1396
C 7	0.5529	0.5044	0.4899	0.4258	0.4479
C 8	0.5108	0.4326	0.3602	0.3075	0.3151
C-9	0.1356	0.1279	0.1673	0.1555	0.1492
C 10	-0.1498	-0.1565	-0.2534	-0.2279	-0.2484
C 11	0.1121	0.0687	-0.0107	-0.0095	-0.0291
3次指数		0.4644		0.4877	0.4563
固有値	2.6029	3.2125	2.9194	3.7887	3.6111
寄与率	0.2366	0.2677	0.2654	0.3157	0.3009

第2主成分の結果。3次指数は前年同月比を使用。

おわりに

以上、第3次産業活動指数と景気変動の関係、あるいは第3次産業と製造業の関係をいくつかの観点から分析してきた。その結果、いくつかの点が明らかになった。まずは、製造業と第3次産業は、従来のモノからサービスへという一方的な因果関係ではなく、相互依存的な関係へと変化してきたことである。そして、こうした変化は1988年ごろから生じたものと思われる。次に、第3次産業が景気の循環的な変動と一致的に対応するようになってきたことである。つまり、景気の一致指標として第3次産業活動指数(対前年同月比)が利用できるようになってきたことが示唆された。その一致指標的な性質が、特に対事業所サービス業を中心としてみられることも、主成分分析の結果から明らかになった。

はじめにも述べたように、景気分析等にこれまであまり利用されてこなかった第3次産業活動指数であるが、それを利用する意義は、以上の結果から十分に増してきたと思われる。経済における第3次産業・サービス業の役割が重要になるにしたがって、サービスに関する分析がますます必要になっているが、その際に第3次産業活動指数がより活用されていってもよいだろう。

注

- (1) ここで広い意味でというのは、モノを生産しないという意味である。狭い意味での サービス業とは、産業分類におけるL分類のサービス業を指す。
- (2) しかしながら、従来は、サービス経済化が進行すると、景気循環の振幅が小幅化するとも言われている(経済企画庁(1983)188ページ)。また、以下では、鉱工業生産指数を「鉱工業」ではなく、「製造業」の生産動向を示すような表現をとる。
- (3) 第3次産業活動指数の作成等については、通産省(1994)を参照のこと。
- (4) 第3次産業活動指数が公表されるようになったのは1978年で、月次で1973年1月までデータを遡ることができる(通産省(1994)1ページ)。
- (5) その他にも、季節調整済データの対前月比も考えられる。
- (6) 個別指標のタイミングの判定方法は、Zarnowitz and Boschan(1975) pp. vii- wie 参照のこと。また、後の分析で用いられる鉱工業生産指数およびその他の景気指標についての結果は、勝浦(1995)を参照のこと。
- (7) モノとサービスの関係やサービス化については、井原(1992)などを参照のこと。
- (8) 時差相関係数およびその利用方法については、廣松・浪花(1992) 72-79ページを参照のこと。また、時差相関係数については、自己相関係数と同様に、有意性検定を行うことが可能である(Ljung and Box(1978) を参照)が、本稿では検定は行っていない。
- (9) その他の結果については、勝浦・遠藤(1995)を参照のこと。
- (10) グレンジャーの因果関係およびその検定については、Granger(1969)、山本(1988) 9-10章を参照のこと。
- (11) 因果関係の様々な検定方法は、Pirece and Haugh(1977), Guilkey and Salemi (1982), Nelson and Schwert(1982), Geweke et al.(1983)、山本(1988)などで提示・比較されている。
- (12) 因果関係の検定では、季節調整済データを用いると変数間の構造を歪めることになり、好ましい結果をもたらさないことが指摘されている(Feige and Pearce(1979)、山本(1988)179ページ)。そこで、原データを用いてダミー変数で季節性を除去する方法がしばしばとられる。しかし、本稿では月次データを用いているので、ダミー変数が11個も必要となってしまう。この問題もあって、因果関係の検定には対前年同月

比データを用いた。

- (13) このような場合、次数を固定して比較するのか、次数は異なっても情報量基準などを用いて同定を行った結果で比較するのかは、一概に結論づけられない。Guilkey and Salemi(1982), Geweke et al.(1983) における因果関係の検定についてのシミュレーションでは、次数の同定の問題は扱っていない(Nelson and Schwert(1982) p. 17 でモデルの次数のmisspecificationについての若干のコメントがあるが、それについてのシミュレーションが行われているわけではない)。情報量基準による同定あるいはmisspecificationの問題と因果関係の検定の関係は、実験的にも非常に興味深い問題である。
- (14) ここでの検定は、すべてVAR(4)に基づている(SBICによれば、いずれの期間でも幸いVAR(4)が最適であった)。さらに詳しく検討するためには、期間をずらす際にも、表3の前半と後半のように、それぞれについて残りの期間に対して検定を行い、その結果も考慮すべきであろう。また、ステップワイズに検定を行うと、F値がかなり微妙に変化するので、設定する有意水準(ここでは5%に設定)によって、結論が変わる恐れがある。
- (15) 参考までに時差相関係数を1987年までと1988年以降について算出してみると、それ ぞれ図 5-1 と図 6-1 の形状とほぼ同様であった。
- (16) 景気指標に対する主成分分析については、刈屋(1986)第7章を参照のこと。
- (17) 先行・遅行系列および他の分析期間に対する結果は、勝浦・遠藤(1995)を参照のこと。

参考文献

- Feige, E.L. and D.K.Pearce (1979), "The Casual Causal Relationship between Money and Income," *The Review of Economics and Statistics*, vol. 61, pp.521-533.
- Geweke, J., R.Meese and W. Dent (1983), "Comparing Alternative Tests of Causality in Temporal Systems: Analytic Results and Experimental Evidence,"

 Journal of Econometrics, vol. 21, pp.161-194.
- Granger, C.W.J. (1969), "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods," *Econometrica* vol. 37, pp.424-438.

- Guilkey, D.K. and M.K.Salemi (1982), "Small Sample Properties of Three Tests for Granger-causal Ordering in a Bivariate Stochastic System," *The Review of Economics and Statistics*, vol. 64, pp.668-680.
- 廣松 毅・浪花貞夫(1990)『経済時系列分析』 朝倉書店。
- 井原哲夫(1992)『サービス・エコノミー』 東洋経済新報社。
- 勝浦正樹 (1995) 「経済変数の先行性・一致性・遅行性の分析方法について」 『通産 統計研究』 第22巻第IV号 1-20ページ。
- 勝浦正樹・遠藤 香(1995)「第3次産業活動指数と景気との対応関係について」『第3次産業の統計的把握及び統計調査の課題に関する調査研究』 通産統計協会 1-55ページ。
- 刈屋武昭(1986)『計量経済分析の考え方と実際』 東洋経済新報社。
- 経済企画庁(1983)『経済白書 昭和58年版』 大蔵省印刷局。
- Ljung, G.M. and G.E.P.Box(1978), "On a Measure of Lack of Fit in Time Series Models," *Biometrika*, vol. 66, pp.297-304.
- Nelson, C.R. and G.W. Schwert (1982), "Tests for Predictive Relationships between Time Series Variables: A Monte Carlo Investigation," *Journal of the American Statistical Association*, vol. 77, pp.11-18.
- Pierce, D.A. and L.D. Haugh (1977), "Causality in Temporal Systems: Characterizations and a Survey," *Journal of Econometrics*, vol. 5, pp.265-293.
- 通商産業大臣官房調査統計部(1994)『第3次産業活動指数の解説(平成2年基準指数)』 通産省資料。
- 山本 拓(1988)『経済の時系列分析』 創文社。
- Zarnowitz, V. and C.Boschan, (1975), "Cyclical Indicators: An Evaluation and New Leading Indexes," *Business Conditions Digest*, March, pp.v-xxii.