

インフレ率の要因分解： 構造型VARによる需要・供給要因の識別

み お ひと し
三尾仁志

要 旨

教科書的な総需要=総供給(AD-AS)モデルでは、物価変動の原因が需要面にあるケースと供給面にあるケースで、政策対応の帰結が異なるため、観察された物価変動が需要面と供給面のいずれの要因によって生じているかを識別することは、金融政策運営上の重要な課題である。すなわち、AD-ASモデルに従えば、総需要が拡大して物価が上昇する局面では、産出量が(潜在的に達成可能な水準を上回って)増大しているため、総需要を抑制する政策は、物価と産出量双方の変動を安定化すると期待される。これに対し、総供給能力が低下して物価が上昇する局面では、産出量が減少しているため、総需要を抑制する政策は産出量変動を一層増幅する恐れがある。このことは同時に、物価変動の背後の要因を識別する際に、産出量変動が有用な情報を含んでいる可能性を示唆している。本稿では、この点に着目し、構造型VARモデルを利用して観察されたインフレ率を、「需要面のインフレ率」と「供給面のインフレ率」に要因分解することを試みる。なお、構造型VARモデルを推定する際、需要ショックが産出量変動に対し長期的には影響を与えないこと(需要ショックの長期中立性)を仮定する点が、分析上の大きな特徴である。

キーワード：構造型VAR、インフレ率の要因分解、需要ショック、供給ショック

.....
本稿の作成に当たっては、北村行伸助教授(一橋大)、鶴光太郎上席研究員(経済産業研究所)、宮尾龍蔵助教授(神戸大)から大変貴重なコメントを頂戴した。皆様には、この場をお借りして感謝の意を表したい。ただし、本稿で示されている意見およびあり得べき誤りは、筆者個人に属し、日本銀行あるいは金融研究所の公式見解を示すものではない。

三尾仁志 日本銀行金融研究所(現人事局)(E-mail: HTmio@aol.com)

1 . はじめに

教科書的な総需要=総供給(aggregate demand-aggregate supply、以下AD-AS)モデルでは、物価変動の原因が需要面にあるケースと供給面にあるケースで政策対応の帰結が異なる¹。このため、観察された物価変動が需要面と供給面のいずれの要因によって生じているかを識別することは、金融政策運営上の重要な課題である。すなわち、AD-ASモデルに従えば、総需要が拡大して物価が上昇する局面では、産出量が(潜在的に達成可能な水準を上回って)増大しているため、総需要を抑制する政策は、物価と産出量双方の変動を安定化すると期待される。これに対し、総供給能力が低下して物価が上昇する局面では、産出量が減少しているため、総需要を抑制する政策は産出量変動を一層増幅する恐れがある²

このことは同時に、物価変動の背後の要因を識別する際に、産出量変動が有用な情報を含んでいる可能性を示唆している。本稿では、この点に着目し、観察されたインフレ率を、「需要面のインフレ率」と「供給面のインフレ率」に要因分解することを試みる。具体的には、まず、物価変動と産出量変動の2変数からなる構造型VAR(structural vector autoregression)モデルを推定する。そのうえで、構造型VARモデルは、一定の条件のもとでラグ次数が無限大の構造型VMA(structural vector moving average)モデルに変形できるとの特性を利用し、観察されたインフレ率を、需要ショックと供給ショックで説明される成分に分解する(それぞれ、上述の「需要面のインフレ率」と「供給面のインフレ率」に相当)。なお、構造型VARモデルを推定する際、需要ショックが産出量変動に対し長期的には影響を与えないこと(需要ショックの長期中立性)を仮定する点が、分析上の大きな特徴である。

構造型VARを利用したこれまでの研究は、主に産出量変動に分析の焦点を当ててきたが³、近年、この手法を物価変動の要因分解に応用する研究もみられはじめている。しかし、筆者の知る限り、物価変動に焦点を当てたこれまでの研究は、要因分解の結果と、景気循環やオイル・ショック等の経験的情報との整合性、部門別の要因で生じるインフレ率の変動が、分析結果の解釈に与える影響、変数、ラグ次数、長期弾性値の変更に対する要因分解の結果の頑健性、といった重要な論点を検討していない⁴。本稿の特徴は、これらの論点の検討を通じ、構造

1 例えば、Blanchard [1997] を参照。

2 供給ショックに対する金融政策対応を、政策ルールやインフレーション・ターゲティングの議論と結びつけて論じた研究として、翁 [1995] を参照。本稿では、望ましい政策対応そのものについては議論の対象としない。

3 日本を対象とした研究として、釜 [1990]、西村・照山 [1990]、West [1993]、Hutchison [1994]、経済企画庁 [1998] 等、米国を対象とした研究として、Shapiro and Watson [1988]、Blanchard and Quah [1989]、Gali [1992]、King and Watson [1997] 等、クロスカントリーを対象とした研究として、Weber [1994]、Bullard and Keating [1995]、Bergman [1996] 等をそれぞれ参照。

4 こうした分析の嚆矢となったQuah and Vahey [1995] の概要は、2節(3)で紹介する。

型VARモデルを利用した物価変動要因の分析の金融政策運営上の含意・有用性について考察する点にある。

以下、2節では、構造型VARの概要を説明し、先行研究の紹介と本稿の特徴を整理する。3節では、推定されたモデルの特性を整理する。4節では、ショック別要因分解の結果と、景気循環やオイル・ショック等の経験的情報との整合性を検討する。5節では、(1)部門別の要因で生じるインフレ率の変動が分析結果の解釈に与える影響、(2)物価変数、ラグ次数、長期弾性値の変更に対する要因分解の結果の頑健性をチェックし、最後に、6節で結論を述べる。また、補論では、構造型VAR分析についてやや掘り下げた解説を加えるほか、識別されたショックの産出量変動に対する影響について、先行研究の結果を整理する。このほか、部門別の要因で生じるインフレ率の代理変数を計算する際に利用した物価の刈り込み平均指数の概要について紹介する。

なお、ショック別要因分解の結果と、景気循環やオイル・ショック等の経験的情報との整合性に特に強い関心がある読者は、2節および3節を飛ばして、直ちに4節に進むことも可能である。

2. 分析枠組みの概要

本節では、構造型VARモデルの概要と識別条件、推定方法を紹介したあと、先行研究との対比により、本稿での分析の特徴を整理する。

(1) 構造型VARの概要と識別制約

本稿の分析に用いる産出量と物価の2変数構造型VARは、ラグ次数を k とすると、(1) (2)式で表される⁵。

$$\Delta y_t = \phi_{yD,0} \Delta p_t + \sum_{j=1}^k \phi_{yS,j} \Delta y_{t-j} + \sum_{j=1}^k \phi_{yD,j} \Delta p_{t-j} + \varepsilon_t^S \quad (1)$$

$$\Delta p_t = \phi_{pS,0} \Delta y_t + \sum_{j=1}^k \phi_{pS,j} \Delta y_{t-j} + \sum_{j=1}^k \phi_{pD,j} \Delta p_{t-j} + \varepsilon_t^D \quad (2)$$

y_t 、 p_t はそれぞれ t 期の産出量、物価（いずれも対数値）、 Δy_t 、 Δp_t はそれぞれの前期差⁶、 ε_t^S 、 ε_t^D は、それぞれ t 期の供給面、需要面への外生的なショックを示す誤差項である。

5 本節の内容の詳細は補論1を参照。ここでは、単純化のため定数項を省略する。

6 いずれも対数差分値なので、近似的に前期比変化率となる。

このモデルにおいて、 t 期の内生変数の変動（左辺）は、同時点の他の内生変数の変動（右辺第1項）、過去の内生変数の変動（同第2、3項）、同時点のショック（同第4項）という3つの要素で説明される。また、ショックに対する制約として、通常、 ε_t^S 、 ε_t^D の平均がいずれもゼロ、分散一定で、系列相関がなく、相互にも相関がないことが仮定される。なお、ショックに系列相関がないとの仮定は、一見したところ非常に強い仮定であるが、本稿の分析上は深刻な問題とはならない。この点は、3節(3)で改めて検討する。

ここで、 y と p がいずれも $I(1)$ 過程に従い⁷、両者の間に共和分関係がないといった一定の条件が満たされる場合、(1)、(2)式の構造型VARは、(3)、(4)式で示されるラグ次数が無限大の構造型VMAに変形できる。

$$\Delta y_t = \sum_{j=0}^{\infty} \theta_{yS,j} \varepsilon_{t-j}^S + \sum_{j=0}^{\infty} \theta_{yD,j} \varepsilon_{t-j}^D \quad (3)$$

$$\Delta p_t = \sum_{j=0}^{\infty} \theta_{pS,j} \varepsilon_{t-j}^S + \sum_{j=0}^{\infty} \theta_{pD,j} \varepsilon_{t-j}^D \quad (4)$$

構造型VMAでは、 t 期の内生変数の変動（左辺）は、ショックの無限の過去から t 期に至るまでの累積的影響のみで説明される。したがって、一定の条件が満たされる場合、構造型VARを構造型VMAに変形し、観察されたインフレ率を、「供給ショックで説明されるインフレ率」（(4)式の右辺第1項）と「需要ショックで説明されるインフレ率」（同第2項）に分解できる。

ところで、通常2変数モデルの分析では、前述したショックの確率過程に関する仮定に、(1)、(2)式の係数に対する識別制約（先験的な仮定）を1つ加えて、モデルを識別する。これには2種類の方法が存在する。1つは、同時点制約を用いる方法で、「あるショックが、『同時点の』ある内生変数の変動に与える影響」に対して制約が課される。例えば、需要ショック ε^D が、同時点の産出量変動に影響を与えないと仮定する場合、(1)式の係数 $\phi_{yD,0}$ にゼロ制約が課される。もう1つは、長期制約を用いる方法で、「あるショックが、『長期的に』ある内生変数の変動に与える影響」に対して制約が課される。例えば、需要ショック ε^D が、長期的には産出量変動に影響を与えないと仮定する場合、「需要ショック（による物価変動）に対する産出量変動の長期弾性値 γ_{yD} 」にゼロ制約が課される。なお、 γ_{yD} と、「供給ショック（による産出量変動）に対する物価変動の長期弾性値 γ_{pS} 」は、(1)~(4)式の表記を用い、それぞれ(5)、(6)式で表すことができる。

7 非定常系列が n 回階差をとることによって、定常系列となると、元の非定常系列は $I(n)$ 過程に従うと定義される。

$$\gamma_{yD} = \frac{\sum_{j=0}^{\infty} \theta_{yD,j}}{\sum_{j=0}^{\infty} \theta_{pD,j}} = \frac{\sum_{j=0}^k \phi_{yD,j}}{\sum_{j=0}^k \phi_{pD,j}} \left(1 - \sum_{j=1}^k \phi_{yS,j} \right) \quad (5)$$

$$\gamma_{pS} = \frac{\sum_{j=0}^{\infty} \theta_{pS,j}}{\sum_{j=0}^{\infty} \theta_{yS,j}} = \frac{\sum_{j=0}^k \phi_{pS,j}}{\sum_{j=0}^k \phi_{yS,j}} \left(1 - \sum_{j=1}^k \phi_{pD,j} \right) \quad (6)$$

構造型VAR分析では、これら識別制約の選択が分析結果に大きな影響を及ぼし得る。このため、経済理論上異論の少ない制約を選択することが望ましいと考えられている。本稿で採用する長期弾性値 γ_{yD} をゼロとする長期制約は、需要ショックが産出量変動に対して長期的には影響を及ぼさない、との比較的多くのマクロ経済学者に受け容れられている理論概念（以下、需要ショックの長期中立性）と整合的であるため、近年の分析で広範に利用されている。なお、この制約を利用すると、産出量変動に対して長期的には影響を及ぼさないショックは全て「需要ショック」として識別されることに予め注意を促しておきたい。

(2) 構造型VARの推定方法

識別条件を満たす構造型VARの推定にはさまざまな手法が存在するが、先駆的研究の1つである Blanchard and Quah [1989] は、間接最小自乗法を利用している。この手法では、まず説明変数に同時点の他の内生変数の変動⁸を含まない誘導形VARを最小自乗法で推定し、続いて推定された誘導形残差の共分散行列と識別制約を用いて、構造型VARと構造型残差の識別を行う。この手法は、誘導形VARの推定が極めて簡便との利点がある反面、誘導形残差の共分散行列と識別制約から構造型VARを導く過程が煩雑との難点がある。

これに対し、Shapiro and Watson [1988] King and Watson [1997] は、操作変数法を利用して構造型VARと構造型残差を直接推定する手法を利用している。この手法は、前述の手法同様に推定が扱いやすいことに加え、構造型VARと構造型残差を直接識別できるとの利点を有している。このため、本稿では後者の方法を利用して、構造型VARを推定する。

(3) 先行研究の紹介と本稿の分析の特徴

需要ショックの長期中立性を識別制約とした構造型VARを、物価変動のショック別要因分解に最初に応用したのは、Quah and Vahey [1995] である。彼らは、英国

8 (1)、(2)式の右辺第1項で表される成分。

のデータを用いて、産出量変動とインフレ率変動の2変数構造型VARを推定し、識別された「需要ショックで説明されるインフレ率」の推移を、2種類のインフレ率指標の推移と比較した⁹。その結果、前者と後者はピーク・ボトムが一致するものの、1980年代後半には、前者は後者の水準を下回り、1994年以降は反対に、前者は後者の水準を上回ることを示した¹⁰。この手法は、インフレ率の要因分解の有力な手法として、他の諸国の分析にも応用されている。しかし筆者の知る限り、これまでの研究では、分析結果の金融政策運営上の含意・有用性を論じるうえで重要と思われる下記の論点がほとんど検討されていない¹¹。

第1に、こうした分析による要因分解の有用性を検討するに当たっては、要因分解の結果を、われわれが比較的容易に入手可能な景気循環やオイル・ショック等の経験的情報と照らし合わせ、整合性を検討しておく必要があると考えられる。

第2に、2変数で分析する際の限界として、2種類のショックしか識別できない点に注意を払う必要がある¹²。マクロ経済変数を扱う構造型VARの分析では、通常、財政・金融政策、期待収益率、生産技術、労働供給行動といったマクロ的な要因の変動がショックの源泉と想定されている。しかし、観察されたインフレ率の短期的変動は、悪天候で農作物の供給が打撃を受け、価格が急騰するケースで典型的にみられるように、部門別のショックからも影響を受けている¹³。したがって、部門別のショックによって生じるインフレ率の変動が、需要ショックと供給ショックのどちらの成分として識別され、本稿の分析結果の解釈にいかなる影響を与え得るかを評価する必要がある。

第3に、識別制約に長期弾性値を用いる場合、VARのラグ次数もまた識別制約になり得ることが知られている (Faust and Leeper [1997])。このため、ラグ次数につ

9 需要ショックで説明されるインフレ率は、(4)式の右辺第2項で表される成分のことを指す(彼らは、この成分を「コア・インフレ率(core inflation)」と定義)。彼らの分析の推定期間は1969年3月～1994年3月で、産出量変数として鉱工業生産(industrial output)、物価変数として小売価格指数(retail price index: RPI)の月次指数が用いられている。需要ショックで説明されるインフレ率と比較された2種類のインフレ率指標は、RPI総合指数で測ったインフレ率と、RPIからモーゲージ金利支払いを除いて作成されたRPIX指数で測ったインフレ率である。後者は、英国のインフレーション・ターゲティングの対象指標である。

10 彼らの分析では、物価指数が $I(2)$ 過程に従うとの検定結果が得られているため、構造型VARの内生変数として、 Δp (近似的にインフレ率)ではなく $\Delta^2 p$ (近似的にインフレ率の差分値)が用いられている。先行研究における産出量、物価変数の和分の次数検定の結果については、脚注15を参照。彼らは、推定モデルの重要な特性として、需要ショックはインフレ率の変動に対し恒久的な影響を与えるが、供給ショックはインフレ率の変動に恒久的な影響を与えない、1ヵ月先の産出量変動に対する需要ショックの寄与率が0.1%に過ぎないこと、の2点を報告している。

11 ユーロ加盟諸国を対象としたGartner and Wehinger [1998]、シンガポールを対象としたMonetary Authority of Singapore [1998]、韓国を対象としたOh [2000]等を参照。

12 (1)(2)式のような2変数モデルで、複数の需要ショックと供給ショックを需要面と供給面の2種類のショックに集約することを許容する条件について、詳しくはBlanchard and Quah [1989]、Faust and Leeper [1997]を参照。なお、この点は、3節(2)、5節(1)で、改めて議論する。

13 部門別の価格変化率分布に着目して、インフレ率の変動を分析した研究として、Bryan and Cecchetti [1994]、Ball and Mankiw [1995]、白塚 [1997]、三尾・肥後 [1999]等を参照。

いての先験的情報を持たない場合、これを変更した場合の要因分解の頑健性をチェックしておく必要があると考えられる。

以上を踏まえ、本稿では、需要ショックの長期中立性を仮定した産出量変動とインフレ率の2変数構造型VARを推定し、観察されたインフレ率を需要面のインフレ率と供給面のインフレ率に要因分解する。そして、上記の論点の検討を通じ、分析結果の金融政策運営上の含意・有用性を考察する。

3．構造型VARの推定結果

本節では、構造型VARの推定結果を示す。まず、推定の準備として、対象とする産出量、物価データの和分の次数と、変数間の共和分関係の検定を行う。続いて、推定された構造型VARによるインパルス応答とAD-ASモデルの整合性という基準から、ベンチマークとする産出量、物価データの組み合わせを特定する。そのうえで、ショックの動学的波及特性を中心に、ベンチマーク・モデルの特徴を検討する。

(1) 変数の和分の次数検定、および共和分の検定

まず、産出量、物価変数がともに $I(1)$ 過程に従い、両者の間に共和分関係がないとの先に示した条件が満たされるかをチェックするため、対象とする産出量、物価データの和分の次数と、変数間の共和分関係を検定する。

利用する産出量変数は、GDP (GDP)、国内需要 (DD)、民間需要 (PD) の3種類、物価変数は、GDPデフレーター (PGDP)、国内需要デフレーター (PDD)、民間需要デフレーター (PPD)、国内卸売物価指数 (DWPI)、消費者物価指数 (CPI) の5種類、計8種類で、DWPI以外はいずれも季節調整済 (対数値) である。DWPIの四半期指数は、月次指数を単純平均したもの、CPIの四半期指数は、季節調整済の月次指数 (対数値) を単純平均したものをそれぞれ利用している。データの出所は、～ が国民経済計算年報 (経済企画庁 (現内閣府) 旧SNA 1990年基準、確報値ベース)、～ が物価指数月報 (日本銀行、1995年基準)、～ が消費者物価指数月報 (総務庁統計局、1995年基準) である¹⁴。

各変数の和分の次数検定の結果を示した表1をみると、産出量、物価変数の差分値が単位根を有するとの帰無仮説は、(4つのケースを除いて) 5%棄却域で棄却

14 GDPデータについては、1990年代後半以降、データ事後改訂が著しく大幅化しているほか、2000年に行われた統計作成体系の見直し後の新ベースのデータは1980年までしか遡及改訂されていない。このため、本稿では、2度の石油危機を含む旧ベースのSNA体系に基づくデータを利用することとし、その確報値の得られる1999年までを分析の対象としている。

表1 和分の次数検定

		定数項なし		定数項あり		期間 (サンプル数)
		ADF	P-P	ADF	P-P	
産出量	GDP	-2.996***	-6.320***	-9.166***	-10.927***	1970:1Q-1999:1Q (117)
	DD	-3.408***	-6.447***	-4.521***	-8.558***	"
	PD	-3.470***	-6.218***	-4.931***	-7.935***	"
物価	PGDP	-1.962**	-2.433**	-2.441	-3.110**	"
	PDD	-2.096**	-2.437**	-2.556	-3.003**	"
	PPD	-2.138**	-2.521**	-2.675*	-3.214**	"
	CPI	-2.081**	-2.740***	-2.614*	-3.808***	1971:3Q-1999:1Q (111)
	DWPI	-3.535***	-4.041***	-3.755***	-4.815***	"

備考：ADF (augmented Dickey-Fuller) テストと、P-P (Phillips-Perron) テストの結果を併記。ラグ次数はいずれも4を採用。***、**、*はそれぞれ (片側) 1%、5%、10%棄却域で単位根が存在するとの帰無仮説が棄却されることを示す。

される¹⁵。

次に、産出量変数と物価変数の15通りの組み合わせに対する共和分検定の結果を示した表2をみると、いずれの組み合わせにおいても、変数間に共和分が存在しないとの帰無仮説は棄却されない。

表2 共和分検定の結果

	産出量			1/5%棄却域	期間 (サンプル数)
	GDP	DD	PD		
PGDP	-0.994	-0.930	-1.150	-3.992/-3.389	1970:1Q-1999:1Q (117)
PDD	-1.084	-0.986	-1.198	"	"
物価 PPD	-1.183	-1.077	-1.271	"	"
CPI	-1.448	-1.307	-1.464	-3.997/-3.392	1971:2Q-1999:1Q (112)
DWPI	-0.479	-0.391	-0.537	"	"

備考：産出量変数を定数項と物価変数に回帰し、得られた残差に対しADFテスト (Engle-Granger の residual based test) を実施。ラグ次数はいずれも4を採用。

15 この点を巡る先行研究の扱いをみると、日本を対象に同時点制約を用いて分析した北坂 [1993]、West [1993]、長期制約を用いて日米を対象に産出量変動を分析した西村・照山 [1990] は、産出量、物価変数がともに $I(1)$ 過程に従うとしている。他方、海外の先行研究に目を転じると、先述のQuah and Vahey [1995] や、米国を対象に同時点制約と長期制約を組み合わせて景気循環の要因を歴史的に検討した Shapiro and Watson [1988]、Gali [1992]、日米英独を含むクロス・カントリーを対象に、長期制約を用いて需要ショックの長期中立性を検定した Bullard and Keating [1995] は、いずれも物価変数が $I(2)$ 過程に従うとしている。内生変数の確率過程を正しく捉えることは、時系列分析における定式化の誤りを防ぐうえで極めて重要であるが、同じ概念の変数であっても、サンプル数、対象国、検定手法の相違等により、必ずしも同じ結論に至るわけではない点に注意が必要である。

以上の結果は、産出量、物価変数がそれぞれ $I(1)$ 過程に従っており、両者の間に共積分関係がない、との構造型VARを構造型VMAに変形する際の条件が満たされることを示している。

(2) ベンチマーク・モデルの特定

次に、上述した15通りの産出量・物価変数の組み合わせの推定結果から得られた累積インパルス応答と、表3に示した需要ショックの長期中立性を仮定する教科書的なAD-ASモデルで予想されるインパルス応答の形状との整合性を検討し、ベンチマークとなる産出量・物価変数の組み合わせを特定する。なお、推定期間は1970年1Q～1999年1Q、VARのラグ次数は4を採用する¹⁶。また、推定の際には、定数項を(1) (2)式に加えるほか、消費税導入(1989年2Q)、消費税率引上げ(1997年2Q)の影響を控除するため、これらの時点をもととし、残りの時点をもととする2種類のダミー変数系列を(1)式に加える¹⁷。

表3 インパルス応答の符号条件 - 教科書的なAD-ASモデル

		短期	長期
物価	需要ショックに対するインパルス応答	+	+
	供給ショックに対するインパルス応答	-	-
産出量	需要ショックに対するインパルス応答	+	中立
	供給ショックに対するインパルス応答	+	+

資料：Blanchard [1997, Table 16-2] 等を参照。

表4左をみると、短期的には全てのケースで推定結果から得られた累積インパルス応答が、AD-ASモデルの予想と一致することがわかる。しかし、長期的には、物価変動に対する供給ショックの累積インパルス応答の符号が、AD-ASモデルの予想に反しプラスとなる。このため、供給ショックに対する物価変動の長期弾性値 γ_{ps} は、表4右のようにいずれのケースでもプラスとなる。なお、表4右をみると、どの物価変数に対しても、民間需要(PD)を利用するケース、逆に、どの産出量変

16 CPIとDWPIを含むモデルの推定は、入手可能なデータの制約上、1971年2Qを始期とする。ラグ次数は、情報量基準を用いて選択すべきとの考えも存在しようが、先述のように、識別制約に長期弾性値を用いる場合、VARのラグ次数もまた識別制約になり得ることが知られている(Faust and Leeper [1997])。このため、ラグ次数についての先験的情報を持たない場合、これを変更した場合の要因分解の頑健性をチェックしておく必要があると考えられる。この点については、5節(1)を参照。なお、同様の分析スタイルをとる研究として、Blanchard and Quah [1989]、King and Watson [1997] がある。

17 ダミー変数を導入しないで推定すると、消費税導入・税率引上げ期に大きな負の供給ショックが観察される。この結果は、～の物価変数が、消費税導入・税率引上げの価格転嫁分を含むベースの変数であることを強く反映しているとみられる。このため、ダミー変数系列を(1)式に加えてこの影響をコントロールした。

数に対しても、民間需要デフレータ（PPD）を利用するケースで γ_{ps} が最小となる。すなわち、民間需要=民間需要デフレータの組み合わせが、需要ショックの長期中立性を仮定するAD-ASモデルの予想と最も近い特性を示したといえる。

表4 累積インパルス応答の符号条件 - 構造型VARの推定結果

		産 出 量			供給ショックに対する物価変動の長期弾性値 γ_{ps}		
		短期的累積インパルス応答の符号条件			供給ショックに対する物価変動の長期弾性値 γ_{ps}		
		GDP	DD	PD	GDP	DD	PD
	PGDP				1.424	1.045	0.655
	PDD				1.266	0.970	0.493
物 価	PPD				1.046	0.700	0.290
	CPI				1.918	1.319	0.855
	DWPI				1.358	1.021	0.441

備考：左表の は、推定されたモデルの特性とAD-ASモデルの短期的予想（表3、「短期」の項）が一致していること、 は、それらが8四半期後にも一致していることを示す。右表の供給ショックに対する物価変動の長期弾性値 γ_{ps} の定義は（6）式を参照。

こうした結果が得られた背景は必ずしも定かではないが、公的需要や外需（ないしはこれらのデフレータ）の変動が攪乱的な要因となって、GDP=GDPデフレータといった組み合わせによるショックの識別を困難にしている可能性が考えられる。すなわち、2変数構造型VARを利用した分析では、動学的波及特性の異なるショックが複数混在するようになるにつれ、これら複数のショックを需要面と供給面の2種類のショックに集約することが困難になる¹⁸。特に、一部の需要ショックが産出量変動に対し長期中立的でない（あるいは、その逆として、一部の供給ショックが産出量変動に対して長期中立的である）場合、インパルス応答関数の形状は、先験的に予想される形状と異なる可能性が高い。

（3）ベンチマーク・モデルの特性

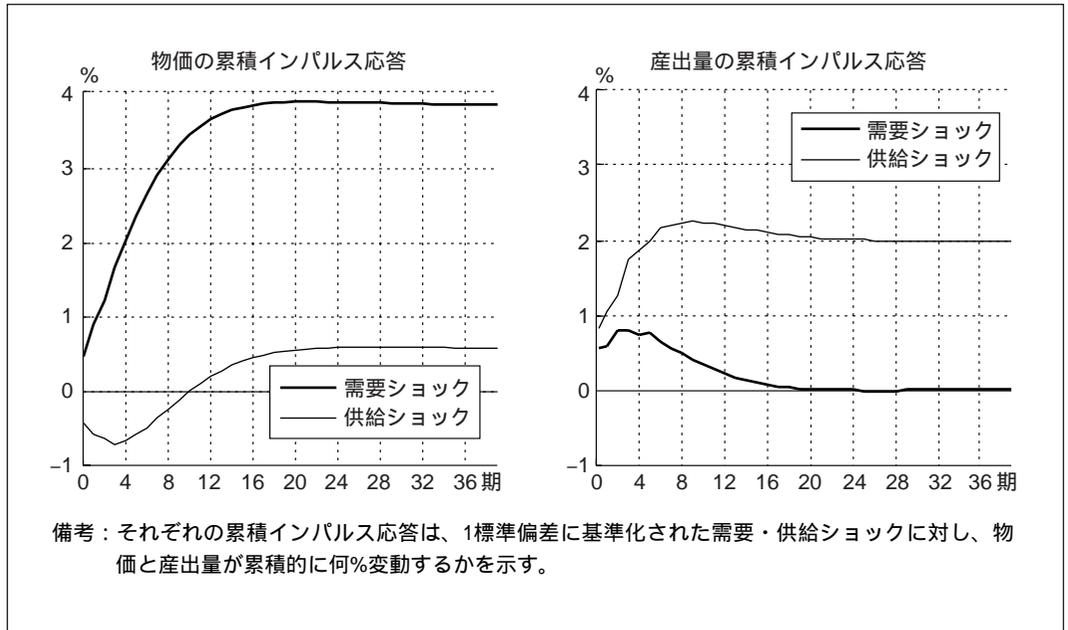
以下では、需要ショックの長期中立性を仮定するAD-ASモデルの予想と最も近い特性を持つとされた民間需要=民間需要デフレータの組み合わせをベンチマーク・モデルとし、その特性を、累積インパルス応答関数、分散分解、識別されたショックの系列相関といった観点からさらに詳しく検討する。

18 より厳密な説明は、Blanchard and Quah [1989]、Faust and Leeper [1997] を参照。なお、ショックの混在の問題への直接的な対処法は、VARで扱う内生変数の数を増やし、識別可能なショックの数を増やすことである。その場合、先験的識別制約の数も同様に増やす必要があるほか、変数間の共和分関係の存在を考慮に入れざるを得なくなる可能性が高まり、分析が一層複雑になるとのトレードオフが生じる。

イ．累積インパルス応答の形状

まず、需要・供給ショックに対する各変数の累積インパルス応答を示した図1をみると、供給ショックに対する物価の累積インパルス応答は10四半期以降プラスに転じ、長期的にみてもややプラスのまま推移する。

図1 累積インパルス応答



ロ．分散分解

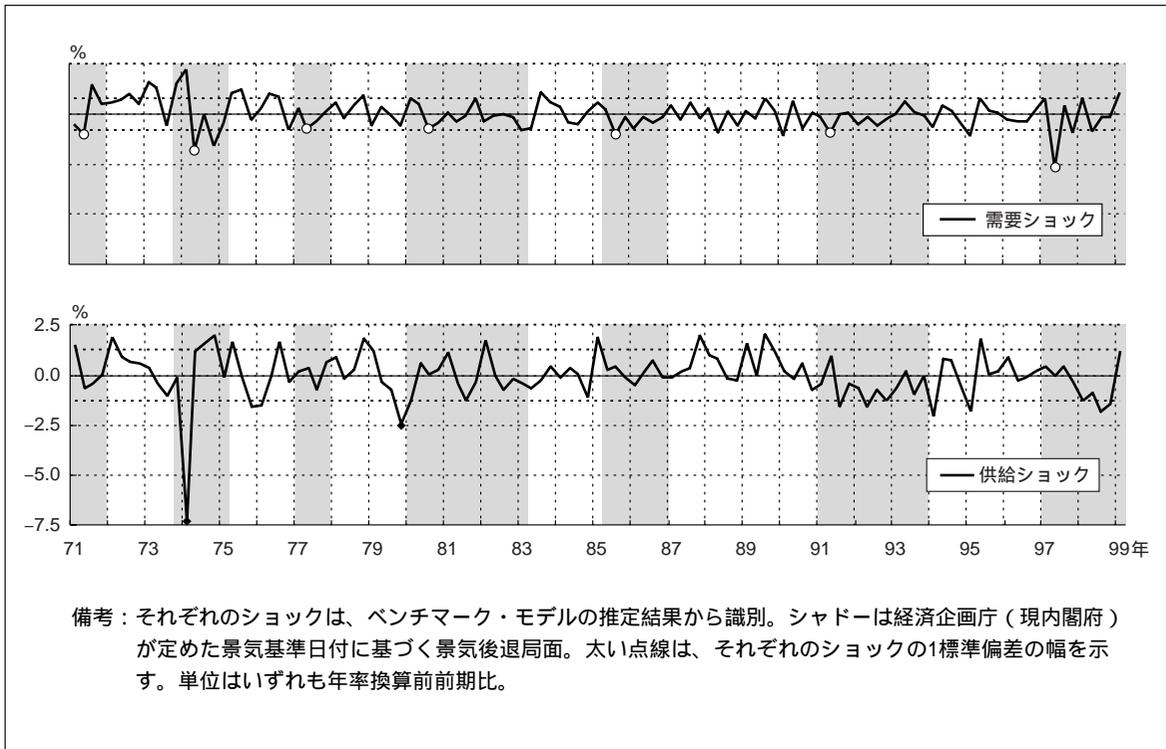
次に、分散分解の結果を示した表5をみると、供給ショックのインパルス応答がプラスに転じる以前の段階で、需要ショックが物価変動の支配的要因（8期先で93.9%）になっていることがわかる。このことは、物価変動に対する供給ショックの累積インパルス応答の符号が、長期的には表3の予想に反しているとしても、イ

表5 分散分解

	物価		産出量	
	需要ショック	供給ショック	需要ショック	供給ショック
0期先	55.9	44.1	34.8	65.2
4期先	83.6	16.4	19.9	80.1
8期先	93.9	6.1	12.3	87.7
12期先	97.1	2.9	8.3	91.7
36期先	97.8	2.2	2.9	97.1

備考：分散分解は、それぞれの変数の変動に対する各ショックの寄与率を示す。単位は%。

図2 識別された需要・供給ショック



インフレ率の要因分解の結果をAD-ASモデルに則って解釈するうえで、さほど深刻な問題とならないことを示している¹⁹。

八．識別されたショックの系列相関

最後に、識別された需要・供給ショックの系列相関についてチェックする。図2はベンチマーク・モデルの推定から識別された需要、供給ショックの推移を示している。系列相関の有無を検定するため、それぞれのショックについて、リュング・ボックス (Ljung and Box) のQ統計量を12次の自己相関係数まで計算すると、いずれの次数においてもQ統計量は5%棄却域に落ちず、系列相関が存在しないとの帰無仮説は棄却されない²⁰。

19 なお、産出量面の特性をみると、需要ショックに対する産出量変動のインパルス応答は、2四半期後でピークをむかえ、6四半期後まで安定した後、20四半期前後に消滅するまで緩やかに減衰していく。もっとも、分散分解の結果をみると、需要ショックの産出量変動に対する寄与率は、4四半期先においても19.9%に過ぎない。この値は、前述した西村・照山 [1990] や、Blanchard and Quah [1989] の分析を日本に適用したKeating and Nye [1999] の結果よりはやや大きい、米国を対象とした同種の先行研究の結果よりはやや小さい。脚注36と補論2を参照。

20 リュング・ボックスのQ統計量を利用した高階の系列相関の検定方法については、藁谷 [1997, p. 180] 等を参照。

これらの結果から、民間需要=民間需要デフレータを用いたモデルは、インフレ率の要因分解を行うに当たり、概ね望ましい特性を有していることがわかった。因みに、識別されたショックの特徴として、全ての景気後退局面の序盤に、1標準偏差、あるいはそれ以上の大きさの負の需要ショックが、また、2度のオイル・ショック期（それぞれ、1974年1Q、1979年4Q）に、1標準偏差を大きく上回る負の供給ショックが観察されることを指摘できる²¹。

4．インフレ率の要因分解の結果と歴史的エピソードとの整合性

本節では、構造型VARの推定結果を利用した要因分解の有用性を検討するため、要因分解の結果と景気循環やオイル・ショック等、われわれが比較的容易に入手可能な経験的情報との整合性をチェックする。

(1) 景気循環との関係

図3は、構造型VARの推定結果を基に、観察されたインフレ率を「需要面のインフレ率」（需要ショックで説明されるインフレ率）と「供給面のインフレ率」（供給ショックで説明されるインフレ率）に分解した結果を示したものである²²。

まず、需要面のインフレ率と景気循環の関係に注目すると、需要面のインフレ率の推移が1970年以降の景気循環局面と非常によく符合することがわかる。すなわち、需要面のインフレ率は、景気拡大局面では上昇し、逆に後退局面では下落する姿となっており、景気循環と極めてよく似たサイクルを描いて変動している。

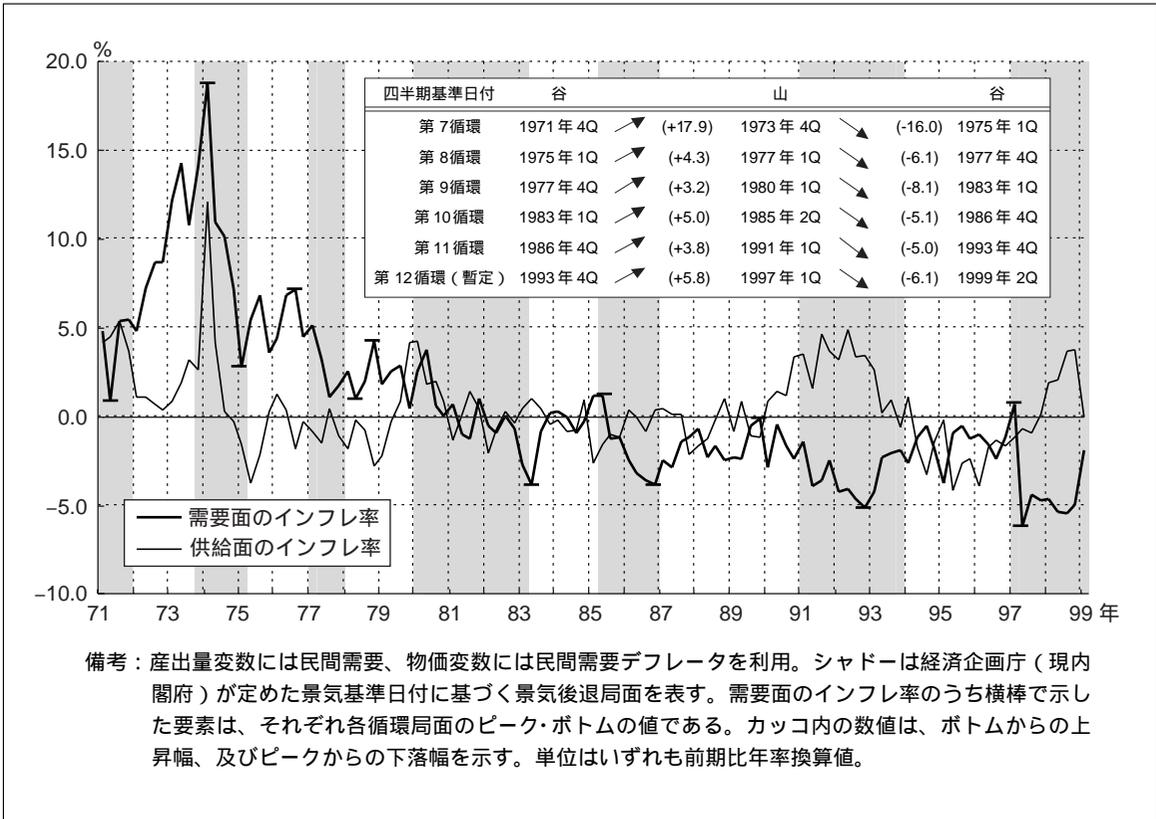
また、変動の大きさについて注目すると、後退局面では、ピークからボトムまでの低下幅はいずれも5%ポイントを超えている。低下幅は、2度の石油危機後の後退

21 Faust and Leeper [1997] は、米国のデータを用い、産出量と物価の組み合わせ（YPモデル）で識別された需要ショックと、産出量と失業率（YUモデル）の組み合わせで識別された需要ショックの相関係数、およびYPモデルで識別された供給ショックと、YUモデルで識別された供給ショックの相関係数を計算し、需要ショックの相関係数は0.65と比較的大きいものの、供給ショックの相関係数は0.20しかないことを示した。彼らは、この結果を長期制約を利用した小規模モデルによる識別の限界を示す例として紹介しているが、変数（情報集合）の選択が、VAR分析の結果に決定的な影響を与え得ることは、Sims [1980b] 以来指摘されてきた論点である（翁 [1985] を参照）。

この点に留意し、日本のデータを用いてFaust and Leeper [1997] と同様のチェックを行ったところ、米国の結果とは逆に、供給ショックの相関係数は0.69と大きいが、需要ショックの相関係数は0.28とさほど大きくないことがわかった。YP、YUモデルのいずれにより識別されたショックが適切なものであるかは、何らかの基準を設定したうえで検討する必要があるが、本稿では、物価変動の要因分解を主眼としているため、そうした作業は行わない。そのかわり、次節以降の分析ではこうした問題の存在も念頭に置きつつ、YPモデルから得られた結果の妥当性を検討することとする。

22 これらの作成方法についての詳細は、2節(1)を参照。なお、需要面のインフレ率と供給面のインフレ率を合算したものが、観察されたインフレ率に一致する。(4)式を参照。ただし、推定期間の初期においては、過去のショックが十分な期間存在しないため、必ずしも精度が高くない（需要面のインフレ率と供給面のインフレ率の合算値と、観察されたインフレ率の間に若干の差が存在する）点には注意が必要である。

図3 要因分解の結果



局面が突出して大きいのが、それ以外の後退局面でも5～6%ポイント程度の低下を示している。これに対し、拡大局面では、需要面のインフレ率の上昇は、第7循環（1972年1Q～）を除き6%以下にとどまっておき、しかもその後の後退局面における低下幅の絶対値を下回っている。この間、供給ショックで説明されるインフレ率は、バブル崩壊期までは2度のオイル・ショック期を除くとインフレ率変動に対する寄与率が小さい。こうした結果は、第1次オイル・ショック以降のディスインフレ傾向が、景気拡大局面での需要面のインフレ率上昇よりも、後退局面での下落の方が大きいことで説明されることを示している²³。

（2）個別の歴史的エピソードとの関係

次に、いくつかの局面ごとに、要因分解の結果とこれまでの解釈との整合性を検討する。

23 この結果は、推定期間を通じてみた場合に需要ショックに系列相関がないことは矛盾しない。3節(3)を参照。

イ．2度のオイル・ショック期

まず、2度のオイル・ショック期（それぞれ1974年1Q、1979年4Q）についてみると、この時期、供給面のインフレ率が大幅に上昇している。この結果は、オイル・ショックが負の供給ショックとして働いたとのBruno and Sachs [1985] 等の解釈と整合的である。

もっとも、第1次オイル・ショック期には、供給ショックが生じる以前から、需要面のインフレ率が高まっていた様子がみてとれる。これに対し、第2次オイル・ショック前の需要面のインフレ率は低下傾向にあり、供給面のインフレ率上昇が、この時期のインフレ率上昇の主因であったことがわかる。これらの結果は、第1次オイル・ショック時には列島改造ブームの中、過剰流動性により、ホームメイド・インフレが発生した一方、第2次オイル・ショック時にはホームメイド・インフレが回避されたとの解釈とも整合的である²⁴。

ロ．バブル拡大期（第11循環の拡大局面）

バブル拡大期についてみると、需要面のインフレ率は、ピーク時（1989年4Q）でもゼロ程度にとどまっているほか、ボトム時（1986年4Q）からの上昇幅は4%弱と、他の拡大局面と比べ特段大きいとはいえない。この間、供給面のインフレ率は、1989年末まではほぼゼロ近傍で推移している。

この時期の物価動向の1つの解釈として、翁・白川・白塚 [2000] は、消費者物価指数で評価したインフレ率（前月比、年率換算値）は、1990年後半の時点で4%程度まで高まっており、1980年代後半の長期にわたる景気拡大局面で表明されていたインフレ懸念は、かなり長いラグを持って顕現化したと評価することもできると指摘している²⁵。また、香西・伊藤・有岡 [2000] は、「総供給曲線の右方シフトが産出量の増大、完全雇用への接近の中で物価を安定させる要因となったとみられる」として、需要面のインフレ率には上昇圧力が存在したが、それが供給面のインフレ率の下落によって相殺されたとの見方を示している。しかし、ここでの要因分解の結果は、必ずしもこれらの解釈と整合的なものではない²⁶。

ただ、翁・白川・白塚 [2000] で示されたインフレ懸念はかなり長いラグを持って顕現化したとの指摘は、当時、实体经济活動とインフレとの波及メカニズムが変化していた可能性を示唆していると解釈することもできよう。この結果、モデルの推定結果と当時の物価情勢の標準的な解釈とが、一時的に乖離していた可能性も考えられる。

24 第1次オイル・ショック期の物価動向について、小宮 [1976] は、オイル・ショックの発生以前から、過剰流動性を映じたホームメイド・インフレが発生していたとの解釈を示している。

25 彼らは同時に、バブル期の物価情勢を当時のインフレ率の水準のみで評価することは、許容可能なインフレ率をどの程度の水準と考えるかの点に依存しており、議論は分かれ得ると指摘している。そのうえで、当時の物価情勢を評価するうえでは、バブル崩壊期までを含め、物価安定を評価する期間をかなり長く捉えることの重要性を主張している。

26 なお、識別制約である需要ショックの長期弾性値 γ_{yD} を若干プラスに変更すると、バブル拡大期以降の要因分解の結果は、定性的には影響を受けないものの、定量的には若干変化する。詳しくは5節(2)を参照。

ハ．バブル崩壊期（第11循環の後退局面以降、現在まで）

バブル崩壊期についてみると、需要面のインフレ率は1997年1Qを除いてマイナスで推移し、特に第11、12循環の後退局面（それぞれ、1991年1Q～、1997年1Q～）で大きく低下している。一方、供給面のインフレ率は、第11循環の後退局面で大きく上昇、第12循環の拡大局面（1994年1Q～）で大きく低下、同後退局面で再度大きく上昇、と大きく振幅している。このことは、全般に需要が低調であった中、後退局面でかなり大きな負の供給ショックが併存していたことを示している²⁷。

第12循環の後退局面の物価動向につき、日本銀行調査統計局〔2000〕は、「景気は個人消費と設備投資がともに減少する形で、1998年にかけて未曾有の悪化となった」として、需要面のインフレ率に強い下落圧力が加わる一方、「経済のグローバル化やIT（情報技術）化の進展の中で既存の資本ストックの陳腐化や労働需給のミスマッチの拡大」によって、供給面のインフレ率に上昇圧力がかかっていたとの解釈を示している。こうした解釈は、本稿の分析結果と概ね整合的である²⁸。また、供給面のインフレ率の振幅が大きいことは、バブル崩壊期のインフレ率の変動要因を理解するうえで、ここでいう供給要因の中身をさらに掘り下げて分析することが重要であることを示している。

5．要因分解の結果の頑健性についての検討

本節では、まず、部門別のショックによって生じるインフレ率の変動との比較により、識別された需要面、供給面のインフレ率の特性を考察する。続いて、物価変数、VARのラグ次数、需要ショックの産出量変動に対する長期弾性値 γ_{yD} の変更に対する要因分解の結果の頑健性を検討する。

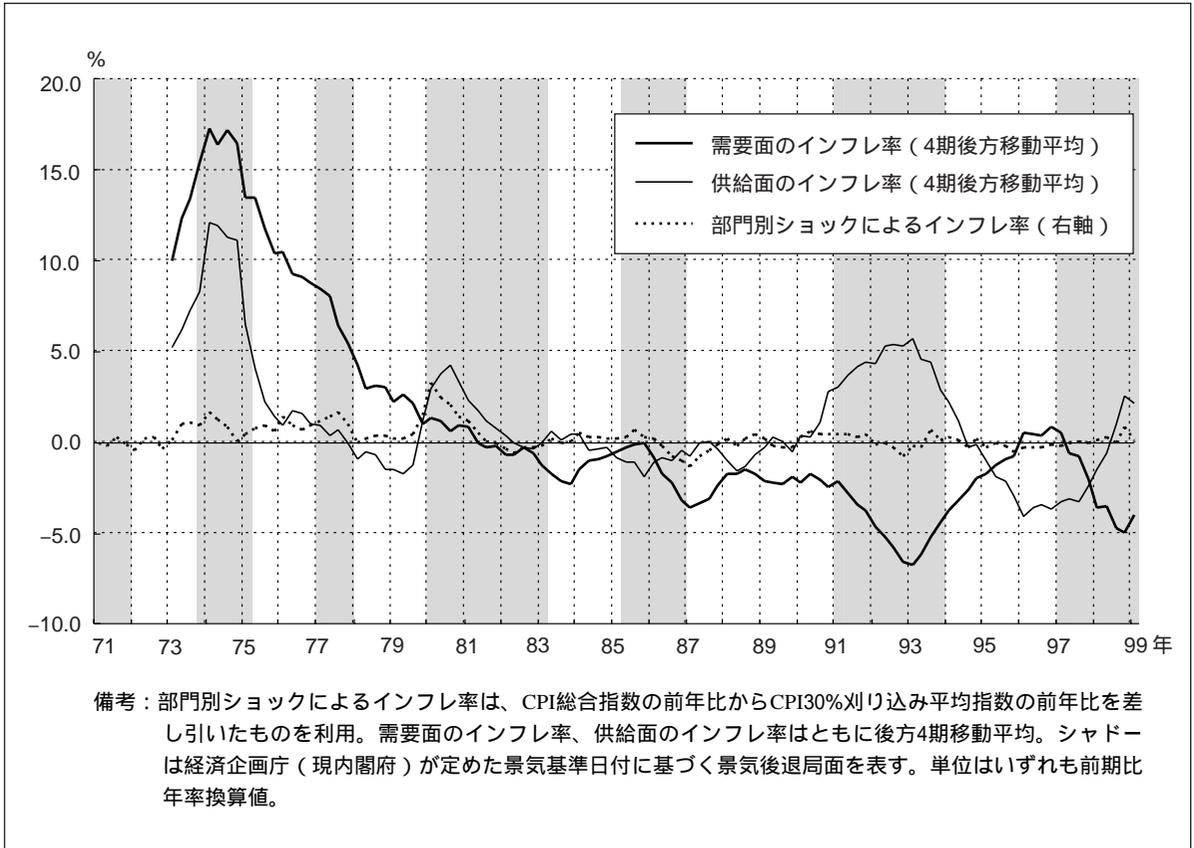
(1) 部門別のショックによるインフレ率との関係

マクロ経済変数を扱う構造型VARの分析では、通常、財政・金融政策、期待収益率、生産技術、労働供給行動といったマクロ的な要因の変動がショックの源泉と想定されている。しかし、観察されたインフレ率の短期的変動は、悪天候で農作物の供給が打撃を受け、価格が急騰するケースで典型的にみられるように、部門別のショックからも影響を受けている。したがって、部門別のショックによって生じるインフレ率の変動が、需要ショックと供給ショックのどちらの成分として識別され、本稿の分析結果の解釈にいかなる影響を与え得るかを評価しておく必要がある。

27 識別されたショックの推移については、図2を参照。

28 なお、QEベースのデータを使って2000年まで推定期間を延長すると、需要面での物価下落圧力と供給面での物価上昇圧力がともにほぼゼロに近い値で推移しているとの結果が得られる。ただし、脚注14で指摘したように、GDPデータについては、特に、1990年代後半以降、データ改訂の影響が著しく大幅化しているため、この時期の推定結果は幅をもってみる必要がある。

図4 需要・供給面のインフレ率と部門別ショックによるインフレ率



以下では、CPI総合指数で測ったインフレ率から、CPI30%刈り込み平均指数で測ったインフレ率を差し引いた値を「部門別ショックによるインフレ率」の尺度として利用し、これを構造型VARの推定結果から識別された需要面のインフレ率、供給面のインフレ率と比較する。なお、変数の定義を揃えるため、ここでは、物価変数としてCPIを利用したケース（産出量変数は民間需要）の結果を示す²⁹。まず、部門別ショックによるインフレ率と、構造型VARの推定結果から識別された2種類のインフレ率の関係を示した図4をみると、部門別ショックによるインフレ率の推移は、需要面のインフレ率の細かな変動と似た動きをすることがみてとれる。

この結果を確認するため、3種類のインフレ率成分の相関係数を示した表6をみると、部門別ショックによるインフレ率は、需要面のインフレ率とより強い相関を持

²⁹ 部門別のショックによるインフレ率の尺度の詳細については、補論3を参照。なお、物価変数としてCPIを利用した場合に識別された需要面のインフレ率をベンチマーク・モデルのそれと比較した図5の結果をやや先取りすると、第11循環の後退局面（1991年1Q～）から第12循環の拡大局面（1994年1Q～）にかけて、両者の間にはやや乖離が発生ものの、総じてみればほぼ同じように推移していることがわかる。

表6 相関係数

通期（オイル・ショック期を含む）		
	需要面のインフレ率	供給面のインフレ率
部門別ショックによるインフレ率	0.765	0.392

オイル・ショック期を除く		
	需要面のインフレ率	供給面のインフレ率
部門別ショックによるインフレ率	0.584	0.175

備考：いずれの相関係数も、図4で示された系列から計算。オイル・ショック期を除く場合、1973年1Q～1975年4Q、1979年1Q～1981年4Qまでのサンプルを除いて計算。

つことがわかる。特に2度のオイル・ショック期を除くと、部門別ショックによるインフレ率と供給面のインフレ率との間には、ほとんど相関がない。

このことは、需要面のインフレ率が、総需要面のショックのみならず、悪天候で農作物の供給が打撃を受け、価格が急騰するケースで典型的にみられるような、部門別ショックの影響を含んでいることを示唆している³⁰。すなわち、本稿での分析では、さまざまなショックを需要面と供給面の2種類のショックに集約する条件として需要ショックの長期中立性を仮定しているため、部門別のショックの源泉が供給面にあったとしても、それが産出量変動に対し長期中立的であれば、部門別のショックで説明されるインフレ率の成分は、需要面のインフレ率に混入している可能性がある³¹。

表7に示されているように、需要ショックに対する物価の累積インパルス応答の形状や、景気循環との整合性と照らし合わせると、部門別ショックによるインフレ率が需要面のインフレ率に混入していたとしても、その影響は、要因分解の定性的解釈に深刻な影響を及ぼすほどのものではないと評価できる。ただし、分析結果の定量的観点をより重視したり、ショックに対する政策対応のあり方をより具体的に検討する場合には、部門別ショックによるインフレ率の変動を引き起こすショックの源泉をよりの確に捉えられるよう、モデルを拡張する必要があると考えられる³²。

30 オイル・ショック時には、CPIに含まれる原油関連品目自身の相対価格高騰と、中間投入財価格の上昇を通じたマクロ的な負の供給ショックが併存するため、部門別ショックによるインフレ率と供給面のインフレ率が正の相関を持つものとみられる。

31 供給ショックに一時的な成分と永続的な成分が存在する場合の産出量変動について分析したモデルとして、Blanchard and Fischer [1989, Ch. 10.3]を参照。

32 構造型VARによるインフレ率の要因分解は、もともと、クロスセクションの情報に注目して基調的な物価変動成分を抽出しようとするBryan and Cecchetti [1994]らの手法に対するアンチテーゼとして提唱され、両者は代替的な手法と位置付けられてきた(Quah and Vahey [1995])。しかしここでの分析結果は、要因分解を行ううえで、クロスセクション情報に注目するアプローチと、構造型VARアプローチは必ずしも代替的ではなく、本来は補完的、統合的に扱われるべきであることを示唆していると解釈できる。

表7 インパルス応答の符号条件 - 推定されたモデル

		短期	長期
物価	需要ショックに対する累積インパルス応答	(++)	(+)
	一時的供給ショックに対する累積インパルス応答	(-)	(中立)
	恒久的供給ショックに対する累積インパルス応答	(-)	(+)
産出量	需要ショックに対する累積インパルス応答	(+)	(中立)
	一時的供給ショックに対する累積インパルス応答	(+)	(中立)
	恒久的供給ショックに対する累積インパルス応答	(+)	(+)

備考：++は-に比べて支配的要因であることを示す。網掛け部分は推定されたモデルの特性が、表3に示されたAD-ASモデルの予想と整合的でないことを示す。

(2) 要因分解の結果の頑健性

次に、物価変数、VARのラグ次数、長期弾性値 $\gamma_{y,D}$ の変更に対する要因分解の結果の頑健性をチェックする。

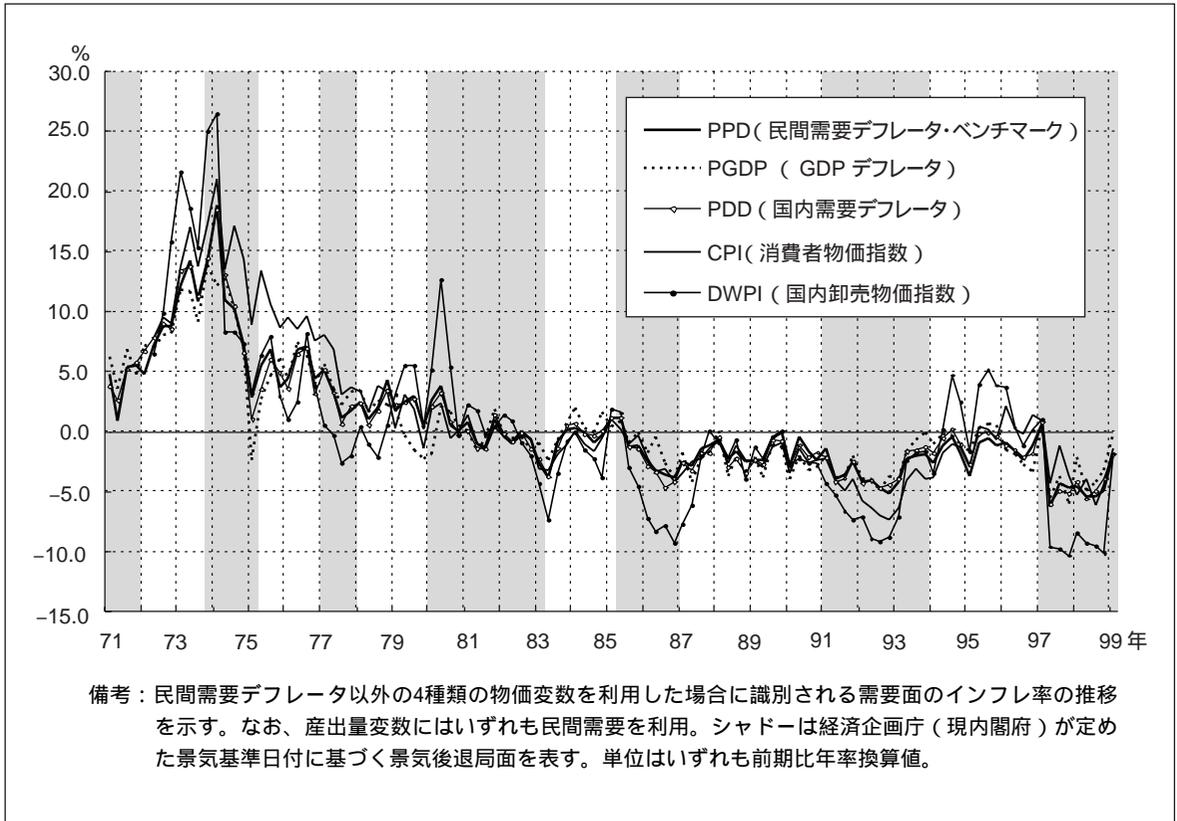
イ．物価変数の変更

異なる物価変数を利用しても、基本的に同じショックが識別されて、モデルの動学的構造が類似しているのであれば、要因分解の結果もお互いに類似したものになるはずである。こうした問題意識に沿って、5種類の物価変数を用いて識別された需要面のインフレ率を比較すると(図5)、国内WPIを用いたケースの振幅が他と比べてやや大きいものの、ピーク・ボトムや水準は共通している。このことは、いずれの変数を用いた場合でも、識別されたショックがほぼ共通のものであるとともに、要因分解の結果が、物価変数の選択に関して頑健であることを示している。

ロ．VARのラグ次数の変更

次に、VARのラグ次数を変更した場合の結果を考察する。構造型VARの識別制約に長期弾性値を用いる場合、VARのラグ次数もまた識別制約になり得ることが知られている(Faust and Leeper [1997])。このため、ラグ次数についての先験的情報を持たない場合、これを変更した場合の要因分解の頑健性をチェックしておく必要があると考えられる。こうした問題意識に沿って、ラグ次数の結果を2、4、6、8と変更した場合の結果を示した図6をみると、ラグ次数の変更は、要因分解の結果に対してほとんど影響を与えないことがわかる。

図5 物価変数の変更に対する需要面のインフレ率の変化

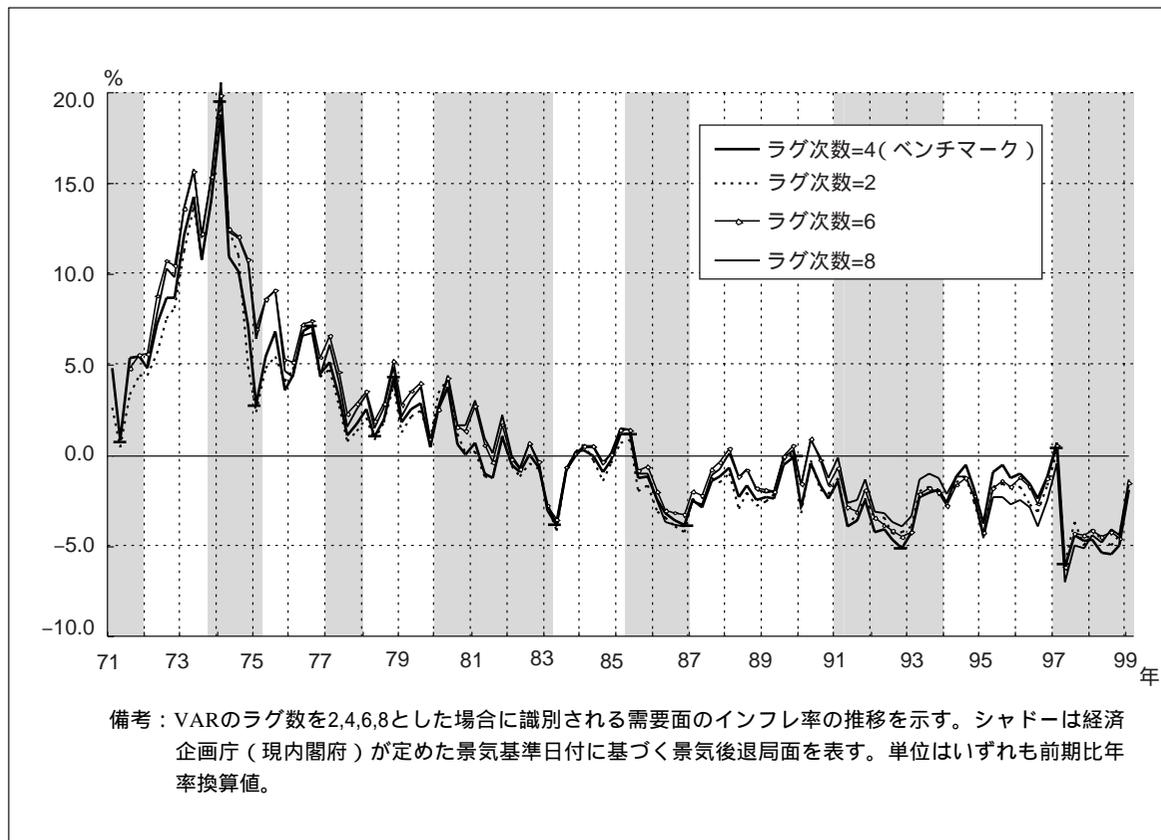


八．長期弾性値 γ_{yD} の変更

通常、需要ショックの産出量変動に対する長期弾性値 γ_{yD} を識別制約に利用する構造型VAR分析では、需要ショックの長期中立性の仮定から、 γ_{yD} をゼロと制約することが多い。しかし、実証的にはこの制約がやや現実的でないことを示唆する研究結果もある³³。そこで、 γ_{yD} を若干動かした場合、分析結果がどのような影響を受けるかを検討しておくことが有用と考えられる。こうした問題意識に沿って、ここでは、需要ショックの産出量変動に対する長期弾性値 γ_{yD} を変更した場合について検討する。その際、もっともらしい γ_{yD} の値として、(1)式の $\phi_{yD,0}$ についてWest

33 脚注3で紹介した文献のうち、Weber [1994]、Bullard and Keating [1995]、King and Watson [1997] は、貨幣的（需要）ショックの中立性を本稿とは異なる識別条件のもとで検定している。これらのサーベイとしてBullard [1999] を参照。このうちBullard and Keating [1995] は、供給ショックの物価変動に対する長期弾性値 γ_{ps} をゼロに制約した構造型VARを推定した結果、日本において γ_{yD} の点推定値がおよそ1.5、90%信頼区間がおよそ0~3となると報告している。この他Miyao [2000] も、同時点制約を用いた4変数VARの推定結果から、貨幣的ショックの産出量変動に対する長期弾性値の点推定値が0.6~0.8、標準偏差がおよそ0.5となると報告している。

図6 ラグ次数の変更に対する需要面のインフレ率の変化



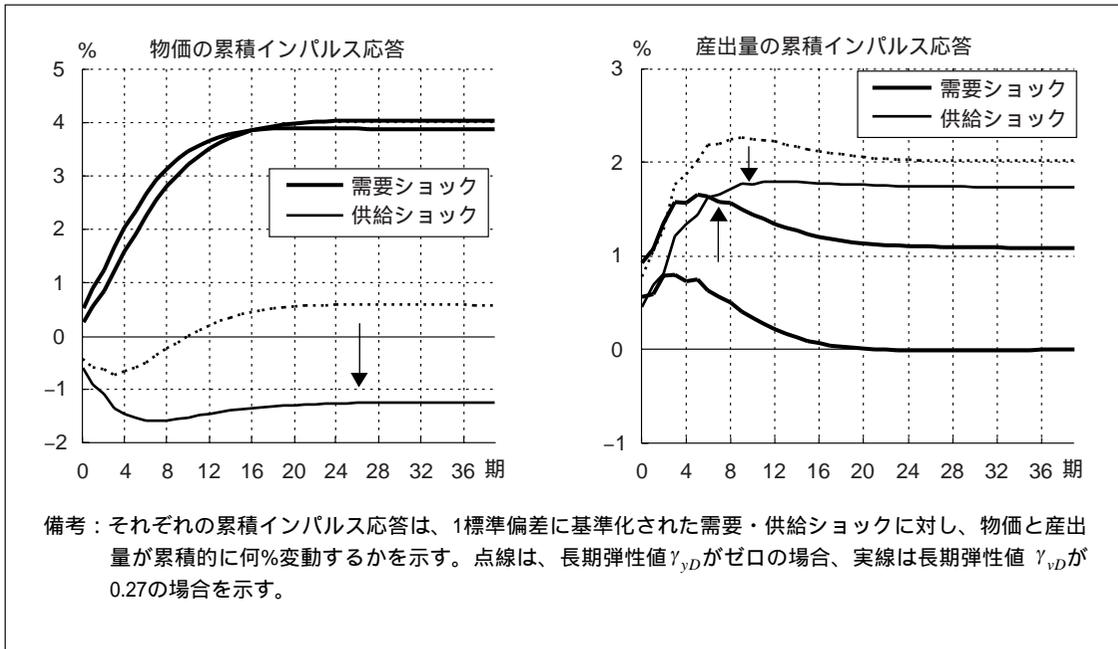
[1993] が得た推定値($\phi_{yD,0} = 3.92$) を先験的識別制約とした場合に得られる γ_{yD} の推定値($\gamma_{yD} = 0.27$) を利用する³⁴。

要因分解の前に、モデルの物価面の特性をみると、2つの大きな変化が生じることがわかる。第1に、 γ_{yD} を若干プラスの値に変更した場合、供給ショックの物価変動に対するインパルス応答が、長期的にもAD-ASモデルの予想と整合的にマイナスとなる(図7左)。この結果、供給ショックに対する物価変動の長期弾性値 γ_{pS} は 0.290 から -0.718 へと低下する³⁵。

34 理論的には、 $\phi_{yD,0}$ は短期総供給曲線の傾きと解釈できる。King and Watson [1997] を参照。West [1993] は同時点制約を用いた6変数VARを推定し、他の日本の先行研究に比べて精度の高い $\phi_{yD,0}$ の推定値を得ている。なお、別の先行研究である岩淵 [1990] の推定結果を参考に $\phi_{yD,0}$ を30程度まで大きくすると、 γ_{yD} の推定値は0.5程度となる。もっとも、その場合でも、以下で示される結果は、 γ_{yD} を0.27とした場合とほとんど変わらない。

35 こうした変化は、AD-ASモデルとの整合性の観点からは望ましいが、需要ショックの産出量変動に対する長期非中立性を支持する有力な根拠があるわけではないため、どちらの結果がより望ましいかは、ここでは議論しない。

図7 累積インパルス応答（長期弾性値 γ_{yD} の変更）



第2に、分散分解の結果を示した表8左をみると、供給ショックの短期的な物価変動に対する寄与率、例えば、4四半期先の寄与率が、16.4%から55.4%へと大幅に上昇する。もっとも、36四半期先についてみると、この値は12.6%まで低下し、長期的な物価変動の支配的要因が需要ショックであるとの当初のモデルの特性に大きな変化がないことがわかる³⁶。

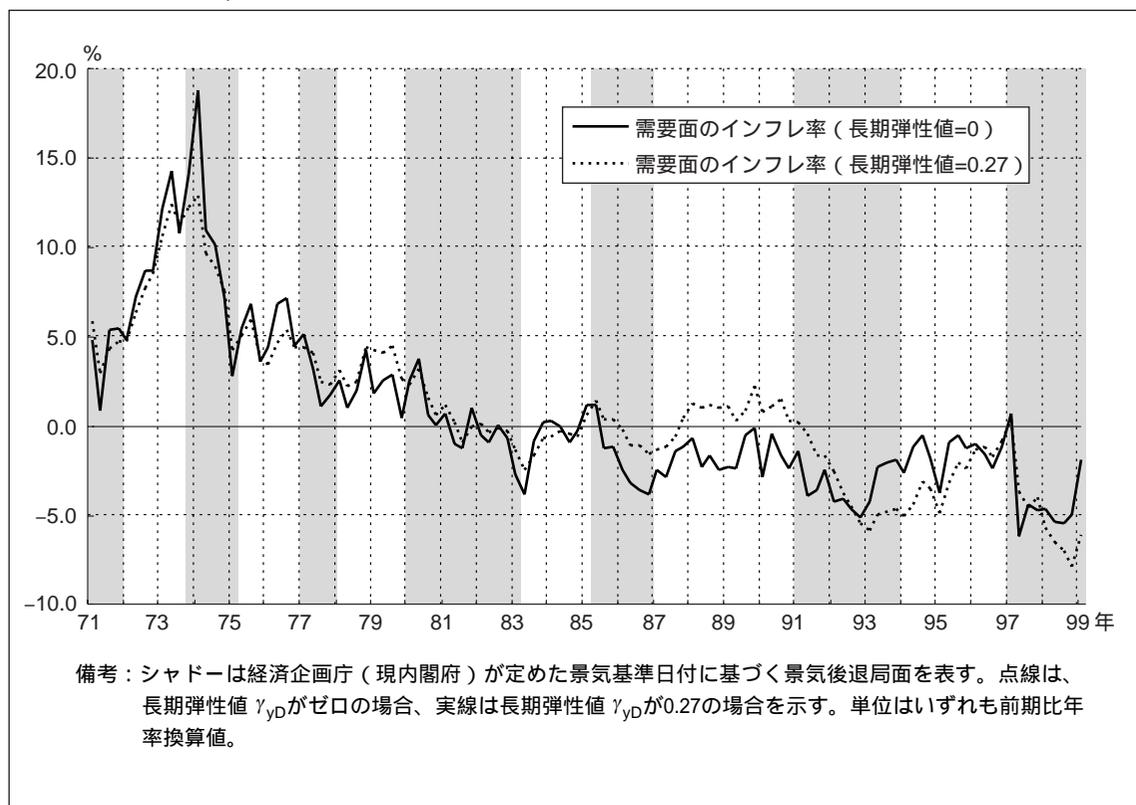
表8 分散分解（長期弾性値 γ_{yD} の変更）

	物価		産出量	
	需要ショック	供給ショック	需要ショック	供給ショック
0期先	14.2 (55.9)	85.8 (44.1)	80.7 (34.8)	19.3 (65.2)
4期先	44.6 (83.6)	55.4 (16.4)	65.7 (19.9)	34.3 (80.1)
8期先	63.5 (93.9)	36.5 (6.1)	56.1 (12.3)	43.9 (87.7)
12期先	73.9 (97.1)	26.1 (2.9)	49.6 (8.3)	50.4 (91.7)
36期先	87.4 (97.8)	12.6 (2.2)	36.5 (2.9)	63.5 (97.1)

備考：分散分解は、それぞれの変数の変動に対する各ショックの寄与率を示す。単位は%。右側カッコ内は、長期弾性値 γ_{yD} がゼロの場合、左側は長期弾性値 γ_{yD} が0.27の場合を示す。

36 なお、産出量面の特性をみると、需要ショックに対する産出量変動のインパルス応答は長期的にみてもゼロにならず、全ての期間で需要ショックの産出量変動に対する寄与率が大幅に上昇する（表8右）。

図8 長期弾性値 γ_{yD} の変化に対する需要面のインフレ率の変化



最後に、長期弾性値 γ_{yD} をゼロと0.27に制約した場合の要因分解を比較した図8をみると、定性的には両者の間に差はないが、水準的にはやや差が出る局面があることがわかる。第1に、第10循環の後退局面のボトム（1986年4Q）が2%程度高上げされ、バブル拡大期（第11循環の拡大局面、1987年1Q～）の需要面のインフレ率のピーク（1989年4Q）は、2.2%に上昇する。このため、水準でみると、この時期の物価動向のイメージは、「総供給曲線の右方シフトが産出量の増大、完全雇用への接近の中で物価を安定させる要因となったとみられる」と指摘した香西・伊藤・有岡 [2000] の解釈にやや近づく。もっとも、ボトムからピークへの上昇幅に大きな変化はなく、需要面のインフレ圧力が顕著であった証左は依然として得られない。第2に、バブル崩壊期の2度の後退局面のボトムが、いずれも2～3%程度深くなる。

以上をまとめると、利用する物価変数、VARのラグ次数、識別制約に用いる需要ショックの産出量変動に対する長期弾性値の値を変更しても、景気循環との整合性や、ピーク・ボトムの時期等、要因分解の定性的結果は変化しない。ただし、長期弾性値の大きさに関する仮定によって、定量的には要因分解の結果が変化する点には、注意が必要である。

6 . 結論

本稿では、産出量と物価の2変数構造型VARの推定結果から、1970年以降の日本のインフレ率を、需要面・供給面の要因に分解することを試みた。また、要因分解の結果と景気循環やオイル・ショック等の経験的情報との整合性、部門別の要因で生じるインフレ率の変動が分析結果の解釈に与える影響、変数、ラグ次数、長期弾性値の変更に対する頑健性、といった論点の検討を通じ、分析の有用性・頑健性や分析結果のインプリケーションを考察した。その結果、以下の3点が明らかになった。

第1に、インフレ率の要因分解の結果は、2度のオイル・ショック期、バブル崩壊期等の歴史的局面に関する標準的な解釈と整合的である。すなわち、2度のオイル・ショック期についてみると、第1次オイル・ショック期は、供給ショックが生じる前に需要面のインフレ率が高まっていた一方、第2次オイル・ショック期にはこうした動きはみられない。これは、第1次オイル・ショック時には列島改造ブームの中、過剰流動性により、ホームメイド・インフレが発生した一方、第2次オイル・ショック時にはホームメイド・インフレが回避されたことを裏付けている。また、バブル崩壊期の動向をみると、需要ショックで説明されるインフレ率は、2度の景気後退局面で大きく落ち込みつつ、期間を通じて概ねマイナスで推移しているのに対し、供給ショックで説明されるインフレ率は、需要ショックで説明されるインフレ率の振幅を打ち消す（したがって、景気循環に対応した産出量の振幅をより大きくする）方向で大きく変動している。これは、バブル崩壊期の景気後退局面で観察された安定的なインフレ率の推移の背後で、負の需要ショックと負の供給ショックの影響が併存していたこと、この時期のインフレ率の変動要因を理解するうえで、供給要因、いいかえれば、産出量変動に対して長期的な影響を与える要因の中身をさらに掘り下げて分析することが重要であることを示している。

第2に、需要ショックで説明されるインフレ率は、1970年以降の景気後退局面で軒並み5%以上下落しているのに対し、景気拡大局面では、その後の後退局面における低下幅の絶対値を下回る上昇にとどまっている。他方、供給ショックで説明されるインフレ率は、バブル崩壊期までは2度のオイル・ショック期を除くとインフレ率変動に対する寄与率が小さい。この結果は、第1次オイル・ショック以降のディスインフレ傾向が、景気拡大局面での需要面のインフレ率上昇よりも、後退局面での下落の方が大きいことで説明されることを示している。

第3に、分析結果の頑健性について、利用する物価変数、VARのラグ次数、識別制約に用いる需要ショックの産出量変動に対する長期弾性値の値を変更しても、景気循環との整合性や、ピーク・ボトムの時期等、要因分解の定性的結果は変化しない。ただし、長期弾性値の大きさに関する仮定によって、定量的には要因分解の結果が変化する点には、注意が必要である。また、部門別のショックによって生じるインフレ率の変動は、これを引き起こすショックが産出量変動に与える影響が一時的であることを反映して、主に需要ショックで説明されるインフレ率に吸収されて

いるとみられる。

本稿の分析結果は、AD-ASモデルに依拠した2変数モデルというシンプルなアプローチでも、1970年以降の日本の物価変動をかなりの程度説得的に説明できることを示している。しかしながら、分析結果の定量的観点をより重視したり、ショックに対する政策対応のあり方をより具体的に検討する場合、2変数という極めて小規模なモデルによるショックの識別には指摘したような限界もある。こうした論点に対応するためには、多様なショックの源泉をよりの確に捉えられるよう、モデルを拡張する必要があると考えられる。

補論 1 . 構造型VAR分析の概要

経済構造の背後にあるショックの識別を巡る実証分析上の取組みには、大別して、伝統的な計量経済モデルを利用するアプローチと、先験的には経済構造モデルを仮定しないVARモデルを利用するアプローチの2つが存在する。

このうち前者のアプローチでは、経済理論から推論される変数間の因果序列やラグ構造を仮定して構造パラメータを推定し、ショックが内生変数の変動に与える影響を評価するとの手続きが取られる。

これに対し、Sims [1980a] は、「分析者が、適切な先験的理論情報を持たないまま、モデルに信じがたい識別制約 (incredible identification) を課している」とこのアプローチを批判したうえで、代替的手法として、先験的な識別制約を一切用いない誘導形VARを推定し、インパルス応答分析や分散分解 (これらは、「イノベーション計算 (innovation accounting) 」と呼ばれる) を利用して上記の課題に取り組むアプローチを提案した。

もっとも、イノベーション計算を行う際にも、一般には、なにがしかの先験的な識別制約が必要になる。Sims [1980a] は、ある変数が同時点の他の変数に影響を与える過程に順序 (order) が存在するとの先験的な識別制約を利用した。しかし、この手法は、再帰的 (recursive) な経済構造を暗黙に仮定しているため、「こうした識別は、経済理論から導かれた事前的制約が無い限り検定することのできない先決性の仮定のもとでしか、正当化されない」(Cooley and Reloy [1985]) との反批判を受けることとなった³⁷。

こうした批判を克服するため、Bernanke [1986] や Sims [1986] は、変数間の因果序列やラグ構造についての恣意性を排除したVAR分析の利点をなるべく活かしつつも、経済理論に即した (緩い、かつ最小限の) 識別制約を利用するとの折衷的な手法を開発した。これが構造型VAR分析と呼ばれる手法である。

当初の研究では、識別制約として、変数間の同時点の関係が専ら利用されてきたが、最近では、変数間の長期的関係を識別制約として利用するケースも多くみられ、金融政策の効果を議論するための実証分析ツールとして、多用されている。以下では、その概要を、構造型VARと構造型VMA、動学的同時方程式、誘導形VARの相互関係、識別、推定方法、の3つの視点から整理する。

(1) 構造型VARと構造型VMA、誘導形VAR、動学的同時方程式の関係

議論の出発点となるのは、(A-1)、(A-2)式で表される構造型VMAである³⁸。本文2節(1)でも説明したとおり、構造型VMAは、内生変数の変動を、無限の過去か

37 70年代の伝統的計量経済モデル学派と、時系列分析学派の論争を整理した資料として、日本銀行特別研究室 [1981] を、グレンジャーの因果性検定、イノベーション計算とそのマネタリズム仮説の検定への応用例につき、包括的に検討した文献として翁 [1985] を、構造型VAR分析を巡る論点をサーベイし、Sims [1986] の分析を日本に適用した例として岩淵 [1990] を、それぞれ参照。

38 本文同様、以下の議論では、簡単化のため定数項を省略する。

ら現在に至るまでに発生した外生的なショックの線形結合として説明するモデルで、外生的なショック（shock）が、経済構造を通じて内生変数の変動へと波及（propagate）するメカニズムを記述するのに適している。

$$\Delta y_t = \theta_{yS}(L)\varepsilon_t^S + \theta_{yD}(L)\varepsilon_t^D \quad (\text{A-1})$$

$$\Delta p_t = \theta_{pS}(L)\varepsilon_t^S + \theta_{pD}(L)\varepsilon_t^D \quad (\text{A-2})$$

これらをまとめて行列表記すると、(A-3)式となる。

$$X_t = \begin{pmatrix} \theta_{yS}(L) & \theta_{yD}(L) \\ \theta_{pS}(L) & \theta_{pD}(L) \end{pmatrix} v_t = \Theta(L) v_t \quad (\text{A-3})$$

ただし、

$$\begin{aligned} X_t &= (\Delta y_t, \Delta p_t)' \\ v_t &= (\varepsilon_t^S, \varepsilon_t^D)' \\ \text{Var}(v_t) &= \begin{pmatrix} \sigma_S^2 & 0 \\ 0 & \sigma_D^2 \end{pmatrix} = \Omega \\ \text{Cov}(v_t, v_{t-s}) &= \Omega, (s=0, \forall t) \\ &= 0, (s \neq 0, \forall t) \end{aligned}$$

表記は本文と全く同じであるが、改めて説明すると、 y_t 、 p_t はそれぞれ t 期の産出量、物価（いずれも対数値）、 Δy_t 、 Δp_t はそれぞれの前期差³⁹、 ε_t^S 、 ε_t^D は、それぞれ t 期の供給、需要面への外生的なショックを示す誤差項を示す。、 ε_t^S 、 ε_t^D は、それぞれ平均ゼロ、分散 σ_S^2 、 σ_D^2 で系列相関がなく、相互にも無相関であることが仮定される。

$\theta_{yS}(L)$ 、 $\theta_{yD}(L)$ 、 $\theta_{pS}(L)$ 、 $\theta_{pD}(L)$ は、それぞれラグ演算子の多項式関数で、例えば、 $\theta_{pD}(L)\varepsilon_t^D$ を展開すると、(A-4)式が得られる（他も同様）⁴⁰。

$$\theta_{yD}(L)\varepsilon_t^D = \sum_{i=0}^{\infty} \theta_{yD,i} L^i \varepsilon_t^D = \theta_{yD,0}\varepsilon_t^D + \theta_{yD,1}\varepsilon_{t-1}^D + \dots + \theta_{yD,n}\varepsilon_{t-n}^D + \dots \quad (\text{A-4})$$

39 いずれも対数差分値なので、近似的に前期比変化率となる。

40 すなわち、(A-1) (A-2) 式は、本文(3) (4)式をラグ演算子の多項式関数を利用して書き直したものである。

ここで、構造型VMAの係数構造が時間を通じて不変である場合、(A-4)式の ε_{t-n}^D にかかる係数 $\theta_{yD,n}$ は、今期の1単位の需要ショックが、 n 期先の産出量を何単位変動させるかを示しており、「需要ショックに対する産出量の n 期先のインパルス応答関数」と呼ばれる。なお、 $\theta_{yD}(1)$ は、 $\theta_{yD,0} + \theta_{yD,1} + \dots + \theta_{yD,n} + \dots$ との関係、すなわち、1単位の需要ショックに対し、産出量が「長期的に」何単位変動するかを示している。したがって、需要ショックにより、物価が長期的に1%変動したとき、産出量が長期的に何%変動するかを示す長期弾性値 γ_{yD} は、(A-5)式、供給ショックに対する物価変動の長期弾性値 γ_{pS} は、(A-6)式でそれぞれ定義される。

$$\gamma_{yD} = \theta_{yD}(1) / \theta_{pD}(1) \quad (\text{A-5})$$

$$\gamma_{pS} = \theta_{pS}(1) / \theta_{yS}(1) \quad (\text{A-6})$$

次に、構造型VMAと構造型VARの関係を整理する。 $\Theta(L)$ に逆行列が存在する(反転可能性の条件が満たされる)場合⁴¹、(A-3)式は(A-7)式の構造型VARに変換できる。

$$\alpha(L)X_t = v_t \quad (\text{A-7})$$

ただし、

$$\begin{aligned} \alpha(L) &= \sum_{i=0}^{\infty} \alpha_i L^i = \alpha_0 - \alpha_1 L - \alpha_2 L^2 - \dots - \alpha_n L^n - \dots \\ &= \begin{pmatrix} \alpha_{yS}(L) & \alpha_{yD}(L) \\ \alpha_{pS}(L) & \alpha_{pD}(L) \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \sum_{i=0}^{\infty} \alpha_{ys,i} L^i & \sum_{i=0}^{\infty} \alpha_{yD,i} L^i \\ \sum_{i=0}^{\infty} \alpha_{pS,i} L^i & \sum_{i=0}^{\infty} \alpha_{pD,i} L^i \end{pmatrix} = \Theta(L)^{-1} \end{aligned} \quad (\text{A-8})$$

$$\Theta(L)^{-1} = \frac{1}{|D|} \begin{pmatrix} \theta_{pD}(L) & -\theta_{yD}(L) \\ -\theta_{pS}(L) & \theta_{yS}(L) \end{pmatrix} \quad (\text{A-9})$$

$$|D| = \theta_{pD}(L) \cdot \theta_{yS}(L) - \theta_{yD}(L) \cdot \theta_{pS}(L)$$

41 反転可能性の一般的条件は、 $\Theta(z)$ の全ての根が単位円の外側にあることと、 $\Theta(1)$ の階数が最大(full rank)であることである。すなわち、2変数モデルの場合、内生変数の間には共和分関係が存在しないことが反転可能性の条件となっている。

ここで、 α_n は n 期前の内生変数ベクトル X_{t-n} にかかる 2×2 の係数行列である。これを利用すると、(A-7)式は、(A-10)式のように表すことができる。

$$\alpha_0 X_t = \alpha_1 X_{t-1} + \alpha_2 X_{t-2} + \dots + \alpha_n X_n + \dots + v_t \quad (\text{A-10})$$

(A-7) (A-10)式は、ラグ次数が無限の構造型VARで、 α_0 の逆行列を用いて、(A-11)式の誘導形VARに変換することができる。

$$X_t = \beta_1 X_{t-1} + \beta_2 X_{t-2} + \dots + e_t \quad (\text{A-11})$$

構造型VARと誘導形VARの間には、(A-12)~(A-15)式の関係が成立している。

$$\beta_n = \begin{cases} I & (n=0) \\ \alpha_0^{-1} \alpha_n & (n>1) \end{cases} \quad (\text{A-12})$$

$$e_t = \alpha_0^{-1} v_t \quad (\text{A-13})$$

$$\text{Var}(e_t) = \Sigma_e = \alpha_0^{-1} \Omega (\alpha_0^{-1})' \quad (\text{A-14})$$

$$\text{Cov}(e_t, e_{t-s}) \neq 0, (\forall s) \quad (\text{A-15})$$

ラグ次数が有限の次数で切断可能な場合、構造型VARは動学的同時方程式と同値である。以上の議論をまとめると、構造型VARと構造型VMA、動学的同時方程式、誘導形VARは、一定の条件のもと、相互に変換して解釈できる。

(2) 構造型VARの識別

次に、構造型VARの識別について説明する。構造型VARのパラメータが識別可能である場合には、後述する適宜の推定方法を用いて、各構造パラメータの一致推定量を得ることができる。一般に、 n 変数の誘導形VARには、係数に kn^2 個、残差の共分散行列に $n(n+1)/2$ 個のパラメータが存在する。他方、構造型VARには、係数に $(k+1)n^2$ 個、残差の共分散行列に $n(n+1)/2$ 個のパラメータが存在する。したがって、構造型VARを識別するには、 n^2 個の識別制約が別途必要になる。

識別制約の与え方は任意であるが、ここではKing and Watson [1997] にならって、(A-10)式を今期の内生変数の変動を記述する式に基準化するよう、 α_0 の対角要素を1に制約する⁴²。これにより、まず n 個の制約が加わる。次に、ショックは相互に

42 これに対し、Blanchard and Quah [1989] は、 α_0 の対角要素を1に基準化するかわりに、構造残差の共分散行列の対角要素を1に基準化すると制約を用いる（加えて、非対角要素をゼロと仮定するので、結局、 Ω を単位行列と仮定することと等しい）。もっとも、いずれを用いるかは、何をスケール変数として使うかを規定するに過ぎないので、本質的に重要ではない。

無相関との仮定より、 $n(n-1)/2$ 個の制約が加わる。この結果、必要な制約の数は残り $n(n-1)/2$ 個、本稿の $n=2$ のケースでは、1個になる。

多くの構造型VAR分析では、(A-10)式の同時点ないし長期的な係数構造に対する識別制約を加える。この点を、われわれが扱うモデルを例にとって説明するため、再度 $n=2$ のケースに戻る。

(A-10)式をおのおのの要素を用いて展開すると、(A-16) (A-17)式を得る(なお、これらは本文の(1) (2)式と同一である)

$$\Delta y_t = \phi_{yD,0} \Delta p_t + \sum_{j=1}^k \phi_{yS,j} \Delta y_{t-j} + \sum_{j=1}^k \phi_{yD,j} \Delta p_{t-j} + \varepsilon_t^S \quad (\text{A-16})$$

$$\Delta p_t = \phi_{pS,0} \Delta y_t + \sum_{j=1}^k \phi_{pS,j} \Delta y_{t-j} + \sum_{j=1}^k \phi_{pD,j} \Delta p_{t-j} + \varepsilon_t^D \quad (\text{A-17})$$

ただし、

$$\phi_{yS,j} = \alpha_{yS,j} / \alpha_{yS,0}$$

$$\phi_{yD,j} = \alpha_{yD,j} / \alpha_{yS,0}$$

$$\phi_{pS,j} = \alpha_{pS,j} / \alpha_{pD,0}$$

$$\phi_{pD,j} = \alpha_{pD,j} / \alpha_{pD,0}$$

同時点制約とは、(A-16)式の $\phi_{yD,0}$ が、(A-17)式の $\phi_{pS,0}$ に制約を加えることを意味している。例えば、 $\phi_{yD,0}$ をゼロに制約する場合、需要ショック ε^D は、同時点では産出量に影響を与えないことが識別制約として仮定される。これに対し、長期制約とは、(A-5)式の γ_{yD} が、(A-6)式の γ_{pS} に制約を加えることを意味している。例えば、 γ_{yD} をゼロに制約する場合、需要ショック ε^D は、長期的には産出量に影響を及ぼさないことが識別制約として仮定される。なお、 γ_{yD} 、 γ_{pS} は、(A-8) (A-16) (A-17)式の表記を用いて、それぞれ (A-18) (A-19)式のように表せる⁴³。

$$\gamma_{yD} = \theta_{yD}(1)/\theta_{pD}(1) = -\alpha_{yD}(1)/\alpha_{yS}(1) = \left(\sum_{j=0}^k \phi_{yD,j} \right) / \left(1 - \sum_{j=1}^k \phi_{yS,j} \right) \quad (\text{A-18})$$

43 ラグ演算子と (A-16) (A-17)式の表記を用いると、(A-7)式は下記のように行列表示できる。

$$\begin{pmatrix} 1 - \sum_{j=1}^k \phi_{yS,j} L^j & - \left(\sum_{j=0}^k \phi_{yD,j} L^j \right) \\ - \left(\sum_{j=0}^k \phi_{pS,j} L^j \right) & 1 - \sum_{j=1}^k \phi_{pD,j} L^j \end{pmatrix} X_t = v_t$$

これと、(A-8) (A-9)式の関係を用いると、(A-18) (A-19)式が導出できる。なお、(A-18) (A-19)式は、それぞれ本文の(5) (6)式と同一である。

$$\gamma_{pS} = \theta_{pS}(1)/\theta_{yS}(1) = -\alpha_{pS}(1)/\alpha_{pD}(1) = \left(\sum_{j=0}^k \phi_{pS,j} \right) / \left(1 - \sum_{j=1}^k \phi_{pD,j} \right) \quad (\text{A-19})$$

(3) 構造型VARの推定

先に述べたとおり、ラグ次数が無限の構造型VARが、近似的に有限のラグ次数で切断可能な場合、構造型VARは動学的同時方程式と同値になる。したがって、構造型VARの推定上の課題は、同時方程式の推定をいかに行うかに帰着する⁴⁴。

この点、構造型VAR分析の先行研究の1つであるBlanchard and Quah [1989] は、間接最小自乗法を利用している。この手法では、(A-11) 式の誘導形VARを最小自乗法で推定し、推定された誘導形残差の共分散行列と与えられた制約条件を用いて、(A-14) 式を α_0 の各要素について解き、最後に(A-12)、(A-13) 式の関係を利用して構造型VARと構造型残差を識別する。間接最小自乗法を用いると、推定自体が非常に簡便である反面、 n 変数の場合、(A-14) 式は n^2 元2次連立方程式となり、 α_0 に対して解くことが煩雑なほか、 α_0 の各要素の符号が一意に定まらないので、理論仮説からみて妥当と思われる符号の組み合わせを分析者が選択しなければならないとの難点がある⁴⁵。

これに対し、Shapiro and Watson [1988]、King and Watson [1997] は、操作変数法を利用して構造型VARと構造型残差を直接識別する手法を提案している。以下、表記はやや複雑になるが、 γ_{yD} を識別制約に利用するケースを例にとり、King and Watson [1997] の推定手続きを説明する。

まず、(A-8) 式の関係を利用し、(A-16) 式を、(A-20) 式のように書き直す。

$$\Delta y_t = -\alpha_{yD}(1)\Delta p_t + \varphi_{yD}(L)\Delta^2 p_t + (1-\alpha_{yS}(1))\Delta y_{t-1} + \zeta_{yS}(L)\Delta^2 y_t + \varepsilon_t^S \quad (\text{A-20})$$

ただし、

$$\varphi_{yD}(L) = - \frac{(\alpha_{yD}(L) - \alpha_{yD}(1))}{1-L}$$

$$\zeta_{yS}(L) = 1 - \frac{\alpha_{yS}(L) - \alpha_{yS}(1)L}{1-L}$$

次に、(A-18) 式を書き直し、(A-21) 式を得る。

$$\gamma_{yD} - (1 - \alpha_{yS}(1))\gamma_{yD} = -\alpha_{yD}(1) \quad (\text{A-21})$$

44 したがって、全ての推定方法はGMMの特殊型として捉えられる。Watson [1994] 等を参照。

45 間接最小自乗法による構造型VAR分析の手続きを解説した文献として、Enders [1995] を参照。

(A-21)式の左辺を、(A-20)式の右辺第1項に代入して整理すると、(A-22)式が得られる。

$$\Delta y_t - \gamma_{yD} \Delta p_t = (1 - \alpha_{yS}(1))(\Delta y_{t-1} - \gamma_{yD} \Delta p_t) + \varphi_{yD}(L) \Delta^2 p_t + \xi_{yS}(L) \Delta^2 y_t + \varepsilon_t^S \quad (\text{A-22})$$

(A-22)式は $\Delta y_t - \gamma_{yD} \Delta p_t$ を被説明変数、 $\Delta y_{t-1} - \gamma_{yD} \Delta p_t$ 、 $\Delta^2 p_t$ 、 $\Delta^2 p_{t-1}$ 、 \dots 、 $\Delta^2 p_{t-k+1}$ 、 $\Delta^2 y_{t-1}$ 、 $\Delta^2 y_{t-2}$ 、 \dots 、 $\Delta^2 y_{t-k+1}$ を説明変数 Δp_{t-1} 、 Δp_{t-2} 、 \dots 、 Δp_{t-k} 、 Δy_{t-1} 、 Δy_{t-2} 、 \dots 、 Δy_{t-k} を操作変数として、操作変数法で推定できる。他方、(A-17)式の推定は、説明変数に含まれる Δy_t が ε_t^D と相関を持つため、 ε_t^S と ε_t^D が無相関との仮定を利用し、 Δy_t の操作変数として、(A-22)式で推定された $\hat{\varepsilon}_t^S$ を用いる。これにより(A-17)式は Δp_{t-1} 、 Δp_{t-2} 、 \dots 、 Δp_{t-k} 、 Δy_t 、 Δy_{t-1} 、 Δy_{t-2} 、 \dots 、 Δy_{t-k} を説明変数 Δp_{t-1} 、 Δp_{t-2} 、 \dots 、 Δp_{t-k} 、 $\hat{\varepsilon}_t^S$ 、 Δy_{t-1} 、 Δy_{t-2} 、 \dots 、 Δy_{t-k} を操作変数として、操作変数法で推定できる。本稿では、この手法を用いて構造型VARの推定を行っている。

補論2．分散分解による産出量変動の寄与率について

冒頭にも触れたとおり、構造型VARの多くの先行研究は、景気循環における需要ショックの相対的重要性を確かめるとの問題意識に沿って、分散分解を用いて需要ショックの短期的な産出量変動に対する寄与率を計算している。

こうした問題意識に基づいて行われた先行研究の結果を整理した表9をみると、需要ショックの短期的な産出量変動に対する寄与率は、米国では1年先で3割強～5割弱というのが一般的であるが、日本ではそれが1割弱と非常に小さい。本稿でも、1年先で19.9%との米国比小さめの結果が報告されている（表5）。両国の結果がこうした際を生む理由は、必ずしも定かではないが、2つの仮説が考えられる。

第1は、価格（賃金）の伸縮性の相違である。Taylor [1989] は、日本の名目賃金が米国に比べ伸縮的であるため、需要ショックが産出量変動に与える影響が小さいとの仮説を示している。これを支持する見解として、西村・照山 [1990] 批判的な見解として、吉川 [2000] を参照されたい。

第2は、内生的政策反応のパターンの相違である。米国のオイル・ショック時の産出量変動を構造型VARで分析したBernanke, Gertler and Watson [1997] は、供給能力の悪化そのものの効果より、ショックの影響に対して反応した内生的な（引締め）政策の効果がはるかに大きかったと指摘している。彼らの指摘が正しければ、供給ショックに対する産出量変動の相当程度が、需要面のシステムティックな変動で説明されることになり、供給ショックに対する政策反応が日米間で大きく異なる場合、経済構造いかにかわらず、両国間の分散分解の結果が大きく異なる可能性が出てくる。内生的政策反応の扱いについては、今後の課題としたい。

表9 分散分解（先行研究の産出量面の分析結果）

	月次ベース		四半期ベース				年ベース	
	Quah and Vahey [1995] Table1)	Shapiro and Watson [1988] Table 2)	Blanchard and Quah [1989] Table 2C)	Gali [1992] Table IV)	Keating and Nye [1999] Table 1)		西村・照山 [1992] 表3)	
対象国	英	米	米	米	日	米	日	米
変数	2変数(YP)	4変数	2変数(YU)	4変数	2変数(YU)		2変数(YP)	
1M	0.1	1Q 28.1	45.2	31	9	53	1Y 13.0	46.1
12M	0.5	4Q 28.3	38.9	(5Q)33	9	47	3Y 14.9	55.2
48M	0.1	8Q 19.5	19.6	-	6	20	5Y 14.9	55.3
120M	0.1	12Q 16.7	12.9	(10Q)28	-	-		
		20Q 12.5	-	17	-	-		
		36Q 7.8	(40Q)5.2	-	(40Q)3	(40Q)11		

備考：分散分解は、それぞれの変数の変動に対する需要ショックの寄与率を示す。単位は%。

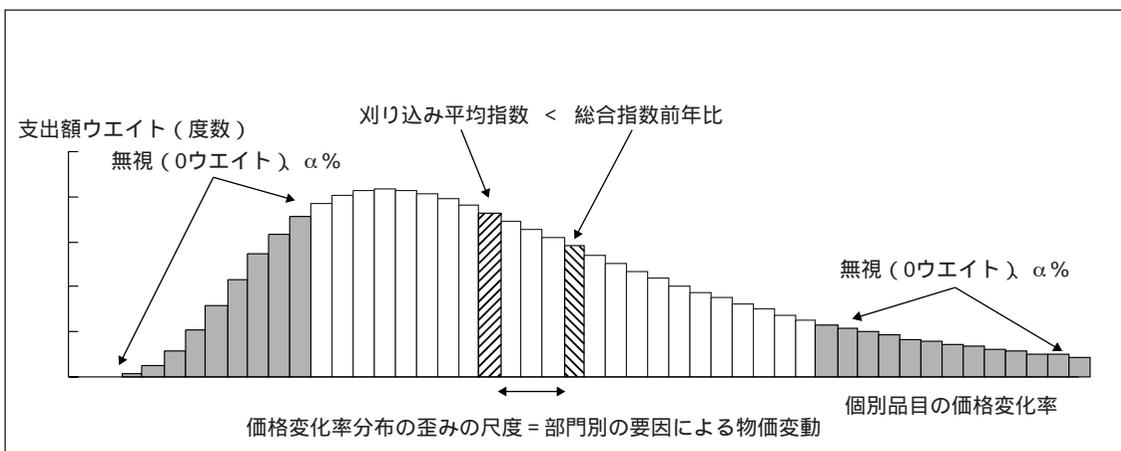
補論3 . 物価の刈り込み平均指数について

物価の刈り込み平均指数は、部門別の要因による物価指数の短期的変動を削減する目的で、図9のように価格変化率分布の両裾に存在する品目の一定割合を無視し、残った品目の価格変化率を加重平均して作成される。クロスセクションの相対価格変動情報に注目して物価指数の短期的変動を削減しようという考え方自体は、(相対価格変動が特に激しい)生鮮品目を除いた物価指数を作成するといった従来の手法と同じであるが、どの品目の相対価格変動が激しいかは先験的にはわからないため、每期每期控除する品目を変更することに特徴がある。この結果、一部の品目の大幅な相対価格変動によって価格変化率分布が歪む場合、総合指数前年比と刈り込み平均指数との間に乖離が生じ、歪みが大きいほど両者の乖離は大きくなる。

この乖離の変動に着目し、白塚 [1997] は、2度のオイル・ショックと2度の円高期(1985年のプラザ合意以降と1995年)の局面を比較し、第1次オイル・ショック期と1995年の局面では、それぞれ、インフレ・デフレ圧力がほぼ全部門に及んでいたのに対し、第2次オイル・ショック期とプラザ合意後の局面では、インフレ・デフレ圧力を受けた部門が限定されていたことを指摘している。また、三尾・肥後 [1999] は、この成分が個別品目に対する供給ショックで概ね説明できるとの考え方を示している⁴⁶。

こうした性質を前提に、本稿では刈り込み平均指数と総合指数前年比との乖離差で計算された価格変化率分布の歪みの尺度を、個別品目に対する供給ショック等、部門別の要因による物価変動を表す代理変数として利用している。なお、本稿では、分布の両裾の刈り込み率として、30%(片側15%)を利用している。

図9 物価の刈り込み平均指数の概要



46 この他、三尾 [2000] は、フィリップス曲線を推定するうえで、CPI総合指数で測ったインフレ率と刈り込み平均指数で測ったインフレ率の乖離が、輸入物価等従来広く利用されている指標と比べ、供給ショックの代理変数としてより望ましいことを示している。

参考文献

- 岩淵純一、「金融変数が実体変数に与える影響について - Structural VARモデルによる再検証」、『金融研究』第9巻第3号、日本銀行金融研究所、1990年
- 翁 邦雄、「Grangerの因果関係を用いた実証分析の再検討 - 通貨量と名目所得の「因果関係」を巡って」、『金融研究』第4巻第4号、日本銀行金融研究所、1985年
- 、「金融政策目標と中央銀行」、『金融研究』第14巻第3号、日本銀行金融研究所、1995年
- ・白川方明・白塚重典、「資産価格バブルと金融政策：1980年代後半の日本の経験とその教訓」、『金融研究』第19巻第4号、日本銀行金融研究所、2000年
- 釜 国雄、「AD/AS による景気変動の分析」、『創価経済論集』第19巻第4号、創価大学、1990年
- 北坂真一、「日本経済における構造変化と景気変動 - Strucural VAR Modelによる分析」、*The Economic Studies Quarterly*, 44(2), 1993年
- 経済企画庁（現内閣府）『経済白書（平成10年度版）』、経済企画庁（現内閣府）、1998年
- 香西 泰・伊藤 修・有岡律子、「バブル期の金融政策とその反省」、『金融研究』第19巻第4号、日本銀行金融研究所、2000年
- 小宮隆太郎、「昭和48、9年のインフレーションの原因」、『経済学論集』42(1), 1976年
- 白塚重典、「物価の基調的な変動を捕捉するための指数の構築とその含意」、『金融研究』第16巻第3号、日本銀行金融研究所、1997年
- 西村清彦・照山博司、「価格と数量 - 日本と米国の100年 -」、吉川洋・岡崎哲二編、『経済理論への歴史的パースペクティブ』、第5章、東京大学出版会、1990年
- 日本銀行特別研究室、「パネル・ディスカッション：実証分析の方法 - 計量経済分析と時系列分析」、『金融研究資料』第6号、日本銀行特別研究室、1981年
- 日本銀行調査統計局、「わが国の物価動向 - 90年代の経験を中心に」、『日本銀行調査月報』、2000年10月号、2000年
- 三尾仁志、「基調的なインフレ率とフィリップス曲線」、『金融研究』第19巻第2号、日本銀行金融研究所、2000年
- ・肥後雅博、「刈り込み平均指数を利用した基調的物価変動の分析」、『金融研究』第18巻第1号、日本銀行金融研究所、1999年
- 蓑谷千鳳彦、『計量経済学』、多賀出版、1997年
- 吉川 洋、『現代マクロ経済学』、創文社、2000年
- Ball, Laurence, and N. Gregory Mankiw, "Relative-Price Changes as Aggregate Supply Shocks," *Quarterly Journal of Economics*, 110 (1), 1995, pp. 161-93.
- Bergman, Michael, "International Evidence on the Sources of Macroeconomic Fluctuations," *European Economic Review*, 40, 1996, pp. 1237-1258.
- Bernanke, Ben S., "Alternative Explanations of Money-Income Correlation," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 25, 1986, pp. 291-320.
- 、Mark Gertler and Mark Watson, "Systematic Monetary Policy and the Effects of Oil Price Shocks," *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 1997, pp. 91-157.

- Blanchard, Oliver, *Macroeconomics*, Prentice-Hall, 1997.
- , and Stanley Fischer, *Lectures on Macroeconomics*, MIT Press, 1989.
- , and Danny Quah, "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances," *American Economic Review*, 79, 1989, pp. 655-673.
- Bryan Michael F., and Stephen G. Cecchetti, "Measuring Core Inflation," in N.G. Mankiw eds. *Monetary Policy*, University of Chicago Press, 1994, pp. 195-215.
- Bruno, Michael, and Jeffrey D. Sachs, *Economics of Worldwide Stagflation*, Harvard University Press, 1985.
- Bullard, James, "Testing the Long-Run Monetary Neutrality Propositions: Lessons from the Recent Research," *Review*, Federal Reserve Bank of St.Louis, 1999, pp. 57-77.
- , and John W. Keating, "The Long-Run Relationship between Inflation and Output in Postwar Economies," *Journal of Monetary Economics*, 36, 1995, pp. 477-496.
- Cooley, Thomas F., and Stephen F. Leroy, "Atheoretical Macroeconometrics: A Critique," *Journal of Monetary Economics*, 16, 1985, pp. 283-308.
- Enders, Walter, *Applied Econometric Time Series*, John Wiley & Sons, INC., 1995.
- Faust, Jon, and Eric M. Leeper, "When Do Long-Run Identifying Restrictions Give Reliable Results?," *Journal of Business and Economic Statistics*, 15, 1997, pp.345-353.
- Gali, Jordi, "How Well Does the IS-LM Model Fit Postwar U.S. Data?," *Quarterly Journal of Economics*, 107, 1992, pp. 709-38.
- Gartner, Christine, and Gert D. Wehinger, "Core Inflation in Selected European Union Countries," Oestreichische Nationalbank Working Paper Series, No. 33, 1998.
- Hutchison, Michael M., "Asset Price Fluctuations in Japan: What Role for Monetary Policy?," *Monetary and Economic Studies*, 12 (2), Institute for Monetary and Economic Studies, Bank of Japan, 1994, pp. 61-83.
- Keating, John W., and John V. Nye, "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances in the G7 Countries," *Journal of Macroeconomics*, 21, 1999, pp. 263-287.
- King, Robert G., and Mark W. Watson, "Testing Long-Run Neutrality," *Economic Quarterly*, Federal Reserve Bank of Richmond, 83/3, 1997, pp. 69-101.
- Miyao, Ryuzo, "The Effects of Monetary Policy in Japan," mimeo, Kobe University, 2000 (Forthcoming in *Journal of Money, Credit, and Banking*).
- Monetary Authority of Singapore Domestic Economy Division, "Measures of Core Inflation for Singapore," MAS Occasional Paper, No. 10, 1998.
- Oh, Junggun, "How Useful is an Underlying Inflation Rate for Inflation Targeting?," *Economic Papers*, Vol.2 (2), Bank of Korea, 2000.
- Quah, Danny, and Shaun P. Vahey, "Measuring Core Inflation," *Economic Journal*, 105, 1995, pp. 1130-1144.
- Shapiro, Matthew D., and Mark W. Watson, "Sources of Business Cycle Fluctuations," *NBER Macroeconomics Annual*, 1988, pp. 111-156.

- Sims, Christopher A., "Macroeconomics and Reality," *Econometrica*, 48 (1), 1980a, pp. 1-48.
- , "Comparison of Interwar and Postwar Business Cycles: Monetarism Reconsidered," *American Economic Review*, 70 (2), 1980b, pp. 250-257.
- , "Are Forecasting Models Usable for Policy Analysis?," *Quarterly Economic Review*, Federal Reserve Bank of Minneapolis, Winter 1986, pp. 2-16.
- Taylor, John B., "Differences in Economic Fluctuations in Japan and the U.S. : the Role of Nominal Rigidities," *Journal of Japanese and International Economies*, 1989.
- Watson, Mark W., "Vector Autoregressions and Cointegration," in Robert. F. Engle and D. L. McFadden eds., *Handbook of Econometrics*, Vol.VI, Chapter 47, Elsevier Science B.V., 1994, pp. 2844-2915.
- Weber, Axel A., "Testing Long-Run Neutrality: Empirical Evidence for G7-countries with special emphasis on Germany," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 41, 1994, pp. 67-117.
- West, Kenneth D., "An Aggregate Demand and Aggregate Supply Analysis of Japanese Monetary Policy, 1973-1990," in Kenneth J. Singleton eds., *Japanese Monetary Policy*, Conference Volume Sponsored by NBER, University of Chicago Press, 1993, pp. 161-188.

