デフレーションの要因分析*1

大西　茂樹*2

要　約

デフレーションに関して様々な議論が行われているが，現在のデフレがなぜ生じているのかについては，未だ議論が行われており，明確なコンセンサスはない。

本稿では，VAR モデルを用い，デフレがどのような要因から起こっているのかの実証分析を行う。本稿の構成は，まずⅡ節で現在のデフレに対する議論を検証する。Ⅲ節では，物価を中心としてマクロ経済を表す VAR モデルを構築した上で，デフレの要因を分析する。Ⅳ節では，近年デフレの原因として議論されている中国からの輸入，技術革新，地価の３点について，物価に対しどのような影響を及ぼしているのかを検証する。Ⅴ節は，デフレの要因についてのまとめである。最後にⅥ節では，分析結果によりマネーサプライの増加が必要であることを確認したうえで，マネーサプライを増やすためには，マネタリーベースの拡大が有効であることを示す。

Ⅲ節の分析の結果，①GDP デフレーターに対してはコールレート，マネーサプライ，失業率が大きな影響を及ぼすことが確認された。②消費者物価に対しては，コールレート，マネーサプライが大きな影響を及ぼしていることが分かった。③国内卸売物価に対してはマネーサプライ，輸入価格が影響を及ぼすことが確認された。

Ⅳ節の分析の結果，①中国からの安価な輸入品の増加が物価に与える影響は限定的なものであることが示された。②技術革新が物価に与える影響は確認できなかった。③地価が物価に与える影響は大きいことが確認された。またⅣ節で行った分析の全てで，マネーサプライ及び失業率が物価に影響を及ぼしていることが確認された。

Ⅵ節では，マネタリーベースを増加する金融緩和政策を行うことで，マネーサプライを増加させ，物価を上昇させ，実質 GDP を増加させる効果が確認できた。また日銀が2002年より行なっているマネタリーベースの伸び率を30％前後とする金融緩和政策を，もっと早い段階に行っていた場合，マネーサプライが拡大され，デフレが概ね解消され，実質のマイナス成長も回避されていた可能性があることが検証された。

＊１　本稿の作成にあたり，本特集の「はじめに」で述べたように，学習院大学の岩田規久男教授を座長とするアドバイザリー会合で有益なコメントをいただきました。また慶應義塾大学の金子隆教授から有益なコメントをいただきました。また平成14年10月14日に広島大学で開催された日本経済学会2002年度秋季大会において，名古屋大学の和合肇教授から有益なコメントをいただきました。ここに記して感謝いたします。ただし，残る誤りはすべて筆者の責任です。

＊２　財務省財務総合政策研究所研究員　shigeki.oonishi@mof.go.jp

Ⅰ．はじめに

デフレーションに関しては様々な議論が行われているが，デフレがなぜ生じているのかについての明確なコンセンサスはない。

本稿では，VAR（Vector Autoregression）モデルを用い，デフレがどのような要因から起こっているのかの実証分析を行う。本稿の構成は，まずⅡ節で現在のデフレに対する議論を検証する。Ⅲ節では，物価を中心としてマクロ経済を表すVARモデルを構築した上で，デフレの要因を分析する。Ⅳ節では，近年デフレの原因として議論されている中国からの輸入，技術革新，地価の３点について，物価に対しどのような影響を及ぼしているのかを検証する。Ⅴ節はデフレの要因についてのまとめである。最後にⅥ節では，分析結果によりマネーサプライの増加が必要であることを確認したうえで，マネーサプライを増加させるためには，マネタリーベースの拡大が有効であることを示す。

Ⅱ．デフレの要因に関する議論

デフレの要因としては様々な議論が行われているが，経済財政白書（2001）では，過去２年程度の物価下落の要因として，①安い輸入品の増加，IT等の技術革新，流通合理化等の供給面の構造要因，②景気の弱さからくる需要要因，③不良債権問題を背景に金融の仲介機能が低下し，マネーサプライが増加しないという金融要因の３つを挙げている。

日本銀行（2000）の「わが国の物価動向」では，物価動向に影響を及ぼした要因として，長期的には①日本銀行の物価安定維持に向けた政策スタンスへの信任の強さに基づくインフレ期待の変動，②マネーサプライの変動，③マクロの生産性の変動を挙げ，物価の循環的な変動については④需給ギャップや⑤輸入物価等のコスト要因があるとしている。また90年代の物価変動の特色として，基本的には需給ギャップの推移としたうえで，為替相場や原油価格の変動，技術革新，流通の合理化等を挙げている。

岩田（2001）では，現在のデフレは需要側の要因によるものであり，供給側の要因で起こっていることは相対価格の変化でありデフレを引き起こすものではない。また長期的には貨幣供給量が原因であるとしている。

日本での議論に限らず，物価決定の理論的な要因を代表的なマクロ経済学の教科書で見ると，例えば，ローマー（1998）では，インフレの要因として，供給面では①マイナスの技術的ショック，②労働供給の下方シフト，③上方に偏った相対費用ショックがあるとし，需要面では①貨幣残高の増加，②貨幣需要の下方シフト，③政府購入の増加を上げている。またとくに長期的な要因としてマネーサプライの膨張を挙げている。

また，ホール＝テーラー（1994）の教科書のインフレーションモデルでは，インフレは①GDPギャップ，②前年のインフレ率，③マネーサプライ増加率，④賃金上昇率，⑤外部からの価格ショックの５要素から決まるとしている。

Ⅲ．VARモデルによるデフレの要因分析

前節の検討から，物価は需要面でのマネーサプライ，金利，財政支出，供給面での輸入物価（特に中国からの輸入），生産性の変動，需給ギャップで説明できると考えられる。

Ⅲ節では上記要因のうち，財政支出，マネーサプライ，金利，輸入物価，需給ギャップを用いて，デフレの要因を分析するための標準的なVARモデルを構築した[1)]。具体的に使用する変数は，名目公的資本形成，コールレート，マネーサプライ（M２＋CD），輸入価格指数（円建て），物価についてはGDPデフレーター，消費者物価（除く生鮮食料品），国内卸売物価の３変数を使用し，GDPギャップについては様々な推計方法があるため，代理変数として完全失業率を用いた[2)]。以上を物価を中心とした日本経済を表す標準モデルとして分析を行った。コールレート，完全失業率以外の変数は全て対数変換したものを用い，推計には季節ダミー及び消費税ダミーを含めた。推計期間は1980年第１四半期から，2001年第４四半期としている。

Ⅲ－１．単位根検定

次に，VARモデルで用いる変数に対し，単位根検定としてADFテスト（augmented Dickey–Fuller test）を，トレンド項と定数項を含むもの，定数項のみ含むもの，いずれも含まないものの３通りの方法により行った。また検定のラグについては１次から４次のラグそれぞれについて実施した。表２によれば，マネーサプライ以外の各変数は１階の階差をとることにより単位根の存在が概ね棄却されていることが示されている（地価については後述）。マネーサプライの１階の階差については，ADFテストにおいて単位根の存在が棄却されない結果となっている。中澤・大西・原田（2002）では，マネーサプライの単位根検定に関して，マネーサプライの１階の階差を対象に，ドリフトの構造変化を考慮したADFテストの逐次検定を行い，90年第３四半期前後から定数項にダミー変数を入れることにより単位根の存在が棄却されることを検証している。そこで本稿においても，各変数ともに１階の階差をとることにより定常化を行い，VARモデルによる分析を行うこととする。

Ⅲ－２．ラグの選定

VARモデルのラグについては，SC基準（Schwarz information criterion）では，１次から７次のラグの中で３つの物価指数を入れたモデルのいずれも１次のラグが選択されている。AIC基準（Akaike information criterion）では，いずれも７次のラグが選択されている。本分析においては自由度を高めるために，SC基準に従い１次のラグとした。

Ⅲ－３．Grangerの因果性

図１～３はGrangerの因果関係が５％と10％の有意水準で成り立つ関係を示したものである。

GDPデフレーターとの関係では，名目公的資本形成と失業率はGDPデフレーターに対し相互にGrangerの意味での因果関係がある。またコールレートとマネーサプライはGDPデフ

１）上記要因のうち，中国からの輸入はデータが90年代以降となり，生産性の変動についてはデータの加工等が必要となるため，Ⅲ節の標準的なモデルには入れず，Ⅳ節で分析を行っている。なお，金利を入れているのは金融政策の効果をマネーサプライと金利の両方で検証するためである。

２）使用する変数の詳細は表１を参照

表１　分析に用いる変数一覧

Ⅲ節	財政政策変数	名目公的資本形成	93SNA，対数変換（内閣府）
	金融政策変数	マネーサプライ（M２＋CD）	金融経済統計月報，期中平均残高，対数変換（日銀）
		コールレート	金融経済統計月報，翌日物，1985年７月まで有担保，同年８月以降無担保，期中平均（日銀）
	輸入価格	輸入価格指数	外国貿易概況，円建て，1995年＝100，対数変換（財務省）
	物価	GDP デフレーター	93SNA，1995年基準，対数変換（内閣府）
		消費者物価指数	消費者物価指数月報，生鮮食品を除く総合，2000年＝100，対数変換（総務省）
		国内卸売物価指数	物価指数月報，1995年＝100，対数変換（日銀）
	GDP ギャップ	完全失業率	労働力調査（総務省）
Ⅳ節	中国からの輸入	輸入価格指数（中国）	外国貿易概況，90年基準と95年基準を95年平均で接続，対数変換（財務省）
		輸入数量指数（中国）	外国貿易概況，90年基準と95年基準を95年平均で接続，対数変換（財務省）
	技術革新	TFP	本文参照
	地価	全国市街地価格指数	市街地価格指数，全国平均，1990年＝100（日本不動産研究所）
	GDP ギャップ	GDP ギャップ	経済財政白書（内閣府）
Ⅵ節	金融政策変数	マネタリーベース	金融経済統計月報，準備率調整後，期中平均残高，対数変換（日銀）
	国内総生産	実質 GDP	93SNA，1995年基準，対数変換（内閣府）

レーターに対し因果関係がある。輸入価格については，GDP デフレーターから輸入価格に対し因果関係がある。以上をまとめると，名目公的資本形成，コールレート，M２＋CD，失業率が GDP デフレーターに対して因果性があるという結果となった。

消費者物価との関係では，GDP デフレーターと異なり，名目公的資本形成と失業率との相互の因果関係はなくなり，失業率から消費者物価への因果関係，消費者物価から名目公的資本形成への因果関係となる。またコールレートからの因果関係はなくなり，マネーサプライからの因果関係のみとなる。輸入価格については，GDP デフレーターとは反対に，輸入価格から消費者物価への因果関係がある。以上をまとめるとM２＋CD，輸入価格，失業率が消費者物価に対して因果性があるという結果となった。

国内卸売物価との関係は，名目公的資本形成と相互関係があるが，失業率については国内卸売物価から失業率への因果性となる。また輸入価格から国内卸売物価に因果性があり，国内卸売物価からマネーサプライへの因果性がある。以上をまとめると名目公的資本形成，輸入価格が国内卸売物価に対して因果性があるという結果となった。

Granger の因果性テストの結果をまとめると，財政政策は GDP デフレーター，国内卸売物価に対して Granger の意味での因果性があるが，消費者物価には因果性がない。金融政策は GDP デフレーター，消費者物価に対して因果性があ

表２　単位根検定

推計期間　：　1980年～2001年

【レベル】

変数	トレンド項＋定数項				定数項				なし			
	1	2	3	4	1	2	3	4	1	2	3	4
名目公的資本形成	−9.52***	−2.33	0.69	−1.55	−5.28***	−1.59	−1.10	−1.21	0.18	0.42	1.84	0.40
コールレート	−3.89**	−2.64	−2.58	−2.49	−3.35**	−1.98	−1.36	−1.03	−3.85***	−2.52**	−1.73*	−1.44
M２＋CD	−0.57	−1.12	−1.31	−1.94	−2.74*	−2.94**	−2.70*	−2.24	2.61	1.88	1.48	0.80
輸入価格	−2.07	−2.02	−2.27	−2.61	−1.57	−1.38	−1.40	−1.47	−1.42	−1.30	−1.17	−1.04
GDP デフレーター	−1.19	−0.68	1.65	0.84	−4.37***	−2.96**	−5.40***	−1.19	2.49	1.55	3.32	0.23
消費者物価	−1.11	0.00	−0.46	−0.05	−5.14***	−2.63*	−3.15**	−1.53	4.84	2.60	2.31	1.11
国内卸売物価	−2.04	−2.13	−2.40	−2.88	−0.92	−0.71	−0.64	−0.88	−2.32**	−1.97**	−1.64*	−1.44
完全失業率	−1.02	−0.26	0.35	−1.02	0.19	1.06	1.94	0.44	1.74	2.65	3.53	1.31
TFP	−	−	−	−	−	−	−	−	−	−	−	−
地価	−0.99	−0.94	−0.54	−0.42	−1.60	−1.57	−1.55	−1.51	−0.77	−0.75	−0.39	−0.36
マネタリーベース	−2.19	−1.06	−1.49	−2.33	0.24	0.32	0.45	0.11	5.19	8.97	4.27	2.52
実質 GDP	−5.77***	−1.99	1.71	−0.10	−1.96	−1.71	−4.64***	−2.23	1.04	2.52	10.14	1.46

【１次階差】

変数	トレンド項＋定数項				定数項				なし			
	1	2	3	4	1	2	3	4	1	2	3	4
名目公的資本形成	−23.60***	−30.52***	−3.11	−3.53**	−23.71***	−30.15***	−3.08**	−3.48**	−23.82***	−29.64***	−3.08***	−3.44***
コールレート	−6.21***	−4.55***	−4.30***	−3.55**	−6.17***	−4.61***	−4.40***	−3.67***	−5.90***	−4.49***	−4.31***	−3.68***
M２＋CD	−3.72**	−3.14	−2.09	−2.38	−2.49	−2.02	−1.30	−1.74	−1.50	−1.29	−1.07	−1.38
輸入価格	−5.39***	−4.22***	−3.44*	−4.21***	−5.40***	−4.24***	−3.45**	−4.17***	−5.25***	−4.09***	−3.32***	−3.91***
GDP デフレーター	−7.91***	−18.62***	−3.59**	−2.55	−6.96***	−11.99***	−3.06**	−1.93	−6.72***	−10.84***	−3.39***	−2.25**
消費者物価	−6.34***	−5.40***	−3.31*	−2.76	−5.58***	−4.16***	−2.97**	−2.21	−4.84***	−3.36***	−3.03***	−2.23**
国内卸売物価	−6.07***	−4.51***	−3.43*	−3.18*	−6.12***	−4.53***	−3.45**	−3.20**	−5.71***	−4.19***	−3.13***	−2.87***
完全失業率	−10.03***	−9.37***	−2.77	−3.00	−9.79***	−8.83***	−2.35	−2.50	−9.21***	−7.88***	−2.00**	−2.14
TFP	−35.35***	−33.13***	−6.03***	−4.24***	−35.52***	−32.44***	−5.84***	−4.07***	−35.65***	−31.89***	−5.70***	−3.97***
地価	−1.96	−2.59	−2.68	−2.47	−1.32	−1.60	−1.63	−1.53	−1.49	−1.71*	−1.74*	−1.66*
マネタリーベース	−11.63***	−4.58***	−2.39	−3.06	−11.69***	−4.61***	−2.42	−3.11**	−5.38***	−1.67	−0.31	−0.63
実質 GDP	−17.76***	−41.50***	−3.13	−2.36	−17.66***	−35.39***	−2.22	−1.48	−16.93***	−22.35***	−1.67	−1.31

（注）　***は１％，**は５％，*は10％の有意水準であることを示している

図1　GDP デフレーター

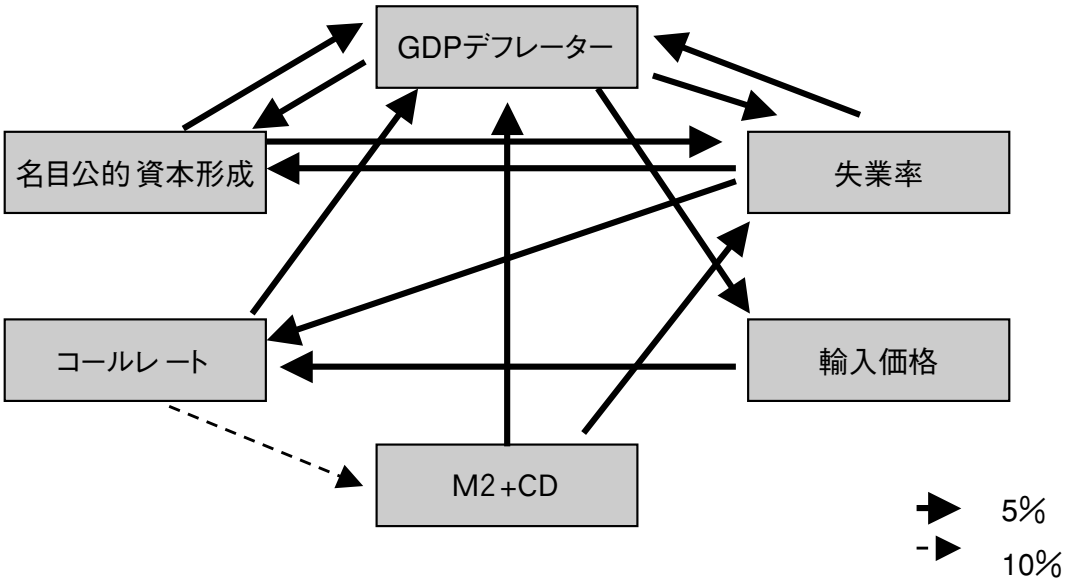


図2　消費者物価

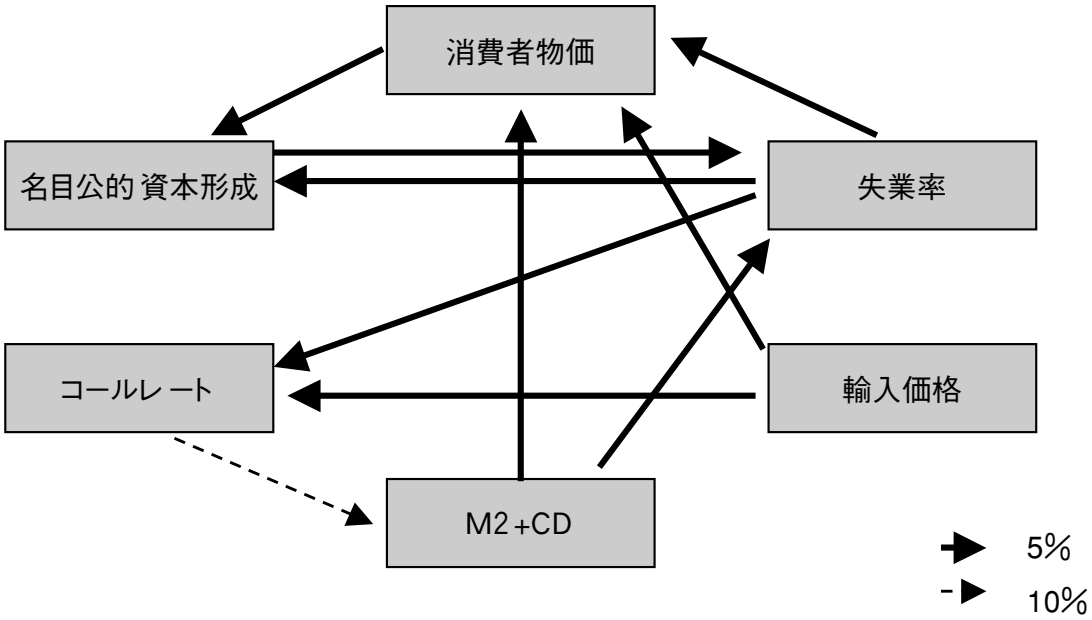
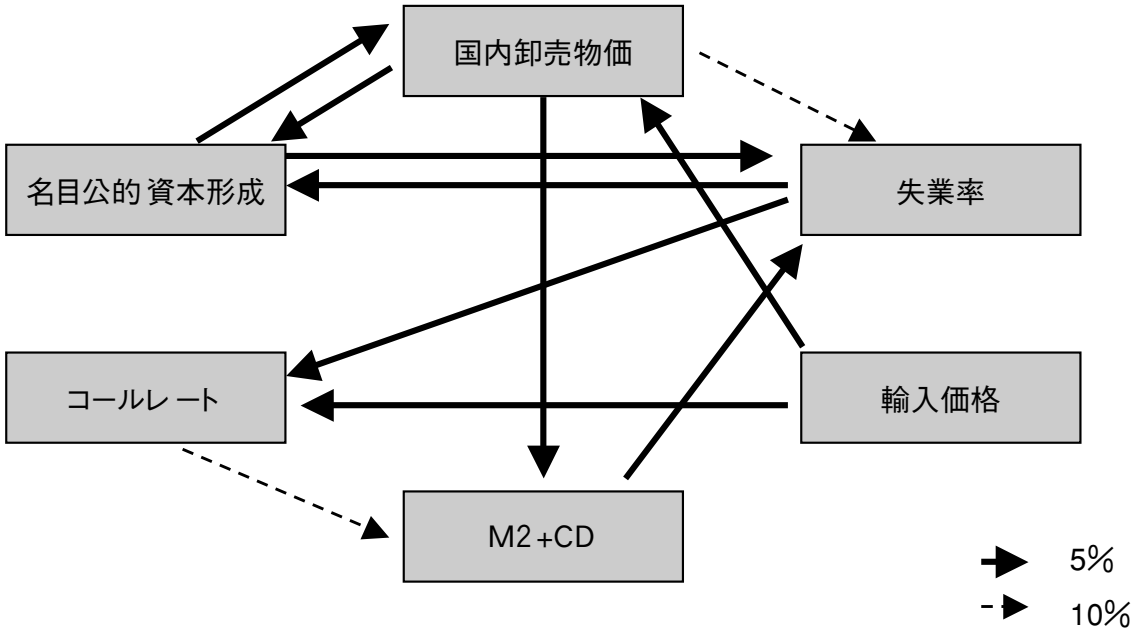


図３　国内卸売物価



るが，国内卸売物価に対しては因果性がないという結果となった。金融政策に関しては，国内卸売物価からマネーサプライへの因果性は奇妙であるが，国内卸売物価は先行性の高い指標であり，金融政策は国内卸売物価を参考に実施され，その効果がGDPデフレーター，消費者物価に影響を及ぼしているものと考えられる。この点に関して，岡崎（1999）は，1950年代後半以降1980年代末まで，日銀が公定歩合引き上げの必要性を判断するにあたって，ほぼ一貫して卸売物価を最優先の判断基準としてきたことを指摘しているが，これはGrangerの因果関係の分析結果と整合的なものである。また輸入価格は消費者物価，国内卸売物価に因果性があり，失業率はGDPデフレーター，消費者物価に対して因果性があるという結果となった。

Ⅲ－４．インパルス応答関数

ここではGDPデフレーター，消費者物価，国内卸売物価のそれぞれを用いたVARモデルのインパルス応答関数[3]を分析し，またそれぞれの変数の１％の変化(失業率については，１％の変化が大きいと考えられることから0.1%の変化とした）が物価に与える影響を検証する。またインパルス応答関数においては変数を置く順番が問題となるが，今回の分析においては，まず政策変数（財政政策，金融政策の順），次に市場で決まる輸入価格，それぞれの物価，最後に失業率とした[4]。

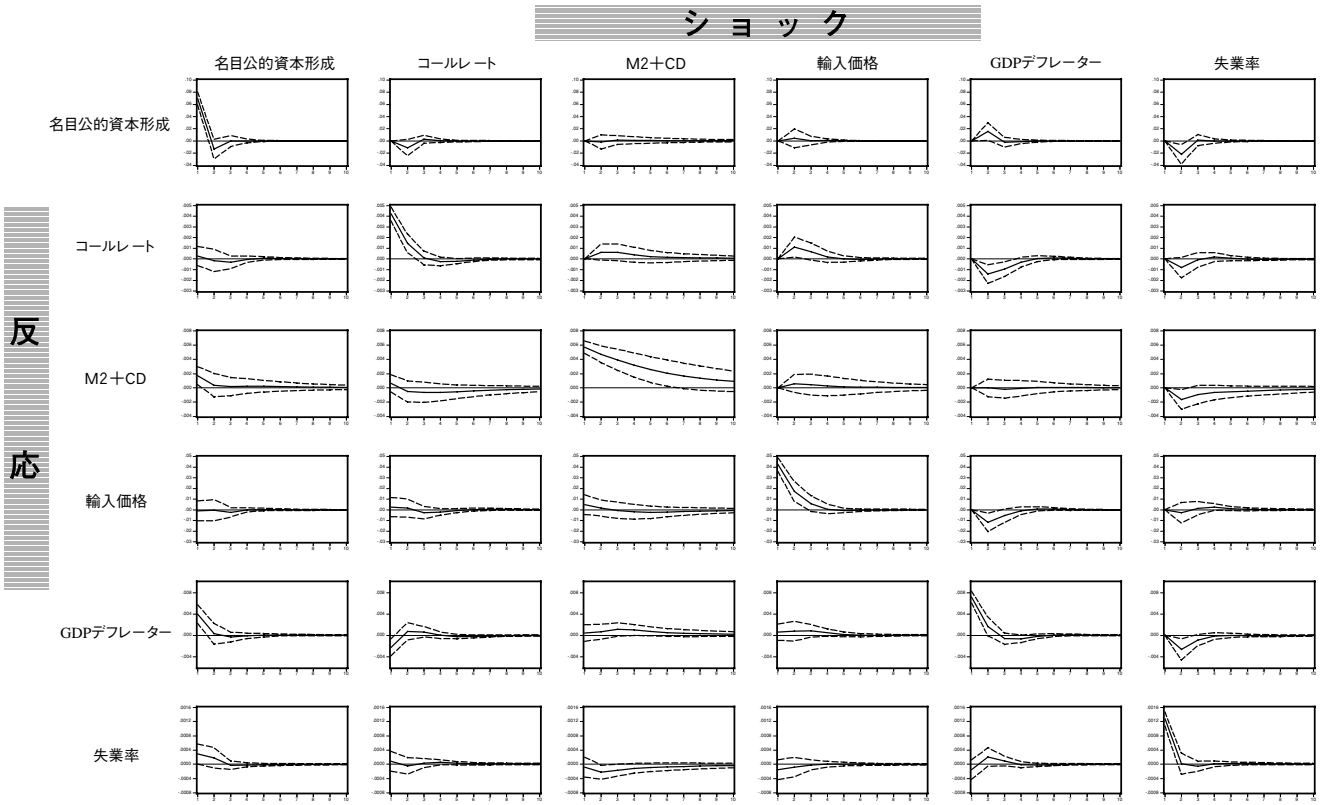
Ⅲ－４－１．GDPデフレーター

図４のGDPデフレーターの反応を見ると，まず名目公的資本形成の上昇に対しては１期のみであるが，プラスの反応を示す。コールレートの上昇に対しては１期目にマイナスとなり，２・３期目にプラスとなるが，10四半期の累計ではマイナスとなる。マネーサプライの上昇に対してはプラスとなり３期目にピークとなった後，緩やかなプラスが持続する。輸入価格の上

3）インパルス応答関数の図における実線は，それぞれの変数の１標準偏差のショックに対する反応，点線は±２標準誤差の範囲を表している。

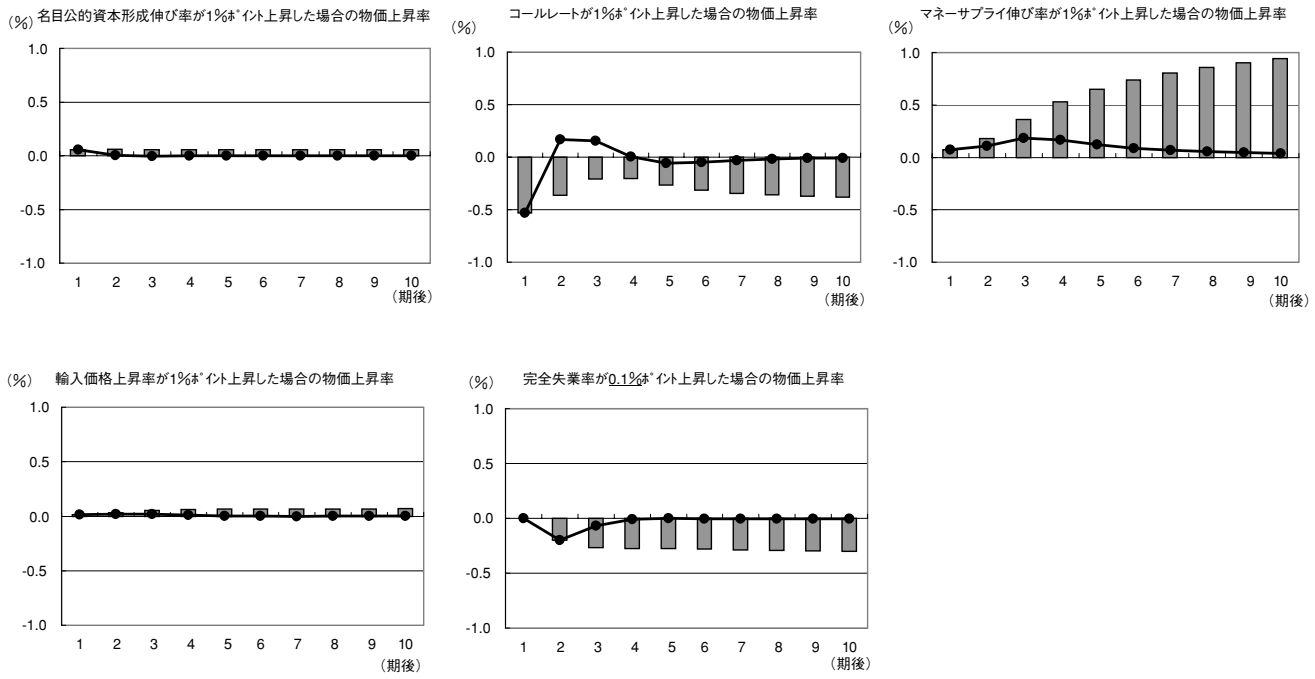
4）頑健性の確認のため，他の変数はそのままで物価を最後に持ってきた場合の検証も行った。並び替えを行った場合のインパルス応答関数を見ると，いずれの物価を使ったモデルにおいても，失業率が物価に与える影響が大きくなったが，その他に大きな変化はなかった。

図４　GDP デフレーター標準モデル



（注）　実線は１標準偏差のショックに対する反応，点線は±２標準誤差の範囲

図５　１％あたりのインパルス応答（物価の反応）　GDP デフレーター標準モデル



（注）　折線グラフは１期間のインパルス，棒グラフは累計効果を表す

昇に対しては４期目までプラスとなり，以後ゼロに収束していく。失業率の上昇に対しては２・３期目に大きくマイナスとなり，以後ゼロに収束していく。

次に，１％あたりのGDPデフレーターのインパルス応答関数を示した図５によると，コールレート，マネーサプライ，失業率の変化に対して，物価が大きく変化することが分かる。10期間の累計で見ると，コールレートが１％上昇した場合，物価上昇率は0.38％低下する。マネーサプライの伸び率が１％上昇した場合，物価上昇率は0.94％上昇する。また失業率が0.1％上昇した場合，物価上昇率は0.30％低下する[5)]。

一方，名目公的資本形成，輸入価格指数の変化に対する物価の変化は小さい。名目公的資本形成の増加率の１％の上昇に対する物価上昇率は0.06％の上昇となる[6)]。また輸入価格上昇率の１％の上昇に対する物価上昇率は0.07％の上昇となった。

つまりGDPデフレーターに対しては，金融政策および失業率が大きな影響を与えているという結果となった。

Ⅲ－４－２．消費者物価

図６の消費者物価の反応を見ると，名目公的資本形成の上昇に対しては１期目にマイナスの反応を示すが，２期目にプラスとなり，以降ゼロに収束していく。コールレートの上昇に対してはマイナスの効果が持続する。マネーサプライの上昇に対してはプラスの反応を示し，効果も持続する。輸入価格の上昇に対しては４期目までプラスとなり，以降ゼロに収束していく。失業率の上昇に対してはわずかながらマイナスとなる。

次に，１％あたりの消費者物価のインパルス応答関数を示した図７によると，消費者物価に対しては，コールレート，マネーサプライが大きな影響を及ぼしているが，GDPデフレーターでは大きかった失業率の影響は小さくなっている。10期間の累計で見ると，コールレートが１％上昇した場合の物価上昇率は0.54％の下落，マネーサプライの伸び率が１％上昇した場合の物価上昇率は0.61％の上昇となっている。失業率が0.1％上昇した場合の物価上昇率は0.07％の下落となっている。また名目公的資本形成，輸入価格指数の変化に対する物価の反応は，GDPデフレーターの場合と同様に，小さいものとなっている。名目公的資本形成増加率の１％の上昇に対する物価上昇率は0.02％の上昇，輸入価格上昇率の１％の上昇に対する物価上昇率は0.05％の上昇となっている。

つまり消費者物価に対しては，金融政策が大きな影響を与えているという結果となった。

Ⅲ－４－３．国内卸売物価

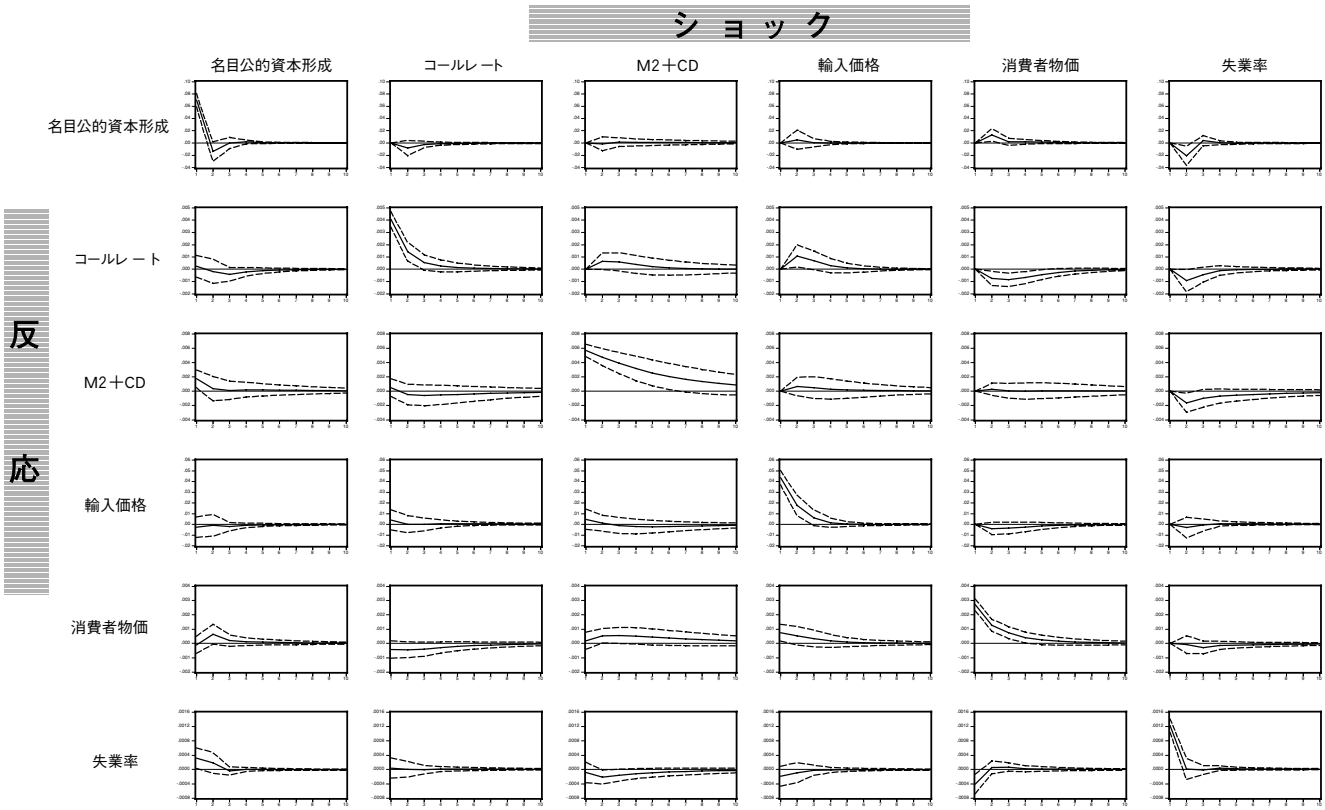
図８の国内卸売物価の反応を見ると，名目公的資本形成の上昇に対してはわずかながらマイナスの反応を示している。コールレートの上昇に対してはプラスの反応を示している。マネーサプライの上昇に対してはプラスの反応を示しているが，効果が持続する期間は他の物価指標に比べ短くなる。一方，輸入価格の上昇に対する反応は大きくプラスとなることから，他の物価指標に比べ輸入や海外の動向を受けやすいことが分かる。失業率はわずかながらマイナスの反応を示す。

次に，１％あたりの国内卸売物価のインパルス応答関数を示した図９によると，コールレー

５）GDPデフレーターの物価上昇率と失業率の関係を単純に回帰分析した場合の係数が－1.5程度であることと比較すると，今回の分析結果は２倍となっているが，モデルに組入れた変数の波及効果を通じて物価に与える影響が増幅されているものと考えられる。

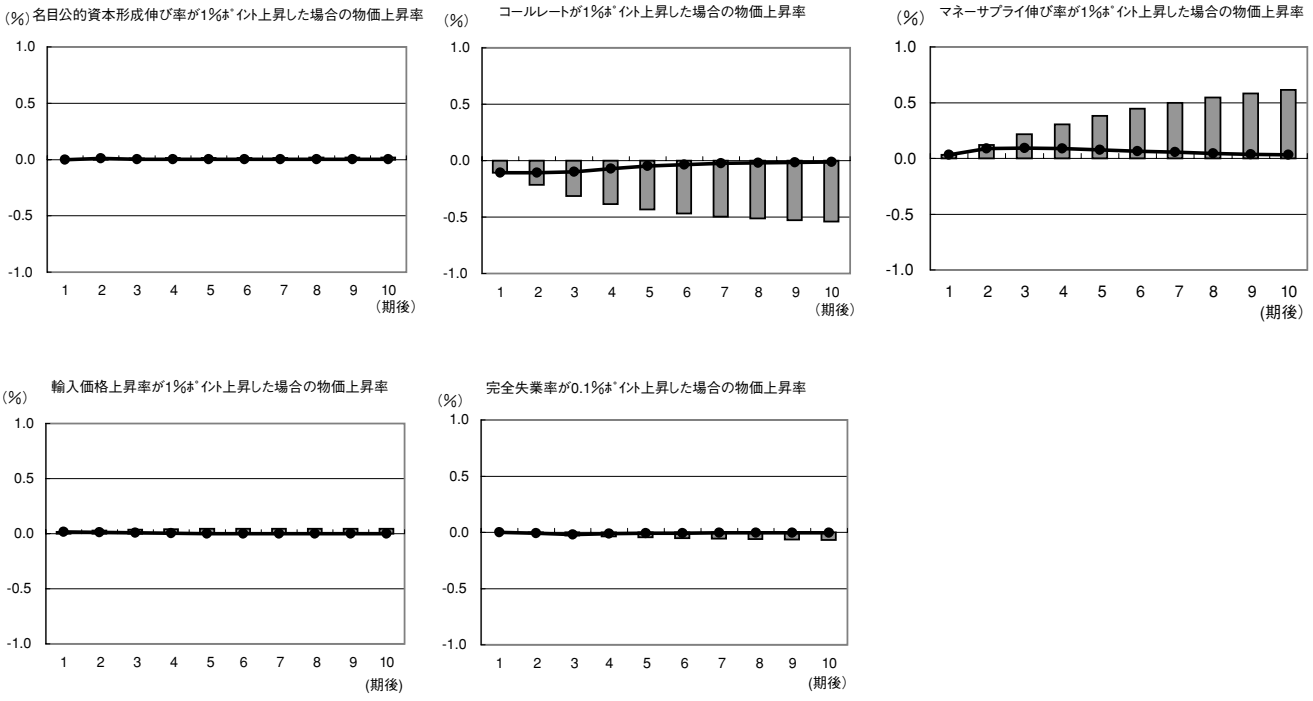
６）2001年のデータで考えると，例えば，GDP比１％（＝約５兆）の名目公的資本形成の上昇がもたらす物価上昇率の反応は0.91％（＝0.06％×５兆／33兆）となり，名目公的資本形成の効果が大きいと考えることもできる。しかし，効果は短期的のものであり，持続的なインフレ圧力を与えようとした場合，継続的に伸び率をプラスに維持する必要があり，現在の国債残高を考えれば，そのような政策の遂行は難しいものと考えられる。

図６　消費者物価標準モデル



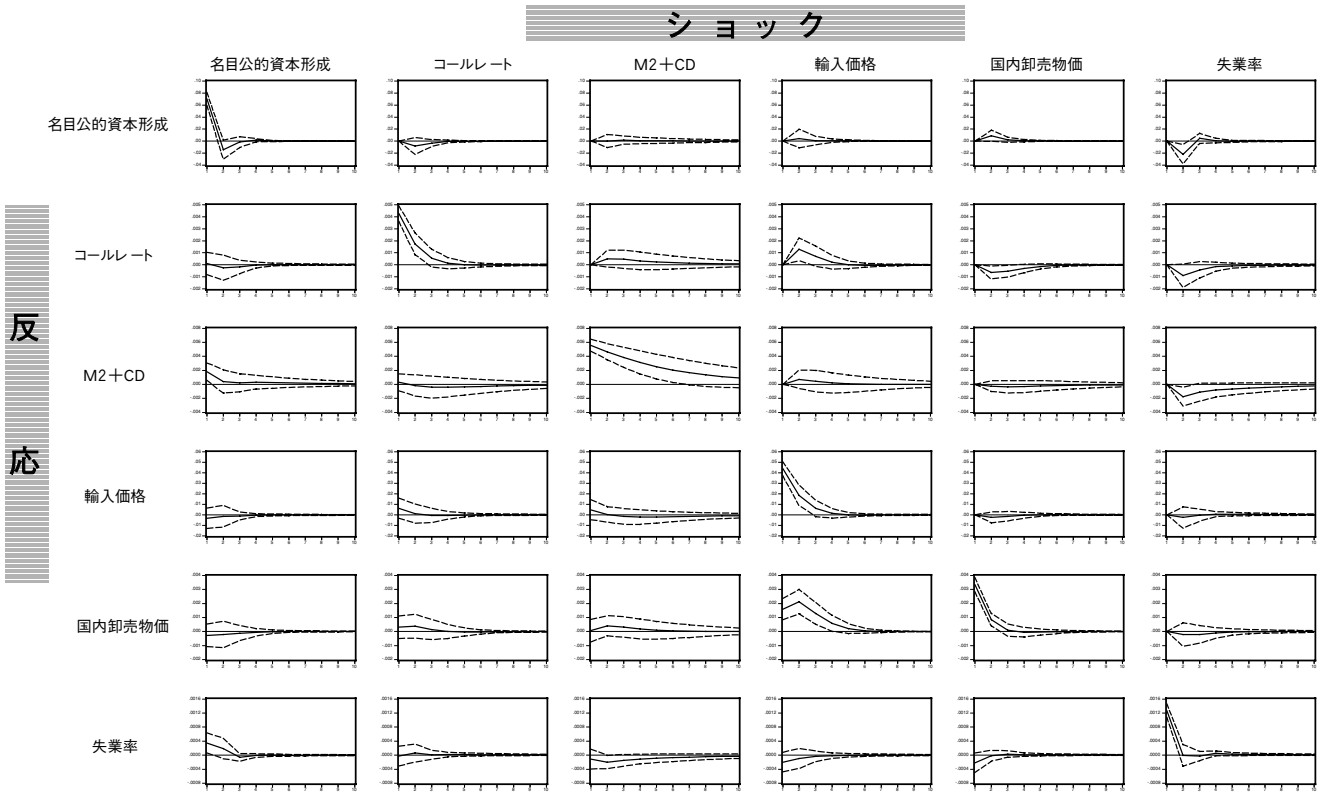
（注）　実線は１標準偏差のショックに対する反応，点線は±２標準誤差の範囲

図７　１％あたりのインパルス応答（物価の反応）　消費者物価標準モデル



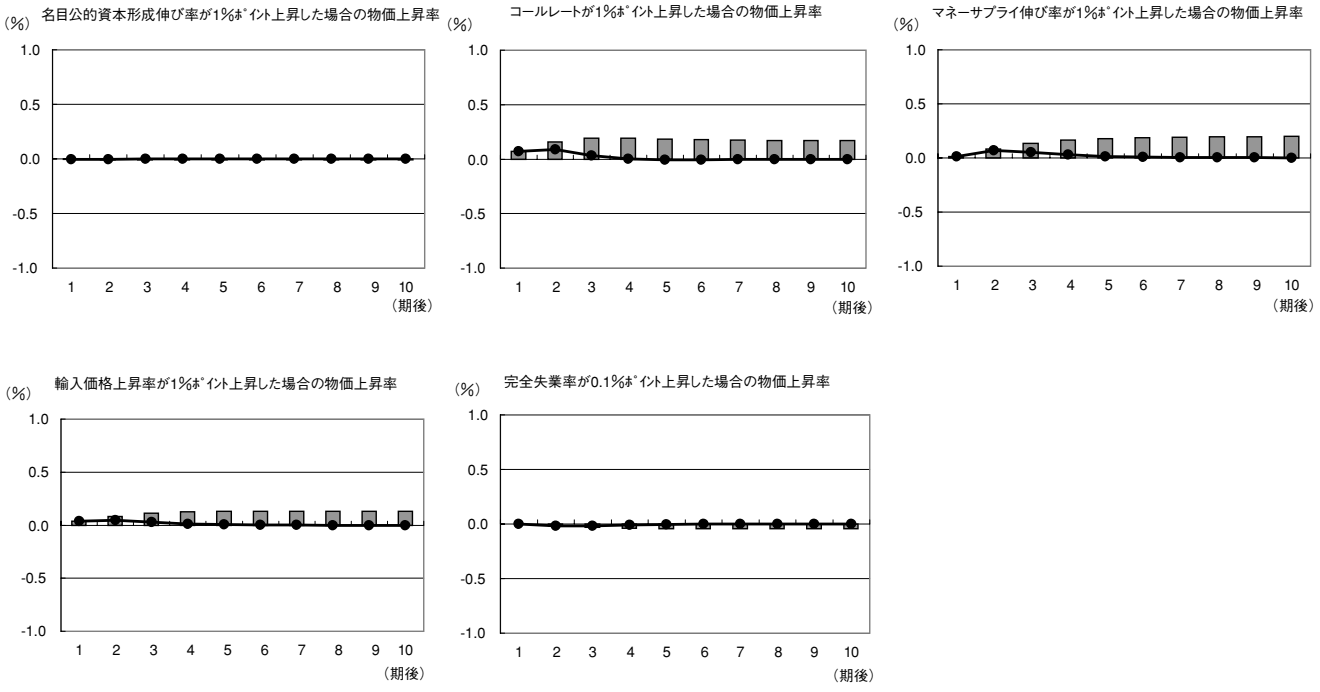
（注）　折線グラフは１期間のインパルス，棒グラフは累計効果を表す

図８　国内卸売物価標準モデル



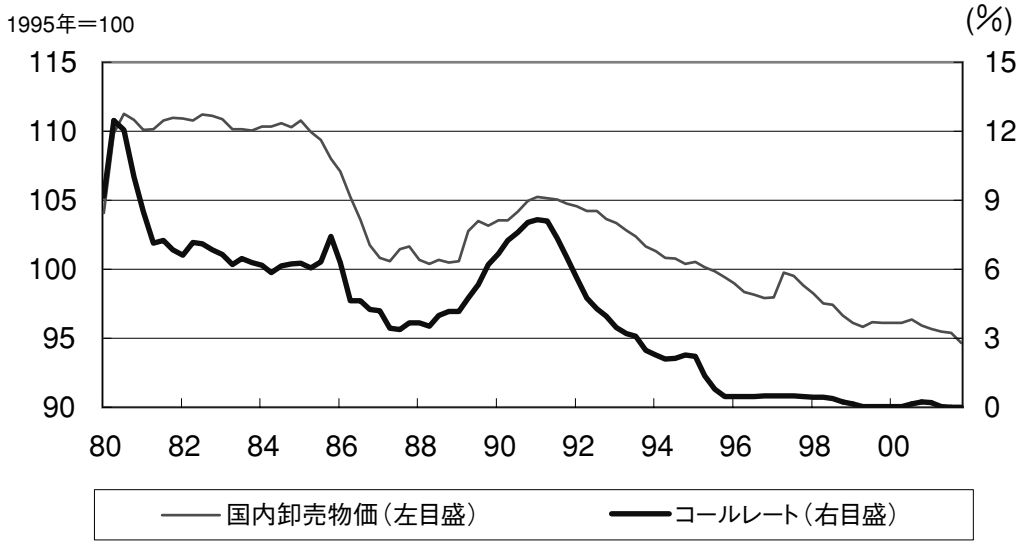
（注）　実線は１標準偏差のショックに対する反応，点線は±２標準誤差の範囲

図９　１％あたりのインパルス応答（物価の反応）　国内卸売物価標準モデル



（注）　折線グラフは１期間のインパルス，棒グラフは累計効果を表す

図10　国内卸売物価とコールレート



（出所）　日本銀行「金融経済統計月報」

ト，マネーサプライ，輸入価格指数が影響を及ぼしている。10期間の累計で見ると，コールレートが１％上昇した場合の物価上昇率は0.17％の上昇となっている。通常金利の引上げは物価下落の要因と考えられ，今回の分析においてもGDPデフレーター，消費者物価については前述のとおり金利引上げにより物価は下落している。ここでコールレートと国内卸売物価の推移を見た図10を見ると，コールレート，国内卸売物価が同じような動きをしていることが確認できる。これは前述のとおり，国内卸売物価の上昇を見てコールレートが引き上げられた結果であり，岡崎（1999）と整合的なものである。マネーサプライの伸び率が１％上昇した場合の物価上昇率は0.20％の上昇となっている。また輸入価格の上昇率が１％上昇した場合の物価上昇率は0.13％の上昇となっている。一方，名目公的資本形成，失業率の変化に対する物価の反応は，消費者物価の場合と同様に小さいものとなっている。名目公的資本形成の上昇が物価上昇率に及ぼす影響はほとんどなく,失業率の0.1％の上昇に対する物価上昇率は0.04％の下落となっている。

国内卸売物価のインパルス反応をまとめると，国内卸売物価は先行性の高い指標であり，金融政策の決定にあたり国内卸売物価が指標とされていたことから，コールレートとの間には正の関係があるものと思われる。コールレートを除けば，国内卸売物価に対してはマネーサプライと輸入価格が大きな影響を及ぼしていた。

以上，いずれの物価指数についても，ほとんどの変数が理論と整合的な反応を示している。またGDPデフレーター，消費者物価，国内卸売物価のいずれに対しても，マネーサプライが与える影響は大きいという結果となった。

Ⅳ．デフレをめぐる議論の分析

前節では，物価に重点をおいて日本経済のVARモデルを説明した。しかし現在のデフレをめぐっては，これ以外に中国からの安価な輸入品の増加，技術革新，地価などストック価格の下落を強調する議論がある。そこで前節の標準モデルに加え，これらの要因を追加したモデルを説明する。また前節ではGDPギャップの代理変数として失業率を使用したが，確認のため経済財政白書のGDPギャップのデータを用いたモデルを説明する。なお，Ⅳ節での分析にあたっては，全ての物価指数についてモデルを構築するのは煩瑣なので，全ての変数が最も理論と整合的なGDPデフレーターモデルを用いる。

Ⅳ－１．中国からの輸入

現在のデフレをめぐっては，中国からの安価な輸入の増加をデフレの原因とする説がある。野口（2001）では，物価下落を引き起こしている基本的な原因は，東アジアの工業化，とりわけ中国の工業化が重要であるとし，これらの諸国で生産される工業品の品質が向上し，日本への輸入が増大していることが要因としている。

図11は中国からの輸入額の対名目GDP比とGDPデフレーターの前年比の推移を見たものである。この図からバブル崩壊後，中国からの輸入額の対名目GDP比は上昇を続けているのに対し，GDPデフレーターは消費税の影響を除けば下落が続いていることから，両者の間に逆相関の関係が確認できる。ただし，それ以前の期間についてはあまり関係はないように見える。

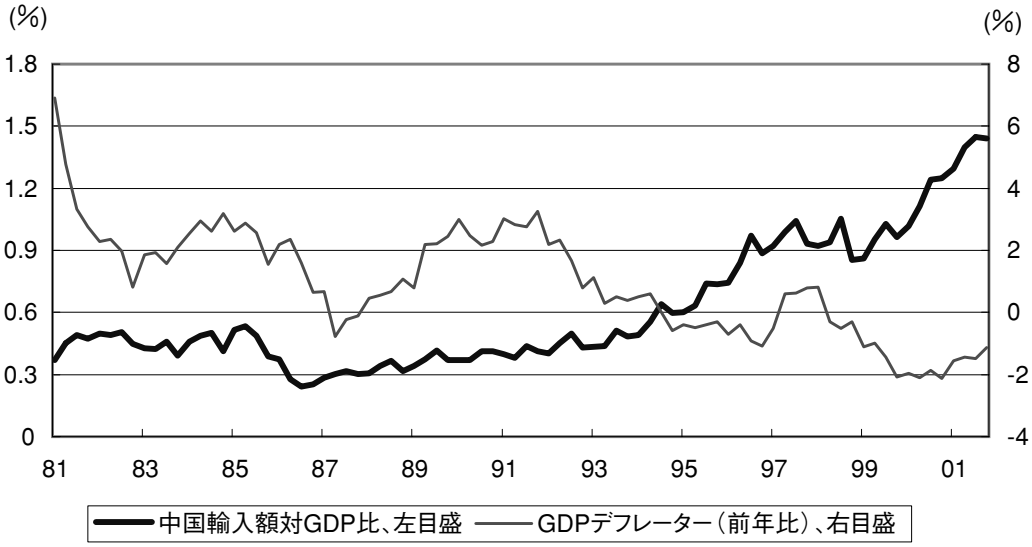
Ⅳ－１－１．OECD諸国における中国からの輸入と物価の関係

VARモデルでの分析を行う前に，OECDの貿易統計により，OECD諸国における中国からの輸入と物価の関係を推計する。図12は中国からの輸入額の対名目GDP比の変化幅と消費者物価の上昇率を表したものであるが，グラフから両者の間に相関関係は見られず，また日本より輸入の伸びが大きい国において，日本より物価上昇率が低い国は見られない。図13は中国からの輸入額の対名目GDP比の期間平均と消費者物価の上昇率を表したものであるが，図12と同様にグラフから両者の間に相関関係は見られず，また日本より輸入の伸びが大きい国において，日本より物価上昇率が低い国は見られない。図14は中国からの輸入額増加率と物価上昇率を表したものであるが，中国からの輸入額増加率が日本より高い国においてデフレの国はない。また図15はマネーサプライの増加率と物価上昇率を表したものであるが，グラフからは正の相関関係が確認できる。

ここで下記の式により，消費者物価の上昇率を，中国からの輸入額の対名目GDP比の変化幅，中国からの輸入額の対名目GDP比の期間平均，中国からの輸入額増加率のいずれかを説明変数とするもの，及びそれにマネーサプライの増加率を説明変数として加えた6通りを，最小二乗法で推計した。推計は，OECD諸国のうちデータのある国を全てサンプルとし，1990年から2000年，1990年から1995年，1995年から2000年の3期間について行った[7)]。物価上昇率，中国からの輸入額増加率，マネーサプライ増加率は，推計期間における平均上昇率としている。

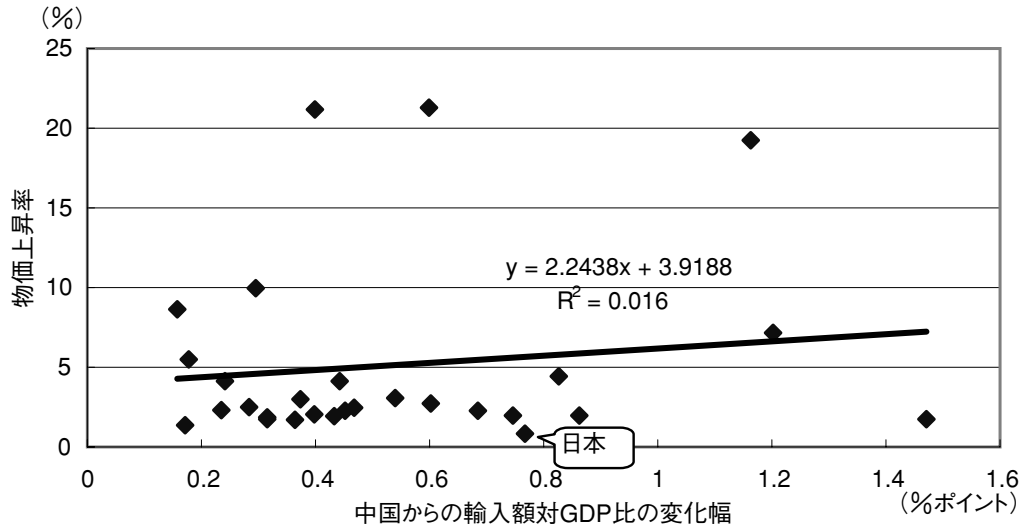
7）国ごとにデータが一部欠如する場合，当該期間において全ての変数のデータが最大限に取れる期間を取っている。

図11　中国からの輸入額対 GDP 比と物価上昇率



（出所）　財務省「外国貿易概況」，内閣府「国民経済計算」

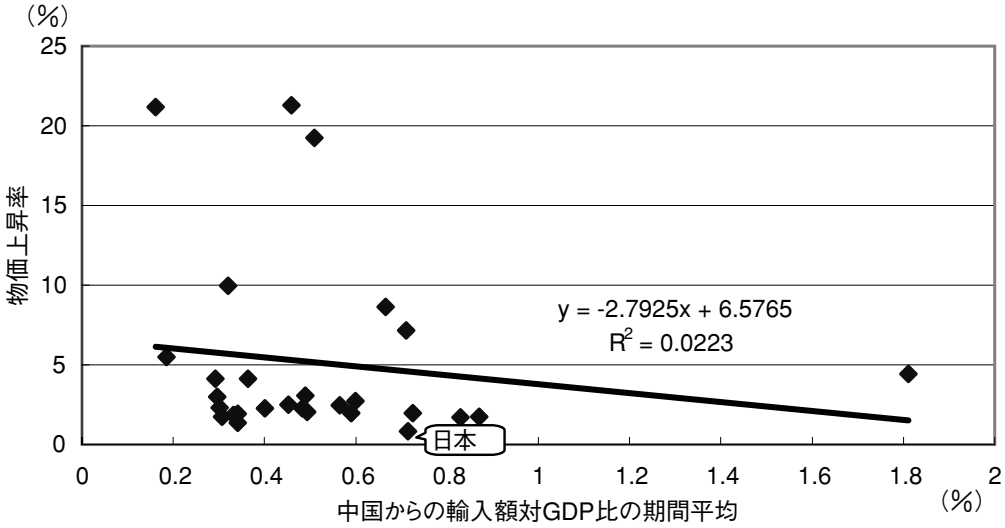
図12　中国からの輸入額対 GDP 比の変化幅と物価上昇率



（注）　数値は1990年から2000年までの期間においてデータが最大限に取れる範囲のもの
対象国はトルコ，ルクセンブルグを除く OECD 加盟28カ国
（トルコ：中国からの輸入額対名目 GDP 比の変化幅0.29%ポイント，物価上昇率78.66%）
（ルクセンブルグ：データなし）

（出所）　OECD「International Trade by Commodities Statistics」，IMF「IFS」

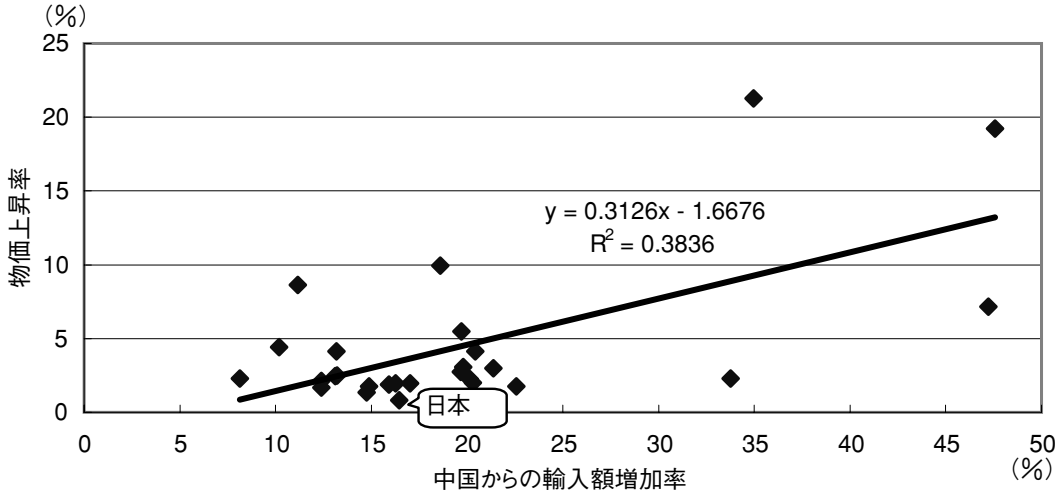
図13　中国からの輸入額対 GDP 比の期間平均と物価上昇率



（注）　数値は1990年から2000年までの期間においてデータが最大限に取れる範囲のもの
対象国はトルコ，ルクセンブルグを除く OECD 加盟28カ国
（トルコ：中国からの輸入額対名目 GDP 比の期間平均0.26ポイント，物価上昇率78.65%）
（ルクセンブルグ：データなし）

（出所）　OECD「International Trade by Commodities Statistics」，IMF「IFS」

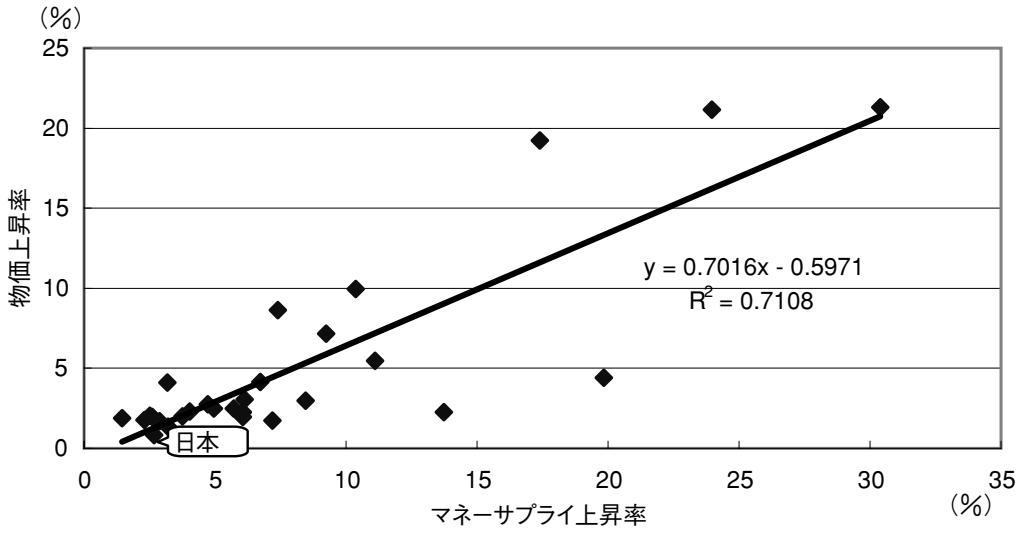
図14　中国からの輸入額増加率と物価上昇率



（注）　数値は1990年から2000年までの期間においてデータが最大限に取れる範囲のもの
対象国はトルコ，メキシコ，ルクセンブルグを除く OECD 加盟27カ国
（トルコ：中国からの輸入額増加率15.41%，物価上昇率78.65%）
（メキシコ：輸入額増加率206.2%，物価上昇率21.2%）
（ルクセンブルグ：データなし）

（出所）　OECD「International Trade by Commodities Statistics」，IMF「IFS」

図15　マネーサプライ上昇率と物価上昇率



（注）　数値は図12の国別の期間と同じもの
対象国はトルコ，ルクセンブルグを除く OECD 加盟28カ国
（トルコ：マネーサプライ上昇率88.85%，物価上昇率78.65%）
（ルクセンブルグ：データなし）

（出所）　OECD「Main Economic Indicators」，「Economic outlook」，IMF「IFS」

$\pi = c + \alpha \cdot \Delta$（im_china/GDP）…①

$\pi = c + \alpha \cdot$ AVE（im_china/GDP）…②

$\pi = c + \alpha \cdot \Delta$im_china…③

$\pi = c + \alpha \cdot \Delta$（im_china/GDP）$+ \beta \cdot \Delta$money …④

$\pi = c + \alpha \cdot$ AVE(im_china/GDP)$+ \beta \cdot \Delta$money …⑤

$\pi = c + \alpha \cdot \Delta$im_china$+ \beta \cdot \Delta$money…⑥

（注）π：消費者物価上昇率

Δ（im_china/GDP）：中国からの輸入額の対名目 GDP 比の変化幅

AVE（im_china/GDP）：中国からの輸入額の対名目 GDP 比の期間平均

Δim_china：中国からの輸入額増加率

Δ money：マネーサプライ増加率

表３の推計結果によると，中国からの輸入額の対名目 GDP 比の変化幅は，全ての推計で負の値をとっているが有意ではない。中国からの輸入額の対名目 GDP 比の期間平均については，マネーサプライを説明変数に加えない場合は，全期間において有意でないが，マネーサプライを説明変数に加えた場合は，1990～2000年と1995～2000年に有意に負の値となっている。しかし，中国からの輸入額の対名目 GDP 比が格段に大きい韓国（韓国の値は1.81%，他のサンプル平均は0.47%）を除くと，有意性は失われる[8)]。中国からの輸入額増加率は，全ての推計で有意ではなく，一つを除き正の値をとっている。一方，マネーサプライの増加率は全て有意に正の値を取っている。

以上をまとめると，中国からの輸入が物価に与える影響は，中国輸入変数のみを説明変数とした場合には有意ではなく，マネーサプライを説明変数に加えた場合も一部を除き有意ではないことから，影響はあまりなかったと考えられ

8）韓国を除いたサンプルで，消費者物価上昇率を，中国からの輸入額対名目 GDP 比の期間平均，マネーサプライ増加率を説明変数とし推計した場合，中国からの輸入額対名目 GDP 比の t 値は，90－2000年で－0.52，90－95年で0.20，95－2000年で－0.84である。

表３　中国からの輸入と物価の関係

推計期間	説明変数	中国からの輸入額対名目GDP比の変化幅	中国からの輸入額対名目GDP比の期間平均	中国からの輸入額増加率	マネーサプライ増加率	c	adj.R 2
1990｜2000	中国輸入変数のみ	−3.26 (−0.38)				9.36 (1.77)	−0.03
			−9.50 (−1.06)			12.52 (2.34)*	0.00
				0.08 (1.07)		5.48 (1.61)	0.01
	中国輸入変数とマネーサプライ	−2.48 (−1.29)			0.87 (22.51)**	−0.60 (−0.47)	0.95
			−6.10 (−3.47)**		0.87 (26.11)**	1.32 (1.17)	0.96
				0.01 (0.63)	0.87 (21.65)**	−2.21 (−2.53)*	0.95
1990｜1995	中国輸入変数のみ	−15.54 (−0.68)				12.21 (2.19)*	−0.02
			−17.95 (−1.50)			15.83 (2.93)**	0.05
				0.01 (0.74)		8.37 (2.61)*	−0.02
	中国輸入変数とマネーサプライ	−9.48 (−1.59)			0.97 (18.56)**	0.59 (0.37)	0.93
			−6.14 (−1.91)		0.95 (18.29)**	1.15 (0.70)	0.93
				−0.00 (−0.23)	0.98 (17.58)**	−1.35 (−1.30)	0.92
1995｜2000	中国輸入変数のみ	−2.36 (−0.22)				7.36 (1.65)	−0.04
			−6.98 (−0.84)			10.91 (1.88)	−0.01
				0.29 (1.07)		1.78 (0.34)	0.01
	中国輸入変数とマネーサプライ	−0.09 (−0.04)			0.75 (20.47)**	−2.33 (−1.94)	0.94
			−4.81 (−2.62)*		0.75 (22.87)**	0.67 (0.49)	0.95
				0.09 (1.28)	0.75 (20.71)**	−3.69 (−2.83)**	0.94

（注）①カッコ内はt値，**は１％の有意水準，*は５％の有意水準
②1990～2000及び1995～2000はルクセンブルグを除くOECD加盟29カ国
③1990～1995はルクセンブルグ，オーストリア，スロバキアを除くOECD加盟27カ国
④推計期間は国ごとにデータが取れる最大の範囲とした

表４　単位根検定

推計期間：1990年～2001年

【レベル】

変数	トレンド項＋定数項				定数項				なし			
	1	2	3	4	1	2	3	4	1	2	3	4
M２＋CD	−3.21*	−3.23*	−3.89**	−5.09***	−0.61	−0.62	−0.49	−0.28	2.37	2.26	1.86	1.54
GDP デフレーター	−1.38	−1.29	−2.32	−2.16	−1.07	−1.00	−1.14	−1.75	0.09	−0.21	0.04	−0.85
完全失業率	−2.98	−2.47	−2.47	−2.94	0.10	0.76	1.12	0.04	2.24	3.18	3.54	1.73
中国からの輸入価格	−2.02	−1.86	−2.01	−3.02	−2.23	−2.01	−2.20	−3.12**	−0.80	−0.67	−0.72	−0.31
中国からの輸入量	−3.97**	−1.71	−1.19	−2.45	−1.37	−1.40	−2.03	−1.30	2.26	5.01	5.90	1.00

【１次階差】

変数	トレンド項＋定数項				定数項				なし			
	1	2	3	4	1	2	3	4	1	2	3	4
M２＋CD	−3.51**	−2.78	−2.31	−2.67	−3.65***	−2.98**	−2.63*	−2.92*	−2.81***	−2.37**	−2.27**	−2.29**
GDP デフレーター	−5.70***	−9.84***	−2.16	−1.86	−4.23***	−4.99***	−1.42	−1.27	−4.31***	−5.08***	−1.57	−1.47
完全失業率	−7.46***	−6.39***	−2.15	−2.62	−7.26***	−6.00***	−2.02	−2.38	−6.05***	−4.55***	−1.11	−1.44
中国からの輸入価格	−4.78***	−3.85**	−2.04	−2.06	−4.77***	−3.78***	−1.98	−2.08	−4.76***	−3.75***	−1.99**	−2.12**
中国からの輸入量	−12.20***	−9.43***	−1.79	−2.05	−12.16***	−9.03***	−1.63	−1.87	−8.62***	−4.55***	−1.16	−1.19

（注）　***は１％，**は５％，*は10％の有意水準であることを示している

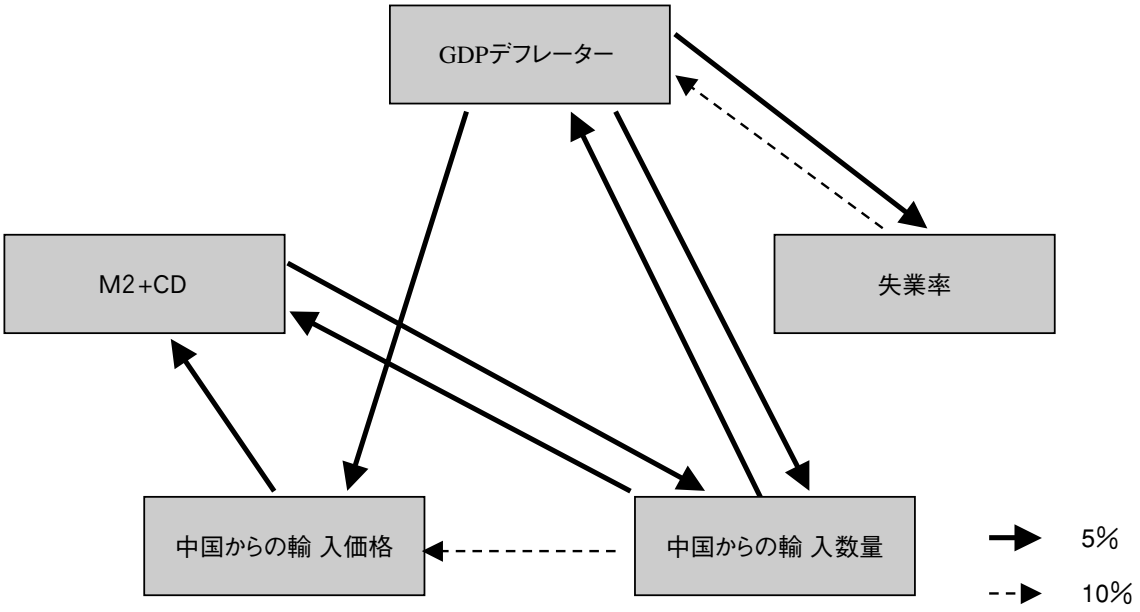
る。一方で，マネーサプライは物価に対し，全ての場合に有意に正の値を取っていることから，マネーが物価に影響を及ぼしていたことが確認された。

Ⅳ－１－２．VAR モデルによる分析

次に，中国からの輸入が物価に及ぼす影響をVAR モデルにより分析する。中国からの安価な輸入の増加がデフレの原因となっているのか，なっているとすればどれほどの影響を与えているのかを検証する。

中国からの輸入に関する統計データには，中国からの輸入額，中国からの輸入価格，中国からの輸入数量がある。しかし輸入額を変数として使った場合，輸入額の増加の要因が安価な輸入品の数量が増加したためなのか，輸入数量は変化せず輸入品の価格が上がったことが原因なのかを区別できないため，輸入価格及び輸入数量を用いて分析を行う[9)]。輸入価格及び輸入数量については90年以降のデータしかないため，推計期間は1990年第１四半期から2001年第４四半期とする。推計期間が短くなることにともない，モデルの変数を減らすために，前節の分析で物価に対し大きな効果を与えていない名目公的資本形成，２つある金融政策変数のうちのコールレート，中国からの輸入変数で代替する輸入価格指数の３つを除き，M２＋CD，中国からの輸入価格(円建て)もしくは輸入数量，GDP デフレーター，失業率の４変数のモデルとM２＋CD，中国からの輸入価格，中国からの輸入数量，GDP デフレーター，失業率の５変数のモデルの３通りについて検証する。また変数を並べる順序は上記のとおりとし[10)]，ラグの選定については１次から３次のラグの中で SC 基準に従い，３つのモデルいずれも１次のラグとした。なお，ここでの分析はデータの制約のため90年以降のモデルとなっており，データの絶対数が少ないことに注意する必要がある。

図16　Granger Test　中国からの輸入価格・数量



9）中国からの輸入額を変数としたVAR モデルの検証も行った。中国からの輸入額の増加率が１％ポイント上昇した場合の物価上昇率の反応は0.03％のプラスとなり，輸入額の増加が物価を下落させる効果は検証されなかった。

10）頑健性の確認のため，他の変数はそのままで物価を最後に持ってきた場合の検証も行ったが，結果に大きな変化はなかった。

Ⅳ－１－３．単位根検定

表４は使用する変数について，推計期間を90年以降とした場合の単位根検定をⅢ節と同様の方法で行ったものである。全ての変数について１階の階差をとることにより単位根の存在が概ね棄却されている。従って各変数ともに１階の階差をとることにより定常化を行い，VAR モデルによる分析を行うこととする。

Ⅳ－１－４．Granger の因果性

Granger の因果性を検証した図16をみると，中国からの輸入価格については，GDP デフレーターから中国からの輸入価格に Granger の意味での因果関係があり，中国からの輸入価格からマネーサプライに対し因果関係がある。また中国からの輸入数量は GDP デフレーター及びマネーサプライとの間で相互に因果関係があり，中国からの輸入価格に対し因果関係がある。

以上の結果から，中国からの輸入と物価の関係については，GDP デフレーターと輸入数量との間で相互に因果関係があるものの，輸入価格から GDP デフレーターに対して因果関係がないことから，一概に中国からの輸入が物価に影響を及ぼしているとは言えない結果となった。

Ⅳ－１－５．インパルス応答関数

中国からの輸入価格モデルのインパルス応答関数を表した図17によると，中国の輸入価格の上昇に対する GDP デフレーターの反応は，誤差が大きいものの，１期目にプラス，２期目にマイナスとなり，３期目以降プラスの効果がある。しかし１％当りのショックに対する反応を表した図18では，１％の中国輸入価格上昇率の上昇に対する物価上昇率の反応は，0.03％の上昇となっており影響は限定的である。

なお，推計期間及び組み入れた変数が違うため，他の変数についてのインパルス応答関数も確認しておく。マネーサプライ上昇率の１％の上昇に対する物価上昇率の反応は0.47％のプラスとなる。これはⅢ節の分析結果と比べおよそ半分となっており，90年代にマネーの効果が低下したことを表している。また失業率の0.1％の上昇に対する物価上昇率の反応は0.23％の下落となっている。したがってマネーサプライ，失業率の影響が大きく，中国からの輸入価格の影響は，あるとしても限定的なものであることが分かった。

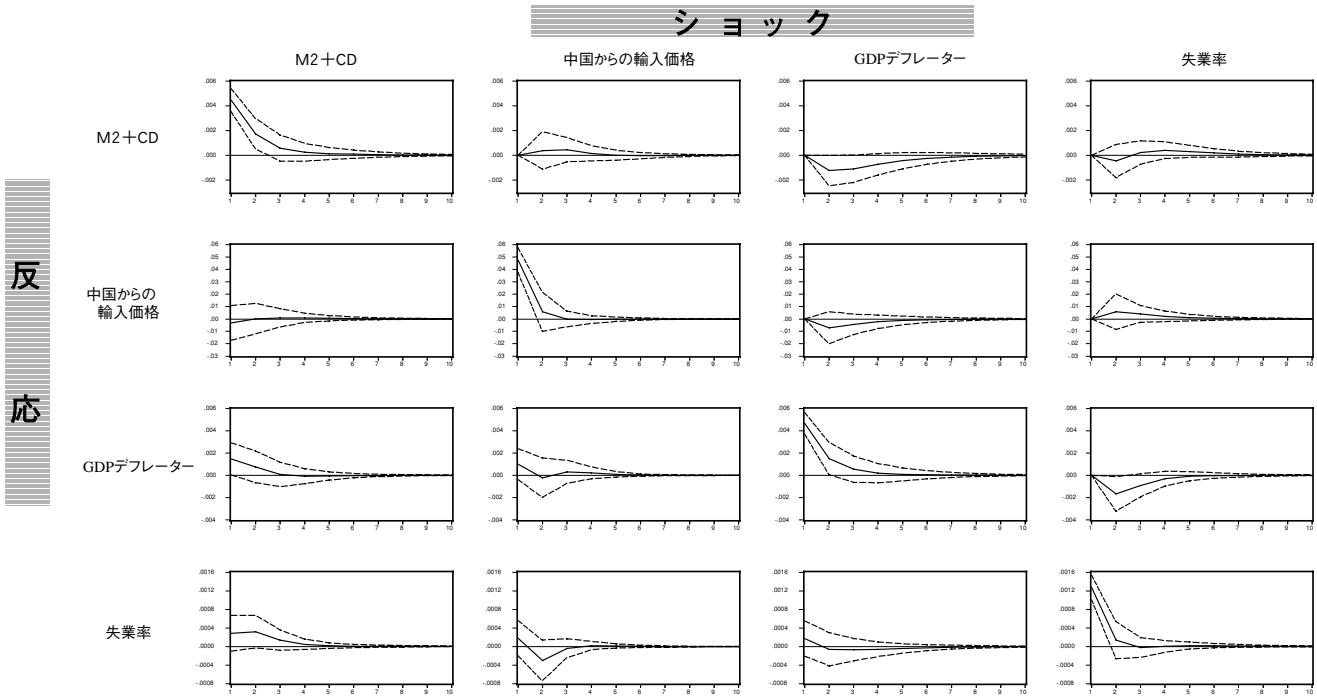
中国からの輸入価格の低下が失業率を高め，デフレを起こすという経路も考えられるため，中国からの輸入価格の低下に対する失業率の反応も確認しておく。インパルス応答関数から，中国からの輸入価格が低下した場合に，失業率は上昇することが分かる。ただし，１％の輸入価格の低下に対する失業率の反応は0.003％ポイントの上昇であり，影響は限定的なものであると考えられる。

次に中国からの輸入数量モデルのインパルス応答関数を表した図19を見ると，中国からの輸入数量の上昇に対する GDP デフレーターの反応は，１期目にプラスとなり以降ゼロに収束していく。現在行われている議論では，中国からの輸入数量が増加すれば物価は下落するというものであるが，ここでの分析においては逆の結果となった。このような効果が表れる経路として，中国からの安価な輸入品の増加が実質所得を高め，この実質所得の増加が他の物価を引き上げることが考えられる。しかし，いずれにしろその数量的効果はわずかであり，図20の１％の中国からの輸入数量上昇率の上昇に対する物価上昇率の反応は，0.02％の上昇となっている。

また中国からの輸入価格モデルと同様に，中国からの輸入数量の増加が失業率を高める経路についても考えられるため，中国からの輸入数量の増加に対する失業率の反応も確認する。インパルス応答関数から，中国からの輸入数量が増加した場合の失業率の反応は，誤差は大きいがマイナスとなり，中国からの輸入数量の増加が失業率を高める効果は確認できなかった。

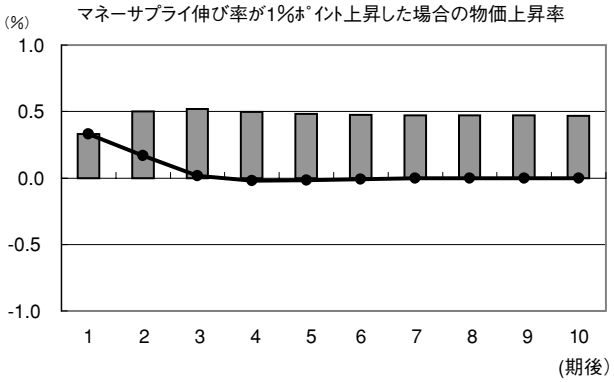
最後に中国からの輸入価格と輸入数量の両方を入れたモデルのインパルス応答関数を表した図21を見ると，GDP デフレーターの反応は輸入価格と輸入数量をそれぞれ入れたモデルと同様の結果となった。また図22では，１％の中国輸入価格上昇率の上昇に対する物価上昇率の反

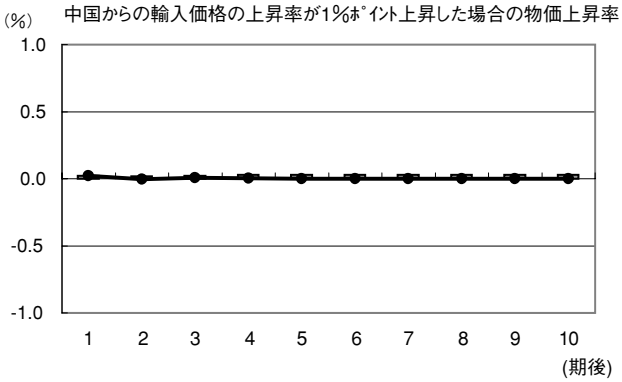
図17　中国からの輸入価格　モデル

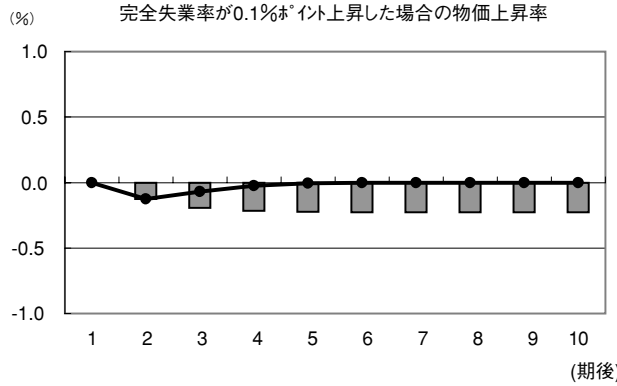


（注）　実線は１標準偏差のショックに対する反応，点線は±２標準誤差の範囲

図18　１％あたりのインパルス応答（物価の反応）　中国からの輸入価格モデル

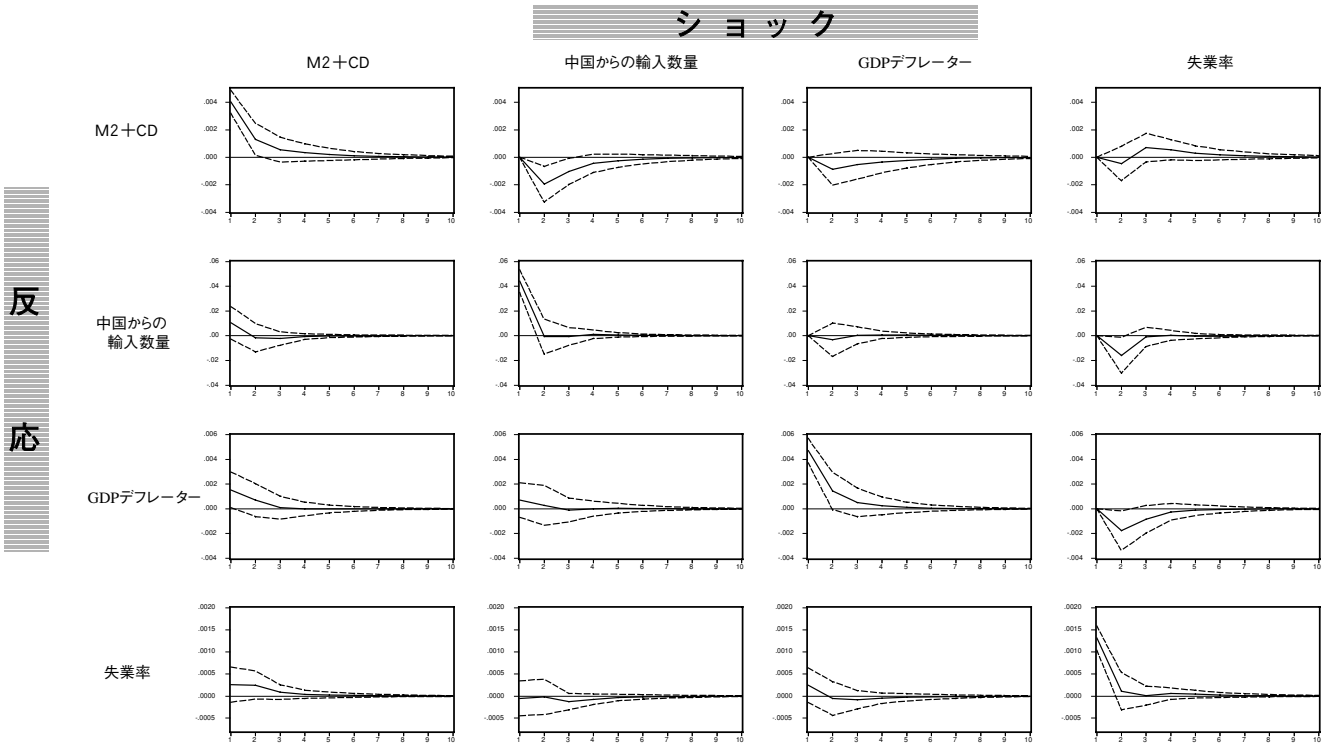






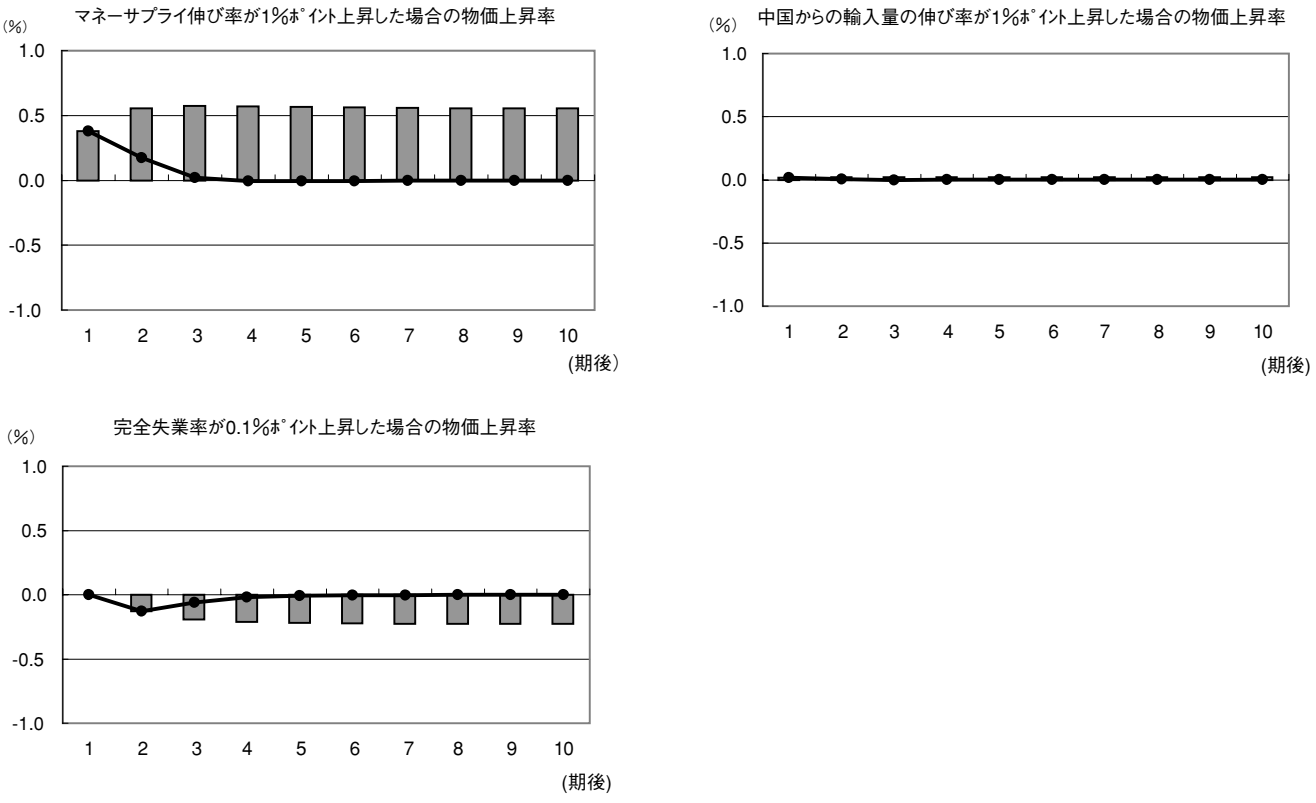
（注）　折線グラフは１期間のインパルス，棒グラフは累計効果を表す

図19　中国からの輸入数量　モデル



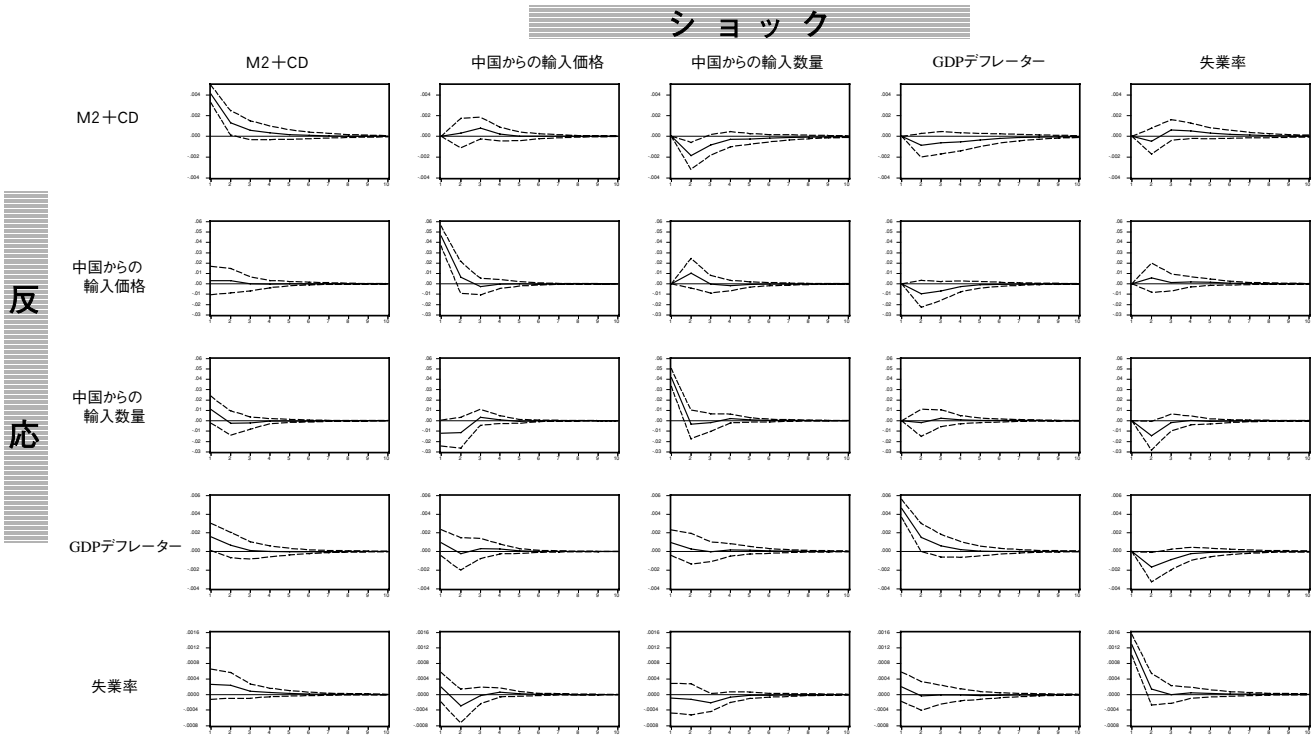
（注）　実線は１標準偏差のショックに対する反応，点線は±２標準誤差の範囲

図20　１％あたりのインパルス応答（物価の反応）　中国からの輸入数量モデル



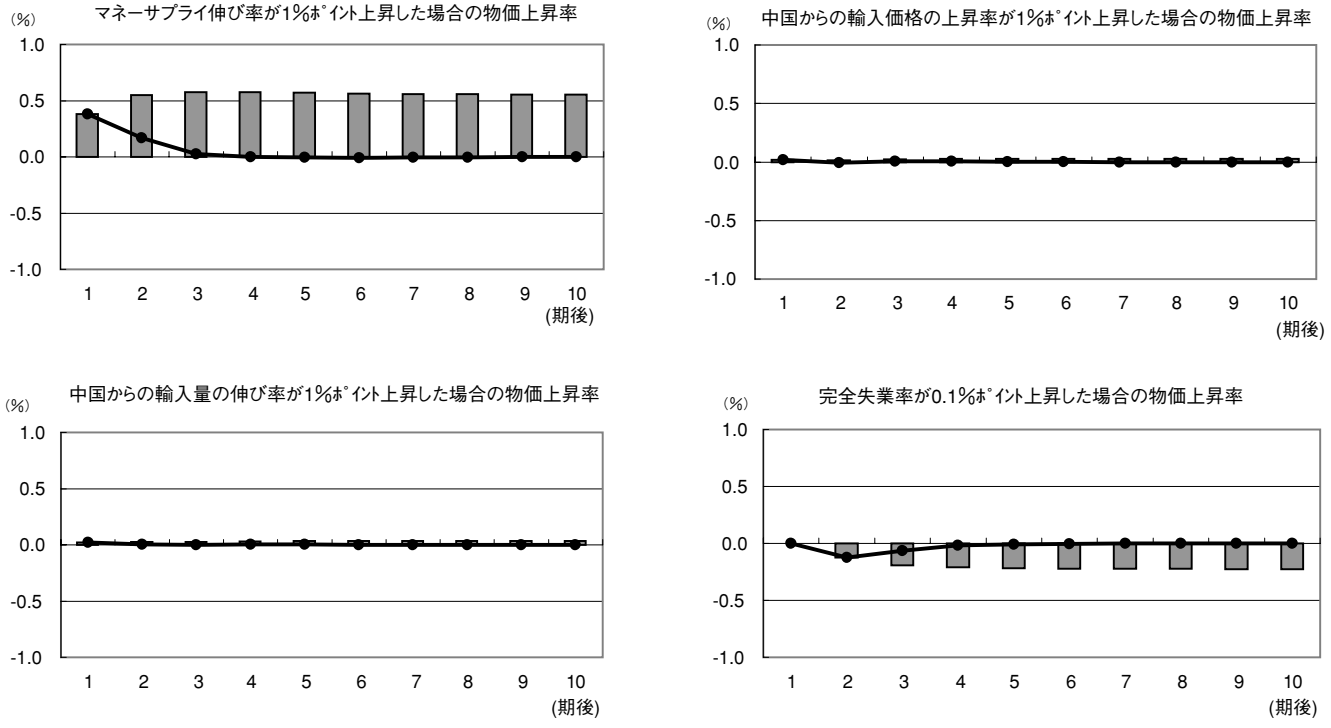
（注）　実線は１標準偏差のショックに対する反応，点線は±２標準誤差の範囲

図21　中国からの輸入価格・数量　モデル



（注）　実線は１標準偏差のショックに対する反応，点線は±２標準誤差の範囲

図22　１％あたりのインパルス応答（物価の反応）　中国からの輸入価格・数量モデル



（注）　折線グラフは１期間のインパルス，棒グラフは累計効果を表す

応は0.03%の上昇，１%の中国からの輸入数量上昇率の上昇に対する物価上昇率の反応は0.03%の上昇となっている。

以上の分析結果から，中国からの輸入価格が物価にマイナスの影響を及ぼしている可能性があることは確認された。しかし物価に影響を及ぼす程度は限定的なものであると考えられる。また中国からの輸入数量の増加とデフレの関係は検証されなかった。従って，ここでの分析からは，中国からの安価な輸入品が増加したことがデフレの主因であることは確認されず，マネーサプライや失業率による要因のほうが大きいことが確認された。

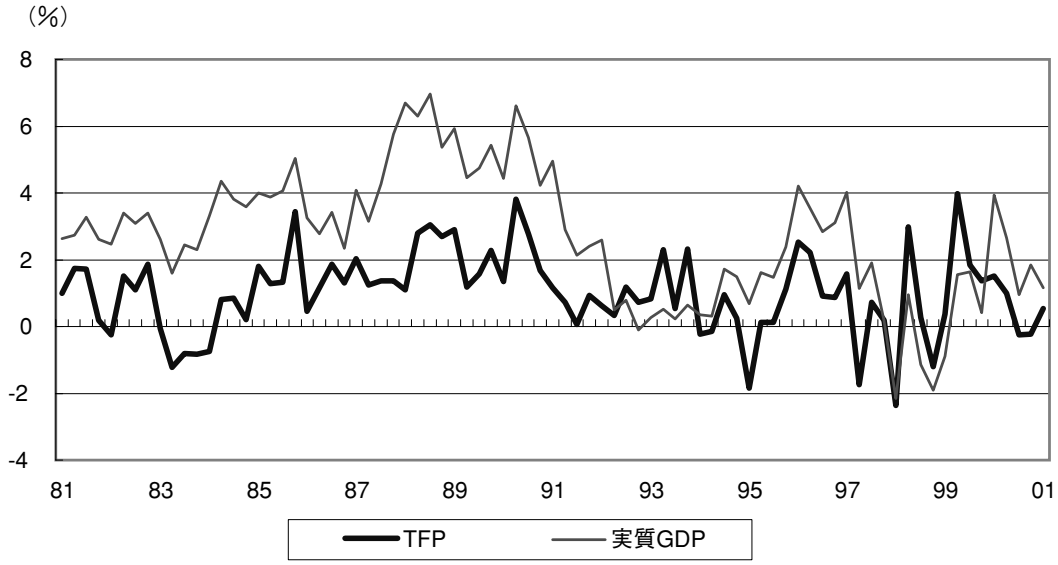
中国からの輸入がデフレのわずかな部分しか説明できないということは，多くの人々にとって意外な結果かもしれない。しかし，貿易財の価格低下は為替レートで調整されている可能性があること，また中国からの安価な財の輸入は実質所得を高め，この増加分が他の財に向かうことによって他の財の価格を高めることを考えれば，予想できる結果とも考えられる。

Ⅳ－２．技術革新

次に技術革新が物価に与える影響を検証する。技術革新が物価に与える影響については，日銀（2000）によると，短期的には労働需要が減少するほか，新しい技術に対応する資本の増加を通じて国の潜在成長率が高まり物価は低下する。一方，競争相手の対応も含めて技術導入のための投資需要を喚起し，マクロ的に見れば総需要を増大させるが，技術革新にともなう物価の低下を相殺するほどまでに総需要は増加しないため，物価は低下する。ただしわが国については，90年代を通じて設備投資が低迷を続けてきたことが供給能力を鈍化させているうえ，資本の陳腐化等により供給能力が伸び悩んでいることから，現在は技術革新の物価押し下げ効果がこれまでに比べ加速している地合いにはないとしている。

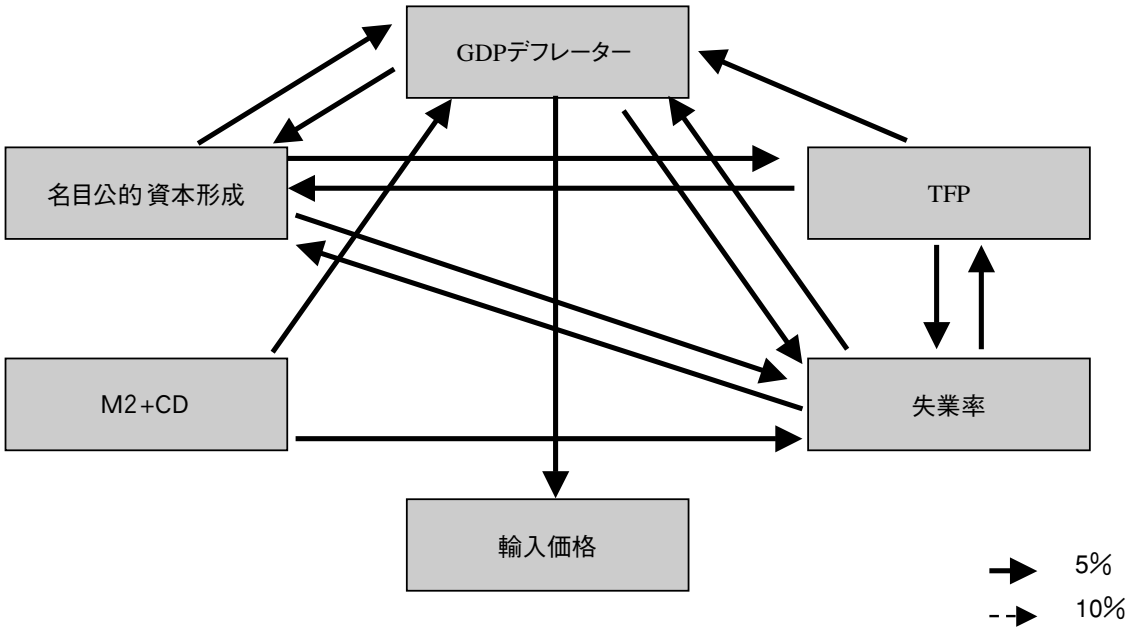
本稿では技術革新が物価に与える影響を検証するにあたり，技術革新の影響を正確に表す変数がないため，技術革新の代理変数としてTFP（全要素生産性）を推計し使用する。TFPの推計にあたっては様々な手法があるが，今回の分析においては経済白書（1998）に従い，コブ・ダグラス型の生産関数から推計した。推計式はTFP伸び率＝実質GDP伸び率－資本分配率×資本投入(資本ストック×稼働率(製造業のみ))

図23　実質GDPとTFPの前年比



（出所）　内閣府「国民経済計算」他

図24　Granger Test TFP



伸び率－労働分配率×労働投入（就業者数×総実労働時間（農林水産業を除く））伸び率とした[11]。

図23はTFPとGDPの前年比を見たものであるが，両者の間には相関関係が見られることから，推計したTFPには技術革新以外に景気動向等の影響が現れている可能性があるため，以下のVARモデルの分析結果には，技術革新以外の影響が多分に含まれていることに注意を要する。

VARモデルを構成する変数はⅢ節で使用した6変数からコールレートを除き，TFPを代入した。変数の順番は名目公的資本形成，マネーサプライ，輸入価格指数，GDPデフレーター，完全失業率，TFPとした[12]。また推計期間はTFPの推計期間がデータの制約から2001年第1四半期までとなるため，1980年第1四半期から2001年第1四半期までとし，ラグの選定についてはSC基準に従い1次のラグとした。

Ⅳ－2－1．単位根検定

前掲の表2によると，今回追加したTFPは1階の階差を取ることにより，単位根の存在が棄却されている。従って各変数ともに1階の階差をとることにより定常化を行い，VARモデルによる分析を行うこととする。

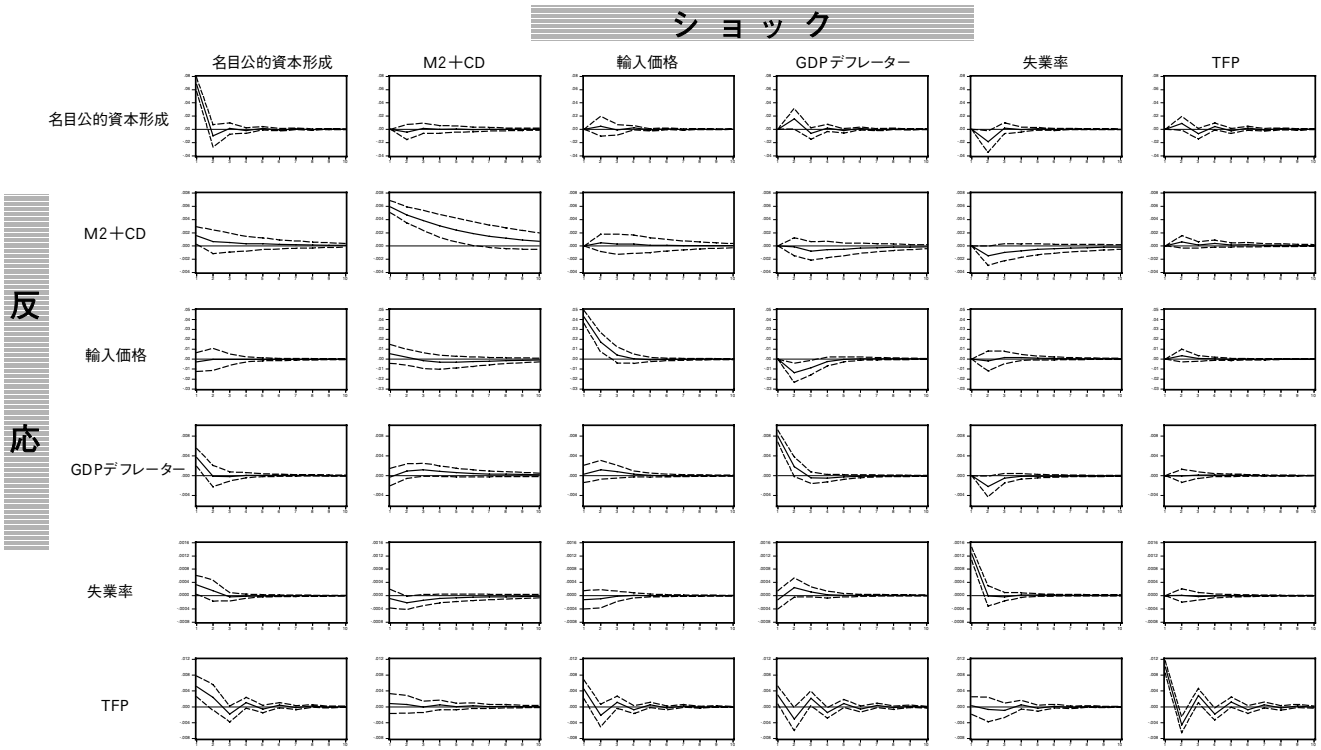
Ⅳ－2－2．Grangerの因果性

Grangerの因果性の結果を表した図24を見ると，TFPはGDPデフレーターに対しGrangerの意味での因果性がある。また名目公的資本形成，失業率との間に相互に因果関係があるとい

11）資本分配率：1－労働分配率。資本ストック：内閣府「民間企業資本ストック」，JT，NTT，電源開発，JR，新幹線の民営化の影響を調整したもの。稼働率：製造工業稼働率，経済産業省「鉱工業生産・出荷・在庫指数」。労働分配率：雇用者所得／国民所得，内閣府「国民経済計算」，1989年まで68SNA，1990年以降93SNAを使用。就業者数：総務省「労働力調査」。総実労働時間：厚生労働省「毎月勤労統計調査」により作成。

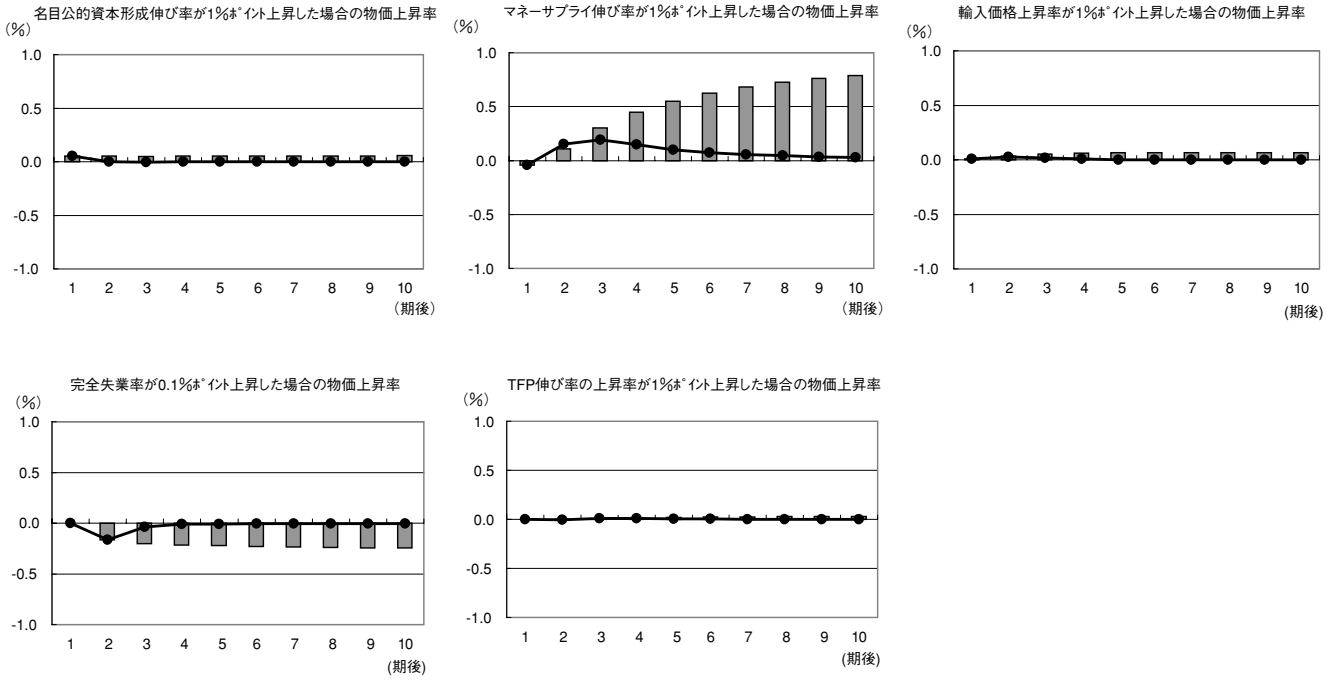
12）頑健性の確認のため，他の変数はそのままで物価を最後に持ってきた場合の検証も行った。並び替えを行った場合のインパルス応答関数を見ると，1期のみではあるが，TFPが上昇すると物価も上昇するという結果となった。技術革新の代理変数として使用したTFPには，技術革新以外に景気の影響が含まれている可能性があることには注意を要するが，ここでの分析においては，技術革新がデフレの要因であるという議論とは逆の結果となった。

図25　TFP モデル



（注）　実線は１標準偏差のショックに対する反応，点線は±２標準誤差の範囲

図26　１％あたりのインパルス応答（物価の反応）　TFP モデル



（注）　折線グラフは１期間のインパルス，棒線グラフは累計効果を表す

う結果となった。名目公的資本形成と失業率に対して因果関係があることに関しては景気要因が残ってしまっていることが考えられるが，ここでの分析においてはTFPから物価に対して因果関係が検証された。

Ⅳ－２－３．インパルス応答関数

インパルス応答関数を表した図25を見ると，TFPの上昇に対するGDPデフレーターは，誤差が大きく，影響もほとんどないことが分かる。図26のTFPの上昇率が１％上昇した場合の物価上昇率の反応は0.03％の上昇となり，想定していた結果と逆のものとなった（ただし有意ではない）。

以上の分析結果をまとめると，TFPはGDPデフレーターに対してGrangerの意味での因果関係があるが，インパルス応答関数ではその効果は確認できなかった。前述のとおり，推計上の問題がある可能性はあるが，今回の分析においては，技術革新が物価に及ぼす影響は検証されなかった。

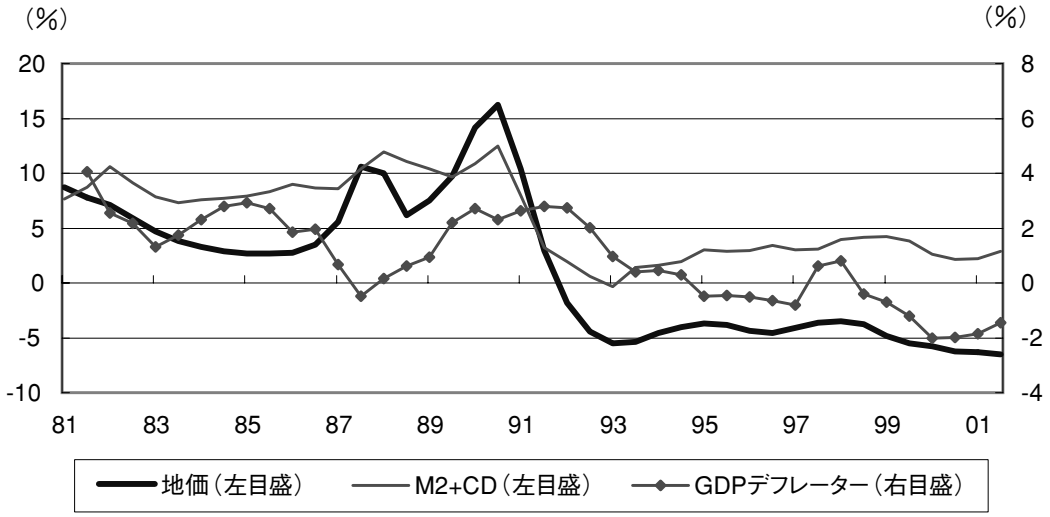
TFPはIT化，規制緩和等により高まるものと考えられるが，アメリカ等の日本より技術革新が進んでいる国においてデフレになっていないことから，技術革新が進んでいることがデフレをもたらすとは必ずしも考えられない。また90年代になって日本のTFP成長率がそれ以前と比べ低下している中でデフレが進行していることを考えれば，これは当然の結果であろう。

Ⅳ－３．地価

地価が物価に影響を及ぼす経路を考えると，日本においては，従来，土地担保による銀行貸出が行われていた。その体制のもとでは，地価の下落は担保価値の減少となり，貸出が抑制される。貸出が減少することで投資が減少し，需要が減少し，物価が下落するという経路が考えられる。

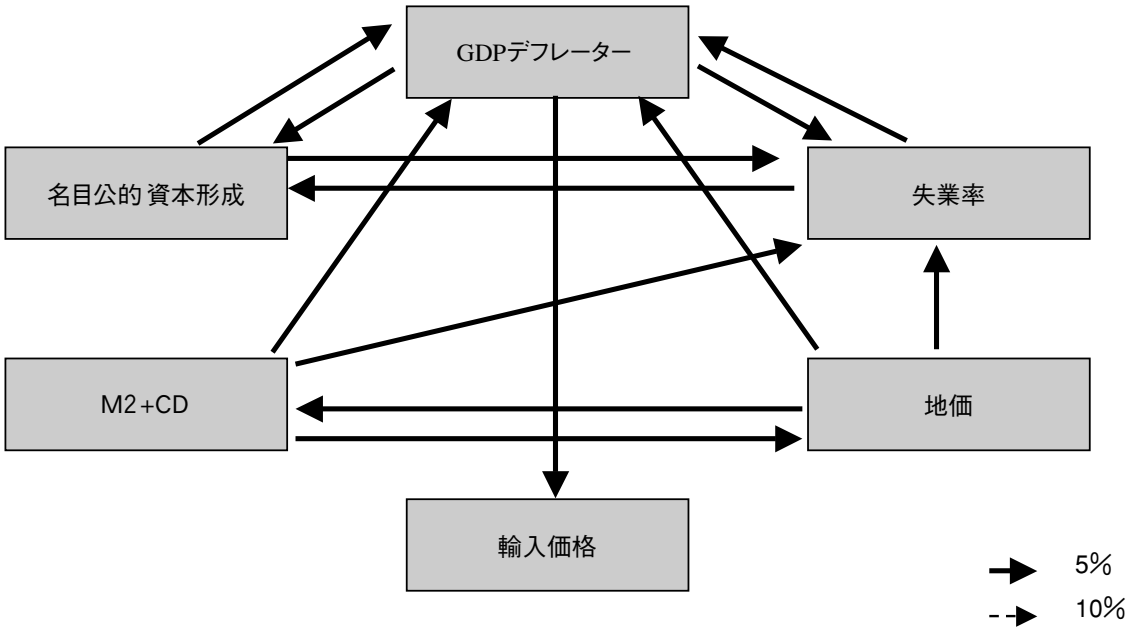
岩田（2001）では，フローとストックのデフレ増幅効果を指摘している。すなわち，フローのデフレは，一方で企業の名目収益を減少させることにより株価の下落を，他方で地代・家賃の減少をもたらすことにより地価の下落を引き起こす。このストックのデフレは家計や企業や銀行のバランスシートの悪化によって，金融仲介機能を低下させ，消費と投資を減少させるため，いっそうのフローのデフレを引き起こす。このフローのデフレが再びストックのデフレを引き起こすというように，両者は相互に増幅効

図27　地価とマネーサプライと物価（前年比，半期ベース）



（出所）　日本不動産研究所「全国市街地価格指数」，日本銀行「金融経済月報」
内閣府「国民経済計算」

図28　Granger Test　地価



果を発揮しあうとしている。

この議論を受けて，地価の変動が物価に及ぼす影響を検証するためのVARモデルを構築する。地価は全国市街地価格指数（全国平均）を使用した。ただしデータが半期ベースであるため，前後の期の単純平均を取り，四半期データに変換した。VARモデルを構成する変数はⅢ節で使用した6変数からコールレートを除き，地価（対数変換後のもの）を代入した。変数の順番は名目公的資本形成，マネーサプライ，輸入価格指数，GDPデフレーター，地価，完全失業率とした[13)]。また推計期間は地価のデータが2001年第3四半期までとなるため，1980年第1四半期から2001年第3四半期までとし，ラグの選定についてはSC基準に従い1次のラグとした。

Ⅳ－3－1．単位根検定

前掲の表2によれば，地価の1階の階差については，ADFテストにおいて単位根の存在が棄却されない結果となっている。地価は図27で示したように，マネーサプライと同様に，バブル崩壊後構造変化を起こしているようである。したがって地価の分析についても，Ⅲ節と同様に各変数の1階の階差をとり，VARモデルによる分析を行うこととする。また図27で見たように，地価とマネーサプライの間には強い相関関係があると考えられるため，以下の分析結果の検討にあたっては注意が必要である。

Ⅳ－3－2．Grangerの因果性

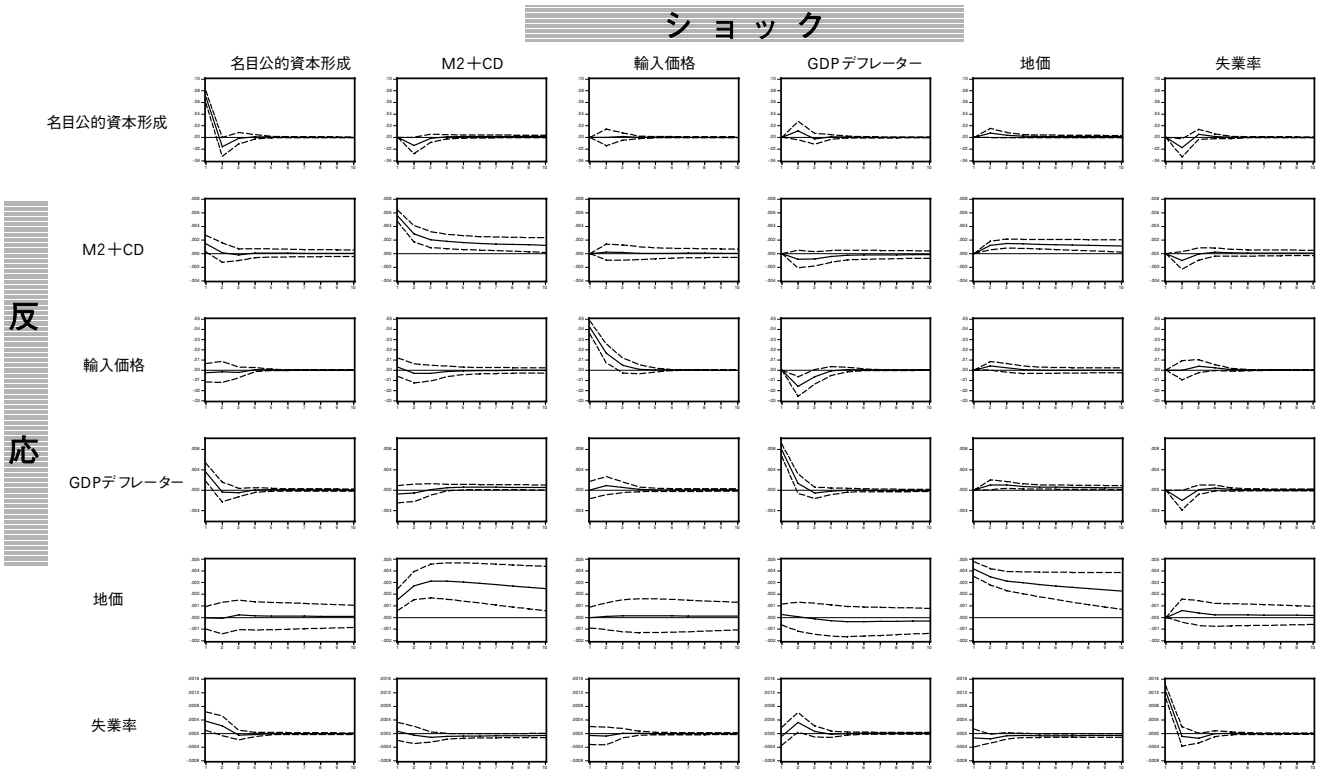
Grangerの因果性テストの結果を表した図28を見ると，地価はGDPデフレーターに対しGrangerの意味での因果性がある。またマネーサプライとの間に相互に因果関係があり，地価から失業率に対して因果関係がある。なお香西・伊藤・有岡（2001）では地価と物価についてGrangerの因果関係を計測しているが，地価と物価の間の因果性は検証されていない。ただし本稿の推計とは変数・期間に相違がある。

Ⅳ－3－3．インパルス応答関数

図29のインパルス応答関数を見ると，地価の上昇に対するGDPデフレーターの反応は，10期間を通じて有意にプラスとなり効果も持続す

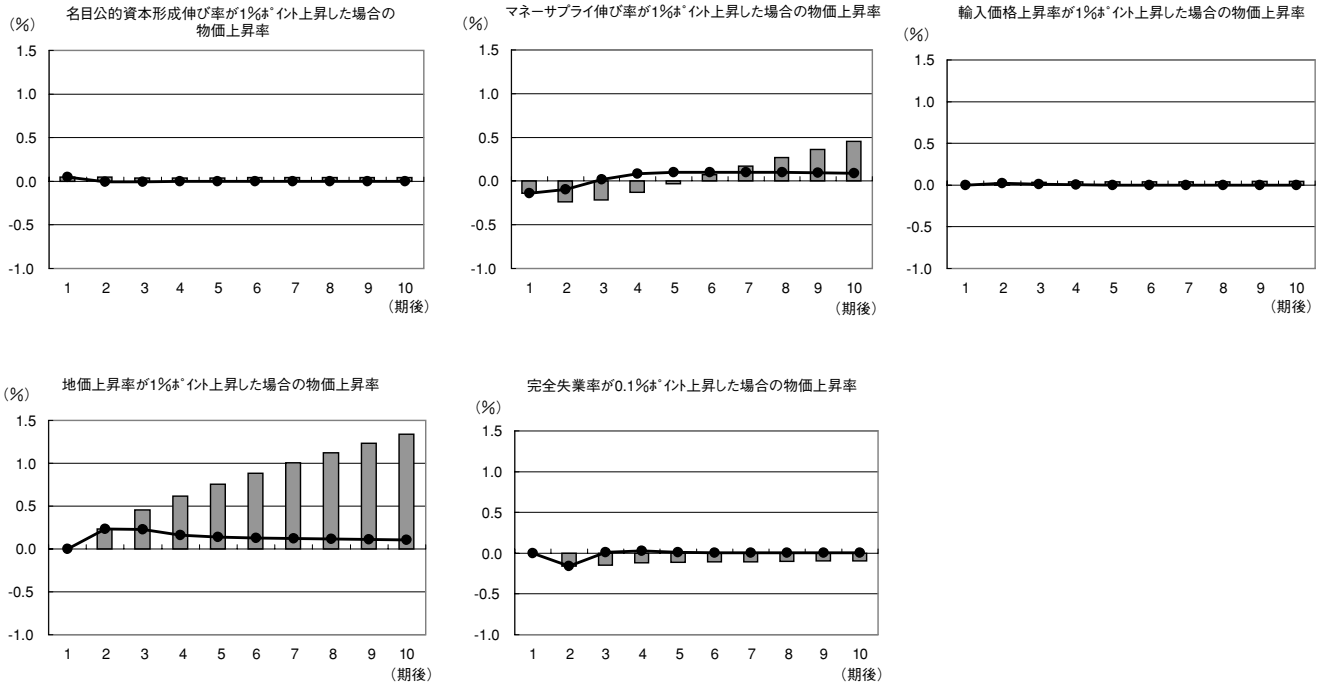
13）頑健性の確認のため，他の変数はそのままで物価を最後に持ってきた場合の検証も行ったが，結果に大きな変化はなかった。

図29　地価モデル



（注）　実線は１標準偏差のショックに対する反応，点線は±２標準誤差の範囲

図30　１％あたりのインパルス応答（物価の反応）　地価モデル



（注）　折線グラフは１期間のインパルス，棒線グラフは累計効果を表す

る。また図30の地価上昇率の１％の上昇に対する物価上昇率の反応は10期間の累計で1.34％と大きい。また地価をモデルに組み入れたことで，マネーサプライの上昇に対する物価の反応に変化が生じ，１期目，２期目にマイナスとなった後，３期目以降プラスとなった。マネーサプライ上昇率の１％の上昇に対する物価上昇率の反応は0.45％のプラスとなり，地価を入れなかった場合に比べ，マネーサプライの効果は小さくなる。その他の変数は概ねⅢ節での分析と同様の結果となった。

ここで図29のマネーサプライと地価との間のインパルス応答関数を見ると，両者の間には強い正の関係がある。マネーサプライ上昇率の１％の上昇に対する地価上昇率の反応は4.77％のプラス，地価上昇率の１％の上昇に対するマネーサプライ伸び率の反応は3.63％のプラスとなっている。したがって地価から物価への分析結果については，マネーサプライと地価の間に強い関係があるために生じている可能性もあるが，地価の上昇は物価上昇につながるものと考えられる。すなわち90年代の状況を考慮すれば，地価の下落がデフレの要因となっている可能性が考えられる。

Ⅳ－４．GDP ギャップ

前節では，物価を中心とした標準的なモデルを構築する際，GDP ギャップの代理変数として完全失業率を用いて分析を行った。これはGDP ギャップの推計に様々な方法があることから，恣意性をなくすために行ったものである。図31は経済財政白書（2001）の GDP ギャップ[14]と失業率の推移を見たものであるが，前年差をとって両者の動きを見ると，バブル崩壊までは両者がほぼ同じ動きをしているのに対し，バブル崩壊後については景気悪化にともなう人員削減が遅れたため，GDP ギャップの変化に遅れて失業率が変化していたことが読み取れる。また GDP ギャップは90年代の景気回復期に前年と比べプラスとなっているものの，失業率は企業の雇用調整が進むなかでほぼ一貫して悪化している。

ここでは確認のため，経済財政白書の GDP ギャップのデータを用いてⅢ節と同じ分析を行う。VAR モデルを構成する変数はⅢ節で使用した６変数から失業率を除き，GDP ギャップを代入した。変数の順番は名目公的資本形成，マネーサプライ，コールレート，輸入価格指数，GDP デフレーター，GDP ギャップとした[15]。ここでは GDP ギャップが季節調整済のデータであるため，コールレートを除き季節調整済のデータを使用した。また推計期間は GDP ギャップのデータが2001年第２四半期までとなるため，1980年第１四半期から2001年第２四半期までとし，ラグの選定については SC 基準に従い１次のラグとした。

Ⅳ－４－１．単位根検定

変数を季節調整後のものに変更するため，変更した変数についての単位根検定を行った。表５では，マネーサプライ以外の各変数は１階の階差をとることにより単位根の存在が概ね棄却されていることが示されている。マネーサプライについては今までの分析と同様に１階の階差とする。また GDP ギャップについては，レベルでは単位根の存在が棄却されないが，GDP ギャップの性質から考えて，１階の階差はとらずレベルのまま使用する。したがって，GDP ギャップを除く変数は全て１階の階差を取ったものを用い VAR モデルによる分析を行う。

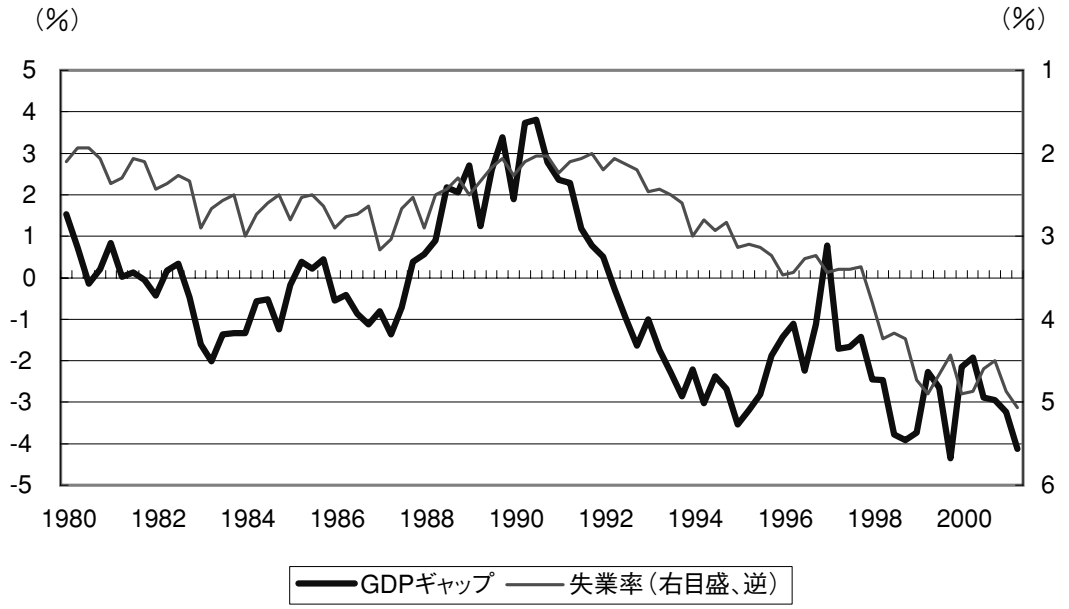
Ⅳ－４－２．Granger の因果性

Granger の因果性テストの結果を表した図32を見ると，GDP ギャップは GDP デフレーターに対し Granger の意味での因果性があり，マネーサプライから GDP ギャップに因果性がある。

14）GDP ギャップ＝（現実の GDP－潜在 GDP）／潜在 GDP，データは内閣府（2001）の推計値を使用。

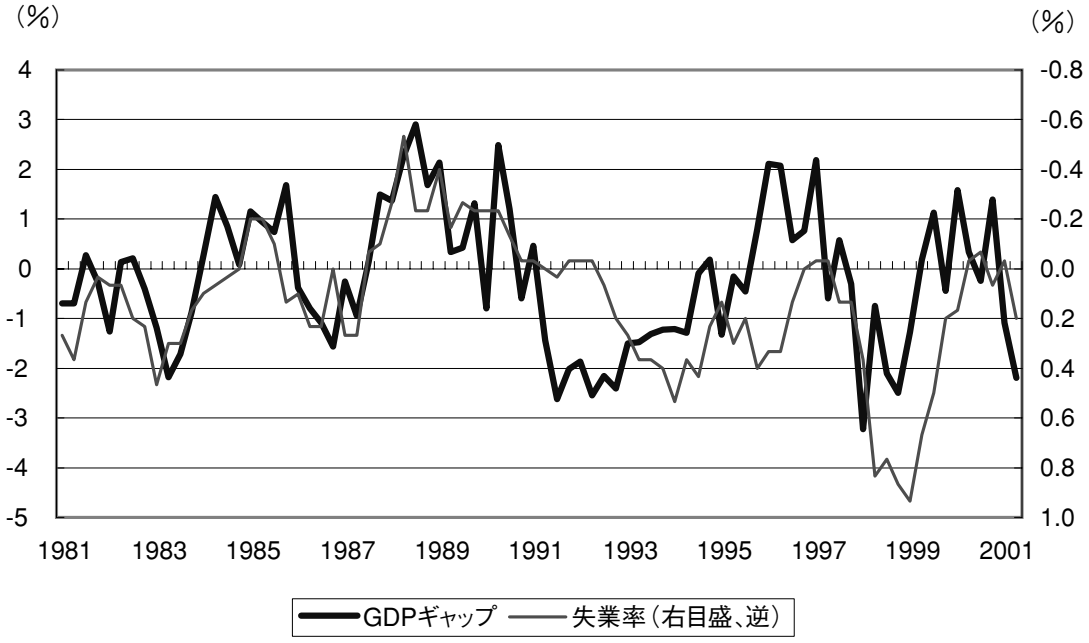
15） 頑健性の確認のため，他の変数はそのままで物価を最後に持ってきた場合の検証も行ったが，結果に大きな変化はなかった。

図31－①　GDP ギャップと失業率



（出所）　内閣府「経済財政白書」，財務省「労働力調査」

図31－②　GDP ギャップと失業率の前年差



（出所）　内閣府「経済財政白書」，財務省「労働力調査」

表５　単位根検定

季節調整
推計期間：1980年～2001年
【レベル】

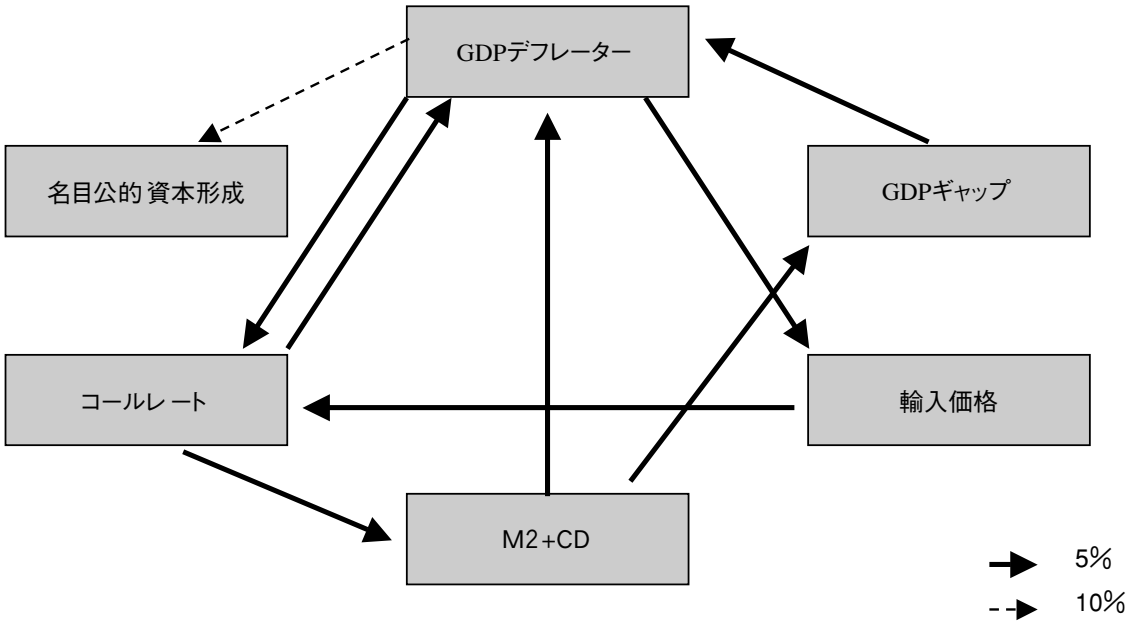
変数	トレンド項＋定数項				定数項				なし			
	1	2	3	4	1	2	3	4	1	2	3	4
名目公的資本形成	−0.65	−0.63	−0.75	−0.75	−1.25	−1.22	−1.03	−0.90	0.92	0.88	0.73	0.72
コールレート	−3.84**	−2.62	−2.56	−2.47	−3.29**	−1.93	−1.31	−0.98	−3.80***	−2.49**	−1.70*	−1.42
M２＋CD	−0.87	−1.71	−1.50	−1.44	−2.20	−2.85*	−2.55	−2.10	2.02	1.55	1.47	1.21
輸入価格	−2.02	−1.87	−2.52	−1.82	−1.70	−1.38	−1.70	−1.48	−1.18	−1.04	−0.84	−1.17
GDP デフレーター	0.02	0.69	1.24	0.68	−3.47**	−2.20	−1.70	−1.62	1.80	1.17	0.87	0.48
GDP ギャップ	−1.93	−1.47	−1.92	−2.02	−1.42	−0.89	−1.28	−1.45	−1.07	−0.55	−0.98	−1.11

【１次階差】

変数	トレンド項＋定数項				定数項				なし			
	1	2	3	4	1	2	3	4	1	2	3	4
名目公的資本形成	−5.97***	−4.91***	−4.52***	−3.15	−5.88***	−4.86***	−4.50***	−3.08**	−5.82***	−4.82**	−4.46***	−3.04***
コールレート	−6.13***	−4.49***	−4.25***	−3.51**	−6.10***	−4.56***	−4.35***	−3.62***	−5.82***	−4.43***	−4.26***	−3.62***
M２＋CD	−3.10	−2.92	−2.44	−1.99	−1.97	−1.95	−1.74	−1.63	−1.08	−1.18	−1.25	−1.43
輸入価格	−5.01***	−3.43*	−4.25***	−3.84**	−5.00***	−3.39**	−4.19***	−3.72***	−4.92***	−3.32***	−4.05***	−3.51***
GDP デフレーター	−5.59***	−5.00***	−3.60**	−2.62	−4.44***	−4.04***	−2.68*	−1.64	−4.38***	−4.12***	−2.81***	−1.84*
GDP ギャップ	−8.90***	−4.92***	−3.97**	−3.13	−8.92***	−4.91***	−3.97***	−3.11**	−8.90***	−4.89***	−3.93***	−3.08***

（注）　***は１％，**は５％，*は10％の有意水準であることを示している

図32　Granger Test GDP ギャップ

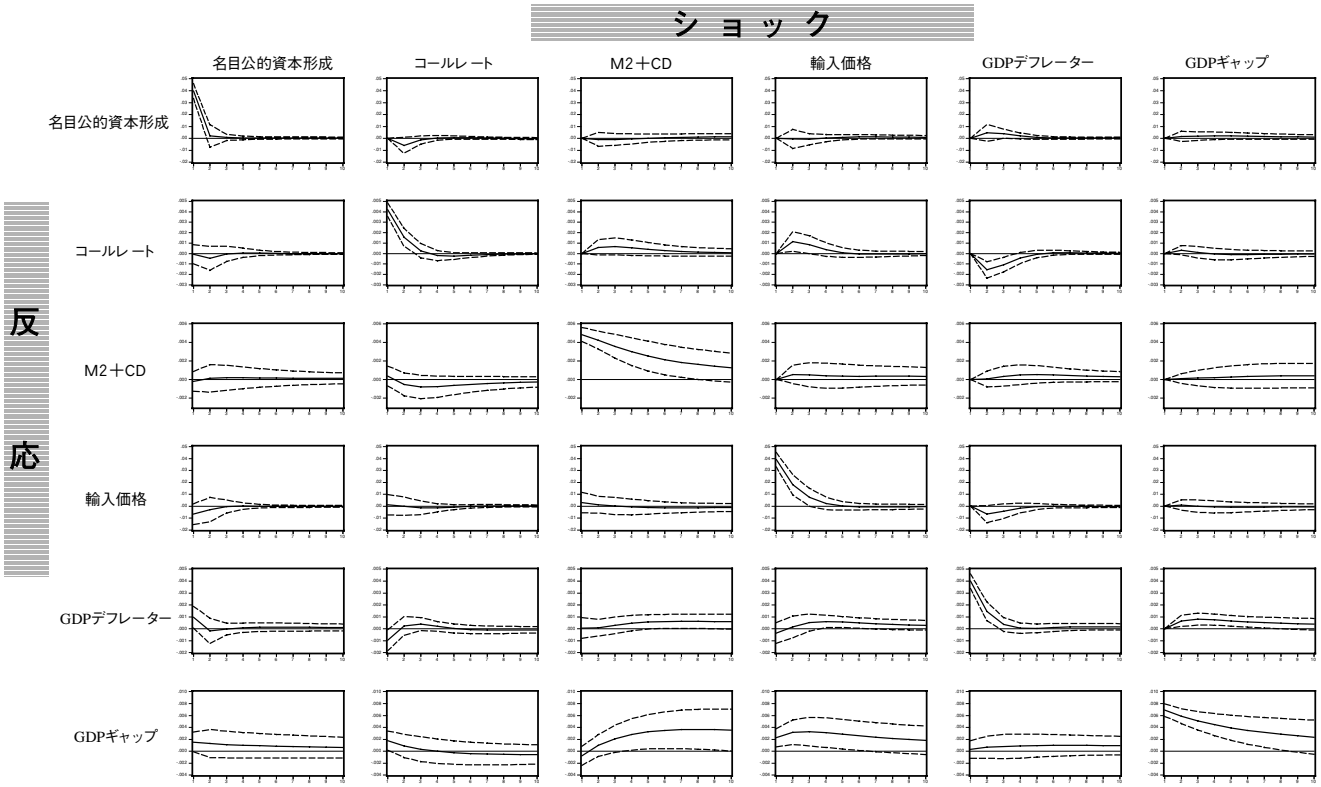


また季節調整後のデータとしたことで，名目公的資本形成と GDP デフレーターの関係が弱まり，名目公的資本形成から GDP デフレーターへの因果関係がなくなった。一方，GDP デフレーターとコールレートの間で相互に因果関係が表れている。

Ⅳ－４－３．インパルス応答関数

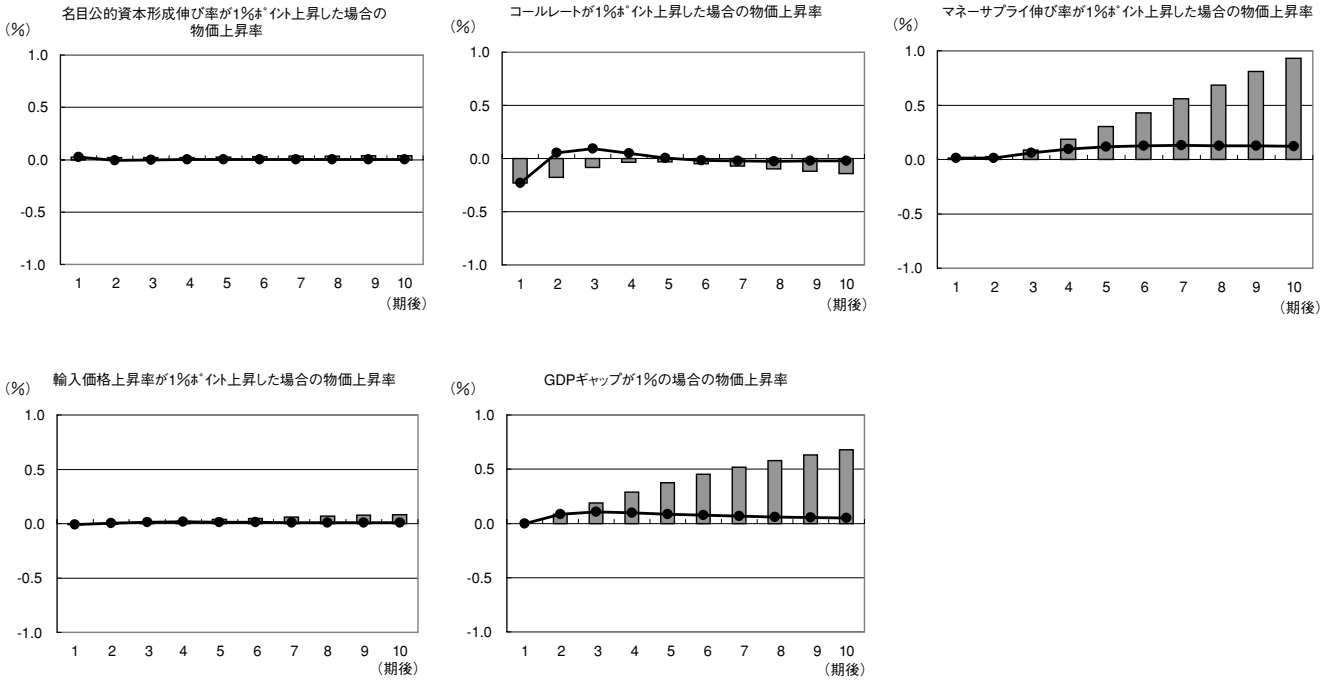
図33のインパルス応答関数を見ると，GDP ギャップに対する GDP デフレーターの反応は，10期間を通じて有意にプラスとなる。つまりインフレギャップがあるときインフレとなり，デフレギャップがあるときデフレとなる。また図34の GDP ギャップ（インフレギャップ）が１％の場合の物価上昇率の反応は10期間の累計で0.68％であり，失業率の効果が0.30％であったのと比べると，効果は大きくなっている。モデルを変更したことで，他の変数が GDP デフレーターに及ぼす影響にも変化が生じている。コールレートの１％上昇に対する物価上昇率の反応は0.14％の下落となり，Ⅲ節の結果と比べ，効果が低下する。一方，マネーサプライ上昇率の１％の上昇に対する物価上昇率の反応は0.93％のプラスとなり，Ⅲ節での分析結果とほぼ等しい。他の変数については概ねⅢ節と同様の結果となっている。ここでの分析の結果から GDP デフレーターに対しては金融政策，GDP ギャップの影響が大きく，失業率と GDP ギャップを入れ替えた場合について結果に大きな変化が生じないことが確認された。

図33　GDP ギャップモデル



（注）　実線は１標準偏差のショックに対する反応，点線は±２標準誤差の範囲

図34　１％あたりのインパルス応答（物価の反応）　GDP ギャップモデル



（注）　折線グラフは１期間のインパルス，棒線グラフは累計効果を表す

Ⅴ．デフレの要因

今までの分析結果をまとめる。まずⅢ節で行ったGDPデフレーターのモデルではコールレート，マネーサプライ，失業率が物価に大きな影響を及ぼすことが確認された。消費者物価のモデルでは，コールレート，マネーサプライが大きな影響を及ぼしていることが分かった。また国内卸売物価のモデルではマネーサプライ，輸入価格が物価に影響を及ぼすことが確認された。したがって，使用する物価指標によって違いはあるものの，全ての物価指標に対しマネーサプライが大きな影響を及ぼしていることが確認された。つまり，マネーサプライの増加率が低いことが，デフレの主要な要因であった可能性が確認された。

Ⅳ節で行った分析では，中国からの輸入モデルでは，中国からの安価な輸入品の増加が物価に与える影響は限定的なものであることが示された。次に技術革新のモデルでは，技術革新の代理変数として使用したTFPが物価に与える影響は確認できなかった。最後に地価のモデルでは地価が物価に与える影響が大きいことが確認された。またⅣ節で行った分析の全てで，マネーサプライ及び失業率（GDPギャップ）が物価に影響を及ぼしていることが確認された。

Ⅵ．デフレへの対応

Ⅵ－１．デフレへの対応

前節までの分析結果から，現在のデフレから脱却するためには，①マネーサプライを増加させる，②失業率を低下させる，③地価を上昇させる，また国内卸売物価に対する効果のみではあるが，④輸入価格を上昇させるという方法が考えられる。なお，名目公的資本形成の増加については，前述の通りGDP比１％（約５兆円）増加させた場合，その年の物価上昇率を約0.91％高める効果があるが，持続的なインフレ圧力を与えようとする場合，継続的に伸び率をプラスに維持する必要があるが，現在の財政状況を考えれば，そのような政策の遂行は難しいものと考えられる。

デフレから脱却するための上記①～④の方法について，マネーサプライの増加を図る方法以外は以下の理由により，政策変数として不適切であるため，マネーサプライを増加させる方法に絞って検討を進める。まず②の失業率を低下させる方法は，そもそも失業率低下自体が政策目標であり，またⅢ節のVARモデルの結果から見ても①のマネーサプライを増加させることで，失業率を低下させることは可能である。次に③の地価を上昇させる方法については，適切な政策は考えにくく，地価を上昇させることが望ましいかどうかについても議論の分かれるところである。またマネーサプライと地価の関係から見て，マネーサプライを上昇させることで地価の上昇が期待できる。マネーサプライの増加が地代の名目値を上昇させ，それを通じて地価を上げることが可能だからである。最後に④の輸入価格を上昇させる方法については，輸入価格はコントロールすることができるものではなく，政策変数とはならない。

Ⅵ－２．VARモデルの構築

マネーサプライを増加させることがデフレから脱却するために効果があることが分かったが，

マネーサプライは金融政策の操作変数ではないという議論がある。しかし金融政策によりコントロールできるマネタリーベースを増加させることで，マネーサプライを増加させることは可能だと考えられる。

そこで金融政策によりコントロールできる変数としてマネタリーベースを使用し，マネタリーベース及びマネーサプライの両変数を入れたVARモデルを用いて，マネタリーベースを増加させることによりマネーサプライを増加させることが可能であることを検証する。使用する変数は，マネタリーベース（準備率調整後），M２＋CD，GDPデフレーター，実質GDPの４変数とする。変数は全て対数変換したものを用い，推計期間は1980年第１四半期から2001年第４四半期までとする。推計にあたっては，季節ダミー，消費税ダミーに加えて，マネタリーベースに顕著な影響を及ぼしている2000年問題の影響を控除するため，2000年第１四半期と第２四半期にダミーを入れて推計を行う。また変数を並べる順序は上記のとおりとし，ラグの選定については１次から８次のラグの中でSC基準に従い，１次のラグとした。

Ⅵ－２－１．単位根検定

今回追加した変数のマネタリーベースとGDPについて，前掲の表２によると，両変数とも１階の階差を取ることにより，単位根の存在が概ね棄却されている。従って各変数ともに１階の階差をとることにより定常化を行い，VARモデルによる分析を行うこととする。

Ⅵ－２－２．Grangerの因果性

Grangerの因果性を表した図35を見ると，マネタリーベースとマネーサプライの間にGrangerの意味での因果性は検証されなかった。一方，マネタリーベースと実質GDPの間には相互に因果関係があることが検証された。

Grangerの因果性テストの結果から，マネタリーベースとマネーサプライとの間に因果関係は見出せないが，マネタリーベースと実質GDPの間には，相互に因果関係があることから，マネタリーベースを操作することで，景気に影響を与えることは可能であると考えられる。

Ⅵ－２－３．インパルス応答関数

インパルス応答関数を表した図36を見ると，マネタリーベースの上昇に対するマネーサプライの反応はプラスとなり，効果も持続する。また図37のマネタリーベース伸び率の１％の上昇

図35　Granger Test　マネタリーベース

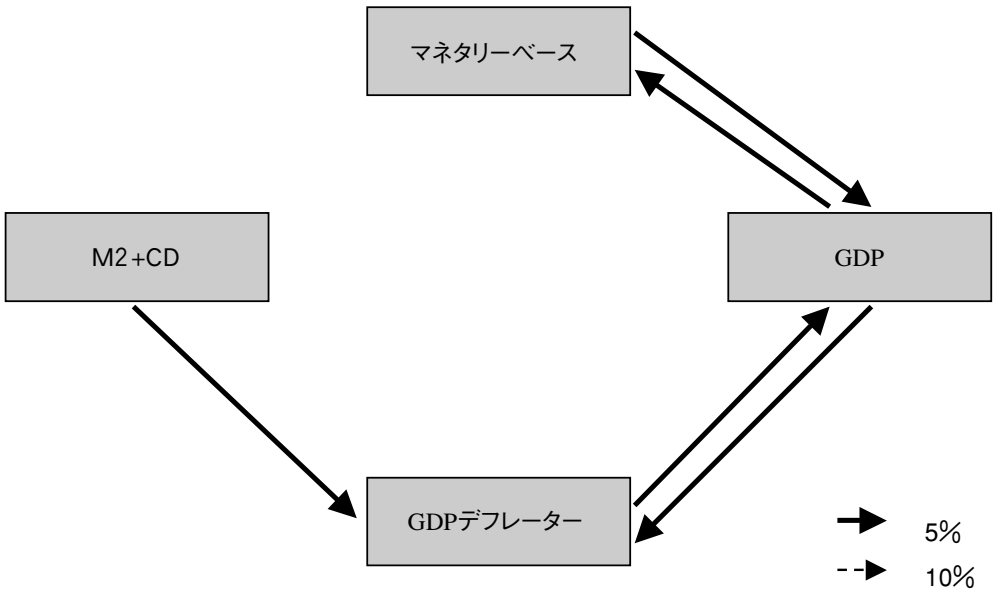
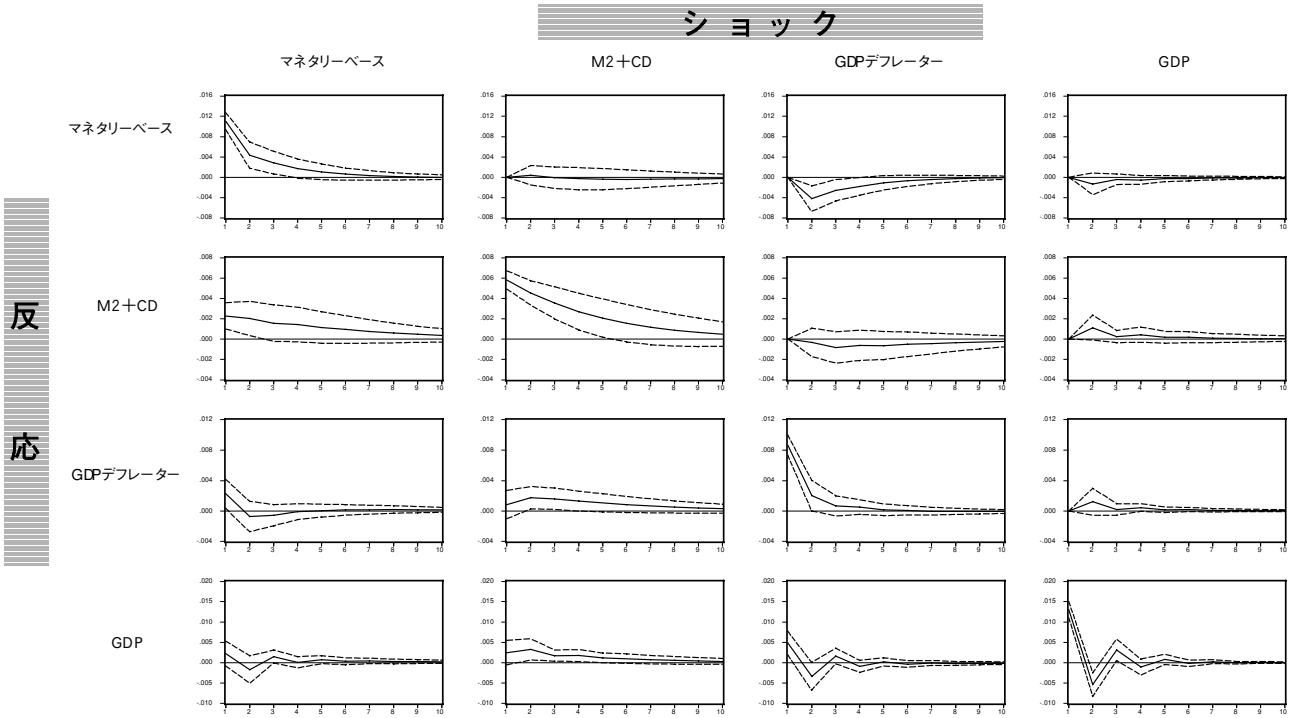
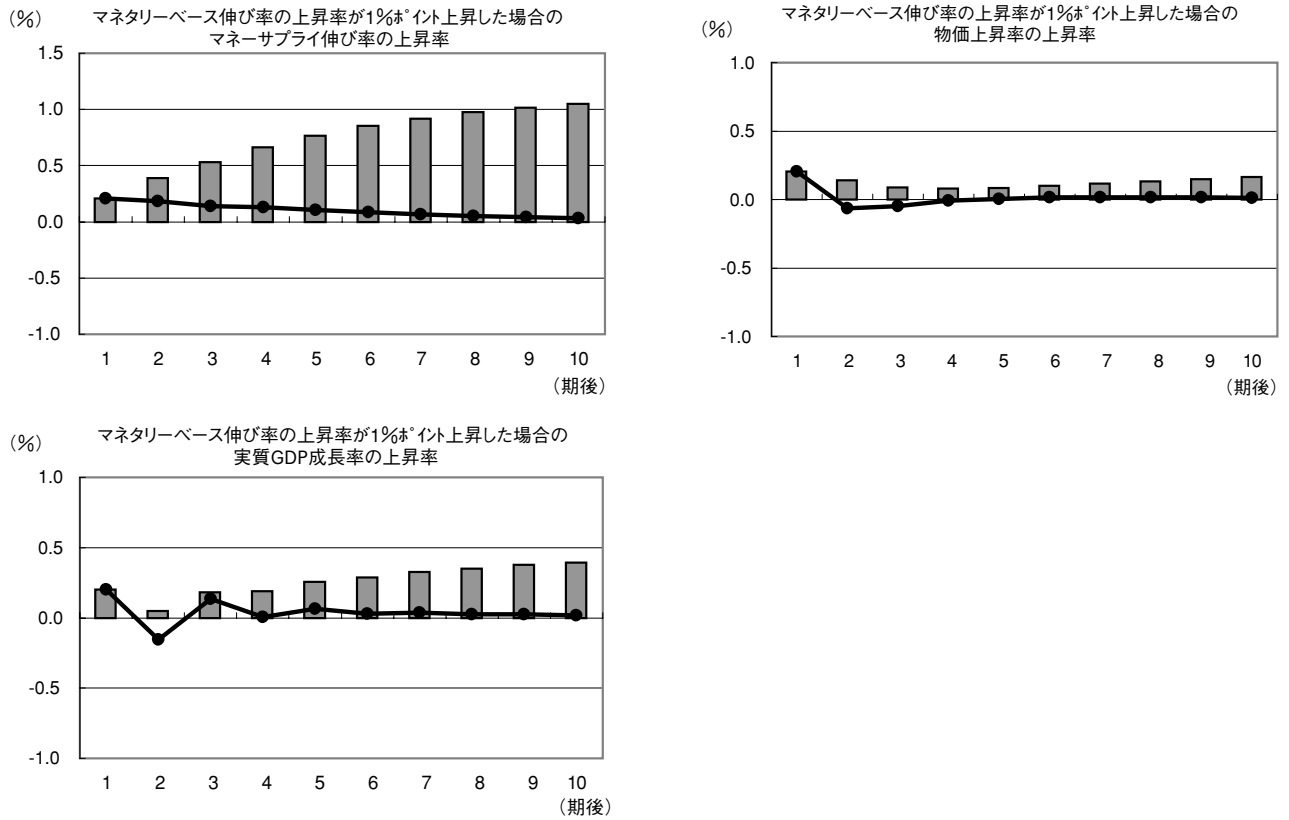


図36　マネタリーベース　モデル



（注）　実線は１標準偏差のショックに対する反応，点線は±２標準誤差の範囲

図37　１％あたりのインパルス応答（マネタリーベースのショック）



（注）　折線グラフは１期間のインパルス，棒線グラフは累計効果を表す

に対するマネーサプライ伸び率の反応は10四半期間の累積で1.05％のプラスとなる。したがって，マネタリーベースを増加させ，マネーサプライを増加させることが可能であると考えられる。

マネタリーベースの上昇に対するGDPデフレーターの反応は，１期目にプラスとなり，２期目，３期目にマイナスとなるが，４期目以降再びプラスとなる。マネタリーベース伸び率の１％の上昇に対するGDPデフレーター上昇率の反応は10期間の累積で0.16％のプラスとなる。またマネタリーベースの上昇に対する実質GDPの反応は，１期目にプラスとなり，２期目にマイナスとなるが，３期目に再びプラスとなり，４期目以降ゼロに収束する。マネタリーベース伸び率の１％の上昇に対する実質GDP上昇率の反応は10期間の累積で0.39％のプラスとなる。したがって，マネタリーベースの増加は，物価上昇，実質GDPの上昇にも一定の効果があると考えられる。

Ⅵ－２－４．シミュレーション

中澤（2002）では，金融政策に関してテーラールールによるコールレートの水準と実際のコールレートを比較した分析により，バブル崩壊後の緩和の遅れ，93年末から95年の緩和の不足，97年秋の金融システム危機後の緩和不足を指摘している。

ここでは上記の緩和の遅れや不足が見られる過去の時点において，マネタリーベースを増加させていた場合の，マネーサプライ，物価，実質GDPの変化についてシミュレーションを行った。シミュレーションは期間を変えて２種類行った。一つはバブル後の1992年第１四半期から1995年第４四半期までの期間，マネタリーベースの伸び率が1980年～88年のトレンドに近い年率８％であった場合のケース（以下ケース１とする）と，もう一つは金融危機後の1998年第１四半期以降について，マネタリーベースの伸び率が2002年１～３月の平均である年率28％とするケース（以下ケース２とする）についてシミュレーションを行った。

具体的なシミュレーションの方法は，ケース１においては1992年第１四半期から1995年第４四半期までの期間において，各四半期に実際のマネタリーベースの伸び率と年率８％の伸び率の差のショックを与えその効果を累計した。ある１期に与えたショックの効果が10四半期間続くものと仮定し，まずマネタリーベース自身に与える効果を推計し，その影響を考慮したうえで，各期に与えるショックの大きさを特定している[16]。ケース２についても同様の方法によりシミュレーションを行った。

図38はケース１のシミュレーション結果について見たものであるが，1992年から1995年までマネタリーベースが８％[17]で伸びていた場合，1991年から1995年のマネーサプライの４年間の平均伸び率は3.7％（実際は1.7％）となる。GDPデフレーター上昇率については平均で0.8％（実際は0.5％）となる。また実質GDP成長率は平均で1.7％（実際は1.0％）となり，1995年の実質GDPは512兆円（実際は498兆円）と14兆円の増加となる。したがって，マネタリーベースが８％で伸びていた場合，全ての変数でプラスの効果が確認される。また図39はケース１のシミュレーション結果をレベル（対数）で見たものであるが，マネタリーベースは80年代のトレンド線[18]を超える水準を維持しているが，マネーサプライ，GDPデフレーターはトレンド線に達しておらず，実質GDPもトレンドを少し下回る水準となる。しかし，いずれの

16）推計にあたっては，マネタリーベースの伸び率について，マネタリーベースのVARモデルにおける2000年問題ダミーの係数である3.3932％を2000年第１四半期から控除し，5.2149％を2000年第２四半期に加算して推計している。

17）シミュレーションの結果，1991年から1995年までの４年間におけるマネタリーベースの平均伸び率は7.6％（実際は3.6％）となっている。

18）1980年から1988年までとしている。

図38　ケース１：マネタリーベースの伸び率が８％であった場合のシミュレーション（前年比）

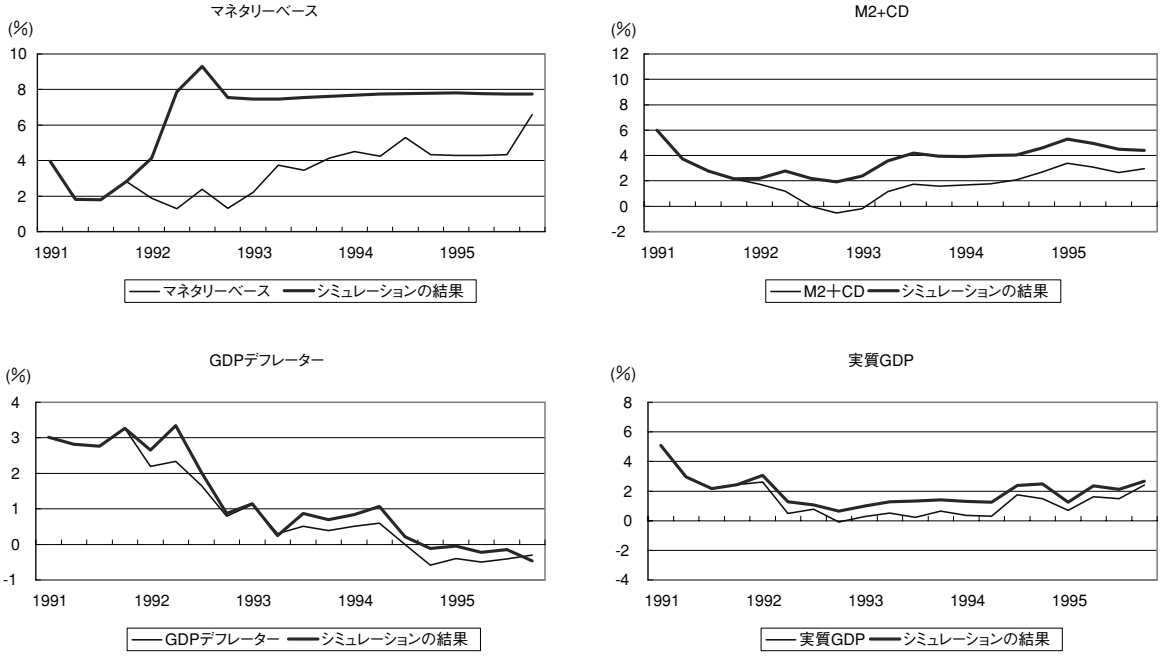


図39　ケース１：マネタリーベースの伸び率が８％であった場合のシミュレーション（自然対数）

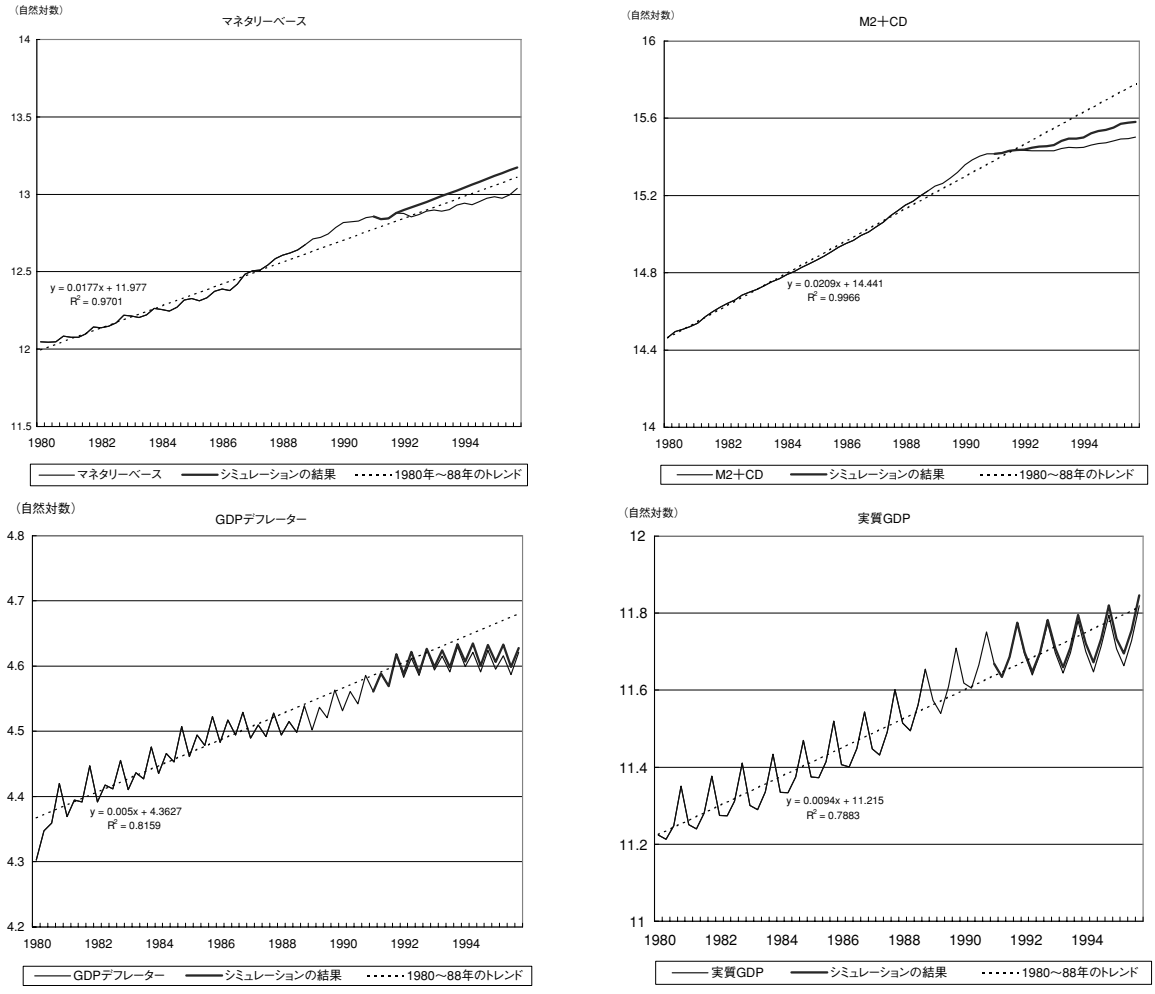


図40　ケース２：マネタリーベースの伸び率が28%であった場合のシミュレーション（前年比）

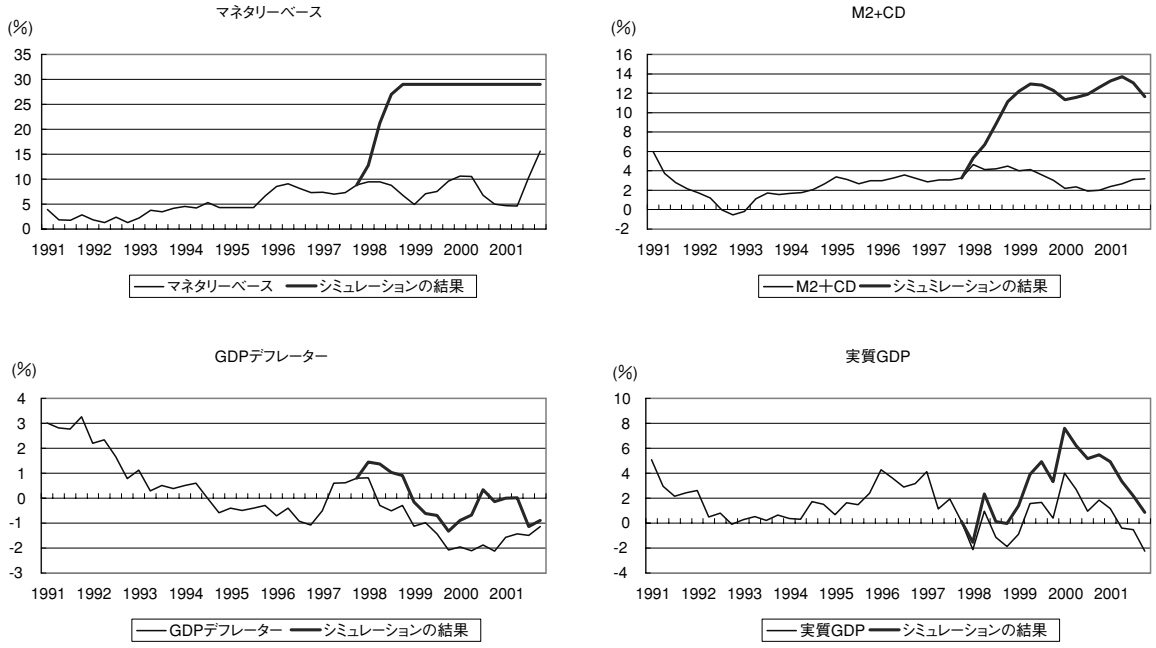
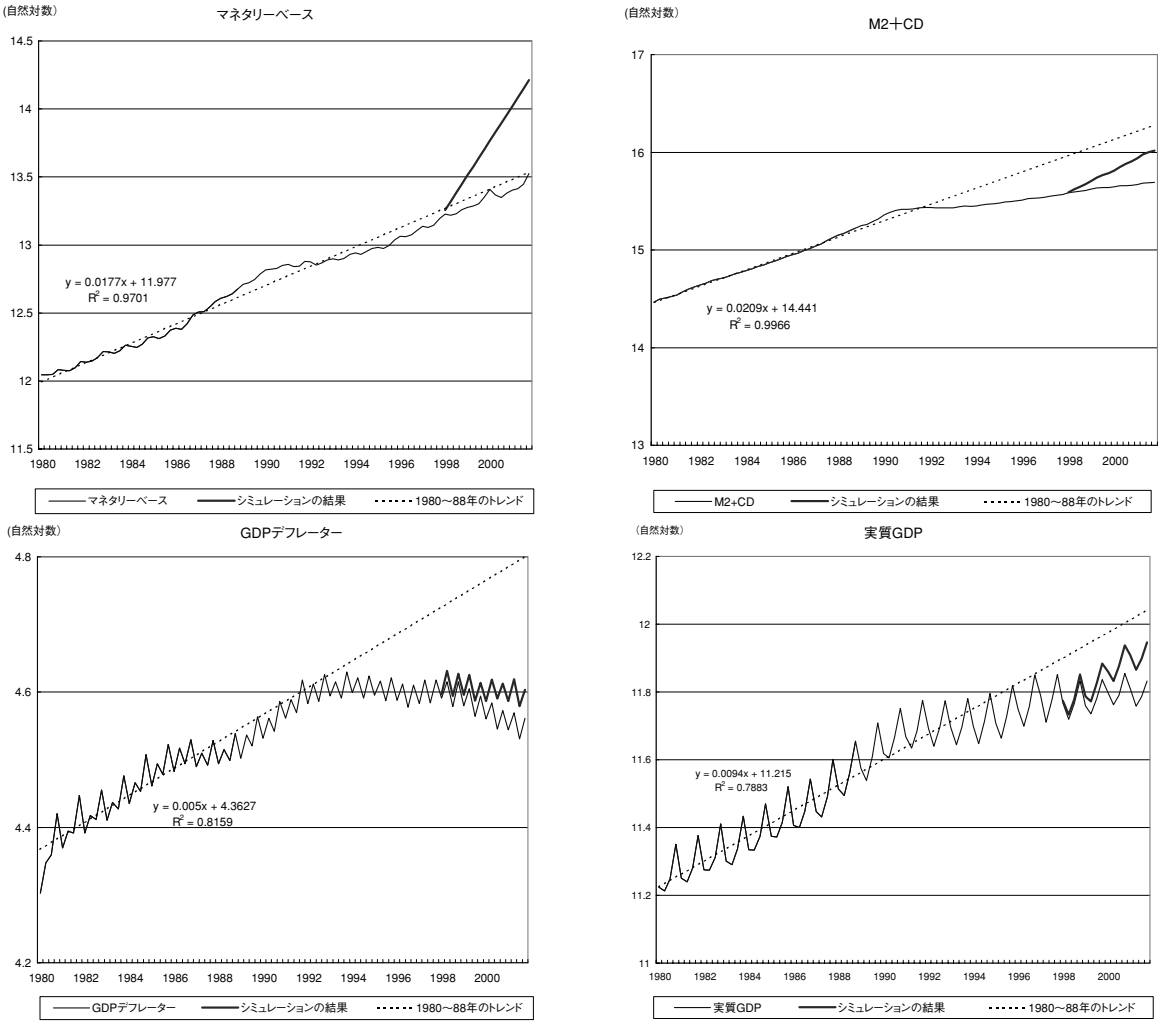


図41　ケース２：マネタリーベースの伸び率が28%であった場合のシミュレーション（自然対数）



変数も現実の値は上回っていることから，マネタリーベースの増加は一定の効果があることが分かる。

図40はケース２のシミュレーションの結果を前年同期比で表したものであるが，1998年から2001年までマネタリーベースが28％[19]で伸びていた場合，1997年から2001年のマネーサプライの４年間の平均伸び率は11.3％（実際は3.2％）と上昇する。このときのGDPデフレーターの上昇率は平均で0.1％の下落（実際は1.2％の下落）であり，マイナスであるもののゼロインフレに近くなっている。また実質GDP成長率も平均で3.1％（実際は0.3％）となり，2001年の実質GDPは592兆円（実際は531兆円）と61兆円の増加となる。また図41はシミュレーションの結果をレベル（対数）で見たものであるが，マネタリーベースは80年代のトレンド線を大きく上回っている。マネーサプライはトレンドと乖離は大きいものの，傾きは過去のトレンドを超えている。GDPデフレーターはトレンドとの乖離は大きいものの，ほぼ水平になっている。また実質GDPの傾きもトレンドを超えている。

ケース２でのシミュレーションの結果から，現在行われている30％前後のマネタリーベースの拡大がもっと早い段階で行われていたならば，マネーサプライが拡大され，デフレが概ね解消され，実質のマイナス成長も回避されていた可能性が示されている。ただし，金融危機後においては金融仲介機能の低下から信用乗数の低下が指摘されているが，ケース２のシミュレーションにおける推計期間は1980年から2001年までとなっており，推計結果の検討にあたっては多少割引いて判断する必要がある。

Ⅵ－３．マネーサプライとマネタリーベース

ここまでの分析で，マネタリーベースを拡大することで，マネーサプライが拡大されることを確認した。しかし，90年代を通じてマネタリーベースからマネーサプライへの経路が弱まっているという議論もある。これに対して，Hoshi（2002）では，ゼロ金利導入以降，マネタリーベースがＭ２＋CDに与える影響が弱まっているが，依然名目GDPにプラスの効果があるので，波及過程が弱いのなら日銀はもっと積極的な対策を取るべきとしている。

ここでは，マネタリーベースとＭ２＋CDの関係が弱まっているという議論を踏まえ，その安定性を検証するため，CUSUM検定及び最小二乗法による逐次検定を行うこととする。

Ⅵ－３－１．CUSUM検定

CUSUM検定とは，１時点ずつ推計期間を延長して回帰式を推計し，その誤差の累積を検定統計量とするものである。累積誤差が大幅に積み上がった時点で構造変化があったと判定する。ここでは本節のVARモデルからＭ２＋CDを被説明変数とする下記推計式を抜き出し[20]，CUSUM検定及びCUSUMQ検定を行った。

$$M2+CD = c+\alpha\cdot MB(-1)+\beta\cdot M2+CD(-1)+\gamma\cdot \mathrm{PGDP}(-1)+\delta\cdot \mathrm{GDP}(-1)+\text{季節ダミー}$$

（注）変数は全て対数変換後の前期差

図42－①，②はCUSUM検定及びCUSUMQ検定の結果を表したものであるが[21]，CUSUM検定では，90年代に入り誤差が累積しているものの，構造変化は検出されなかった。またCUSUMQ検定でも構造変化は検出されなかった。

19）シミュレーションの結果，1997年から2001年までの４年間におけるマネタリーベースの平均伸び率は27.4％（実際は8.2％）となっている。

20）VARモデルの推計式にあった消費税ダミー及び2000年問題ダミーは，回帰式には含めていない。

21）図では，推計値（実線）が点線の範囲内であれば係数は安定しており，範囲外であれば構造変化がおきていることを示している。

図42－①　CUSUM 検定

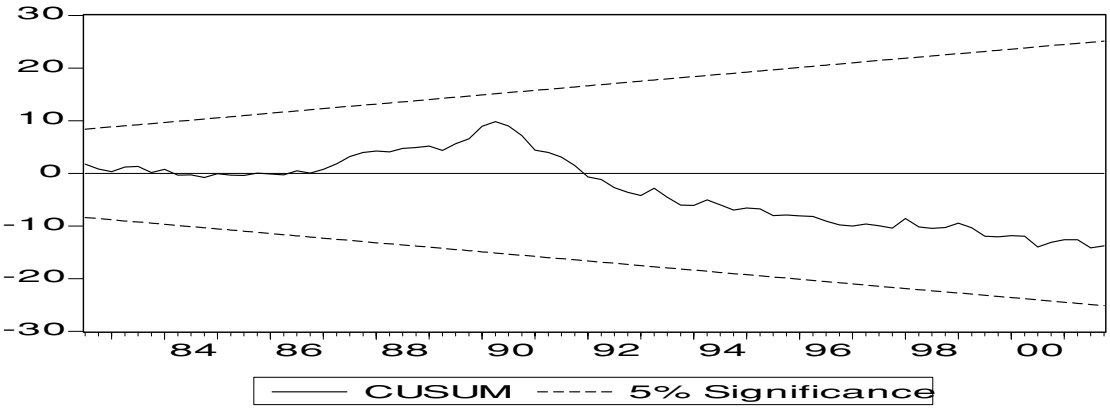
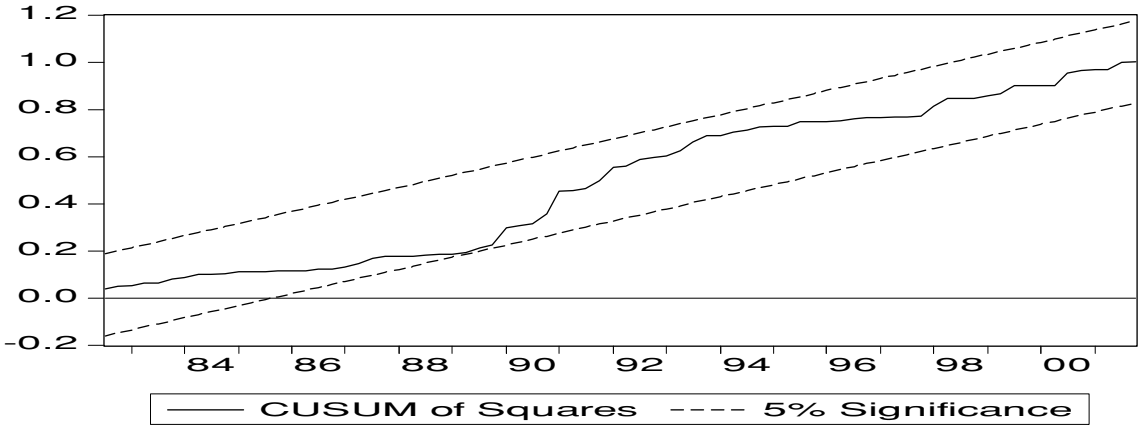


図42－②　CUSUMQ 検定



Ⅵ－３－２．最小二乗法による逐次検定の結果

マネタリーベースとM２＋CDの関係について，本節のVARモデルからM２＋CDを被説明変数とする下記推計式を抜き出し，推計期間をずらしながら最小二乗法で推計を行い，説明変数であるマネタリーベースの係数の推移をみた。推計期間は1980年第１四半期から1990年第４四半期までの10年間から始め，以降推計期間を１年ずつずらし推計を行った。

$$M2+CD = c+\alpha \cdot MB(-1)+\beta \cdot M2+CD(-1)+\gamma \cdot \mathrm{PGDP}(-1)+\delta \cdot \mathrm{GDP}(-1)+\text{季節ダミー}+\text{消費税ダミー}+\text{2000年問題ダミー}$$

（注）変数は全て対数変換後の前期差

推計結果は表６に示した。また図43はM２＋CDの推計式におけるマネタリーベースの係数αの推移を表したものである。1980～1990年にαは0.05であったが，1984～1994年までαは上昇し，1988～1998年までαは0.2前後で推移している。その後αは低下し，1991～2001年には0.06まで低下している。

この結果と前述のCUSUM検定結果とを合わせて考えると，マネタリーベースとマネーサプライの間には，正の関係が存在するものと考えられる。

表６　逐次検定の結果

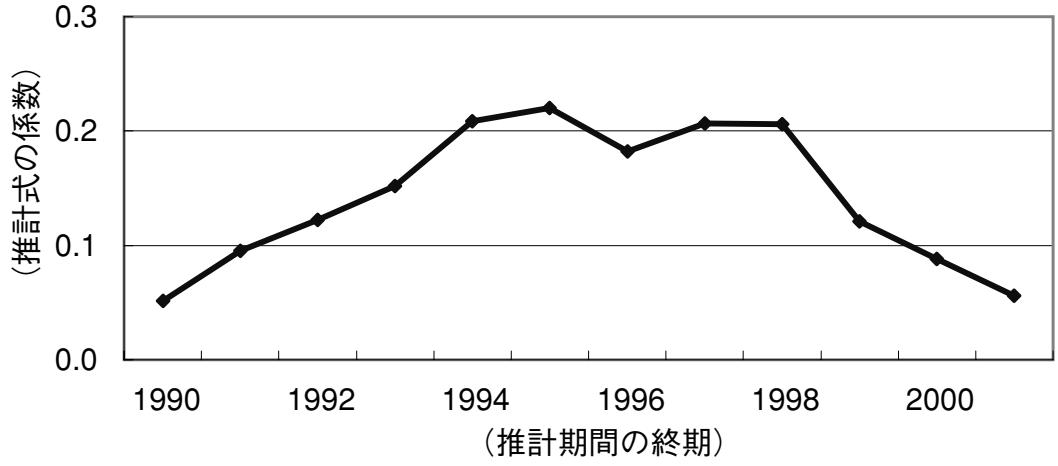
被説明変数　　dln_m２cd

推計期間	始期 終期	1980 1990	1981 1991	1982 1992	1983 1993	1984 1994	1985 1995	1986 1996	1987 1997	1988 1998	1989 1999	1990 2000	1991 2001
説明変数	dln_mb(－1)	0.052 (0.538)	0.095 (1.018)	0.123 (1.439)	0.152 (1.594)	0.208 (2.264)*	0.220 (2.161)*	0.182 (1.766)	0.207 (1.869)	0.206 (1.664)	0.121 (0.928)	0.088 (1.355)	0.056 (0.619)
	dln_m２cd(－1)	0.260 (1.366)	0.605 (3.902)*	0.772 (6.922)*	0.741 (6.637)*	0.689 (7.111)*	0.659 (6.482)*	0.662 (6.757)*	0.652 (6.497)*	0.589 (5.103)*	0.651 (4.904)*	0.246 (1.530)	0.638 (5.197)*
	dln_pgdp(－1)	－0.266 (－2.355)*	－0.205 (－1.578)	－0.206 (－1.586)	－0.028 (－0.167)	0.093 (0.599)	0.060 (0.378)	0.054 (0.312)	0.135 (0.828)	0.069 (0.380)	0.019 (0.102)	－0.281 (－2.102)*	－0.245 (－1.412)
	dln_gdp(－1)	－0.016 (－0.146)	0.001 (0.010)	0.055 (0.749)	0.128 (1.689)	0.178 (2.622)*	0.199 (2.645)*	0.256 (3.285)*	0.251 (3.146)*	0.216 (2.404)*	0.101 (1.056)	－0.032 (－0.562)	0.021 (0.268)
	c	0.011 (1.942)	0.000 (－0.039)	－0.008 (－1.784)	－0.009 (－1.654)	－0.011 (－1.893)	－0.012 (－1.929)	－0.016 (－2.334)*	－0.014 (－2.413)*	－0.012 (－1.784)	－0.007 (－0.816)	－0.006 (－1.059)	－0.009 (－1.259)
	季節ダミー１	0.018 (1.711)	0.014 (1.528)	0.011 (1.253)	－0.003 (－0.292)	－0.013 (－1.254)	－0.011 (－1.071)	－0.011 (－0.978)	－0.016 (－1.385)	－0.010 (－0.803)	－0.001 (－0.097)	0.022 (2.309)*	0.020 (1.617)
	季節ダミー２	－0.009 (－0.477)	－0.002 (－0.104)	0.007 (0.592)	0.022 (2.003)	0.032 (3.240)*	0.034 (3.119)*	0.042 (3.780)*	0.042 (3.499)*	0.034 (2.567)*	0.017 (1.284)	0.001 (0.165)	0.006 (0.565)
	季節ダミー３	0.015 (1.869)	0.019 (1.993)	0.025 (2.926)*	0.022 (2.004)	0.022 (2.099)*	0.025 (2.182)*	0.031 (2.482)*	0.027 (2.551)*	0.026 (2.034)*	0.013 (0.913)	0.015 (1.466)	0.016 (1.284)
	消費税ダミー89	－0.008 (－1.114)	－0.010 (－1.525)	－0.011 (－1.818)	－0.013 (－2.035)*	－0.014 (－2.291)*	－0.013 (－2.176)*	－0.012 (－2.065)*	－0.012 (－1.975)	－0.009 (－1.372)	－0.008 (－1.162)		
	消費税ダミー97								－0.004 (－0.573)	－0.001 (－0.119)	0.003 (0.471)	0.006 (1.214)	0.007 (1.075)
	2000年問題ダミー１											－0.005 (－0.960)	－0.004 (－0.538)
	2000年問題ダミー２											－0.001 (－0.193)	0.000 (－0.043)
Adjusted R-squared		0.164	0.437	0.706	0.713	0.762	0.754	0.774	0.773	0.662	0.526	0.273	0.483
Durbin-Watson stat		1.534	1.858	1.888	1.913	1.819	1.941	1.660	1.690	1.944	1.900	1.916	2.149

（注）　①カッコ内はｔ値，*は５％の有意水準

②dln_mb：マネタリーベース（対数）の前期差，dln_m２cd：M２＋CD（対数）の前期差，dln_pgdp：GDP デフレーター（対数）の前期差，dln_gdp：実質 GDP（対数）の前期差，

図43　M２＋CD に対するマネタリーベースの係数の推移



Ⅶ．おわりに

今回の分析により，デフレの要因についてはモデルに組み入れる変数によって違いはあるものの，マネーサプライがいずれのモデルにおいても物価に大きな影響を持つことが検証された。つまり，マネーサプライの増加率が低いことがデフレの主要な要因であった可能性が確認された。

1980年から2001年までのモデルを使った分析により，マネタリーベースを増加する金融緩和政策を行うことで，マネーサプライを増加させ，物価を上昇させる効果が確認できた。また日銀が2002年より行なっているマネタリーベースの伸び率を30％前後とする金融緩和政策を，もっと早い段階に行っていた場合，マネーサプライが拡大され，デフレが概ね解消され，実質のマイナス成長も回避されていた可能性があることが検証された。

参　考　文　献

安達誠司「金融政策限界論と「政策レジーム」」『日本経済ウィークリー』クレディスイスファーストボストン証券会社，2002年３月１日87号

R. E. ホール，J. B. テーラー『マクロ経済学』森口親司監訳，多賀出版，1994年

伊藤貫「欧米の経済学者は，なぜ日銀を批判するのか？」『金融ビジネス』2002年２月号

岩田規久男『デフレの経済学』東洋経済新報社，2001年

岡崎哲二「日本の金融政策とマクロ経済：歴史的パースペクティブからの再評価」『フィナンシャル・レビュー』50号，1999年

経済企画庁『経済白書』平成10年版

香西泰，伊藤修，有岡律子「バブル期の金融政策とその反省」『バブルと金融政策　日本の経験と教訓』香西泰・白川方明・翁邦雄編，日本経済新聞社，2001年

デビット・ローマー『上級マクロ経済学』堀雅博訳，日本評論社，1998年

照山博司「VARによる金融政策の分析：展望」『フィナンシャル・レビュー』59号，2001年
内閣府『経済財政白書』2001年版
内閣府経済社会総合研究所「金融問題に関する国際フォーラム」の議事概要，内閣府経済社会総合研究所ホームページ，2002年4月
中澤正彦，大西茂樹，原田泰「財政金融政策の効果」『フィナンシャル・レビュー』66号，2002年
中澤正彦「名目金利と経済動向」『フィナンシャル・レビュー』66号，2002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
野口悠紀雄「デフレは止めるべきか」『週刊ダイヤモンド』2001.10.20号
原田泰・杉原茂「信用乗数の変化と90年代の低下」青山学院大学総合研究所経済研究センター研究叢書第11号『ファイナンスとファンダメンタルズ』，2002年3月
ベネット．T．マッカラム「金融政策ルールの定式化と分析－日本への応用」『金融研究』第12巻4号，日本銀行金融研究所，1993年
松浦克巳，コリン・マッケンジー『Eviewsによる計量経済分析』東洋経済新報社，2001年
松岡幹裕「誰も指摘しない意図せざる金融引き締め」ジャーディン・フレミングリサーチ，2000年1月6日号
Takeo Hoshi, “Monetary Policy in the Great Recession” 内閣府経済社会総合研究所「金融問題に関する国際フォーラム」（2002年3月20日）提出論文