

Working Paper Series

インフレ率水準と相対価格変動の関係について

上田晃三*・大沢直人**

Working Paper 00-12

日本銀行調査統計局

〒100-8630 東京中央郵便局私書箱 203 号

* e-mail: kouzou.ueda@boj.or.jp

** e-mail: naoto.oosawa@boj.or.jp

本論文の内容や意見は執筆者個人のものであり、日本銀行あるいは調査統計局の見解を示すものではありません。

2000年7月

インフレ率水準と相対価格変動の関係について⁺

上田晃三^{*}・大沢直人^{**}

[要 旨]

インフレのコストの一つとして指摘されるのは、インフレの高まりが相対価格変動 (relative price variability) を増大させ、資源配分を非効率にするというものである。相対価格変動がインフレ率水準と関連があることについては、米国など海外においては多くの研究がなされてきているが、わが国のデータを用いた分析は僅かなものに止まっている。本稿の目的は、物価安定期を含む直近までの日本のデータを用いて、相対価格変動の増大を通じたインフレのコストに関し、実証分析することにある。

本稿における実証結果の要点は、以下のとおりである。

インフレ（および物価下落）の高まりは、相対価格変動の増大（過剰な相対価格変動）をもたらす。相対価格変動を最小にするという意味で望ましいインフレ率は、ゼロ近傍にあると考えられる。この点は、オイルショックを含む期間（70年以降）のみならず、オイルショックを除いた比較的インフレ率が低い期間（81年以降）においても、同様である。

インフレ水準自体もインフレの不確実性も、ともに相対価格変動に影響を与える。これは、「安定的であれば、高めのインフレ率であってもよい」、あるいは「低めのインフレ率であれば、不安定であってもよい」という考え方を支持しないものであり、相対価格変動の観点からは、「インフレ率は低水準で、かつ安定的に推移することが望ましい」点を示すものである。

⁺ 本稿に示した意見は、すべて筆者達個人のものであり、日本銀行あるいは調査統計局の公式見解を示すものではない。

^{*} 日本銀行調査統計局 (e-mail : kouzou.ueda@boj.or.jp)

^{**} 日本銀行調査統計局 (e-mail : naoto.oosawa@boj.or.jp)

相対価格変動の増大は、実体経済のボラティリティを高めるという点で、実体経済にマイナスの影響を及ぼしているようである。

1. はじめに

わが国では、景気の持続的な回復がなかなか展望できない中で、景気の回復のためには、調整インフレにより過去の債務を帳消しにすることが必要といった意見も聞かれている。たしかに、金利のゼロ制約の問題などを考えると、インフレは望ましいという考えもできよう。しかし一方で、インフレは実体経済や経済厚生にマイナスの影響を及ぼすと考えられており、そうしたインフレのコストを無視したインフレ容認論は危険である。

インフレが経済に影響を及ぼす重要なルートとして、しばしば指摘されるのは、インフレの高まりがインフレの不確実性 (inflation uncertainty) を増大させる、インフレの高まりが相対価格変動 (relative price variability) を大きくする、といった点である¹。前者に起因したインフレのコストとは、「インフレの不確実性の増大が、所得や富の強制的な再分配をもたらすほか、経済主体による消費や貯蓄、投資、借入の意思決定に歪みをもたらす」点であると考えられている。日本のデータを用いた最近の研究としては、木村・種村 [2000] が挙げられるが、彼らは、「インフレの不確実性がインフレ率水準と正の関係を持っており、インフレの不確実性を最小にするという意味での最適インフレ率がゼロ近傍にあること」を実証している。一方、後者に起因したインフレのコストとは、「相対価格変動の増大が、価格のシグナル機能を低下させ、資源配分を非効率にする」点であると指摘されている²。こうしたインフレ率と相対価格変動の関係についての、日本のデータを用いた実証分析は、これまであまり行われておらず、主なものではFukuda et al. [1990] が挙げられる程度である。同分析では、インフレ率と相対価格変動に正の相関があることを示しているが、80年代後半以降

¹ 例えば、Golob[1993]を参照。

² 例えば、Friedman[1977]を参照。Friedmanは、「極端な場合、価格のシグナルが失われると、市場参加者は別の通貨か物々交換経済を選択するようになり、生産性に悲惨な影響を及ぼすことになる」と指摘している。

の比較的インフレが落ち着いていた期間のデータが含まれていないほか、相対価格変動の計算に当たっての分類数が少ない³といった改善すべき点も多い⁴。このため、物価安定期（物価指数によっては物価下落期）のデータも含め、インフレ率と相対価格変動の関係を、より厳密に分析しておくことは有益な作業と考えられる。

本稿は、以上の問題意識から、物価安定期を含む直近までの日本のデータを用いて、相対価格変動の増大を通じたインフレのコストに関し、実証分析したものである。具体的には、日本の幾つかの物価指数を用い、インフレ率水準と相対価格変動にどのような関係があり、相対価格変動を最小にするという観点から望ましいインフレ率はどの程度と言えるのか、相対価格変動の増大は实体经济にマイナスの影響を与えるのか、という点について分析を行った。

相対価格変動と言っても、経済の構造的変化に伴う相対価格変動であれば、それはシグナルであり資源配分上は問題がないと考えられよう。その意味で、本来であれば、相対価格変動をシグナルの部分とノイズの部分（過剰な相対価格変動）に分ける必要があるが、現実には極めて困難であり、そこに本問題を扱う難しさがある。この点、本稿では、相対価格変動のノイズ成分をより多く抽出するとの観点から、可能なものについて月次計数（季節調整済計数）の3か月前対比を用いることとした。なお、データの分類数は、経済主体の認識する相対価格変動にできるだけ近づけるとの観点から、先に延べた日本の先行研究に比べ大幅に増やした^{5,6}。相対価格変動(*RPV*)は、以下のように、各品目のインフレ率の平均インフレ率に対する加重分散として定義した⁷。

³ 物価指数の分類数が多いほど、経済主体（企業・家計）の認識する相対価格変動に近づけることができるという点で望ましい。

⁴ Fukuda et al. で用いているデータの期間は、CPIは1972～1985年、国内WPI（工業製品）は1968～1985年（ともに四半期データ）。また、相対価格を計算する際の分類数については、CPIは10種類、WPIは14種類に止まっている。

⁵ 月次データを用いたCPI（除く生鮮食品）国内WPI（工業製品）はそれぞれ88、68種類。CPIの88種類は、白塚[1997]の選択に則ったもので、1970年まで遡及できる最大限の分類数として選ばれている。また、国内WPIはこうして定めたCPIの分類数に近い小類別のデータを用いることにした。なお、年次データを用いたGDPデフレーターは37種類。データの詳細については、補論2～4を参照。

⁶ もちろん、変化率を計算する際の期間間隔が短いほど、物価指数の種類が多いほど、本来は寄与の小さい異常値を過大評価してしまう可能性があることにも留意が必要であろう。

⁷ 詳細は補論1を参照。この定義は、Parks[1978]に則っており、以後の先行研究でも標準的に用

$$RPV_t = \sum_k w_{kt} (\pi_{kt} - \pi_t)^2$$

w_{kt}, π_{kt} : それぞれt期におけるk品目のウエイト、インフレ率

π_t : t期の加重平均インフレ率

また、この点を検証するに当たって、インフレ率と相対価格変動との間の因果関係を明らかにするという作業を行った。両者の因果関係については、理論的には両方向とも存在すると考えられる。オイルショックのような供給ショックが相対価格変動を増大させ、それがインフレに繋がっているという因果関係しか存在しないのであれば、両者の相関関係のみをもって、インフレのコストと断定することはできないだろう。一方、インフレ率の高まりが相対価格変動の増大に影響するのであれば、それはインフレが過剰な相対価格変動をもたらしていると解釈することが可能と考えられ、インフレ率を抑えることが望ましいというインプリケーションを導き出すことになる。したがって、両者の因果関係を明らかにしておくことは重要である。

本文の構成は以下のとおりである。2.では、実際のデータを用いて、インフレ率と相対価格変動の相関関係を確認し、相対価格変動が最小となるインフレ率を算出する。3.では、インフレと相対価格変動との間の因果関係について検証する。4.では、インフレが相対価格変動を増大させるのは、予期されないインフレが問題なのか、あるいは予期されるインフレであっても問題なのか（インフレ水準そのものが問題なのか）という点について、検証する。5.では、相対価格変動がもたらす実体経済への影響を実証する。最後に6.で、本稿の分析結果を整理する。

2. インフレ率と相対価格変動の相関関係

古典派の立場では、インフレ率水準と相対価格変動の間には、相関がないと考えられる。生産量（Y）の伸びと流通速度（V）が一定であるとすれば、貨幣数量方程式 $MV=PY$ から、マクロの物価動向（P）はマネーサプライ動向（M）により決まる。一方、相対価格は、ミクロレベルの需要と供給で決まる。つまり、インフレ率は貨幣要因、相対価格は実体要因でそれぞれ決まり、両者は相関し

いられている。

ない（古典派の二分法）。

しかし、少なくとも短期的には、様々な要因のために、両者の間には相関関係が存在すると考えられている。その理論的説明については、3. で述べることにし、ここでは、インフレ率と相対価格変動との相関関係を、実際のデータを使って検証することとしたい。

まず、インフレ率と相対価格変動の相関関係を大掴みに把握するために、両者間の散布図をみると（図表1）CPI（除く生鮮食品）国内WPI（工業製品）GDPデフレーターともに、2度のオイルショックを含めた期間（70年以降）では、インフレ率と相対価格変動にはっきりとした正の相関がみられる。同様に、moderate inflation（10%以下のインフレ率）期間や、オイルショックを除いた比較的物価が安定していた期間（81年以降）のデータをみても、ゼロ・インフレ近傍を起点として両者に正の相関が窺われる。また、とくに価格下落のデータが多い国内WPIに示されるとおり（図表1-2）、インフレ率がマイナス（価格下落）の場合にも、それが大きくなるに連れ、相対価格変動が高まるという関係が成立しているようである⁸。したがって、より正確に言えば、「物価変化率の大きさ（絶対値）と相対価格変動には、正の相関がある」ことになろう。

次に、以上でみたインフレ率と相対価格変動の相関関係を、定量的に把握することを試みてみよう。具体的には、以下の幾つかの近似式により、相対価格変動をインフレ率で回帰するという作業を行い、もっとも当てはまりの良い近似式を推定した（図表2）⁹。

[相対価格変動とインフレ率の関係を示す近似式]

$$\text{相対価格変動} = C + \alpha \times (\text{インフレ率})$$

...相対価格変動が最小となるインフレ率は定まらない¹⁰

$$\text{相対価格変動} = C + \alpha \times (\text{インフレ率})^2 + \beta \times |\text{インフレ率}|$$

⁸ これは、Parks[1978], Fischer[1981]による、アメリカの実証結果と整合的である。

⁹ 符号条件としては、 α が正となる必要がある。また、この近似式については、フィットが良いとしても、近似式で計算される最小の相対価格変動がマイナスになる場合は、それを除外した。

¹⁰ より厳密には、マイナス方向を含む最も低いインフレ率において、相対価格変動が最も小さくなるということになる。

…相対価格変動が最小となるインフレ率はゼロ¹¹

$$\begin{aligned}\text{相対価格変動} &= C + \alpha \times (\text{インフレ率})^2 + \beta \times (\text{インフレ率}) \\ &= \alpha \times (\text{インフレ率} + \beta/2\alpha)^2 + (C - \beta^2/4\alpha)\end{aligned}$$

…相対価格変動が最小となるインフレ率は $(-\beta/2\alpha)$

その結果は、概ねいずれの物価指数でも、「相対価格変動が最小になるインフレ率はゼロ近傍である」というものである。これは、2度のオイルショックを含む全期間だけではなく、moderate inflation期間や、オイルショックを除いた物価安定期のデータでも、同様である。ただし、CPIについては、オイルショックを除いた期間では、それを含めた期間に比べれば、相対価格変動とインフレ率の関係はやや弱い。なお、推計期間などによっては、相対価格変動が最小となるインフレ率は、CPIでは若干のプラス、国内WPIでは若干のマイナスになるという傾向もみられる¹²。

以上では、相対価格変動とインフレ率の相関関係をみたが、1.でも述べたとおり、本来であれば、相対価格変動のノイズ部分がインフレ率と関係を持つかどうかという点が重要である。この点、本稿では、月次の3か月前対比のデータを用いることで、ノイズ成分をより多く抽出しているという考え方に立っている。ここではさらに、一つの試みとして、相対価格変動を、個々の物価の基調的・構造的な変化に伴う相対価格変動（シグナル部分と仮定）と、それ以外の物価変化から求められる相対価格変動（ノイズ部分と仮定）に分解し、それぞれがインフレ率と正の相関があるかどうかをみてみた¹³。その結果は、図表3に示されるとおり、CPI、国内WPIともに、シグナル部分・ノイズ部分の双方が、ゼロ近傍を起点に、物価変化率と相関関係を持つというものであった。また、相対価格変動全体との相関関係をみると、とくにノイズ部分が全体と強い相関

¹¹ ただし、 α あるいは β がゼロの場合を含む。

¹² こうした結果は、木村・種村[2000]の「インフレ不確実性が最小になるインフレ率が、CPIでは多少のプラスになる一方、WPIにおいてマイナスとなる」という結果と概ね整合的である。

¹³ 具体的には、CPIと国内WPIについて、項目別の物価変化率（3か月前対比）の移動平均値（中心13か月）で計算した相対価格変動をシグナル部分、項目別の物価変化率から移動平均値を除いたデータで計算した相対価格変動をノイズ部分と仮定した。詳細は図表3を参照。

を持つことが分かった¹⁴。もちろん、こうした方法による分解には議論の余地も大きいと考えられるが、インフレ率と相対価格変動のノイズ部分、言い換えれば「過剰な相対価格変動」が正の相関を持つことは確からしく、かつ、本稿で求めた相対価格変動全体をノイズ部分の代理変数とみなしても、大きな誤りではないと考えられる。

また、インフレ率から相対価格変動全体に対する因果関係が認められるのであれば、それはインフレが過剰な相対価格変動に繋がっているとの解釈が一応可能となり、「相対価格変動の観点からは、インフレ率がゼロ近傍であることが望ましい」との主張をある程度サポートできるものと考えられる。そこで、次節では、両者の因果関係について分析することとしたい。

3. インフレと相対価格変動の因果関係

(1) 理論的説明

インフレと相対価格変動の因果関係を巡っては、両者のいずれが原因であるかという点について、必ずしもコンセンサスがある訳ではない。また、いずれが原因であるかによって、政策的インプリケーションが異なってくる。以下では、両者の因果関係に関する理論的な考え方について整理してみよう¹⁵。

インフレが相対価格変動に影響する

...「低インフレが望ましい」

インフレの高まりが相対価格変動を増大させるという考え方は、概ね以下の二つに整理される。

インフレが高まった時に、全ての生産者が適切に価格調整をすれば相対価格変動は起きないが、ある生産者が価格調整をする一方、「何らかの理由」で価格

¹⁴ 相対価格変動全体との相関係数は以下のとおり。

	CPI		国内WPI	
	70年以降	81年以降	70年以降	81年以降
シグナル部分	0.83	0.43	0.83	0.69
ノイズ部分	0.98	0.89	0.92	0.85

¹⁵ 以下の2通りの経路以外にも、財政政策のように最終需要の構成を変える外的なショックが、インフレと相対価格変動の両方に同時に影響する可能性もある。

調整をしない生産者がいると、相対価格変動は高まる（価格硬直性モデル）。ここで「何らかの理由」としては、主にメニューコスト¹⁶と事前の固定的な価格契約¹⁷が挙げられる。メニューコストとは価格設定に伴うコスト（メニューの書換えコストなど）のことで、このコストが価格調整による利益より大きければ、生産者は価格を変更しない。また、契約のたびにかかるサーチコスト（適正な価格を調べるのにかかるコスト）を小さくするために結ぶ固定的な価格契約の存在が、適正価格が変わったときに即時に価格を変更できなくする可能性もある。

一方、インフレに伴ってその不確実性が高まると、適切な価格設定ができないために相対価格変動が高まるという考え方もある（不完全情報モデル¹⁸）。予期せざるインフレが起こると、生産者はある財の価格の上昇を、マクロのインフレによるものか、その財の選好の増加によるものかを識別することができなくなり、誤った価格設定をしてしまう。その結果、相対価格変動が高まる。

相対価格変動がインフレに影響する

...「必ずしも低インフレが望ましいとは言えない」

2. の冒頭で述べたように、古典派の立場で考えると、オイルショックなどの相対価格変動を増大させるような非対称的なショックにより、いくつかの品目の価格が上昇しても、マネーに変化がなければ、その他の品目の価格が下がることで、マクロの物価水準（インフレ率）は変わらないであろう。しかし、微かな価格調整によって得られるメリットがメニューコストを下回るような場合や、価格の下方硬直性が存在する場合には、その他の品目の価格調整がなされず、相対価格変動増大の影響がショックを受けた品目の価格調整に集中的に現れるために、マクロのインフレ（あるいはデフレ）に繋がる^{19, 20}。

¹⁶ Sheshinski and Weiss[1983]を参照。

¹⁷ Bordo[1980], Taylor[1981]を参照。

¹⁸ Lucas[1973], Barro[1976]を参照。

¹⁹ 例えば、Ball and Mankiw[1995]を参照。

²⁰ これは、金融政策のスタンス（マネーの動向）に拘らず、生じ得ることである。また、オイルショックのような相対価格変動と景気の落ち込みを同時に引き起こすようなショックが発生した場合、通貨当局が景気の落ち込みを避けようとaccommodativeな金融政策をとる（マネーを増加させる）と、その犠牲として高いインフレに繋がるという考え方もある。Fischer[1981]は、日本の第1次オイルショックがこの例に当てはまると述べている。

(2) 実証結果

理論的には以上のように整理されるが、現実には、どちらの考え方が当てはまるのだろうか。この点について、インフレ率（絶対値²¹）と相対価格変動の2変数VARモデルを構築し、両者の因果関係を検証してみた。まず、両者の因果関係の向きを調べるために、VARモデルのラグ項のパラメーターがゼロかどうかを検定するGranger causality testを行った（図表4 1(1)）。その結果は、CPI、国内WPIともに、オイルショックを含む全期間（70年以降）、およびオイルショックを除いた物価安定期（81年以降）の期間ともに、「インフレ 相対価格変動の因果性が存在する」というものである。「相対価格変動 インフレの因果性」については、オイルショックを含めた全期間でみれば存在が認められる一方、物価安定期にはそうした因果関係が検出されない²²。

次に、VARモデルの説明変数のパラメーターをみると²³、CPI、国内WPIともに、インフレから相対価格変動への影響（パラメーターの和）はプラスとなる。一方、相対価格変動からインフレへの影響（パラメーターの和）は概ねゼロである（図表4 1(2)）。また、VARモデルによるImpulse Responseをみてみると、「インフレ・ショックは、相対価格変動を増幅させてきた」点が確認される。一方、相対価格変動からインフレへの影響の符号は、長めのラグを伴うと明確でないが、短期的には（数か月タームでは）プラスとなる（図表4 2、3）²⁴。

以上の分析は、インフレと相対価格変動の2変数に限った因果関係を検証したものであるが、本来であれば、供給・需要ショックを考慮した、より現実に近い経済モデルを構築する必要があるだろう。そうしたショックを正確に把握することは難しいが、ここでは、輸入物価変化率を供給ショック、製造業稼働率を需

²¹ 絶対値を採ったのは、先にみたように、物価下落でも相対価格変動が増大することを考慮したためである。

²² Granger causality testでは「AからBへの因果関係がない」という帰無仮説を立て、この仮説が棄却されたとき「因果関係が存在する」と考える。また、この検定は、厳密に言えば、「因果関係」ではなく「時間的先行性」の検定であることにも注意を要する。

²³ ここでは、期間によらず一定値をもつ説明変数からの影響として、ラグ1期（1か月）から6期（半年）まで（いわゆる出尽くしベース）の係数の和に注目した。

²⁴ 図表4では、VARモデルについて、70年代以降のデータを用いた分析結果のみ掲載しているが、81年以降の物価安定期のデータを用いた分析でも、同様の結果が得られた。

要ショックとみなして、両変数を加えた4変数VARモデル²⁵により、CPI、国内WPIについて、変数間の因果関係を検証した（Granger causality test）。その結果は、以下のとおりである（図表5）。

インフレと相対価格変動の因果関係については、2変数VARの結果と同様で、70年以降のデータでは、双方向に因果関係がある一方、81年以降のデータでは、インフレ率から相対価格変動への因果関係のみが検出された²⁶。

輸入物価は、70年代以降、80年代以降の双方の期間において、相対価格変動に影響を及ぼしているようである²⁷。

以上の2変数、4変数VARモデルによる分析結果に基づくと、インフレと相対価格変動の関係は、以下のように整理されよう。

供給ショックは、相対価格変動を増大させる。

オイルショックのような強い供給ショックに伴う大幅な相対価格変動は、少なくとも短期的にはインフレを高める方向に作用する。

どのような要因であれインフレが高まると²⁸、相対価格変動を増大させる方向に作用する。この因果関係は、オイルショックを含む期間のみならず、オイルショックを除いた比較的インフレ率が低い期間においても同様であり、また、物価指数やモデルに拘らず検出されるため、robustなものと考え

²⁵ インフレ率、相対価格変動、稼働率、輸入物価変化率の4変数VARについては、技術的な面で留意すべき点がある。すなわち、相対価格変動との関係では、インフレ率、輸入物価変化率は絶対値であることが望ましいが、インフレ率と稼働率、インフレ率と輸入物価変化率の関係では、インフレ率、輸入物価変化率は絶対値でない方が望ましい。4変数VARでは、相対価格変動との関係を中心に考えるとの観点から、インフレ率等は絶対値を用いることにした。また、インフレ以外の指標の相対価格変動への影響を判断するには、そうした技術的な問題を回避するとの観点から、相対価格変動、稼働率、輸入物価変化率（絶対値）の3変数VARによる分析結果も、合わせてみるのが望ましいと考えられる。

²⁶ 2変数VARと同様、CPI、国内WPIともに、インフレから相対価格変動への影響（パラメーターの和）はプラスとなった。

²⁷ 国内WPIについては、4変数VARでは、輸入物価変化率（絶対値）から相対価格変動への因果関係は、70年以降の期間において、10%水準で有意性が認められた。また、相対価格変動、稼働率、輸入物価変化率（絶対値）の3変数VARモデルにより検定すると、70年以降、81年以降の両期間において、輸入物価変化率から相対価格変動への因果関係が検出された（5%有意水準）。

²⁸ 4変数VAR結果およびインフレ率、稼働率、輸入物価変化率の3変数VAR結果（CPI、国内WPIともに、期間にはよるが、稼働率、輸入物価からインフレへの因果関係が検出された）をみると、需要・供給の双方の要因がインフレに影響を及ぼしている可能性が示唆された。

られる²⁹。

以上の結果は、少なくとも、「インフレから相対価格変動に対して正の影響が存在する」ことを示しているものと考えられる。これは、前述のとおり、「インフレの高まりが過剰な相対価格変動をもたらす」可能性を示すものと言えよう。したがって、過剰な相対価格変動を小さくするとの観点からは、物価上昇率の低下（あるいは物価下落率の縮小） 言い換えれば、ゼロ・インフレ近傍が望ましい、という考え方はサポートされることになる。

4 . インフレが相対価格変動に影響を及ぼす背景

インフレが相対価格変動に影響することを説明する理論として主なものは、3 . でみたように、価格硬直性モデルと不完全情報モデルがある。二つのモデルの大きな違いは、前者では「予期されるインフレ」でも相対価格変動に繋がる（インフレ水準自体が問題である）のに対して、後者では「予期せざるインフレ」が相対価格変動を高めることである。木村・種村 [2000] にみられるように、現実にはインフレ率の水準が高まればインフレの不確実性も高まるため、政策的なインプリケーションを導くためには、両者を分けることに大きな意味はないかもしれない。しかし、両者を切り分けて考えることは、「安定的であれば、高めのインフレ率であってもよい」と言えるのか、あるいは、「低めのインフレ率であれば、ボラタイルであってもよい」と言えるのか、という疑問に答えることに繋がる。

そこで、実際のインフレ率を、以下の二つの方法を用いて「予期されるインフレ」と「予期せざるインフレ」の2要素に分解し（ともに絶対値）、それらが相対価格変動を説明する推定式を求め、それぞれの要素が説明力を有するかどうかを検証した（図表6）。

フィリップス曲線³⁰をもとにインフレ期待を推定し、インフレ期待を「予

²⁹ また、2変数VARにより、インフレ率（絶対値）から相対価格変動に対するGranger causality testを、70年代、80年代、90年代についてそれぞれ行ったところ（データ期間は10年間）、CPI、国内WPIとも、70年代、80年代は1%の水準で有意性が認められた。90年代については、国内WPIでは因果関係が認められなかった一方、CPIは10%水準でその有意性が認められた。

³⁰ フィリップス曲線の定式化は、木村・種村[2000]の方法に従った。

期されるインフレ」、実際のインフレ率とインフレ期待の差を「予期せざるインフレ」とする方法。

インフレ率の自己ラグ（AR<自己回帰>モデルによるもの）を期待インフレ率とし、インフレ期待を「予期されるインフレ」、実際のインフレ率とインフレ期待の差を「予期せざるインフレ」とする方法。

推定結果は、「予期されるインフレ」にかかるパラメーターは、物価指数、モデル、推定期間に拘らず、すべての場合で有意にプラスとなっており、インフレ水準そのものが相対価格変動を高めることが確認される。一方、「予期せざるインフレ」については、パラメーターは、国内WPIではすべての場合で有意にプラス、CPIでも少なくともオイルショックを含めた全期間で見れば有意にプラスとなっており、一応、相対価格変動に対し説明力を有しているとの結果が認められる^{31, 32}。

以上の結果は、インフレ水準自体もインフレの不確実性も、ともに相対価格変動を高める方向に作用しており³³、「インフレ率が低く、かつ安定的に推移することが、相対価格変動を小さくするとの観点からは望ましい」ことを示している。また、同結果は、理論面において、価格硬直性モデル、不完全情報モデルの双方とも成立することを示唆するものである。

5．相対価格変動が実体経済に与える影響

それでは、これまでみたような相対価格変動の増大は、実体経済にマイナスの影響を及ぼすのだろうか。先に、理論的には、相対価格変動の増大は「資源配

³¹ 推定に当たっては、前節までの分析とは異なり、四半期データを用いた。これは「予期されるインフレ」を推定する際に、Phillips曲線を用いる方法では四半期データのGDPギャップを利用するためである。なお、ARモデルによる方法では、月次データの分析も可能であるが、ちなみに、70年以降の月次データを用いて推計したところ、四半期データの結果と同様に、2要素とも有意にプラスとなった。

³² Fukuda et. al. [1990]は、「(WPIでは)相対価格変動を決定する要因は『予期せざるインフレ』よりむしろ『輸入価格(オイルショックに代表されるサプライショックの代理変数)』である」と述べている。そこで、本節で用いた推定式をベースに、説明変数として輸入価格を加えて再推定したところ、「予期される/せざるインフレ」とともに相対価格変動に有意に影響を及ぼすという、本文と同様の結果が得られた。一方、輸入価格は国内WPIの場合のみ有意であった。

³³ ただ、係数の大きさ(弾性値に相当)を比較すると、「予期されるインフレ」の方が「予期せざるインフレ」より影響が大きい。

分の非効率性」といったwelfare costをもたらすとされる点を指摘した。しかし、実証分析については、そもそも「資源配分の非効率性」が捉えにくいこともあってか、関連する先行研究において殆ど行われていないのが実情である³⁴。

そこで本稿では、実質GDP成長率のボラティリティがwelfare costを示す指標と考え、相対価格変動がそれに及ぼす影響を検証する³⁵。具体的には、実質GDP成長率を自己ラグで説明するARCHモデル³⁶を推定して、相対価格変動が実質GDP成長率のボラティリティ（条件付き分散）に影響を与えるかどうかという点を、検定した。その結果は、70年以降のデータを用いると、ボラティリティ（条件付き分散）の推定式における相対価格分散のパラメーターが、CPI、国内WPIのケースともにプラスとなり（CPIの場合はパラメーターの合計がプラス）、「相対価格変動の増大が実質GDP成長率のボラティリティを高める」ことを示すものである（図表7(1)）。ただ、81年以降の物価安定期のデータを用いると、必ずしも有意な結果は得られなかった（分析結果省略）³⁷。

以上の分析結果は、相対価格変動が、少なくとも実質GDP成長率のボラティリティを高めるという意味で、実体経済にとってコストであることを示しているものと、考えることができそうである。ただし、厳密に言えば「相対価格の変動が資源配分の非効率性を増大させる」ことまでを示すものではない点には、留意が必要である。

³⁴ インフレの不確実性が実体経済に及ぼす影響に関する先行研究では、クロスカントリー・データを用いて、実質成長率にマイナスの影響がある点の実証されている。例えば、Judson and Orphanides[1996]を参照。

³⁵ 実体経済に与える1次の効果として、実質GDP成長率の水準に与える影響を検証してみたが、有意な結果は得られなかった。そこで、2次の効果としての成長率のボラティリティに与える影響を検証することとした。

³⁶ ARCH(AutoRegressive Conditional Heteroskedasticity)とは、自己の予測誤差に依存して分散が変化し得ることを意味している。今回用いたARCHモデルの詳細は、図表7(1)を参照。

³⁷ また、年次データを用いて、実質GDP成長率の産業間のばらつきに対する相対価格変動の影響を検証してみると、相対価格変動にかかるパラメーターは有意にプラスとなり、相対価格変動が実質GDP成長率の産業間のばらつきも高めるという結果が得られた（図表7(2)）。しかし、この動きは、単に産業構造調整の背後にある相対価格のシグナルとしての動きを示しているとも解釈ができるので、資源配分の非効率性を意味するかどうかは分からない。

6 . 結論

以上、本稿では、日本のデータを用いて、インフレ率と相対価格変動の関係、および実体経済への影響について分析を行った。その分析結果を、改めて整理すると、以下のとおりである。

CPI、国内WPIともに、物価上昇および物価下落と相対価格変動に、正の相関関係がある。また、両指数とも、インフレ率がゼロ近傍において、相対価格変動が最小になる。この点は、オイルショックを含む期間(70年以降)のみならず、オイルショックを除いた比較的インフレ率が低い期間(81年以降)においても、同様である。

相対価格変動はオイルショックなどの供給ショックにより影響を受けるが、インフレの高まりも相対価格変動を増大させることが分かった。この因果関係は、オイルショックを含む期間のみならず、オイルショックを除いた比較的インフレ率が低い期間においても同様であり、また、物価指数やモデルに拘らず検出されるため、robustなものと考えられる。

以上から判断すると、インフレの高まりは過剰な相対価格変動をもたらすと結論づけることは可能であり、相対価格変動を最小にするという意味での望ましいインフレ率は、ゼロ近傍にあると考えられる。

インフレ水準そのものも、インフレの不確実性も、ともに相対価格変動に影響を与えることが確認される。これは、「安定的であれば、高めのインフレ率であってもよい」、あるいは「低めのインフレ率であれば、ボラティリティであってもよい」という考え方を支持しないものであり、相対価格変動の観点からは、「インフレ率は低水準で、かつ安定的に推移することが望ましい」点を示すものである。

相対価格変動の増大は、実質GDPのボラティリティを高めるという点で、実体経済にマイナスの影響を及ぼしているようである。ただし、そうしたボラティリティが、相対価格変動に影響を及ぼすとされる「資源配分の非効率性」を表しているかどうかは、議論の余地があり、必ずしも確かなことは言えない。

以 上

参考文献

- 木村武・種村知樹 (2000)、「インフレの不確実性とインフレ率水準の関係」、日本銀行調査統計局、Working Paper 00-10.
- 白塚重典 (1997)、「物価の基調的な変動を捕捉するための指標の構築とその含意」、『金融研究』第16巻第3号、日本銀行金融研究所.
- Ball, L. and N. G. Mankiw (1995), “Relative-Price Changes as Aggregate Supply Shocks,” *Quarterly Journal of Economics*, 110, 161-193
- Barro, R. J. (1976), “Rational Expectations and the Role of Monetary Policy,” *Journal of Monetary Economics*, 2, 1-32.
- Bordo, D. M. (1980), “The Effects of Monetary Change on Relative Commodity Prices and the Role of Long-term Contracts,” *Journal of Political Economy*, 88, 1088-1109.
- Fischer, S. (1981), “Relative Shocks, Relative Price Variability, and Inflation,” *Brooking Papers on Economic Activity*, 381-441.
- Friedman, M. (1977), “Nobel Lecture: Inflation and Unemployment,” *Journal of Political Economy*, 85, 451-472.
- Fukuda, S., H. Teruyama and H. Y. Toda (1991), “Inflation and Price-Wage Dispersions in Japan,” *Journal of the Japanese and International Economies*, 5, 160-188.
- Golob, J. E. (1993), “Inflation, Inflation Uncertainty, and Relative Price Variability: A Survey,” Working paper 93-15, Federal Reserve Bank of Kansas City.
- Hercowitz, Z. (1981), “Money and the Dispersion in the United States,” *Journal of Political Economy*, 89, 328-356.
- Judson, R. and A. Orphanides (1996), “Inflation, volatility and growth,” Finance and Economics Discussion Paper, Federal Reserve Board.
- Lucas, R. E. (1973), “Some International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs,” *American Economic Review*, 326-334
- Parks, R. W. (1978), “Inflation and Relative Price Variability,” *Journal of Political Economy*, 86, 79-95.
- Sheshinski, E. and Y. Weiss (1983), “Inflation and the Costs of Price Adjustment,” *Review of Economic Studies*, 44, 287-303.
- Taylor, J. B. (1981), “On the Relation between the Variability of Inflation and the Average Inflation Rate,” *Carnegie Rochester Conference Series*, 15, 57-86.

データの説明

$RPV_t = \sum_k w_{kt} (\pi_{kt} - \pi_t)^2$: t期の相対価格変動 (分散)

k : 各品目・産業の番号

(CPI:1 k 88, 国内WPI:1 k 68, GDP Deflator:1 k 37)

w_{kt} : t期の第k品目のウエイト*

π_{kt} : t期の第k品目のインフレ率**

$\pi_t = \sum_k w_{kt} \pi_{kt}$: t期の加重平均インフレ率

* 1年毎のウエイト。CPI, 国内WPIでは、5年毎の基準改定値をもとに加重平均をとって算出した。GDP Deflatorでは産業毎の名目GDP値から算出した。例えば、92年のウエイト $w_{k,92}$ は、90,95年のウエイト $w_{k,90}, w_{k,95}$ をもとに以下のように計算。

$$w_{k,92} = \frac{(95-92)w_{k,90} + (92-90)w_{k,95}}{5}$$

ここで、CPIのウエイトの値は、白塚重典氏 (日本銀行金融研究所) から提供して頂いた。記して感謝の意を表したい。

** CPI, 国内WPIについては、各品目の月次指数をX12ARIMAで季節調整 (ただし、公共性の強い品目など階段状に変動する品目は後方3期移動平均) し、インフレ率を計算 (前月比または3ヶ月前対比) した。消費税調整済み。GDP Deflatorは年次指数の前年比をとった。

CPI88種類 < 除く生鮮食品 >

(補論 2)

月次：1970:01 - 2000:02

0 生鮮食品を除く総合

- | | |
|--------------|-------------|
| 1 米類 | 51 糸 |
| 2 パン | 52 靴下 |
| 3 めん類 | 53 その他の被服 |
| 4 他の穀類 | 54 被服関連サービス |
| 5 生鮮魚介 | 55 医薬品 |
| 6 塩干魚介 | 56 保健医療品・器具 |
| 7 魚肉練製品 | 57 保健医療サービス |
| 8 他の魚介加工品 | 58 交通 |
| 9 生鮮肉 | 59 自動車 |
| 10 加工肉 | 60 自転車 |
| 11 牛乳 | 61 自動車等維持 |
| 12 乳製品 | 62 通信 |
| 13 卵 | 63 教育 |
| 14 生鮮野菜 | 64 TV・ステレオ |
| 15 乾物・海草 | 65 楽器 |
| 16 大豆加工品 | 66 他の耐久財 |
| 17 他野菜・海草加工 | 67 文房具 |
| 18 生鮮果物 | 68 運動用具 |
| 19 果物加工品 | 69 がん具 |
| 20 油脂 | 70 切り花 |
| 21 調味料 | 71 他の娯楽用品 |
| 22 菓子類 | 72 新聞代 |
| 23 調理食品 | 73 雑誌 |
| 24 茶類 | 74 書籍 |
| 25 コーヒー・ココア | 75 宿泊料 |
| 26 他の飲料 | 76 月謝類 |
| 27 酒類 | 77 受信料 |
| 28 外食 | 78 入場ゲーム代 |
| 29 家賃 | 79 他娯楽サービス |
| 30 設備材料 | 80 理美容サービス |
| 31 工事その他サービス | 81 理容器具 |
| 32 光熱・水道 | 82 石けん類 |
| 33 家事用耐久財 | 83 化粧品 |
| 34 冷暖房用器具 | 84 かばん類 |
| 35 一般家具 | 85 時計・指輪 |
| 36 室内装備品 | 86 他の身の回り用品 |
| 37 寝具類 | 87 たばこ |
| 38 食器類 | 88 その他 |
| 39 台所用品 | |
| 40 他の雑貨 | |
| 41 ティッシュ・トイレ | |
| 42 洗剤 | |
| 43 他の消耗品 | |
| 44 家事サービス | |
| 45 和服 | |
| 46 洋服 | |
| 47 シャツ・セーター | |
| 48 下着類 | |
| 49 履物類 | |
| 50 生地 | |

国内WPI68種類 < 工業製品 >

(補論 3)

月次 : 1970:01 - 2000:03

0 工業製品

- | | |
|--------------------|-------------|
| 1 加工原料食品 | 51 重電機器 |
| 2 調製食品 | 52 通信機器 |
| 3 飲料 | 53 民生用電子機器 |
| 4 たばこ | 54 民生用電気機器 |
| 5 紡織半製品 | 55 電子部品 |
| 6 原糸 | 56 電子デバイス |
| 7 織・編物 | 57 その他電気機器 |
| 8 衣類 | 58 自動車 |
| 9 その他繊維製品 | 59 その他輸送用機器 |
| 10 製材 | 60 計測機器 |
| 11 木材チップ | 61 光学機器 |
| 12 加工木材 | 62 時計 |
| 13 その他木製品 | 63 飼・肥料 |
| 14 パルプ | 64 出版・印刷物 |
| 15 紙・板紙 | 65 ゴム製品 |
| 16 加工紙 | 66 革・同製品 |
| 17 紙製品 | 67 音楽娯楽運動用品 |
| 18 工業薬品 | 68 その他製品 |
| 19 プラスチック | |
| 20 化学肥料 | |
| 21 医薬品・農薬 | |
| 22 その他化学製品 | |
| 23 プラスチック管板類 | |
| 24 プラスチックフィルム・シート類 | |
| 25 発泡強化プラスチック製品 | |
| 26 その他プラスチック製品 | |
| 27 石油製品 | |
| 28 石炭製品 | |
| 29 ガラス・同製品 | |
| 30 セメント・同製品 | |
| 31 陶磁器・同製品 | |
| 32 他窯業・土石製品 | |
| 33 フェロアロイ | |
| 34 銑鉄 | |
| 35 普通鋼鋼材 | |
| 36 特殊鋼鋼材 | |
| 37 その他鉄鋼 | |
| 38 地金 | |
| 39 非鉄金属圧延品類 | |
| 40 電線・ケーブル | |
| 41 ばね・線製品 | |
| 42 建築用金属製品 | |
| 43 その他金属製品 | |
| 44 ボイラ・原動機 | |
| 45 風水力機械 | |
| 46 金属工作加工機械 | |
| 47 運搬機・産業用ロボット | |
| 48 農業・建設機械 | |
| 49 その他産業用機械 | |
| 50 その他一般機器 | |

GDP Deflator37種類<付加価値ベース> (補論4)

暦年 : 1970 - 1998

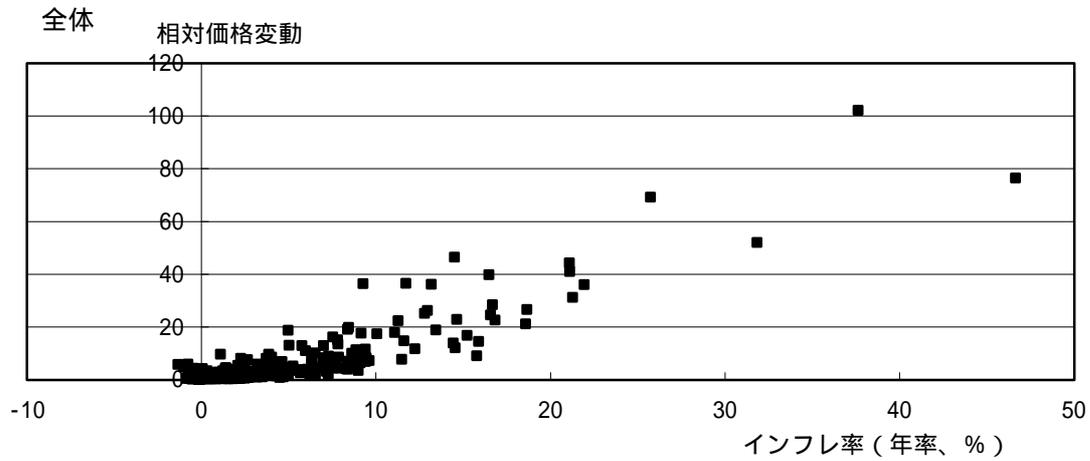
0 産 業

1	1) 農林水産業	30	7) 金融・保険業
2	農業		8) 不動産業
3	林業	31	住宅賃貸業
	水産業	32	その他の不動産業
4	2) 鉱業		9) 運輸・通信業
	3) 製造業	33	運輸業
5	食料品	34	通信業
6	繊維		10) サービス業
7	パルプ・紙		公共サービス
8	化学	35	対事業所サービス
9	石油・石炭製品	36	対個人サービス
10	窯業・土石製品	37	
11	鉄鋼		
12	非鉄金属		
13	金属製品		
14	一般機械		
15	電気機械		
16	輸送用機械		
17	精密機械		
18	衣服・身回品		
19	製材・木製品		
20	家具		
21	印刷・出版		
22	皮革・皮革製品		
23	ゴム製品		
24	その他の製造業		
25	4) 建設業		
	5) 電気・ガス・水道業		
26	電力業		
27	ガス・水道・熱供給業		
	6) 卸売・小売業		
28	卸売業		
29	小売業		

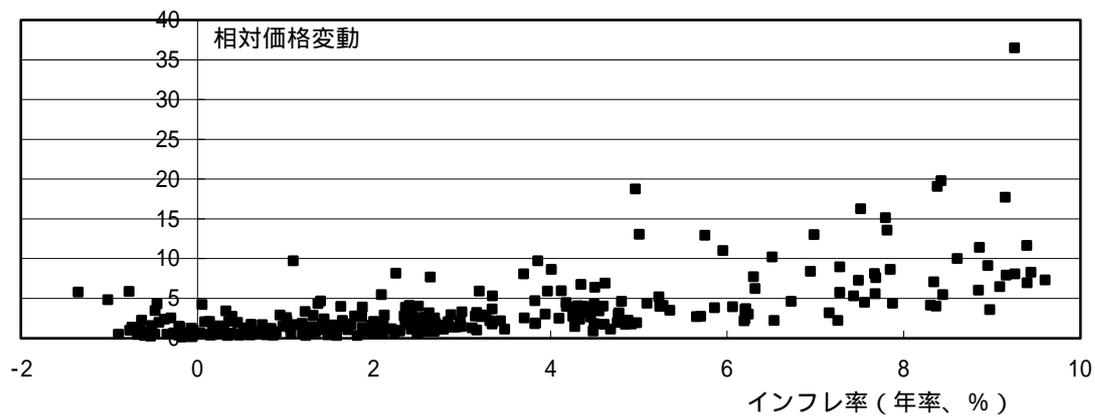
(図表 1 - 1)

インフレ率と相対価格変動 (CPI88種類 < 除く生鮮食品 >)

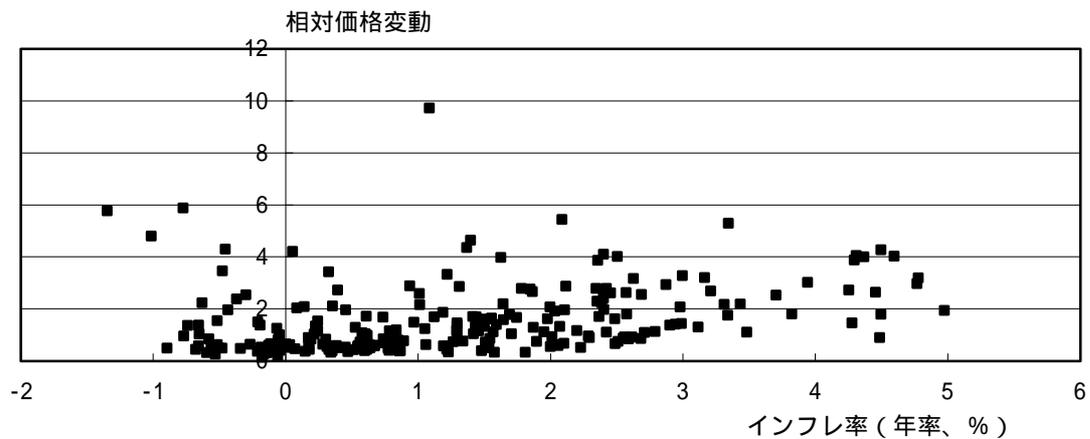
(1) 1970年以降



インフレ率が10%以下



(2) 1981年以降

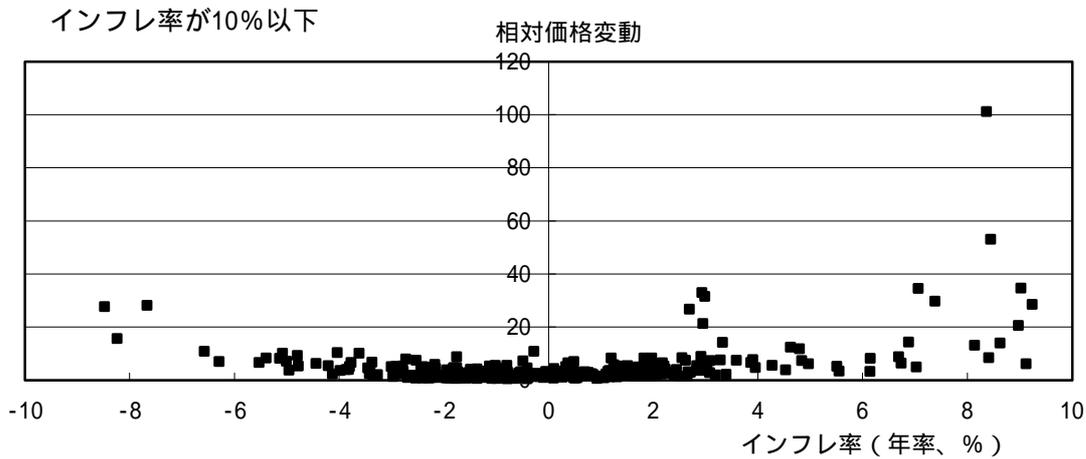
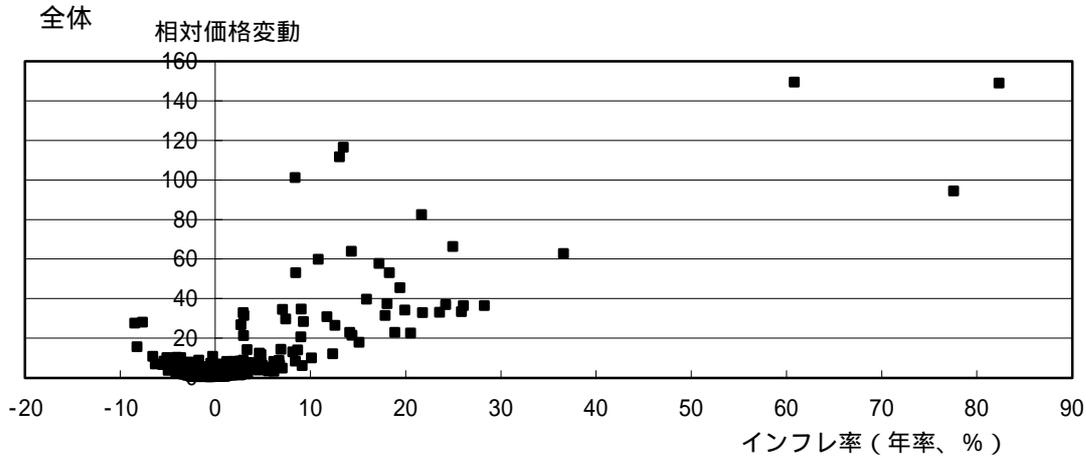


(注) 品目別物価指数について、季節調整 (階段状に変動するものは後方3ヶ月移動平均) 済。インフレ率は月次指数の3ヶ月前比をとったもの。相対価格の分散の定義など詳細は補論参照。

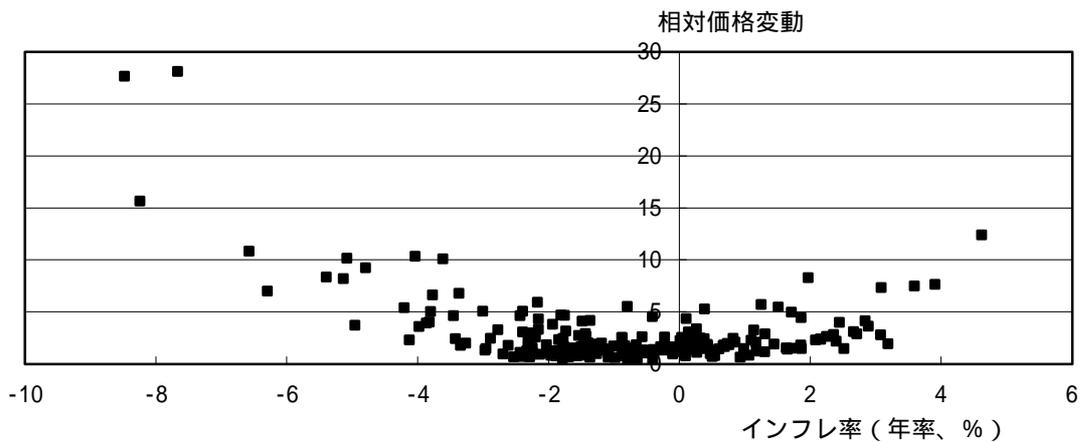
(図表 1 - 2)

インフレ率と相対価格変動 (国内WPI68種類 < 工業製品 >)

(1) 1970年以降



(2) 1981年以降

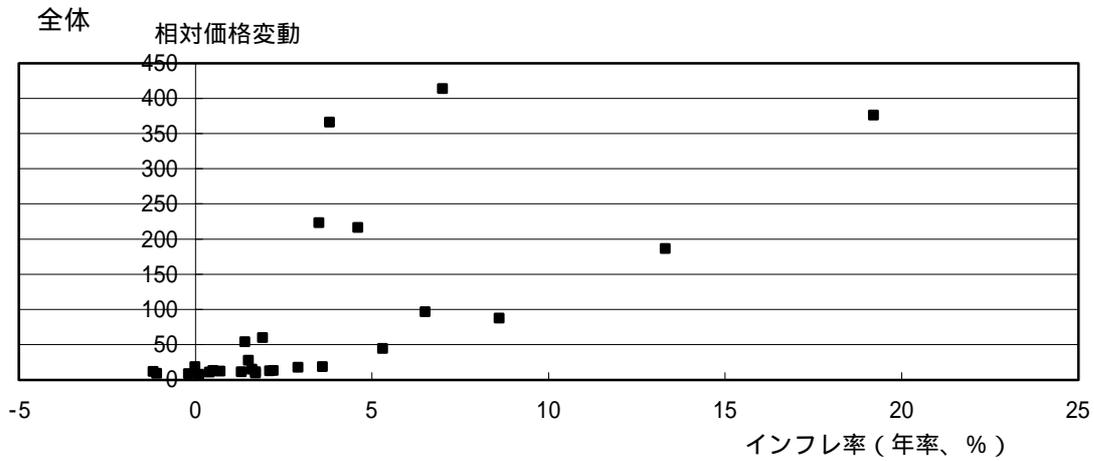


(注) 分類別物価指数について、季節調整 (階段状に変動するものは後方3ヶ月移動平均) 済。インフレ率は月次指数の3ヶ月前比をとったもの。相対価格の分散の定義など詳細は補論参照。

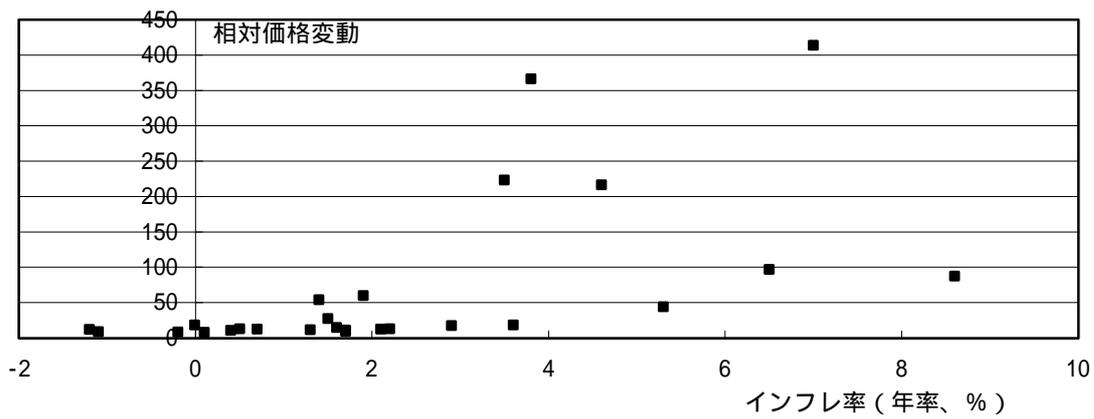
(図表 1 - 3)

インフレ率と相対価格変動 (GDP Deflator 37種類)

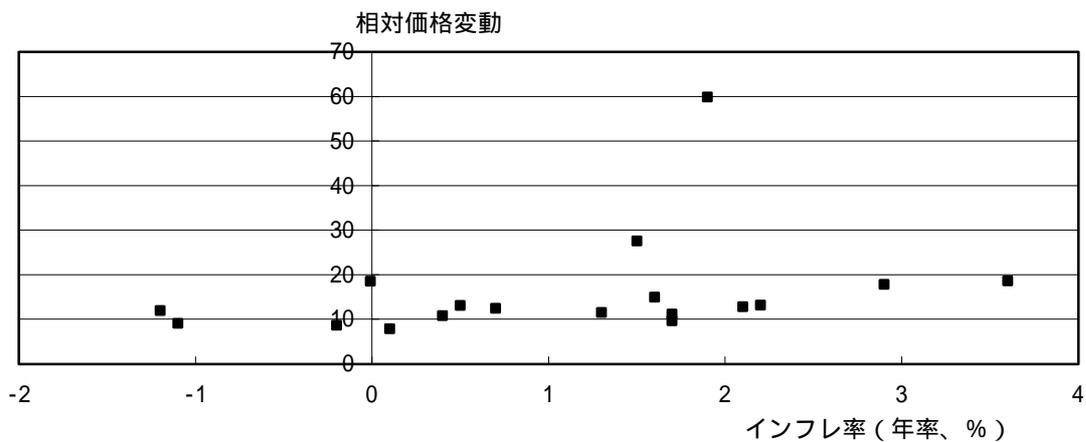
(1) 1970年以降



インフレ率が10%以下



(2) 1981年以降



(注) 年次指数の前年比。相対価格の分散の定義など詳細は補論参照。

(図表 2)

インフレ率による相対価格変動の回帰分析

[被説明変数：相対価格変動、説明変数：インフレ率(π)]

(1) CPI (3ヶ月前比)

		定数	π	$ \pi $	π^2	adj. R^2	最小となる π
1970年以降	全体	-0.39 (-1.10)		1.20 (13.23)	0.021 (6.88)	0.82	0
	$\pi < 10\%$	1.34 (7.32)			0.12 (16.98)	0.47	0
1981年以降	全体	0.95 (7.64)		0.42 (6.42)		0.15	0

CPI (前月比)

		定数	π	$ \pi $	π^2	adj. R^2	最小となる π
1970年以降	全体	0.05 (0.39)		0.31 (9.73)	0.003 (3.43)	0.68	0
	$\pi < 10\%$	0.25 (3.38)		0.24 (12.40)		0.32	0
1981年以降	全体	0.41 (8.96)	-0.051 (-1.49)		0.051 (7.16)	0.31	0.50

(2) 国内WPI (3ヶ月前比)

		定数	π	$ \pi $	π^2	adj. R^2	最小となる π
1970年以降	全体	1.17 (1.83)		1.87 (27.05)		0.67	0
	$\pi < 10\%$	2.11 (5.37)	0.36 (2.87)		0.30 (12.92)	0.42	-0.60
1981年以降	全体	1.36 (10.77)	0.29 (4.33)		0.33 (22.37)	0.73	-0.44

国内WPI (前月比)

		定数	π	$ \pi $	π^2	adj. R^2	最小となる π
1970年以降	全体	0.087 (0.56)		0.37 (26.18)		0.65	0
	$\pi < 10\%$	0.43 (3.96)	0.067 (2.31)		0.046 (9.19)	0.23	-0.74
1981年以降	全体	0.23 (6.00)			0.047 (20.80)	0.65	0

(3) GDP Deflator (前年比)

		定数	π	$ \pi $	π^2	adj. R^2	最小となる π
1970年以降		15.92 (0.70)		19.52 (4.72)		0.44	0

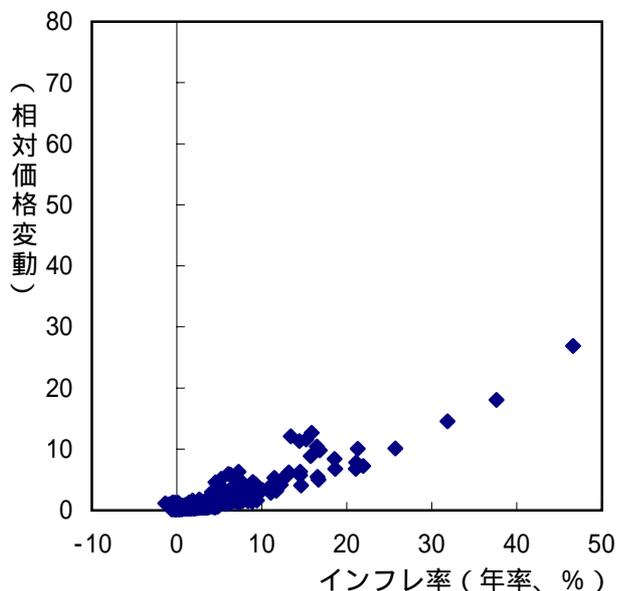
(注1) ()内はt値。シャドーは5%水準で有意を示す。

(注2) 説明変数としては、 $\pi, |\pi|, \pi^2$ の組み合わせ ((π, π^2) , $(|\pi|, \pi^2)$, $\pi, |\pi|, \pi^2$ の5通り)の中からadj. R^2 が最大となるものを選んだ。

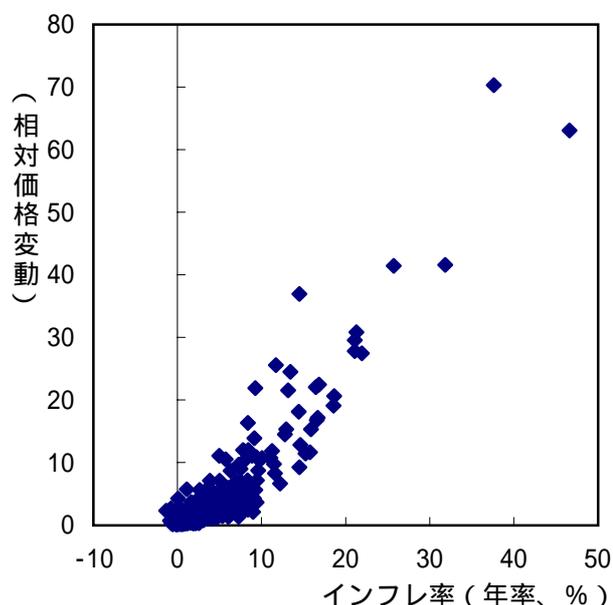
インフレ率と相対価格変動 (シグナルとノイズへの分解 <CPI>)

1970年以降

(1) シグナル部分

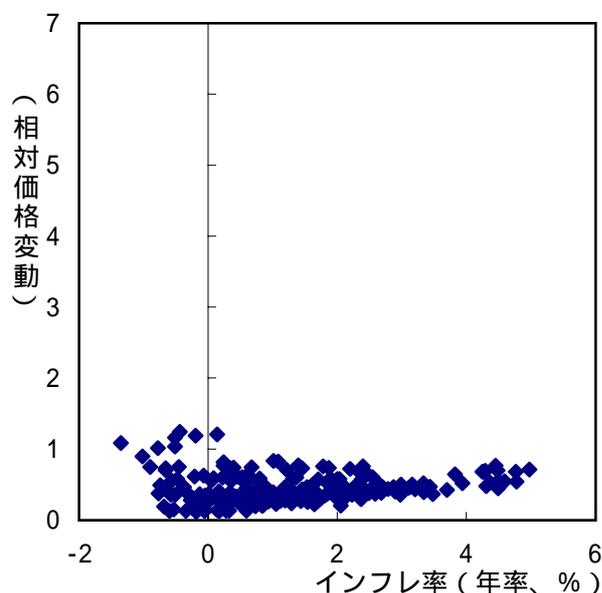


(2) ノイズ部分

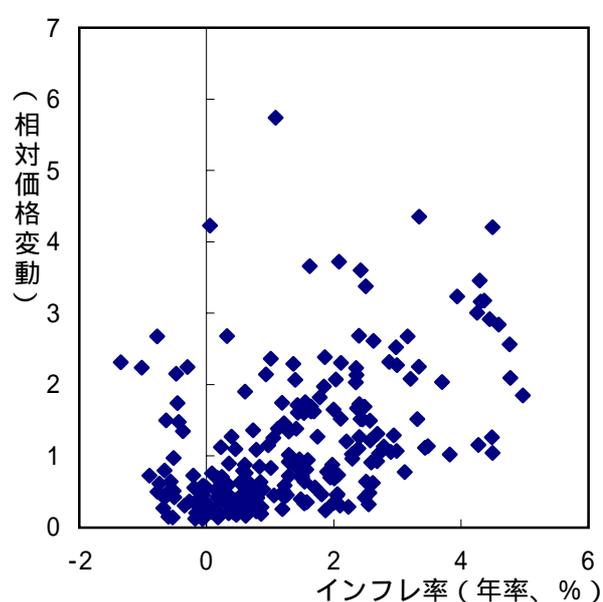


1981年以降

(1) シグナル部分



(2) ノイズ部分



[算出方法]

シグナルとノイズ部分は相対価格変動の定義式をもとに以下のように分けた。
 ただし、 $\pi_{kt} = \pi_{kt}^S + \pi_{kt}^N$ で上付文字のS、Nはそれぞれシグナルとノイズを意味し、
 π_{kt}^S は π_{kt} の中心13か月移動平均である。

$$\begin{aligned} \sum_k w_{kt} (\pi_{kt} - \pi_t)^2 &= \sum_k w_{kt} \{ (\pi_{kt}^S + \pi_{kt}^N) - \pi_t \}^2 \\ &= \sum_k w_{kt} \{ (\pi_{kt}^S - \pi_t)^2 + 2\pi_{kt}^N (\pi_{kt}^S - \pi_t) + (\pi_{kt}^N)^2 \} \end{aligned}$$

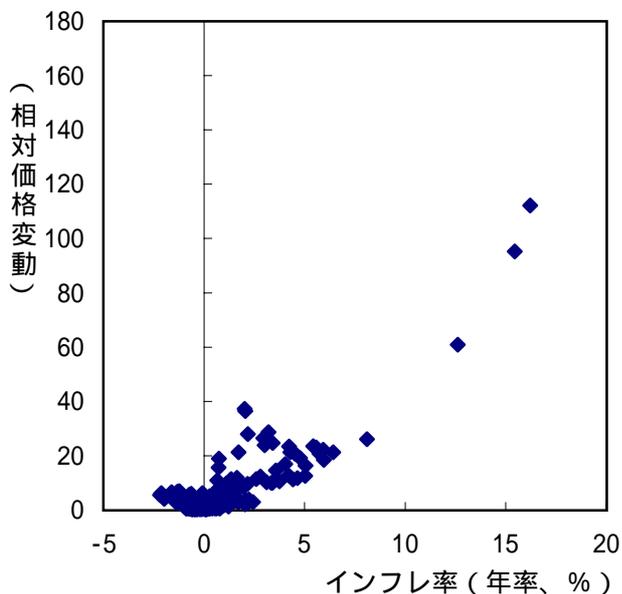
$$\text{シグナル部分} = \sum_k w_{kt} (\pi_{kt}^S - \pi_t)^2 \quad \text{ノイズ部分} = \sum_k w_{kt} (\pi_{kt}^N)^2$$

残りの右辺第2項とインフレ率との間にはほとんど相関関係はなかった。

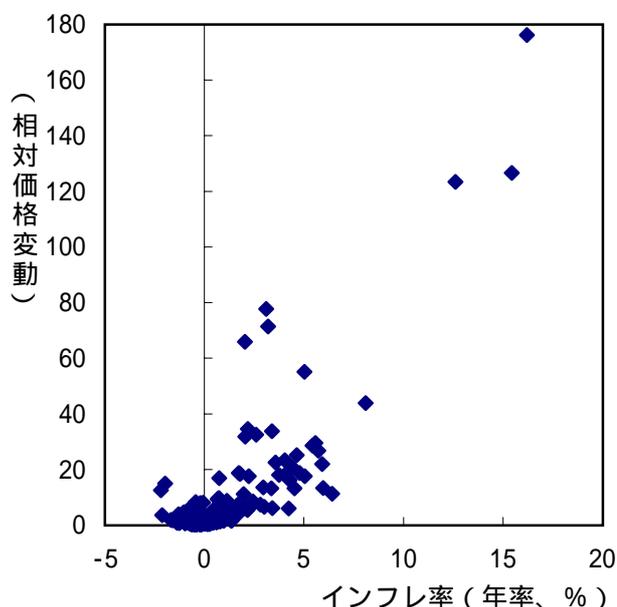
インフレ率と相対価格変動 (シグナルとノイズへの分解 < 国内WPI >)

1970年以降

(1) シグナル部分

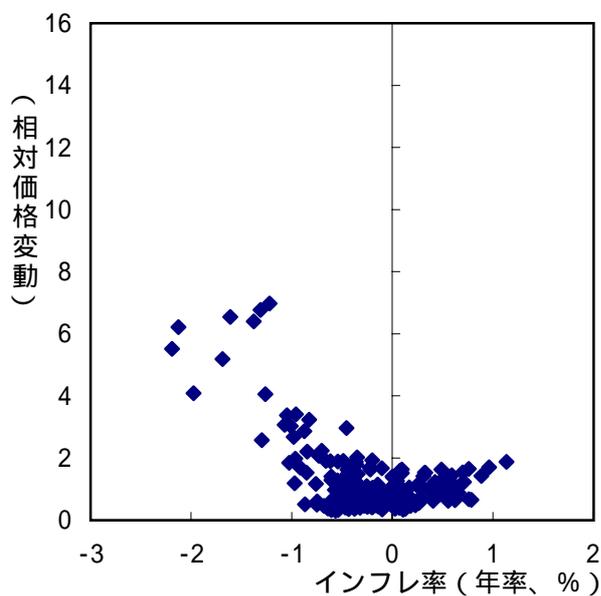


(2) ノイズ部分

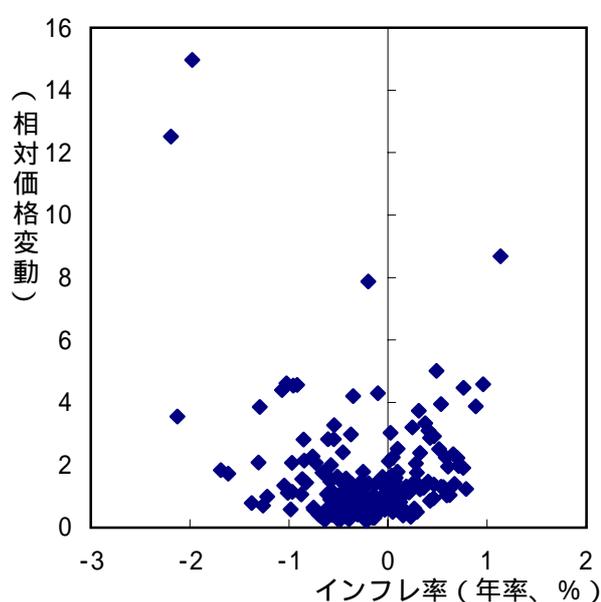


1981年以降

(1) シグナル部分



(2) ノイズ部分



[算出方法]

シグナルとノイズ部分は相対価格変動の定義式をもとに以下のように分けた。
ただし、 $\pi_{kt} = \pi_{kt}^S + \pi_{kt}^N$ で上付文字のS、Nはそれぞれシグナルとノイズを意味し、 π_{kt}^S は π_{kt} の中心13か月移動平均である。

$$\begin{aligned} \sum_k w_{kt} (\pi_{kt} - \pi_t)^2 &= \sum_k w_{kt} \{ (\pi_{kt}^S + \pi_{kt}^N) - \pi_t \}^2 \\ &= \sum_k w_{kt} \{ (\pi_{kt}^S - \pi_t)^2 + 2\pi_{kt}^N (\pi_{kt}^S - \pi_t) + (\pi_{kt}^N)^2 \} \\ \text{シグナル部分} &= \sum_k w_{kt} (\pi_{kt}^S - \pi_t)^2 \quad \text{ノイズ部分} = \sum_k w_{kt} (\pi_{kt}^N)^2 \end{aligned}$$

残りの右辺第2項とインフレ率との間にはほとんど相関関係はなかった。

インフレ率・相対価格変動の因果関係

(1) Granger Causality Test

CPI

		F value	P value	因果関係 (5%水準)
1970年 以降	インフレ率 相対価格変動	13.0	0.000	あり
	相対価格変動 インフレ率	28.0	0.000	あり
1981年 以降	インフレ率 相対価格変動	2.93	0.001	あり
	相対価格変動 インフレ率	0.83	0.540	なし

国内WPI

		F value	P value	因果関係 (5%水準)
1970年 以降	インフレ率 相対価格変動	7.27	0.000	あり
	相対価格変動 インフレ率	4.11	0.001	あり
1981年 以降	インフレ率 相対価格変動	6.38	0.000	あり
	相対価格変動 インフレ率	2.35	0.030	あり

(注1) インフレ率は3ヶ月前比、絶対値、月次データ。

(注2) ラグは6期(6ヶ月)とした。

(2) 2変数VAR

CPI

被説明 変数	定数	説明変数												係数 の和	
		$ \pi _{t-i}$						RPV _{t-i}							
		i=1	2	3	4	5	6	i=1	2	3	4	5	6		
$ \pi _t$	0.1 (0.5)	0.9 (15)	-0.1 (-1.0)	-0.4 (-6.1)	0.8 (12)	-0.2 (-2.8)	0.0 (0.4)	1.05	0.2 (10)	-0.1 (-5.7)	0.0 (0.1)	-0.1 (-3.8)	0.0 (-0.1)	0.0 (-0.5)	-0.05
RPV _t	-0.7 (-2.2)	0.7 (3.4)	-0.3 (-1.1)	-0.5 (-2.0)	1.3 (5.5)	-0.7 (-2.5)	0.5 (2.9)	1.11	0.9 (15)	-0.4 (-4.8)	0.0 (-0.1)	-0.1 (-1.0)	-0.1 (-1.0)	-0.1 (-1.0)	0.30

国内WPI

被説明 変数	定数	説明変数												係数 の和	
		$ \pi _{t-i}$						RPV _{t-i}							
		i=1	2	3	4	5	6	i=1	2	3	4	5	6		
$ \pi _t$	0.3 (2.1)	1.7 (22)	-1.0 (-6.7)	0.0 (-0.2)	0.5 (3.4)	-0.2 (-1.8)	0.0 (-0.0)	0.95	0.0 (0.1)	0.0 (-1.3)	0.0 (-0.7)	0.1 (3.0)	-0.1 (-3.4)	0.0 (2.1)	-0.01
RPV _t	0.5 (0.9)	0.5 (1.7)	0.3 (0.5)	-0.9 (-1.5)	1.9 (3.4)	-1.3 (-2.7)	0.5 (1.8)	0.92	0.9 (11)	-0.6 (-5.8)	0.4 (4.1)	-0.1 (-1.3)	-0.1 (-0.9)	0.0 (0.5)	0.51

(注1) 1970年以降、月次データ

(注2) $|\pi|_t$: 時点tのインフレ率(3ヶ月前比)の絶対値

RPV_t : 時点tの相対価格変動

(注3) ()内はt値。係数の和はラグ1期から6期までの係数の総和。

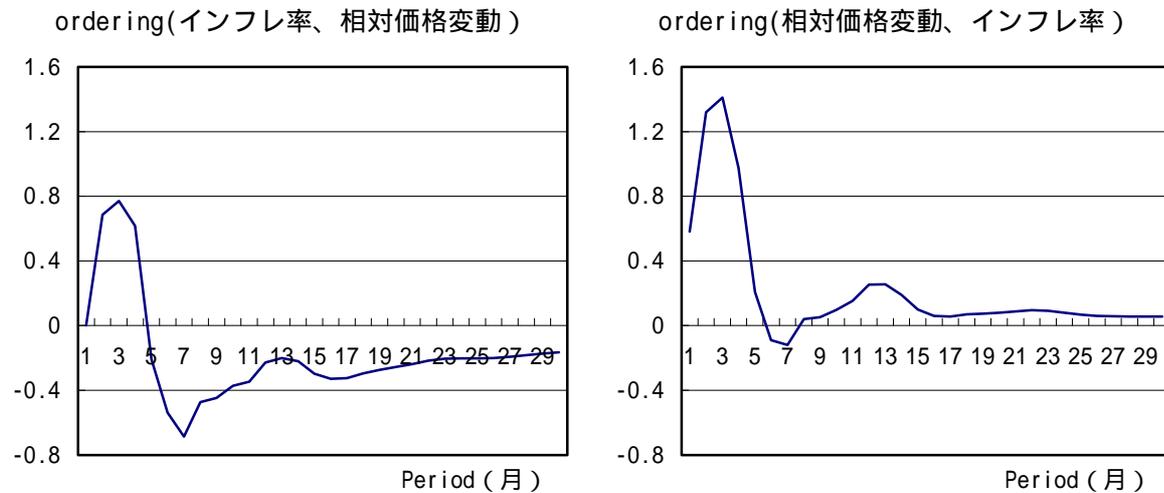
(図表 4 - 2)

VARモデルによるインフレ率・相対価格変動のインパルス応答 (CPI)

(1) インフレ率 相対価格変動



(2) 相対価格変動 インフレ率



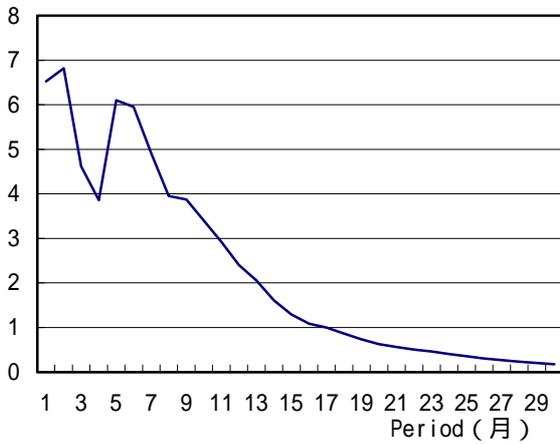
(注1) インフレ率は3ヶ月前比、絶対値、月次データ。
(注2) インフレ率と相対価格変動との2変数VAR。VARのラグは6期(6ヶ月)。
(注3) orderingとは、VAR式に与えるショックの順番のことで、通常は外生性の強い変数から並べる。しかし、この場合では外生性がどちらが強いのか分からないので2通りの結果を示すこととした。

(図表 4 - 3)

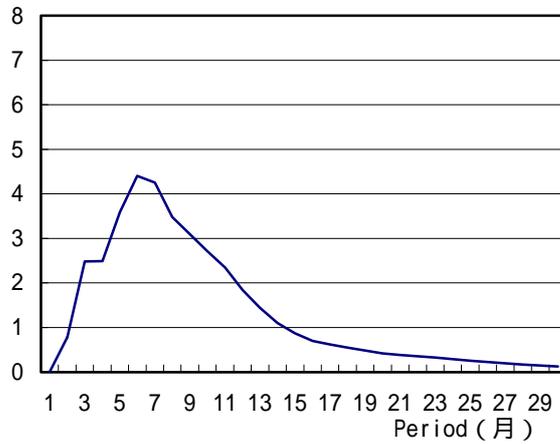
VARモデルによるインフレ率・相対価格変動のインパルス応答 (国内WPI)

(1) インフレ率 相対価格変動

ordering(インフレ率、相対価格変動)

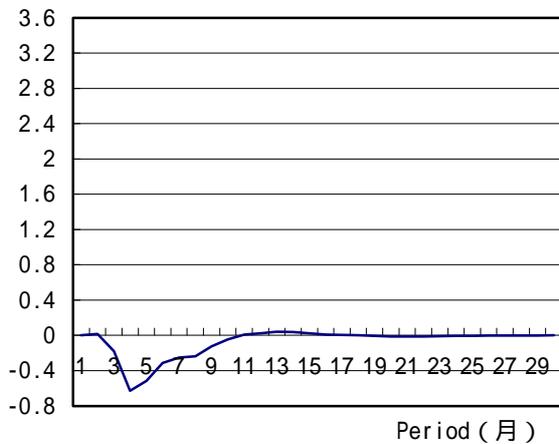


ordering(相対価格変動、インフレ率)

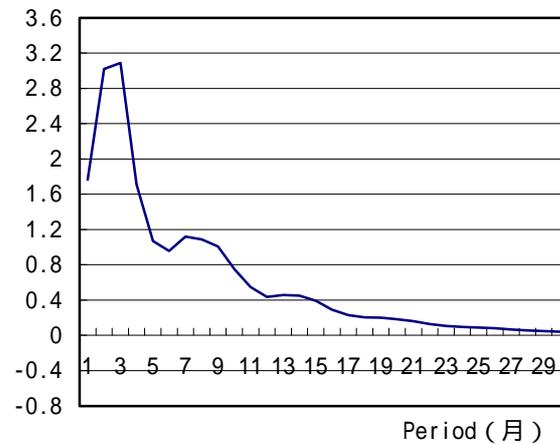


(2) 相対価格変動 インフレ率

ordering(インフレ率、相対価格変動)



ordering(相対価格変動、インフレ率)



(注1) インフレ率は3ヶ月前比、絶対値、月次データ。

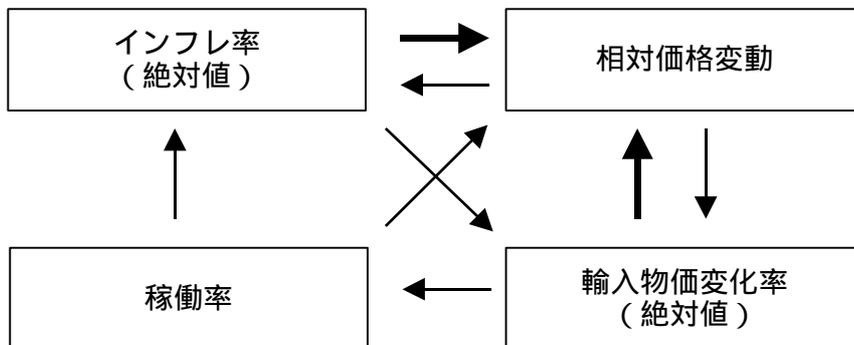
(注2) インフレ率と相対価格変動との2変数VAR。VARのラグは6期(6ヶ月)。

(注3) orderingとは、VAR式に与えるショックの順番のことで、通常は外生性の強い変数から並べる。しかし、この場合では外生性がどちらが強いのか分からないので2通りの結果を示すこととした。

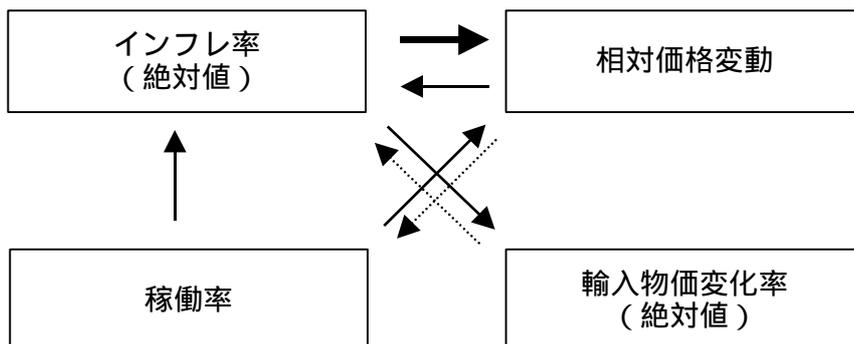
(図表 5)

供給・需要ショック変数を加えた因果関係検定
4変数VARによるGranger Causality Test

(1) CPI



(2) 国内WPI



(注1) いずれも月次計数。稼働率はレベル、それ以外は3ヶ月前対比のデータを用いた。

(注2) ラグは6期(6ヶ月)とした。

(注3)

- ➡ は1970年以降、1981年以降の両期間において因果関係が検出されたもの(5%有意水準)
- は1970年以降の期間においてのみ因果関係が検出されたもの(5%有意水準)
- ⋯➡ は1981年以降の期間においてのみ因果関係が検出されたもの(5%有意水準)

(図表 6)

予期されるインフレ(インフレ期待)・予期せざるインフレの相対価格変動への影響

被説明変数：相対価格変動の対数値
説明変数：予期されるインフレ($|\pi_e|$)の対数値、予期せざるインフレ($|\pi_u|$)の対数値

(1) CPI

Phillips curveによるインフレ期待	定数	$\log(\pi_e)$	$\log(\pi_u)$	adj.R ²
1970年以降	0.15 (1.45)	0.63 (9.28)	0.15 (2.37)	0.55
1981年以降	-0.024 (-0.25)	0.20 (2.53)	0.13 (1.94)	0.14

インフレ期待 = 自己ラグ	定数	$\log(\pi_e)$	$\log(\pi_u)$	adj.R ²
1970年以降 AR(3)	0.33 (3.57)	0.47 (7.85)	0.23 (3.40)	0.54
1981年以降 AR(3)	-0.06 (-0.62)	0.17 (2.85)	0.08 (0.99)	0.11

(2) 国内WPI

Phillips curveによるインフレ期待	定数	$\log(\pi_e)$	$\log(\pi_u)$	adj.R ²
1970年以降	0.76 (9.52)	0.69 (10.35)	0.20 (4.27)	0.59
1981年以降	0.68 (7.67)	0.23 (3.09)	0.15 (2.96)	0.17

インフレ期待 = 自己ラグ	定数	$\log(\pi_e)$	$\log(\pi_u)$	adj.R ²
1970年以降 AR(1)	0.77 (9.38)	0.50 (7.81)	0.27 (4.75)	0.53
1981年以降 AR(2)	0.57 (6.90)	0.19 (2.77)	0.13 (2.05)	0.13

(注1) では木村・種村[2000]の推計式を用いた(Phillips curveを礎に、インフレ不確実性のインフレ率依存性を考慮した推計式)。

$$\begin{cases} \pi_t = \alpha_1 \pi_{t-1} + \alpha_2 \text{GAP}_{t-1} + \alpha_3 \text{GAP}_{t-2} + \alpha_4 + \alpha_5 |PI|_t + \alpha_6 |PI|_{t-1} + \varepsilon_t, & \varepsilon_t \sim N(0, h_t^2) \\ h_t^2 = \beta_0 + \beta_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma_1 \pi_{t-1}^2 + \gamma_2 \pi_{t-1} \\ \pi_{u,t} = \varepsilon_t \\ \pi_{e,t} = \pi_t - \pi_{u,t} \end{cases}$$

ではインフレ期待をAR(n)で推定。

$$\begin{cases} \pi_t = \pi_{t-1} + \Delta\pi_t \\ \Delta\pi_t = c_0 + \sum_{i < n} c_i \Delta\pi_{t-i} + \varepsilon_t & \text{ラグはAIC基準により求めた。} \\ \pi_{u,t} = \varepsilon_t \\ \pi_{e,t} = \pi_t - \pi_{u,t} \end{cases}$$

(注2) 1970:1から1999:4までの四半期データ。

(注3) ()内はt値。シャドーは5%水準で有意を示す。

(図表7)

相対価格変動のGDPへの影響

(1) 実質GDP成長率のボラティリティ

$$GDP_t = c_1 + \sum_i a_i GDP_{t-i} + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim N(0, h_t^2)$$

$$h_t^2 = c_2 + b_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \sum_i d_i RPV_{t-i}$$

GDP_t : t期のGDP成長率(前期比)
 RPV_{t-i} : t-i期の相対価格変動

相対価格変動をCPIを使って計算した場合

		条件付き分散						
c_1	a_i	i	c_2	b_1	d_i	i	adj. R^2	
1.11	0.10	(1.02)	10.64	0.03	0.53	(5.27)	0	0.038
(2.23)	0.08	(0.91)	(6.68)	(0.43)	-0.35	(-2.16)	1	
	0.25	(3.06)			-0.05	(-0.22)	2	
	0.21	(2.12)					4	

相対価格変動を国内WPIを使って計算した場合

		条件付き分散						
c_1	a_i	i	c_2	b_1	d_i	i	adj. R^2	
1.18	0.11	(1.37)	10.68	-0.084	0.51	(3.00)	0	0.069
(2.38)	0.13	(1.51)	(6.55)	(-1.88)			1	
	0.26	(2.74)					3	
	0.16	(1.98)					4	

↑ 相対価格変動
 ↓ GDPボラティリティ

- (注1) 1970:1Qから1999:4Qまでの四半期データ。
 (注2) ()内はz値(漸近的t値)、シャドーは5%水準で有意を示す。
 (注3) GDP、RPVのラグはAIC基準により求めた。

(2) 実質GDP成長率の産業間ばらつき

$$VGDP_t = c_1 + a_1 VGDP_{t-1} + \sum_i b_i RPV_{t-i} + \varepsilon_t$$

$$VGDP_t = \sum_k w_{kt} (GDP_{kt} - GDP_t)^2$$

$VGDP_t$: 実質GDP成長率(前年比)の産業間ばらつき
 k : 各産業(1 k 37)
 w_{kt} : 産業kのウエイト

c_1	a_1	b_i	i	adj. R^2
22.27	0.050	0.18	(3.63)	0.87
(4.30)	(2.79)	0.18	(3.23)	
		0.094	(1.89)	

- (注1) 1970年から1998年までの年次データ。
 (注2) 相対価格変動はGDP Deflatorを用いて計算した。
 (注3) ()内はt値、シャドーは5%水準で有意を示す。
 (注4) VGDP、RPVのラグはAIC基準により求めた。

← 相対価格変動 GDPの産業間ばらつき