

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—

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

本稿の目的是、1979～82年のアメリカ合衆国（以下アメリカ）の金融政策がアメリカの国内経済及び当該期の日本経済にどの様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、1979～82年におけるアメリカの金融政策と金利、物価、為替レート、工業生産及び日本の鉱工業生産を表す6変数のVECM（Vector Error Correction Model）を構築し、当該期のアメリカの金融政策と同国経済及び日本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、分析対象期間の時代背景と本稿の問題意識について簡単にまとめた上で、先行研究について概観する。第2節では使用するデータ系列とその処理について説明した後、VECM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、VECMの検証結果の頑健性を確認するため、追加的な6変数の水準VAR（Vector Auto-Regression）モデル検証をおこなう。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) 1979～82年のアメリカの金融政策

1979～82年のアメリカ金融政策は、アメリカ経済史上において重要な位置を占めている。1970年代のアメリカ経済は、2回の石油ショックなどの影響によってstagflationが発生し、インフレ率の上昇と景気悪化という短期的なトレードオフ関係によるマクロ経済政策の混迷にみまわっていた。また一方では、1973年以降の変動相場制への移行後のドル安の昂進や日本・西ドイツの貿易黒字の拡大に伴い、経済政策の国際協調が重要視されるようになっていた¹⁾。

¹⁾ 例えは、1978年のポン・サミットにおける日本と西ドイツに対する財政政策による「機関車論」や、1978年11月のアメリカ、日本、西ドイツ、スイスの協調的な為替介入・金融政策によるドル防衛パッケージなど。ポール・ボルカー・行天富雄（江澤雄一監訳）『富の攻防・円とドルの歴史 - (原著 Volcker, Paul and Gyohken, T, *Changing Fortunes*, Times Books 1992)』東洋経済出版社、1992年、206-236ページ他。

*内藤 友紀 (Tomonori NAITO) : 関西大学政策創造学部准教授 (naito@kansai-u.ac.jp)。博士（経済学、京都大学）。『1930年代における日本の金融政策－時系列分析を用いた定量的分析－』関西大学出版部、2017年など。

こうしたアメリカ国内外の経済状況下において、FRB（連邦準備制度理事会）は、ジミー・カーター（Jimmy Carter）大統領によって1979年8月に任命されたポール・ボルカー（Paul Volcker）議長の下で、金融政策運営方法を貨幣量重視に変化させていった。そして同年10月のいわゆるボルカー・ショックといわれる新金融調節方式への移行による政策転換により、それまでの政策金利であったFFレート（Federal Fund rate）の代わりに量的指標である非借入準備（Non Borrowed Reserve：NBR）を操作変数とし、M1を中心とするマネー・サプライの成長率目標の実現を目指すようになった²⁾。

このような量的指標を操作変数とする金融調節方式による金融引締め政策は、市場に対するFRBのインフレ抑制への強い意志を示すシグナルとして受け取られ、1980年4月にはFFレートは17.6%にまで急上昇した。その後、同年3月のカーター政権による消費者信用制限政策などを受けて、FFレートは同年7月までに一時は9%まで急落したが、経済の回復基調などから1981年1月までには19%まで再上昇し、その後はFRBによるディスインフレーション（disinflation）政策維持の姿勢から1981～82年の間の大半は高止まりの傾向が続いた³⁾。このディスインフレ政策は、1981～82年の大規模なりセッションを招くことになり、ロナルド・レーガン（Ronald Reagan）に政権が移っていた1982年10月には、操作変数は連銀貸出残高（Bor-

²⁾地主敏樹『アメリカの金融政策－金融危機対応からニュー・エコノミーへ』東洋経済新報社、2006年、17-20ページ。

³⁾オリヴィエ・ブランシャール（鵜田忠彦訳）『ブランシャール・マクロ経済学（下）（原著Olivier Blanchard: *Macroeconomics*, Prentice-Hall, Inc., a Simon and Schuster company.1997）』東洋経済新報社、2000年、122-127ページ。ディスインフレーションの政策進行の段階を追った、より詳細な分析については、Allan H. Meltzer, *A history of the Federal Reserve, Volume2, Book2, 1970-1986*, The University of Chicago Press, 2010, pp.1008-1131, を参照のこと。

rowed Reserve）に再変更されるに至った。しかし、こうした当該期のFRBの金融政策は、景気悪化と引き換えにインフレ率と経済成長率の変動幅を大幅に縮小させ、それが80年代中期のレーガン政権におけるサプライサイド政策の成功と、それ以降のアメリカ経済の「大いなる安定（Great Moderation）」に繋がったとされている⁴⁾。

また当該期のアメリカ金融政策によるディスインフレーションは、マクロ経済理論上においても重要な意味を持っている。1970年代のアメリカでは、伝統的ケインジアンの裁量的経済政策や経済モデルに対して、合理的期待形成の立場からR.ルーカス（Robert E. Lucas, Jr.）やT.サージェント（Thomas J. Sargent）らによる批判（いわゆるルーカス批判：Lucas critique）が加えられる一方で、名目賃金の硬直性の立場からS.フィッシャー（Stanly Fischer）やJ.ティラー（John Taylor）によって再反論がなされたが、ディスインフレーションをめぐる政策論争はまさにその中心的議論であった⁵⁾。そして、実際に当時のFRBによる1979年以降の政策的選択においても、こうした経済理論論争の影響が直接的に存在していたのである⁶⁾。

以上みてきたように、この1979～82年のアメリカ金融政策は、中央銀行が金利に代わって量的指標を操作変数としてディスインフレーションを実施した歴史的に貴重な政策実験であり、当該期の金融政策が物価および実体経済に与えた影響はもちろん、政策協調を求めていたはず

⁴⁾ジョン・B・ティラー（村井章子訳）『脱線FRB（原著John B.Taylor, Getting Off Track: How Government Actions Caused, Prolonged, and Worsened the Financial Crisis, Board of Trustees of the Stanford Junior University. 2009）』日経BP社、2009年、56-62ページ。ボルカー・行天『富の攻防』、238-268ページ他。

⁵⁾こうした経済理論や政策を巡る対立については、ブランシャール『マクロ経済学（下）』、110-127ページを参照。

⁶⁾ボルカー・行天『富の攻防』、243-244ページ他。

の日本への波及効果についても定量的に検証することには重要な意味がある。またこうした分析からは、現代における量的緩和政策（QE）の有効性自体や、その縮小（または拡大）が第三国に影響を与えるいわゆるスピルオーバー効果を考察する際にも重要な知見が得られるものと考えられる。

（3）先行研究

1970年代～80年代を含むアメリカ金融政策についての研究には、膨大な蓄積がある。そのうち、本稿で扱うVECMを含むVARモデルを用いたアメリカの金融政策についての検証としては、まず先駆的な6変数VARモデルによって分析したSims [1980] が、マネー指標からマクロ経済変動への説明力が弱いことを実証しているが、分析対象のサンプル期間は当該期以前である⁷⁾。それ以降の構造型モデルを含むVARによる実証分析としては、Sims [1992]⁸⁾ や Bernanke and Blinder [1992]⁹⁾、Christiano and Eichenbaum [1992]¹⁰⁾など多数が挙げられるが、短期のリカーシブ（recursive）制約を置くにあたって、その多くが金利変数を金融政策変化の指標として採用している¹¹⁾。また上述

のSims [1992] などでは日本を含む先進国各国についての金融政策分析がなされているが、アメリカの金融政策と実体経済が他国（日本など）に及ぼす影響についてのVARモデル分析は殆ど無い。

一方、当該期に限定した金融政策についてのVARモデル以外の計量的な分析としては、1970～87年のアメリカの長短金利とマネーサプライの変動幅（分散）を金融政策の操作目標に基づく期間（1970年1月～79年9月（FFレート）、79年10月～82年9月（NBR）、82年10月～87年8月）に分割して計測し、非借入準備を操作目標とする期間には分散が大きく、その後の期間は非常に小さくなつたことを示した神崎 [1988] や¹²⁾、1970～88年の米国短期国債11種（1ヶ月物から11ヵ月物）の月次データについて共和分検定（co-integration test）を用いて金利の期間構造の分析をおこない、アメリカの金融政策変数がFFレートであった時代とマネーサプライの時代（1979～82年）では、コモントレンドに相違があることを明らかにしたHall, Anderson and Granger [1992] などがある¹³⁾。

本稿ではこうした先行研究を踏まえて、検証期間を量的指標ターゲットの政策レジーム期間である1979～82年に限定した上で、金融政策変数を量的指標である非借入準備とし、かつ政策の対外的波及の対象国（日本）の実体経済変数をシステムの中に組み込んだ制約なしのVECMを用いて、当該期におけるアメリカ金融政策の効果と経済諸指標の相互関係、さらには日本

⁷⁾Sims, Christopher A. "Macroeconomics and Reality," *Econometrica*, Vol.48, No.1, pp.1-48. 1980.

⁸⁾ Sims, Christopher A. "Interpreting the Macroeconomic Time Series Facts: The Effects of Monetary Policy," *European Economic Review* 39, pp.975-1000. 1992

⁹⁾Bernanke, Ben S. and Alan S. Blinder "The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission," *American Economic Review* 82, pp.901-922. 1992

¹⁰⁾Christiano, Lawrence J. and Martin Eichenbaum "Identification and the Liquidity Effect of Monetary Policy Shock," in A. Cukierman, Z. Hercowitz and L. Leiderman (eds.), *Political Economy, Growth and Business Cycles*, Cambridge: MIT Press, pp.335-370.1992

¹¹⁾VARモデルを用いた金融政策分析のサーベイについては、宮尾龍蔵『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、2006年、第2章など。

¹²⁾神崎隆「短期金融市场金利の決定メカニズムについて—日米金融調節方式の比較分析—」『金融研究』第7巻第2号、1988年8月。

¹³⁾Hall, A.D., H.M. Anderson and C.W.J. Granger "A Cointegration Analysis of Treasury Bill Yields," *Review of Economics and Statistics*, Vol.74, pp.116-126.1992

Hall, Anderson and Granger, Cointegrationでは、マネーサプライが金融操作変数であった時代には、金融政策は4ヵ月物金利でさえ影響を与えたかったことを明らかにしている。

経済への影響について定量的に検証することとする。

2. 分析のフレームワーク

(1) 分析の期間とデータ

本稿では、アメリカ連邦準備が非借入準備を金融政策の操作手段として用いた1979年8月から1982年10月までの月次の時系列データを用いて分析をおこなう¹⁴⁾。使用するデータは、アメリカ金融政策を示す指標として①非借入準備(Non-Borrowed Reserve : NBR), 短期金利系列として②フェデラルファンド・レート(Federal Fund rate : FF), 物価指標として③消費者物価指数(CPI), 為替レートとして④ドル実効為替レート(Trade weighted USD : USD), アメリカの実体経済を表す⑤工業生産指数(Industrial Production index : IP), 日本の実体経済を表す⑥(日本)鉱工業生産指数(JIIP)である¹⁵⁾。また, VECM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FF以外の変数は、対数変換して100を乗じた値を用いる¹⁶⁾。

(2) 分析手法

本稿では6変数のVAR(Vector Auto-Regression: 多変量自己回帰)モデルを構築し、アメリカの金融政策と、アメリカ経済の諸指標(金利、物価、為替、生産)の間の相互関係を検証する。

¹⁴⁾ただし、データ数の確保と数期のラグをとるために、原データは前後数カ月分(1979年2月～1983年6月)を利用している(サンプル数51)。

¹⁵⁾①～⑤の各変数のデータは、セントルイス連銀ホームページ(<https://www.stlouisfed.org/> 2016年8月15日確認)に掲載されている系列で、①・③・⑤の3系列はX12-ARIMAによる季節調整済みの値である。原系列であった②・④については同様の季節調整を施した。また、⑥の日本の鉱工業生産指数のデータは、経済産業省ホームページ(<http://www.meti.go.jp/> 2016年8月15日確認)よりダウンロードした季節調整済みの系列である。

¹⁶⁾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。

係をみた上で、それが日本の実体経済(鉱工業生産)にどの様に影響を与えるかについて実証分析をおこなう。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2つ以上の変数に拡張したものであり、動的同時線型方程式モデルの制約のない誘導型になっている。したがって、説明変数である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になる。例えば、 x_t と y_t という2変数でラグ次数が1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¹⁷⁾ (e_{it} ($i=1,2$) は搅乱項)。

$$x_t = a_{10} + b_{11}x_{t-1} + b_{12}y_{t-1} + e_{1t} \quad (1)$$

$$y_t = a_{20} + b_{21}x_{t-1} + b_{22}y_{t-1} + e_{2t} \quad (2)$$

特定の経済理論を背景としたマクロ計量経済モデル作成は、政策変更に応じて従来頑健だとされていた経済モデルのパラメータが変化し得るとした先述のLucas [1976] や(ルーカス批判)，伝統的経済モデルにおける内生変数と外生変数の区別の恣意性を指摘したSims[1980]らによって批判されてきた¹⁸⁾。しかし、VARモデルでは、(1), (2)式における a や b など各パラメータの推定だけではなく、各変数自体とその変数の過去の値によって動学的な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¹⁹⁾。すなわち、本稿の実証分析では、アメリカ金融政策、アメリカ経済の諸指標(金利、物価、為替、生産)、日本経済(生産)という全ての変数を内生変数と見做し、特定の経済理論

¹⁷⁾松浦克巳・Cマッケンジー『Eviewsによる計量経済分析』東洋経済新報社、2001年、263-267ページ他。

¹⁸⁾Lucas,R.E.Jr. "Econometric Policy Evaluation: A Critique", in K.Brunner and A.H.Meltzer (eds.), *The Phillips Curve and Labor Markets*, Amsterdam, North-Holland. 1976, Sims, Macroeconomics

¹⁹⁾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。

に依拠していない（model-free estimation）。これを行列に書換えると、前掲の（1）、（2）式は、以下の（3）として表すことができる。

$$\begin{pmatrix} x_t \\ y_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} a_{10} \\ a_{20} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x_{t-1} \\ y_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{pmatrix} \quad (3)$$

（3）単位根検定

一般的に、VARモデルを含む時系列分析においては、含まれる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、定常性（stationarity）という性質を持つことが望ましいとされている。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（非借入準備（NBR）、フェデラルファンド・レート（FF）、消費者物価指数（CPI）、ドル実効為替レート（USD）、工業生産指数（IP）、（日本の）鉱工業生産指数（JIIP））の定常性について検証する²⁰⁾。このADF検定では、「検定対象の時系列が単位根（unit root）を持つ（非定常過程である）」という帰無仮説に対して、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²¹⁾。

ADF検定による単位根検定の結果は（第1表）のようになった。（第1表）はNBR、FF、CPI、USD、IP、JIIPの6変数のレベル系列及び一回階差系列について、ドリフト項のみ含むケース、トレンド項とドリフト項を含むケースの検定結果である²²⁾。

²⁰⁾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。

²¹⁾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、蓑谷千鳳彦『計量経済学（第2版）』多賀出版、2003年、376-429ページや、松浦・マッケンジー『Eviews』、229-261ページなどが詳しい。

²²⁾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が本稿では省略する。

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
NBR	-0.54	0	-4.31 ***	1	I(1)
	-7.18 ***	2	-7.13 ***	2	I(1)
FF	-2.69 *	1	-2.78	1	I(1)
	-5.25 ***	1	-5.33 ***	1	I(1)
CPI	-3.36 *	1	-0.42	1	I(1)
	-2.60 *	0	-4.44 ***	0	I(1)
USD	-0.17	0	-2.53	1	I(1)
	-5.57 ***	0	-5.56 ***	0	I(1)
IP	-1.76	1	-3.11	2	I(1)
	-5.06 ***	0	-5.02 ***	0	I(1)
JIIP	-2.99 **	0	-3.10	4	I(1)
	-10.65 ***	0	-10.73 ***	0	I(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10）で選択した。

まずドリフト項のみのケースでは、NBR、USD、IPの3変数については、いずれもADF検定の結果、レベル系列では帰無仮説が棄却されず、単位根を持つ非定常系列だが、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系列であることが示された。しかしJIIPは5%水準で、FF、CPIの2変数は10%水準でレベル系列では帰無仮説が棄却され、レベルでも定常系列である可能性がある。

次にトレンド項とドリフト項を含むケースでは、レベル系列のNBRはADF検定の結果、1%水準で帰無仮説を棄却したが、他の5変数はいずれもレベル系列では帰無仮説が棄却されない非定常系列であったが、一回階差系列では1%の有意水準で帰無仮説が棄却される定常系列であった。

したがって、以上の検定結果から、レベルで定常系列の可能性がある変数も存在するが、一回階差系列においては全ての変数が概ね定常であることが確認されたため、ADF検定の単位根検出力の弱さ等を勘案し、本稿では全系列をI(1)変数だと判定して分析を進める。

（4）共和分検定

VARモデル分析において、モデルを構成する諸変数がI(1)変数（レベルで単位根をもつ階差系列）で、かつ変数同士に長期的な均衡関係が存在する共和分（Co-integration）をもつ

場合、VECM（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。そこで本稿では、モデルを構成する6変数の間に共和分関係があるか否かについて、ヨハンセン検定（Johansen test）を用いて判定した（第2表）。判定の結果、トレス検定、最大固有値検定のいずれにおいても5%の有意水準で最低6本（1%ではそれぞれ最低5本と3本）の共和分ベクトルが存在することが示された。この判定結果から、以下の本稿の実証分析では階差VARモデルではなくVECMを用いることとする。

第2表 共和分検定（Johansen Cointegrationテスト）

トレース検定				
共和分の数 (帰無)	固有値	統計量	5%有意	1%有意
0	0.665661	175.7426	95.7537 **	104.9615 ***
1	0.574486	120.9696	69.8189 **	77.8188 ***
2	0.511139	78.2467	47.8561 **	54.6815 ***
3	0.342134	42.4629	29.7971 **	35.4582 ***
4	0.259923	21.5252	15.4947 **	19.9371 ***
5	0.121468	6.4751	3.8415 **	6.6349
最大固有値検定				
共和分の数 (帰無)	固有値	統計量	5%有意	1%有意
0	0.665661	54.7800	40.0776 **	45.8690 ***
1	0.574486	42.7229	33.8769 **	39.3701 ***
2	0.511139	35.7829	27.5843 **	32.7153 ***
3	0.342134	20.9377	21.1316	25.8612
4	0.259923	15.0501	14.2646 **	18.5200
5	0.121468	6.4751	3.8415 **	6.6349

注) ***は1%水準、**は5%水準で有意に棄却されることを示す。またVARのラグ次数1はAICで選択。共和分ベクトルとVARに定数項を含む。

3. 実証分析

(1) グレンジャー因果性の検定

VECMを含むVARモデル分析においては、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、まず本稿の一つ目の検証として、モデルを構成する各変数間に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。この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先行するある変数 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 x の過去の値が y の変動についての説明力をもつということを表している²³⁾。

本稿では、 $\triangle NBR$, $\triangle FF$, $\triangle CPI$, $\triangle USD$, $\triangle IP$, $\triangle JIIP$ の6変数について、ラグ1次, 2次, 3次, 6次の各ケースでグレンジャー因果性検定をおこなった（第3表）。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（対立仮説は「グレンジャー因果性がある」）を示している。検定によって、 $\triangle NBR$ からは $\triangle FF$ と（ラグ6次で10%の有意性） $\triangle USD$ （ラグ1次で1%, 6次で10%の有意性）に、 $\triangle FF$ からは $\triangle CPI$ （ラグ1～3次で5%の有意性）、 $\triangle USD$ （ラグ1次で10%の有意性）と $\triangle JIIP$ （ラグ3次で10%の有意性）に、 $\triangle CPI$ からは $\triangle IP$ （ラグ2次で10%, 6次で5%の有意性）と $\triangle JIIP$ （ラグ1～3次で1%, 6次で5%の有意性）に、 $\triangle IP$ からは $\triangle FF$ （ラグ1～3次で5%の有意性）、 $\triangle CPI$ （ラグ6次で5%の有意性）、 $\triangle USD$ （ラグ1次で10%の有意性）と $\triangle JIIP$ （ラグ1次で1%, 2～3・6次で5%の有意性）に、 $\triangle JIIP$ からは $\triangle USD$ （ラグ3・6次で5%の有意性）へ、それぞれグレンジャーの意味での因果性を持っていることが示された。

以上のグレンジャー検定の結果から、6変数と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、 $(\triangle NBR, \triangle FF, \triangle CPI, \triangle USD, \triangle IP, \triangle JIIP)$ 6変数の階差VARモデルに、誤差修正項 $\alpha\beta'(\cdot)$ を含めた以下の（4）式のようなVECMを構築して検証をおこなう²⁴⁾（ μ は定数項、 φ

²³⁾松浦・マッケンジー『Eviews』、271ページ他。

²⁴⁾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。

第3表 グレンジャー因果性テスト①

帰無仮説	F値		F値		F値	
	ラグ1	ラグ2	ラグ3	ラグ6		
$\triangle FF \Rightarrow \triangle NBR$	0.3703		0.6652		0.9858	
$\triangle NBR \Rightarrow \triangle FF$	0.1858		0.2983		0.2668	
$\triangle CPI \Rightarrow \triangle NBR$	0.0043		0.2966		0.9668	
$\triangle NBR \Rightarrow \triangle CPI$	0.0003		1.1998		0.7990	
$\triangle USD \Rightarrow \triangle NBR$	0.0705		1.2000		0.4852	
$\triangle NBR \Rightarrow \triangle USD$	3.2254 ***		1.3230		1.4067	
$\triangle IP \Rightarrow \triangle NBR$	0.4322		0.4410		0.7059	
$\triangle NBR \Rightarrow \triangle IP$	0.1330		0.4085		1.7601	
$\triangle JIIP \Rightarrow \triangle NBR$	0.0004		0.0110		0.1071	
$\triangle NBR \Rightarrow \triangle JIIP$	0.3920		0.1983		0.5819	
$\triangle CPI \Rightarrow \triangle FF$	0.0353		0.7511		0.6082	
$\triangle FF \Rightarrow \triangle CPI$	2.8799 **		3.9839 **		3.1745 **	
$\triangle USD \Rightarrow \triangle FF$	0.6762		0.7810		0.6777	
$\triangle FF \Rightarrow \triangle USD$	2.1798 *		1.1284		0.6863	
$\triangle IP \Rightarrow \triangle FF$	3.8138 **		3.7001 **		2.7508 **	
$\triangle FF \Rightarrow \triangle IP$	0.4030		0.3343		0.2995	
$\triangle JIIP \Rightarrow \triangle FF$	0.3472		0.7452		1.7033	
$\triangle FF \Rightarrow \triangle JIIP$	1.5379		1.8995		2.1235 *	
$\triangle USD \Rightarrow \triangle CPI$	0.0906		0.6786		0.6494	
$\triangle CPI \Rightarrow \triangle USD$	0.0640		1.1443		1.0007	
$\triangle IP \Rightarrow \triangle CPI$	0.0742		0.7059		1.3908	
$\triangle CPI \Rightarrow \triangle IP$	1.2540		2.0824 *		1.3648	
$\triangle JIIP \Rightarrow \triangle CPI$	0.6090		0.6812		0.6600	
$\triangle CPI \Rightarrow \triangle JIIP$	7.9147 ***		5.5802 ***		4.0805 ***	
$\triangle IP \Rightarrow \triangle USD$	2.2400 *		1.1864		0.9123	
$\triangle USD \Rightarrow \triangle IP$	0.0051		0.6729		0.4882	
$\triangle JIIP \Rightarrow \triangle USD$	0.0026		0.0153		0.4046	
$\triangle USD \Rightarrow \triangle JIIP$	0.0178		0.6695		0.7872	
$\triangle JIIP \Rightarrow \triangle IP$	0.8641		0.5984		3.1960 **	
$\triangle IP \Rightarrow \triangle JIIP$	5.9285 ***		3.6116 **		3.2502 **	
					1.2827	
					2.5522 **	

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。

は 6×6 の係数行列, ε_t は搅乱項)。

$$\begin{pmatrix} \triangle NBR_t \\ \triangle FF_t \\ \triangle CPI_t \\ \triangle USD_t \\ \triangle IP_t \\ \triangle JIIP_t \end{pmatrix} = \mu + \varphi \begin{pmatrix} \triangle NBR_{t-1} \\ \triangle FF_{t-1} \\ \triangle CPI_{t-1} \\ \triangle USD_{t-1} \\ \triangle IP_{t-1} \\ \triangle JIIP_{t-1} \end{pmatrix} - \alpha \beta' \begin{pmatrix} \triangle NBR_{t-1} \\ \triangle FF_{t-1} \\ \triangle CPI_{t-1} \\ \triangle USD_{t-1} \\ \triangle IP_{t-1} \\ \triangle JIIP_{t-1} \end{pmatrix} + \varepsilon_t \quad (4)$$

(2) ラグ次数の選択

VECMによる分析をおこなうにあたって, ($\triangle NBR$, $\triangle FF$, $\triangle CPI$, $\triangle USD$, $\triangle IP$, $\triangle JIIP$) の 6 変数VECMのラグ次数を選択する。本稿では, 最大 6 次までのラグの VECM 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, SIC基準, HQ基準の全てで 1 次のラグが選択された。本稿の 6 変数VECM ではこれらの基準に従い, 1 次のラグを採用することとする²⁵⁾。

²⁵⁾各基準統計量については本稿では省略する。なお, 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。畠中道雄『計量経済学の方法 改訂版』創文社, 1996年, 161ページ他。

(3) インパルス反応関数

本稿の目的は、アメリカ金融政策を表す非借入準備 (ΔNBR) の変動 (=非借入準備の外生的な変化) が当該期のアメリカ経済 (ΔFF , ΔCPI , ΔUSD , ΔIP) と日本経済 ($\Delta JIIP$) にもたらす動学的な効果、さらにはそれら諸指標間の相互的な影響の伝播について検証することである。そこで、VECMによる一つ目の検証として、インパルス反応関数を用いることによって、VECMを構築している ΔNBR , ΔFF , ΔCPI , ΔUSD , ΔIP , $\Delta JIIP$ の 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をみていく。このインパルス反応関数とは、ある変数の搅乱項 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 x_t と y_t 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、インパルス反応関数の形状を観察することによって、VECMを構築する 6 変数間の波及効果を視覚的に分析することができる²⁶⁾。

VECMを含むVARモデルにおいては、モデルを構築する変数の順序によって異なるインパルス反応関数が得られる可能性がある。そこで、日本の1970～90年代日本の金融政策について同様のVARモデル分析をおこなっている宮尾[2006]などに倣って²⁷⁾、より外生性が高いと考えられる順序として、FRBの金融政策を最も外生的、アメリカの景況を示す工業生産指数（及び日本の鉱工業生産指数）を最も内生的と見做すリカーシブ制約、すなわち 6 変数 VECMにおいて (ΔNBR , ΔFF , ΔCPI , ΔUSD , ΔIP , $\Delta JIIP$) 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²⁸⁾。

VECM分析の結果である（第1図）には、本稿が推定した (ΔNBR , ΔFF , ΔCPI , ΔUSD , ΔIP , $\Delta JIIP$) 6 変数 VECMにおけるインパルス反応関数が示されている。まず最初に、1979～82年におけるアメリカの金融政策のパフォーマンスを検証するために、非借入準備の変動に対する他の変数の反応をみる²⁹⁾。インパルス反応関数によれば、1標準誤差の金融政策ショック（非借入準備増のショック ε_1 ）によって、FFレートは1期目から下降し（-1.31標準偏差単位）、一貫して10期後までその影響が累積（-8.47標準偏差単位）している（2行1列）。これは、非借入準備の増加（金融緩和）がFFレートを引き下げていることを示している。同様に金融政策ショックは、ドル実効為替レートにはマイナスの影響（-1.08～-8.55標準偏差単位）を与え、量的金融緩和がドル安の効果を与えていていることを示している（4行1列）。一方、金融政策ショック（金融緩和）が消費者物価を引き下げる（-0.02～-0.58標準偏差単位）という変則的なインパルス反応を示す、いわゆる「物価パズル」が観察されるが（3行1列）、その影響は僅かである³⁰⁾。また、金融政策ショックの工業生産に与える影響もマイナス

²⁸⁾本稿では VECM 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（例えばアメリカ工業生産を最も外生的だと仮定する (ΔIP , $\Delta JIIP$, ΔCPI , ΔUSD , ΔNBR , ΔFF) や実効為替レートを最も外生的だと仮定する (ΔUSD , ΔCPI , ΔIP , $\Delta JIIP$, ΔNBR , ΔFF) 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。

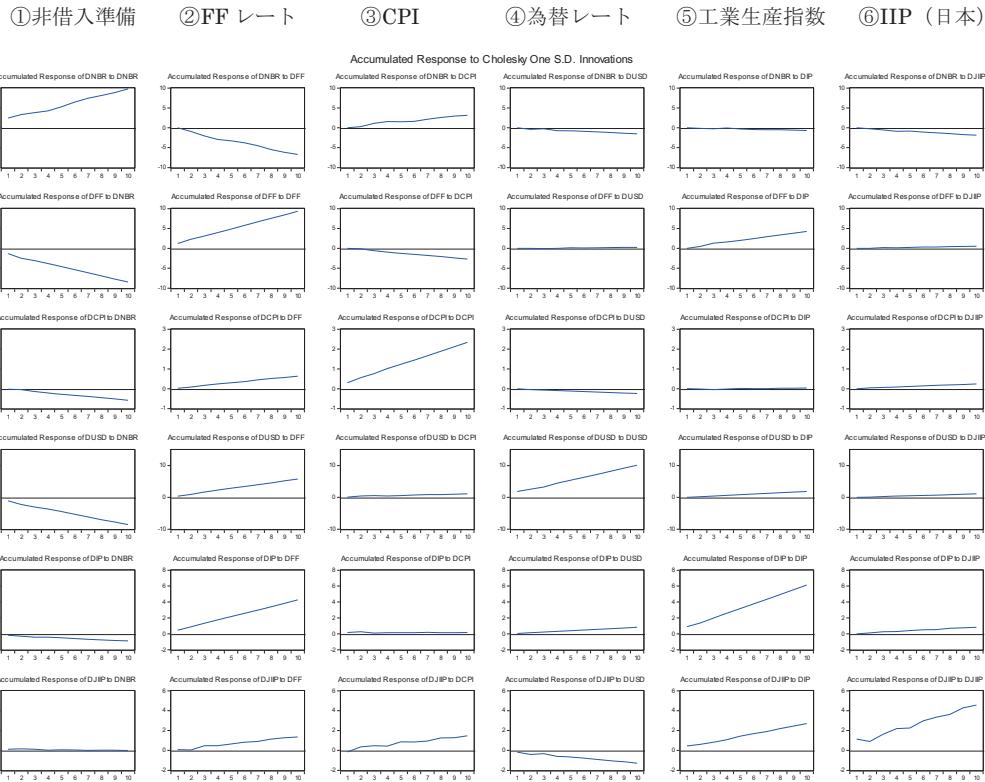
²⁹⁾第1図は、金融政策（非借入準備）に対する短期（1ヶ月）のショックのフローの反応だけでなく、FFレート、消費者物価、為替レート、工業生産、日本の鉱工業生産それぞれの複数変数間の影響を表した全システムのインパルス反応関数の累積を表したものである。

³⁰⁾「物価パズル」の問題は、期待インフレ（デフレ）による量的な金融引締め（緩和）が、物価動向の先行指標となる変数（=中央銀行がインフレ予測に利用できる変数）が VAR に含まれていないために金融政策ショックと見做されることに原因があるとされる。宮尾『金融政策』、45-46ページ他。

²⁶⁾金森久雄・荒憲治郎・森口親司編『経済辞典第3版』有斐閣、2001年、49ページ他。

²⁷⁾ただし金融政策変数として金利系列（コールレート）を最も外生的であると仮定している。宮尾『金融政策』、45-46ページ他。

第1図 インパルス反応関数①（階差モデルVECM）〈ショック〉



($-0.18 \sim -0.90$ 標準偏差単位) かつ僅かであり (5行1列), 日本の鉱工業生産に与える影響に至ってはネグリジブル ($0.11 \sim -0.02$ 標準偏差単位) である (6行1列)。

統いて、金融政策ショック以外の変動に対する諸変数のインパルス反応をみる。FFレートの搅乱ショックの影響については(第2列), 非借入準備を減少させ ($0 \sim -6.68$ 標準偏差単位), 為替レートを上昇させるが ($0.38 \sim 5.80$ 標準偏差単位), 金融政策ショックと同様に金利ショックが物価を上昇させる「物価パズル」が僅かに見られる ($0.03 \sim 0.63$ 標準偏差単位)。

消費者物価の搅乱ショックについては(第3列), 工業生産にはプラスとマイナスの効果を繰り返し (10期中4期マイナス値), 累積では一定のプラスの影響を与えている (0.17 標準偏差程度)。また日本の鉱工業生産には, 2期以

降はプラスの影響を与えている ($-0.16 \sim 1.47$ 標準偏差単位)。

実効為替レートの搅乱ショックについては(第4列), 工業生産には僅かな影響に止まつたが ($0.03 \sim 0.83$ 標準偏差単位), 日本の鉱工業生産には, 2期以降はほぼ一貫してマイナスの影響を与えるという奇異な反応となつた ($-0.16 \sim -1.28$ 標準偏差単位)³¹⁾。このことは, 同モデルで採用している為替レート変数が, 円ドルレートではなく主要通貨に対する貿易量でウェイトをとった実効為替レートであることが影響している可能性がある。

工業生産の搅乱ショックについては(第5列), 金融政策と金利ショックを除くと最も大きな自

³¹⁾ただし、前節で見たように、為替レートから日本の鉱工業生産へは、グレンジャー因果性は有意に検出されていない(第3表)。

己ショック（0.89～6.12標準偏差単位）を示しているが、それとともにFFレートを2期後から上昇させている（0.00～4.23標準偏差単位）。このことは、生産ショックによる景気拡大（景気縮小）が金利を上昇（下降）させていると解釈できる。また工業生産ショックは日本の鉱工業生産にも一貫してプラスの影響を与える（0.46～2.71標準偏差単位），逆に日本の鉱工業生産ショックもアメリカの工業生産に僅かなプラス（0.00～0.82標準偏差単位）の影響を与えていたことが示された。

以上のように、本稿が構築した（ ΔNBR , ΔFF , ΔCPI , ΔUSD , ΔIP , $\Delta JIIP$ ）6変数VECMからは、当該期の非借入準備の変動の、FFレート、為替レートなどの変動への影響だけでなく、物価と為替レートの関係など一般的なマクロ経済モデルとも、整合的で直感的に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6変数VECM全体が妥当であり、当該期のアメリカの量的金融政策による生産や物価などに対しての効果は限定的であったという概ね頑健な実証結果が得られた。

（4）予測誤差の分散分解

本稿が構築した（ ΔNBR , ΔFF , ΔCPI , ΔUSD , ΔIP , $\Delta JIIP$ ）6変数VECMによる二つ目の検証として、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は、その反応関数の形状から各変数の構造ショックに対する反応を観察し、各変数間の関係を考察するための検証であったが、予測誤差の分散分解は、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検証である。したがって本節では、アメリカ金融政策を表す非借入準備（ ΔNBR ）の変動と当該期のアメリカ経済（ ΔFF , ΔCPI , ΔUSD , ΔIP ）と日本経済（ $\Delta JIIP$ ）にもたらす動学的な効果、さらには

それら諸指標間の相互的な影響力の大きさを測定するために、（ ΔNBR , ΔFF , ΔCPI , ΔUSD , ΔIP , $\Delta JIIP$ ）6変数の変動に対する、自己を含めた6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影響の大きさを測定する。

本稿が検証に用いている（ ΔNBR , ΔFF , ΔCPI , ΔUSD , ΔIP , $\Delta JIIP$ ）6変数VEC Mにおける自己を含む6変数の変動についての予測誤差の分散分解の計算結果が、（第4-1表）から（第4-6表）である。

まず一つ目に、非借入準備（ ΔNBR ）の変動への影響（説明力）をみる（第4-1表）。予測誤差の分散分解によれば、FFレートショックの非借入準備の変動への寄与率は、2期後の11.2%から3期後には20.9%まで上昇し、それ以降は12期後（1年後）には26.9%まで上昇している。同様に消費者物価ショックの非借入準備の変動への寄与率は、2期後の1.2%という低水準から3期後には7.3%まで急上昇し、それ以降は12期後まで7%前後を持続している。また実効為替レートショックの非借入準備の変動への寄与率も、2期後の2.0%から4期後には3.7%まで上昇し、それ以降は12期後まで3%前後を持続している。このことは、当該期の量的金融政策の変動は、部分的（ ΔNBR の自己変動の寄与度60～85%を除いて）にFFレートの変動や消費者物価指数、実効為替レートの動向に合わせて実施されていた可能性を示している³²⁾。

二つ目に、FFレート（ ΔFF ）の変動への影響をみる（第4-2表）。予測誤差の分散分解によれば、12期後まで一定して45%前後の寄与率である自己ショックとともに、非借入準備ショック

³²⁾ただし、注27と同様に、前節でおこなったグレンジャー因果性テストにおいては、円-ドルレートから非借入準備への因果性は有意に検出されなかったことには注意が必要である（第3表）。

第4－1表 非借入準備に対する相対的寄与度(予測誤差の分散分解) ①

	NBR	FFrate	CPI	USD	IP	J-IIP
1期後	100.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
2期後	84.72	11.20	1.22	2.01	0.19	0.65
3期後	68.36	20.90	7.27	1.86	0.26	1.35
4期後	60.92	24.61	7.98	3.71	0.48	2.28
5期後	63.20	23.14	7.24	3.37	0.94	2.10
6期後	64.92	22.22	6.48	3.06	0.93	2.38
12期後	59.77	26.93	7.51	2.56	0.72	2.51

(注) 数値は%。

第4－2表 FFレートに対する相対的寄与度(予測誤差の分散分解) ①

	NBR	FFrate	CPI	USD	IP	J-IIP
1期後	52.82	47.18	0.00	0.00	0.00	0.00
2期後	51.66	43.88	0.24	0.01	4.20	0.00
3期後	43.55	41.63	2.81	0.06	11.49	0.46
4期後	42.98	42.10	3.67	0.09	10.74	0.42
5期後	41.02	44.08	4.06	0.26	10.12	0.46
6期後	39.91	44.69	4.13	0.25	10.55	0.46
12期後	38.48	45.42	4.51	0.18	11.07	0.35

(注) 数値は%。

第4－3表 消費者物価指数に対する相対的寄与度(予測誤差の分散分解) ①

	NBR	FFrate	CPI	USD	IP	J-IIP
1期後	0.83	0.92	98.26	0.00	0.00	0.00
2期後	0.56	2.64	94.03	1.45	0.07	1.25
3期後	4.74	5.18	86.96	1.31	0.45	1.36
4期後	5.79	5.47	86.08	1.05	0.58	1.03
5期後	5.68	5.44	85.35	1.29	0.75	1.49
6期後	5.91	5.64	85.13	1.26	0.67	1.39
12期後	5.98	6.77	84.42	1.14	0.40	1.28

(注) 数値は%。

第4－4表 実効為替レートに対する相対的寄与度(予測誤差の分散分解) ①

	NBR	FFrate	CPI	USD	IP	J-IIP
1期後	24.15	3.04	0.14	72.67	0.00	0.00
2期後	35.23	6.66	2.17	55.43	0.43	0.08
3期後	35.47	10.23	1.83	50.29	1.57	0.60
4期後	31.45	12.53	1.60	52.41	1.43	0.58
5期後	31.81	13.34	1.47	51.39	1.40	0.59
6期後	32.64	13.19	1.62	50.24	1.70	0.61
12期後	33.15	15.02	1.12	48.21	1.86	0.65

(注) 数値は%。

第4－5表 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) ①

	NBR	FFrate	CPI	USD	IP	J-IIP
1期後	3.18	19.13	2.82	0.10	74.76	0.00
2期後	3.27	25.37	2.41	0.88	67.05	1.01
3期後	2.79	26.09	3.11	0.74	65.55	1.72
4期後	2.22	29.18	2.62	1.24	63.37	1.37
5期後	1.94	28.81	2.17	1.15	64.19	1.73
6期後	1.96	28.74	1.90	1.19	64.46	1.75
12期後	1.65	30.24	1.11	1.27	64.02	1.71

(注) 数値は%。

第4－6表 日本経済(IIP)に対する相対的寄与度(予測誤差の分散分解) ①

	NBR	FFrate	CPI	USD	IP	J-IIP
1期後	0.89	0.48	1.60	1.73	13.29	82.02
2期後	0.78	0.46	15.16	4.39	11.72	67.49
3期後	0.61	7.09	11.33	3.47	10.13	67.37
4期後	0.81	6.02	9.67	5.53	10.83	67.15
5期後	0.77	6.24	13.91	5.11	13.00	60.96
6期後	0.67	6.12	11.83	4.57	12.56	64.23
12期後	0.51	6.46	10.94	4.70	14.98	62.40

(注) 数値は%。

クの影響が非常に大きく、1期目の52.8%から12期後の38.5%まで漸減しているものの40%前後の寄与率を保っている。また工業生産ショックのFFレートの変動への寄与率も、2期後の4.2%から3期後には11.5%まで上昇し、それ以降は12期後まで11%前後を持続している。このことは、生産ショックによる景気拡大（景気縮小）が金利を上昇（下降）させているというインパルス反応関数の解釈とも整合的である。

三つ目に、消費者物価指数（ Δ CPI）の変動への影響をみる（第4－3表）。予測誤差の分散分解によれば、FFレートショックの消費者物価の変動への寄与率は、2期後の2.6%から3期後には5.2%まで上昇し、それ以降は12期後（1年後）には6.8%まで上昇している。また非借入準備ショックの消費者物価の変動への寄与率も、同様に2期後の0.6%から3期後には4.7%，それ以降は12期後（1年後）に6.0%まで上昇している³³⁾。

四つ目に、実効為替レート（ Δ USD）の変動への影響をみる（第4－4表）。予測誤差の分散分解によれば、1期目の72.7%から12期後まで漸減しつつも50%前後の寄与率がある自己ショックとともに、非借入準備ショックの影響が非常に大きく、1期目の24.2%から12期後の33.2%まで2期目以降は30%以上の寄与率を保っている。

五つ目に、工業生産指数（ Δ IP）の変動への影響をみる（第4－5表）。予測誤差の分散分解によれば、1期目の74.8%から12期後まで60%以上の寄与率がある自己ショックを除けば、FFレートショックの影響が非常に大きく、1期目の19.1%から12期後の30.2%まで2期目以降は寄与率を漸増させている。また1期目に

3.2%の寄与度がある非借入準備ショックや、同じく2.8%ある消費者物価ショックなども1期目から工業生産の変動に影響を与えていた变数である。

六つ目に、日本の鉱工業生産指数（ Δ JIIIP）ショックの変動への影響をみる（第4－6表）。予測誤差の分散分解によれば、工業生産ショックが1期目の13.9%から12期後の15.0%まで一定して10～13%以上の寄与率を、また消費者物価ショックも1期目は1.6%だが2期目以降は10～15%の寄与率を持っており、日本の鉱工業生産の変動に大きな影響を与えていることが示されている。

以上の予測誤差の分散分解から、本稿の（ Δ NBR, Δ FF, Δ CPI, Δ USD, Δ IP, Δ JIIIP）6変数VECMにおける、各変数の変動に対する各変数ショックの説明力が明示された。

4. 追加検証

(1) レベル変数によるVARモデル

本稿では、前節まで単位根検定や共和分検定の判定を前提として、（ Δ NBR, Δ FF, Δ CPI, Δ USD, Δ IP, Δ JIIIP）6変数VECMを用いて、1979～82年のアメリカの金融政策、アメリカ経済の諸指標、日本の生産の変動要因についての検証をおこなってきた。しかし近年、データの定常性や共和分の有無などに関わらず、レベルの変数のままでVARモデルの推定をおこなう研究も増えている³⁴⁾。本稿ではこうした研究のトレンドも鑑み、6変数VECMによる実証結果の頑健性を確認するために、レベル変数による（NBR, FF, CPI, USD, IP, JIIIP）6変数の制約のないVARによる追加検証をおこなう（ μ は定数項、 φ は 6×6 の係数行列、

³³⁾ただし、注27と同様に、前節でおこなったグレンジャー因果性テストにおいては、非借入準備から消費者物価指数への因果性は有意に検出されなかったことには注意が必要である（第3表）。

³⁴⁾レベル変数のVARを用いている例としては、本多佑三・黒木祥弘・立花実「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－」財務省財務総合政策研究所『フィナンシャル・レビュー』、2010年、59-81ページなど。

ε_t は搅乱項)。

$$\begin{pmatrix} NBR_t \\ FF_t \\ CPI_t \\ USD_t \\ IP_t \\ JIIP_t \end{pmatrix} = \mu + \varphi \begin{pmatrix} NBR_{t-1} \\ FF_{t-1} \\ CPI_{t-1} \\ USD_{t-1} \\ IP_{t-1} \\ JIIP_{t-1} \end{pmatrix} + \varepsilon_t \quad (5)$$

まず ($\angle NBR$, $\angle FF$, $\angle CPI$, $\angle USD$, $\angle IP$, $\angle JIIP$) 6 变数VECMと同様に, NBR, F F, CPI, USD, IP, JIIPの 6 变数についてラグ 1 次, 2 次, 3 次, 6 次の各ケースでグレンジャー因果性を検定した(第5表)。検定によつて, NBRからはCPI(ラグ 1 次で 5 %の有意性), USD(ラグ 1 次で 1 %, 3 次・6 次で 5 %の有意性)とJIIP(ラグ 1 次で 10 %の有意性)に, FFからはCPI(ラグ 1・3 次で 1 %, 2 次で 5 %, 6 次で 10 %の有意性)とIP(ラグ 1 次で 10 %の有意性)に, CPIからはNBR(ラグ 1・2 次で 1 %, 3 次で 10 %の有意性), USD(ラグ 1～3 次で 10 %の有意性), IP(ラグ 3 次で 5 %, 3 次で 1 %の有意性)とJIIP(ラグ 1 次で 5 %, 2～6 次で 1 %の有意性)に, IPからはNBR(ラグ 1 次で 10 %の有意性), FF(ラグ 1・3 次で 5 %, 2・6 次で 10 %の有意性), CPI(ラグ 1 次で 1 %, 3 次で 10 %, 6 次で 5 %の有意性), とJIIP(2・3 次で 10 %の有意性)に, JIIPからはUSD(ラグ 1 次で 1 %, 2 次で 10 %, 3・6 次で 5 %の有意性)へ, それぞれグレンジャーの意味での因果性があることが示され, 6 变数ともにブロック外生性を持たないことが確認された。

続いて, (NBR, FF, CPI, USD, IP, JIIP) のレベルモデルの 6 变数VARを構築し, 同じくインパルス反応関数を観察する(第2図)。なお本モデルでは各变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

(Cholesky) 分解を仮定する³⁵⁾。計測された(NBR, FF, CPI, USD, IP, JIIP) 6 变数 VAR インパルス反応関数の形状が(第2図)である³⁶⁾。

まず非借入準備の変動に対する他の变数の反応をみる。インパルス反応関数によれば, まず VECM の実証結果と同様に, 1 標準誤差の非借入準備ショックによってFFレートは1期目から3期目までは連続して下降するが(-0.69～1.33標準偏差単位), 4期目以降はプラスに転じて10期後までの累積はプラス(1.08標準偏差単位)になっている(2行1列)。これは, 金融緩和が3ヶ月後までFFレートを引き下げるが, その後は効果を失っていることを示している。同様に金融政策ショックは, ドル実効為替レートにはマイナスの影響(-0.82～-4.63標準偏差単位)を与える, ドル安方向への効果を与えている(4行1列)。また金融政策ショック(金融緩和)が消費者物価を引き下げる(-0.00～-0.03標準偏差単位)「物価パズル」も観察されるが(3行1列), その影響は殆ど無く累積でも7～10期目にはプラス(0.01～0.22標準偏差単位)に転じている³⁷⁾。一方, VECM の分析結果と異なり, 金融政策ショックの工業生産に与える影響はプラス(-0.14～3.19標準偏差単位)であり(5行1列)³⁸⁾, 日本の鉱工

³⁵⁾コレスキーフ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变数を並べる必要がある(松浦・マッケンジー『Eviews』)。

³⁶⁾第2図には, 減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。ただし, VARに含まれる各变数が非定常であるため, 破線は目安に過ぎない。

³⁷⁾「物価パズル」の問題は, 期待インフレ(デフレ)による量的な金融引締め(緩和)が, 物価動向の先行指標となる变数(=中央銀行がインフレ予測に利用できる变数)がVARに含まれていないために金融政策ショックと見做されることに原因があるとされる。宮尾『金融政策』, 28-29ページ他。

³⁸⁾ただし, 注27と同様に, 前節でおこなったグレンジャー因果性テストにおいては, 非借入準備から工業生産への因果性は有意に検出されなかったことには注意が必要である(第5表)。

第5表 グレンジャー因果性テスト②

帰無仮説	F値		F値		F値	
	ラグ1	ラグ2	ラグ3	ラグ6		
FF \Rightarrow NBR	0.2808		0.4784		0.4753	
NBR \Rightarrow FF	0.5780		0.2032		0.3162	
CPI \Rightarrow NBR	7.3129	***	5.4233	***	2.4144	*
NBR \Rightarrow CPI	4.7583	**	0.5491		0.8747	
USD \Rightarrow NBR	7.6617	***	4.5400	***	2.2915	*
NBR \Rightarrow USD	1.8819		4.9185	***	2.7012	**
IP \Rightarrow NBR	2.5696	*	1.2446		0.7913	
NBR \Rightarrow IP	0.1916		0.0250		0.4133	
JIIIP \Rightarrow NBR	1.5083		0.8211		0.4659	
NBR \Rightarrow JIIIP	2.3003	*	0.7142		0.4524	
CPI \Rightarrow FF	1.1362		0.3297		0.7732	
FF \Rightarrow CPI	20.3969	***	4.0102	**	4.4872	***
USD \Rightarrow FF	5.0213	**	2.2287	*	1.6421	
FF \Rightarrow USD	0.9386		0.9819		1.1007	
IP \Rightarrow FF	2.8795	**	2.4104	*	2.9570	**
FF \Rightarrow IP	2.0893	*	1.6359		1.3608	
JIIIP \Rightarrow FF	1.5697		0.2300		0.8490	
FF \Rightarrow JIIIP	0.9139		0.6748		0.7880	
USD \Rightarrow CPI	3.1152	*	0.6363		2.2590	*
CPI \Rightarrow USD	3.6841	*	2.2323	*	2.2646	*
IP \Rightarrow CPI	11.3701	***	1.4002		1.9047	*
CPI \Rightarrow IP	1.7802		1.2974		2.8711	**
JIIIP \Rightarrow CPI	2.1064		0.1960		0.4927	
CPI \Rightarrow JIIIP	4.3140	**	6.4746	***	4.0702	***
IP \Rightarrow USD	0.0118		1.1677		0.7532	
USD \Rightarrow IP	3.6040	*	2.7798	*	2.5487	*
JIIIP \Rightarrow USD	0.0591		0.0821		0.0543	
USD \Rightarrow JIIIP	3.2714	*	1.3363		1.3206	
JIIIP \Rightarrow IP	7.1238	***	2.6068	*	3.5406	**
IP \Rightarrow JIIIP	0.0291		2.6889	*	2.5607	*
						1.5787

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。

業生産に与える影響も僅かにプラス（0.02~1.41標準偏差単位）であった（6行1列）。

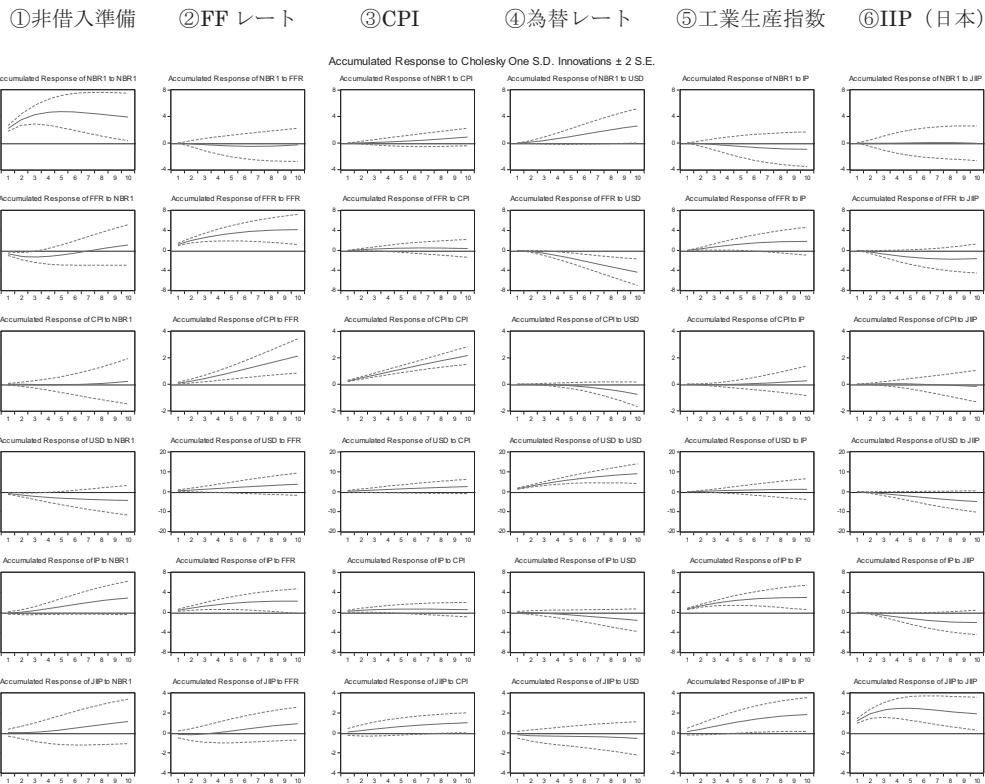
続いて、金融政策ショック以外の変動に対する諸変数のインパルス反応をみる。FFレートの搅乱ショックの影響については（第2列），幅は小さいが非借入準備を減少させ（最大累積で-0.48標準偏差単位），為替レートを上昇させるが（0.47~4.26標準偏差単位），金利ショックが物価を上昇させる「物価パズル」が明確に見られる（0.21~3.00標準偏差単位）。

消費者物価の搅乱ショックについては（第3列），工業生産には6期まで連続してプラス（0.23~0.67標準偏差単位）の影響を与えるが，7期目以降は僅かにマイナスに転じている（10

期目の累積0.52標準偏差程度）。また日本の鉱工業生産には，1期目からプラスの影響を与えている（0.09~1.02標準偏差単位）。またVECMの分析結果と異なり，消費者物価の搅乱ショックは，2期目以降に非借入準備の変動にプラス（0.00~0.89標準偏差単位）の影響を与えており，非借入準備の水準が物価水準を注視して決定されていた可能性が示されている。

実効為替レートの搅乱ショックについては（第4列），工業生産には一貫してマイナスの影響を与えたが（-0.03~-1.61標準偏差単位），日本の鉱工業生産にも僅かながら一貫してマイナスの影響を与えている（-0.18~-1.55標準偏差単位）。またここでもVECMの分析結果と

第2図 インパルス反応関数②（水準モデルVAR）〈ショック〉



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。

異なり、実効為替レートの搅乱ショックは、2期目以降に非借入準備の変動にプラス（0.00～2.58標準偏差単位）の、FFレートの変動にマイナス（0.00～-4.39標準偏差単位）の影響を与えており、為替レートが金融政策決定の先行指標となっていた可能性がある。

工業生産の搅乱ショックについては（第5列）、VECMのケースと同様に自己ショック（0.67～2.97標準偏差単位）とともに、FFレートを2期目から上昇させている（0.00～1.82標準偏差単位）。また工業生産ショックは日本の鉱工業生産にもプラスの影響を与えているが（0.12～1.83標準偏差単位）、VECMと異なり日本の鉱工業生産がアメリカの工業生産に2期目から継続的にマイナス（0.00～-2.04標準偏差単位）の影響を与えていることが示された。

最後に、（NBR, FF, CPI, USD, IP, GDP）6変数VARモデルにおける各変数の変動についての予測誤差の分散分解の検証結果が、（第6-1表）から（第6-6表）に整理してある。まず一つ目に、非借入準備（NBR）の変動への影響（説明力）を見る（第6-1表）。予測誤差の分散分解によれば、FFレートショックの非借入準備の変動への寄与率は、2期後の0.2%から12期後（1年後）の1.3%まで一貫して僅かであり、同様に消費者物価ショックと工業生産の寄与率も、それぞれ12期後までに1.7%と1.3%と殆ど説明力を有しない。実効為替レートショックの寄与率は、2期後の0.3%から6期後には4.8%まで上昇し、12期後には10%まで上昇している。

二つ目に、FFレート（FF）の変動への影響

第6－1表 非借入準備に対する相対的寄与度（予測誤差の分散分解）②

	NBR	FFrate	CPI	USD	IP	J-IIP
1期後	100.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
2期後	99.41	0.20	0.02	0.27	0.08	0.01
3期後	98.22	0.43	0.06	0.97	0.32	0.01
4期後	96.57	0.59	0.12	2.05	0.65	0.02
5期後	94.74	0.67	0.22	3.38	0.95	0.03
6期後	92.94	0.67	0.35	4.80	1.18	0.04
12期後	85.30	1.26	1.70	10.12	1.31	0.30

(注) 数値は%。

第6－2表 FFレートに対する相対的寄与度（予測誤差の分散分解）②

	NBR	FFrate	CPI	USD	IP	J-IIP
1期後	24.98	75.01	0.00	0.00	0.00	0.00
2期後	23.83	67.32	0.59	1.53	3.09	3.63
3期後	19.43	62.36	0.93	4.63	5.75	6.90
4期後	16.72	57.72	1.03	8.65	7.18	8.71
5期後	16.19	53.05	0.98	12.91	7.64	9.23
6期後	16.95	48.66	0.89	16.98	7.54	8.97
12期後	21.48	33.66	0.71	31.83	5.56	6.76

(注) 数値は%。

第6－3表 消費者物価指数に対する相対的寄与度（予測誤差の分散分解）②

	NBR	FFrate	CPI	USD	IP	J-IIP
1期後	0.03	9.16	90.82	0.00	0.00	0.00
2期後	0.01	21.39	77.97	0.00	0.22	0.41
3期後	0.06	29.57	69.76	0.09	0.15	0.37
4期後	0.09	35.19	63.94	0.39	0.14	0.26
5期後	0.07	39.11	59.33	1.00	0.25	0.24
6期後	0.08	41.79	55.40	1.95	0.45	0.32
12期後	3.01	43.20	38.51	13.12	1.48	0.68

(注) 数値は%。

第6－4表 実効為替レートに対する相対的寄与度（予測誤差の分散分解）②

	NBR	FFrate	CPI	USD	IP	J-IIP
1期後	21.54	7.06	1.40	69.99	0.00	0.00
2期後	22.27	6.11	2.22	66.38	0.54	2.47
3期後	21.02	6.09	2.71	63.74	0.95	5.49
4期後	19.45	6.38	3.03	61.67	1.18	8.29
5期後	18.07	6.75	3.26	59.97	1.28	10.66
6期後	16.98	7.12	3.45	58.57	1.31	12.56
12期後	14.45	8.81	4.36	2.61	1.18	17.13

(注) 数値は%。

第6－5表 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）②

	NBR	FFrate	CPI	USD	IP	J-IIP
1期後	2.95	23.45	7.60	0.02	65.98	0.00
2期後	3.09	25.61	6.31	0.29	60.91	3.78
3期後	7.15	25.04	5.08	0.82	53.67	8.24
4期後	11.88	23.55	4.17	1.56	47.35	11.49
5期後	16.10	21.97	3.54	2.46	42.54	13.39
6期後	19.50	20.57	3.14	3.46	39.06	14.25
12期後	26.40	17.04	2.83	8.59	31.89	13.24

(注) 数値は%。

第6－6表 日本経済（IIP）に対する相対的寄与度（予測誤差の分散分解）②

	NBR	FFrate	CPI	USD	IP	J-IIP
1期後	0.03	1.43	0.55	2.33	1.07	94.60
2期後	0.02	1.07	1.28	2.05	3.41	92.16
3期後	0.10	1.16	2.03	1.90	6.14	88.66
4期後	0.46	1.82	2.68	1.80	8.63	84.60
5期後	1.18	2.79	3.14	1.72	10.48	80.69
6期後	2.14	3.78	3.43	1.66	11.62	77.38
12期後	6.64	6.25	3.70	2.16	12.20	69.07

(注) 数値は%。

をみる（第6－2表）。予測誤差の分散分解によれば、1期目には75%だが2期目以降漸減して12期後には33.7%の寄与率である自己ショックとともに、非借入準備ショックの影響が大きく、1期目の25%から12期後の21.5%まで、20%前後の寄与率を保っている。また工業生産ショックのFFレートの変動への寄与率も、2期後の3.1%から6期後には7.6%まで上昇、12期目まで6%前後を維持している。実効為替レートショックの寄与率は2期目の1.5%から6期目には17%まで上昇し、12期目には31.8%の高い説明力を有するようになっている。

三つ目に、消費者物価指数（CPI）の変動への影響をみる（第6－3表）。予測誤差の分散分解によれば、FFレートショックの消費者物価の変動への寄与率は、1期目の9.2%から2期後には21.4%まで上昇し、それ以降は12期後（1年後）には43.2%まで上昇している。また実効為替レートショックの消費者物価の変動への寄与率は、5期後まで1%未満とネグリジブルだが、12期後には13.1%を占めている。

四つ目に、実効為替レート（USD）の変動への影響をみる（第6－4表）。予測誤差の分散分解によれば、1期日の70%から6期後まで漸減しつつも58.6%の寄与率がある自己ショックとともに、非借入準備ショックの影響が大きく、1期日の21.5%から12期後の14.5%まで寄与率を保っている。

五つ目に、工業生産指数（IP）の変動への影響をみる（第6－5表）。予測誤差の分散分解によれば、1期日の66%から12期後まで漸減しながらも31.9%以上の寄与率がある自己ショックを除けば、FFレートショックと非借入準備ショックの影響が大きく、1期日の23.5%から6期後まで20%の寄与率を維持している前者と、1期日の3%から12期日の26.4%まで寄与率を急上昇させている後者が大きな影響を与えている。また1期日に0%の寄与度だが12期目には

8.6%の説明力を持つ実効為替レートショックや、同じく1期目には0%ながら12期目の13.2%まで影響力を急増させている日本の鉱工業生産の変動も重要である。

六つ目に、日本の鉱工業生産指数（JIIP）ショックの変動への影響をみる（第6－6表）。予測誤差の分散分解によれば、工業生産ショックが1期日の1.1%から12期後の12.2%まで寄与率を上昇させ、消費者物価ショックも1期日の0.6%から12期日の3.7%の説明力を持っているが、12期目にはそれぞれ6.6%と6.3%の説明量をもつ非借入準備とFFレートの影響もあることが示されている。

以上のように、本稿が追加的に構築したレベル変数の（NBR, FF, CPI, USD, IP, JIIP）6変数VARによる検証結果は、（ ΔNBR , ΔF , ΔCPI , ΔUSD , ΔIP , $\Delta JIIP$ ）6変数VECMとも概ね整合的なインパルス反応が得られた。このことから6変数VECM全体が妥当であり、その検証結果の頑健性が確認された。

5.まとめ

(1) 分析結果

本稿では、1979～82年におけるアメリカ金融政策とアメリカ国内経済さらには日本の実体経済がどの様に影響を与えあっていったかについて、①非借入準備（NBR）、②FFレート（FF）、③消費者物価指数（CPI）、④ドル実効為替レート（USD）、⑤工業生産指数（IP）、⑥（日本）鉱工業生産指数（JIIP）の6変数の定常性についてADF検定をおこなった上で、（ ΔNBR , ΔFF , ΔCPI , ΔUSD , ΔIP , $\Delta JIIP$ ）6変数VECM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、 ΔNBR からは ΔFF と ΔUSD に、 ΔFF からは ΔCPI 、 ΔUSD と $\Delta JIIP$ に、 ΔCPI からは ΔIP と $\Delta JIIP$ に、 ΔIP からは ΔFF 、 ΔCPI 、 ΔUSD と $\Delta JIIP$ に、 $\Delta JIIP$ からは ΔU

SDへ、それぞれグレンジャーの意味での因果性が検出された。すなわち、非借入準備からFFレートと実効為替レートへ、FFレートから消費者物価指数、実効為替レート、鉱工業生産指数（日本）に、消費者物価指数からは工業生産指数と鉱工業生産指数（日本）に、工業生産指数からはFFレート、消費者物価指数、実効為替レート、鉱工業生産指数（日本）に、鉱工業生産指数（日本）からは、実効為替レートに、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、単位根検定、共和分検定を踏まえた上で、($\triangle NBR$, $\triangle FF$, $\triangle CPI$, $\triangle USD$, $\triangle IP$, $\triangle JIIP$) 6変数VECM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。インパルス反応によれば、まず非借入準備の変動は、FFレートとドル実効為替レートにマイナスの影響を与えたが、消費者物価と工業生産への影響は僅かなものに止まった。次にFFレートの変動は、非借入準備を減少させ、為替レートを上昇させた。消費者物価の変動は、工業生産と日本の鉱工業生産にはプラスの影響を与えていた。また実効為替レートの変動は、工業生産には僅かなプラスの、日本の鉱工業生産にはマイナスの影響を与えていた。そして工業生産の変動は、大きな自己ショックとともにFFレートを2期後から上昇させ、日本の鉱工業生産にも一貫してプラスの影響を与えていたが、逆に日本の鉱工業生産ショックもアメリカの工業生産に僅かなプラスの影響を与えていた。

三つ目の検証として、予測誤差の分散分解をおこない、各変数の変動に対する寄与度を計測した。まず非借入準備の変動についての説明力は、FFレートショックの寄与率が2期後に11.2%で12期後（1年後）には26.9%，消費者

物価ショックの寄与率は2期後の1.2%でそれ以降は12期後まで7%前後、実効為替レートショックの寄与率は2期後の2.0%でそれ以降は12期後まで3%前後であった。次にFFレートの変動への影響は、12期後まで一定して45%前後の寄与率である自己ショックとともに、非借入準備ショックの寄与率が非常に大きく、1期目に52.8%から12期後まで40%前後、工業生産ショックの寄与率が2期後の4.2%でそれ以降は12期後まで11%前後であった。また消費者物価指数の変動への影響は、FFレートショックの寄与率は、2期後に2.6%でそれ以降は12期後には6.8%，非借入準備ショックの寄与率は2期後の0.6%だが12期後に6.0%まで上昇していた。また実効為替レートの変動への影響は、1期目の72.7%から12期後まで50%前後の寄与率がある自己ショックとともに、非借入準備ショックの寄与率が大きく、1期目に24.2%で12期後には33.2%を維持していた。そして工業生産指数の変動への影響は、FFレートショックの寄与率が大きく、1期目の19.1%から12期後の30.2%まで漸増させていた。

最後に日本の鉱工業生産指数の変動への影響は、工業生産ショックの寄与率が1期目の13.3%から12期後の15.0%まで一定して10～13%以上の、消費者物価ショックの寄与率も1期目は1.6%だが2期目以降は10～15%の、それぞれ大きな影響を与えていた。

(2) 結論と課題

以上の本稿の分析で、明らかになった重要な検証結果をまとめると、一つ目としては、本稿の主要な検証目的である当該期の量的金融政策と物価・生産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、アメリカの金融政策の量的指標（非借入準備）からは消費者物価指数と工業生産指数の変動への説明力がないことが示された。またVECM

³¹⁾ただし、前節で見たように、為替レートから日本の鉱工業生産へは、グレンジャー因果性は有意に検出されていない（第3表）。

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は、非借入準備ショックから消費者物価指数と工業生産への動学的な波及効果は、定量的には僅かしか確認されなかった（それぞれの寄与率は1年後までに約6%と1.7%）。この検証結果は、当該期のFRBの金融引締め政策が景気悪化を招いたがインフレを抑制したという通説とは異なるものである。

二つ目は、アメリカ経済と日本経済の関係についてである。本稿の検証からはアメリカの量的引締め政策による日本経済への直接的なスピルオーバーは検出されなかった。ただし、グレンジャー因果性検定ではアメリカの消費者物価指数と工業生産指数から日本の鉱工業生産指数へはどのラグ次においても（1～5%の有意性）で説明力があることが示され、追加検証でもそれが確認された³⁹⁾。またVECMと追加検証のレベル変数VAR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、アメリカの消費者物価指数と工業生産指数ショックから日本の鉱工業生産指数への動学的な波及効果が存在することが定量的に実証された（VECMでの寄与率は1年後までにそれぞれ約11%と15%）。このことは当該期の日本経済が、アメリカの物価変動や景況によって大きな影響を受けていたことを示している。一方、日本経済からアメリカ経済への影響は、グレンジャー因果性検定で説明力があることが示されたが、VECM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では殆ど影響（1年後の寄与率1.7%）がなかった一方で、追加検証のレベル変数VARでは有意にマイナスの影響（1年後の寄与率13%）が確認された。

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。まず本稿のVECM分析とVARモデル分析の限界がある。VECMを含むVAR

³⁹⁾ただし後者の関係については、追加検証ではラグ2・3次のときのみとなった。

モデル分析の手法が、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ためのモデルであることから、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因果関係があるわけではない。またVARモデルで金融政策を扱う際にしばしば問題となる「物価パズル」の影響を排除できていない可能性がある。こうした問題を解決するためには一般物価に先行すると想定される「先行物価」指標をVARモデルに加え、金融政策がそれと同時点で反応すると仮定する手法などを取る必要があるかもしれない⁴⁰⁾。

そして、検証したサンプル期間の問題がある。本稿では量的指標を用いた金融政策レジーム期間（1979年10月～82年9月）のみを分析対象とするため、前後の数カ月を含めてもサンプル数が極めて限定された分析となった。週次もしくは日次のデータを用いたモデルを構築するなどすることで、既述の変数追加の問題も解決する可能性がある。いずれも今後の検討課題といい。

⁴⁰⁾想定される先行物価としては、卸売物価指数などが考えられる。細野薫・杉原茂・三平剛史『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、2001年、152-153ページ他。