

1930年代の日本における為替レート政策の効果 — 為替変動と輸出入の関係についての定量的分析 —

内 藤 友 紀

1. はじめに
2. 分析のフレームワーク
3. 実証分析
4. 追加検証
5. まとめ

1. はじめに

(1) 本稿の目的

本稿の目的は、1930年代の日本の為替レート政策が当該期の貿易にどのような影響を与えたかについて、時系列データを用いて定量的に検証することである。より具体的には、1930年代における為替レート（円・ドル・レートと円・ポンド・レート）と輸出額・輸入額を用いた4変数および5変数VAR (Vector Auto-Regression) モデルを構築し、当該期の為替レートの変動と輸出入額の変動の関係を検証する。

本稿の構成は以下の通りである。まず、第1節では、本稿の問題意識についてまとめた上で先行研究について概観する。第2節では使用するデータとその処理について説明した後、VARモデルによる実証分析のフレームワークを概説する。第3節では、前節のフレームワークにしたがって実証分析をおこなう。第4節では、サンプル期間内の構造変化の可能性を確認するため、追加的な検

証をおこなう。最後に第5節で、前節までに得られた検証結果と今後の課題についてまとめる。

(2) 1930年代の為替レート政策

1930年代のいわゆる高橋財政期において、日本は1920年代末から続いていたデフレと不況から世界に先がけて回復した。その際の政策パッケージとしては、①財政拡張、②低金利政策、③為替低位放任、④資本移動規制などが挙げられ、それぞれが相互に関係しあっているが、特に③の低為替レート政策は輸出促進の効果を通じて景気回復を主導したとされている¹⁾。

こうした1930年代の為替レート政策の成功について検証することは、その成功自体の是非や、為替レート変動が貿易に与えるいわゆる「支出スイッチ効果」の有無も含めて、現代日本にとっても極めて重要な意味をもつと考えられる。なぜなら低為替レート政策は、多額の財政赤字やゼロ金利政策によって政策手段が制限されている現代の日本経済において、需要創出効果が期待される数少ない政策オプションであり、過去の政策経験が貴重な知見を提供することになり得るからである²⁾。

(3) 先行研究

1930年代の日本の為替レート政策についての叙述的な先行研究は数多いが³⁾、計量的・定量的に当該期の為替レート変動や輸出入を扱った研究はあまり多くない。そこで、ここでは戦間期の日本経済についておこなわれた先行研究のうち、為替レートや輸出入の時系列データを用いてなされた定量的な実証分析について簡単にまとめる。

まず高木 [1989] は、日本、米国、英国の為替レート調整後のWPIについての1919年～1937年の月次データを使用して、相関係数の計測およびグレンジャー因果性検定をおこない、名目為替レートと海外物価が日本の物価についての説明力があつたことを明らかにした。これを踏まえた吉川・塩路 [1990] は、

戦前期の月次データによって WPI の決定関数を OLS で推計し、輸出の変動が国内在庫の変動を通じて物価の変動に繋がるメカニズムがあったとした。また鎮目 [2009] は、1920年代～1930年代の国債流通価格のデータから長期金利を導出したうえで、これを用いた誤差修正モデルなどによる日本と海外の金利の連動性を検証することで、両戦間期における日本の金融政策は自律的な運営をおこなっておらず英国金融政策に追随していたこと、為替レート政策の実態としては変動為替レート制への移行ではなく固定為替レート制の下での 1 回限りの為替レート切り下げの実施に近いこと、などを論証している。

本稿で扱う VAR モデルを用いたものとしては、まず Cha [2003] が、1930年～1936年の月次データを使用して、世界生産、輸出数量、実質財政赤字、マネタリーベース、生産指数、実質賃金の 6 変数 VAR を構築し、当該期の生産指数に影響を与えたのは世界生産、財政赤字、国内需要であることを計測している。また梅田 [2006] は、1930年代前半の日本のデフレ脱却の背景を検証するために、1926年～1936年の月次データを用いて、海外物価要因、名目実効為替レート、財政変数、金融変数、需給ギャップ、国内物価から構築される 6 変数 VAR により、海外物価要因と為替レートが当該期の物価に対して相対的に強い影響を与えていたことを実証している。

こうした先行研究の多くでは、当該期の生産（Cha [2003]）や物価（高木 [1989]、梅田 [2006] など）に影響を与えた変数としての為替レートについてや、海外との連動を含めた為替相場制度と政策枠組み（鎮目 [2009]）にその分析目的が置かれている。そこで本稿では、これまで定量的な分析がなされていなかった1930年代の日本の名目為替レート変動と輸出額・輸入額の関係性（影響の波及）自体について、時系列分析の手法を利用し、グレンジャー因果性検定や VAR モデルに基づいて検証することとする⁴⁾。

2. 分析のフレームワーク

(1) 分析の期間とデータ

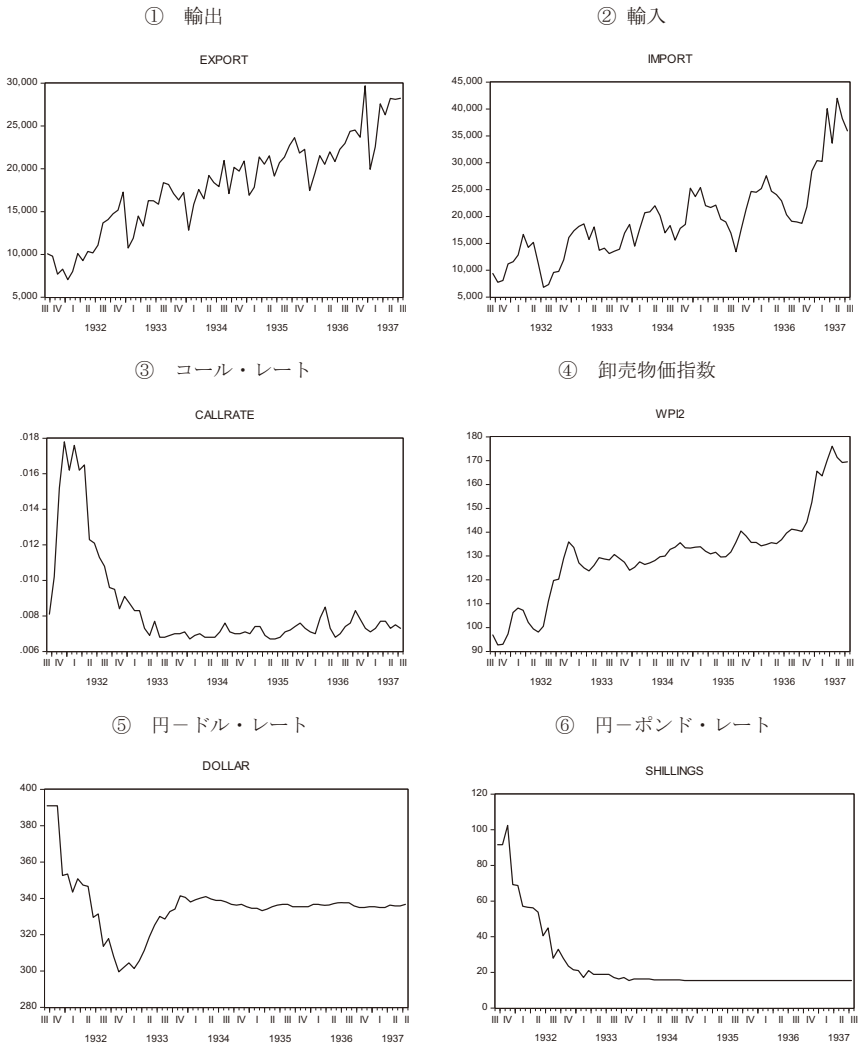
本稿では、1931年9月から1937年7月までの月次の時系列データを用いて分析をおこなう⁵⁾。使用するデータは、貿易に対する影響をみるために当該期日本の①輸出額 (Export: EX) と②輸入額 (Import: IM)、当該期日本の金利表す変数として③コール・レート (call: r)、為替レートとして④名目円・ドル・レート (Dollar: e1) と⑤名目円・ポンド・レート (Shilling: e2)、である (第1図⁶⁾)。なお、輸出額 EX、輸入額 IM については、卸売物価指数 wpi で実質化した⁷⁾。また、VAR モデルにおけるインパルス反応 (Impulse-responses) 関数の解釈を容易にするため金利系列 r 以外の変数は Census-X12 による季節調整をおこなった後、対数変換して用いる⁸⁾。

(2) 分析手法

本稿では4変数および5変数の VAR (Vector Auto-Regression: 多変量自己回帰) モデルを構築して為替レート変動が貿易に与える影響について実証分析をおこなう。この VAR モデルとは、モデルを構成する変数とその変数の自己ラグで推計した AR モデル (Auto-Regression process: 自己回帰過程) を複数の変数に拡張したもので、動的同時線型方程式モデルの制約のない誘導型である。すなわち、内生変数ベクトルを、それ自身と互いのラグ付きの値の線型関数として表したものである。例えば、 x_t と y_t という2変数でラグ次数が2期の VAR モデルを構築した場合、以下の(1)、(2)式のように表されることになる⁹⁾ (e_{it} ($i=1,2$) は攪乱項)。

$$x_t = a_1 + b_{11}x_{t-1} + b_{12}x_{t-2} + c_{11}y_{t-1} + c_{12}y_{t-2} + e_{1t} \quad (1)$$

1930年代の日本における為替レート政策の効果 (内藤)



第1図 原データ

注1) データ出典は、輸出額、輸入額、コール・レート、卸売物価指数は藤野・五十嵐 [1973]。
円ドル・レート、円ポンド・レートは東京銀行編 [1984]。

注2) コール・レートは日歩。鉱工業生産指数、卸売物価指数は1931年8月 = 100として換算。

$$x_t = a_2 + b_{21}x_{t-1} + b_{22}x_{t-2} + c_{21}y_{t-1} + c_{22}y_{t-2} + e_{2t} \quad (2)$$

こうしたVARモデルでは、政策変更（財政・金融政策の変更）に応じて従来頑健だとされていたモデルのパラメータが変化し得るとしたLucas [1976] や、内生変数と外生変数の区別の恣意性を指摘したSims [1980] が批判したような伝統的なマクロ計量経済モデル作成とは異なり、特定の経済理論に依拠していない。したがって、VARモデル分析の目的は、 a や b などの各パラメータの推定ではなく各変数自体とその変数の過去の値によって変数間の相互依存関係を明示することにある¹⁰⁾。これを行列式に書換えると、前掲の(1)、(2)式がラグ1期のケースは、以下の(3)式として表すことができる。

$$\begin{pmatrix} x_t \\ y_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} a_1 \\ a_2 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x_{t-1} \\ y_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{pmatrix} \quad (3)$$

(3) 単位根検定

VARモデルを構築するにあたっては、VARに含まれる各変数が定常性を持つことが望ましいとされる。そこでまず、ADF検定 (Augmented Dickey-Fuller test) によって、検証に用いる各系列 (輸出額 (Export: EX)、輸入額 (Import: IM)、コール・レート (r: call)、円・ドル・レート (Dollar: e1)、円・ポンド・レート (Shilling: e2)) の定常性について検証する¹¹⁾。時系列分析における定常性とは、データの平均と分散および自己共分散が近似的に時間差のみによって定まることである。また、ADF検定では、いずれも「検定対象の時系列が単位根を持つ (非定常過程である)」という帰無仮説を立て、それが棄却されたとき「検定対象の時系列が定常過程である」という対立仮説が採択される仮説検定をおこなう¹²⁾。

ADF検定による単位根検定の結果は、(第1表)の通りである。(第1表)ではExport、Import、call、Dollar、Shillingの5変数についてのレベル及び一回

第1表 ADF検定（Augmented Dickey-Fuller test）

変数	ドリフト項	ラグ	トレンド+ ドリフト項	ラグ	判定
Export	-1.29	1	-2.26	1	I(1)
Δ Export	-12.72 ***	0	-12.66 ***	0	
Import	-1.56	0	-4.49 **	1	I(1)
Δ Import	-10.40 ***	0	-10.37 ***	0	
call	-1.61	0	-1.98	0	I(1)
Δ call	-7.54 ***	0	-7.48 ***	0	
Dollar	-3.46 **	2	-3.25 *	2	I(0)
Δ Dollar	-4.16 ***	7	-4.45 ***	1	
Shilling	-2.27	1	-1.97	2	I(1)
Δ Shilling	-4.53 ***	1	-3.50 ***	2	

注) ***は1%水準、**は5%水準、*は10%水準で単位根が存在するという帰無仮説が棄却されることを示す。またADF検定のラグ次数は、AIC基準（最大ラグ数12）で選択した。

階差系列について、トレンド項と定数項を含むケース、定数項のみ含むケースの検定結果を記載している¹³⁾。

まず、Export、callの2変数については、いずれもADF検定の結果、レベル系列ではトレンド項なし、トレンド項ありの両ケースにおいて帰無仮説が棄却されず、単位根が検出され非定常系列となったが、一回階差系列では1%の有意水準で帰無仮説が棄却され定常となったことから、I(1)変数であることが示された¹⁴⁾。

次に、Importのレベル系列についてのADF検定の結果をみると、トレンド項がないケースでは単位根が存在するという帰無仮説は棄却されなかったが、トレンド項があるケースでは5%の有意水準で棄却された。また一回階差系列についての検定結果をみると、いずれも1%の有意水準で帰無仮説が棄却され定常過程であることが示された。したがって、ADF検定の単位根検出力の弱さを勘案してImportをI(1)変数だと判定する。

Dollarのレベル系列についてのADF検定では、ドリフト項がないケース、トレンド項付きのケースについて、それぞれ5%と10%の有意水準で単位根を持つという帰無仮説が棄却され、 $I(0)$ 変数だと判定された。また、Dollarの一回階差系列についての検定結果をみると、いずれも1%の有意水準で帰無仮説が棄却され定常過程であることが示された。

したがって以下本稿では、Dollarが $I(0)$ 変数であるものの、Export、Import、call、Shillingの4変数が $I(1)$ 変数であることから、それぞれ階差をとった Δ Export、 Δ Import、 Δ call、 Δ Dollar、 Δ Shillingの各変数を用いてVARモデルによる実証をおこなう。

3. 実証分析

(1) ラグ次数の選択

VARモデルを構築するにあたって、 Δ Dollar、 Δ Shilling、 Δ Export、 Δ Importの4変数VARモデル、さらには Δ Dollar、 Δ Shilling、 Δ Export、 Δ Import、 Δ calの5変数VARモデルのラグ次数を選択する。本稿では、最大6次までのラグのVARモデルについて情報量基準を計算した。算出した情報基準量は、LR基準 (sequential modified LR test statistic)、AIC基準 (Akaike information criterion: 赤池情報基準)、SIC基準 (Schwarz information criterion)、HQ基準 (Hannan-Quinn information criterion)である。その結果、LR基準では3次のラグが選択された (第2表)。本稿の4変数VAR分析ではこのLR基準に従い、長めの3次のラグを採用することとする¹⁵⁾。

(2) グレンジャー因果性の検定

VARモデル分析においては、一般的にモデルに含まれる変数は他の変数とグレンジャーの意味での因果性 (Granger causality) を持つものであることが望ましいとされている。そこで、まず一つ目の検証として本稿で扱う各変数間に

第2表 情報量基準によるVARラグ次数の決定

Lag	LR	AIC	SC	HQ
0	NA	25.968	26.096*	26.019*
1	34.491	25.896	26.534	26.150
2	35.932	25.767	26.915	26.224
3	27.150*	25.750	27.407	26.409
4	24.152	25.753	27.921	26.615
5	26.143	25.681	28.358	26.746
6	26.089	25.651*	28.839	26.919

注) *が各基準によって、4変数モデルについて採用されたラグ次数。

グレンジャーの意味での因果性があるか否かについてのグレンジャー因果性検定 (Granger causal test) をおこなう。ここでいうグレンジャーの意味での因果性とは、時系列モデルにおいてある変数 x が他の変数 y に影響を与える、つまり他の条件を一定として y の過去の値が x の変動についての説明力をもつということである。したがって、論理的な意味での一般的な「因果性」とは異なる概念である¹⁶⁾。

本稿では、 Δ Export、 Δ Import、 Δ call、 Δ Dollar、 Δ Shilling の5変数についてグレンジャー因果性検定をおこなった (第3表¹⁷⁾)。このグレンジャー因果性検定の結果は、「モデルに含まれる個々の2変数間にグレンジャー因果性が無いという帰無仮説」を棄却できるか否か、したがって「グレンジャー因果性があるという対立仮説」を肯定できるか否かを示している。検定の結果からは、 Δ Export からは Δ Dollar へ10%の有意性で、 Δ call からは Δ Export へ5%、 Δ Dollar と Δ Shilling へ1%の有意性で、 Δ Dollar からは Δ Import へ10%、 Δ call と Δ Shilling へ1%の有意性で、 Δ Shilling からは Δ Export へ5%、 Δ call と Δ Dollar へ1%の有意性で、グレンジャーの意味での因果関係を持っていることが示されている。

第3表 グレンジャー因果性テスト①

帰無仮説	F 値	
Import ⇒ Export	0.5326	
Export ⇒ Import	0.5896	
Call ⇒ Export	3.4544	**
Export ⇒ Call	1.2551	
Dollar ⇒ Export	0.4244	
Export ⇒ Dollar	2.0660	*
Shilling ⇒ Export	3.5215	**
Export ⇒ Shilling	0.6702	
Call ⇒ Import	0.9309	
Import ⇒ Call	0.0454	
Dollar ⇒ Import	2.0579	*
Import ⇒ Dollar	0.5396	
Shilling ⇒ Import	1.0053	
Import ⇒ Shilling	1.4495	
Dollar ⇒ Call	6.6025	***
Call ⇒ Dollar	9.7945	***
Shilling ⇒ Call	13.4617	***
Call ⇒ Shilling	4.7105	***
Shilling ⇒ Dollar	10.0207	***
Dollar ⇒ Shilling	4.0067	***

注) *, **, ***はそれぞれ10%、5%、1%の有意水準で帰無仮説が棄却されることを示す。ラグ次数は3。

以上のグレンジャー検定の結果から、5変数ともにブロック外生性 (block exogeneity) を持つ変数ではないことが明らかになった。したがって本稿では、既述の(3)式に倣い、以下の(4)式・(5)式のように Δ Export、 Δ Import、 Δ Dollar、 Δ Shillingの4変数および、 Δ Export、 Δ Import、 Δ call、 Δ Dollar、 Δ Shillingの5変数を含めたVARモデルを構築して検証をおこなう¹⁸⁾。

$$\begin{pmatrix} \Delta EX_t \\ \Delta IM_t \\ \Delta Dollar_t \\ \Delta Shilling_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} a_{10} \\ a_{20} \\ a_{30} \\ a_{40} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} a_{11} & a_{12} & a_{13} & a_{14} \\ a_{21} & a_{22} & a_{23} & a_{24} \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} & a_{34} \\ a_{41} & a_{42} & a_{43} & a_{44} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta EX_{t-1} \\ \Delta IM_{t-1} \\ \Delta Dollar_{t-1} \\ \Delta Shilling_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \\ e_{3t} \\ e_{4t} \end{pmatrix} \quad (4)$$

$$\begin{pmatrix} \Delta EX_t \\ \Delta call_t \\ \Delta IM_t \\ \Delta Dollar_t \\ \Delta Shilling_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} a_{10} \\ a_{20} \\ a_{30} \\ a_{40} \\ a_{50} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} a_{11} & a_{12} & a_{13} & a_{14} & a_{15} \\ a_{21} & a_{22} & a_{23} & a_{24} & a_{25} \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} & a_{34} & a_{35} \\ a_{41} & a_{42} & a_{43} & a_{44} & a_{45} \\ a_{51} & a_{52} & a_{53} & a_{54} & a_{55} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta EX_{t-1} \\ \Delta call_{t-1} \\ \Delta IM_{t-1} \\ \Delta Dollar_{t-1} \\ \Delta Shilling_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \\ e_{3t} \\ e_{4t} \\ e_{5t} \end{pmatrix} \quad (5)$$

(3) インパルス反応関数

本稿の主要な目的は、為替レート（ $\Delta Dollar$ 、 $\Delta Shilling$ ）の変動（= 為替レートの外生的な変化）が当該期の貿易（ $\Delta Export$ 、 $\Delta Import$ ）にもたらす動学的な効果を検証することである。そこで、VARモデルによる二つ目の検証として、インパルス反応関数を用いることによって、VARを構築している $\Delta Export$ 、 $\Delta Import$ 、 $\Delta Dollar$ 、 $\Delta Shilling$ の4変数および、 $\Delta Export$ 、 $\Delta Import$ 、 $\Delta call$ 、 $\Delta Dollar$ 、 $\Delta Shilling$ の5変数の構造ショックがそれぞれに与える各期のフローの影響をみることにする。このインパルス反応関数とは、ある変数の攪乱項に何らかの衝撃（イノベーション：innovation）が生じた際に、当該変数及びその他の変数にその衝撃がどのように伝搬しているかを数値的に示す関数である。したがって、このインパルス反応関数の形状を観察することによって、VARモデルにおける各変数間の波及効果を視覚的に分析することができる¹⁹⁾。つまり本稿では、当該期の貿易の指標である輸出（ $\Delta Export$ ）と輸入（ $\Delta Import$ ）に対して、為替レート（ $\Delta Dollar$ 、 $\Delta Shilling$ ）の変動と国内金融環境を示すコール・レート（ $\Delta call$ ）の変動がどのように影響を与えてい

たか、を観察することになる²⁰⁾。

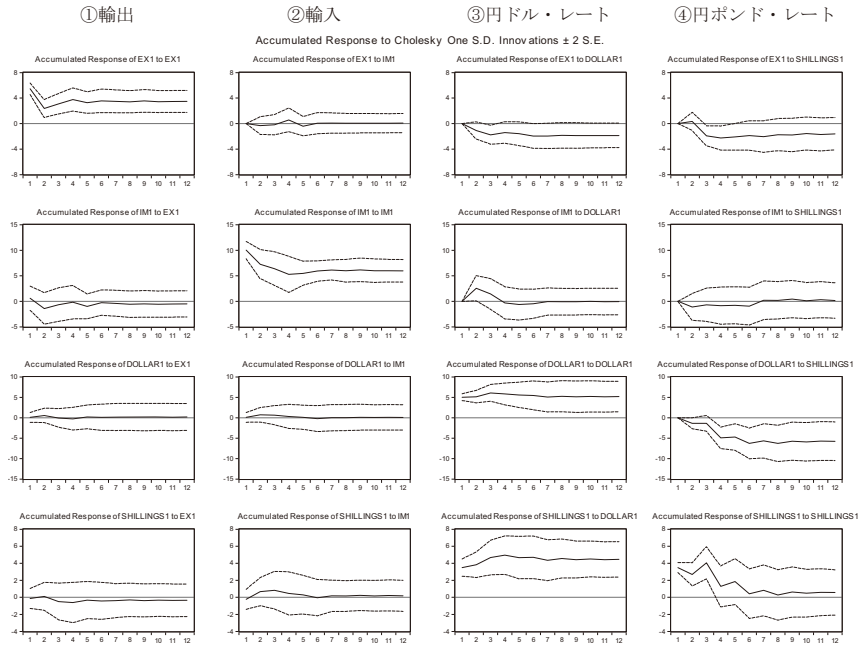
VARモデルにおいては、モデルに含まれる変数の順序によって異なるインパルス反応が得られる可能性がある。本稿では各変数間の相互依存関係がリカーシブ (recursive) な関係であるコレスキー (Choleski) 分解を仮定する²¹⁾。そこで、1970年代～90年代の日本経済について本稿と同様な分析をおこなっている宮尾 [2006] に倣い²²⁾、より外生性が高いと考えられる順序として輸出を最も外生的、為替レートを最も内生的と見做すリカーシブ制約、すなわち4変数VARでは (Δ Export、 Δ Import、 Δ Dollar、 Δ Shilling)、5変数VARでは (Δ Export、 Δ Import、 Δ call、 Δ Dollar、 Δ Shilling) という変数の順序をもつ基本モデルを用いて分析をおこなった²³⁾。

VARモデル分析の結果である (第2図) には、本稿が推定した (Δ Export、 Δ Import、 Δ Dollar、 Δ Shilling) 4変数VARモデルにおけるインパルス反応関数が示されている。最初に、円・ドル・レートの変動に対する輸出の反応をみる。インパルス反応関数によれば、1標準誤差の為替レートショック e_1 (円高ドル安のショック) によって、輸出は2期目に下降し (-1.08標準偏差単位)、一貫して12期後までその影響が累積 (-1.9標準偏差単位程度) している²⁴⁾。これは、当該期の円安ドル高が輸出に寄与していることを示している。次に、円・ポンド・レートの変動に対する輸出の反応をみる。同様に1標準誤差の為替レートショック e_2 (円高ポンド安のショック) によって、輸出は2期目に僅かに上昇した後、3～5期目に有意にマイナスの影響 (-2.6標準偏差単位程度) を与え、その後も12期後までマイナスの影響が累積 (-1.6標準偏差単位程度) している。これも円高ドル安ショックと同じく、円安ポンド高の為替レートショックがイノベーションの3～5ヶ月後に大きく輸出増大の効果を与え、12か月後までそれが持続していることになる。

続いて、円・ドル・レートの変動に対する輸入の反応をみる。インパルス反応関数によれば、1標準誤差の為替レートショック e_1 (円高ドル安のショック) によって、輸入は2期目に有意に上昇 (2.5標準偏差単位程度) するが、そ

1930年代の日本における為替レート政策の効果 (内藤)

〈ショック〉



第2図 インパルス反応関数① (Ex、IM、e1、e2モデル)

注) 図の破線は2標準偏差の区間を示す。インパルス反応の標準偏差は漸近分布によって求められたもの。ラグは3期。

その後3期目以降には反動してマイナスし続け、以降は概ね累積してプラスマイナス0で推移する(-0.05標準偏差単位程度)。これは、円安ドル高は為替レートショックの直後には輸入に大きくマイナスの影響を与えるが、その後は反動で回復し4期後以降は以前の水準を回復していることを示している。さらに、円-ポンド・レートの変動に対する輸入の反応をみる。1標準誤差の為替レートショックe2(円高ポンド安のショック)によって、輸入は2期目から僅かにマイナスの影響を受けるが、その後も12期後まで隔月で微少ながら交互にプラスマイナスの影響を受け続けるが、7期後以降は累積効果はほぼ0に収束して

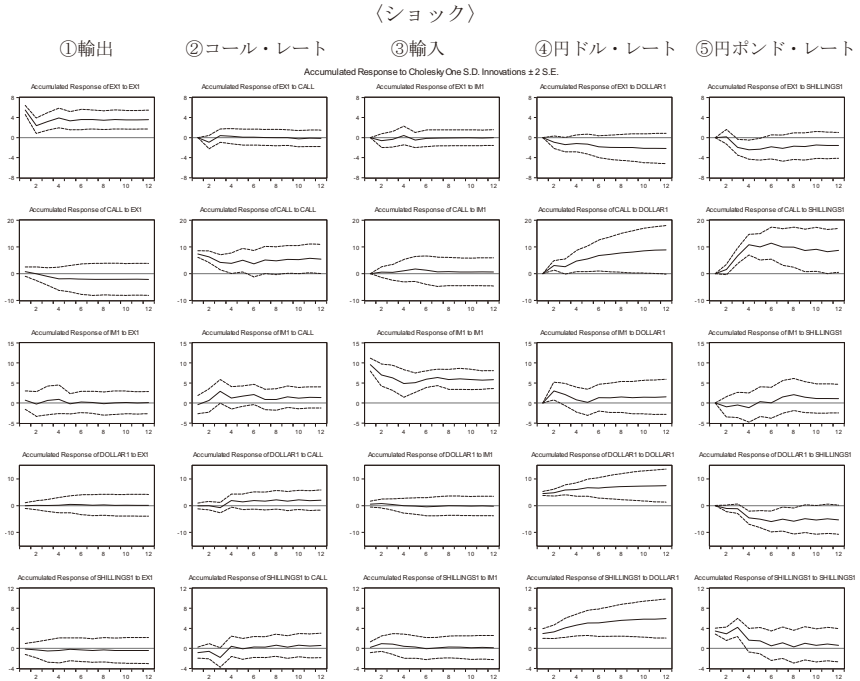
いる (0.1~0.4標準偏差単位程度)。このことから、円安ポンド高は為替レートショックの直後に微少ながら輸入にプラスの効果を与えるが、総体的にはほとんどその影響はなかったことが判る。

また、輸出と輸入への為替レートショック以外のインパルス反応から、この4変数VARモデルの妥当性について検証すると、輸出ショック・輸入ショックともに円・ドル・レートにはほとんど影響を与えていないが、輸出ショックは円・ポンド・レートに僅かにマイナスの影響 (円高圧力) を12か月後まで与え、輸入ショックは円・ポンド・レートにプラスの影響を6か月後まで与えていることが判る。これは、それぞれ輸出増大による円高効果と輸入増大と経常収支悪化による円安効果だと考えられ、多くの経済モデルの想定と整合的であるといえる。

4変数VARに続いて、金利変数 (Δ call) を追加した (Δ Export、 Δ Import、 Δ call、 Δ Dollar、 Δ Shilling) 5変数VARモデルにおけるインパルス反応関数を確認する (第3図)。

最初に、4変数VARモデルと同じく円・ドル・レートの変動に対する輸出の反応をみる。インパルス反応関数によれば、1標準誤差の為替レートショック e_1 (円高ドル安のショック) によって、輸出は2期目に下降 (-0.93標準偏差単位) し、12期後までほぼ連続してマイナスの影響が累積 (-2.2標準偏差単位程度) している。これは、5変数VARモデルにおいても、円安ドル高の効果が輸出に寄与していることを示している。次に、円・ポンド・レートの変動に対する輸出の反応をみる。1標準誤差の為替レートショック e_2 (円高ポンド安のショック) により、輸出は2期目に僅かに上昇した後、3~4期目に有意にマイナスの影響 (-2.6標準偏差単位) を与え、その後も若干のプラスの期 (5・6・8期) もありつつ12期後までマイナスの効果が累積 (-1.6標準偏差単位) している。これも円高ドル安ショックと同じく、5変数VARモデルにおいても、円安ポンド高の為替レートショック e_2 がイノベーションの3~4ヶ月後に大きく輸出増大の効果を与え、12か月後までそれが持続していることが

1930年代の日本における為替レート政策の効果 (内藤)



第3図 インパルス反応関数② (Ex、r、IM、e1、e2モデル)

注) 図の破線は2標準偏差の区間を示す。インパルス反応の標準偏差は漸近分布によって求められたもの。ラグは5期。

示している。

続いて、円ドル・レートの変動に対する輸入の反応をみる。1標準偏差の為替レートショックe1(円高ドル安のショック)によって、輸入は2期目に有意に上昇(2.97標準偏差単位)するが、その後3~5期目には反動で連続してマイナスの効果がある。6期に再び上昇した後は緩やかに効果を漸減させながら12期後まで推移する。これは、円安ドル高は為替レートショックの直後には輸入に大きくマイナスの影響を与えるが、反動で回復し半年以降は以前の水準を回復するという4変数VARモデルの検証結果を再確認するものである。さ

らに、円-ポンド・レートの変動に対する輸出の反応をみる。1標準誤差の為替レートショック e_2 (円高ポンド安のショック) によって、輸入は2期目から僅かにマイナスの影響を受けるが、その後は12期後まで隔月で微少ながら交互にプラスマイナスの影響を受け続け、7~8期のプラスの効果の後は一貫してマイナスの影響が出ている。このことから、円安ポンド高は為替レートショックの直後に微少ながらプラスの効果を与えるが、ほとんどその効果を与えなかったという4変数VARモデルとほぼ同様の検証結果となった。

加えて、輸出と輸入への為替レートショック以外のインパルス反応から、この5変数VARモデルの妥当性について検証する。まず輸出ショックEXについては、円-ドル・レート、円-ポンド・レートそれぞれに僅かにマイナスの影響(円高圧力)を12か月後まで与えている。これは、4変数VARモデルと同じく輸出増大による円高効果だと考えられる。また輸入ショックIMは円-ドル・レート、円-ポンド・レートそれぞれに僅かにプラスの影響(円安圧力)を12か月後まで累積させている。これも、4変数VARモデルと同じく輸入増大と経常収支悪化による円安効果だと考えられる。金利ショック r は、円-ドル・レート、円-ポンド・レートそれぞれに増減しながらも僅かにマイナスの影響(円高圧力)を12か月後まで与えている。これについては、予想物価が一定だと仮定すれば金利低下(金融緩和)が通貨安をもたらす金利平価理論で説明が可能である(後述)。一方で、金利ショック r が輸出に与える効果については、2期目のマイナス、3期目の大きなプラス効果(1.3標準偏差単位)の後は、一貫して12期まで微少なマイナスの影響が続き(9期のうち7期マイナス)、累積的な効果は8期以降マイナスとなっている(12期以降は-0.2標準偏差単位程度に収束)。これは、3期目の反動を除けば、基本的に金利ショック r が輸出にマイナス効果を与えていた(金融緩和が輸出にプラスの効果を与えていた)と考えることができる²⁵⁾。

以上のように、本稿が構築した(Δ Export、 Δ Import、 Δ Dollar、 Δ Shilling)4変数VARモデルおよび(Δ Dollar、 Δ Shilling、 Δ Export、 Δ Import、 Δ

call) 5変数VARモデルからは、当該期の輸出・輸入の変動への円・ドル・レート、円・ポンド・レート変動の影響だけでなく、全体的に一般的なマクロ経済モデルとも整合的で解釈可能なインパルス反応が得られている。したがって、本稿の4変数VARモデル、5変数VARモデル全体が妥当であり、当該期の輸出増加には為替レートの低落（円安ポンド高、円安ドル高）の影響があったという概ね頑健なVARモデルの実証結果が確認された。

（4）予測誤差の分散分解

本稿が構築したVARモデルによる三つ目の検証として、予測誤差の分散分解（forecast error variance decomposition）を行う。前項のインパルス反応関数による検証は、その反応関数の形状から変数間の関係（各変数の構造ショックに対する反応）を観察するものであったが、予測誤差の分散分解では、各変数の変動がどの程度他の変数の変動に影響しているかを定量化する。したがって、本稿の検証では、1930年代の日本の貿易への影響力の大きさを測定するために、輸出（ Δ Export）と輸入（ Δ Import）の変動に対する、（ Δ Export、 Δ Import、 Δ Dollar、 Δ Shilling）各4変数の相対的な寄与度から、自己ショックを含めた各変数ショックの輸出と輸入への影響の大きさを測定する。

本稿が検証に用いている（ Δ Export、 Δ Import、 Δ Dollar、 Δ Shilling）4変数VARモデルにおける輸出（ Δ Export）と輸入（ Δ Import）の変動についての予測誤差の分散分解の計算結果が（第4表）と（第5表）にまとめられている。まず最初の分析として、輸出への各変数の影響をみていく（第4表）。予測誤差の分散分解によれば、まず、円・ドル・レートショック（円高ドル安のショック）の輸出（ Δ Export）の変動への寄与率は、2期後の2.9%から6期後には3.8%まで上昇し、それ以降は12期後（1年後）まで3.8%前後を連続して維持している。同様に円・ポンド・レートショック（円高ポンド安ショック）の輸出（ Δ Export）の変動への寄与率は、2期後の0.3%という低い水準から3期後には11.2%まで急上昇し、それ以降は12期後（1年後）まで11%前後を

第4表 輸出に対する相対的寄与度 (予測誤差の分散分解) ①

	Export	Import	Dollar	Shilling
1 期 後	100.00	0.00	0.00	0.00
2 期 後	96.61	0.26	2.86	0.27
3 期 後	85.09	0.26	3.45	11.20
4 期 後	83.76	1.48	3.61	11.14
5 期 後	82.01	3.49	3.59	10.92
6 期 後	81.41	3.90	3.79	10.95
12 期 後	81.09	3.88	3.80	11.24

(注) 数値は%。

第5表 輸入に対する相対的寄与度 (予測誤差の分散分解) ①

	Export	Import	Dollar	Shilling
1 期 後	0.37	99.63	0.00	0.00
2 期 後	3.72	89.90	5.35	1.03
3 期 後	4.11	88.51	6.23	1.15
4 期 後	4.14	86.36	8.36	1.14
5 期 後	4.64	85.83	8.40	1.14
6 期 後	5.03	85.46	8.37	1.15
12 期 後	5.00	84.28	8.39	2.33

(注) 数値は%。

持続している。すなわち、1930年代の日本の輸出増減は、円・ドル・レートによって3～4%、円・ポンド・レートによって約11%が説明されることになる²⁶⁾。

次に、輸入への影響をみる(第5表)。まず、円・ドル・レートショック(円高ドル安のショック)の輸入(Δ Import)の変動への寄与率は、2期後の5.4%から4期後には8.4%まで上昇し、それ以降は12期後(1年後)まで8.3%前後の影響を連続して与えている。また円・ポンド・レートショック(円高ポンド安ショック)は、2期後の1.0%から6期後の1.2%まで1%強、12期後(1年後)には2.3%しか輸入(Δ Import)変動への影響を与えていなかった。し

1930年代の日本における為替レート政策の効果（内藤）

第6表 輸出に対する相対的寄与度（予測誤差の分散分解）②

	Export	Call	Import	Dollar	Shilling
1 期 後	100.00	0.00	0.00	0.00	0.00
2 期 後	95.01	1.99	0.91	2.03	0.06
3 期 後	82.84	5.12	0.92	2.23	8.89
4 期 後	81.47	5.01	2.09	2.29	9.14
5 期 後	80.18	4.97	3.62	2.27	8.95
6 期 後	79.27	4.91	3.79	2.77	9.26
12 期 後	78.59	4.99	3.77	2.82	9.82

(注) 数値は%。

第7表 輸入に対する相対的寄与度（予測誤差の分散分解）②

	Export	Call	Import	Dollar	Shilling
1 期 後	0.53	0.19	99.29	0.00	0.00
2 期 後	1.28	1.14	88.76	8.01	0.81
3 期 後	1.84	5.44	83.63	8.15	0.94
4 期 後	1.81	7.28	80.60	9.07	1.24
5 期 後	2.72	7.19	78.09	9.10	2.90
6 期 後	2.83	7.19	77.14	9.93	2.90
12 期 後	2.84	8.50	74.16	9.57	4.93

(注) 数値は%。

たがって、予測誤差の分散分解によれば1930年代の日本の輸入増減は、円・ドル・レートによって約8%強、円・ポンド・レートによって1～2%が説明される²⁷⁾。

続いて（ Δ Export、 Δ Import、 Δ call、 Δ Dollar、 Δ Shilling）5変数VARモデルによる輸出（ Δ Export）と輸入（ Δ Import）の変動についての予測誤差の分散分解の検証結果が、（第6表）と（第7表）に整理してある。以下では、5変数VARモデルを用いて、輸出への各変数の影響をみていく（第6表）。（第6表）によれば、輸出への3期目以降の円・ポンド・レートショックの寄与

度は概ね約8～10%、同じく円・ドル・レートの変動は約2～3%であり、寄与度は下がったものの概ね4変数VARの計測結果が支持された。また、コール・レートショックの寄与度も5%前後と相対的に大きいものだった。最後に、5変数VARモデルを用いて、輸入への各変数の影響をみる(第7表)。(第7表)によれば、輸入への2期目以降の円・ドル・レートショックの寄与度は概ね約8～10%、円・ポンド・レートによる寄与度は約1～5%で、こちらも4変数VARの分散分解の計測を支持するものであった。そしてコール・レートショックの寄与度は、3期目以降5～8%前後とこちらもかなり大きいものだった。

以上の実証分析から、本稿の(ΔExport、ΔImport、ΔDollar、ΔShilling)4変数VARモデルと(ΔExport、ΔImport、Δcall、ΔDollar、ΔShilling)5変数VARモデルによる予測誤差の分散分解からは、1930年代の日本の輸出増減には円・ポンド・レートの変動が大きな影響(8～11%)を与えていたこと、また輸入増減には円・ドル・レートの変動が大きな影響(8～10%)を与えていたことが示された。また5変数VARモデルにおいては、為替レートショックだけでなく、コール・レートショックの輸出・輸入への寄与度もかなり大きなものであった(5～8%)。

4. 追加検証

(1) 構造変化の可能性

本稿では、前節まで(ΔExport、ΔImport、ΔDollar、ΔShilling)4変数VARモデルと(ΔExport、ΔImport、Δcall、ΔDollar、ΔShilling)5変数VARモデルを用いて、1930年代の日本の輸出・輸入の変動要因についての検証をおこなってきた。

しかし1930年代の中盤で、日本の輸出・輸入の構造に変化があった可能性がある。すなわち急激な為替下落によって輸出主導がおこなわれていたとされる

第8表 ADF検定（Augmented Dickey-Fuller test）

変数	ドリフト項	ラグ	トレンド+ ドリフト項	ラグ	判定
Export	-0.58	1	-4.15 *	0	I(1)
△ Export	-9.22 ***	0	-9.12 ***	0	
Import	-1.66	0	-3.35 *	0	I(1)
△ Import	-7.08 ***	0	-7.40 ***	0	
call	-1.15	0	-2.17	0	I(1)
△ call	-5.61 ***	0	-5.54 ***	0	
Dollar	-2.49	0	-1.95	0	I(1)
△ Dollar	-3.12 **	0	-7.22 ***	0	
Shilling	-1.52	2	-1.75	2	I(1)
△ Shilling	-3.43 **	1	-3.48 *	1	

注) ***は1%水準、**は5%水準、*は10%水準で単位根が存在するという帰無仮説が棄却されることを示す。またADF検定のラグ次数は、AIC基準（最大ラグ数9）で選択した。

1930年代前半と、為替レートが低位安定した1930年後半とで、為替レートへと貿易の相互関係が変化している可能性である。そこで最後に、ここまでおこなってきた5変数VARモデルから得られた実証結果の頑健性を高めるために、1931年9月から1934年12月までのデータを用いた同様の4変数と5変数VARモデルを用いて追加的な分析をおこなう²⁸⁾。

まず前節までと同様に、Export、Import、call、Dollar、Shillingの5変数のADF検定をおこなった上で（第8表）、定常系列である△ Export、△ Import、△ call、△ Dollar、△ Shillingの各変数間のグレンジャー因果性を検定した（第9表）。その結果、△ callからは△ Exportと△ Shillingへ5%、△ Dollarへ1%の有意性で、△ Dollarからは△ callへ5%、△ Shillingへ10%の有意性で、△ Shillingからは△ Exportへ10%、△ callと△ Dollarへ1%の有意性で、グレンジャーの意味での因果関係を持っていることが明らかになった²⁹⁾。

続いて、（△ Export、△ Import、△ Dollar、△ Shilling）の4変数VAR、（△

第9表 グレンジャー因果性テスト②

帰無仮説	F 値	
Import ⇒ Export	0.0959	
Export ⇒ Import	1.3283	
Call ⇒ Export	3.4577	**
Export ⇒ Call	1.0544	
Dollar ⇒ Export	0.1609	
Export ⇒ Dollar	1.0544	
Shilling ⇒ Export	2.3871	*
Export ⇒ Shilling	0.5723	
Call ⇒ Import	0.5975	
Import ⇒ Call	0.1249	
Dollar ⇒ Import	1.6863	
Import ⇒ Dollar	0.4190	
Shilling ⇒ Import	0.7987	
Import ⇒ Shilling	1.1177	
Dollar ⇒ Call	3.7806	**
Call ⇒ Dollar	5.9726	***
Shilling ⇒ Call	8.5291	***
Call ⇒ Shilling	2.7685	**
Shilling ⇒ Dollar	5.7444	***
Dollar ⇒ Shilling	2.1341	*

注) *, **, ***はそれぞれ10%、5%、1%の有意水準で帰無仮説が棄却されることを示す。ラグ次数は3。

Export、 Δ Import、 Δ call、 Δ Dollar、 Δ Shilling) の5変数VARを構築し、同じくインパルス反応関数を観察した(第4図)・(第5図)。4変数VARインパルス反応関数によれば、円-ドル・レートと円-ポンド・レートの変動に対する輸出の反応は以下のとおりである。まず1標準誤差の為替レートショックe1(円高ドル安のショック)によって、輸出は2期目に下降(-1.07標準偏差単位)し、12期後までマイナスの影響(-2標準偏差程度)が累積している。

1930年代の日本における為替レート政策の効果 (内藤)

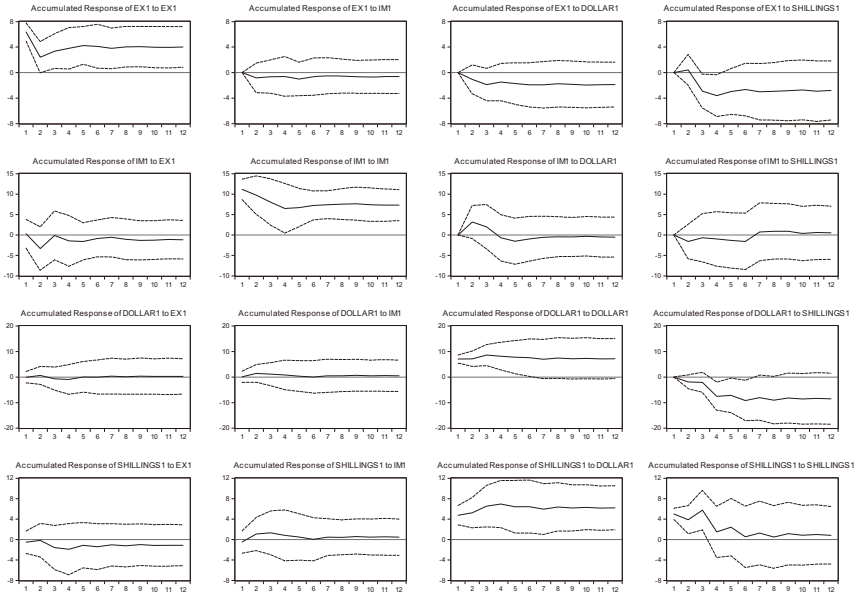
〈ショック〉

①輸出

②輸入

③円ドル・レート

④円ポンド・レート

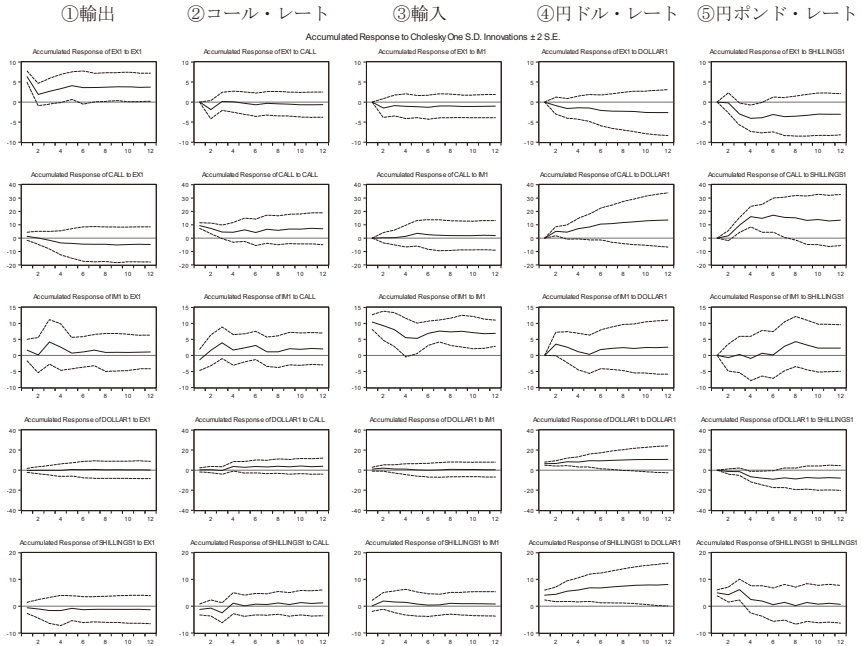


第4図 インパルス反応関数③ (Ex、IM、e1、e2モデル)

注) 図の破線は2標準偏差の区間を示す。インパルス反応の標準偏差は漸近分布によって求められたもの。ラグは3期。

また1標準誤差の為替レートショックe2(円高ポンド安のショック)により、輸出は2期目に僅かに上昇した後、3~4期目に有意にマイナスの影響(-3.6標準偏差単位)を与え、その後も12期後までマイナスの効果(-3標準偏差単位程度)が累積している。そして5変数VARインパルス反応関数によれば、1標準誤差の為替レートショックe1(円高ドル安のショック)によって、輸出は2期目に下降(-0.08標準偏差単位)し、12期後まで続けてマイナスの影響(-2.6標準偏差程度)が累積している。さらに、1標準誤差の為替レートショックe2(円高ポンド安のショック)により、2期目に下降(-0.2標準偏差単

〈ショック〉



第5図 インパルス反応関数④ (Ex、r、IM、e1、e2モデル)

注)図の破線は2標準偏差の区間を示す。インパルス反応の標準偏差は漸近分布によって求められたもの。ラグは3期。

位)し、12期後まで続けてマイナスの影響 (-3 ~ 4 標準偏差単位程度) が累積している。

一方、5変数VARモデルにおいて金利ショック r が輸出に与える効果については、2期目の大きなマイナス (-1.9標準偏差単位)、とその反動の3期目の大きなプラス効果 (2.0標準偏差単位) の後、12期までほぼ連続してマイナスの効果を与え、累積的な効果は5期以降一貫してマイナスとなっている (14期以降は -0.8標準偏差単位程度に収束)。

最後に、4変数VARモデルと5変数VARモデルによる輸出 (Δ Export) の

第10表 輸出に対する相対的寄与度（予測誤差の分散分解）③

	Export	Import	Dollar	Shilling
1 期後	100.00	0.00	0.00	0.00
2 期後	96.52	1.21	1.97	0.30
3 期後	80.49	1.05	2.53	15.94
4 期後	79.82	1.03	2.71	16.44
5 期後	79.16	1.24	2.75	16.83
6 期後	78.87	1.43	2.81	16.89
12期後	78.62	1.48	2.85	17.04

(注) 数値は%。

第11表 輸出に対する相対的寄与度（予測誤差の分散分解）④

	Export	Call	Import	Dollar	Shilling
1 期後	100.00	0.00	0.00	0.00	0.00
2 期後	90.02	5.38	3.35	1.17	0.06
3 期後	75.67	9.71	3.26	1.61	9.75
4 期後	74.66	9.52	3.23	1.61	10.98
5 期後	74.68	9.60	3.22	1.60	10.91
6 期後	73.68	9.63	3.18	2.00	11.52
12期後	72.99	9.74	3.32	2.08	11.87

(注) 数値は%。

変動についての予測誤差の分散分解の検証結果が、(第10表)と(第11表)に整理してある。(第10表)によれば、4変数VARモデルにおける輸出への3期目以降の円-ポンド・レートショックの寄与度は約16~17%、同じく円-ドル・レートの寄与度は約2~3%である。(第11表)によれば、5変数VARモデルにおける輸出への3期目以降の円-ポンド・レートショックの寄与度は約10~12%、円-ドル・レートショックの寄与度は約1~2%であり、金利ショックの寄与度は5~10%であった。

以上の追加検証により、1930年代前半(~1934年12月)の検証結果には、全

サンプル期間 (~1937年7月) に比して、①輸出に対する円-ポンド・レート変動の影響が大きい、②輸出に対するコール・レート変動の影響が大きい、③輸入と他の変数との因果性が存在しない、という三点では相違があるといえる。しかし、インパルス反応の形状や他の変数の相互関係などを勘案すると、本稿の構築した4変数VARモデルと5変数VARモデルの頑健性が再確認され、1930年代を通じて貿易・為替レートの関係に大きな構造変化はなかったと考えられる³⁰⁾。

5. まとめ

(1) 分析結果

本稿では、1930年代における日本の貿易と為替レートの関係について、当該期日本の輸出額 (Export)、輸入額 (Import)、コール・レート (call)、円-ドル・レート (Dollar)、円-ポンド・レート (Shilling) の5変数の定常性についてADF検定をおこなった上で、(Δ Export、 Δ Import、 Δ Dollar、 Δ Shilling) 4変数VARモデルと、(Δ Export、 Δ Import、 Δ call、 Δ Dollar、 Δ Shilling) 5変数VARモデルを用いて検証した。

一つ目の検証としてグレンジャー因果性検定をおこない、 Δ Exportからは Δ Dollarへ10%の有意性で、 Δ callからは Δ Exportへ5%、 Δ Dollarと Δ Shillingへ1%の有意性で、 Δ Dollarからは Δ Importへ10%、 Δ callと Δ Shillingへ1%の有意性で、 Δ Shillingからは Δ Exportへ5%、 Δ callと Δ Dollarへ1%の有意性で、グレンジャーの意味での因果性が検出された。すなわち、輸出からは円-ドル・レートへ、短期金利変数からは輸出と円-ドル・レートおよび円-ポンド・レートへ、円-ドル・レートからは輸入と短期金利および円-ポンド・レートへ、円-ポンド・レートからは輸出と短期金利および円-ドル・レートへ、それぞれの変動について有意に説明力をもつことが示された。

二つ目の検証としてVARモデルのインパルス反応関数を用いたインパクト分析をおこなった。インパルス反応関数の形状から、まず4変数VARモデルにおいては、円-ドル・レートショックによって、輸出は2期目に下降し12期後までその効果が累積し、輸入は2期目に有意に上昇するが、その後3期目以降はマイナスし続け、以降は概ね累積してプラスマイナス0で推移していたことが示された。また円-ポンド・レートのショックによって、輸出は2期目に上昇した後、3～5期目に有意にマイナスの影響を与え、12期後までマイナスの影響が累積していた一方で、輸入は2期目から僅かにマイナスの影響を受けるが、その後も12期後まで隔月で微少なながら交互にプラスマイナスの影響を受け続け、7期後以降は累積効果はほぼ0に収束していた。

次に、金利変数を追加した5変数VARモデルにおいては、円-ドル・レートショックによって、輸出は2期目に下降した後、12期後までほぼ連続してマイナスの影響が累積するが、輸入は2期目の有意な上昇、その後3～5期目の下降の後、6期に再び上昇した後は12期後まで緩やかに下降していた。また円-ポンド・レートのショックによっては、輸出は2期目に僅かに上昇した後、3～4期目に有意にマイナスの効果を与え、その後も12期後までマイナスの効果が累積していた一方で、輸入は2期目から僅かにマイナスの影響を受けるが、7～8期のプラスの効果の後は12期後まで一貫してマイナスの影響を受けていた。さらに、この5変数VARでは金利ショックが、円-ドル・レート、円-ポンド・レートそれぞれに増減しながらも僅かにマイナスの影響を12か月後まで与えている一方で、輸出に対しては2期目のマイナス、3期目の大きなプラスの後は、一貫して12期まで微少なマイナスの効果を与え、累積的な効果は8期以降マイナスとなっていた。

三つ目の検証としてVARモデルにおける予測誤差の分散分解をおこなった。まず4変数VARモデルにおける輸出への寄与度は、円-ドル・レートショックが2期後の2.9%以降は12期後まで3.8%前後を、円-ポンド・レートショックは2期後の0.3%から3期後には11.2%まで急上昇した後、12期後まで11%前

後をそれぞれ維持していた。次に輸入への寄与度は、円-ドル・レートショックが、2期後の5.4%から4期後以降は12期後まで8%前後の影響を、円-ポンド・レートショックは、2期後から6期後まで1%強、その後12期後には2.3%の影響を与えていた。同様に5変数VARモデルにおける輸出への寄与度は、円-ドル・レートショックが約2~3%、円-ポンド・レートは3期目以降は概ね約8~10%、コール・レートショックが約5%であった。輸入への寄与度は円-ドル・レートショックが概ね約8~10%、円-ポンド・レートは約1~5%、コール・レートショックは約5~8%であった。

そしてこれらの分析に加えて、追加的に1930年代前半(~1934年12月)のデータを用いた4変数VARモデルと5変数VARモデルの検証をおこなって、全サンプル期間(~1937年7月)の間に構造変化がなかったかについても分析した。検証結果には、全サンプル期間に比して、①輸出に対する円-ポンド・レート変動の影響が大きい、②輸出に対するコール・レート変動の影響が大きい、③輸入と他の変数との因果性が存在しない、という相違があったが、インパルス反応の形状や他の変数の相互関係などから本稿の構築した4変数VARモデルと5変数VARモデルの頑健性が再確認された。

(2) 結論と課題

以上の本稿の分析から、明らかになった重要な検証結果をまとめていく。まず一つ目としては本稿の主要な検証目的である当該期の為替レートと輸出・輸入の関係についてである。まず本稿のおこなったグレンジャー因果性検定の結果から、円-ドル・レートからは輸入へ(10%有意)、円-ポンド・レートからは輸出へ(5%有意)、それぞれの変動について説明力をもつことが示された。またVARモデルにおけるインパルス反応関数の形状と予測誤差の分散分解からも、円-ドル・レートショックからは輸入へ、円-ポンド・レートショックからは輸出へという動学的な波及効果が定量的に確認された(それぞれの寄与度はショック1年後までに約8%と11%)。つまり、当該期の為替低位安定政策に

よる輸出入への効果が定量的に計測され、いわゆる「支出スイッチ効果」の存在が確認されたことになる。また、輸出への影響が円-ポンド・レートのみから検出され、1930年代前半期のみをサンプル期間とする追加検証ではより大きな影響がみられたことや、輸入への影響が円-ドル・レートのみからしか検出されず、追加検証ではその因果性も検出されなかったことは、当該期の輸出相手国・輸入相手国や輸出品目・輸入品目の相違から生じている可能性がある³¹⁾。二つ目は、金利変数の影響力についてである。グレンジャー因果性検定ではコール・レートから輸出（5%有意）と両為替レート（1%意性）へ因果性が検出され、追加検証でもそれは変わらなかった。またコール・レートショックを加えた5変数VARモデルによっても、短期金利変数から輸出、両為替レートへの強い説明力が計測された（それぞれの寄与度はショック1年後までに約5～10%）。この検証結果は、為替低落が金融緩和政策そのものに起因することや、当該期にいわゆる「金利平価理論」が成立していることを示唆している³²⁾。特に後者が重要なのは、金利平価理論の成立前提としては通貨そのものの金融資産化と自由な資本移動による裁定取引があるはずだからである。このことから、高橋財政期の資本移動規制は極めて不完全だった可能性がある³³⁾。

最後に、本稿に残されたいくつかの課題についてまとめる。まず、時系列分析自体の限界がある。既述のようにVAR分析の手法自体が、そもそも変数とそのラグ値によって変数間の相互依存関係を明示することを目的としていることから、本稿が検証した各変数間の関係性に経済理論的な背景や歴史的な事実があるわけではない。したがって本稿のVARモデル分析が明らかにし得たのは、1930年代における為替レート変動ショックから輸出・輸入へ、金利変動ショックから輸出や為替レートへといった因果関係や変動の波及効果が、各変数の現在と過去の各変数の値によって説明されるという結果に過ぎない。

次に、VARモデル自体をシンプルなものにするために、当該期の為替レートや貿易構造に影響を与えると考えられる物価指標・予想為替レート・国内所得・資本移動などの変数をモデルに含め得なかったという問題がある。その結果、

本稿の分析では、輸出・輸入の変動の多くの部分が当該変数の自己ショックとして計測されることになった。また、米国、英国などの先進工業国、満洲、朝鮮などの植民地・半植民地、中国、インド、蘭印などの後発国・地域など貿易相手によってその構造が大きく異なっているはずの海外要因や、為替低落に伴う交易条件の変化についても捨象している。これらの要因がどのように輸出入に影響したかについては、他の変数を含んだVARモデルを構築するなどによるさらなる追加的な検証が必要であろう。

そして、検証対象としてのサンプル期間の問題がある。本稿では1930年代(～1937年7月)を全サンプル期間とする検証と、前半期(～1934年12月)のみをサンプル期間とする追加検証をおこなっているにすぎないが、1930年代における貿易構造の変化は他の時点で起こっていた可能性もある。期間内におけるステップワイズチャウ・テスト(N-Step Forecast test)などを用いた、より定量的な構造変化の検証も必要であろう。いずれも今後の検討課題としたい。

参考文献

- 梅田雅信 [2006] 「1930年代前半における日本のデフレ脱却の背景：為替レート政策、金融政策、財政政策」『金融研究』第25巻第1号、日本銀行金融研究所、pp.145-181
- 奥和義 [2012] 『日本貿易の発展と構造』関西大学出版部
- 金森久雄・荒憲治郎・森口親司編 [2001] 『経済辞典第3版』有斐閣
- 鎮目雅人 [2009] 『世界恐慌と経済政策—「開放小国」日本の経験と現代』日本経済新聞出版社
- 高木信二 [1989] 「戦間期日本経済と変動為替相場」『金融研究』第8巻第4号、日本銀行金融研究所、pp.109-140
- 東京銀行編 [1984] 『横浜正金銀行全史』第6巻、正金史年表・調査統計資料
- 東洋経済新報社編 [1943] 『東洋経済年鑑』第27回(昭和18年度版)東洋経済新報社
- 内藤友紀 [2010] 「1930年代の日本におけるフィッシャー効果について—共和分検定による実証分析—」『経済論集』第60巻第23号、関西大学、pp.15-28
- 畠中道雄 [1996] 『計量経済学の方法 改訂版』創文社
- 藤野正三郎・五十嵐副夫 [1973] 『景気指数：1988～1940』一橋大学経済研究所日本経済統計センター

- 細野薫・杉原茂・三平剛 [2001] 『金融政策の有効性と限界』東洋経済新報社
- 松浦克巳・Cマッケンジー [2001] 『Eviewsによる計量経済分析』東洋経済新報社
- 蓑谷千風彦 [2003] 『計量経済学（第2版）』多賀出版
- 宮尾龍蔵 [2006] 『マクロ金融政策の時系列分析—政策効果の理論と実証—』日本経済新聞社
- 三和良一 [2003] 『戦間期日本の経済政策史的研究』東京大学出版会
- 吉川洋・塩路悦朗 [1990] 「戦前期日本経済のマクロ分析」吉川洋・岡崎哲二編『経済理論の歴史的パースペクティブ』第6章、東京大学出版会、pp. 153-180
- 和合肇・伴金美 [1999] 『TSPによる経済データの分析（第2版）』東京大学出版会
- Adams F. Gerard, Klein R. Larence, Yuzo Kumasawa and Akihiko Shinozaki. 2008, “The East Asian growth process and IT”, *Accelerating Japan’s Economic Growth*, ch. 6, Routledge.
- Cha. M., S. 2003, “Did Korekiyo Takahashi Rescue Japan from the Great Depression?”, *Journal of Economic History*, 63 (1), pp.127-144.
- Davidson, R. and J Mackinnon. 1993 *Estimation and Inference in Econometrics*, Oxford University Press, New York.
- Lucas, R. E. Jr. 1976. “Econometric Policy Evaluation: A Critique”, in K. Brunner and A. H. Meltzer eds, *The Phillips Curve and Labor Markets*, Amsterdam, North-Holland.
- Mackinnon, J. 1991, *Critical Values for Cointegration Tests*, Engle, R. F and C. W. J. Granger ed, *Long-Run Economic Relationships: Readings in Cointegration*, Oxford University Press, New York.
- Sims, C. A. 1980.. “Macroeconomics and Reality” *Econometrica*, Vol.48.

注

- 1) 三和 [2003]、pp.271-274他。
- 2) もちろん、為替レート政策には、為替レート自体のコントロールに関する技術的な問題や、為替レート政策が他国に与える影響から派生する国際政治的な困難が付随する。
- 3) 比較的近年のものとしては、高橋財政期の為替レート政策について1930年代の経済政策枠組みの中で綿密に整理・分析している三和 [2003] や、1930年代の貿易構造を貿易相手国や品目、金額などの詳細なデータをもとに概観し、現代までに至る日本の貿易史の中に位置づけている奥 [2012] などが挙げられる。
- 4) 同様の検証を1975年～2001年の四半期データを用いておこなっている先攻研究として、宮尾 [2006] が挙げられる。本稿は分析フレームワークの多くの部分を宮尾 [2006]、第5章に倣っている。

- 5) ただし数期のラグをとるため、原データは数期前から利用している。1931年9月はイギリスの金本位制離脱と柳条湖事件(満州事変)、1937年7月は盧溝橋事件(日中戦争開始)の月にあたる。
- 6) 各変数の原データの出典は以下の通りである。
 - ①輸出額…藤野・五十嵐 [1973]
 - ②輸入額…藤野・五十嵐 [1973]
 - ③コール・レート…藤野・五十嵐 [1973]
 - ④卸売物価指数…藤野・五十嵐 [1973]
 - ⑤円・ドル・レート…東京銀行編 [1984]
 - ⑥円・ポンド・レート…東京銀行編 [1984]
- 7) 為替レート系列に名目値を使用するのは、政策的な為替誘導に関心があるためである。なお、当該期の基準相場は1933年3月8日に、対ドル・レートから対ポンド・レートに変更されているが、本稿では全サンプル期間を通じて両為替レートをを用いて分析する。
- 8) 各変数を対数変換することで、変数の増加率の分析をおこなっている。
- 9) 松浦・マッケンジー [2001]、pp.263-267他。
- 10) Sims [1980] は、こうした変数の扱い方が伝統的な計量モデルが軽視してきたデータの生成過程に注意を置くことにも繋がることから、VARモデルの使用を推奨している。
- 11) 非定常系列には、単位根系列と発散系列があるが、経済変数としては発散系列は考えにくいいため、ここでは定常性の検定として単位根検定をおこなう。
- 12) 単位根の概念、およびADF検定・PP検定などの単位根検定については、蓑谷 [2003]、pp.376-429、松浦・マッケンジー [2001]、pp.229-261などに詳しい。
- 13) 本稿では省略しているが、ADF検定以外の単位根検定としてPP検定(Phillips-Perron test)をおこなった。このPP検定によっても、ほぼ同様の結果が検出された。
- 14) Callに関しては、内藤 [2010] においてほぼ同様の期間(1931年12月~1937年7月。ただしラグをとるため1931年8月からのデータ使用)について単位根検定をした結果、 $I(0)$ 変数という判定となった。当該期のコール・レートの定常性については、1931年12月の金本位制離脱によってレートが大きくジャンプするため注意が必要である。
- 15) 各変数間の経済関係に検証の関心がある場合は、情報基準に頼らずラグ数はなるべく長めにとる方が良いとされている(畠中 [1996]、p.161他)が、本稿ではある程度の自由度を確保するため、最大6次(半年間)までのラグを想定した。なお、(第2表)は4変数モデルについて。同様に5変数モデルについては、LR基準およびAIC基準、HQ基準が支持した5次のラグを採用した。
- 16) 松浦・マッケンジー [2001]、p.271他。

- 17) ラグ次数は3次。
- 18) ここでいう「ブロック外生性 (block exogeneity) を持つ」とは、ある変数がどの被説明変数に対してもグレンジャー因果性を持っていないことである。なお、(4)式はラグ1次のケースである。
- 19) 金森・荒・森口 [2001]、p.49他。
- 20) 第2図・第3図には、漸近分布に基づいて計算された95%信頼区間が破線で表示されている。
- 21) コレスキー分解をおこなう場合、理論的にはより外生性の高い順序で変数を並べる必要がある（松浦・マッケンジー [2001]）。
- 22) 宮尾 [2006]、p.146。
- 23) VARモデルに含まれる4変数の順序を変えておこなった複数の追加検証（例えば為替レートを最も外生的だと仮定する（ Δ Dollar、 Δ Shilling、 Δ Export、 Δ Import）や輸入を最も内生的だと仮定する（ Δ Export、 Δ Dollar、 Δ Shilling、 Δ Import、）など）においても、インパルス反応関数の形状および後に検証する予測誤差の分散分解に大きな差異はみられなかった。
- 24) 第2図・第3図は、輸出と輸入に対する短期（1ヶ月）のショックのフローの反応だけでなく、円・ドル・レート、円・ポンド・レートそれぞれの複数変数間の影響を表した全システムのインパルス反応関数の累積を表したものである。
- 25) ただし、金利ショック r の輸入に対する影響は、2～3期のプラス、4期以降数期にわたるマイナスの後の反動など経済学的な解釈が難しい。
- 26) ただし、第2章でおこなったグレンジャー因果性テストにおいては、円・ドル・レートから輸出への因果性は有意に検出されなかったことから（第3表）、単純に円・ドル・レートと円・ポンド・レートの合算が為替レートの影響力（為替レート政策の効果）となるわけではないことに注意が必要である。
- 27) 注26と同様に、第2章でおこなったグレンジャー因果性テストにおいては、円・ポンド・レートから輸入への因果性は有意に検出されなかった（第3表）。
- 28) 追加検証のサンプル期間を1934年末までとしたのは、横浜正金銀行の円・ポンド・レートの最後の改定が1934年10月18日におこなわれていることや、1933年末以降の急激な為替レート安定に対する構造調整に一定の時間を要すると考えられるため安定当初は旧レジームに含めるべきであること、などによる。
- 29) この検定結果から、 Δ Importがブロック外生性を持つ変数であることが確認された。 Δ Importを変数から除外した（ Δ Export、 Δ Dollar、 Δ Shilling）の3変数VAR、（ Δ Export、 Δ call、 Δ Dollar、 Δ Shilling）の4変数VARについても検証したが、輸出、為

替レートに関する主要な分析結果は本稿の追加検証で扱っている4変数VAR、5変数VARと大きく変わらなかった。

- 30) このことは、高橋財政の為替低位安定政策の輸出促進効果が1932年から1936年頃までは存在していたとするいくつかの叙述的な先行研究とも整合性がある（三和 [2003]、pp.282-283他）。
- 31) 当該期の貿易相手国、貿易品目などを含めた貿易の構造的な分析については、奥 [2012] などが詳しい。
- 32) 金利平価理論とは、2国間通貨間の直物為替相場と先物為替相場との開きは関係2国間の短期金利の差に一致するという理論。もし一致しなければ、金利の裁定を目的とする国際的な短期資金の移動がおり、これが為替の需給に影響して為替相場間の開きは短期金利の差に一致した点に落ち着く（金森・荒・森口編 [2001]、p.264）。
- 33) 当該期の資本移動規制としては、外国為替管理法（1933年3月）や同時に告示された大蔵省による外国為替に関する投機の禁止が挙げられる。