

論 文

1970～80年代の日本の金融政策とアメリカ経済¹⁾

—金融政策効果のスピルオーバー—

内 藤 友 紀

要 旨

本稿では、1970～80年代における日銀の金融政策のスキームとそのスピルオーバー効果について、日本のコールレートとマネタリーベース、為替レート、物価、鉱工業生産及び、アメリカの工業生産（及び株価）の6変数を用いてグレンジャー因果性検定（Granger causal test）とVECモデル（Vector Error Correction Model：ベクトル誤差修正モデル）分析、及びレベル系列VARモデル（Vector Auto-Regression Model：多変量自己回帰モデル）分析をおこない検証した。

検証の結果、当該期の日銀の金融政策の操作変数として、量的指標よりも金利変数の妥当性が高いこと、日本の金融政策ショックがアメリカの実体経済に影響を与えるスピルオーバー効果を有していたこと、が明らかになった。

キーワード：スピルオーバー効果；VECM；金融政策；日米経済摩擦
経済学文献季報分類番号：02-27、04-10、6 -33

目次

第1節 はじめに

第2節 分析のフレームワーク

第3節 実証分析

第4節 追加検証

第5節 まとめ

1) 本稿は、2018年12月8日に京都大学で開催されたアメリカ経済史学会例会での研究報告に、大幅な加筆修正をしたものである。本学会での報告では、司会の獨協大学の本田浩邦先生に大変お世話になるとともに、多くの先生方から有益なコメントを頂戴した。この場を借りて深く御礼申し上げたい。もちろん、本稿に残存する問題点は全て筆者の責任である。

1. はじめに

（1）本稿の目的と構成

本稿の目的は、1970～80年代における日本銀行（以下、日銀）の金融政策が、アメリカ経済に影響を与えていたか否かについて、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、当該期の日本のコールレートとマネタリーベース、為替レート、物価、鉱工業生産及び、アメリカの工業生産（及び株価）の6変数を用いてグレンジャー因果性検定（Granger causal test）とVARモデル（Vector Auto-Regression Model：多変量自己回帰モデル）分析をおこない、日銀の金融政策の操作変数を推定した上で、日本の金融政策とアメリカ経済の間の関係を検証する。

本稿の構成は以下の通りである。まず、第1節では本稿の背景と先行研究を整理する。第2節では、本稿の分析期間や使用するデータや分析手法などのフレームワークを紹介した上で、分析の前提となる単位根検定（unit root test）と共和分検定（Co-integration test）をおこなう。第3節では、前節の検定結果をもとに、実証分析としてグレンジャー因果性検定と階差系列のVECモデル（Vector Error Correction Model）分析をおこなう。第4節では追加検証としてレベル系列を用いたVARモデル分析をおこなう。第5節では、第3・4節の分析から導出された結論を纏める。

（2）1970～80年代の日本の金融政策とアメリカ経済

第2次世界大戦後の国際的な金融レジームを形成していたブレトンウッズ体制は、1971年8月アメリカの金・ドル交換停止によって崩壊した。さらにこれを短期的に引き継いでいたスミソニアン体制も、ドルの再切り下げを機に1973年2月には維持が困難になり、日本を含む当時の先進諸国の通貨制度は、現在に直接繋がる変動為替相場制（floating exchange rate system）へと移行することになった。このことは、当該期（1973年3月以降）の日銀が、それまでの固定為替相場制（fixed exchange rate system）の下では基本的には不可能であった、一国独自の自律的な金融政策を追求することが可能になったことを意味している。また当該期の日本経済は、1973年の第1次オイルショックなどによって高度経済成長期が終わり、一時的にGNPマイナス成長・高インフレ率・経常収支赤字のいわゆる「トリレンマ」に陥ったが、その後は安定したパフォーマンスを回復し再び成長期に入っていた。こうした安定成長の背景には、日銀による物価安定化政策の貢献もある程度あったと考えられる²⁾。

2) 当該期の日銀の具体的な政策パッケージとその評価については、黒田（2019）第2章などを参照のこと。

一方、当該期のアメリカ経済では、1971年以降は対日貿易収支赤字を主因とする経常収支赤字が大幅に拡大しつつあり、日米経済摩擦は深刻化の一途を辿りつつあった³⁾。また、変動為替相場制移行による国際収支の自動調節作用も、当初期待されていたようには機能しなかった。こうした対外不均衡を是正するために、アメリカ主導での主要国間のマクロ経済政策協調が模索されるようになり、1978年7月のボン・サミットではアメリカのビナイン・ネグレクト政策（benign neglect policy）の下で、経常収支黒字国の日本と西ドイツに調整責任を負わせる「機関車論」に基づく内需拡大（公共投資積み増し）の強制などがおこなわれた。そして、1985年9月のプラザ合意（Plaza accord）において、G 5の政策協調によるドル高是正が目指されることになった。

このように、本稿が対象とする1973～85年の期間は日本とアメリカの経済関係にとって極めて重要な時期であり、当該期の日本の金融政策のスキームとそのアメリカ経済へのスピルオーバー（溢出）効果について分析することは、一般論としての政策効果波及の検証だけではなく歴史的視点からも意義があると考えられる。また、その分析結果からは、主要国による長期的な金融緩和とアメリカと中国の間の経済摩擦を背景とした対立を特徴とする2020年代の国際状況に対しても、一定の知見を得られる可能性がある。

（3）先行研究

1970～80年代の日本とアメリカを含む他国との間における経済政策の相互波及については、ケインジアンIS-LMモデルを開放経済に拡張したMundell（1968）らのマンデル＝フレミング・モデル（Mundell-Fleming model）を前提とした多くの先行研究がある。例えば石井（1990）では、日本・アメリカ・その他のOECD諸国など5地域からなる小型の世界経済モデルであるSMIモデル（サックス＝マッキン＝イシイ・モデル）を構築して1981～84年のデータを用いたシミュレーションをおこない、一地域の財政政策の効果は他地域にプラスの影響を与えるが、金融政策の効果は他地域に殆ど伝播しないと結論付けている⁴⁾。こうしたマクロ計量モデルは、1980年代以降の財政金融政策に関する日米間の政策協

3) 日米経済摩擦は、特定産業についての貿易摩擦として1950～60年代の繊維産業から始まり、70年代以降には鉄鋼、家電（テレビ）、工作機械（NC機器）、自動車、半導体へと拡大しただけでなく、80年代には社会的慣行などの文化摩擦やハイテク機器に関する軍事的摩擦など、複合的な摩擦に深化していた（坂井（1991）、36-45ページ）。

4) SMIモデルによれば、「金融拡大は、自国通貨の低下をもたらす、当初は貿易収支を改善する。しかし、すぐに国内需要増加の効果がそれをうち消し、貿易収支は悪化する。また、通貨の低下が諸外国への影響を遮断するため、金融政策の効果は諸外国にはほとんど伝播しない」（石井（1990）、193-195ページ）。

調の理論的背景となっていた。一方で、アメリカとその他の OECD 諸国の間の政策効果の相互波及について、多種の世界経済モデルの組み合わせを用いて参加国の経済厚生が高まるか否かを検証した Frankel and Rocket (1986)⁵⁾ など、財政金融政策協調の効果に懐疑的な研究もある⁶⁾。

しかし、これらのような先行研究が用いるマクロ計量モデル自体に対して、合理的期待形成 (rational expectation) を仮定すると経済の構造パラメータ自体が変化するとする Lucas (1976) や、内生変数と外生変数の恣意的な区別がされていることへの Sims (1980) らによる批判がある。そのため、こうした批判に対応して、近年では特定の経済理論に依拠しない VAR モデル (後述) を用いた経済政策分析がおこなわれるようになってきている。

当該期の時系列データを含んだ VAR モデルによる日本 (日銀) の金融政策効果の分析としては、金融政策変数として短期金利 (コールレートなど) を仮定する細野・杉原・三平 (2001) や宮尾 (2006) などと⁷⁾、量的指標 (マネタリーベース、マネーサプライなど) を重視する鈴木・黒田・白川 (1988)、や中澤・大西・原田 (2002) など、日銀の金融政策手段の選定についての差異があるものの一定の研究蓄積があり、当該期の日銀の金融政策運営がマネタリスト的であったかを VAR モデルを用いて分析する Hutchison and Judd (1992) などの研究もある⁸⁾。ただし、VAR モデルを用いた1970~80年代の日本とアメリカの間における政策効果の波及に関する分析については、管見の限りあまりない⁹⁾。

そこで本稿では、日本の金融政策に関するこれらの VAR モデルによる先行研究を踏まえた上で、月次データを用いた制約なしの VAR モデルを構築し、当該期の日銀の金融政策と、

5) Frankel and Rocket (1986) は、財政金融政策の協調をした諸国の経済厚生の変化と悪化の比率は、全モデル (512通り) のシミュレーションうちの概ね 5 対 3 で、政策協調が必ずしも成功するとは限らないとした。

6) 他に経済政策協調への懐疑的な主張としては、インフレ容認的な金融政策を含む政策協調がナッシュ均衡よりも悪い均衡を招くとする Rogoff (1986) など。日米間の経済摩擦をめぐる政策協調の是非についてのこうした議論については、坂井・前掲書などを参照のこと (坂井・前掲書、145-172ページ)。

7) 細野・杉原・三平 (2001) では、VAR による金融政策変数の同定をおこない、金利変数が政策手段であることを実証している。ただし、細野・杉原・三平 (2001) 第 6 章、宮尾 (2006) 第 2 章などは、本稿のように制約を置かない VAR モデルではなく、識別のために制約を置く構造 VAR モデルを用いている。

8) Hutchison and Judd (1992) の内容を含む当該期の日銀の政策運営に関する総括的な考察としては、伊藤・カーギル・ハッチソン (2002) がある。

9) 当該期のアメリカ金融政策の日本へのスピルオーバーの検証としては内藤 (2017)、日本とアメリカの財政政策相互のスピルオーバーの検証としてはターノフスキー・ピアンコーニ (1996) など。また、現代 (2001年以降) における国際間の金融緩和の波及効果についてのグレンジャー検定・VAR モデルを用いた検証としては、大田 (2015) など。

そのアメリカ経済への影響（スピルオーバー）について検証する。

2. 分析のフレームワーク

（1）分析の期間とデータ

本稿の分析期間は、日米の通貨体制が固定為替相場制であるスミソニアン体制から変動為替相場制に移行した1973年3月から、プラザ合意直前の1985年8月までである。使用データは月次の時系列データで、日本の金融政策指標として①コールレート（call）と②マネタリーベース（MB）、為替レートとして③円ドル・レート（USD）、物価指標として④企業物価指数（WPI）、日本の実体経済を表す⑤鉱工業生産指数（IIP）、アメリカの実体経済を表す⑥工業生産指数（USIP）または⑦株価指数（USSP）¹⁰⁾の7種である。

（2）分析手法

本稿では上記の7変数を用いて、①グレンジャー因果性検定（Granger causal test）と②2種の6変数VAR（Vector Auto-Regression）モデルを用いて実証分析をおこなう。グレンジャー因果性検定とは、「グレンジャーの意味で」因果性を有するか否か、すなわち時系列モデルにおいて先行するある変数xが他の変数yに影響を与える（他の条件を一定としてxの過去の値がyの変動についての説明力をもつ）か否かを検証する手法である。また、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動的同時線型方程式モデルの制約のない誘導型で、変数とその変数の過去の値のみによってモデルを構築する各変数間の動学的な相互依存関係を明示する分析手法である¹¹⁾。

したがって、本稿では当該期の日本の金融政策指標（コールレート（call）、マネタリーベース（MB））に日本経済の諸指標（為替、物価、生産）とアメリカの実体経済の指標（鉱工業生産（USIP）、株価（USSP））を加えた6変数を用いて、各指標間の因果関係を検出し

10) 各データ系列の出所は以下の通りである。①・②は日本銀行ホームページ（<http://www.boj.or.jp/> 2018年12月1日確認）に掲載されている系列で原系列をX12-ARIMAによる季節調整を施したもの（②は有担保コールレート翌日物）。③・⑥・⑦の各変数のデータは、セントルイス連邦準備銀行ホームページ（<https://www.stlouisfed.org/> 2018年12月1日確認）に掲載されている系列で季節調整済みの系列（⑦はウィルシャー5000株価指数）。また、⑤の日本の鉱工業生産指数のデータは、『鉱工業生産動向』昭和49年～51年版の鉱工業生産指数系列と経済産業省ホームページ（<http://www.meti.go.jp/> 2018年12月1日確認）の系列（1978年～）を接続した系列（いずれも季節調整済み）。

11) VARモデルについては、松浦・C.マッケンジー（2001）、263-267ページ他。

た上で VAR モデルを構築し、日本の金融政策指標がアメリカの実体経済にどの様に影響を与えるかを検証することになる。

（3）単位根検定

まず、上記の実証分析に先立ち、分析に用いる各変数の定常性（stationarity）を持つか否かを検証するために、ADF 検定（Augmented Dickey-Fuller test）による単位根（unit root）検定をおこなった¹²⁾。ADF 検定の結果、諸変数がレベルで単位根をもつ階差系列である I（1）変数であることが確認された¹³⁾。

（4）共和分検定

続いて、ヨハンセン検定（Johansen test）による共和分検定をおこなった。共和分検定により、諸系列が I（1）変数で、かつ系列同士に長期的な均衡関係が存在する共和分（Cointegration）をもつことが明らかになった場合、VAR モデルの中でも特に VEC モデル（Vector Error Correction Model：ベクトル誤差修正モデル）を用いるのが一般的である。本稿においても、ヨハンセン検定（最大固有値検定）の結果、鉱工業生産（USIP）を含むケースと株価（USSP）含むケースの2種の6系列のいずれにおいても、2～4本の共和分ベクトルが存在するという帰無仮説を棄却できなかったため、次節では VEC モデルを用いた分析をおこなうこととする¹⁴⁾。

3. 実証分析

（1）グレンジャー因果性の検定

まず、グレンジャー因果性検定によって変数間の「グレンジャーの意味」での因果関係を検出した。検定結果は（第1表）・（第2表）の通りである。検定結果からは、 $\Delta call$ から ΔMB （ラグ1～6次全てで1%有意）への強い因果性が検出された。このことは、日本の金融政策における操作変数は金利指標であり、金利から量的指標へという因果関係が存在する

12) 定常性とは、各変数が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。

13) ただし、MB に関してはレベル変数でも単位根を持たない I（0）変数だと判定されたが、本稿では追加検証でおこなうレベル変数による VAR モデルに用いる変数群と合わせるために VEC モデルを構成する変数として扱う。ADF 検定の結果については省略。

14) ただし、トレース検定においてはいずれのケースにおいても共和分ベクトルを持つという帰無仮説は棄却された。共和分検定の固有値・統計量などについては省略。

第1表 グレンジャー因果性テスト①

帰無仮説	F 値		F 値		F 値		F 値	
	ラグ 1		ラグ 2		ラグ 3		ラグ 6	
$\Delta call \Rightarrow \Delta MB$	34.3277	***	14.9231	***	9.2870	***	4.7060	***
$\Delta MB \Rightarrow \Delta call$	0.2186		0.9926		0.1309		0.9470	
$\Delta USD \Rightarrow \Delta MB$	1.1000		0.1842		0.7180		1.9002	*
$\Delta MB \Rightarrow \Delta USD$	0.0638		0.5660		0.6861		0.3949	
$\Delta WPI \Rightarrow \Delta MB$	17.0756	***	5.4831	***	2.3655	*	1.1029	
$\Delta MB \Rightarrow \Delta WPI$	0.8218		2.8626	*	1.9808	*	0.5965	
$\Delta IIP \Rightarrow \Delta MB$	0.6515		0.6247		1.2837		0.9395	
$\Delta MB \Rightarrow \Delta IIP$	0.0071		1.6091		3.0155	**	1.8257	*
$\Delta USIP \Rightarrow \Delta MB$	3.2274	*	0.5387		0.3528		0.4454	
$\Delta MB \Rightarrow \Delta USIP$	5.8241	***	3.1122	**	2.1090	*	1.0083	
$\Delta USD \Rightarrow \Delta call$	1.0925		0.5159		0.5392		0.6575	
$\Delta call \Rightarrow \Delta USD$	0.3340		0.2325		0.2093		0.8267	
$\Delta WPI \Rightarrow \Delta call$	16.5853	***	6.8858	***	4.0793	***	1.4573	
$\Delta call \Rightarrow \Delta WPI$	1.1390		0.8992		0.7244		0.6427	
$\Delta IIP \Rightarrow \Delta call$	2.1422	**	1.1127		1.6643	*	1.5567	*
$\Delta call \Rightarrow \Delta IIP$	0.1046		0.5755		1.0167		0.9118	
$\Delta USIP \Rightarrow \Delta call$	0.2969		0.9417		1.0718		0.9817	
$\Delta call \Rightarrow \Delta USIP$	3.3900	*	1.8846	*	1.3651		0.8188	
$\Delta WPI \Rightarrow \Delta USD$	2.7184	*	1.8846	*	1.7081	*	0.9433	
$\Delta USD \Rightarrow \Delta WPI$	0.0028		0.0018		0.0376		0.7723	
$\Delta IIP \Rightarrow \Delta USD$	0.0870		0.0800		0.0932		0.1090	
$\Delta USD \Rightarrow \Delta IIP$	1.2820		1.1480		1.1612		0.9872	
$\Delta USIP \Rightarrow \Delta USD$	0.0108		0.3870		0.4925		0.4943	
$\Delta USD \Rightarrow \Delta USIP$	2.6374	*	2.1472	*	2.8057	**	1.8820	*
$\Delta IIP \Rightarrow \Delta WPI$	0.2303		3.1063	**	2.4143	*	1.9816	*
$\Delta WPI \Rightarrow \Delta IIP$	0.0554		2.0645	*	1.2389		1.3489	
$\Delta USIP \Rightarrow \Delta WPI$	2.5177	*	1.2556		1.2572		0.7094	
$\Delta WPI \Rightarrow \Delta USIP$	2.9089	*	1.7515		1.2476		0.8489	
$\Delta USIP \Rightarrow \Delta IIP$	19.0616	***	8.1976	***	3.5153	***	2.1389	**
$\Delta IIP \Rightarrow \Delta USIP$	3.0087	*	2.2189	*	1.5976		1.7515	*

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。

（金利の変動が量的指標の変動を説明する）ことを示唆している。また、 $\Delta call$ から $\Delta USIP$ （ラグ1次・2次で10%有意）、 $\Delta call$ から $\Delta USIP$ （ラグ1次・6次で10%有意）への因果性も検出され、日本の金利指標からアメリカの実体経済への因果関係が示された。金融政策以外では、 $\Delta USIP$ から ΔIIP （ラグ1次～3次で1%、6次で5%有意）、 ΔIIP から $\Delta USIP$ （ラグ1次・2次・6次で10%有意）の因果性が検出され、日米経済相互の連関も示唆された。

さらに、検定結果から7変数ともにブロック外生性（block exogeneity）を持たないことが示されたため、本稿では（ $\Delta call$ 、 ΔMB 、 ΔUSD 、 ΔWPI 、 ΔIIP 、 $\Delta USIP$ または $\Delta USIP$ ）

第2表 グレンジャー因果性テスト②

帰無仮説	F 値		F 値		F 値		F 値	
	ラグ 1		ラグ 2		ラグ 3		ラグ 6	
$\Delta call \Rightarrow \Delta MB$	34.3280	***	14.9230	***	9.2870	***	4.7060	***
$\Delta MB \Rightarrow \Delta call$	0.2186		0.9926		0.1309		0.9471	
$\Delta USD \Rightarrow \Delta MB$	0.0000		0.1842		0.7180		1.9002	*
$\Delta MB \Rightarrow \Delta USD$	0.0638		0.5660		0.6861		0.3949	
$\Delta WPI \Rightarrow \Delta MB$	17.0756	***	5.4831	***	2.3655	*	1.1029	
$\Delta MB \Rightarrow \Delta WPI$	0.8218		2.8626	*	1.9808	*	0.5965	
$\Delta IIP \Rightarrow \Delta MB$	0.6515		0.6247		1.2837		0.9395	
$\Delta MB \Rightarrow \Delta IIP$	0.0071		1.6091		3.0155	**	1.8357	*
$\Delta USSP \Rightarrow \Delta MB$	2.5287	*	1.4578		0.8065		1.3793	
$\Delta MB \Rightarrow \Delta USSP$	0.8079		0.5143		0.2455		1.6734	*
$\Delta USD \Rightarrow \Delta call$	1.0925		0.5159		0.5392		0.6575	
$\Delta call \Rightarrow \Delta USD$	0.3340		0.2325		0.2093		0.8267	
$\Delta WPI \Rightarrow \Delta call$	16.5853	***	6.8858	***	4.0793	***	1.4573	
$\Delta call \Rightarrow \Delta WPI$	1.1319		0.8992		0.7244		0.6427	
$\Delta IIP \Rightarrow \Delta call$	2.1422	*	1.1127		1.6643	*	1.5567	
$\Delta call \Rightarrow \Delta IIP$	0.1046		0.5755		1.0167		0.9118	
$\Delta USSP \Rightarrow \Delta call$	0.4082		0.2751		0.5274		0.3760	
$\Delta call \Rightarrow \Delta USSP$	3.1290	*	1.4131		1.2417		1.6208	*
$\Delta WPI \Rightarrow \Delta USD$	2.7184	*	1.8846		1.7081		0.9433	
$\Delta USD \Rightarrow \Delta WPI$	0.0028		0.0018		0.0376		0.7723	
$\Delta IIP \Rightarrow \Delta USD$	0.0870		0.0800		0.0932		0.1090	
$\Delta USD \Rightarrow \Delta IIP$	1.2820		1.1480		1.1612		0.9872	
$\Delta USSP \Rightarrow \Delta USD$	4.1014	**	1.6814		1.2571		0.7237	
$\Delta USD \Rightarrow \Delta USSP$	0.0002		1.7322		1.8648	*	1.8359	*
$\Delta IIP \Rightarrow \Delta WPI$	0.2303		3.1063	**	2.4143	*	1.9816	*
$\Delta WPI \Rightarrow \Delta IIP$	0.0554		2.0645	*	1.2389		1.3489	
$\Delta USSP \Rightarrow \Delta WPI$	5.9464	***	3.9484	**	2.6926	**	2.5778	**
$\Delta WPI \Rightarrow \Delta USSP$	2.2917	*	1.7330		1.2449		0.8449	
$\Delta USSP \Rightarrow \Delta IIP$	1.8675	*	3.3921	**	4.4691	***	3.7127	***
$\Delta IIP \Rightarrow \Delta USSP$	1.5871		2.3615	*	1.6506		1.9616	*

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。

6変数の階差系列 VAR モデルに、誤差修正項 $\alpha\beta'$ () を含めた以下の (1) 式のような VEC モデルを構築して実証分析をおこなう (μ は定数項、 ϕ は 6×6 の係数行列、 ε_t は攪乱項)¹⁵⁾。

$$\begin{pmatrix} \Delta call_t \\ \Delta MB_t \\ \Delta USD_t \\ \Delta WPI_t \\ \Delta IIP_t \\ \Delta USIP_t \end{pmatrix} = \mu + \phi \begin{pmatrix} \Delta call_{t-1} \\ \Delta MB_{t-1} \\ \Delta USD_{t-1} \\ \Delta WPI_{t-1} \\ \Delta IIP_{t-1} \\ \Delta USIP_{t-1} \end{pmatrix} - \alpha\beta' \begin{pmatrix} \Delta call_{t-1} \\ \Delta MB_{t-1} \\ \Delta USD_{t-1} \\ \Delta WPI_{t-1} \\ \Delta IIP_{t-1} \\ \Delta USIP_{t-1} \end{pmatrix} + \varepsilon_t \quad (1)$$

15) 「ブロック外生性 (block exogeneity) を持つ」とは、ある変数 x がどの被説明変数 y に対してもグレンジャー因果性を持っていないこと。ブロック外生性を持つ変数は、VAR モデルを構築する変数としては意味を持たないとされる。

（2）ラグ次数の選択

続いて、本稿で用いる6変数VECモデルについて、情報量基準（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）を算出し、モデルのラグ次数を決定する。その結果、LR基準、SIC基準、HQ基準の全てで2次のラグが選択された¹⁶⁾。

（3）インパルス反応関数

VECモデルを含むVARモデルの分析においては、インパルス反応関数（impulse response function）の形状から、VARモデルを構築する6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（波及効果）を観察する。インパルス反応の形状によって、ある変数の攪乱項 ε_t 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が判定される。したがって、既述のグレンジャー因果性検定の結果から日銀の金融政策が金利指標だと仮定すると、金融政策を表す $\Delta call$ のイノベーションが、6変数VECモデルを構成する他の変数にどのような影響を与えるかが示されることになる。なお本稿では、ショックの識別にあたっては、各変数間の相互依存関係がリカーシブ（recursive）な関係である、誤差項の分散・共分散行列のコレスキー（Choleski）分解を仮定している¹⁷⁾。

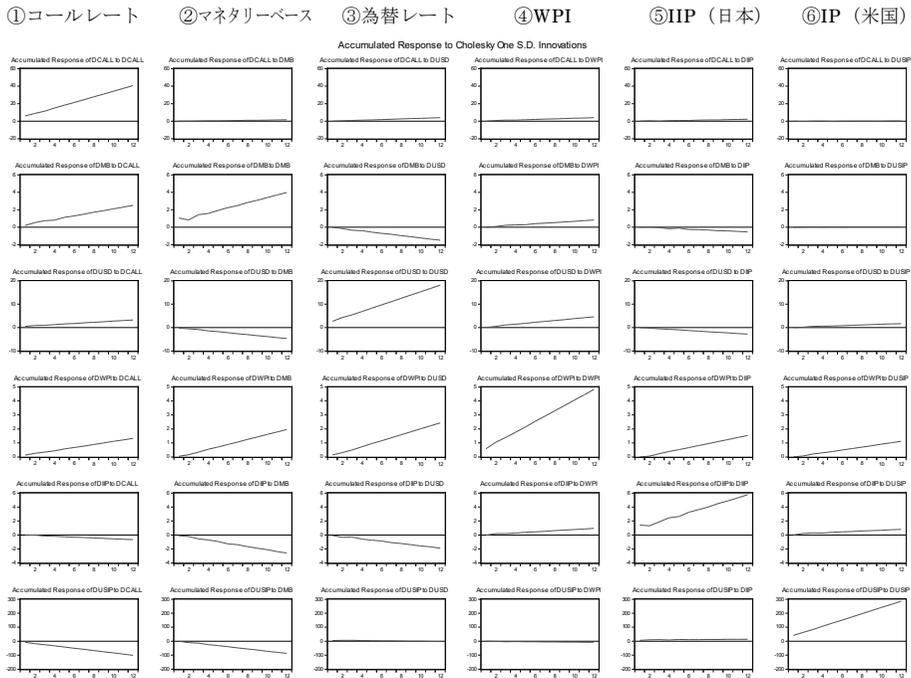
本稿で推計された6変数VECモデルのインパルス反応関数を示したのが、（第1図）・（第2図）である¹⁸⁾。インパルス反応関数の形状からは、それぞれの図の1列目に示されている $\Delta call$ のイノベーションが、 $\Delta USIP$ 及び $\Delta USSP$ にマイナスの影響を与えたことを示していることがわかる。このことは、すなわち日本の金融引締めショックが、アメリカの実体経済（工業生産と株価）に負の影響を与えていることを意味している。

16) 算出された各情報量基準については省略。

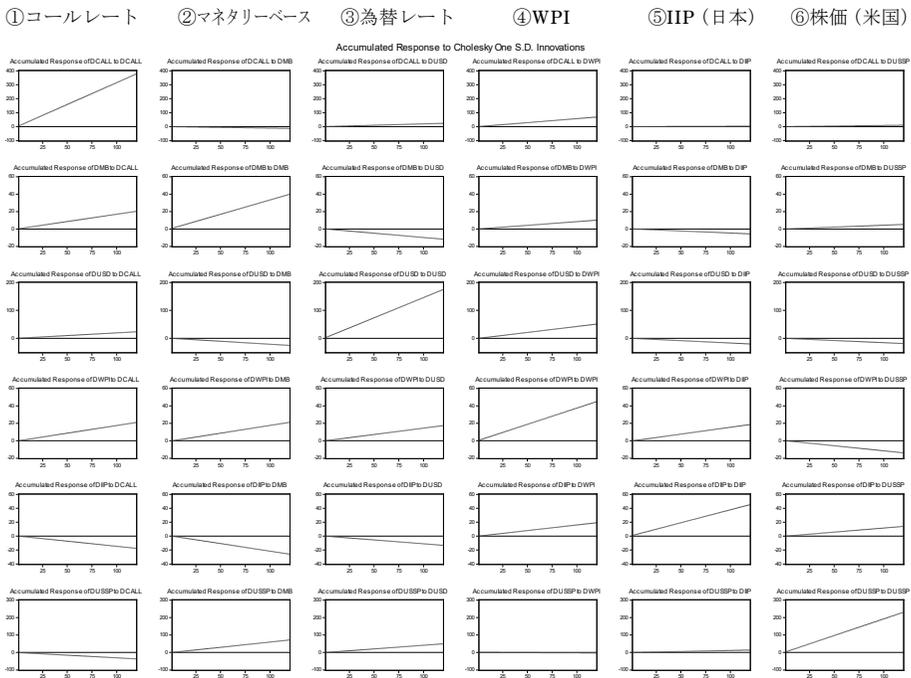
17) コレスキー分解をおこなう場合、理論的にはより外生性の高い順序で変数を並べる必要がある（松浦・マッケンジー前掲書）。

18) 本稿では、VECモデルに含まれる6変数の順序を変えて複数の追加検証をおこなったが（例えば鉱工業生産を最も外生的だと仮定する（ ΔIIP 、 $\Delta USIP$ 、 ΔWPI 、 ΔUSD 、 $\Delta call$ 、 ΔMB ）や実効為替レートを最も外生的だと仮定する（ ΔUSD 、 ΔWPI 、 ΔIIP 、 $\Delta USIP$ 、 $\Delta call$ 、 ΔMB ）など）、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。

第1図 インパルス反応関数① (VECM)
〈ショック〉



第2図 インパルス反応関数② (VECM)
〈ショック〉



（４）予測誤差の分散分解

予測誤差の分散分解（forecast error variance decomposition）では、構築した VAR モデルにおいて各変数のショック（上記のイノベーション）がどの程度他の変数の変動に影響しているかを、時間的な推移とともにその寄与率（％）を推定することで定量化する。

本稿で推計された 6 変数 VEC モデルの予測誤差の分散分解の検証結果は、（第 3 表）・（第 4 表）の通りである。予測誤差の分散分解からは、 Δ call の変動は Δ USIP の変動要因の 3.4％～10.7％（120期後）を占め、 Δ USSP の変動要因の 0.0％～26.6％（120期後）を占めていることが示された。このことは、日本の金融政策の変動ショックが、アメリカの工業生産の変動要因に占める割合がショック直後の約 3％から 120 か月後（10年後）の 11％まで、アメリカの株価の変動要因に占める割合がショック直後の約 0％から 120 か月後（10年後）の約 27％まで、それぞれ累積的に増加していくことを表わしている¹⁹⁾。

第 3 表 アメリカ工業生産指数に対する相対的寄与度（予測誤差の分散分解） VECM ①

	call	MB	USD	WPI	IIP	USIP
1 期後	3.40	0.05	1.04	0.00	1.64	93.87
3 期後	7.81	3.55	0.70	0.30	1.75	85.89
6 期後	8.84	6.50	0.49	0.21	1.31	82.19
12期後	9.67	8.03	0.33	0.14	0.76	81.07
36期後	10.42	9.25	0.19	0.08	0.30	79.80
48期後	10.52	9.41	0.18	0.08	0.23	79.57
120期後	10.72	9.73	0.14	0.06	0.11	79.23

（注）数値は％。

第 4 表 アメリカ株価に対する相対的寄与度（予測誤差の分散分解） VECM ②

	call	MB	USD	WPI	IIP	USSP
1 期後	0.02	0.34	1.00	0.42	1.57	96.65
3 期後	1.84	4.29	3.05	1.12	2.24	87.37
6 期後	7.88	7.64	3.03	2.58	2.16	76.70
12期後	12.94	12.54	2.36	4.07	1.91	66.18
36期後	21.04	20.46	1.26	6.59	1.50	49.16
48期後	22.74	22.12	1.02	7.12	1.42	45.59
120期後	26.55	25.84	0.50	8.30	1.23	37.57

（注）数値は％。

19) ただし、3 期目（7.8％）以降の増加は緩やかで、12期目（9.7％）以降は殆ど増加が見られない（第 3 表）。

4. 追加検証

(1) レベル変数による VAR モデル

近年では、Sims, Stock and Watson (1990) などにに基づき、データの定常性や系列間の共相の有無などに関わらず、原データの性質を損なわないことを重視してレベル変数で構築された VAR モデルを用いた実証がおこなわれることがある²⁰⁾。そこで本稿においても、第3節での6変数 VEC モデルの推計の頑健性を検証するための追加検証として、レベル変数を用いた(2)式のような制約のない6変数 VAR モデルを構築して検証をおこなう。

$$\begin{pmatrix} call_t \\ MB_t \\ USD_t \\ WPI_t \\ IIP_t \\ USIP_t \end{pmatrix} = \mu + \phi \begin{pmatrix} call_{t-1} \\ MB_{t-1} \\ USD_{t-1} \\ WPI_{t-1} \\ IIP_{t-1} \\ USIP_{t-1} \end{pmatrix} + \varepsilon_t \quad (2)$$

まず、グレンジャー因果性検定の検定結果からは((第5表)・(第6表))、call から MB への強い因果性が検出され(ラグ2～6次で1%有意)、call から USIP への因果性も検出されたが(ラグ1・2次で5%有意、6次で10%有意)、6変数 VEC モデルでの検証と異なり、call から USSP への因果性は検出されなかった。

次に、6変数 VAR モデルのインパルス応答関数の形状から((第3図)・(第4図))、call のイノベーションは USIP に有意にマイナスの影響を与えることが示されたが、一方で第3節の VEC モデルでの検証と異なり、call のイノベーションは USSP に影響を与えないことも示された。

最後に、6変数 VAR モデルの予測誤差の分散分解の結果から((第7表)・(第8表))、call の変動は USIP の変動要因の約6%～42%(120期後)を、USSP の変動要因の約0%～2%未満(120期後)を占めていることが示された。

以上のように、グレンジャー因果性検定及びレベル系列の6変数 VAR モデルの分析からは、call から USSP への関係が検出されなかったが、本稿が特に焦点を当てている call と MB や call と USIP という変数の関係については、概ね6変数 VEC モデルでの検証と整合性のある結論が得られたと言える。

20) レベル変数の VAR モデルを用いた金融政策分析としては、本多・黒木・立花(2010)など。

第5表 グレンジャー因果性テスト①

帰無仮説	F 値		F 値		F 値		F 値	
	ラグ 1		ラグ 2		ラグ 3		ラグ 6	
call ⇒ MB	0.4595		19.4673	***	13.1834	***	6.4905	***
MB ⇒ call	4.3410	***	1.2188		1.2802		0.5470	
USD ⇒ MB	1.1216		0.8011		0.3898		0.9287	
MB ⇒ USD	0.3073		1.3265		0.7762		0.8701	
WPI ⇒ MB	1.8506		5.8098	***	2.8438	**	1.3401	
MB ⇒ WPI	0.7760		3.1234	***	2.1156	**	1.2718	
IIP ⇒ MB	16.6458	***	13.4358	***	6.3646	***	3.0014	**
MB ⇒ IIP	2.2491	**	1.0938		1.5614		2.2884	*
USIP ⇒ MB	6.8895	***	8.1187	***	3.6892	***	1.4936	
MB ⇒ USIP	0.9856		3.5544	***	2.8532	***	1.3485	
USD ⇒ call	0.2744		0.8098		0.5311		0.9788	
call ⇒ USD	2.7590	**	0.7756		0.8044		0.9890	
WPI ⇒ call	7.0399	***	11.8810	***	6.5307	***	2.2942	*
call ⇒ WPI	3.5030	***	0.8517		1.0204		1.4088	
IIP ⇒ call	0.5891		0.6435		0.5102		0.7594	
call ⇒ IIP	13.2785	***	10.2077	***	4.9543	***	1.5524	
USIP ⇒ call	1.5156		0.9025		0.5820		0.4460	
call ⇒ USIP	18.7331	***	4.9499	***	2.7160	**	1.7062	
WPI ⇒ USD	0.2782		2.2880	*	1.5351		1.1296	
USD ⇒ WPI	2.2211	*	2.2780	*	1.7727		1.9816	*
IIP ⇒ USD	0.0186		0.4463		0.2370		0.3309	
USD ⇒ IIP	1.8367		1.4490		1.4359		0.9773	
USIP ⇒ USD	0.2239		1.0487		0.7698		0.9995	
USD ⇒ USIP	2.5199	**	2.2236	**	1.8606		1.9145	*
IIP ⇒ WPI	19.3341	***	4.9729	***	5.7057	***	3.4446	***
WPI ⇒ IIP	0.0077		0.0641		1.3709		1.1288	
USIP ⇒ WPI	9.4664	***	3.3265	***	2.2669	**	1.3520	
WPI ⇒ USIP	0.0011		1.7191		1.4002		0.7731	
USIP ⇒ IIP	2.1146	**	9.7390	***	5.5441	***	2.0411	*
IIP ⇒ USIP	0.9099		2.9550	***	2.6883	**	2.4005	**

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。

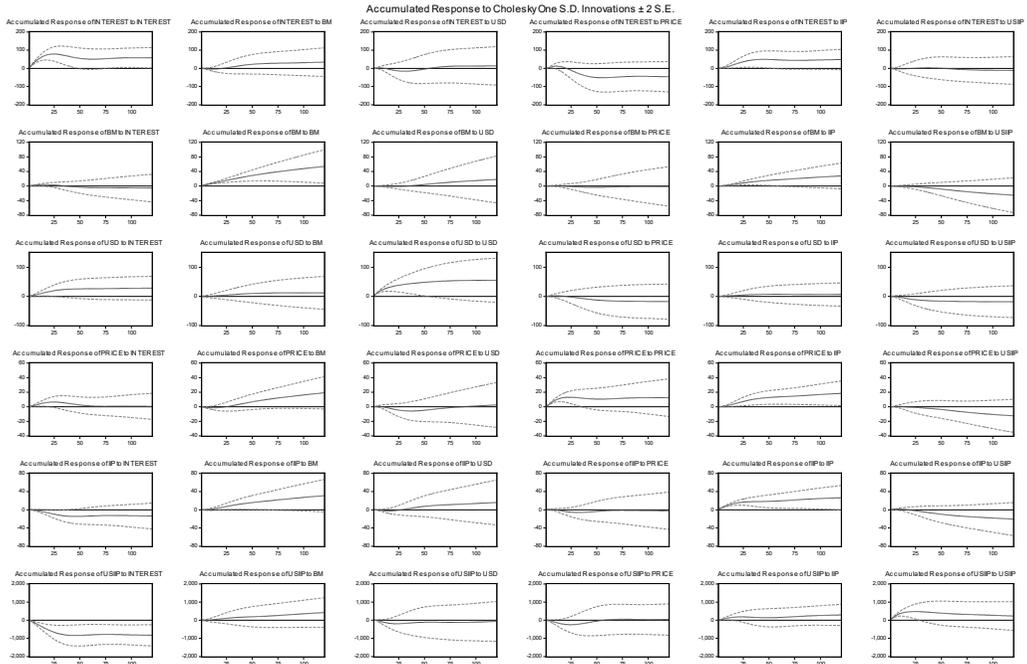
第6表 グレンジャー因果性テスト②

帰無仮説	F 値		F 値		F 値		F 値	
	ラグ 1		ラグ 2		ラグ 3		ラグ 6	
call ⇒ MB	0.4595		19.4673	***	13.1834	***	6.4905	***
MB ⇒ call	4.3405	***	1.2188		1.2802		0.5470	
USD ⇒ MB	1.1216		0.8011		0.3898		0.9287	
MB ⇒ USD	0.3073		1.3265		0.7762		0.8701	
WPI ⇒ MB	1.8506		5.8098	***	2.8438	**	1.3401	
MB ⇒ WPI	0.7760		3.1234	***	2.1156	**	1.2718	
IIP ⇒ MB	16.6458	***	13.4358	***	6.3646	***	3.0014	**
MB ⇒ IIP	2.2491	**	1.0938		1.5614		2.2884	*
USSP ⇒ MB	6.1726	***	3.5514	***	1.9583	*	0.9034	
MB ⇒ USSP	10.0526	***	3.9553	***	2.5719	**	4.9044	***
USD ⇒ call	0.2744		0.8098		0.5311		0.9788	
call ⇒ USD	2.7590	**	0.7756		0.8044		0.9890	
WPI ⇒ call	7.0399	***	11.8810	***	6.5307	***	2.2942	*
call ⇒ WPI	3.5030	***	0.8517		1.0204		1.4088	
IIP ⇒ call	0.5891		0.6435		0.5102		0.7594	
call ⇒ IIP	13.2785	***	10.2077	***	4.9543	***	1.5524	
USSP ⇒ call	0.7790		0.4627		0.3729		0.3024	
call ⇒ USSP	0.0436		1.5458		0.9525		1.4990	
WPI ⇒ USD	0.2782		2.2880	*	1.5351		1.1296	
USD ⇒ WPI	2.2211	*	2.2780	*	1.7727		1.9816	*
IIP ⇒ USD	0.0186		0.4463		0.2370		0.3309	
USD ⇒ IIP	1.8367		1.4490		1.4359		0.9773	
USSP ⇒ USD	0.2670		2.3992	**	1.2705		0.9816	
USD ⇒ USSP	0.0307		0.0216		1.1296		1.4405	
IIP ⇒ WPI	19.3341	***	4.9729	***	5.7057	***	3.4446	***
WPI ⇒ IIP	0.0077		0.0641		1.3709		1.1288	
USSP ⇒ WPI	4.0097	***	5.6537	***	5.1238	***	3.4196	***
WPI ⇒ USSP	3.3174	***	1.5439		1.4655		1.6112	
USSP ⇒ IIP	18.6308	***	9.8946	***	6.3804	***	4.8682	***
IIP ⇒ USSP	0.3507		0.8313		1.6673		1.4395	

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。

第3図 インパルス反応関数③ (水準モデル VAR)
(ショック)

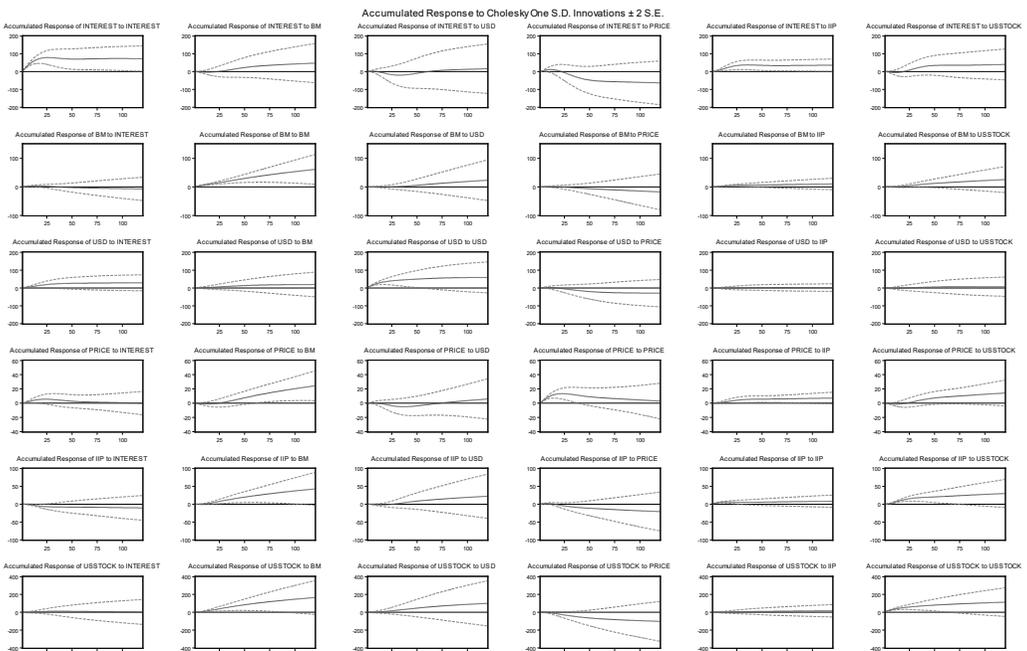
① コールレート ② マネタリーベース ③ 為替レート ④ WPI ⑤ IIP (日本) ⑥ IP (米国)



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。

第4図 インパルス反応関数④ (水準モデル VAR)
(ショック)

① コールレート ② マネタリーベース ③ 為替レート ④ WPI ⑤ IIP (日本) ⑥ 株価 (米国)



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。

第7表 アメリカ工業生産指数に対する相対的寄与度（予測誤差の分散分解）

レベルVAR①

	call	MB	USD	WPI	IIP	USIP
1期後	6.52	0.01	0.10	0.24	1.60	91.53
3期後	14.48	0.03	0.47	0.99	3.57	80.15
6期後	21.27	0.18	2.91	3.39	4.85	67.40
12期後	30.56	0.59	6.21	7.27	5.51	49.87
36期後	45.23	2.11	5.58	7.93	4.39	34.75
48期後	43.81	2.20	5.64	10.12	4.31	33.91
120期後	41.81	3.68	5.57	11.15	4.87	32.92

(注) 数値は%。

第8表 アメリカ株価指数に対する相対的寄与度（予測誤差の分散分解）

レベルVAR②

	call	MB	USD	WPI	IIP	USSP
1期後	1.47	0.08	1.04	0.32	0.15	96.94
3期後	0.86	0.25	0.46	0.35	0.08	98.00
6期後	0.57	2.03	0.41	0.51	0.08	96.40
12期後	1.37	9.64	1.42	5.72	0.07	81.78
36期後	1.70	27.26	7.71	19.79	0.56	42.96
48期後	1.46	30.23	9.92	20.29	0.54	37.57
120期後	1.16	36.83	13.85	18.15	0.50	29.50

(注) 数値は%。

5. まとめ

(1) 分析結果

本稿で推計した6変数間のグレンジャー因果性検定、6変数VECモデル、及び追加検証のレベル系列6変数VARモデルによる検証から得られたロバストな結論は、以下の通りである。

まず日本国内については、1973～85年における日銀の金融政策の操作変数として、量的指標（MB：マネタリーベース）よりも金利変数（call：コールレート）の妥当性が高いことが明示された。この結果は、Hutchison and Judd（1992）や細野・杉原・三平（2001）などの先行研究を支持するものである。当該期の日銀は「マネー重視（money-focused）の金融政策」を公言していたが²¹⁾、量的指標（マネーサプライ）はあくまでも中間目標であり、日銀貸出（公定歩合）と債券・手形オペレーション（コールレート）における金利が操作変数

21) 例えば、日本銀行（1975）他。

であったと考えられる²²⁾。

また、本稿の主題であるアメリカとの関係については、当該期の日本の金融政策がアメリカの実体経済（USIP：工業生産指数）に影響を与えるスピルオーバー効果を有していたことが明らかになった。この結果は、石井（1990）らのようなケインジアン的な計量モデルによる先行研究の検証とは異なり、日本の金融政策の効果が対外的波及をしていたことを示唆している。日銀の金融緩和がアメリカ経済を上昇させた要因となりうる一つの理由としては、当該期における日本からアメリカへの資本輸出の急増が考えられよう。1970年代から80年代にかけて順を追って金融自由化が進められ国際間の資本移動への障壁が低くなる中で、日本の資金によるアメリカへの直接投資・間接投資が急速に増大しつつあったが、日本国内での日銀の緩和的金融政策がそれを後押しした可能性がある²³⁾。すなわち、日本からの直接投資（現地生産）がアメリカ国内の製造業の拡大に寄与し、間接投資（証券投資）がアメリカの資本市場における利子率を下げることで、アメリカ経済の成長に繋がるという波及経路である。

（2）残された課題

本稿で残された課題としては、まず構築したVECモデル自体の妥当性の問題がある。本稿のVECモデルにおけるコールレートショックへのインパルス反応（マネタリーベース、鉱工業生産指数）、為替レートショックへのインパルス反応（鉱工業生産指数、アメリカ工業生産指数）の形状、物価パズルの存在などを考慮すると、追加検証で構築したレベル変数VARモデルの方がより妥当な経済モデルである可能性がある。また、データの構造変化の問題がある。例えば1973～74年の大インフレーション期や1979～80年の第2次オイルショック時の物価変動（企業物価指数）など、当該期間中にモデルに含まれる一部の系列についてデータ自体の構造変化があった可能性がある。いずれも、今後の検討課題としたい。

〈主要参考文献〉

石井菜穂子（1990）『政策協調の経済学』日本経済新聞社。

伊藤隆敏（1996）「日本から米国への資本の流出」野口悠紀雄・コウゾウヤマムラ編『比較日米マクロ経済政策』日本経済新聞社、第4章。

22) 当該期のコールレートは公定歩合（基準貸付金利）と連動していたが、現在（2021年）とは逆に公定歩合がコールレートの下限となっていた。また、1962年の「新金融調節」導入以降、金融調節手段が拡充され、1972年には手形売買オペが導入されている。

23) 1970年代以降の日本からアメリカへの資本移動の増大とそのアメリカ経済への影響については、伊藤（1996）など。

- 伊藤隆敏、T. カーギル、M. ハッチソン（北村行伸監訳）（2002）『金融政策の政治経済学—戦後日本の金融政策の検証（上・下）』東洋経済新報社。
- 大田英明（2015）「先進国金融政策の新興国への影響—国際資本移動に伴うリスクと規制の課題」『立命館国際研究』第28号2、85-117ページ。
- 黒田晁生（2019）『日本の金融政策（1970～2008年）—歴代日銀総裁のパフォーマンス評価』日本評論社。
- 坂井昭夫（1991）『日米経済摩擦と政策協調』有斐閣。
- 鈴木淑夫、黒田晁生、白川浩道（1998）「日本の金融市場調節方式について」『金融研究』第7巻第4号。
- S. ターノフスキー、M. ビアンコーニ（1996）「1980年代の米国財政政策：内外への影響」野口悠紀雄・コウゾウヤマムラ編『比較日米マクロ経済政策』日本経済新聞社、第7章。
- 内藤友紀（2017）「1979～82年のアメリカ金融政策—量的指標を操作変数とした金融政策の波及効果—」『アメリカ経済史研究』第16号、41-59ページ。
- 中澤正彦、大西茂樹、原田泰（2002）「財政金融政策の効果」『フィナンシャル・レビュー』第66号、財務省財務総合政策研究所、19-24ページ。
- 日本銀行（1975）「日本におけるマネーサプライの重要性について」『日本銀行調査月報』1975年7月号、日本銀行調査統計局、1-11ページ。
- 細野薫、杉原茂、三平剛（2001）『金融政策の有効性と限界—90年代日本の実証分析—』東洋経済新報社。
- 本多佑三・黒木祥弘・立花実（2010）「量的緩和政策—2001年から2006年にかけての日本経済の経験に基づく実証分析—」『フィナンシャル・レビュー』財務省財務総合政策研究所、59-81ページ。
- 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。
- 宮尾龍蔵（2006）『マクロ金融政策の時系列分析』日本経済新聞社。
- Cooper, R. (1984) "A Monetary System for the Future", *Foreign Affairs*, Vol.63, No.1.
- Davidson, R. and J. Mackinnon. (1993), *Estimation and Inference in Econometrics*, Oxford University Press, New York.
- Frankel, J. A. and K.Rockett, (1986) "International Macroeconomic Policy Coordination When Policy-Makers Disagree on the Model," *NBER Working Paper*, No2059.
- Hutchison, M M., and J.P.Judd (1992) "Central bank secrecy and money surprises: International evidence," *Review of Economics and Statistics* 74: pp135-145.
- 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.
- Mundell, R. A. (1968) *International Economics*, Macmillan, New York.
- Rogoff, K. (1985) "Can International Monetary Policy Cooperation Be Counter-productive," *Journal of International Economics*, 18.
- Sims, C. A. (1980) "Macroeconomics and Reality", *Econometrica*, Vol.48, pp1-48.
- Sims, C. A., J. H. Stock, and M. W. Watson. (1990) "Inference in Liner Time Series Model with Some Unit Roots", *Econometrica*, Vol.58, pp113-144.

〈ホームページ〉

経済産業省ホームページ (<http://www.meti.go.jp/>)

セントルイス連邦準備銀行ホームページ (<https://www.stlouisfed.org/>)

日本銀行ホームページ (<http://www.boj.or.jp/>)