

# 為替レートとマクロ経済調整 に関する実証分析\*

## A structural VAR analysis of the exchange rate and macroeconomic adjustment

岡野光洋\*\*

The relationship between the exchange rate and Japanese economy has become more important since the currency system shifted to the floating exchange-rate regime in 1973. As Obstfeld (2002) describes, it is still the main issue of Open Economy Macroeconomics whether the exchange rate could adjust the other macroeconomic variables, especially the current account. Using a structural VAR analysis, this paper argues that the exchange rate has played a key role in the adjustment of the current account, even after the collapse of the economic bubble in 1990.

Mitsuhiro Okano

JEL : F31, F32

キーワード：外国為替レート、経常収支調整

Key words : foreign exchange rate, current account adjustment

### 1 はじめに

1973年に外国為替市場が変動相場制へと移行してから、日本経済と為替レート変動との関わりが注目を集めている。Obstfeld (2002) が詳細に論じているように、為替レートが経常収支不均衡に対して調整するメカニズムを持っているかどうか、すなわち、為替レートのマクロ調整機能が働くかどうかは、現代においても開放マクロ経済学の主要なトピックである。

このような問題意識を背景に、本稿では VAR モデルを用いた実証分析を行

---

\* 本稿の作成にあたり、丹念にご指導を頂いた井上勝雄教授、平山健二郎教授に、謝意を表したい。なお本稿にあり得べき誤りは筆者の責任である。

\*\* 関西学院大学大学院経済学研究科博士課程後期課程。

経済学研究 38 号

う。マクロ経済変数として、純輸出、GDP、為替レートを用い、追加的に金利を採用する。ここで金利を変数として加えることで、為替レートが金融政策に及ぼす影響や、金融政策ショックに対する為替レートの反応を考慮したうえで、為替レートのマクロ調整機能に関して分析することが可能になる。本稿で明らかにすることは、次の2点に集約される。

- ・ 為替レートの変動は、経常収支不均衡に対して長期に調整するメカニズムを持つか。
- ・ 為替レートのマクロ調整メカニズムは、近年の日本経済、特に1990年代以降の日本経済においても機能しているか。

まず2節で本稿の問題意識を詳細に述べ、研究目的を明確にする。次に3節で構造VARモデルの推定を行う。単位根検定や共和分検定などの事前検定の必要性を述べ、VARモデルにおけるラグ次数の選択方法についても論じる。4節では、インパルス反応関数を用いた分析を行い、その結果から得られる経済学的な意味を考察する。5節で、1990年代以降についても為替レートは経常収支の不均衡に対して調整していることを明らかにし、このことを結論として述べる。

## 2 問題意識と研究目的

1節で述べたように、為替レートのマクロ調整機能に関して最も基本的な意味は、経常収支不均衡に対する調整である。本節では為替レートのマクロ調整機能について、その意味を整理した上で、本稿の問題意識と研究目的を述べる。

経常収支の黒字は、輸出額が輸入額を超過していることを意味する。経常収支の改善、すなわち純輸出の増加は、外国為替市場で自国通貨の価値を高める圧力を与える。輸出によって得られた外貨は、従業員の賃金支払いなどのために自国通貨に交換されるからである。資本市場において、この増価圧力を吸収するだけの外貨需要が発生しなければ、つまり、自国内で外貨建て資産の需要が生まれなければ、為替レートは増価する。そして為替レートの増価は、輸出

財の外国通貨建て価格を上昇させ、輸入財の自国通貨建て価格を下落させる。輸出財や輸入財が価格変化に対して十分に弾力的であれば、輸出財需要は減少し輸入財需要は増加する。したがって為替レートの増価は自国に輸出減少、輸入上昇をもたらす、経常収支は悪化することが想定される<sup>1)</sup>。

以上が、基本的な意味での為替レートのマクロ調整機能である。為替レートは、輸出が輸入を上回って経常収支が改善すると、経常収支の均衡を達成するために増価すると期待されている。加えて近年では理論的研究の発展により、新しい開放マクロ経済学の視点から、国際的な資源配分の達成という意味においても為替レートのマクロ調整機能が期待されるようになった。

新しい開放マクロ経済学は、ミクロ経済学的な最適化行動を基礎としているため、経済厚生に関する分析が可能となっている。独占的市場による名目価格の硬直性や、賃金の下方硬直性などによって、市場に構造的な歪みが生じている場合に、歪みのない市場での経済厚生と同じだけの厚生を達成させるために、為替レートによる国際的な調整が期待されるのである。

以上のような為替レートのマクロ調整機能に対して、従来の実証分析からはやや悲観的な主張が見られる。Obstfeld (2002) による為替レート悲観論に関する詳細なサーベイでは、輸出財や輸入財が価格弾力的でないため、為替レートは経常収支不均衡に対して調整機能を持たないという実証研究が紹介されている。他にもマネタリー・アプローチ的な観点から、伸縮的な名目価格調整の下では一物一価の法則が成り立つため、貨幣は中立的となり、名目為替レート変化は資源配分上何の変化ももたらさないといった議論もある。

これらが主張するように、もし為替レートがマクロ経済的な調整という役割を何ら果たさないのであれば、変動相場制より固定相場制が望ましいということになる。しかし Obstfeld (2002) が強く主張するように、「為替レートの悲観論は実証的な誤解から生じている」。例えば集計バイアスなどの問題である。為替レートのマクロ調整にはラグを伴うことや、マクロ変数から為替レートへのフィード・バックが存在することも大きな問題となる。

---

1) 藤原他 (2001) などを参照。

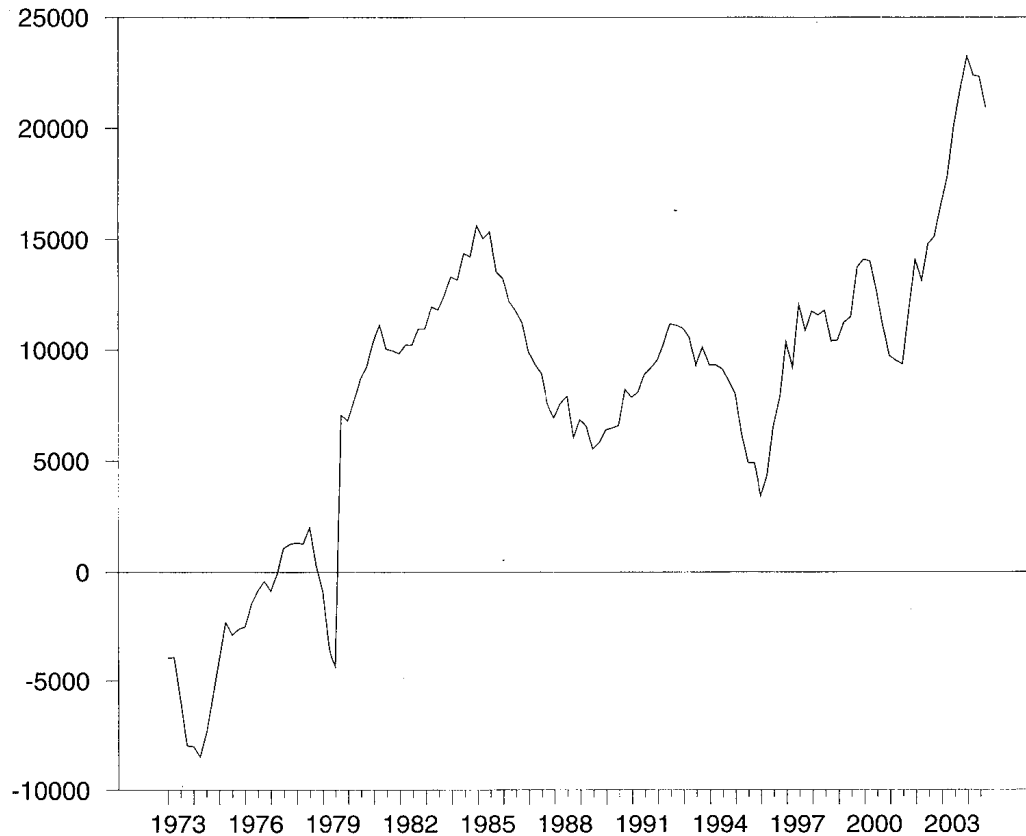
このような問題意識を背景に、本稿では今一度基本に立ち戻って、為替レートが経常収支を調整しているといえるのか、経常収支から為替レートのフィード・バックが存在しているのかを実証的に分析する。ただし、従来のような実証分析上の問題点には十分に配慮する。例えば上記の調整に伴うラグや、変数間の相互作用を考慮して分析を行う。

こうした理由から、分析には VAR モデルを採用する。VAR モデルは、Sims (1980) によって提唱された多変数時系列モデルであり、全ての変数を内生的に扱い、変数間の動学的な相互作用を観察することができるという特徴がある。マクロ経済変数として、純輸出（経常収支の代理変数）、GDP、為替レートをを用い、追加的に金利を採用する。ここで金利を変数として加えることで、為替レートが金融政策に及ぼす影響や、金融政策ショックに対する為替レートの反応を考慮したうえで、為替レートのマクロ調整機能に関して分析することが可能になる。

本稿では特に、近年の日本経済に焦点をあてて分析する。日本は 1990 年のはじめにバブル経済が崩壊し、その後長期にわたる景気停滞を経験した。このことから、1990 年を境に様々なマクロ経済構造が変化した可能性がある。したがって、たとえ 1990 年以前には為替レートにマクロ調整機能が働いていたとしても、その後は経済構造の変化が影響して機能しなくなっている可能性がある。

このことを、図 1、図 2 を用いて概観する。図 1、図 2 はそれぞれ、1973 年から 2004 年にかけての純輸出と為替レートの変動を示している。2 つの図を比較すると、1990 年以前と以後では差異が見られる。例えば 1978 年から 1982 年ごろでは、一方で純輸出が趨勢的に増加しているが、他方、為替レートは円安傾向にある（図 2 では値の上昇は円高を表す）。また 1985 年から 1989 年ごろには、為替レートは大幅な円高となり、その期間に純輸出は減少している。一方で 1990 年以降は、純輸出が継続的に増加傾向にあるものの、為替レートの変動には特定の傾向が見られない。ただし、2 変数の関係性を詳細に分析するには 2 変数のみを観察するのは十分でなく、他の変数の影響も合わせて観察しなければならない。

## 岡野：為替レートとマクロ経済調整に関する実証分析



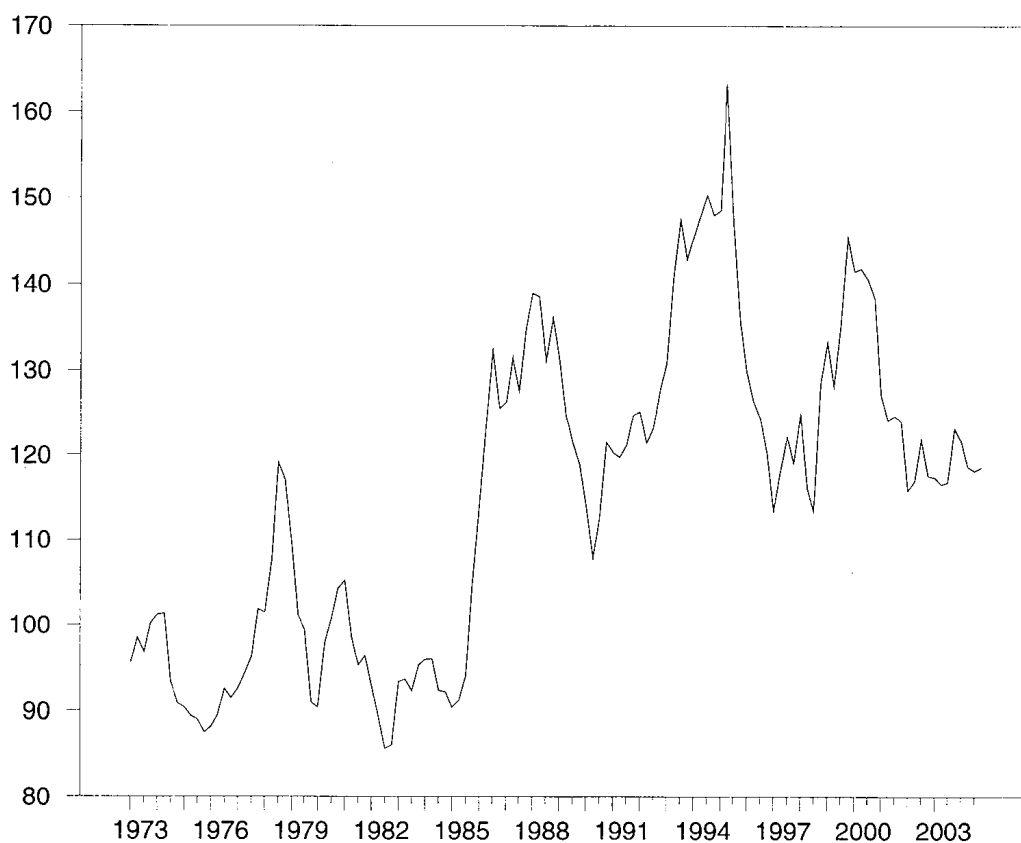
(出所) 国民経済計算年報より作成。

図 1: 実質純輸出 (単位:10 億円)

本稿では観測期間を 1990 年以前と以後に分割して、為替レートのマクロ調整機能に差異が生じているのかどうかを確認する。以上のことから、本稿の研究目的は、為替レートの変動は経常収支不均衡に対して長期に調整するメカニズムを持つかということと、為替レートのマクロ調整メカニズムは近年の日本経済、特に 1990 年代以降の日本経済においても機能しているか、ということの 2 点に集約される。

本稿と同様に VAR を用いた実証研究として、宮尾 (2003)、Boyd et al. (2001) などが挙げられる。宮尾 (2003) では、政策的な円安誘導による日本経済への効果を定量的に分析している。すなわち過去のデータの蓄積を観察して、円安に動いたときに日本経済はどのように反応しているかということを観察している。4 変数ないし 5 変数 VAR を用いて円安誘導政策による円安の動学的効果

## 経済学研究 38 号



(出所) 金融経済統計月報より作成.

図 2: 実質実効為替レート

を分析し、円安ショックに対して輸出の反応が小さいことを示している。このことから、円安誘導が実現されても、輸出主導による景気回復は効果が小さいと主張している。

Boyd et al. (2001) は本稿と同様の問題意識から、貿易収支と実質為替レートの相互依存関係を分析している。分析対象国は、OECD 加盟 8 国 (カナダ, フランス, ドイツ, イタリア, 日本, オランダ, イギリス, アメリカ) で、1975 年ごろから 1995 年ごろまでの四半期データを利用し、VEC(vector error correction) モデル, VARDL(vector autoregression distributed lags) モデル, ARDL(autoregression distributed lags) モデルなどを用いて実証分析を行っている。Boyd et al. (2001) は分析の結果から、マーシャル・ラーナー条件 (輸出財価格や輸入財価格が為替レート変化に弾力的であるという条件) は日本を含む多くの国で長期的に満

たされ、それには短期的に J カーブ効果を伴っていると結論付けている。

本稿では先行研究と比較して、観測期間を拡張していることや、構造 VAR モデルを利用していることを特徴として挙げるができる。観測期間の拡張は自由度を高める利点がある。そのため本稿では基準の異なるデータを加工して接続するなどの工夫をしている。構造 VAR モデルは、リカーシブな形の VAR に比較して、より経済学的な視点を取り入れて分析することが可能である。このことは 3.4 節で述べる。

### 3 モデル

#### 3.1 変数リスト

前節の議論から、本稿の分析では 1973 年の第 1 四半期から 2004 年の第 4 四半期にかけての四半期データを利用する。1990 年代以降の日本経済とそれ以前の日本経済が構造的に異なるかどうかを検証するため、1989 年の第 4 四半期で分割した分析も同時に行う。以下に変数のリストを挙げる。

**NEX** 純輸出。季節調整済み、実質値。1990 年基準のデータと 2000 年基準のデータを、1981 年の値を基に比率を求めて接合している。出所：国民経済計算年報。

**GDP** 国内総生産。季節調整済み、実質値。1990 年基準のデータと 2000 年基準のデータを、1981 年の値を基に比率を求めて接合している。出所：国民経済計算年報。

**R** コールレート。1995 年を基準に比率を求め、無担保翌日物と有担保翌日物のデータを接合している。出所：金融経済統計月報。

**ER** 実質実効為替レート。1973 年 3 月を 100 として指数化している。出所：金融経済統計月報。

**LGDP** 国内総生産（対数値）

**LER** 実質実効為替レート（対数値）

**DNEX** 純輸出（階差）

経済学研究 38 号

**DLGDP** 国内総生産（対数，階差）

**DR** コールレート（階差）

**DLER** 実質実効為替レート（対数，階差）

### 3.2 事前検定

本稿では，前節で挙げたような時系列データを用いて分析を行う．時系列データを適切に扱うためには，データが定常であるかどうかを事前に確認しなければならない．モデルに非定常な変数が含まれている場合，見せかけの回帰などの問題が発生し，回帰係数に関する有意性検定の結果に信頼がおけなくなるからである．データの定常性を検定する方法として，ADF 検定<sup>2)</sup>や P.P. 検定などの単位根検定がある．単位根検定の結果からデータが非定常であると判断された場合には，そのデータに対して階差をとるなどの処理を施さなければならない．

表 1，表 2 には，各変数に対して単位根検定を行った結果を示している．観測期間を前半と後半に分割し，1973 年の第 1 四半期から 1989 年の第 4 四半期までを前半とし，1990 年の第 1 四半期から 2004 年の第 4 四半期までを後半としている．表の  $T(\hat{\alpha}_1 - 1)$ ， $\tau$ -stat， $Z(\hat{\alpha}_1)$ ， $Z(t)$  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．前半においても後半においても，レベル変数では単位根があるという帰無仮説を棄却できず，階差変数では全ての変数で帰無仮説を棄却している．この結果から，各変数は単位根を 1 つ持つ変数， $I(1)$  変数であることが示された．

モデルが  $I(1)$  変数を含んでいる場合，通常は階差をとることでデータに定常性を持たせることができる．しかし，非定常なデータに長期的な関係性が見られる場合，具体的には，非定常なデータどうしの線型結合が定常となる場合には，階差をとるだけでは不適切である．このとき，変数に共和分関係が見られるので，モデルに誤差修正項を加えることが必要になる<sup>3)</sup>．このような議論か

2) Dickey and Fuller (1979) 参照．

3) 本節の議論に関しては，Enders (2003) などを参照．



## 岡野：為替レートとマクロ経済調整に関する実証分析

表 1: 単位根検定 (四半期, 前半 1973:1-1989:4)

	ADF		Phillips-Perron	
	$T(\hat{\alpha}_1 - 1)$	$\tau$ -stat	$Z(\hat{\alpha}_1)$	$Z(t)$
LGDP	0.4904	1.176	0.2248	0.4991
NEX	-3.5144	-1.6971	-2.855	-1.4607
R	-15.7517	-2.7686	-9.3639	-2.1823
LER	-6.8723	-1.7534	-4.8599	-1.4924
DLGDP	-66.1195*	-5.6364*	-76.3207*	-8.5651*
DNEX	-65.9042*	-5.7816*	-59.8003*	-7.9153*
DR	-36.9005*	-4.3098*	-29.2183*	-4.5849*
DLER	-47.2159*	-4.7344*	-41.3673*	-5.5453*

(注)  $T(\hat{\alpha}_1 - 1)$ ,  $\tau$ -stat,  $Z(\hat{\alpha}_1)$ ,  $Z(t)$  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 2: 単位根検定 (四半期, 後半 1990:1-2004:4)

	ADF		Phillips-Perron	
	$T(\hat{\alpha}_1 - 1)$	$\tau$ -stat	$Z(\hat{\alpha}_1)$	$Z(t)$
LGDP	-1.3767	-1.0425	-2.3619	-1.7574
NEX	-1.7302	-0.6212	-1.7205	-0.6447
LER	-10.7979	-2.4928	-8.8882	-2.2214
R	-3.7526	-2.5317	-2.3242	-1.7154
DLGDP	-36.4256*	-4.2119*	-50.1691*	-6.7663*
DNEX	-22.8157*	-3.2057*	-54.4295*	-6.4416*
DLER	-86.6089*	-6.4573*	-54.451*	-7.1776*
DR	-18.9022*	-3.2386*	-27.5445*	-4.5449*

(注) 表 1 の注を参照。

表 3: 共和分検定 (四半期, 4 期ラグ, 前半 1973:1-1989:4)

I(1)-ANALYSIS				
r	Eig.Value	Trace	Frac95	P-Value
0	0.263	49.825	53.945	0.113
1	0.218	30.260	35.070	0.156
2	0.160	14.494	20.164	0.263
3	0.051	3.337	NA	0.530

(注)  $r$  は共和分の個数, Eig.Value は固有値, Trace は検定統計量, Frac95 は有意水準 5% の臨界値, P-Value 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.

表 4: 共和分検定 (四半期, 4 期ラグ, 後半 1990:1-2004:4)

I(1)-ANALYSIS				
r	Eig.Value	Trace	Frac95	P-Value
0	0.995	221.506	53.945	0.000
1	0.981	115.697	35.070	0.000
2	0.794	36.264	20.164	0.000
3	0.208	4.672	3.561	0.332

(注) 表 3 の注を参照.

ら, 以下では Johansen (1988) による共和分検定 (トレーステスト) を行った.

表 3, 表 4 には, 1973 年から 1989 年と, 1990 年から 2004 年のそれぞれに関して, 共和分検定の結果が示されている. 表から, 1973 年から 1989 年については共和分が無く, 1989 年から 2004 年には 3 つの共和分ベクトルがあることが示された. したがって前半部分については単純に階差系列を用い, 後半部分については階差系列を利用すると同時に, モデルに誤差修正項を加えて分析を行う.

### 3.3 VAR モデル

VAR モデルは、Sims (1980) によって提唱された多変数時系列モデルであり、全ての変数を内生的に扱うことに特徴がある。変数間の動学的な相互作用を観察することができるため、本稿の問題意識に直接的に応えることができるモデルといえる。

$x_t$ ,  $\Gamma_0$ ,  $\epsilon_t$  を  $(n \times 1)$  のベクトル,  $\Gamma_i$   $i = 1, 2, \dots, p$  を  $(n \times n)$  の行列とすると,  $p$  次の VAR 構造式は, 次式で表される。

$$Bx_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 x_{t-1} + \Gamma_2 x_{t-2} \cdots + \Gamma_p x_{t-p} + \epsilon_t \quad (1)$$

ここで,  $B$  は対角要素が全て 1 の  $(n \times n)$  行列を表す。  $x_t$  は全て定常な変数であると仮定する。  $\Gamma_0$  は  $(n \times 1)$  の定数項ベクトルを表す。  $\epsilon_t$  は各変数の当期ショック (攪乱要因) を表し, ホワイト・ノイズ過程を想定する。各変数の当期ショックは, 何らかの外生的要因によって発生する。  $\epsilon_t$  の各ショックは平均は 0 であり, 均一分散を仮定し, 系列相関は無い。さらに, 同時期の各変数のショックは互いに無相関であると仮定する。

$$E(\epsilon_t) = 0 \quad (2)$$

$$E(\epsilon_t \epsilon_t') = \sigma^2 I_n \quad (3)$$

(1) 式の誘導型は,

$$x_t = A_0 + A_1 x_{t-1} + A_2 x_{t-2} + \cdots + A_p x_{t-p} + e_t \quad (4)$$

となる。ただし,

$$A_i = B^{-1} \Gamma_i \quad i = 0, 1, 2, \dots, p \quad (5)$$

$$e_t = B^{-1} \epsilon_t \quad (6)$$

である。(4) 式の誤差項  $e_t$  は,  $B^{-1} \epsilon_t$  で表されている。(4) 式は,  $e_t$  は,  $\epsilon_t$  がホワイト・ノイズであることから, 平均が 0, 分散が一定であり, 系列相関は無い。 $e_t$  の平均と分散共分散行列は,

$$E(e_t) = 0 \quad (7)$$

$$E(e_t e_t') = \Sigma \quad (8)$$

経済学研究 38 号

となる。(4) 式は、右辺が先決変数のみからなり、誤差項には系列相関がなく、均一分散が仮定されているので、最小 2 乗法で各パラメタを推計することができる。

### 3.4 VAR 構造を規定する識別制約式

3.2 節の議論をふまえて、ここで  $x_t = (DNEX_t, DLGDP_t, DR_t, DLER_t)'$  とすると、識別制約式を表す  $B^{-1}$  は

$$B^{-1} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ b_{21} & 1 & 0 & 0 \\ 0 & b_{32} & 1 & b_{34} \\ b_{41} & b_{42} & b_{43} & 1 \end{bmatrix} \quad (9)$$

である。(9) 式を仮定すると、(6) 式は次のように書き表すことができる。

$$e_{1t} = \epsilon_{DNEX,t} \quad (10)$$

$$e_{2t} = b_{21}\epsilon_{DNEX,t} + \epsilon_{DLGDP,t} \quad (11)$$

$$e_{3t} = b_{32}\epsilon_{DLGDP,t} + \epsilon_{DR,t} + b_{34}\epsilon_{DLER,t} \quad (12)$$

$$e_{4t} = b_{41}\epsilon_{DNEX,t} + b_{42}\epsilon_{DLGDP,t} + b_{43}\epsilon_{DR,t} + \epsilon_{DLER,t} \quad (13)$$

(10) 式は、純輸出に関する方程式の誤差項を表す。純輸出の誤差項は、純輸出自身の当期ショックからなることが読み取れる。ここでは、純輸出は他の変数から同時性ショックの影響を受けないことを仮定している。一般に輸出や輸入は契約取引であるから、一度定められた契約は同時期の他の変数、例えば為替レートなどの変化の影響を受けないことを想定している。

(11) 式では GDP は純輸出からのみ同時性ショックの影響を受けることを仮定している。純輸出は GDP の構成要素であるから、純輸出のショックは同時期の GDP に反映されると想定される。

以下同様に、(12) 式では金利は GDP と為替レートから同時性ショックの影響を受ける、(13) 式では為替レートは他の全ての変数から同時性ショックの影響を受ける、と仮定している。

このように、経済学的な観点から識別制約をおいた VAR モデルは、構造 VAR

表 5:  $B^{-1}$  の推定値 (前半 1973:1-1989:4)

Coeff	value	$t$	Signif
$b_{21}$	$1.00 \times 10^{-6}$	0.79	0.43
$b_{32}$	1.42	0.19	0.85
$b_{34}$	1289.72	0.09	0.93
$b_{41}$	$-7.00 \times 10^{-6}$	-2.09	0.04
$b_{42}$	0.53	0.97	0.33
$b_{43}$	212.75	0.10	0.92

(注) Coeff は (9) 式における行列の各要素, value はその推定値,  $t$  は推定値の  $t$  値, Signif は推定値の有意水準を表す。

モデルと呼ぶことができる。(9) 式は非リカーシブな形をしているため, 通常利用されるコレスキー分解による推定でなく, 最尤法によって推定する。尤度関数は非線形となるため, 推定値は繰り返し計算によって得られる。

表 5 と表 6 には, 観測期間の前半と後半に関して, (9) 式の推定値を記している。表の Coeff は (9) 式における行列の各要素, value はその推定値,  $t$  は推定値の  $t$  値, Signif は推定値の有意水準を表す。表の各係数に期待される符号は上から順に正, 正, 負, 正, 正, 正である。表から, 推定値は概ね期待される符号と有意に一致している結果が得られた。一致しないものも見られるが, それらは有意でない。

### 3.5 ラグ次数の選択

(4) 式を推計する際に, 適切なラグ次数  $p$  を選択する必要がある。本稿ではラグ次数の選択のために,

1. AIC (Akaike's Information Criterion) や SBC (Schwarz's Bayesian Information Criterion) を利用して適切なラグ次数を選択し,
2. そのラグ次数における VAR 残差項が全て系列相関なしと判断できるまで, 順次ラグ次数を増やした。系列相関の有無の検定には, リュング・ボックスの修正  $Q$  統計量を利用した。

表 6:  $B^{-1}$  の推定値 (後半 1990:1-2004:4)

Coeff	value	$t$	Signif
$b_{21}$	$-4.45 \times 10^{-7}$	-0.45	0.65
$b_{32}$	9.59	2.25	0.02
$b_{34}$	-5.06	-2.26	0.02
$b_{41}$	$-4.18 \times 10^{-6}$	-0.81	0.42
$b_{42}$	-1.17	-1.79	0.07
$b_{43}$	0.12	1.39	0.16

(注) 表 5 の注を参照.

AIC, SBC はそれぞれ, 次のように算出する.

$$AIC = T \log |\Sigma| + 2N \quad (14)$$

$$SBC = T \log |\Sigma| + N \log(T) \quad (15)$$

$|\Sigma|$  は, (4) 式における誤差項  $e_t$  の分散・共分散行列の行列式,  $N$  は全ての方程式で推定されたパラメタの総数,  $T$  は観測個数である.

系列相関の有無を検定するには, グループ内の自己相関の全てが 0 であることを検定すればよい. 帰無仮説と対立仮説はそれぞれ次の通りである.

$$H_0 : r_1 = r_2 = \cdots = r_s = 0$$

$$H_1 : \text{自己相関のいずれかが } 0 \text{ でない}$$

ただし,  $r_s$  は  $s$  期離れた自己相関を表す.  $s$  は推定するパラメタの数より大きな整数を表す. ボックス・ピアスの  $Q$  統計量は,

$$Q = T \sum_{k=1}^s r_k^2$$

ここで  $T$  は推定に使われるデータの数をあらわす.

また, リュング・ボックスによる修正  $Q$  統計量は,

$$Q = T(T+2) \sum_{k=1}^s r_k^2 / (T-k) \quad (16)$$

ここで  $Q$  は、自由度  $s$  の  $\chi^2$  分布に従う。例えば 10% の有意水準で  $\chi^2$  分布の臨界値を  $Q$  が超えるなら、帰無仮説を棄却する。その場合は自己相関のいずれかが 0 ではなく、系列相関が残っていると判断する。つまり  $Q$  が十分に小さいときには、標本自己相関が低く、系列相関がないとみなす。

ここでは、 $s = 8$  とした。すなわち、8 期ラグまでの系列相関が全て存在しないという帰無仮説の下で検定を行った。リュング・ボックスの修正  $Q$  統計量は、VAR の誤差項  $e_t$  において、(16) 式を用いて検定する。DNE $X$ 、DLGDP、DR、LER の 4 変数システム場合、VAR は 4 本の方程式からなるため、誤差項は 4 つ存在する。

各検定の結果、観測期間の前半においても後半においても、適切な VAR ラグ次数として 4 期を選択した。

#### 4 インパルス反応関数を用いた分析

本節ではインパルス反応関数を用いて、(1) 式における構造的なショック  $\epsilon_t$  に対して、各変数がどのように反応するのかを動学的に観察する。(9) 式における経済学的な仮定は、構造ショックに対する瞬時の、つまり同時点での影響を規定するものである。したがって定義から、(9) 式の推定値は、インパルス反応関数におけるゼロ期後の反応と等しい。図 3、図 4 ではそれぞれ、構造ショックに対するインパルス反応関数を描いている。

ここで、図 3 について、結果を観察しながら経済学的な意味を解釈する。図の 1 列目には純輸出増加のショックに対する GDP の反応、金利の反応、為替レートの反応が描かれている。部分的に有意ではないものの、純輸出増加のショックに対して概ね GDP、金利、為替レートとも上昇の反応を示している(ただし、為替レートの上昇は自国通貨の増価、円高を意味する)。

純輸出は GDP を構成する一部であることから、純輸出の増加が時間経過とともに GDP を押し上げ、景気の拡大から資本市場に需要超過が発生して金利が上昇し、金利の上昇が国内に資本流入をもたらして円高圧力となる、というように、これらの反応に対しては一連の解釈が成り立つ。ただし、2 列目の GDP ショックに対する反応や 3 列目の金利ショックに対する反応において有

意でない部分がやや見られるので、以上のような解釈が成り立つかどうかは必ずしも確定的ではない。

このような結果をふまえた上で、以下では本稿の問題意識に基づいて、図 3 の 4 列目を観察する。4 列目は為替レート上昇（円高）ショックに対する各マクロ変数の反応が動学的に示されているので、為替レートのマクロ調整機能の有無を直接的に確認することができる。図から、為替レートショックは純輸出を押し下げ、必ずしも有意ではないが GDP を減少させ、金利の下落をもたらしている。

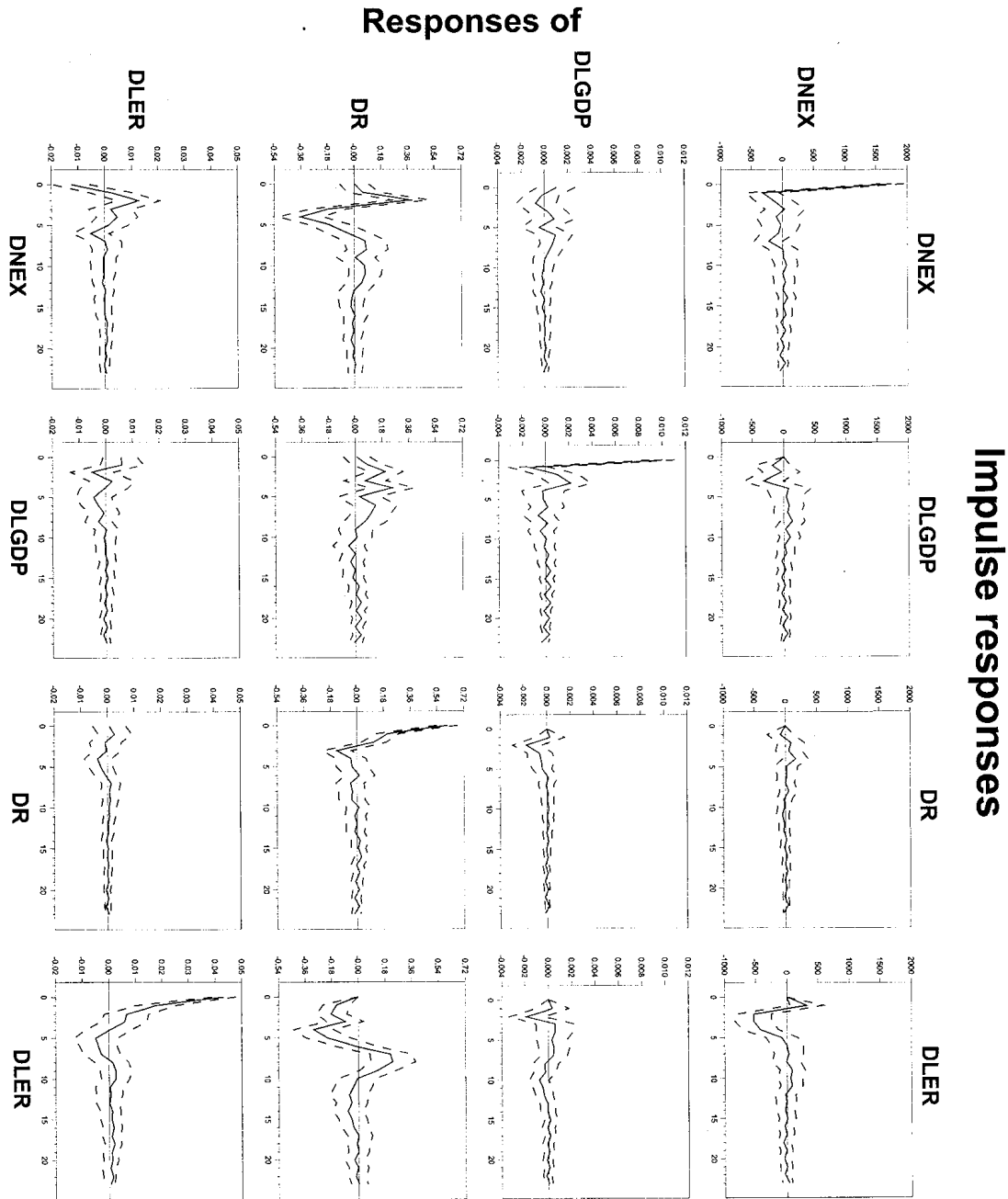
円高が純輸出を下げるのは、円高が国内外の財の相対価格を変化させ、その結果輸出需要や輸入需要を変化させた結果と解釈できる。このことから、為替レートは純輸出に対して調整のメカニズムが働いているといえる。同様に、円高は輸出企業の業績を悪化させるなどして景気を後退させ、資本市場での需要不足から金利が低下した、と解釈することができる。

以上のことから、少なくとも 1973 年から 1989 年に関しては、マクロ経済変数は想定される通りに相互に反応しあい、為替レートには他のマクロ変数を調整する機能が存在していることが確認された。

次に、同様の観点から図 4 を確認すると、1 列目、2 列目、3 列目では有意でない結果が多く見られるのに対して、4 列目の、為替レート上昇ショックに対する各変数の反応は依然として有意でかつ、経済学的に解釈可能な結果となっている。このことは、本稿の主要な結論の 1 つである。すなわち、1990 年を境に日本経済のマクロ的な構造が変化した可能性はあるものの、期待されるような為替レートのマクロ調整機能は 1990 年以降も有意に機能している。

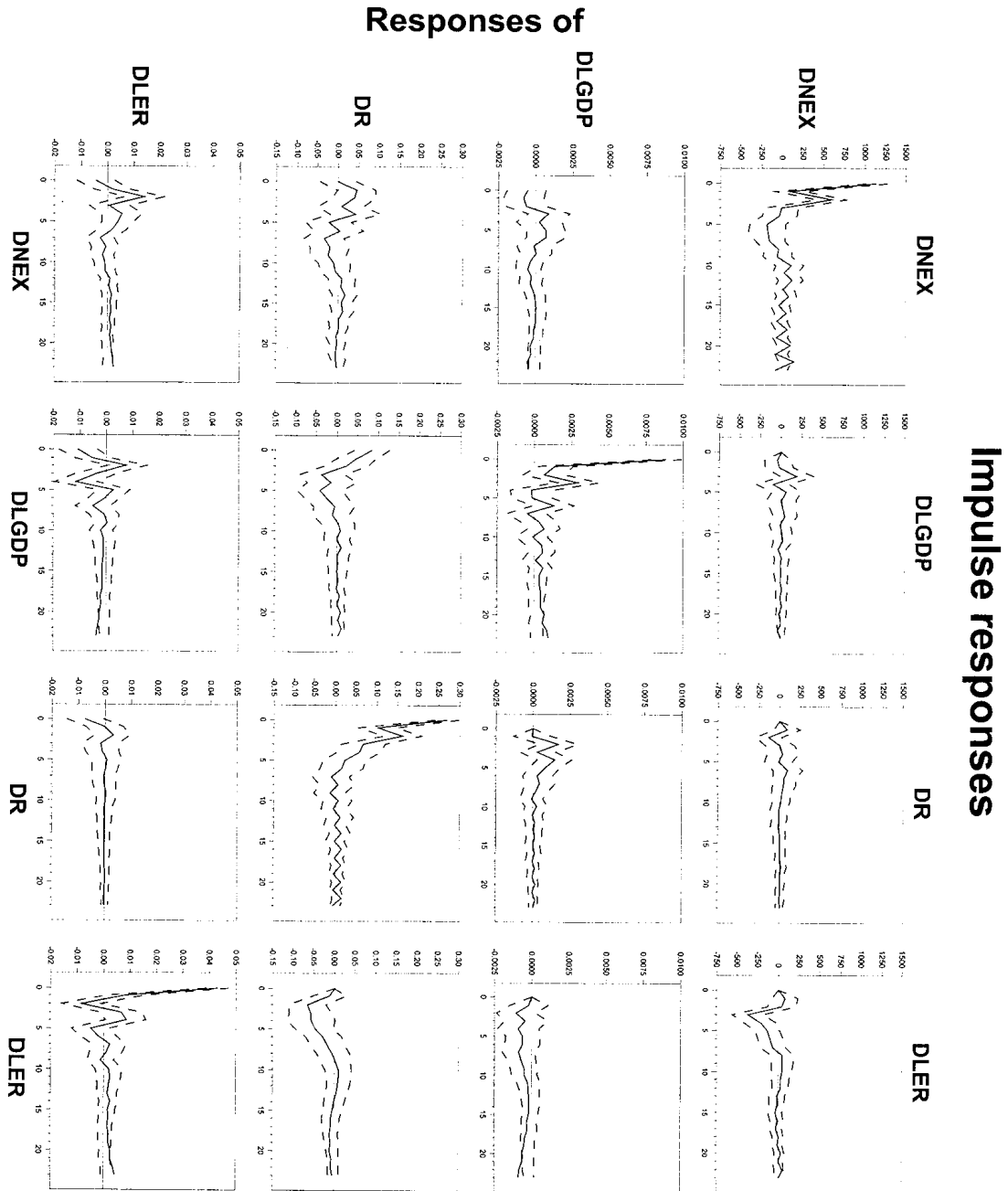


岡野：為替レートとマクロ経済調整に関する実証分析



(注) 点線は標準誤差バンドを表す。

図 3: インパルス反応関数 (四半期, 4 期ラグ, 前半 1973:1-1989:4)



(注) 図 3 の注を参照.

図 4: インパルス反応関数 (四半期, 4 期ラグ, 後半 1990:1-2004:4)

## 5 おわりに

本稿では、為替レートに期待されるマクロ経済調整機能に関して、その意味を整理した上で、為替レートの経常収支調整に焦点をあてた分析を行った。変数間には相互の作用があることや、反応には時間的なラグが存在することを考慮し、実証分析には VAR モデルを利用した。1990 年ごろのバブル経済崩壊を境に長期にわたる景気停滞を経験した日本を分析の対象とし、1990 年以前と以後で、為替レートと他のマクロ経済変数との関係に変化が生じているかどうかという問題も検証した。

実証分析から、為替レートの増価（円高）は経常収支を減少させること、すなわち為替レートが経常収支を調整する役割を果たしていることが明らかになった。この調整機能は、他のマクロ経済変数間の反応に変化が見られた 1990 年以後の経済構造においても、有意に働いていた。このことは、日本で 1973 年以来続いている変動相場制は、少なくとも国際収支均衡という意味において、1990 年以後の現代経済においても重要な役割を果たしている可能性を示唆している。

以上が、本稿の主要な分析結果とその経済学的な意味である。終わりに、今後の検討課題を挙げる。本稿では、為替レートと経常収支に焦点をあてた分析を行った。しかし 2 節で述べたように、為替レートには国際的な効率的資源配分の達成という意味においても調整機能が期待されている。また本稿では、為替レートがマクロ経済に及ぼす影響を議論する際に、純粋な支出切り替え効果のみを扱っているため、為替レート変動によって企業や家計のバランス・シートに変化が生じ、その結果消費や投資の資産効果が生じるといったことは想定していない。今後はこれらの効果についても検討したい。

### 主要参考文献

- Boyd, Derick, Guglielmo Maria Caporale, and Ron Smith (2001) "Real Exchange Rate Effects on the Balance of Trade: Cointegration and the Marshall-Lerner Condition", *International Journal of Finance and Economics*, Vol. 6, No. 3, pp. 187–200.

経済学研究 38 号

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.

Enders, Walter (2003) *Applied Econometric Time Series*: John Wiley & Sons Inc, 2nd edition.

Johansen, Soren (1988) “Statistical Analysis of Cointegration Vecotors”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12, pp. 231–254.

Obstfeld, Maurice (2002) “Exchange Rates and Adjustment: Perspectives from the New Open Economy Macroeconomics”, NBER Working Papers 9118, National Bureau of Economic Research, Inc. available at <http://ideas.repec.org/p/nbr/nberwo/9118.html>.

Sims, Christopher A. (1980) “Macroeconomics and Reality”, *Econometrica*, Vol. 48, No. 1, pp. 1–48.

藤原秀夫・小川英治・地主敏樹 (2001) 『国際金融』, 第 2 章, 39–96 頁, 有斐閣.

宮尾龍蔵 (2003) 「円安政策の効果」, 『経済研究 (一橋大学)』, 第 54 卷, 第 2 号, 114–125 頁, 4 月.