

産業別の企業物価は相互に関連しているか¹

Is there any interrelation among industrial corporate good prices?

石 森 良 和

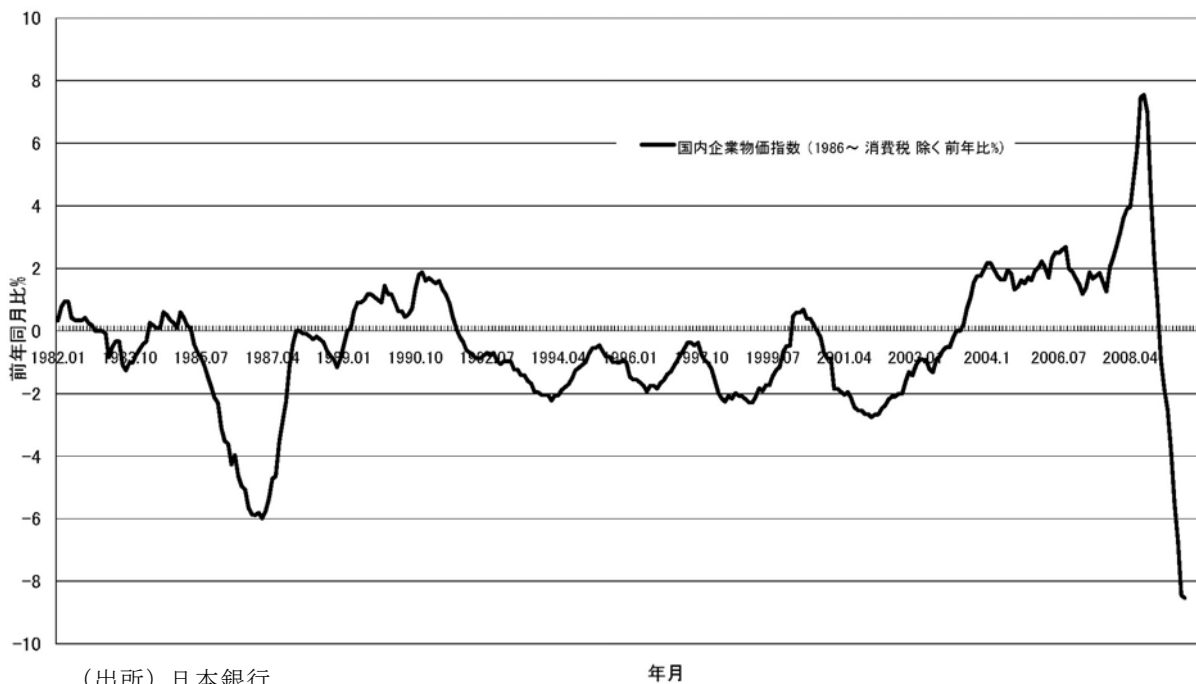
1. 序

本稿では、ほぼ 80 年代後半から 2000 年代前半にかけての主要な部門別の企業物価の変化の相互作用を中心に調べていく。産業別の企業物価という細かい物価の動きを調べるようになった経緯は以下のようなものである。

そもそもの問題意識は 90 年代に始まるデフレの形成メカニズムを探求してみたいというものであった。

グラフ 1-1 に国内企業物価の動きをしめす。国内企業物価の変化率は 1991 年 11 月

グラフ 1-1 国内企業物価指数（前年同月比%）



¹ 本稿の最初のベースとなった未定稿は、2009 年 5 月 17 日の日本金融学会で報告され、原田泰氏（大和総研）、鴨池治氏（東北福祉大学）から多くのきわめて有益なコメントをいただいた。その後、大幅に加筆・訂正したものを 2009 年 11 月 27 日のゆうちょ財団主催のインターネット研究会で報告し、黒川洋行氏（関東学院大学）、畔上秀人氏（関東学園大学）より、ここでも有用なコメントを数多くいただいた。本稿はその研究会報告に使用した未定稿にふたたび大幅な加筆・訂正を加えたものである。繰り返すが、どのコメントも真に有益なものであり、ここで心から感謝の意を表したい。なお言うまでもなく、残された誤りは筆者に帰するものである。

以降、マイナスに転じている。なお、日本銀行は1985年以降については消費税の影響を除いた企業物価を公表しているため、86年からはそのデータを使用した前年同月比を載せた。

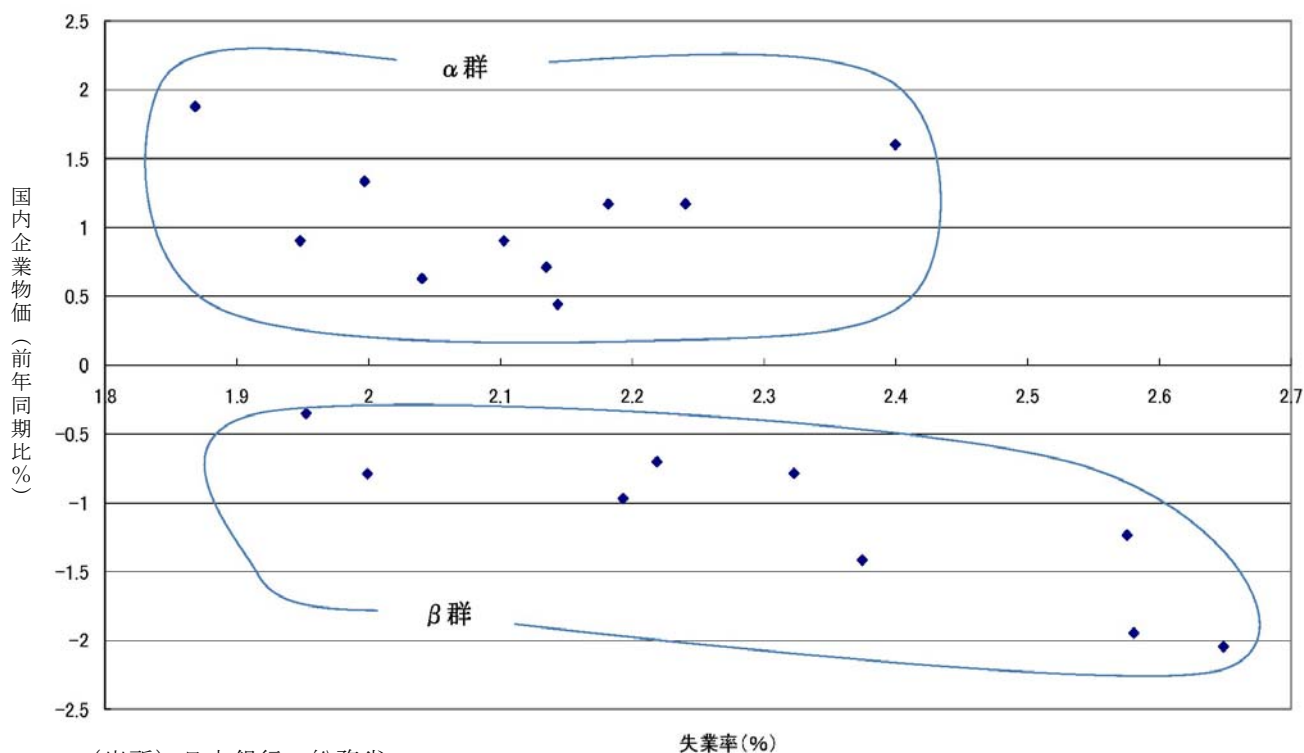
そこで、国内企業物価の変化率がマイナスに転じる直前、91年2月は景気の転換とされているが、その転換点をふくむ前後の時期にデフレが生じた原因があるのはいか、と考えた。

何が起きているかを調べるため、試みにその期間のフィリップス曲線を描いてみた。グラフ1-2に1989年第2四半期から1993年第4四半期にかけての失業率と国内企業物価の変化率の関係をしめした。

前述のとおり1991年第4四半期(11月)から国内企業物価はマイナスに転じる。1989年第2四半期から1991年第3四半期までの点のグループ(α 群とする)は1991年第4四半期から1993年第4四半期の点のグループ(β 群とする)より上方にある。

なお、この下方シフトはほかの物価、消費者物価やGDPデフレーターにおいても見られたが国内企業物価においてもっとも顕著に見られた。

グラフ1-2 フィリップス曲線(1989年6月~1993年12月)



(出所) 日本銀行、総務省。

このほぼバブル崩壊期にあたる時期に物価に何か起きたのではないかと推測した。

ところで実は、この時期はまだ景気の先行きについて楽観的な見方が広がっていたこともあり、むしろインフレが心配されていた時期であった。たとえば『日本銀行月

報』1991年2月号²の第1ページで、「わが国経済の先行きを展望するにあたって最大のポイントは、4年に及ぶ高成長の下で次第に強まりつつある基調的なインフレ圧力にしゅかり歯止めをかけ(傍点筆者)、内需中心の景気拡大基調をより息の長いものにしていくことにある」と述べられている。

こうした記述は、1991年2月を中心とする時期にデフレの芽が生まれたという推測に反するものである。しかしながら、実際にたとえば国内企業物価は1991年11月にはマイナスに転じており、グラフ1-1にしめされているように90年代中ごろからはデフレが常態化しているのである。

そこで思い出したのが、吉川・小原(1997)である。その論文では、平成景気・不況の原因を探ることを目的に各産業の設備投資の変化を調べている。産業ごとの設備投資を調べることに意味があるなら、産業別の企業物価を調べることに意味があるのではないか。

この論文をヒントにして思いついたのは、物価の下落はいつせいに生じたのではなく、分野ごとに生じたのではないか、ということである。

またよく調べてみると、日経新聞1991年1月3日朝刊の第3面に、各企業がその年の価格下落を予想、という記事が見つかった。とくに電気機器の企業が価格下落を予想と書いてある。全体的にはインフレ期であっても個別分野において、デフレが起りはじめている可能性は十分にありそうに思えた。

そこで、1991年2月を中心とする期間における産業別³のすべての企業物価の時系列グラフを作成してみた。

すると、ほとんどの物価は1990年と91年に2つのピークをもつ「2コブ型」であった。ほかに1989年や91年にそれぞれピークをもつ「1コブ型」や90年と92年にピークをもつ「2コブ型」がある。以下にそれらをグラフとともに紹介する。

1989年前後をピークとする1コブ型は、一般機器、その他工業製品⁴、スクラップ類などがある。1991年をピークとする1コブ型は加工食品である。90年と92年にピークをもつ「2コブ型」には電気機器と輸送用機器がある。この1コブ型のうちスクラップ類を除くものについて、グラフ1-3にまとめて示した。

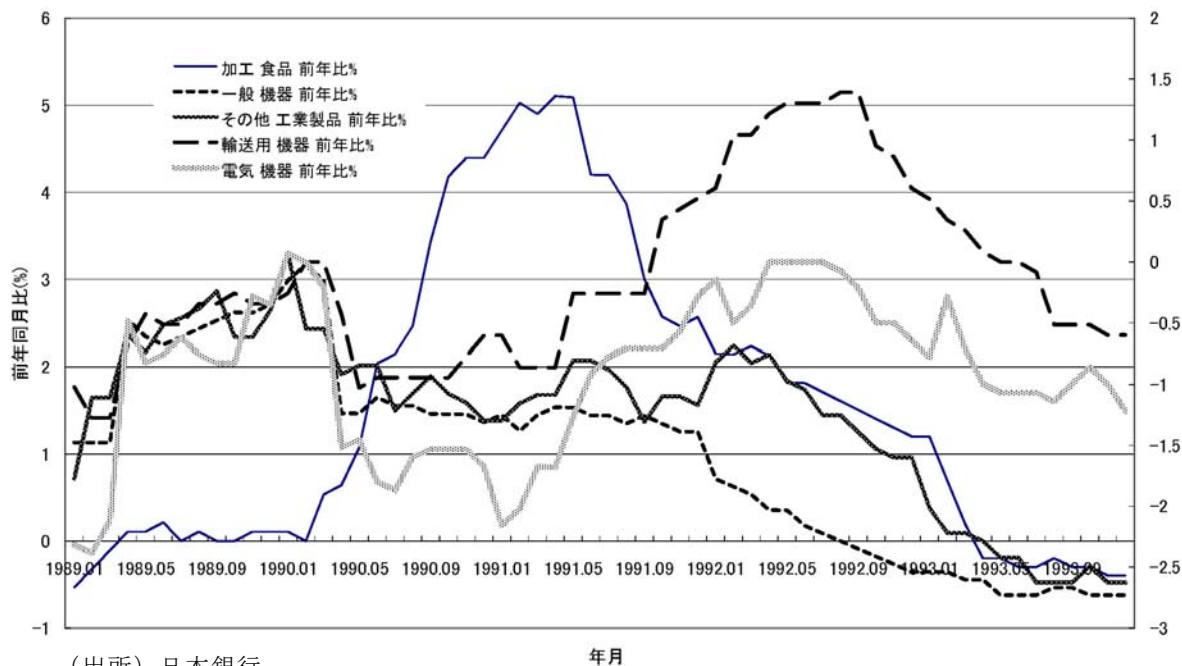
じつは、この他の産業の物価と異なる動きをする電気機器、加工食品、輸送用機器、その他工業製品、一般機器は国内企業物価に占めるウェイトの大きさが1位から5位になっている。

² この号は『日本銀行月報』の創刊号であった。またくしくも91年2月は後に景気の転換点とされる時期である。

³ 統計上の名称では、「基本分類別」である。

⁴ その他工業製品の半分弱ほどは、出版・印刷物である。

グラフ 1-3 主要国内物価 1989-93 年



(出所) 日本銀行。

産業別の企業物価のウェイトが最大のものから 10 番目に大きいものをそのウェイトとともに示しておく。なお、カッコ内は分母を 1000 とするウェイトである。

- ① 電気機器 (154.2)
- ② 加工食品 (110.9)
- ③ 一般機器 (104)
- ④ その他工業製品 (87.7)
- ⑤ 輸送用機器 (82.1)
- ⑥ 化学製品 (77.9)⁵
- ⑦ 金属製品(45.8)
- ⑧ 電力・都市ガス・水道(43.7)
- ⑨ 鉄鋼(43.3)
- ⑩ プラスティック製品(36.8)

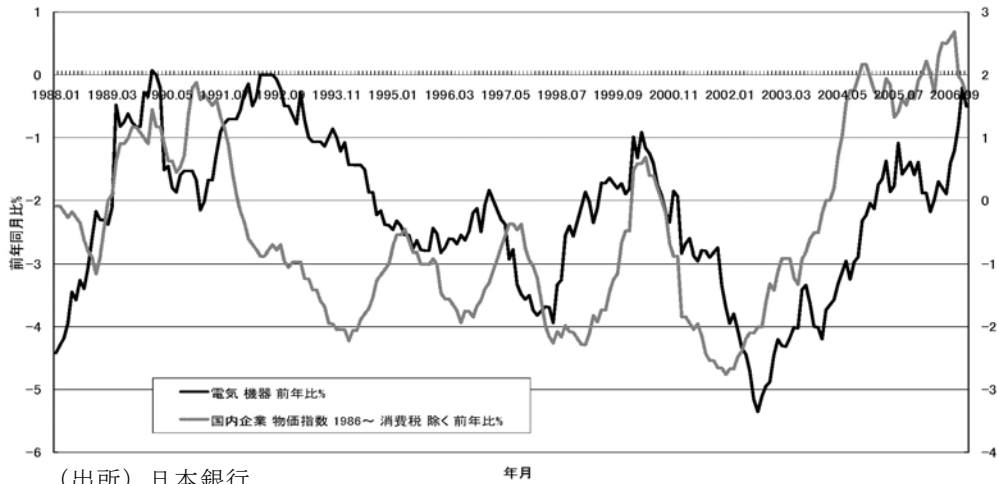
ほぼバブル崩壊期に重なる景気転換点である 1991 年 2 月を中心とする時期にウェイトの大きい産業別の物価同士になんらかの関係があるようにみえる。

より長い期間においてこれらの物価がどのように動いているだろうか。

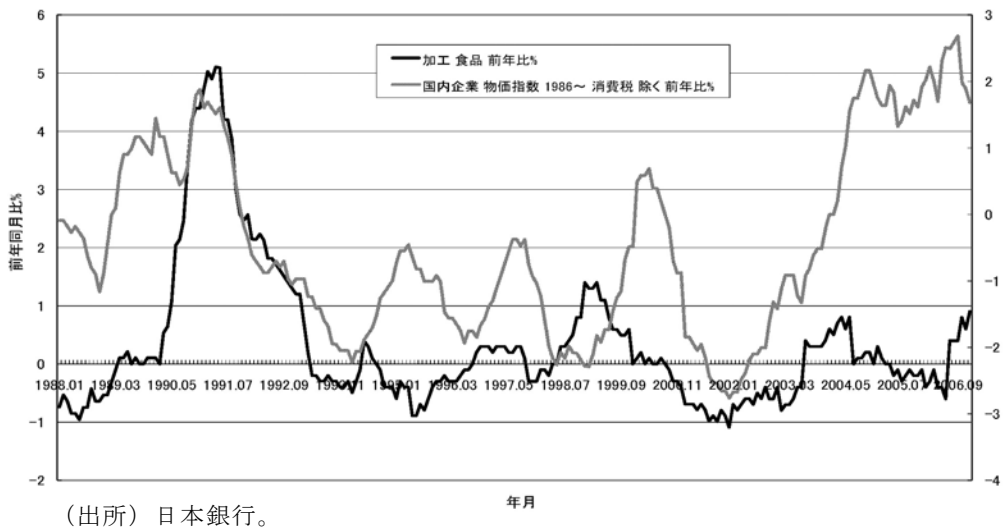
1988 年から 2006 年にかけての電気機器、加工食品、一般機器、その他工業製品、輸送用機器の物価の動きをグラフ 1-4 から 1-8 にしめた。また、89 年と 91 年にピークをもつ 2 コブ型の代表としてウェイトが 6 番目に大きい化学製品の物価の動きをグラフ 1-9 にしめた。

⁵ ウェイトは 1995 年のものである。

グラフ 1-4 電気機器と国内企業物価(総平均)



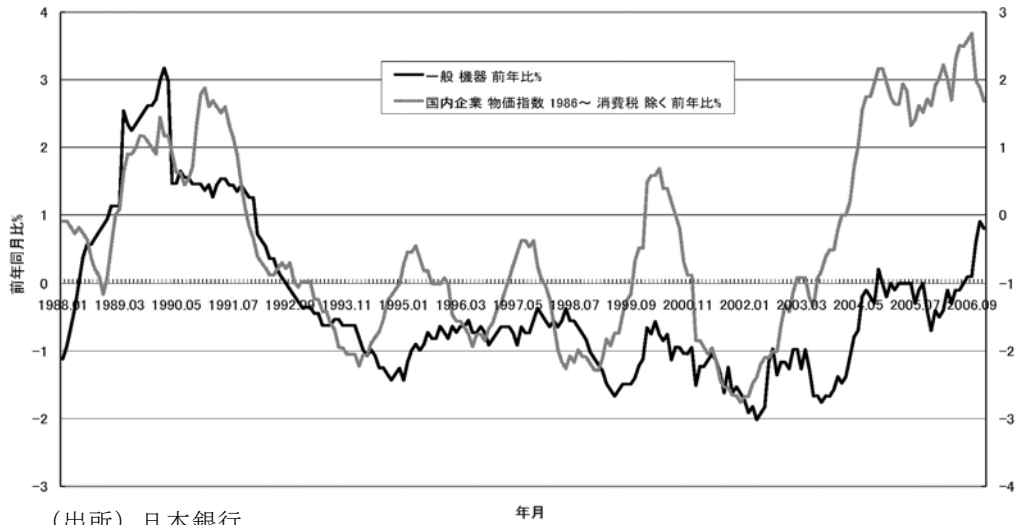
グラフ 1-5 加工食品と国内企業物価(総平均)



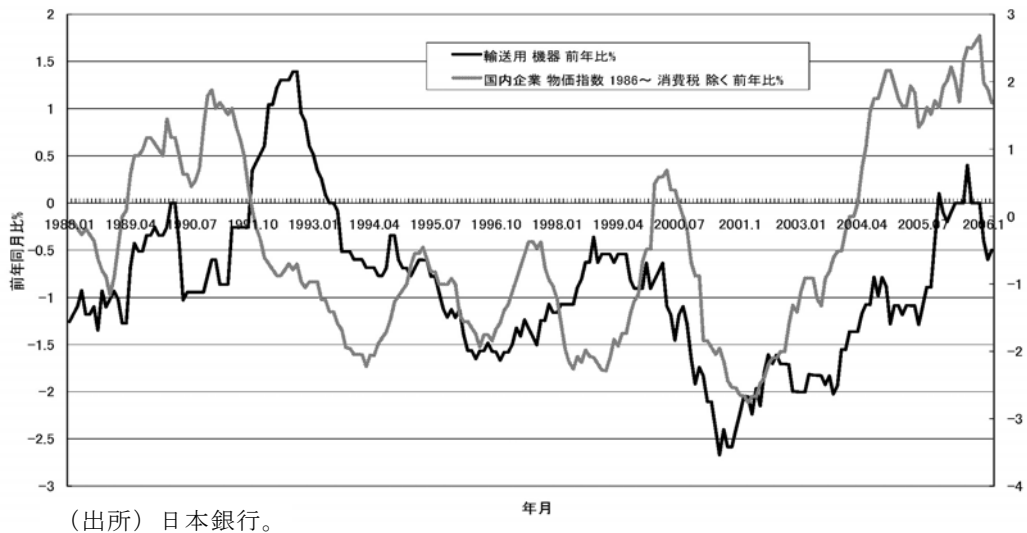
グラフ 1-6 1988-2006年 国内物価総平均とその他



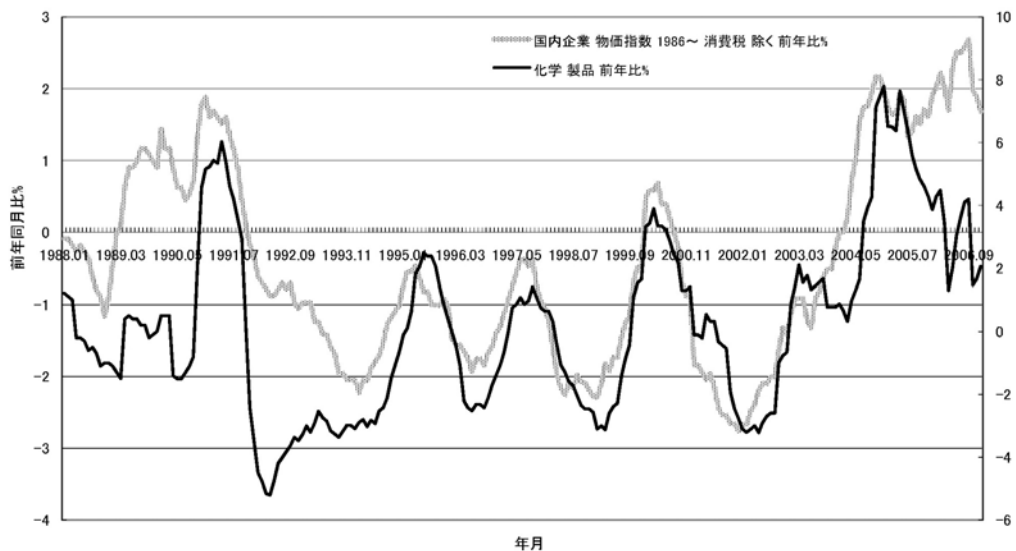
グラフ1-7 一般機器と国内企業物価(総平均)



グラフ1-8 輸送用機器と国内企業物価(総平均)



グラフ1-9 1988-2006年 国内物価総平均と化学製品



一見して、化学製品の物価は物価の総平均とほぼ同様に動いている。

電気機器、加工食品、一般機器、その他工業製品、輸送用機器の物価の動きは長期で見てもやはり独特の動きをしている。とりわけ、89年から92年にかけての各物価の動きは非常に特徴がある。

これらの観察からウェイトが大きい部門の物価は互いに関連しているのではないかと考えた。そこに関連性があるのかどうかを探るのが本稿の主要な目的である。

なお、以下ではたとえば電気機器の価格が輸送用機器の価格にプラスの影響を与えるといた結果は出るのが、現時点では、そういったことの含意を考えることに意味があるとは思えない。結局、本稿の分析ではなるべく、ファクト・ファインディングに努めることにした。

以下の第2節では大まかなアイデアについて述べ、第3節では使用するデータについて説明をおこなう。第4節ではVARモデルを使った推定をおこない、第5節では結論を簡単に要約する。

2. モデルと「便乗値下げ仮説」

なるべくファクト・ファインディングに徹するといっても、まったくなんらの見通しがないわけではない。そこで分析に進む前に、その見通しを「便乗値下げ仮説」として簡単にしめすことにする。

便乗値上げという言葉がある。第1次石油ショックのとき、石油と何の関係もない商品までが石油関連の製品の上昇に便乗して値上げされたことがある。そういった現象をさして便乗値上げというようである。

ところで便乗値上げがあるならば、「便乗値下げ」はないのだろうか。

たとえば、多くの財の価格が下がっているとき、もしある財の価格を維持しようとするれば、その財を割高と見る消費者が増えてきて、その財の需要を押し下げてしまう可能性はないだろうか。その財を生産する企業がそうした状況を想定すれば、他の財に追随して値下げに追い込まれてしまうかもしれない。

また、便乗値上げは確かにあったとされているのだから、なぜ便乗値上げは可能だったのか、という視点から考えることもできるかもしれない。なぜ、便乗値上げは可能なのか。なぜ、買い手は「合理的な」根拠のない価格の引上げを許容するのか。他の多くの財の価格も上がっているのだから仕方がないという諦めだろうか。そして最終的に便乗値上げは名目賃金の引上げによる買い手の名目購買力の上昇によって維持可能となるのかもしれない。

便乗値下げの場合はどうだろうか。なぜ、売り手は価格の引き下げを受け入れるか。やはり他の財の価格も下がっているのだから仕方がないという諦めだろうか。こちらの場合には便乗値上げの場合とは反対に最終的には名目賃金の引き下げ（それは具体的に

は総名目賃金の引き下げであるかもしれないが)によって維持可能となるのかもしれない。

このように完全に対称的に捕らえることには無理があるかもしれない。たとえば、価格の下方硬直性がありうる。

便乗値上げの理論付けは難しいように思える。便乗値上げは生産費用の増加のためでも需要の増加のためでもない、いわば「非合理的」な値上げである。これを合理的に説明するのはなかなか難しそうであろう。

しかし、1970年代前半に生じた「狂乱物価」の時代に便乗値上げはあったというのはほぼ共通認識と思われるので⁶、まず便乗値上げの理論的基礎を固めることによって便乗値下げの理論的裏づけができるかもしれない。

とにかくこの便乗値下げ仮説のもとで、ある産業値下げが他の産業の値下げへと波及していき、全産業的なデフレが生じたのではないかというストーリーを考えた。

以下に便乗値上げ・値下げをふくむモデルを提示する。

なお、以下では各産業は価格に対してある程度の支配力をもつものと仮定する。

最初に賃金方程式を考える⁷。

$$w_{it} = b_i(y_t - y^*) + \omega_i \quad b_i > 0, \quad i = 1, 2, \dots, n \quad (2-1)$$

ここで、 w_{it} は産業*i*の名目賃金変化率、 y_t 、 y^* は名目GDP成長率、潜在名目GDP成長率、 ω_i は産業*i*の労働者が要求する名目賃金の変化率である。 y_t と y^* の差は「景気」の代理変数である。フィリップス・カーブと同じ理由によって $y_t - y^*$ は w_{it} に影響をあたえるものとする。単純化のため、各産業の名目賃金変化率はその産業の産出額の変化率でなく一国全体の名目GDP変化率に関係すると仮定する。

つぎに価格方程式を考える。

$$p_{it} = \alpha(w_{it} - \eta_{Li}) + (1 - \alpha)(p_{Ri} - \eta_{Ri}) + \beta(y_t - y^*) + \sum_{j \neq i} a_j p_{jt-1} \quad (2-2)$$

p_{it} は*t*期の産業*i*の生産物価格の変化率、 α は労働コストのシェア、 $1 - \alpha$ は原材料・エネルギーコストのシェアである。また、 η_{Li} 、 η_{Ri} はおのおの産業*i*の労働生産性と原材料エネルギー生産性の上昇率である。ここで物価の変化はおもに3つの要因に

⁶ ただし、すべての世代の人々にとって便乗値上げが確かにあったということは自明ではないかもしれない。狂乱物価を経験しなかった世代にとっては、便乗値上げが本当にあったか疑わしいと考えるものもあるかもしれない。本当に便乗値上げはあったのか、その分野はどこで、そして規模はどの程度であったのか、などは再検討されるべきかもしれない。

⁷ 以下のモデルの作成においては、吉川(1996)を参考にした。なお、吉川(1996)では一般物価水準について定式化している。

よって変化するものとする。1つはコストの変化である。また2つめとして、 $y_t - y^*$ の差はコストとは独立に物価を変化させる要因になる。

そして3つめとして、本論では当該産業の生産物以外の価格 $p_j (j \neq i)$ もまた、影響をあたえると想定してみる。 p_j は産業 i 以外の各産業の生産物の価格、各 $a_j (i \neq j)$ の項はそれらの価格が産業 i の価格におよぼす便乗値上げ・便乗値下げの影響の度合いを示す。

ところで、産業 i が利用する円建て原材料・エネルギー価格の変化率 p_{Ri} は、その国際価格(ドル建て)変化率 p_{Ri}^* と円建ての為替レートの変化率 e (e が正のときは円安)をつかってつぎのように書ける。

$$p_{Ri} = p_{Ri}^* + e \quad (2-3)$$

(2-1)、(2-3)式を(2-2)式に代入して次の式を得る。

$$p_{it} = \alpha(\omega_i - \eta_{Li}) + (1 - \alpha)(p_{Ri}^* + e - \eta_{Ri}) + (\alpha b + \beta)(y_t - y^*) + \sum_{j \neq i} a_j p_{jt-1} \quad (2-4)$$

また、マネーサプライと名目 GDP を結びつける式として貨幣数量方程式がある。

$$M_t V_t = P_t Y_t \quad (2-5)$$

M 、 Y はそれぞれマネーサプライ、名目 GDP である。単純化のために、貨幣の所得速度 V を一定と仮定して、各変数のレベルに関する(2-5)式を変化率についての式に書きなおす。

$$m_t = y_t \quad (2-6)$$

これを(2-4)式に代入する。

$$p_{it} = \alpha(\omega_i - \eta_{Li}) + (1 - \alpha)(p_{Ri}^* + e - \eta_{Ri}) + (\alpha b + \beta)(m_t - y^*) + \sum_{j \neq i} a_j p_{jt-1} \quad (2-7)$$

言うまでもなく、とくに便乗値上げ・値下げのメカニズムをモデルに組みこむにあたって、より根拠のある基礎理論のもとでモデルを組み立てるべきであろう。しかし、その前にまず便乗値下げ仮説を支持するような事象が出てくるかどうか、を実証研究によって確かめてみたい。

3. データ

本稿の分析で用いる手法は、誘導型 VAR モデルで(2-7)式を推定することである。本節では、用いられるデータ・変数に関して説明する。

3.1 データの選択

インフレの原因を説明する代表的な理論にディマンド・プル説とコスト・プッシュ説がある。すなわち、需要の増加を原因とするものとコストの上昇を原因とするものである。

まず、コスト側の要因として為替レートを選ぶことにする。ここで為替レートは前述のとおり円ドルレートを採用する。

為替レートが物価に与える影響については2つの経路がかんがえられる。まず、円高は原材料などの円単位での輸入価格を引き下げ、生産費用を下げる効果がある。

他方、円高はドル単位の輸出価格を引き上げる。これによって輸出が困難になる企業は生産性をあげたり賃金を切りつめたりといった努力によって円単位での輸出価格を引き下げようとするだろう。価格の引き下げが費用の引き下げをもたらす経路が少なくとも1つは存在するのではないだろうか。便乗値下げ仮説が成立するためにはおそらく価格下落が費用下落をもたらすメカニズムが必要と見られるのであえて言及するしだいである。

しかし(2-7)式に示したように単純化のため、為替レートが生産性や賃金に与える影響は無視する。

いずれにせよ円高は企業物価を引き下げる方向にはたらく。

需要側の要因としては貨幣ファクターを考えることにする。もっとも貨幣ファクターは上記のモデルにおいて名目賃金に影響を与えることによって間接的にコストにも影響する。貨幣ファクターとしては M2+CD ないしはマネタリーベースを選択することにした。

VAR モデルで使う変数の最大数は慣例的に6つである。そのうち2つは貨幣ファクターと為替レートとするので、残りは4つとなる。そこで産業別の企業物価のなかから4つを選びたい。

国内企業物価の基本分類の項目は少なくない。その中のどれを選択するかについて客観的な根拠はありそうもない。

序章で述べたように、1991年2月の前後において、ウェイトの大きさが1から5位のもの独特の動きをしている。1989年前後をピークとする1コブ型は、一般機器、その他工業製品⁸、スクラップ類などがある。1991年をピークとする1コブ型は加工食品がある。

そこでまず暫定的に、まず90年と92年にピークをもつ「2コブ型」である電気機器と輸送用機器、つぎに1989年前後をピークとする1コブ型である一般機器、その他工

⁸ その他工業製品の半分弱ほどは、出版・印刷物である。

業製品、そして1991年をピークとする1コブ型である加工食品、最後に1989年前後と1991年前半をピークとする2コブ型は数多いので、その代表という意味もあり6番目にウェイトの大きい化学製品を選んでみる。結果として、ウェイトの大きい順に6つの産業を選んだことになる。

この後、単位根検定をおこなったのち、グレンジャー・テストの結果やウェイトの大きさなどを勘案して4つ選ぶことにする。

推計期間の始まりは、1985年に始まる急激な円高によると見られる国内企業物価が大きく落ち込んだ時期後のプラザ合意以降の国際的な政策協調による為替レート操作が一段落したと考えられる1987年1月とした。

終わりについてはまず2007年以降ははずすことにした。国内企業物価のグラフを見ると1982年から2006年あたりまではほぼきれいな循環を示しているように見える。しかし、2007年7、8月ごろからの動きはそれまでとかなり異質である。2007年7、8月といえばサブプライムローン問題が表出しはじめ、世界中で株価が下がり、FRBは8月に異例の緊急利下げに追い込まれている。

その時期以降の混乱しているように見える経済状況の中で何が起きていたかというものを分析するのは、近い将来の課題となると思われるが、本稿ではそれ以前の期間を分析対象とすることにした。

さらに、2006年3月には日銀により量的緩和の解除がおこなわれている。その後、マネタリーベースはかなり大きく減少している。前述のとおり、貨幣の指標としてマネタリーベースも使用するので結局、推定期間の終わりは量的緩和の解除前の2005年12月とした。

データはすべて月次で、前年同月比の対数をとったものの3期移動平均を用いることにした。

なお国内企業物価については、1985年以降について消費税の影響を除いた指数が日本銀行から公表されている。そこで、1986年以降の企業物価については消費税の影響を除いた指数を採用した。

3.2 データの定常性

VARモデルでつかう変数は定常性を満たさなければならない。そこで各系列にたいして単位根検定として、ADFテスト、PPテスト、KPSSテスト⁹のおのおのについて、定数項のみのテスト、定数項とトレンド項を含む場合のテストをした。ラグ数の決定についてはADFテストはAIC基準、PPテストとKPSSテストはNewey-West基準にしたがった。

結果は表3-1に示されている。

⁹ Kwiatowski-Phillips-Schmidt-Shin テストの略称。

表 3—1 単位根検定

| | ADF テスト | | PP テスト | | KPSS テスト | |
|-------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|---------------------------|---------------------------|
| | トレンドなし | トレンドあり | トレンドなし | トレンドあり | トレンドなし | トレンドあり |
| | 上段:t 値 下段: ラグ数 | 上段:t 値 下段: ラグ数 | 上段:F 値 下段: ラグ数 | 上段:t 値 下段: ラグ数 | 上段: LM 値 下段: ラグ数 | 上段: LM 値 下段: ラグ数 |
| マネタリーベース | -2.3626 13 | -2.3357 13 | -2.4987 8 | -2.4411 8 | -0.2295 11 | -0.1484** 14 |
| M2+CD | -1.6636 13 | -2.0761 13 | -1.5467 9 | -1.8819 9 | 0.9950*** 12 | 0.2514*** 12 |
| 円ドルレート | -3.3033** 13 | -3.4798** 13 | -2.4854** 4 | -2.7387 5 | 0.4372* 11 | 0.1194* 11 |
| 加工食品 | -2.7025* 13 | -2.8465 13 | -2.2742 10 | -2.3378 10 | 0.2199 11 | 0.1188 11 |
| 化学製品 | -3.3711** 13 | -3.7627** 13 | -2.7285* 10 | -3.2698* 10 | 0.5977** 11 | 0.0855 11 |
| 一般機器 | -2.6993* 13 | -3.6447** 13 | -2.0657 8 | -2.4464 8 | 0.4409* 12 | 0.1531** 11 |
| 電気機器 | -2.5701 9 | -2.7370 9 | -5.7149*** 33 | -5.5759*** 39 | 0.2559 9 | 0.2051** 9 |
| 輸送用機器 | -2.1185 13 | -2.3034 13 | -2.1329 8 | -1.9479 8 | 0.5864** 11 | 0.1478** 11 |
| その他 工業製品 | -2.5432 13 | -3.8125** 14 | -2.0423 9 | -2.1875 9 | 0.3759* 12 | 0.1707* 11 |

注) *は 10%、**は 5%、***は 1%有意であることをしめす。

加工食品をのぞく、マネタリーベース、M2+CD、円ドルレート、実質実効為替レート、化学製品、一般機器製品、電気機器、輸送用機器、その他工業製品のすべてについて、1%ないし 5%で帰無仮説を棄却することができた。加工食品についてはトレンドなしの ADF テストのみで 10%で帰無仮説を棄却できた。

以下では、各変数は I(1)であると仮定して分析をすすめる。

3.3 産業別物価間のグレンジャー・テストと産業別物価の選択

表 3—2 に 6 つの産業別企業物価、加工食品、化学製品、一般機器製品、電気機器、輸送用機器、その他工業製品グレンジャー・テストの結果を示した。

なお、ラグ数については AIC、SC にしたがうと、どちらもグレンジャーテストをおこなえる最大のラグ数、36 となる。これはかなり長いラグである。

そこでここでは、まったく恣意的なのだがラグ数は 15 を選択することにした。

表 3-2 グレンジャー因果性

(表の最上段は影響を与える側の変数を並べたもの、左の列は影響を受ける側の変数を並べたもの)

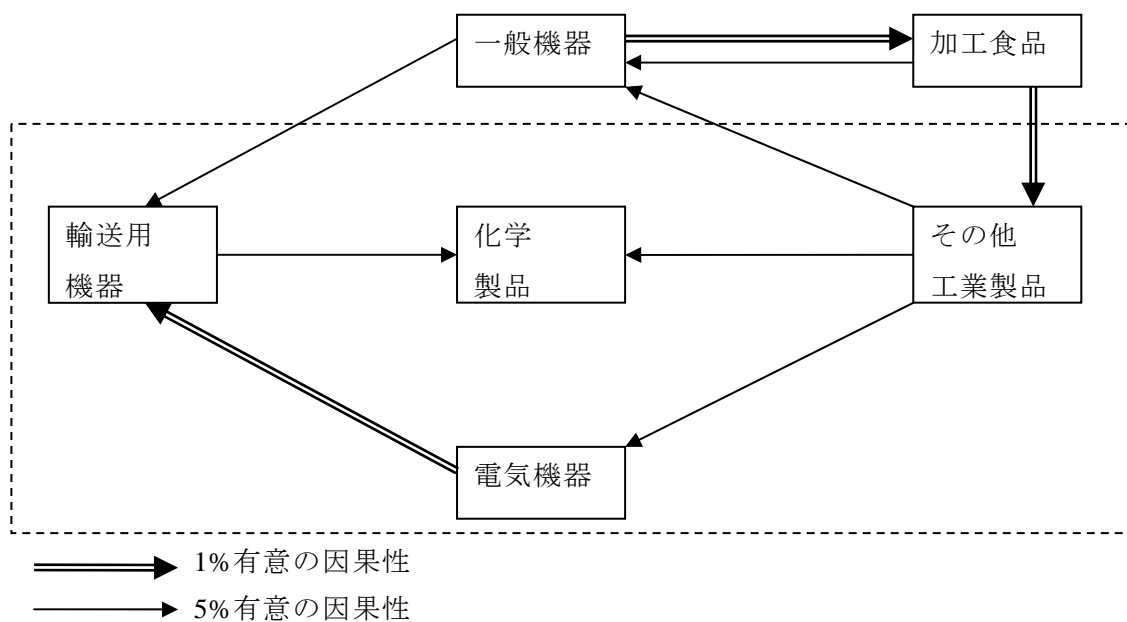
| | 加工食品 | 化学製品 | 一般機器 | 電気機器 | 輸送用機器 | その他工業製品 |
|---------|------------|-----------|------------|------------|-----------|------------|
| 加工食品 | | 1.64885* | 2.88397*** | 1.02582 | 1.09872 | 1.40069 |
| 化学製品 | 1.58428 | | 0.66554 | 1.13333 | 2.17971** | 2.95856*** |
| 一般機器 | 1.81827** | 1.97067** | | 1.23866 | 1.20138 | 2.29031*** |
| 電気機器 | 1.19471 | 0.61254 | 1.42137 | | 1.61366 | 1.92202** |
| 輸送用機器 | 1.33025 | 1.43654 | 1.93457** | 2.48110*** | | 1.59551 |
| その他工業製品 | 2.37310*** | 1.07895 | 1.64155 | 0.29865 | 1.34080 | |

注 1) ラグは 15 を選択。

注 2) *は 10%水準、**は 5%水準、***は 1%水準で有意であることをしめす。

この表から各変数間の因果関係をあらわしたのが図 3-1 である。ただし、10%有意の因果性は省略した。

図 3-1 各変数間の因果関係



この図をみると各物価はかなり密接に関連しているようである。

この因果性やウェイトの大きさなどを考慮に入れて 4 つの物価を選ぶ。まず、ウェイトが最大の電気機器は入れたいところである。また、自動車をふくむ輸送用機器も選択したい。そしてほかには、図 3-1 をみてそれらと関連するその他工業製品と化学製品を選んだ。結局、図 3-1 の点線の四角で囲まれた部分をえらんだわけである。

4. VAR モデル

本節では(2-7)式について VAR モデルを推計し、その結果を観察する。

推計に用いたデータは、産業別の企業物価としては、電気機器、その他工業製品、輸送用機器、化学製品、その他工業製品である。貨幣ファクターとしては M2+CD ないしはマネタリーベース、為替レートとしては円ドルレートを採用した。

4.1 グレンジャーの因果性テスト

VAR モデルをつかってインパルス応答関数を導出するとき、変数の配列順が問題となる。理論的には外生性が高い順に配列する必要があるが、きわめてアド・ホックな「モデル」を採用していることもあり、ここで考察する 6 変数間の外生性について判断する基準はほとんどない。

そこで変数間の因果関係を確認したのが表 4-1 にしめされているグレンジャーの因果性テストの結果である。表は各セルの上段が検定値、下段が有意性を示している。

表 4-1 グレンジャー因果性のテスト

(表の最上段は影響を与える側の変数を並べたもの、左の列は影響を受ける側の変数を並べたもの)

| | M2+CD | マネタリー ベース | 円ドル レート | 電気機器 | その他 工業製品 | 輸送用機器 | 化学製品 |
|--------------|-----------|--------------|------------|----------|-------------|--------|--------|
| M2+CD | | 0.4688 | 1.2879 | 1.1026 | 0.9067 | 0.6099 | 1.4509 |
| マネタリー ベース | 1.3212 | | 1.5969 | 1.4801 | 0.9526 | 1.5799 | 1.4428 |
| 円ドルレート | 1.1509 | 1.0016 | | 1.9216** | 1.0028 | 0.9774 | 1.0741 |
| 電気機器 | 1.3686 | 1.3343 | 1.2715 | | | | |
| その他 工業製品 | 2.0519** | 1.2306 | 1.9142** | | | | |
| 輸送用 機器 | 1.3497 | 1.55321 | 2.2502*** | | | | |
| 化学製品 | 2.4171*** | 1.4875 | 0.5641 | | | | |

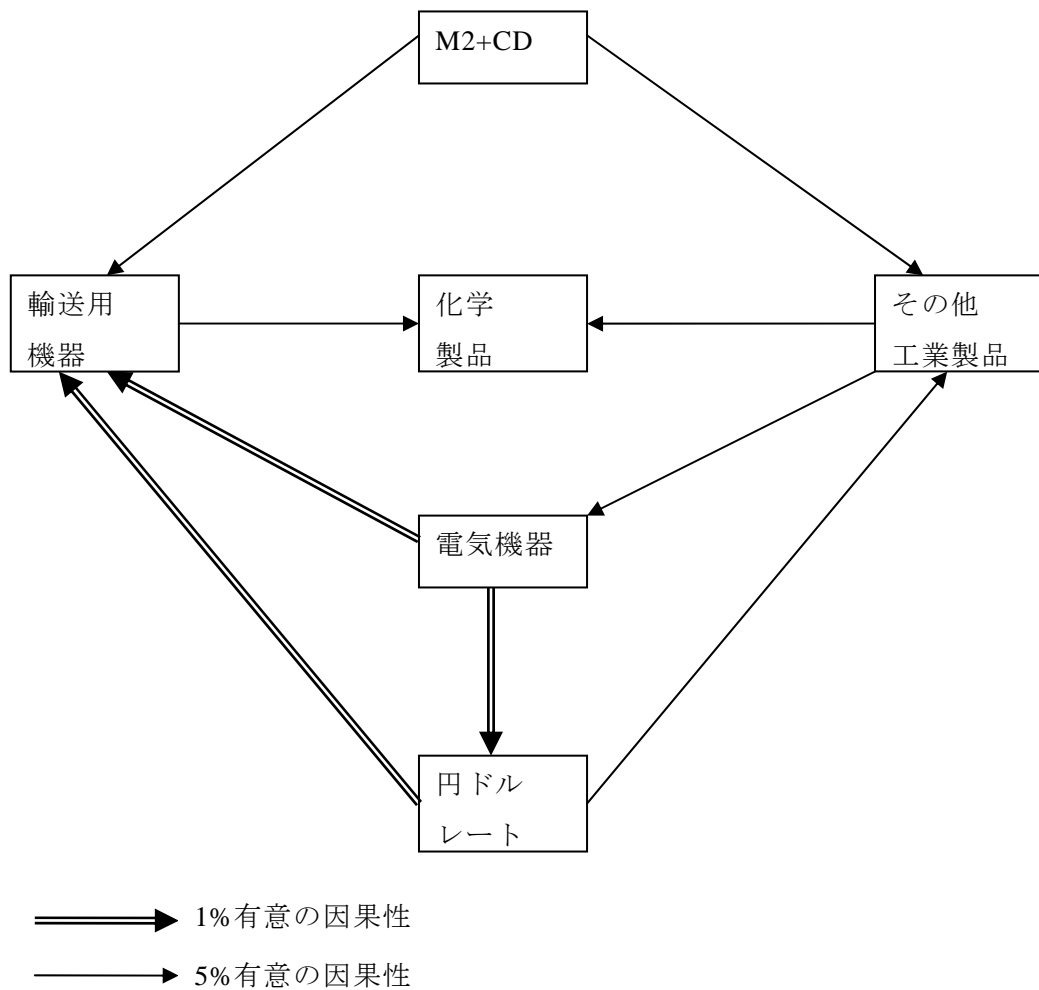
注 1) ラグは 15 を選択。

注 2) *は 10%水準、**は 5%水準、***は 1%水準で有意であることをしめす。

このなかでは、輸送用機器と化学製品が相互に 1%、5%水準で影響を与えあっているのが目につく。

この表 4-1 から作成したのが各変数間の因果関係を示している図 4-1 である。これを使ってインパルス反応を求める際の配列を決めることにする。

図 4 - 1



まずとくにグレンジャー因果性を考慮せずに、貨幣の指標、M2+CD とマネタリーベースは先頭につきに円ドルレートをもってくることにした。円ドルレートは電気機器からグレンジャー因果性の意味で 5%有意の水準で影響を受けている。しかしながら、電気機器の価格が円ドルレートに影響をあたえる可能性はほとんどないとかんがえた。なお、貨幣の指標と円ドルレートの配列を逆にしてもインパルス応答にほとんど差異はなかった。

4つの産業別企業物価を見ると、その他工業製品は2つの物価に影響をあたえている。電気気はその他の工業製品から5%水準で影響を受けるが1%水準で輸送用機器に影響をあたえる。そして化学製品はその他の工業製品と輸送用機器から5%水準で影響を受けている。

そこで、この4つの企業物価については以下のように配列することにした。

その他工業製品、電気機器、輸送用機器、化学製品

以上より貨幣の指標と円ドルレートをふくむ配列は以下のとおりである。

(配列 A：貨幣の指標として M2+CD を選んだ場合)

M2+CD 円ドルレート その他工業製品 電気機器 輸送用機器 化学製品

(配列 B：貨幣の指標としてマネタリーベースを選んだ場合)

マネタリーベース 円ドルレート その他工業製品 電気機器 輸送用機器 化学製品

この2つの配列についてインパルス応答を求めることにした。

4.2 インパルス応答

VARモデルの推計結果は、図4-2、図4-3に示されている。図4-2は貨幣の指標としてM2+CDを採用したときの1987年1月～2005年12月の推定から得られる累積インパルス応答関数、図4-3が配列Bによる累積インパルス応答関数である。

図4-2 配列Aによる累積インパルス応答関数

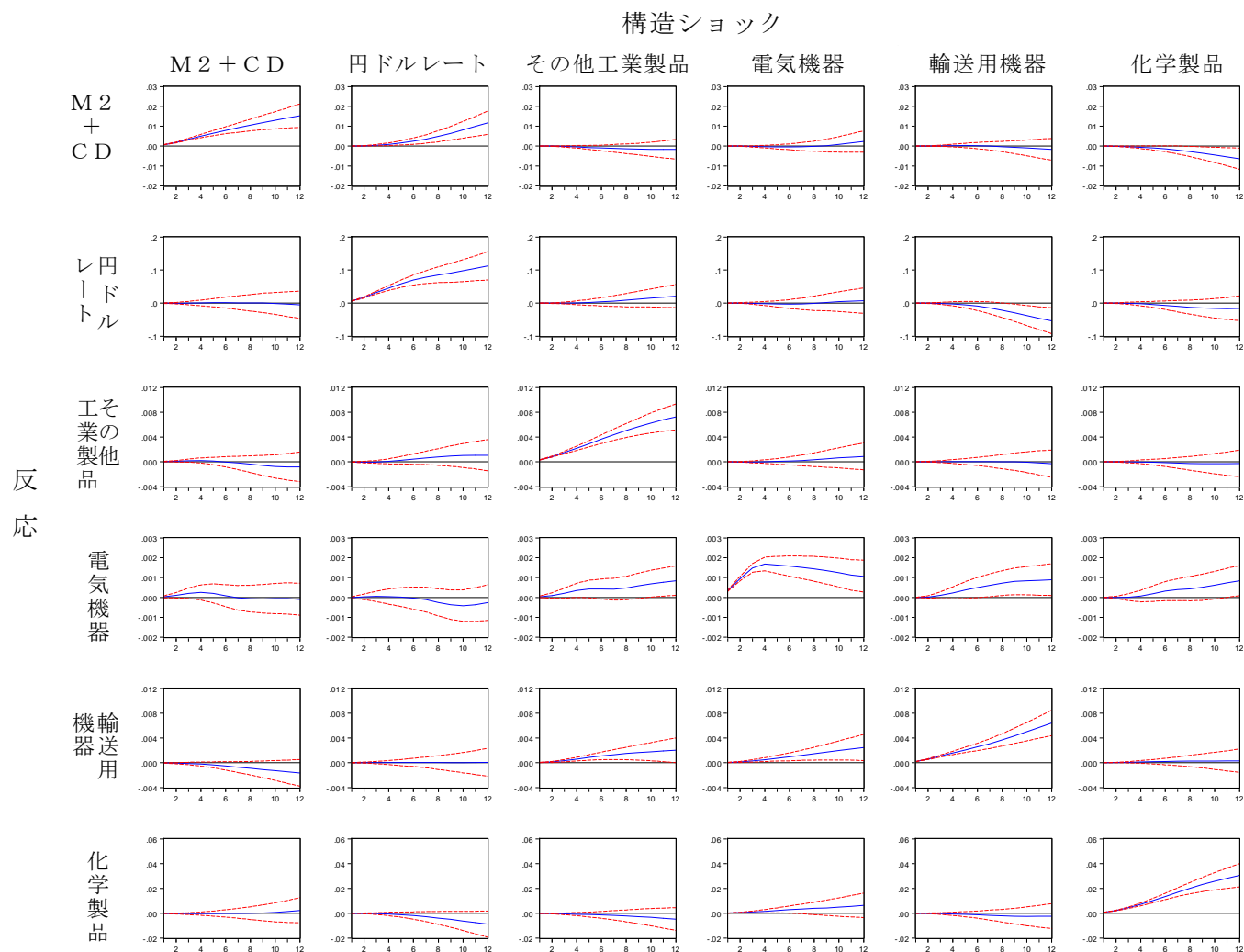


図4-3 配列Bによる累積インパルス応答関数

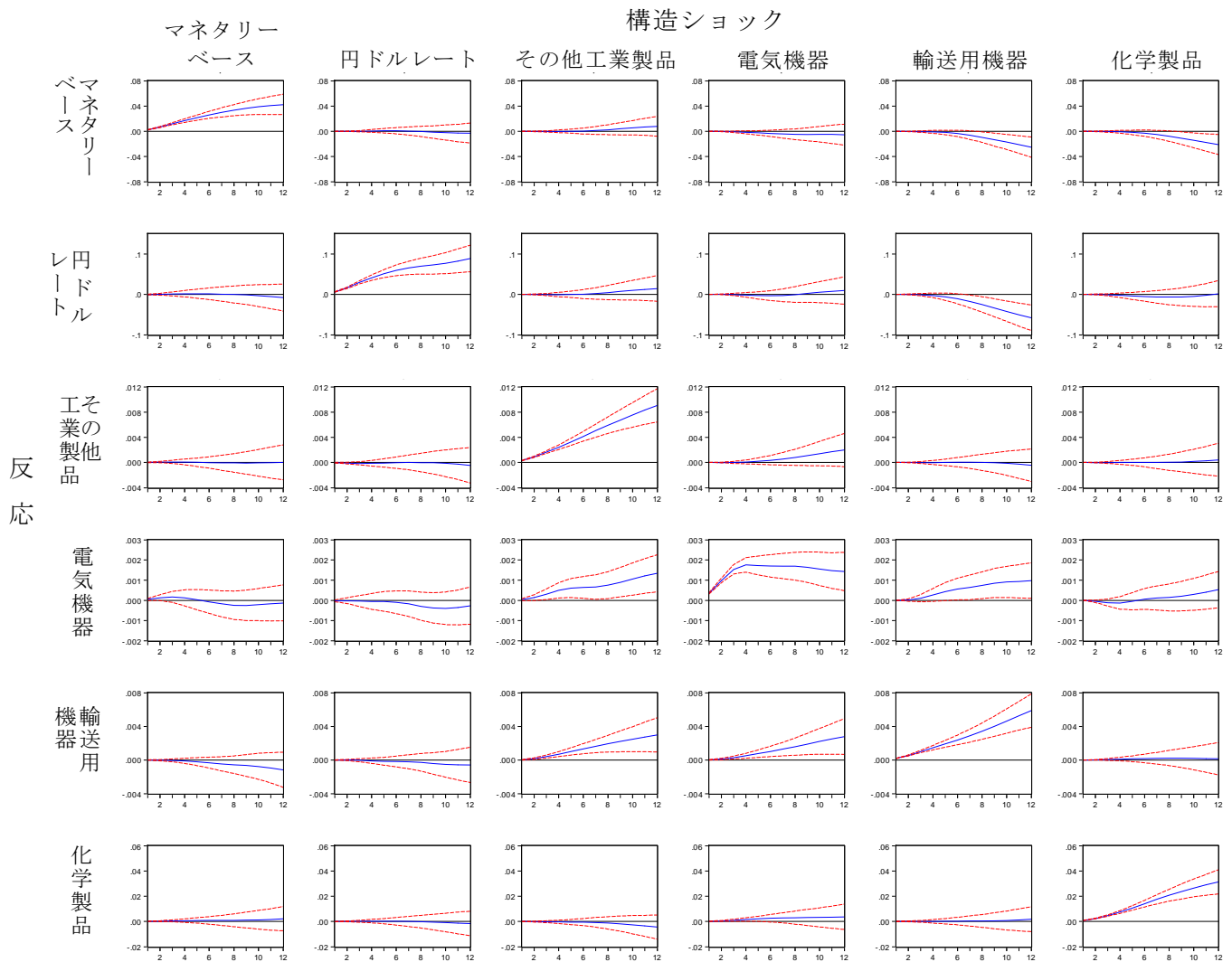


図4-2、図4-3についてあまり大きな違いはない。そこでまとめて結果を報告することにし、差異があるときにはそれを附記することにする。

まず、その他工業製品は電気機器にプラスの影響をあたえている。また、グレンジャー因果性は検出されなかったが、その他工業製品は輸送用機器にもプラスの影響をあたえている。ここで、たとえば、薄型テレビの価格の下落は印刷物の価格の下落(その他工業製品の半分は出版印刷物である)が原因であると主張する意図は毛頭ない。しかしながら19年間の月次データから抽出された結果であるから頭から否定するのともうかと思われる。結論からいえば今のところ出版・印刷物と電気機器の関係はまったく不明である。ただし、出版・印刷物が半分を占めるその他工業製品の価格の動きにはある特徴がある。本稿をまとめるにあたって、当然のことながらさまざまな推定期間を選んで分析したわけであるが、そのいろいろな推定期間においてその他工業製品の独立性は際立っていた。その独立したサイクルがたまたま電気機器のサイクルと

あったのかもしれない。

電気機器は輸送用機器にプラスの影響をあたえている。ところが輸送用機器も有意なグレンジャー因果性が見出されなかったにもかかわらず明らかに電気機器に対してプラスの影響をあたえている。

なお貨幣ファクターとして $M2+CD$ をとったとき電気機器は化学製品に対してほぼ有意にプラスの影響をあたえているようであるが、そのとき化学製品もまた電気機器にプラスの影響をあたえている。

輸送用機器、その他工業製品はグレンジャーテストでは 5%有意で化学製品に因果性をもつがインパルス応答では有意な関係は見出されなかった。

為替レートに関連では、たとえば化学製品がグレンジャー因果性が検出されなかったが有意に円ドルレートにマイナスの影響を受けている。円ドルレートは対ドルに対する円の価値なので円ドルレートの上昇は円安方向への変化の増大を意味する。この関係は想定される因果性とは逆のようである。

ほかに、円ドルレートにたいして $M2+CD$ はプラスの影響を受けている。通常は、貨幣ファクターが為替レートに影響するかどうかの問題とされる。為替レート関連についてはあまりよい結果は得られなかったようである。

5. 結語

主要な産業別企業物価のあいだに相互関連があるかどうかを調べることをおもな目的としてここまで調べてきた。

その結果、電気機器と輸送用機器、電気機器と化学製品のあいだに相互の関連が認められた。

しかし、これによって「便乗値下げ仮説」が支持されたと強弁する気はまったくない。

ここでおこなったことは、1991 年前後の物価の下落を手がかりにその期の前後の産業別企業物価の動きをみると予想通りさまざまな動きをしていた。これを手がかりにして、1980 年代後半から 1990 年代前半、プラザ合意から量的緩和解除までの比較的安定していた時期について適当にラグをとってインパルス応答をとった結果、以上の結果を得たということに過ぎない。

タイトルを「相互作用」ではなく「相互関連」とした理由である。

たとえば、相互作用でなく、需要の変化に対する反応の速度を反映した単なる時間的前後関係に過ぎないかもしれない。たとえば渡辺(2010)は、80 年代半ば以降、資産価格・生産・雇用が大きく変動しているのに対して、物価の反応の鈍さは際立っていると主張している。本論の分析結果は物価の反応が鈍くなっていく過程を描写するものかもしれない。

この結果の含意をさらに探る必要があるだろし、また探る意義もあるのではないだろうか。

【参考文献】

- 安達誠司(2001)「期待インフレ率の推計とそのインプリケーション」『日本経済ウィークリー』58号、クレディスイスファーストボストン証券、2001年7月19日。
- 石森良和(2005)「デフレ予想の形成と日銀の経済政策」『貯蓄経済理論研究会年報』20巻、pp.71-98.
- 岩田一政(2002)「第3章 デフレ・スパイラル発生の可能性」小宮隆太郎・日本経済研究センター編『金融政策論議の争点 日銀批判とその反論』日本経済新聞社。
- 岩田規久男(1993)『金融政策の経済学』日本経済新聞社。
- 岩田規久男(1994)「なぜ日銀は、実質的“引締め”を続けるのか」『週刊エコノミスト』1月4日。
- 岩田規久男(2001)『デフレの経済学』東洋経済新報社。
- 岩田規久男(2002)「日銀批判をめぐって1 予想形成に働きかける金融政策を：小宮論文批判(1)」小宮隆太郎・日本経済研究センター編『金融政策論議の争点 日銀批判とその反論』日本経済新聞社。
- 岩田規久男(2003)「第1章 金融政策を大転換せよ」『まずデフレをとめよ』日本経済新聞社。
- 刈谷武昭・深尾京司編(1988)『合理的予想形成によるインフレ・為替分析』有斐閣。
- 黒木祥弘(1999)『金融政策の有効性』東洋経済新報社。
- 黒木祥弘・本田祐三(2003)「金融 - 金融制度と金融政策」橋木俊詔編『戦後日本経済を検証する』東京大学出版会。
- 鈴木淑夫(1992)『日本経済の再生』東洋経済新報社。
- 高橋洋一(2003)「第6章 ゼロ金利下でも有効な金融政策」岩田規久男編『まずデフレをとめよ』日本経済新聞社。
- 寺井 晃・飯田泰之・浜田宏一(2004)「金融政策の波及チャンネルとしての為替レート」『経済分析』172号、pp.34 - 57.
- 日本銀行(1980)「最近の物価動向について」『調査月報』11月。
- 日本銀行(1981)『日本銀行月報』2月。
- 日本銀行(1993)「(資料)平成4年度の物価動向」『日本銀行月報』5月。
- 原田 泰・岡本真一(2001)「水平なフィリップスカーヴの恐怖」『週刊東洋経済』2001年5月19日号。
- 原田 泰・牧 寛久(1993)「マネーサプライ、高まるGDPとの相関度」『日本経済新聞』(経済教室)、1993年3月11日朝刊。
- 吉川 洋編著(1996)『金融政策と日本経済』日本経済新聞社。
- 吉川 洋・小原英隆(1997)「平成景気・不況と設備投資1・2」『経済学論集』63巻2, 3号。
- 渡辺 務(2010)「日本のデフレは緩やかだがしぶとい 日銀は『物価予想』への働きかけを」『週刊 エコノミスト』2010年2月2日号。