

1980・90年代の為替レートと日本の金融政策

— 長期制約VECモデルアプローチ* —

岡野光洋[†]

要旨

本稿では、1980年代から1990年代にかけて日本の金融政策が為替レートの安定化にどの程度関心を持っていたのかという問題に対して、多変量時系列モデルを用いた実証分析を行う。分析にはKim（2002）に準じた短期制約付きの構造VARモデルに加えて、Jang and Ogaki（2004）による長期制約VECモデルを採用する。インパルス反応関数による分析の結果、短期制約と長期制約のいずれのモデルにおいても、金融政策は為替レートの安定化に努めていたことが確認された。

キーワード

為替レートの安定化、金融政策、構造VARモデル、VECモデル

1. はじめに

本稿では、1980年代から1990年代にかけての、日本における為替レートと金融政策の相互依存関係について検証する。分析には短期制約の構造VAR（vector autoregression）モデルと長期制約VEC（vector error correction）モデルと呼ばれる2つのモデルを用いる。

本稿ではまず、この時期における金融政策の有効性について検証する。すなわち、予期されない金融政策ショックに対して為替レートを含めたマクロ経済変数がどのように反応するかを計測し、理論に符合するかどうかを確認する。続いて、確率的な為替レートショック（為替レートを不安定化させるようなショック）の発生に対して金融政策がどの

ような反応を示していたかを検証する。

金融政策の最終目標は物価や実体経済活動水準（実質GDPや失業率）であるが、そこに到るには長い経路と時間を要する。そこでマネーサプライや長期金利などの中間目標を置き、さらにそれらに密接な関係を持つ操作目標を設定する。中央銀行は金融政策の運営に際し、この操作目標を調整する。1960年代から70年代にかけて各国でインフレ率が高まった際には、マネーサプライ（マネーストック）のコントロールが重視されたが、その後、IT技術・通信手段の進歩や金融自由化のためにマネーに類似した金融商品が多数登場し、マネーサプライの範囲の決定が困難となった。そのため、いわゆるゼロ金利制約

* 本稿の作成にあたっては、根岸紳教授（関西学院大学）をはじめ、平山健二郎教授（関西学院大学）、田中敦教授（関西学院大学）から数多くの貴重な助言を頂いた。また匿名の2名の査読者からも有益なコメントを頂いた。ここに記して感謝したい。ただし本稿に残された全ての誤謬は、筆者に帰するものである。

[†] 一般財団法人アジア太平洋研究所研究員

Email: okano-m@apir.or.jp

に直面する以前の1990年代にかけて、短期金利が操作目標としての役割を担ってきた¹⁾。

さて、日本の貿易依存度はEU諸国に比べて高くないが、自動車や電気・機械製品等の輸出が日本の主要な産業となっており、貿易に影響を与える為替レートの動向には強い関心が向けられている。実際、金利を用いたいわゆる伝統的金融政策の時期には、政策運営が為替レートの動きに誘発された部分も少なくなかったと思われる²⁾。そこで本稿では、当時の日本の金融政策がどの程度為替レートをにらんだものになっていたのかを検証したい。

2000年代以降はゼロ金利政策あるいは量的緩和政策が採られたため、金利変数がゼロ近くに張り付いてしまい、金利変動が観察されない事態となった。2000年代以降はすなわち「非伝統的金融政策」の世界に入ったため、本稿で採用する金利変数を含んだモデルが機能しなくなるという問題をはらんでいる。しかし今日のデフレからの脱却が実現すれば、再び金利変動が見られるようになると考えられるため、為替レートと金利政策の関係を分析しておくことの意義は依然として大きいと考える。その意味でも、我々の分析対象となる期間は1980年代、1990年代に限定することにした。

短期金利と為替レートの相互関係については、既に多くの研究蓄積がある。Engel and West (2006) は、金利と為替レートを巡る議論を整理し、これを4つの潮流に分類している。1つ目は、Kim (2002) などで採用されている、VARモデルを用いた分析である。2つ目は、金利平価説の実効性を直接的に検証するものである³⁾。3つ目はBenigno and Benigno (2001) のような動学的確率的一般均衡モデルを用いた分析である。ここでは為替レートは自国財と外国財の相対価格を表す変数として扱われる。

4つ目は、経済理論に基づいて「想定為替

レート」を推定し、これを現実の為替レートと比較するものである。Engel and West (2006) は、為替レートを自国と外国の生産量格差やインフレ率格差の関数で表現し、自国と外国の金融政策ルールと紐付けている。モデルベースの想定為替レートと1979年から1988年のドイツマルク・ドルレートとを比較し、両者の統計的性質を比較分析している。

以上のうち、本稿と特に関連のある研究は1つ目のKim (2002) である。Kim (2002) は、構造VARモデルを用いて欧州為替相場メカニズム(ERM)の時代のドイツ、フランス、デンマークの金融政策について実証分析を行い、(1)各国間で為替レート安定化に対する中央銀行のスタンスに非対称性が見られたこと、(2)ドイツ以外の国の方がドイツに比べて為替レートの安定化に積極的であったことを報告している。本稿では、為替レート安定化に対する中央銀行のスタンスという意味でKim (2002) と問題意識を共有しており、3.1節の分析もKim (2002) に倣っている。本稿では、生産、消費者物価、短期金利、マネーサプライ、名目円ドル為替レートの5変数からなるシステムを想定する。

以下に本稿の構成を述べる。まず2節で、モデルに利用するデータについて述べ、事前検定として単位根検定と共相検定を行う。次に3節で、モデルの概要を述べ、インパルス反応関数を計測する。頑健性の観点、理論上の観点から、本稿ではモデルに2種類の異なる制約を課し、それぞれについて分析を試みる。3.1節では短期制約の構造VARモデル、3.2節では長期制約のVECモデルを用いる。4節で結論を述べる。

2. データ

1節で述べたように、本稿では1980年1月から1999年1月までの月次データを利用する。本節では、上述の変数についての詳細を紹介し、時系列分析のために必要な事前検

表1 使用データ一覧

	変数	備考
<i>IP</i>	生産	鉱工業生産指数（付加価値額ウェイト，季節調整済，2000年=100） 出所：経済産業省『生産・出荷・在庫指数確報』
<i>CPI</i>	物価	消費者物価指数（原指数，中分類，総合，2000年=100）。 出所：日本銀行『物価統計月報』
<i>R</i>	金利	コールレート。無担保翌日物と有担保翌日物のデータを用い，1995年の年平均値を基準に比率を求めて接合している。 出所：日本銀行『金融経済統計月報』。
<i>M</i>	貨幣	マネーサプライ（平均残高，季節調整済）。 出所：日本銀行『マネーサプライ（マネーストック）』
<i>ER</i>	為替	東京外国為替市場，円相場（銀行間直物）中心レート。 出所：日本銀行

(注) 1998年4月以降のマネーサプライは外国銀行在日支店，外資系信託銀行，信金中央金庫を加えたベースに変更している。1998年3月以前はそれらを含まない。

定を行う。分析に用いたデータについては，表1にまとめている。表の *IR*，*CPI*，*M*，*ER* について，対数をとったものには *L* を，さらに階差をとったものに *D* をつける。例えば，*CPI* の対数階差を *DLCPI* と表記する。

2.1 単位根検定，共和分検定

生産などマクロ経済変数の多くはトレンドを持ち非定常過程にしたがう可能性がある。ここで単位根検定を行い，変数の定常性について検証しておこう。

以下本稿では，バブルとその崩壊を経て経済構造や金融政策のスタンスに変化があった可能性を考慮し，観測期間を1980年代（1980年1月-1989年12月）と1990年代（1990年1月-1999年1月）とに分割する⁴⁾。

単位根検定のアルゴリズムとして，ここでは Augmented Dicky-Fuller (ADF) 検定⁵⁾ と Phillips and Perron (1988) による検定⁶⁾ の2種類を用いた。表2に1980年代の結果を，表3に1990年代の結果を，それぞれ記している。表2，表3とも，水準の変数ではいずれの検定統計量においても「変数が単位根を持つ」という帰無仮説は棄却されず，1階の

階差をとった系列では全て棄却される。従って *LIP*，*LCPI*，*R*，*LM*，*LER* はいずれも *I(1)* 変数であると判断する。

次に，Johansen (1988) による共和分検定を行う。表4に1980年代の結果を，表5に1990年代の結果を示している。

表4をみると，共和分ベクトルの数が0以下という帰無仮説は棄却される。共和分ベクトルの数が1以下という帰無仮説については，5%の有意水準では棄却されないものの，10%の有意水準では棄却されている。

表5では，*r* が0以下，1以下という帰無仮説はいずれも5%の有意水準で棄却される。*r* が3以下という帰無仮説は5%の有意水準では棄却されるものの，10%の有意水準では棄却されない。各期間の共和分の数はいずれも有意水準の取り方によって異なる解釈ができ，一様に結論付けることは難しい。そこで本稿では，以下に述べる考察から，いずれの観測期間においても変数間には2つの共和分関係があるとみなす。

共和分は変数間の長期的な均衡関係を表すため，これを覆すような構造変化が頻繁に起こるとは考えず，共和分の数はいずれの観測の全期間

表2 単位根検定 (1980:1-1989:12)

	ADF		Phillips-Perron	
	$T(\hat{a}_1-1)$	$\tau\text{-stat}$	$Z(\hat{a}_1)$	$Z(t)$
LIP	0.33	0.42	0.22	0.25
LCPI	-2.85	-1.77	-2.17	-2.18
R	-5.51	-1.81	-7.49	-2.4
LM	0.28	0.66	0.32	1.09
LER	-0.52	-0.35	-0.62	-0.4
DLIP	-229.3*	-10.54*	-157.1*	-15.88*
DLCPI	-230.2*	-10.49*	-67.17*	-10.16*
DR	-123.1*	-7.94*	-106.6*	-11.39*
DLM	-598.3*	-16.18*	-99.97*	-16.47*
DLER	-81.0*	-6.29*	-105.1*	-9.69*

表3 単位根検定 (1990:1-1999:1)

	ADF		Phillips-Perron	
	$T(\hat{a}_1-1)$	$\tau\text{-stat}$	$Z(\hat{a}_1)$	$Z(t)$
LIP	-3.13	-1.15	-5.32	-1.6
LCPI	-5.33	-2.77	-3.85	-3.58
R	-1.08	-0.88	-1.09	-0.87
LM	-0.16	-0.16	-0.05	-0.05
LER	-5.12	-1.74	-4.66	-1.69
DLIP	-147.0*	-8.57*	-151.8*	-13.89*
DLCPI	-186.2*	-9.37*	-58.6*	-8.22*
DR	-224.8*	-10.48*	-140.1*	-16.44*
DLM	-396.5*	-13.85*	-98.4*	-13.40*
DLER	-95.2*	-6.62*	-89.7*	-8.80*

(注) $T(\hat{a}_1-1)$, $\tau\text{-stat}$, $Z(\hat{a}_1)$, $Z(t)$ はそれぞれ、単位根検定における検定統計量を表す。帰無仮説は変数が単位根を持つとし、対立仮説は単位根を持たないとしている。帰無仮説を5%の有意水準で棄却されるものには*印をつけている。ADFテストにおける自己回帰ラグ次数には、残差項に系列相関が無い最小のものを選択している。全ての変数について、自己回帰ラグ次数は1期が選択された。

表4 共和分検定
(1981:1-1989:12)

r	I(1)-ANALYSIS			
	Eig.	T	F95	P
0	0.04	110.2	76.8	0.00
1	0.19	53.2	53.9	0.06
2	0.15	31.9	35.0	0.11
3	0.09	14.9	20.2	0.24
4	0.04	4.55	9.14	0.35

表5 共和分検定
(1990:1-1999:1)

r	I(1)-ANALYSIS			
	Eig.	T	F95	P
0	0.45	117.8	76.8	0.00
1	0.19	54.6	53.9	0.04
2	0.15	32.9	35.1	0.09
3	0.09	15.6	20.2	0.20
4	0.06	6.25	9.14	0.18

表6 共和分検定
(1981:1-1999:1)

r	I(1)-ANALYSIS			
	Eig.	T	F95	P
0	0.38	156.3	76.8	0.00
1	0.13	54.9	53.9	0.04
2	0.06	25.0	35.1	0.40
3	0.03	11.3	20.2	0.57
4	0.02	4.66	9.14	0.33

(注) r は共和分の個数, Eig.は固有値, Tはトレース検定統計量, F95は有意水準5%の臨界値, Pは p 値。この検定における帰無仮説は「共和分ベクトルの数が r に等しいか、または少ない」であり、対立仮説は「共和分ベクトルの数が r より大きい」である。

を通じて一定とする方が自然である。そこで観測期間を分割せず全観測期間を通じた系列を用いて共和分検定を行い、表6にその結果を記した。これをみると、5%、10%のいずれの有意水準においても共和分ベクトルの数は2と判断される。さらに3.2節で述べるように、長期制約によって構造ショックを識別する際には、共和分ベクトルの数は2であることが期待されている。以上の理由から、共和分の数を2とする。

3. モデル

VARモデルは、多変数時系列を扱う標準的なモデルである。VARモデルでは全ての変数を内生的に扱い、変数間の相互依存関係の観察が可能であり、本稿の分析に適している。

VARモデルを用いた実証分析では、推定モデルの残差系列から元の経済構造を復元する際の識別が問題になる。すなわち、技術的問題と経済学的視点の両面からパラメタに制約を課し、適切に復元する必要がある⁷⁾。

本稿ではモデルの識別に際し、構造シヨッ

クに同時性制約を課す短期制約と、変数間の長期均衡関係に制約を課す長期制約の2つを用いる。3.1節では前者を、3.2節では後者をそれぞれ扱う。

3.1 短期制約の構造 VAR モデル

同時性制約を課す簡便的な方法として、係数行列に下三角行列を仮定する、リカーシブ型制約がある。本稿ではより経済学的な含意を与えるために、非リカーシブ型の制約を課す。

以下の議論では上述の5変数システムを用い、 $x_t = (LIP_t, LCPI_t, R_t, LM_t, LER_t)'$ と置く。同時点における係数行列を B_0 とすると、 B_0 に次のような制約を課す。

$$B_0 = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ b_{21} & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & b_{34} & 0 \\ b_{41} & b_{42} & b_{43} & 1 & 0 \\ b_{51} & b_{52} & b_{53} & b_{54} & 1 \end{bmatrix} \quad (1)$$

B_0 の1行目と2行目は、実物部門の動きを反映している。1行目は、財市場の均衡を表す。財市場では、企業の価格変更に伴うラグや調整コストを考慮する。また金融部門からは同時点の影響を受けず、ラグを伴うと想定する。2つのショックをそれぞれ財の供給ショック、需要ショックとする。

3行目は中央銀行の政策反応関数である。中央銀行は当該時点で入手可能な全ての情報集合をもとに政策運営にあたると考えられる。ただし情報の遅れを想定し、生産と物価からは同時点の影響を受けない。

また技術的な制約から、為替レートに対する係数について $b_{35}=0$ という制約を課している。これは、中央銀行はリアルタイムに入手可能な為替レートに関する情報を参照せずに政策運営を行うという仮定である。この仮定によって、同時性の問題（金融政策と為替レートが同時に互いの値を参照するために識

別が困難になる問題）を回避している⁸⁾。

4行目、5行目は金融部門を反映している。4行目は貨幣需要関数、5行目は外国為替市場である。金融変数は情報の変化に応じて即座に値が変動するため、多くの変数から同時点での影響を受ける。

事前検定の結果から、各変数は $I(1)$ 変数であり、かつ共和分関係にあるので、Engleand Granger (1987) による誤差修正形式を用いて計測している。ラグ次数($=p$)は5期を選択し、これは水準VARモデルにおける6期(6ヶ月)に相当する。

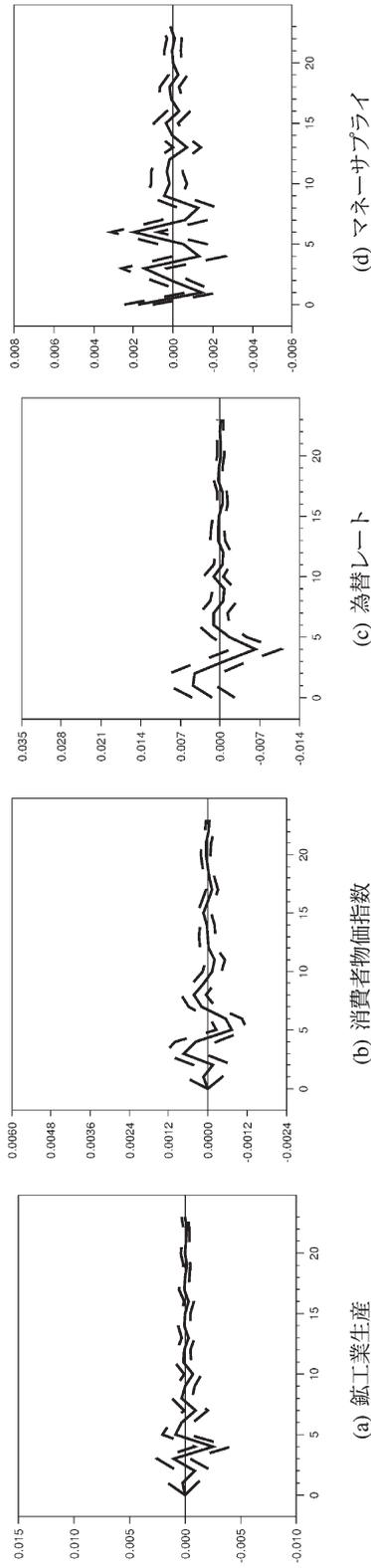
以下では、(1)金融政策ショックに対してマクロ変数、特に為替レートはどのように反応するのか(2)為替レートを不安定化させるようなショックに対して、金融政策はどのような反応をするのかという2点についてみていこう。

図1、図2は金融政策ショックに対する変数の反応を示している。図1は観測期間の前期、図2は後期についてみたものである。

いずれの期間においても、結果に大きな差異はみられない。金融引き締めショックに対して消費者物価は多少の振幅があるものの、短期的には下落している。しかしながら生産には有意な反応がみられず、マネーサプライは振幅が大きくなっている。為替レートは前期と後期でやや異なる。前期では、為替レートは金利上昇ショックに反応して減価しており、為替レートパズルに直面している可能性がある⁹⁾。後期にはそれがやや解消されている。

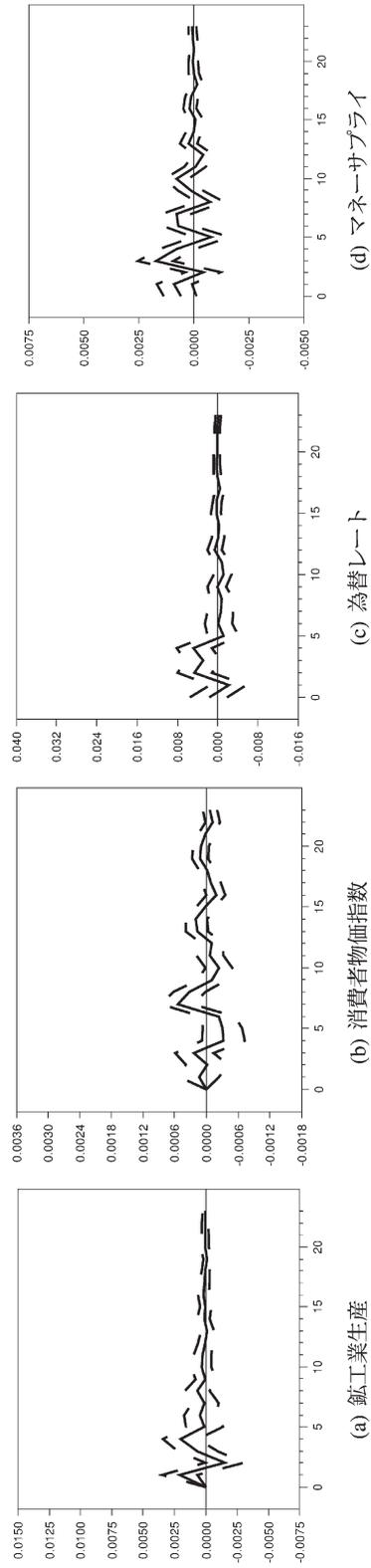
次に図3、図4に為替レートショックに対するインパルス反応を示している。ここで為替レートショックは、国内外の金融資産に対するの選好の変化や、市場参加者の期待形成方法の変化、相対的なリスク変化など、外国為替市場に生じる攪乱と解釈される¹⁰⁾。

各図の(c)は為替レートショックに対する金利の反応を示している。いずれの期間においても、金利は為替減価ショックに対して、多



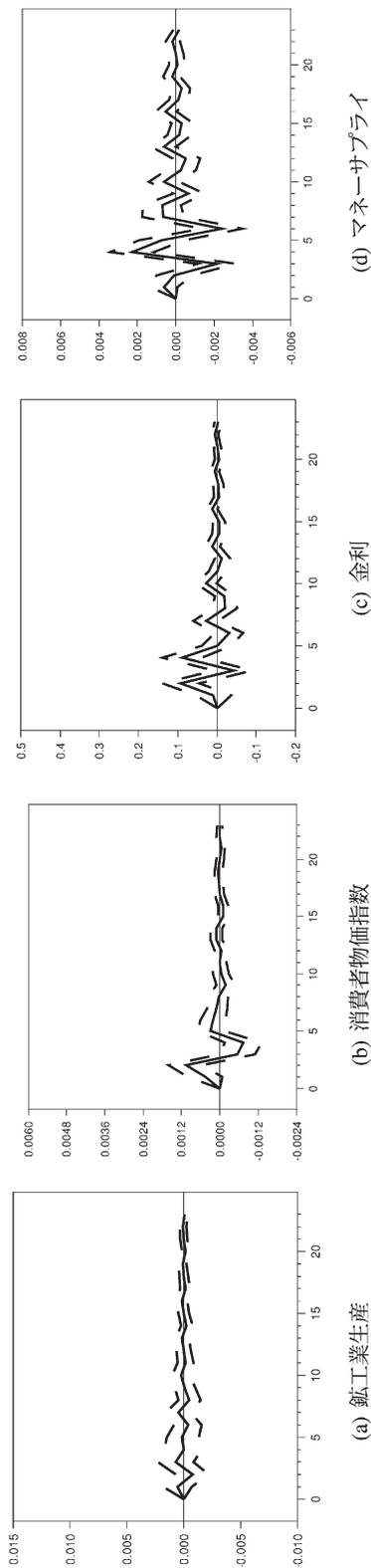
(注) 点線は標準誤差バンドを表す。

図1 金融引き締めショックに対するインパルス反応 (1981 : 1 -1989 : 12, 短期制約)



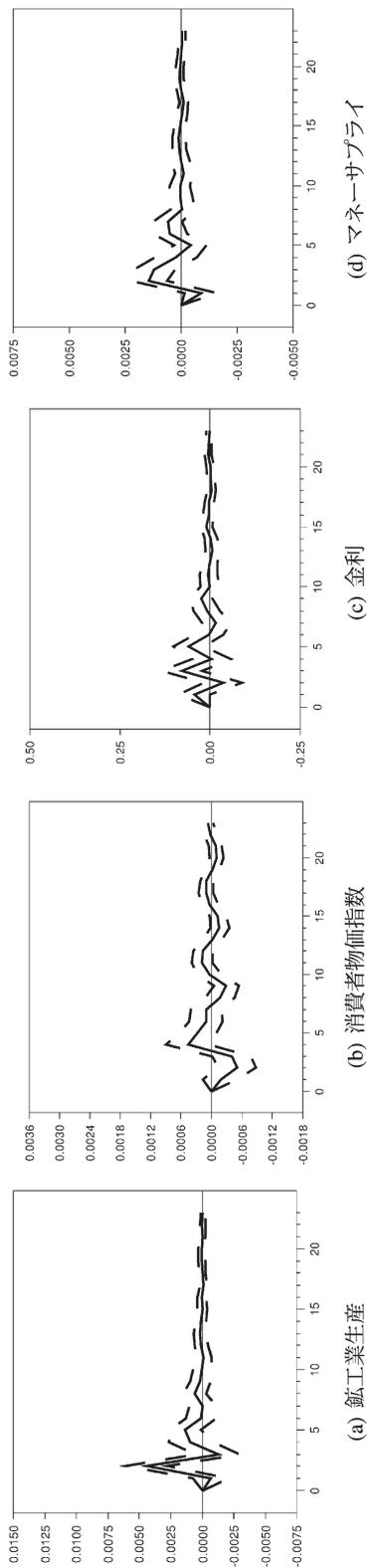
(注) 点線は標準誤差バンドを表す。

図2 金融引き締めショックに対するインパルス反応 (1990 : 1 -1999 : 1, 短期制約)



(注) 点線は標準誤差バンドを表す。

図3 為替レートショックに対するインパルス反応 (1981：1-1989：12，短期制約)



(注) 点線は標準誤差バンドを表す。

図4 為替レートショックに対するインパルス反応 (1990：1-1999：1，短期制約)

少の振幅を示すものの概ね上昇している。これは、中央銀行の金融引き締め政策による金利上昇効果が、減価圧力からくる金利下落効果を上回った可能性を示唆している。

3.2 長期制約VECモデル

本節では、 B_0 に直接的な制約は課さず、Blanchard and Quah (1989), King et al. (1991)らの長期制約を用いる。

彼らによれば、変数が共和分の関係にある場合には、長期制約（構造ショックが特定の変数には長期的な効果を及ぼさないという制約）によってモデルが識別可能になる。

本節ではKing et al. (1991)の制約条件を幾分緩和したJang and Ogaki (2004)による長期制約モデルを利用する。以下、長期制約VECモデルについて、直感的な説明を試みる。モデルの詳細についてはJang and Ogaki (2004)を参照されたい。

n 個の変数が r 個の共和分を持つとき、そのモデルは $k=n-r$ 個のcommon stochastic trendsと r 個の一時的な要素で表現することができる¹¹⁾。ここで構造ショックを $\varepsilon_t = (\varepsilon_t^k, \varepsilon_t^r)'$ と分解し、 ε_t^k を k 次の恒久ショックベクトル、 ε_t^r を r 次の一時ショックベクトルとする。

本稿では恒久的なショックとして、財の供給ショック、金融政策ショック、名目為替レートショックの3つを想定し、一時的なショックとして、財の需要ショック、貨幣需要ショックの2つを想定する($k=3, r=2$)。

King et al. (1991)に倣い、この分解を次式のように表現する。

$$\Gamma(1) = [A \ 0] \quad (2)$$

A は $n \times k$ 行列、 0 は $n \times r$ のゼロ行列である。 $\Gamma(1)$ はショックに対するインパルス反応を無限期間先まで足し合わせた行列であり、ショックに対する長期効果を表す。(2)は、財の需要ショックと貨幣需要ショックが他の変数に及ぼす影響は長期的に0に等しくなるという仮定である。

Engle and Granger (1987)は、各変数が単位根を持ち、かつ共和分の関係にあるとき、インパルス係数行列(2)の誘導形表現と、共和分ベクトル・共和分調整係数が、それぞれ直交することを示した。

これを用いると、行列 A を共和分と直交する部分 \hat{A} と直交しない部分 Π とに分解することで、恒久的ショックの識別問題を Π の識別問題に帰着させることができる。

ここでKing et al. (1991)は、 Π を対角要素が1となる下三角行列とおくと、恒久的ショックが丁度識別となることを示した。

さらにJang and Ogaki (2004)は、この仮定を緩め、 Π をブロック下三角行列とおき、同時に、いくつかの恒久的ショックに制約を課すことで、特定の恒久的ショックについて識別が可能となることを示した。

$$\Pi = \begin{bmatrix} 1 & \pi_{12} & 0 \\ \pi_{21} & 1 & 0 \\ \pi_{31} & \pi_{32} & 1 \end{bmatrix} \quad (3)$$

(3)式におけるゼロ制約が、恒久的なショックに関する長期制約である。本稿では為替レートショックに対し、恒久的ショックではあるものの、生産と消費者物価に対しては長期効果を及ぼさないと仮定した。 $\pi_{12} \neq 0$ がKing et al. (1991)との違いである。以上の条件により、為替レートに関するショックが識別される。

以下では、これを用いて為替レートショックに対するインパルス反応を計測している。図5に1981年1月から1989年12月にかけての反応を示した¹²⁾。

ここでは累積の反応をプロットし、ショックの長期効果を明示している。まず生産をみると、為替レートショック（名目減価ショック）に対して短期的に正の反応を示している。長期制約から、累積的な反応は0である。この結果は、為替減価によって景気が一時的に刺激され、生産が増加することを示している。

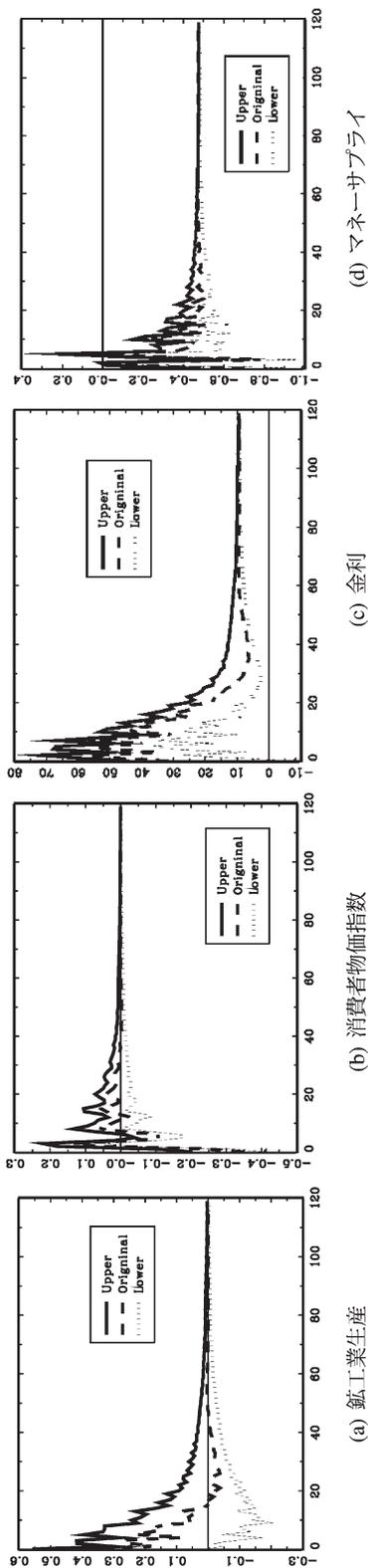


図5 為替レートショックに対するインパルス反応 (1981 : 1 -1989 : 12, 長期制約)

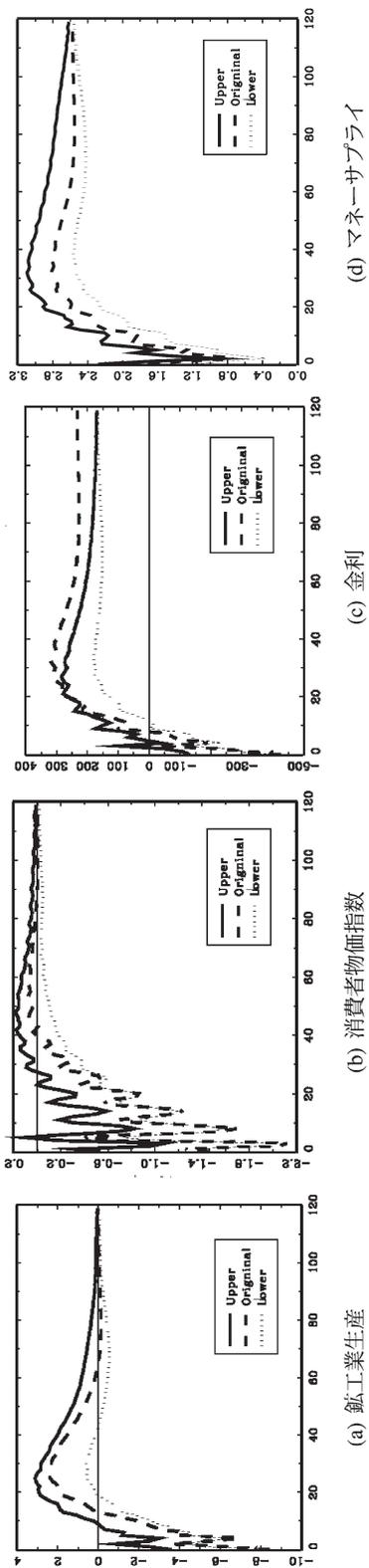


図6 為替レートショックに対するインパルス反応 (1990 : 1 -1999 : 1, 長期制約)

しかしながら標準誤差が大きいため、この結果は点推定値においてのみ解釈が可能である。

次に消費者物価も、為替レートショックに対して短期的に正の反応を示している。為替減価によって景気が刺激され、物価に上昇圧力がかかることや、輸入物価の上昇が消費者物価に転嫁していることが考えられ、概ね妥当な結果といえる。

以上の反応から、このショックは適切に識別されていると判断し、続いて金融政策の反応を観察する。図から、為替減価ショックによって金利は上昇している。これは前節でもみたように、中央銀行政策が金融引き締めを行っているとして解釈できる。短期的にみても金利は上昇しており、長期的にも有意である。この結果から、中央銀行は為替レートの安定化を図っていることが示唆される。

なおマネーサプライは為替レートショックによって減少している。これは、減価圧力に対する内生的な金融引き締めが市場から貨幣を吸収し、その効果が、円安による景気刺激がもたらす貨幣需要増の効果を上回っていると解釈することができる。

図6に1990年1月から1999年1月にかけての反応を描いている。長期的な効果は図5と同様であるものの、短期的な反応はやや異なる。減価ショックに対し、生産は減少の後増加に転じ、中期的にはプラスとなっている。長期制約に従って長期効果は0である。これは減価によって当初貿易収支が悪化する、いわゆるオーバーシュートが生じている可能性を示唆している。これに伴って、消費者物価と金利はともに下落している。ただしその後の金利上昇の反応や長期効果は1980年代より大きく、有意となっている。またマネーサ

プライは、1980年代とは反対に増加している。1990年代に入って、上述の2つの効果の大きさが逆転したものと解釈できる。

4. おわりに

本稿では、1980年代・90年代の日本の金融政策が為替レートにどの程度関心を払っていたのかということに焦点をあて、実証分析を行った。近年の金融政策と為替レートを巡る先行研究について概観し、本稿では構造VARモデルを用いたKim (2002)の分析を応用した。

分析にあたり、モデルや構造ショックの識別問題について議論した。短期制約と長期制約という2つの識別方法について概説し、頑健性を補強する意味でいずれの制約も用いて結果を検討した。

長期制約VECモデルによる分析では、まず為替レートを不安定化させるようなショック（為替レートショック）の識別を試みた。理論上の想定を元に構造ショックに長期制約を課し、生産や消費者物価、貨幣量の反応を観察した。これによってショックが為替レートの攪乱要因として適切に識別されていることを確認した。次に、識別された為替レートショックに対する金融政策の反応を観察した。

インパルス反応関数を計測した結果、1980年代と1990年代のいずれにおいても、金融政策は為替レートの安定化に努めていたことが確認された。なお短期制約モデルについては、やや不安定な反応を見せながらも、この結果を支持しており、頑健的な結果となった。ただし観測期間内において、為替レートは金融政策に有意な反応を示さなかった。

注

- 1) このような金融政策運営の変遷については翁 (2011) が詳しい。
- 2) 例えば田中 (2006) は日本の金融政策に政策反応関数のレジームシフト分析を適用し、1973年から1998年までの25年あまりに複数の期間で為替レートが政策目標の一つに選択されていたことを示している。
- 3) Baxter (1994) 等を参照
- 4) バブルやゼロ金利政策、量的緩和政策の他にも、1990年代にかけて様々な形ですすめられた金融自由化等、考慮すべき事象は数多くある。構造変化の可能性については検証の余地があり、今後の課題としたい。
- 5) p 次の自己回帰過程に従う変数 y について、次式を検定 (帰無仮説は $\gamma=0$) する。

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + a_2 t + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t$$

ただし $\varepsilon_t \sim iid(0, 1)$ 、 a_0 はドリフト項、 a_2 はトレンド項を表す。本稿ではプロットの形状からトレンド項なしのケース ($a_0 \neq 0$, $a_2 = 0$) を採用した。Dickey and Fuller (1979), Enders (2003) 等を参照。

- 6) 誤差項に残る系列相関を修正するために Dickey and Fuller (1979) の統計量を改善したもの。この検定ではラグ次数を特定する必要がない。本稿ではドリフト項あり、トレンド項なしと仮定している。
- 7) Enders (2003) 等を参照。
- 8) 同時性制約について Kim (2002) を参照。
- 9) Jang and Ogaki (2004) は、金融政策ショックに対する為替レートの反応を短期制約でなく長期制約を課して分析すると、為替レートパズルが解消されると報告している。
- 10) Kim (2002)。
- 11) Stock and Watson (1988)。
- 12) 前節で検証した、金融政策ショックに対する為替レートの反応についてはここでは扱わない。この理由として、本稿の問題意識 (為替レートショックに対する金融政策の反応) に焦点を絞ること、Jang and Ogaki (2004) が既に同様の報告をしていること、ショックの識別が煩雑になること等を挙げる。本稿においても、為替レートパズル解消の有無について検証しておく意義は大きいため、今後の課題とする。

参考文献

- [1] Baxter, Marianne (1994), "Real exchange rates and real interest differentials: Have we missed the business-cycle relationship?", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 33, No. 1, pp.5-37, February.
- [2] Benigno, Gianluca and Pierpaolo Benigno (2001), "Monetary Policy Rules and the Exchange Rate", CEPR Discussion Papers 2807, C.E.P.R. Discussion Papers.
- [3] Blanchard, Olivier Jean and Danny Quah (1989), "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances", *American Economic Review*, Vol. 79, No. 4, pp.655-73, September.
- [4] Dickey, David and Wayne A. Fuller (1979), "Distribution of the Estimates for Autoregressive time Series With a Unit Root", *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 74, pp.427-431.
- [5] Enders, Walter (2003) *Applied Econometric Time Series*: John Wiley & Sons Inc, 2nd edition.
- [6] Engel, Charles and Kenneth D. West (2006), "Taylor Rules and the Deutschmark: Dollar Real Exchange Rate", *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 38, No. 5, pp.1175-1194, August.
- [7] Engle, Robert F and Clive W J Granger (1987), "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing", *Econometrica*, Vol. 55, No. 2, pp.251-76, March.
- [8] Jang, Kyungho and Masao Ogaki (2004), "The effects of monetary policy shocks on exchange rates: A structural vector error correction model approach", *Journal of the Japanese and International Econ-*

- omies*, Vol. 18, No. 1, pp.99-114, March.
- [9] Johansen, Soren (1988), “Statistical Analysis of Cointegration Vecotors”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12, pp.231-254.
 - [10] Kim, Soyoun (2002), “Exchange rate stabilization in the ERM: identifying European monetary policy reactions”, *Journal of International Money and Finance*, Vol. 21, No. 3, pp.413-434, June.
 - [11] King, Robert G., Charles I. Plosser, James H. Stock, and Mark W. Watson (1991), “Stochastic Trends and Economic Fluctuations”, *American Economic Review*, Vol. 81, No. 4, pp.819-40, September.
 - [12] Phillips, Peter CB and Pierre Perron (1988), “Testing for a unit root in time series regression”, *Biometrika*, Vol. 75, No. 2, pp.335-346.
 - [13] Stock, James H. and Mark W. Watson (1988), “Testing for common trends”, *Journal of the American Statistical Association*, December.
 - [14] 田中敦 (2006) 『日本の金融政策 — レジームシフトの計量分析』, 第2章, 27-53頁, 有斐閣.
 - [15] 翁邦雄 (2011) 『ポスト・マネタリズムの金融政策』, 日本経済新聞出版社.

編集委員会からのお知らせ
機関誌『統計学』の編集・発行について

編集委員会

1. 常時、投稿を受け付けます。
2. 次号以降の発行予定日は、
第107号：2014年9月30日、第108号：2015年3月31日です。
3. 投稿に際しては、「投稿規程」、「執筆要綱」、「査読要領」などをご熟読願います。
4. 原稿は編集委員長（下記メールアドレス）宛にお送り願います。
5. 原稿はPDF形式のファイルとして提出して下さい。また、紙媒体での提出も旧規程に準拠して受け付けます。紙媒体の送付先は編集委員長宛をお願いいたします。
6. 原則としてすべての投稿原稿が査読の対象となります。
7. 通常、査読から発刊までに要する期間は、査読が順調に進んだ場合でも2ヶ月間程を要します。投稿にあたっては十分に留意して下さい。

編集委員会、投稿応募についての問い合わせは、
下記メールアドレス宛に連絡下さい。
また、編集委員長へのメールアドレスも下記になります。

editorial@jsest.jp

編集委員長 岡部純一（横浜国立大学）

副委員長 長澤重克（立命館大学）

編集委員

栗原由紀子（弘前大学）

橋本貴彦（立命館大学）

山田 満（関東支部所属）

[注記] 2013年度より編集体制の見直しとして、第一次査読を従来のように支部選出委員が担当するのではなく、編集委員会全体で担当するように方針を変更しています。『統計学』の定期刊行にも力点をおく所存です。常時、投稿を受け付けていますので、できるかぎり早期のご投稿をお願いいたします。

経済統計学会

以上

編集後記

研究成果をご投稿いただいた執筆者のみなさん、査読に関わってくださった会員のみなさんに対し心より御礼申し上げます。「論文不正」をめぐるスキャンダルがマスメディア等を賑わす昨今ですが、まずは新しい研究内容や大胆な発想を産み出す労苦を正當に評価できる学術誌を目指したいものです。ミスや失敗をおそれずに挑戦する若手研究者の研究をむしろ応援しています。

（岡部純一 記）

執筆者紹介 (掲載順)

上 藤 一 郎 (静岡大学人文社会科学部)
岡 野 光 洋 (一般財団法人アジア太平洋研究所研究員)
菅 幹 雄 (法政大学経済学部)

支 部 名

事 務 局

北 海 道	004-0042	札幌市厚別区大谷地西 2-3-1 北星学園大学経済学部 (011-891-2731)	古 谷 次 郎
東 北	986-8580	石巻市南境新水戸 1 石巻専修大学経営学部 (0225-22-7711)	深 川 通 寛
関 東	192-0393	八王子市東中野 742-1 中央大学経済学部 (042-674-3424)	芳 賀 寛
関 西	525-8577	草津市野路東 1-1-1 立命館大学経営学部 (077-561-4631)	田 中 力
九 州	870-1192	大分市大字旦野原 700 大分大学経済学部 (097-554-7706)	西 村 善 博

編 集 委 員

金子治平 (関 西) [長] 西村善博 (九 州) [副]
山田 満 (関 東) 橋本貴彦 (関 西)
栗原由紀子 (関 東)

統 計 学 No.106

2014年3月31日 発行	発行所	経 済 統 計 学 会 〒194-0298 東京都町田市相原町4342 法政大学日本統計研究所内 TEL 042(783)2325 FAX 042(783)2332 http://www.jsest.jp/
	発行人	代表者 森 博 美
	発売所	音羽リスマチック株式会社 〒112-0013 東京都文京区音羽1-6-9 TEL/FAX 03(3945)3227 E-mail: otorisu@jupiter.ocn.ne.jp 代表者 遠 藤 誠

STATISTICS

No. 106

2014 March

Articles

A Study of New CPI focused on Livelihood Assistance Household
by Ministry of Health, Labour and Welfare

..... Ichiro UWAFUJI (1)

Note

Exchange Rate and Japanese Monetary Policy in the 1980s/90s
— A VECM Approach With Long Run Restriction —

..... Mitsuhiro OKANO (17)

The Current Situation of Business Register in European countries, U.S.A and Canada

..... Mikio SUGA (29)

Activities of the Society

Activities in the Branches of the *Society* (38)

Prospects for the Contribution to the Statistics (42)

JAPAN SOCIETY OF ECONOMIC STATISTICS
