

【論文】

北海道マクロ経済と非伝統的金融政策

山本 康裕

1. はじめに

日本銀行は、1999年2月にゼロ金利政策を開始した。これを日本の非伝統的金融政策の開始時点であると考えれば、日本銀行の非伝統的金融政策の歴史は20年の時を刻んだことになる。ただし、ゼロ金利政策は金利が政策手段と考えれば、伝統的金融政策の範疇に収まるかもしれない。2001年3月に量的緩和政策（QE）が開始され、金融政策手段が明確に短期金利ではなく、マネタリーベースを構成する日本銀行当座預金残高になった。その後、ゼロ金利が解除された時期もあるが、コールレートはゼロ近傍の水準を維持し、2010年10月には包括緩和政策、2013年4月には量的・質的金融緩和政策（QQE）、2016年1月にはマイナス金利付き量的・質的金融緩和政策、2016年9月には長短金利操作付き量的・質的金融緩和政策（YCC）などの非伝統的金融政策が導入されてきた。この期間中の金融政策には様々な手法が用いられたが、2001年3月のQE政策以降の主要な金融政策手段は、マネタリーベースであると言えよう¹。

この非伝統的金融政策に関する実証研究は、2つのタイプに分類できる。それは、非伝統的金融政策が金融市場において長期金利の低下などの金融緩和効果を発揮しているかというタイプの研究と非伝統的金融政策が実体経済を改善しているかというタイプの研究に分類できる。前者のタイプの先行研究は膨大な数にのぼるが、後者のタイプの時系列分析による実証研究は、QQE発動後、急速に蓄積が進行している。後者のタイプの先行研究においてVARモデルを用いて、マネタリーベースの増大が実体経済、特に生産を改善しているかを分析した先行研究においては、推定期間や内生変数にいかなるマクロ経済変数を用いるかでその結論が異なっている。本多・黒木・立花（2010）、原田・増島（2009）、宮尾（2016）、宮本（2016）、Miyao and Okimoto（2017）においては、マネタリーベースの増大ショックが生産を増大させるが、飯星・梅田・脇田（2011）、得田（2016）においては、そのような結果は得られていない。

非伝統的金融政策の労働市場に与える効果を明確に取り扱った時系列分析による先行研究は、多くはない。前川・小村・永田（2015）においては、マネタリーベースの増大ショックは、有効求人倍率を増加させ、得田（2016）、宮本（2016）においては、失業率を低下させることが明らかとなっ

¹ Miyao and Okimoto (2017)

ている。これらの先行研究においては、非伝統的金融政策はいずれも労働市場を改善させると結論付けている。ただし、得田(2016)においては非伝統的金融政策ショックに対して生産は増大しないが、宮本(2016)では生産が増大するとしており、この点に関しては意見が分かれている。宮本(2016)は、構造VARモデルによる実証分析とDSGEモデルを併用し、マネタリーベースの増大は、生産と物価を上昇させ、かつ失業率を低下させるが、実質賃金を引き上げる効果は弱いと結論付けている。その理由は、労働者の賃金交渉力が弱く、所定内給与が非弾力的であることを構造VARモデル及びDSGEモデルにおけるインパルス反応分析から導出している。宮本(2016)における構造VARモデルの変数の順番は、鉱工業生産指数(又は失業率)、消費者物価指数によるインフレ率(又は名目賃金)、コールレート、マネタリーベース、金融変数(日経平均、名目実効為替相場、長期金利)であり、制約はリカーシブ制約である。推定期間は、QEの開始された2001年3月から2015年11月である。確認された金融政策の波及経路は株価のみであった。

Miyao and Okimoto(2017)の構造VARモデルの変数の順番は、実質GDP、消費者物価指数によるインフレ率、マネタリーベース、長期金利、株価(又は名目実効為替相場)であり、制約はブロック・リカーシブ制約である。推定期間は2001年3月から2015年12月とQQE期を含まない2001年3月から2012年12月の異なる期間で分析を行っている。前者の推定期間においても、後者の推定期間においても、マネタリーベースショックは、生産とインフレ率を上昇させるが、QQE期を含む前者の推定期間において、より大きく持続的に生産とインフレ率は増大する。また金融変数は、マネタリーベースショックに対してQQE期を含む推定では、持続的に金融緩和的なインパルス反応を示すが、QQE期を含まない推定では、有意ではないが非緩和的な反応を示す期間がある。よって、QQEの導入はマネタリーベース増大の実体及び金融経済に与える効果を明確にしたとしている。また、全推定期間において平滑推移VARモデル(smooth transition VAR model)を用いて、マネタリーベースを積極的に拡大した金融緩和期とそうではない金融緩和期を識別し、前者の期間においてマネタリーベースショックがより効果的な金融緩和効果があったという構造VARモデルの推定と同様の推定結果を導出している。

地域ごとに景気状態や産業構造が異なるため、全国一律に行われる金融政策の効果が地域間で異なることは自明である。よって、金融政策が地方の実体経済にいかなる効果をもたらすかを分析した先行研究は多くはない。伝統的金融政策が地方経済に与える効果を分析したものに家森(2002)、大越(2011)があり、非伝統的金融政策のそれを分析したものに井口(2009)があるが、いずれも特定の県を分析対象としていない。山本(2018a)、山本(2018b)、山本(2019)において、マネタリーベースの増大が青森、秋田、岩手県の生産、失業率、物価に与える効果に関して時系列分析を行った。その結果は、3県間で異なっており、非伝統的金融政策の波及経路もまちまちであった。これらの結果は、北東北3県の経済構造を捉えるヒントになるかもしれない²。

² この研究課題を始めるにあたって、DSGEモデルを用いた分析を採用することも考えたが、青森県の経済構造が日本経済とは異質である可能性を考慮すると、全国レベルのDSGEモデルを青森県に敷衍・適用することに

本研究は、北海道における非伝統的金融政策の効果を明らかにするため、本多・黒木・立花 (2010)、宮本 (2016)、Miyao and Okimoto (2017) を参考にして、構造VARモデルによりマネタリーベースの増大が、北海道の生産、消費、失業率、物価に如何なる効果をもたらすかを分析する。この事が本研究の主要な目的である³。また、VARモデルに長期金利、株価、為替相場などの金融変数を含めることで北海道における非伝統的金融政策の波及経路を探る。この事は、北海道の経済構造の特徴を把握する端緒となるかもしれない。

論文の構成は以下となる。2章では、推定に用いる構造VARモデルとデータの説明をする。3章では、非伝統的金融政策が、全国と北海道のマクロ経済にいかなる影響を与えたかを5変数のVARモデルにて推計し、北海道経済の特徴を分析する。4章、5章では、変数に金融変数を加えることで、北海道における非伝統的金融政策の波及経路を分析し6章で結論を述べる。

2. 推定式とデータ

2.1 推定式

推定式は、非伝統的金融政策ショックを識別するためにリカーシブ制約を課した下記のVARモデルを用いる。変数の順番は、全国の経済活動に関する変数、北海道の経済活動に関する変数、金融政策変数、金融変数と並べる。これは、中央銀行が金融政策変数を決定する際に経済活動に関する変数を観測しているが、実体経済の変数は金融政策変数に一期遅れて反応すること、対して金融変数はすぐに反応すると仮定していることを意味する。この仮定は、金融政策の効果を分析する際に採用される標準的な仮定である。

$$B_0 X_t = c + B(L) X_t + \varepsilon_t$$

$$X_t = \begin{bmatrix} AIY_t \\ JCPI_t \\ Y_t(U_t, CS_t) \\ CPI_t \\ MB_t \\ FV_t \end{bmatrix} B_0 = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ b_{21} & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ b_{31} & b_{32} & 1 & 0 & 0 & 0 \\ b_{41} & b_{42} & b_{43} & 1 & 0 & 0 \\ b_{51} & b_{52} & b_{53} & b_{54} & 1 & 0 \\ b_{61} & b_{62} & b_{63} & b_{64} & b_{65} & 1 \end{bmatrix} B_k = \begin{bmatrix} b_{11,k} & b_{12,k} & b_{13,k} & b_{14,k} & b_{15,k} & b_{16,k} \\ b_{21,k} & b_{22,k} & b_{23,k} & b_{24,k} & b_{25,k} & b_{26,k} \\ b_{31,k} & b_{32,k} & b_{33,k} & b_{34,k} & b_{35,k} & b_{36,k} \\ b_{41,k} & b_{42,k} & b_{43,k} & b_{44,k} & b_{45,k} & b_{46,k} \\ b_{51,k} & b_{52,k} & b_{53,k} & b_{54,k} & b_{55,k} & b_{56,k} \\ b_{61,k} & b_{62,k} & b_{63,k} & b_{64,k} & b_{65,k} & b_{66,k} \end{bmatrix} \quad (1)$$

t は時点である。 X_t は内生変数ベクトルであり、 AIY_t は全国の経済活動水準、 $JCPI_t$ は全国の物価、 Y_t は北海道の生産（または、 U_t は北海道の完全失業率、 CS_t は北海道の消費水準）、 CPI_t は北海道の

躊躇があった。その点、VARモデルであれば、モデルに頼らずに分析できるため、非伝統的金融政策の地方経済に与える効果の計測に時系列分析を選択した。

³ 量的緩和政策の効果を分析した実証分析においては、本多など (2010) や原田など (2009) に見られようにまずは金融政策の波及経路を限定せずに分析するアプローチがしばしば採用されている。金融政策の波及経路は複雑であり、これらの波及経路は相互に排除するものではなく、複数の経路が総合的に効果をもたらすことがその理由であろう。

物価、 MB_t はマネタリーベース、 FV_t は金融変数ベクトルであり、長期金利 ($R10_t$)、実質及び名目実効為替相場 (RFX_t 、 NFX_t)、株価 ($STOCK_t$) である。 FV_t に複数の金融変数が入る場合は、同時点係数行列 B_0 と B_k の次数は変数の数に応じて増大する。 B_0 は同時点係数行列であり、リカーシブ制約を表す。 B_k は各時点の係数行列、 L はラグオペレータ、 k はラグ次数、 c は定数項である。 ε_t はイノベーションベクトルであり、各要素は互いに無相関である。

なお本研究では、マクロ経済変数の非定常性は無視して、階差を取らずレベルにて推定を行う。これは、全ての変数についてレベルで推計すればパラメータ推定の一致性が確保されるという根拠に基づいている。近年では、このようにレベルのまま推定している先行研究が多く見られるようになった。

2.2 時系列データ

推定期間は、宮本 (2016)、Miyao and Okimoto (2017) を参考に量的緩和政策が導入された2001年3月を開始時点とする。推定期間の終わりは、筆者の行った青森、秋田、岩手県の実証分析と比較するため2017年12月とした。使用する時系列データは、全て月次データであり、その詳細は下記となる。

表1：時系列データ⁴

変数名	使用するデータ	説明	出所
AIY：日本経済の活動水準	全産業活動指数	農業分門を除き、2010年=100、季節調整済み	経済産業省
JY：全国の生産高	鉱工業生産指数	2010年=100、X-12-ARIMAにて季節調整済み	経済産業省
JCS：全国の消費水準	地域別総合消費指数	2005年=100、季節調整済み	内閣府
JCPI：全国の物価水準	消費者物価指数	生鮮食料品を除く総合、2015年=100、X-12-ARIMAにて季節調整済み	総務省統計局
JU：全国の完全失業率	完全失業率	X-12-ARIMAにて季節調整済み	総務省統計局
Y：北海道の生産高	北海道鉱工業生産指数	2015年=100、X-12-ARIMAにて季節調整済み	経済産業省 北海道経済産業局 総務企画部 企画調査課
CS：北海道の消費水準	北海道地域別総合消費指数	2005年=100、季節調整済み	内閣府
U：北海道の失業率	北海道完全失業率	四半期データをX-12-ARIMAにて季節調整をかけ、当該期間3か月は同一の値を用いる。	総務省統計局
CPI：北海道の物価水準	北海道地方消費者物価指数	生鮮食料品を除く総合、2015年=100、X-12-ARIMAにて季節調整済み	総務省統計局
TR：外国人宿泊客数	北海道の外国人宿泊客数	北海道の外国人の延べ宿泊者数をX-12-ARIMAにて季節調整を施している	北海道庁経済部観光局
MB：金融政策変数	マネタリーベース	X-12-ARIMAにて季節調整済み	日本銀行
STOCK：株価	日経平均	X-12-ARIMAにて季節調整済み	日本経済新聞社
R10：長期金利	日本国債10年物利回り	月末終値、X-12-ARIMAにて季節調整済み	Investing.com 日本
RFX：実質実効為替相場	実質実効為替相場	2010年=100、X-12-ARIMAにて季節調整済み	日本銀行
NFX：名目実効為替相場	名目実効為替相場	2010年=100、X-12-ARIMAにて季節調整済み	日本銀行

⁴ 北海道の鉱工業生産指数の入手の際には、経済産業省・大臣官房・調査統計グループ・経済解析室及び経済産業省・北海道経済産業局・総務企画部・企画調査課のご協力を得た。記して感謝いたしたい。

失業率と長期金利以外の変数は、季節調整後の値を対数化し100を乗じている。北海道の生産高には鉱工業生産指数を用いるが、この指数は全産業の生産をカバーしてはいない。よって、北海道全体の生産活動を表す代理変数として完全失業率も推定に用いることにする。ただし、この変数は、総務省統計局による四半期データの推定値であり、この点に留意が必要である。また同様の理由から北海道全体の経済活動水準を表す代理変数として地域別総合消費指数も用いる。この指数は、各種の地域ブロック別・都道府県別の経済データなどを基に地域ブロック内の支出動向を迅速かつ総合的に把握するために試算された地域別支出総合指数 (RDEI) を構成する指数の1つである⁵。

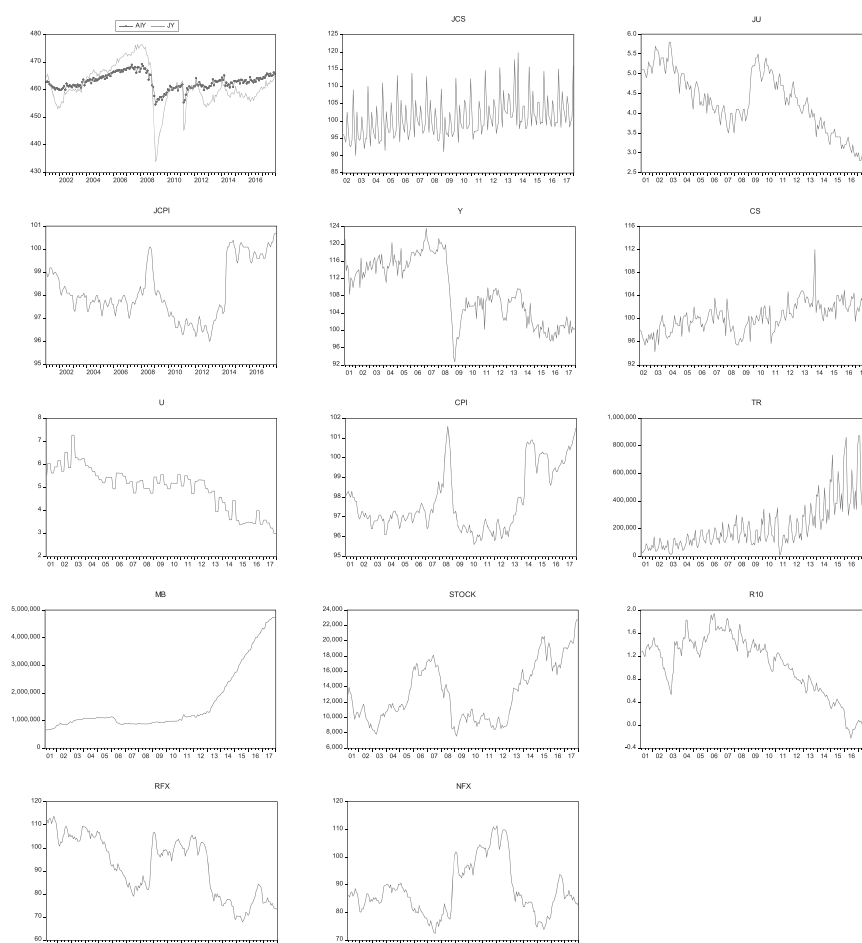


図1. 時系列データ⁶

⁵ 地域別消費総合指数の公開開始時点は、2002年4月となっており、この指数を用いる推定においては、推定期間の開始時点が遅れている。

⁶ AIY、JY、JU、JCPI、U、CPI、TR、MB、STOCK、R10、NFX、RFXは原データ、JCS、Y、CSは季節調整済みデータを図示している。

3. 非伝統的金融政策ショックに対する北海道マクロ経済の反応（5変数 VAR モデル）

北海道の生産（鉱工業生産指数）、消費水準（地域別総合消費指数）、失業率及び物価のマネタリーベースショックに対するインパルス反応を5変数VARモデルにて導出し、全国レベルのインパルス反応と比較を行う。

3.1 生産を含むVARモデルにおける金融政策ショックに対するインパルス応答関数

北海道においては、5変数VARモデル（AIY、JCPI、Y、CPI、MB）を推定し、全国においては、3変数VARモデル（JY、JCPI、MB）を推定し、両モデルにおけるマネタリーベースショックに対する生産と物価のインパルス応答関数を導出する。この2つのVARモデルのラグ次数は、AIC基準により3を選択した。

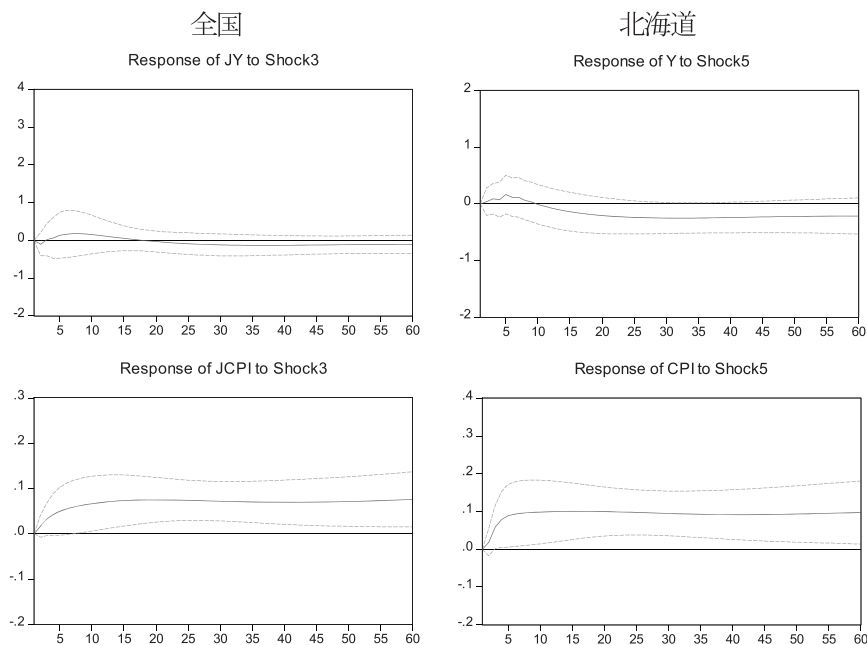


図2. 全国と北海道の金融政策ショックに対する生産と物価のインパルス応答関数

図2の左の列が全国のマネタリーベースショックに対する生産（JY）と物価（JCPI）のインパルス応答関数であり、右の列が北海道の生産（Y）と物価（CPI）のそれである。列の上段が生産のインパルス応答関数、下段が物価のそれである。生産のインパルス反応は、全国及び北海道において有意な反応を示していない。北海道に置いては、むしろ統計的に弱い意味でマイナスの反応を示しているかもしれない。

物価に関しては、全国においては、金融政策ショック直後から統計的に弱い意味でプラスの反応

を示し、6か月後程度から有意にプラスの反応を示している。北海道の物価は、3か月後から有意にプラスの反応を示しており、全国と同時期に物価が上昇している。山本（2018b）と山本（2019）で行った同様の5変数VARモデルにおいて、青森県と秋田県の物価は金融政策ショックの10か月後、岩手県の物価は金融政策ショックの15か月後に有意にプラスの反応を示し、全国と比較して遅れて反応している。よって、北海道の物価が全国と比して遅れて反応していないということは、北海道マクロ経済の特徴の一つと言えよう。

3.2 消費水準を含むVARモデルにおける金融政策ショックに対するインパルス応答関数

前節の生産を含む5変数VARモデルにおいては、マネタリーベースの増大に対して生産は全国と北海道において有意な反応を示していない。この生産に関するデータである鉱工業生産指数は全産業の生産をカバーしていない（第2次産業のGDPに占めるシェアは全国では25%程度、北海道では17%弱である）。よって、経済活動全体を反映する代理変数を用いた分析が必要である。また、近年の非伝統的金融政策の実証研究において、QQEの効果を測るには生産ではなく経済厚生を用いるべきであり、消費水準、所得、賃金を金融政策の目標とした分析が必要ではないかという議論が存在する。よって、本節の5変数VARモデルにおいては生産の代わりに消費水準を用いる。当該期の消費水準は、当該期の全産業の生産水準を反映している事も想定している。

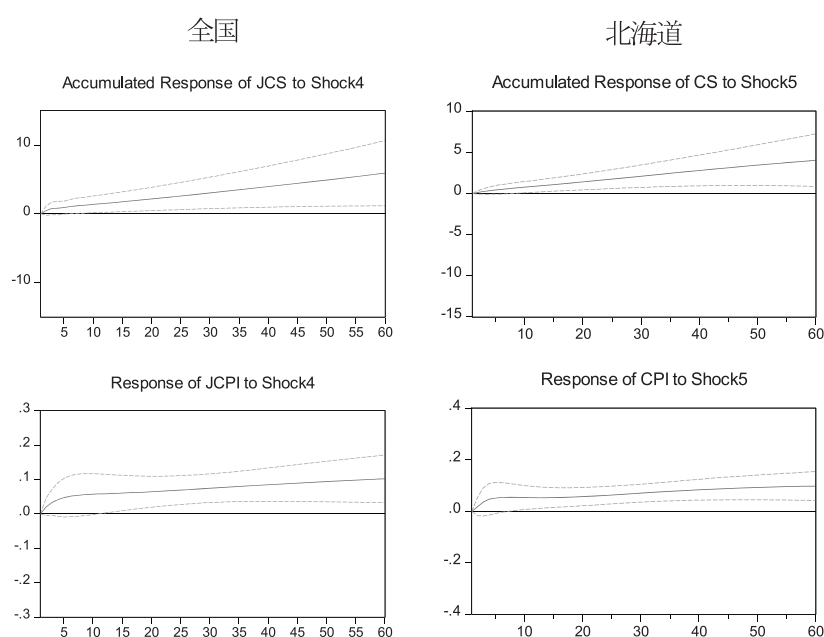


図3. 全国と北海道の金融政策ショックに対する消費と物価の（累積）インパルス応答関数

北海道においては、5変数VARモデル(AIY、JCPI、CS、CPI、MB)を推定し、全国においては、4変数VARモデル(AIY、JCPI、JCS、MB)を推定し、両モデルにおけるマネタリーベースショックに対する消費と物価のインパルス応答関数を導出する。全国のVARモデルのラグ次数は、AIC基準により3、北海道のラグ次数は、同じくAIC基準により2を選択した。消費水準に用いるデータである地域別総合消費指数の公開開始は、2002年4月である。この事とAIC基準により定めたラグ次数により全国の推定期間の開始時点は2002年7月、北海道のそれは2002年6月となり、終点は今まで通り2017年12月である。

図3の左の列が全国のマネタリーベースショックに対する消費水準(JCS)と物価(JCPI)の(累積)インパルス応答関数であり、右の列が北海道の消費水準(CS)と物価(CPI)のそれである。列の上から1段目が消費水準の累積インパルス応答関数、2段目が物価のインパルス応答関数である。消費水準に関しては、金融政策ショックに対して全国においても北海道においても5か月後に有意にプラスの反応を示している。物価に関しては、全国では統計的に弱い意味で金融政策ショックに対して0か月後からプラスに、10か月後に有意にプラスの反応を示している。北海道の物価は、7か月後から有意にプラスの反応を示している。よって、この消費水準を使用するモデルにおいて、北海道の実体経済は、金融政策ショックにより改善している事が伺える。また、この金融政策ショックに対して北海道経済の改善が示される時期は、全国とほぼ同時期であることが消費と物価のインパルス応答関数から読み取れ、前節と同一の傾向を示している。

3.3 失業率を含むVARモデルにおける金融政策ショックに対するインパルス応答関数

本節では、経済活動全体の代理変数として完全失業率を用いた分析を行う。また、これは宮本(2016)などと同様に非伝統的金融政策が労働市場に与える効果を明示的に取り扱う意味も含んでいる。北海道においては、5変数VARモデル(AIY、JCPI、U、CPI、MB)を推定し、全国においては、4変数VARモデル(AIY、JCPI、JU、MB)を推定し、両モデルにおけるマネタリーベースショックに対する失業率と物価のインパルス応答関数を導出する。全国のVARモデルのラグ次数は、AIC基準により3、北海道のラグ次数は、同じくAIC基準により4を選択した。

図4の左の列が全国の金融政策ショックに対する失業率(JU)と物価(JCPI)のインパルス応答関数であり、右の列が北海道の失業率(U)と物価(CPI)のそれである。列の上段が失業率のインパルス応答関数、下段が物価のインパルス応答関数である。

全国の失業率は金融政策ショック発生直後から有意にマイナスの反応を示し、北海道の失業率は4か月後から統計的に弱い意味で、6か月後から有意にマイナスの反応を示している。山本(2018b)及び山本(2019)で実行された同一の分析においては、青森、秋田県の失業率は、金融政策ショックに対して、8か月後程度から有意にマイナスの反応を示し、岩手県のそれは、約13か月後から有意にマイナスの反応を示している。よって、失業率においても北海道の反応は、東北3県よりは早く反応している。

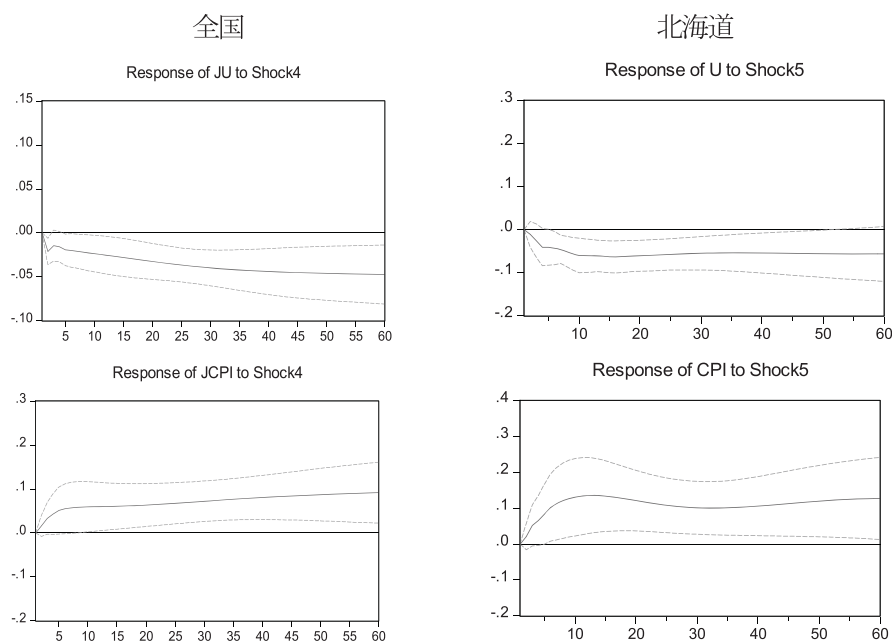


図4. 全国と北海道の金融政策ショックに対する失業率と物価のインパルス応答関数

物価に関しては、全国の物価は、金融政策ショックに対して、ショックの発生直後から統計的に弱く、6か月後程度から有意にプラスの反応を示している。それに対して、北海道の物価は、3か月後から統計的に弱く、5か月後程度から有意にプラスの反応を示しており、全国とほぼ同時期に上昇していることになる。

以上の金融変数をVARモデルに含めない（金融政策の波及経路を特定しない）分析の北海道に関わる結果をまとめると、マネタリーベースの増大に対して、北海道の生産は金融緩和を反映した反応を示さない。これは、全国と同様の結果である。北海道の消費水準、失業率、物価は、マネタリーベースの増大に対して統計的に有意に金融緩和を反映した反応を示す。また、消費水準、物価の上昇が統計的に有意となるのは、全国とほぼ同時期であり、失業率に関しては全国よりも4か月程度遅れているが、東北3県と比較すると大きな遅延とは言えない。北海道のマクロ経済の特徴は、非伝統的金融政策に対してマクロ経済が改善する時期が全国と比較して大きな後れを伴わないことであろう。これらが本稿の主要な結論である。

次章では、失業率を含むVARモデルを用いて、北海道経済に対する非伝統的金融政策の波及経路を探っていく。この事は、北海道のマクロ経済の特徴をつかむ端緒となりえるかもしれない。

4. 北海道経済における非伝統的金融政策の波及経路 I：8変数 VAR モデル

本節では、金融変数（長期金利、為替相場、株価）を全て含む8変数VARモデルを用いて北海道経済におけるマネタリーベースショックの波及経路を探ってゆく。為替相場に実質実効為替相場と名目実効為替相場を用いる2パターンの分析を行う。

4.1 実質実効為替相場を用いる8変数VARモデル分析

4.1.1 Grangerの因果性検定

実質実効為替相場RFXを含む8変数VARモデル（AIY、JCPI、U、CPI、MB、R10、RFX、STOCK）におけるGrangerの因果性検定のp値は下記の表2となる⁷。

表2：RFXを含む8変数VARモデルのGrangerの因果性検定のp値

原因変数	結果変数							
	AIY	JCPI	U	CPI	MB	R10	RFX	STOCK
AIY	—	0.7958	0.2013	0.3715	0.116	0.7336	0.7859	0.1316
JCPI	0.9219	—	0.0578	0.098	0.3563	0.966	0.1379	0.0275
U	0.0039	0.7846	—	0.4432	0.3978	0.8937	0.8241	0.7428
CPI	0.3625	0.1542	0.0312	—	0.1504	0.9939	0.3292	0.0075
MB	0.0121	0.7848	0.0202	0.5179	—	0.2291	0.1263	0.2721
R10	0.296	0.788	0.9113	0.5251	0	—	0.079	0.5581
RFX	0.0518	0.0114	0.0697	0.0002	0.4072	0.581	—	0.1091
STOCK	0.144	0.7108	0.5183	0.5784	0.5865	0.0835	0.0003	—

このGrangerの因果性検定の有意水準を10%に設定すると、マネタリーベースMBを出発点として、北海道の失業率Uと物価CPIへ至るような因果性の関係は存在しない⁸。

4.1.2 インパルス応答関数

この実質実効為替相場を含む8変数VARモデルにおけるマネタリーベースショックに対する各変数のインパルス応答関数は図5となる。ラグ次数はAIC基準により2を選択した。

図5の1行1列目のグラフでは、金融政策ショックに対して日本経済の活動水準AIYが30か月後程度から統計的に弱くプラスの反応をしている。1行2列目のグラフでは全国の物価水準JCPIが0か月後から弱く、20か月後に有意にプラスの反応している。1行3列目のグラフでは北海道の

⁷ この8変数VARモデルのラグ次数はAIC基準により2を選択した。この8変数の最大和分次数は1であったので、Toda and Yamamoto (1995)の方法に従いラグ次数3のVARモデルを推定し、Grangerの因果性検定を実行する。これは、中川(2002)、小野(2012)及び野村(2016)を参考とした。以下の分析においても同様の対応を行う。

⁸ ただし、ラグ次数をLR基準により5を選択すると、同様の因果性検定から「MB→RFX→JCPI→U」、「MB→RFX→CPI→U」、「MB→RFX→U」、「MB→RFX→CPI」が成立する。

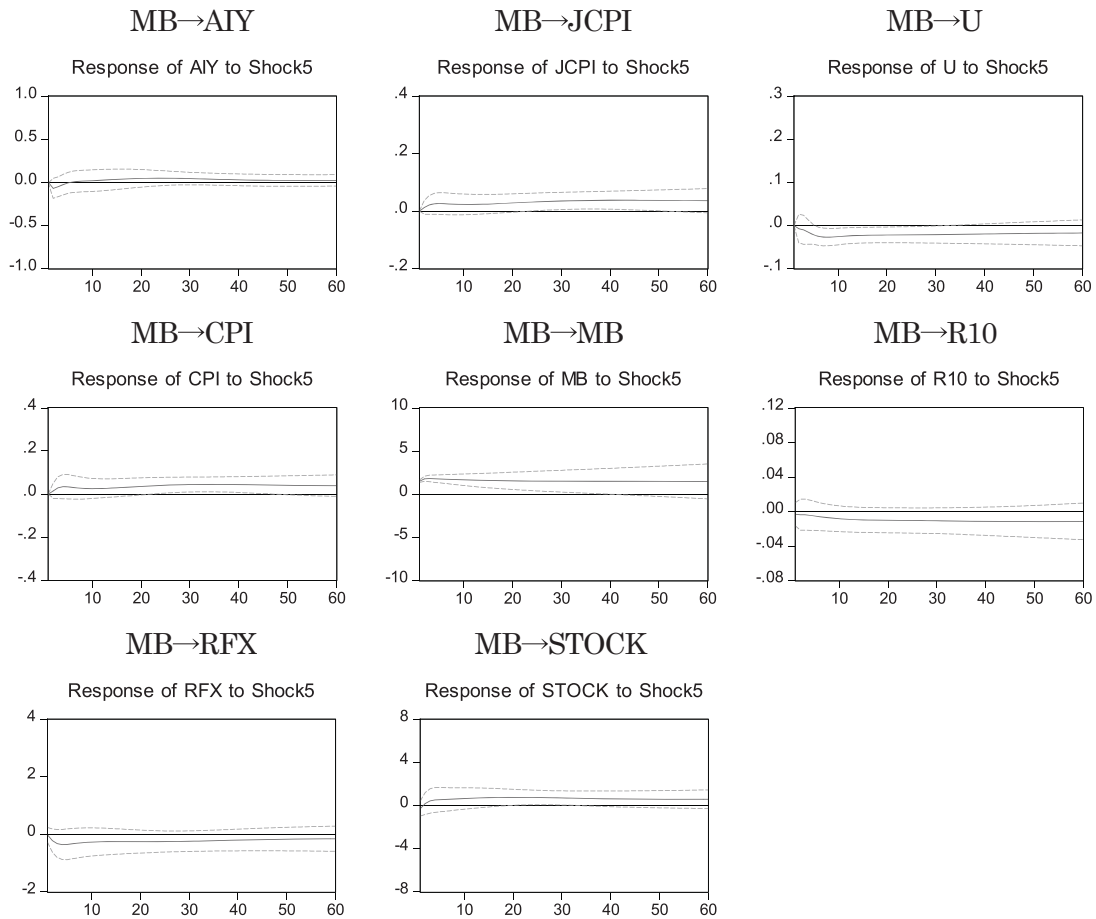


図5. RFXを含む8変数VARモデルにおける金融政策ショックに対するインパルス応答関数

失業率Uが5か月後から30か月後において有意にマイナスの反応をしている。2行1列目のグラフでは、北海道の物価水準CPIが20か月後以降、有意にプラスの反応を示している。2行3列目のグラフでは、長期金利R10が15か月後から30か月後程度の期間では統計的に弱い意味でマイナスの反応をしている可能性がある。3行1列目のグラフでは、実質実効為替相場RFXが5か月後から15か月程度の期間に統計的に弱い意味で円安の反応をしている。3行2列目のグラフでは株価STOCKが15か月後以降、有意にプラスの反応をしている。

各変数がマネタリーベースショックに反応した時期の前後で判断すると、非伝統的金融政策の波及経路は、「MB→RFX→U」、「MB→RFX→CPI」、「MB→RFX→STOCK→CPI」、「MB→STOCK→CPI」が候補に挙げられる。

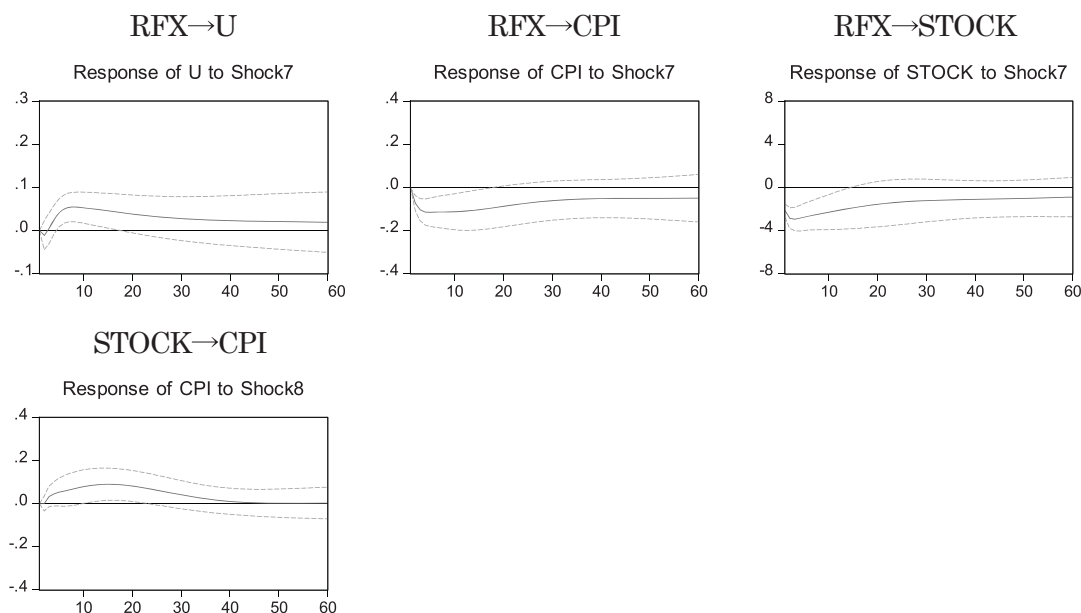


図6. RFXを含む8変数VARモデルにおけるその他のインパルス応答関数

図6の1行1列目から円高が統計的に有意に失業率を悪化させる（円安が統計的に有意に失業率を改善する）ことが読みとれる。1行2列目と3列目のグラフでは円高が物価と株価を統計的に有意に押し下げる（円安が物価と株価を統計的に有意に押し上げる）ことが確認できる。最後に2行1列目のグラフでは、株価の上昇が物価を引き上げている。図6のグラフからも金融政策の波及経路として「MB→RFX→U」、「MB→RFX→CPI」、「MB→RFX→STOCK→CPI」、「MB→STOCK→CPI」が成立することが示唆される⁹。ただし、金融政策ショックに対する実質実効為替相場の反応は統計的に弱い意味でしか有意ではなく、また前項で行ったGrangerの因果性検定では、これらの関係は支持されない。

⁹ LR基準にてラグ次数を5とすると、そのVARモデルのインパルス応答関数からは、「MB→RFX→U」、「MB→RFX→CPI」、「MB→RFX→JCPI→CPI」、「MB→STOCK→CPI」、「MB→STOCK→JCPI→CPI」という波及経路が成立する。脚注8で触れたGrangerの因果性検定とこのインパルス応答分析の両方で成立する波及経路は、ラグ次数を5としたVARモデルにおいては「MB→RFX→U」、「MB→RFX→CPI」である。よって、実質実効為替相場が非伝統的金融政策の波及経路であることが示唆される。また、このモデルにおいて長期金利は金融政策ショックに有意に反応していない。このことから、長期金利が金融政策の波及経路である可能性は排除する。

4.2 名目実効為替相場を用いる8変数VARモデル分析

4.2.1 Grangerの因果性検定

名目実効為替相場NFXを含む8変数VARモデル(AIY、JCPI、U、CPI、MB、R10、NFX、STOCK)におけるGrangerの因果性検定のp値は下記の表3となる。

Grangerの因果性検定の有意水準を10%に設定するとマネタリーベースを出発点とする北海道の失業率と物価への波及経路は、「MB→NFX→JCPI→U」、「MB→NFX→CPI→U」、「MB→NFX→U」、「MB→NFX→JCPI→STOCK→U」、「MB→NFX→CPI→STOCK→U」、「MB→NFX→STOCK→U」¹⁰、「MB→NFX→CPI」である。

表3：NFXを含む8変数VARモデルのGrangerの因果性検定のp値

原因変数	結果変数							
	AIY	JCPI	U	CPI	MB	R10	NFX	STOCK
AIY	—	0.8608	0.1323	0.3091	0.0921	0.5651	0.9265	0.1971
JCPI	0.7458	—	0.0054	0.1132	0.0924	0.825	0.1348	0.0608
U	0.0283	0.9206	—	0.4771	0.4021	0.8079	0.3993	0.5746
CPI	0.3909	0.1355	0.0003	—	0.0579	0.9462	0.1721	0.0078
MB	0.0062	0.8969	0.0725	0.4265	—	0.1989	0.0922	0.2981
R10	0.4039	0.75	0.869	0.5573	0	—	0.1163	0.584
NFX	0.0211	0.0133	0.0052	0.0004	0.3303	0.6022	—	0.1054
STOCK	0.2059	0.7984	0.0053	0.4047	0.6994	0.0999	0.0004	—

4.2.2 インパルス応答関数

この名目実効為替相場を含む8変数VARモデルにおけるマネタリーベースショックに対する各変数のインパルス応答関数は図7となる。ラグ次数はAIC基準により2を選択した。

図7の1行1列目のグラフでは、日本経済の活動水準AIYが20か月後程度から30か月後程度まで統計的に弱い意味でプラスの反応をしている。1行2列目のグラフでは、日本の物価水準JCPIが0か月後から統計的に弱い意味で、19か月後に有意にプラスの反応をしている。1行3列目のグラフでは、北海道の失業率Uが6か月後から有意にマイナスの反応を示している。2行1列目では、北海道の物価水準CPIが22か月後に有意にプラスの反応を示している。2行3列目のグラフでは、長期金利R10が25か月後以降、統計的に弱い意味でマイナスの反応を示している。3行1列目では、名目為替相場NFXが2か月後から5か月後程度まで統計的に弱い意味で円安の反応を示している(点推定値では0か月後から継続的に円安の反応を示している)。3行2列目のグラフでは、株価STOCKが13か月後以降、有意にプラスの反応を示している。マネタリーベースショックに各変数が有意に反応した前後を考慮すると、非伝統的金融政策の波及経路は、「MB→NFX→U」、

¹⁰ NFXからSTOCKへのGrangerの因果性のp値は0.1054であり、このケースの有意水準を若干緩和する。

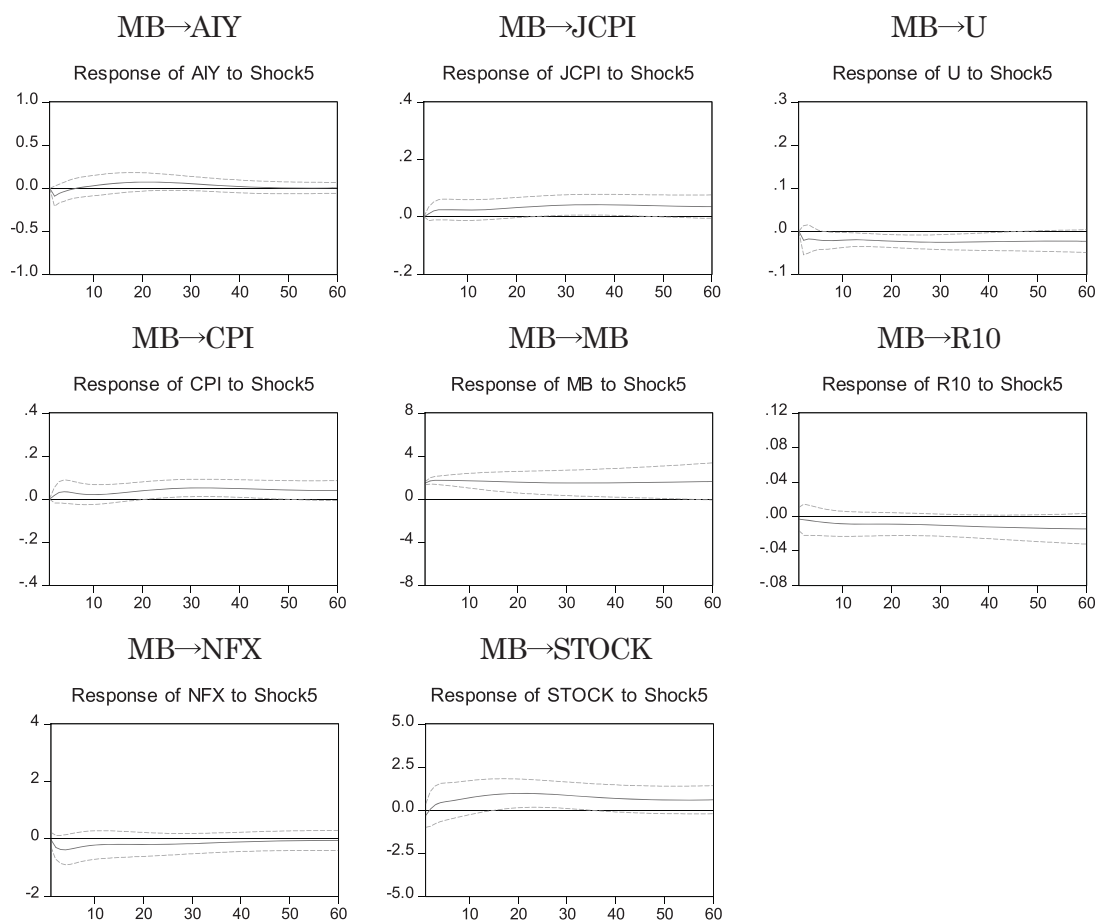


図7. NFXを含む8変数VARモデルにおける金融政策ショックに対するインパルス応答関数

「MB→NFX→JCPI→U」、 「MB→NFX→CPI」、 「MB→NFX→JCPI→CPI」、 「MB→NFX→STOCK→CPI」、 「MB→STOCK→CPI」、 「MB→AIY→CPI」、 「MB→JCPI→CPI」でありうる。

図8の1行1列目のグラフから名目実効為替相場NFXの変動は、失業率Uに有意な変動をもたらしてはいない。よって、「MB→NFX→U」という波及経路の存在は示唆されない。2行2列目のグラフでは、国内物価JCPIの上昇が北海道の失業率Uを引下げているとは言えない。よって、「MB→NFX→JCPI→U」という波及経路の存在は示唆されない。1行3列目のグラフから名目為替相場NFXの上昇は北海道の物価CPIを有意に引き下げていることが確認できる。よって、「MB→NFX→CPI」という波及経路の存在は示唆される。1行2列目のグラフでは、円高が国内物価JCPIを有意に引き下げ、2行3列目のグラフでは、国内物価JCPIの上昇は北海道の物価CPIを有意に引き上げている。よって、「MB→NFX→JCPI→CPI」と「MB→JCPI→CPI」という波及経路の

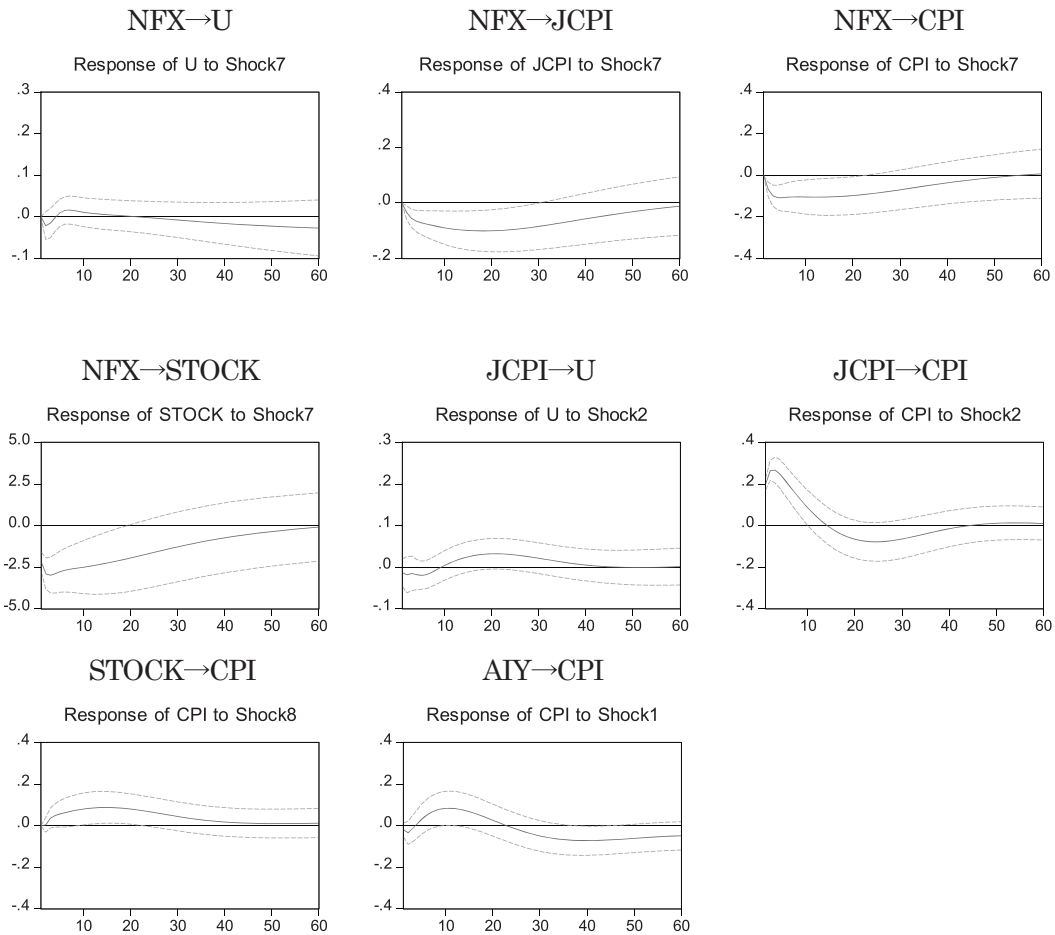


図8. NFXを含む8変数VARモデルにおけるその他のインパルス応答関数

存在は示唆される。2行1列目のグラフでは、円高が株価STOCKを有意に下落させ、3行1列目のグラフでは、株価STOCKの上昇が北海道の物価CPIを有意に引き上げている。よって、「MB→NFX→STOCK→CPI」、「MB→STOCK→CPI」という波及経路の存在が支持される。3行2列目のグラフでは、日本経済の活動水準AIYの上昇は、北海道の物価CPIを引き上げている期間と引下げている期間が存在するので、「MB→AIY→CPI」という波及経路の存在は不確定である。以上の分析からインパルス反応分析において支持される金融政策の波及経路は、「MB→NFX→CPI」、「MB→NFX→JCPI→CPI」、「MB→NFX→STOCK→CPI」、「MB→STOCK→CPI」、「MB→JCPI→CPI」である。この波及経路において、Grangerの因果性検定においても支持されるのは、「MB→NFX→CPI」のみである。よって、この分析の枠組みにおける北海道の実体経済への波及経路は名目実効為替相場となる。

前節の実質実効為替相場を含む8変数VARモデルと本節の名目実効為替相場を含む8変数VARモデルにおける非伝統的金融政策の波及経路をめぐる分析において、為替相場と株価は、Grangerの因果性検定かインパルス反応分析のどちらか一方において金融政策の波及経路である可能性はあるが、長期金利は本章の分析において波及経路となりうる推定結果が生じていない。よって、次節では長期金利を取り除いた7変数VARモデルを推定し、株価と為替相場が北海道の実体経済への波及経路となりうるかを分析する。

5. 北海道経済における非伝統的金融政策の波及経路Ⅱ：7変数VARモデル

本章では、失業率及び金融変数としては為替相場と株価のみを含む7変数VARモデルを用いて北海道経済におけるマネタリーベースショックの波及経路を探ってゆく。本章でも為替相場に実質実効為替相場と名目実効為替相場を用いる2パターンの分析を行う。

5.1 実質実効為替相場を用いる7変数VARモデル分析

5.1.1 Grangerの因果性検定

実質実効為替相場RFXを含む7変数VARモデル(AIY、JCPI、U、CPI、MB、RFX、STOCK)をAIC基準によりラグ次数を4として推定を行う。このVARモデルにおけるGrangerの因果性検定のp値は下記の表4となる。

この因果性検定の有意水準を10%とすると成立する非伝統的金融政策の波及経路に関わる因果性の関係は、「MB→RFX→CPI→JCPI→U」、「MB→RFX→JCPI→U」、「MB→STOCK→RFX→CPI→JCPI→U」、「MB→RFX→CPI→U」、「MB→STOCK→RFX→CPI→U」、「MB→STOCK→RFX→JCPI→U」、「MB→RFX→U」、「MB→STOCK→RFX→U」、「MB→RFX→CPI」、「MB→STOCK→RFX→CPI」となる。

表4：RFXを含む7変数VARモデルのGrangerの因果性検定のp値

原因変数	結果変数						
	AIY	JCPI	U	CPI	MB	RFX	STOCK
AIY	—	0.6766	0.8854	0.8612	0.0104	0.6142	0.2284
JCPI	0.8893	—	0.0165	0.2197	0.6835	0.1413	0.0967
U	0.0358	0.3728	—	0.4664	0.1753	0.9057	0.6678
CPI	0.2132	0.0396	0.0278	—	0.2809	0.1236	0.0112
MB	0.0298	0.2322	0.1172	0.4552	—	0.0629	0.0575
RFX	0.2343	0.0081	0.0022	0.0002	0.0873	—	0.0828
STOCK	0.1693	0.3722	0.6161	0.5349	0.5995	0.0095	—

5.1.2 インパルス応答分析

金融変数に実質実効為替相場と株価を用いた7変数VARモデルを推定し、マネタリーベースショックに対する各変数のインパルス応答関数を提示すると図9となる。

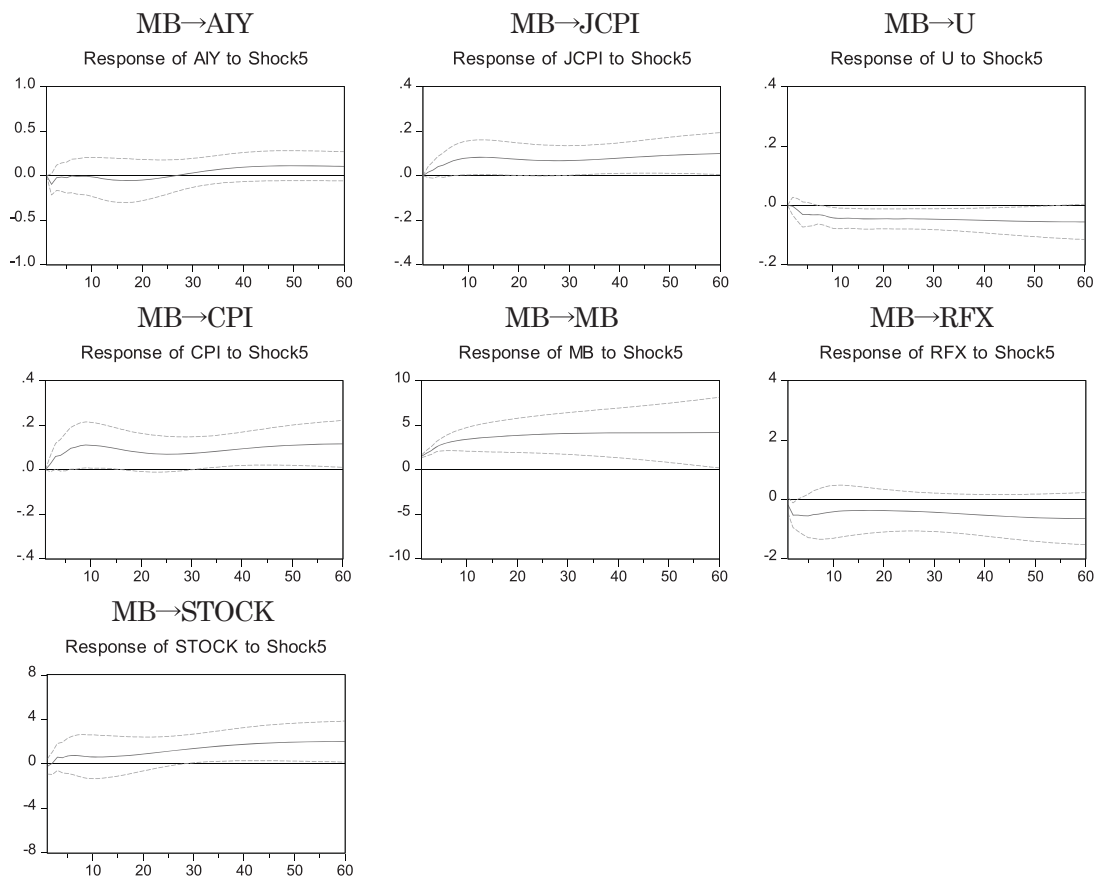


図9. RFXを含む7変数VARモデルにおける金融政策ショックに対するインパルス応答関数

図9の1行1列目では、日本経済の活動水準AIYがマネタリーベースショックに有意な反応を示していない。1行2列目のグラフでは、日本の物価水準JCPIが0か月後から統計的に弱い意味で、6か月後から有意にプラスの反応を示している。1行3列のグラフでは北海道の失業率Uが9か月後から有意にマイナスの反応をしている。2行1列目のグラフにおいては、北海道の物価水準CPIが0か月後から統計的に弱い意味でプラスの反応を示し、7か月後から17か月後では有意にプラスの反応を示し、以後も概ね有意にプラスの反応を示している。2行3列のグラフでは実質実効為替相場RFXが0か月後から3か月後まで有意に円安の反応を示している。以降も点推定値では円安の反応であるが統計的に有意な反応ではない。3行1列目のグラフに置いては、株価STOCKが27か月後に有意にプラスの反応を示している。以上の各変数がマネタリーベースショックに有意に反応した前後を考慮すると、株価を含む波及経路は、株価が北海道の失業率と物価より遅れて金融政策ショックに反応しているので波及経路から排除される。よって、Grangerの因果性検定で候補に挙げられた金融政策の波及経路の中で金融政策ショックに対して反応した順番で矛盾のない

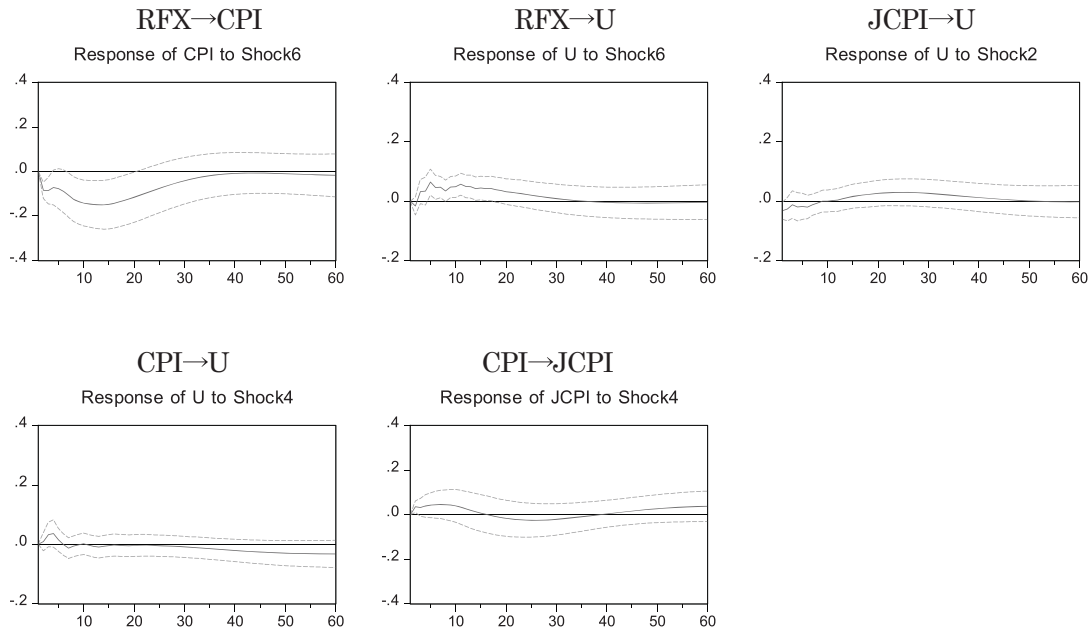


図10. RFXを含む7変数VARモデルにおけるその他のインパルス応答関数

ものは、「MB→RFX→CPI→JCPI→U」、「MB→RFX→JCPI→U」、「MB→RFX→CPI→U」、「MB→RFX→U」、「MB→RFX→CPI」である。

図10の1行1列のグラフでは、円高が北海道の物価を有意に引き下げている。2行2列目のグラフでは、日本の物価水準JCPIは、北海道の物価CPIショック直後の3か月のみ有意に上昇している。1行3列目のグラフでは、日本の物価の上昇は、北海道の失業率を概ね有意に引下げていない。よって、「MB→RFX→CPI」という波及経路の存在は裏付けられるが、「MB→RFX→CPI→JCPI→U」、「MB→RFX→JCPI→U」という波及経路の存在は示唆されない¹¹。2行1列目のグラフでは、北海道の物価の上昇は北海道の失業率を概ね有意には引下げていない。よって、「MB→RFX→CPI→U」という金融政策の波及経路の存在は裏付けることはできない。1行2列目のグラフでは、円高が有意に北海道の失業率を引き上げている期間が存在する。よって、「MB→RFX→U」という波及経路の存在が示唆される。

以上のGrangerの因果性検定とインパルス応答分析から導出される金融政策の波及経路は、

¹¹ 図10、1行3列目のグラフにおいて、北海道の失業率UはJCPIショックの直後のみ有意に負の反応を示している。これを有意な反応とみるなら「MB→RFX→CPI→JCPI→U」、「MB→RFX→JCPI→U」という金融政策の波及経路が成立する。この事は、全国の物価水準が北海道マクロ経済に対する金融政策の波及経路となりうることを示唆する。

「MB→RFX→U」、 「MB→RFX→CPI」であり、いずれも実質実効為替相場が波及経路となっている。ただし、マネタリーベースショックに対するインパルス応答関数において、実質実効為替相場が有意に円安である期間が0か月後から3か月後と短いことに留意する必要がある。

5.2 名目実効為替相場を用いる7変数VARモデル分析

5.2.1 Grangerの因果性検定

金融変数に名目実効為替相場NFXと株価STOCKを用いる7変数VARモデル(AIY、JCPI、U、CPI、MB、NFX、STOCK)をAIC基準によりラグ次数を4として推定を行う。このVARモデルにおけるGrangerの因果性検定のp値は下記の表5となる。

表5：NFXを含む7変数VARモデルのGrangerの因果性検定のp値

原因変数	結果変数						
	AIY	JCPI	U	CPI	MB	NFX	STOCK
AIY	—	0.6723	0.809	0.7639	0.0101	0.6084	0.2289
JCPI	0.9689	—	0.0057	0.2417	0.6376	0.2394	0.163
U	0.1658	0.4549	—	0.374	0.1477	0.3311	0.6456
CPI	0.2136	0.038	0.0092	—	0.2196	0.0735	0.0176
MB	0.0095	0.2148	0.0412	0.2678	—	0.0754	0.0431
NFX	0.1281	0.0087	0.001	0.0002	0.1105	—	0.0756
STOCK	0.3082	0.4541	0.095	0.2701	0.6503	0.0067	—

Grangerの因果性検定の有意水準を10%にすると成立する金融政策の波及経路となりうる因果性は、「MB→NFX→CPI→JCPI→U」、「MB→NFX→JCPI→U」、「MB→STOCK→NFX→CPI→JCPI→U」、「MB→STOCK→NFX→JCPI→U」、「MB→STOCK→NFX→U」、「MB→NFX→CPI→U」、「MB→NFX→STOCK→U」、「MB→STOCK→NFX→CPI→U」、「MB→NFX→U」、「MB→NFX→CPI→STOCK→U」、「MB→STOCK→U」「MB→NFX→CPI」、「MB→STOCK→NFX→CPI」があげられる。

5.2.2 インパルス応答分析

金融変数に名目実効為替相場と株価を用いた7変数VARモデルを推定し、マネタリーベースショックに対する各変数のインパルス応答関数を提示すると図11となる。

図11の1行1列目においては、日本経済の活動水準AIYがマネタリーベースショックに有意な反応を示していない。1行2列目のグラフでは、日本の物価水準JCPIが0か月後から統計的に弱い意味で、7か月後から有意にプラスの反応を示している。1行3列のグラフでは北海道の失業率Uが7か月後から有意にマイナスの反応をしている。2行1列目のグラフにおいては、北海道の物価水準CPIが0か月後から統計的に弱い意味でプラスの反応を示し、2か月後から5か月後では有

意にプラスの反応を示し、以後も概ね有意にプラスの反応を示している。2行3列のグラフでは名目実効為替相場NFXが0か月後から3か月後まで有意に円安の反応を示している。以降も点推定値では25か月後程度までは、円安の反応であるが、統計的に有意な反応ではない。3行1列目のグラフに置いては、株価STOCKが29か月後に有意にプラスの反応を示している。以上の各変数がマネタリーベースショックに有意に反応した時期を考慮すると、株価を含む波及経路は、株価が北海道の失業率と物価より遅れて金融政策ショックに反応しているため波及経路から排除される。よって、Grangerの因果性検定で候補に挙げられた金融政策の波及経路の中で金融政策ショックに対して反応した順番で矛盾のないものは、「MB→NFX→CPI→JCPI→U」、「MB→NFX→JCPI→U」、「MB→NFX→CPI→U」、「MB→NFX→U」、「MB→NFX→CPI」である。

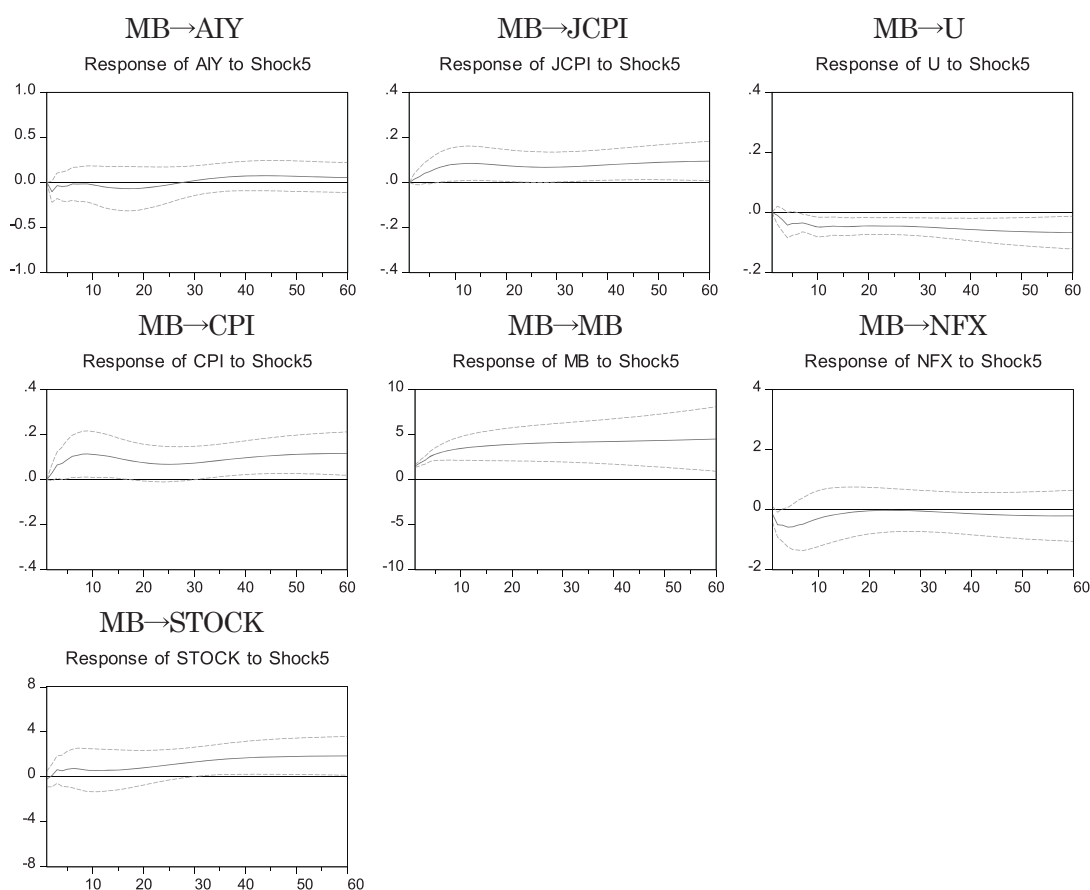


図11. NFXを含む7変数VARモデルにおける金融政策ショックに対するインパルス応答関数

次に図12において、その他の累積インパルス応答関数を分析し、金融政策の波及経路をさらに裏付けてゆく。ここでは累積インパルス応答関数を提示する。1行1列目のグラフでは、円高が有意に

北海道の物価水準CPIを引下げている。2行3列目のグラフでは、北海道の物価CPIは日本の物価水準JCPIを0か月後から10か月後程度まで有意に引き上げている。1行3列目のグラフでは、円高が日本の物価水準を14か月後程度から有意に引き下げている期間が存在する。2行1列目のグラフでは、日本の物価の上昇が、北海道の失業率Uを引下げているかは明確ではない。よって、「MB→NFX→CPI」という波及経路は成立するが、「MB→NFX→CPI→JCPI→U」と「MB→NFX→JCPI→U」という波及経路の存在は不明確である。2行2列目のグラフでは、北海道の物価の上昇は北海道の失業率を7か月後程度まで有意には引き上げてしまう。よって、「MB→NFX→CPI→U」という金融政策の波及経路の存在を裏付けることはできない。1行2列目のグラフでは、円高が統計的に弱い意味で0か月後から10か月後程度まで、北海道の失業率を引き上げている期間が存在する。よって、「MB→NFX→U」という波及経路の存在が示唆される。

以上のGrangerの因果性検定とインパルス応答分析から導出される金融政策の波及経路は、「MB→NFX→U」、「MB→NFX→CPI」である。このケースにおける北海道の実体経済に対する非伝統的金融政策の波及経路は、名目実効為替相場である¹²。ただし、インパルス応答分析において名目実効為替相場がマネタリーベースショックに対して有意に円安となるのはショック直後から3か月後までと短いことに留意すべきであろう。

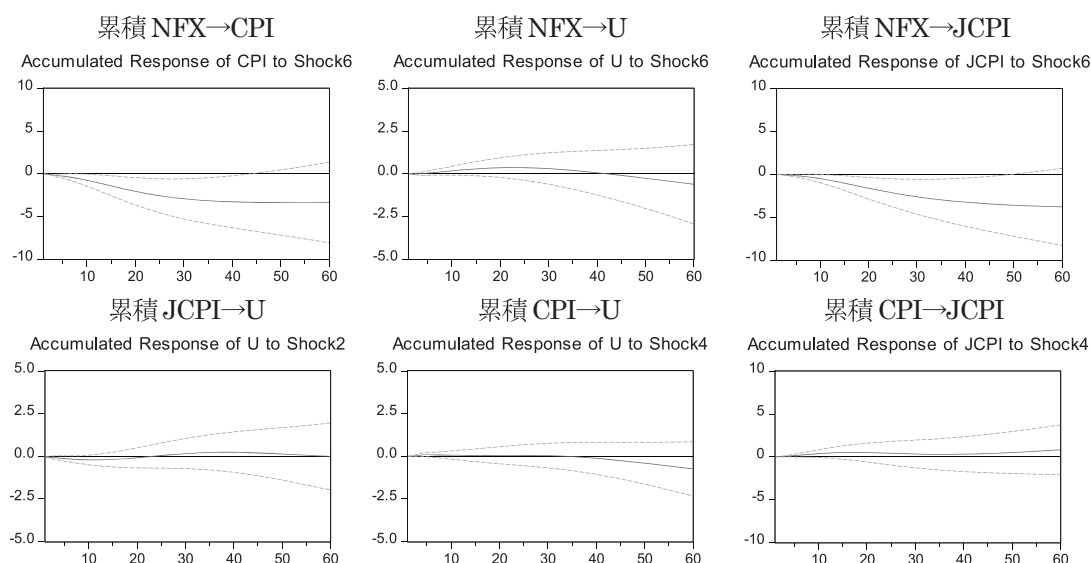


図12. NFXを含む7変数VARモデルにおけるその他の累積インパルス応答関数

¹² ただし、JCPIショックの北海道の失業率Uへの反応に弱い有意性を認めれば、「MB→NFX→CPI→JCPI→U」、「MB→NFX→JCPI→U」という金融政策の波及経路が成立する。この事は、全国の物価水準が北海道マクロ経済に対する金融政策の波及経路となりうることを意味する。

以上の金融変数に為替相場と株価を用いた7変数VARモデルによる実証分析を総括すると、実質実効為替相場を用いた場合も名目実効為替相場を用いた場合においても、株価ではなく為替相場が北海道経済に対する非伝統的金融政策の波及経路であることが伺われる。ただし、実質及び名目実効為替相場が統計的に有意に円安となるのは、金融政策ショック直後から3か月後までと、どちらもごく短期間であることに留意すべきであろう。

6. 結論

金融政策の波及経路を特定しない5変数VARモデルにおいて、北海道の生産（鉱工業生産指数）は、マネタリーベースの増大に有意な反応を示さない。同一の推定において、物価はマネタリーベースショックに3か月後から有意にプラスの反応を示し、それに対して全国の物価は、ショック直後から統計的に弱い意味でプラスの反応をするが、明確に有意にプラスの反応を示すのは6か月後である。よって、北海道の物価の上昇は全国と比較して遅れて反応していない。山本（2018b）と山本（2019）における同様の5変数VARモデルの推定においては、青森県と秋田県の物価は、マネタリーベースショックの10か月後、岩手県の物価は、15か月後に有意にプラスの反応を示している。北海道の物価が全国と同時期に上昇しているのは、北東北3県と比して特徴的な反応である。

この全国と比較して遅れず、マネタリーベースの増大に比較的短期間で実体経済が改善するという傾向は、消費水準を含む5変数VARモデル、失業率を含む5変数VARモデルにおいても保持される。北海道の消費水準はマネタリーベース増大の5か月後に有意にプラスの反応を示すが、これは全国と全く同一の時期であり、このモデルにおける北海道の物価も全国とほぼ同時期に上昇している。失業率を含む5変数VARモデルにおいて、北海道の失業率は、金融政策ショックに統計的に弱い意味で4か月後に低下するが、全国はショック直後に有意に下落しているため、これには4か月の遅れが生じている。しかしながら、青森県と秋田県では、8か月遅れて、岩手県では、13か月遅れて下落しているため、この遅延は大きくはない。また、この5変数VARモデルにおいても、物価は全国とほぼ同時期に有意にプラスの反応を示している。このように北海道のマクロ経済は、非伝統的金融政策ショックに対して、全国に比して遅れず、比較的早く改善するというのが本稿の主要な結論である。

この非伝統的金融政策の波及経路を明らかにするため、失業率、長期金利、為替相場、株価を含む8変数VARモデルの推定を行った。この推定において、長期金利はGrangerの因果性検定とインパルス応答分析の両方において、北海道の実体経済への波及経路である痕跡を確認できない結果が得られた。よって、金融変数に為替相場と株価のみを用いた7変数VARモデルを推定し、Grangerの因果性検定とインパルス応答分析を実行したところ、この2つの分析において実質実効為替相場及び名目実効為替相場が北海道の失業率と物価への非伝統的金融政策の波及経路である推定結果が得られた。ただし、7変数VARモデルのインパルス応答関数において為替相場が有意に円安の反応を示す時期が0か月後から3か月後と短いことや8変数VARモデル分析のGrangerの因果性検

定とインパルス応答分析の両方において、為替相場が金融政策の波及経路であると支持されるのは「MB→NFX→CPI」のみである。よって、為替相場が北海道の実体経済への非伝統的金融政策の波及経路であることは頑健な結果ではなかろう。ただし、金融政策の波及経路は複雑であり、それぞれの波及経路は相互に排除するものではなく、複数の経路が総合的に効果をもたらすことを念頭にすれば、この事は妥当かもしれない。

北海道マクロ経済への金融政策の波及経路が為替相場である可能性は、5変数VARモデルで得られた北海道のマクロ経済はマネタリーベースの増大に比較的素早く、全国と同時期に改善しているという推定結果と整合的である。為替相場が円安に反応することで、マクロ経済が改善する経路には輸出や外国人観光客の増大などが考えられる。北海道の第2次産業の名目GDPに占めるシェアは17%弱であり、全国のそれが25%程度であることを考慮すると輸出が波及経路ではないかもしれない。そもそも北海道の鉱工業生産指数は、マネタリーベースの増大に有意に反応していない。

日本全体の観光産業は、観光庁によれば2016年の名目GDPは10.5兆円¹³で日本のGDPに占める割合は1.95%である。北海道経済部観光局(2017)は、観光客に対して北海道における観光において何をどれくらい支出したかのアンケート調査を行い、この調査をもとに観光客数のデータと産業連関表を用いて、北海道における観光産業の名目GDPを算出している。北海道の観光産業の2014年度の名目GDPは、6320億円と推計され、北海道の名目GDPの3.4%を占めており、全国のそれよりも大きい。このGDPの規模は、金融保険業(5883億)、食品製造業(5877億円)、農業(5272億)よりも大きく、観光業には道内就業者の8.1%が従事している。北海道における観光業のプレゼンスは大きいと言えよう。北海道における観光消費額は1999年度の調査では、1兆2946億円、2014年度の調査では1兆4298億円と増大している。この増大を支えているのは、外国人観光客の急増である。日本人による観光消費額はむしろ減少しており、外国人観光客の観光消費額は2014年度には全体の25.9%を占めるに至っている¹⁴。北海道の外国人宿泊者数(延べ)は、1999年度には、約63.6万人であったが、2017年度は757.2万人と10倍以上に増大している。この外国人観光客の変動は為替相場に左右されるであろう。補論において、為替相場の変動が、北海道の外国人宿泊者数(延べ)にいかに関与するかをVARモデルによって分析した。その結果は、実質実効為替相場の円高は、4か月後には統計的に有意に観光客を減少させ、点推定値では即座に減少させている。よって、マネタリーベースの増大により円安になると北海道へ訪れる外国人観光客は短期間で増大し、北海道経済にプラスの効果をもたらすのであろう。この事が5変数VARモデルにおける金融政策の効果が、全国と同時期に、北東北3県よりも早く、消費水準、失業率、物価に対して現れることの背景にあるのかもしれない。

残された課題は、推定期間が長期間であるため、北海道や日本経済の構造変化を考慮すべきか

¹³ 観光庁(2018)「平成29年度観光の状況」及び「平成30年度観光施策」(観光白書について)要旨」国土交通省、p.54.

¹⁴ 北海道経済部観光局(2017)

もしれないし、消費税率変更による財政政策の変更も考慮すべきかもしれない。推定期間内に量的緩和政策期と量的・質的金融緩和政策期を含むため金融政策による構造変化を考慮すべきかもしれない。また、今回は、筆者による青森、秋田、岩手県の分析結果と北海道のそれを比較するため推定期間の終わりを2017年12月に揃えたが、その結果、推定期間にマイナス金利が導入された2016年1月以降が含まれている。このような金融政策の変更も考慮すべきかもしれない。これらは残された課題といたしたい。

補論

北海道の外国人宿泊客数延べ人数TRが為替相場にいかに関与するかを2変数VARモデルにて推計する。変数の順番は、実質実効為替相場（あるいは名目実効為替相場）、北海道の外国人宿泊客数延べ人数TRとし、残差にコレスキー分解をかけている。推定期間は、2001年3月から2017年12月である。ラグ次数は、AIC基準により3とした。このVARモデルにおける為替相場の上昇ショックに対するTRのインパルス応答関数は下記となる。

左のグラフが、実質実効為替相場RFXからTRへのインパルス応答関数であり、右のグラフは名目実効為替相場NFXのそれである。RFXの上昇（円高）ショックは外国人宿泊客数延べ人数TRを点推定値ではショック直後に減少させ、統計的に有意に減少させるのは4か月後である。NFXの円高ショックは、統計的に有意ではないが2か月後には外国人宿泊客数を減少させている。よって、為替相場は北海道の観光産業に影響を与えうる。本来であれば、外国人観光客の消費額を用いた分析をすべきであるが、これは長期の時系列データとして公開されていない。

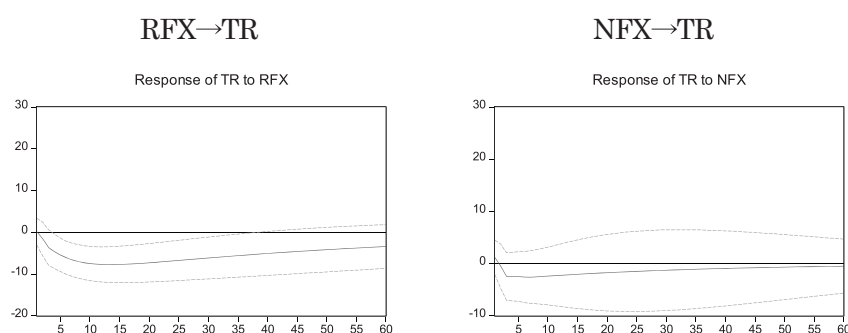


図13. 実効為替相場ショックに対する北海道の外国人宿泊客数延べ人数のインパルス応答関数

参考文献

- 飯星博邦・梅田雅信・脇田成 (2011) 「量的緩和—レジーム・スイッチ VAR からみた2つの政策効果」
 浅子和美・飯塚信夫・宮川努編『世界同時不況と景気循環分析』東京大学出版会, pp.201-220.
 家森信善 (2002) 「金融政策は各地域に異なった影響を与えるか？」

- 『商経論叢』神奈川大学, Vol.38, No.2, pp.1-16.
- 井口泰秀 (2009) 「地域モデルのパラメータは不変性をもつか?—各地域への金融政策の影響—」
『経済論叢』京都大学, Vol.183, No.2, pp.23-34.
- 大越利之 (2011) 「日本における金融政策の効果の地域間相違: VECMの推計による実証分析」
『麗澤経済研究』麗澤大学, Vol.19, No.1, pp.73-101.
- 小野宏 (2012) 「経済成長のボラティリティとガバナンス指標の因果性検定—パネルグレンジャー因果性検定による分析—」『経済論集』大分大学経済学部, Vol.64, No.3・4, pp.51-66.
- 観光庁 (2018) 「平成29年度観光の状況」及び「平成30年度観光施策」(観光白書) について要旨」国土交通省、
(<http://www.mlit.go.jp/common/001237303.pdf>), 更新日2018年6月5日
- 得田雅章 (2016) 「QQE (量的・質的金融緩和) と実体経済に関する時系列分析」滋賀大学経済学部附属
リスク研究センター Discussion Paper No.J-59, pp.1-17.
- 中川竜一 (2002) 「日本における金融政策の効果波及経路—1977年—1999年のマクロデータを用いた実証分析—」
『国民経済雑誌』神戸大学経済経営学会, Vol.185, No.3, pp.1-20.
- 野村益夫 (2016) 「財政金融政策変数と名目 GDP の因果関係」『名古屋学院大学論集 社会科学篇』名古屋学院大
学総合研究所, Vol.52, No.4, pp.39-52.
- 原田泰・増島稔 (2009) 「金融の量的緩和はどの経路で経済を改善したのか」
吉川洋編集・内閣府経済社会総合研究所企画・監修『バブル/デフレ期の日本経済と経済政策2
デフレ経済と金融政策』慶応義塾大学出版会, pp.233-275.
- 北海道経済部観光局 (2017) 「第6回北海道観光産業経済効果調査」北海道庁, pp.1-29,
(http://www.pref.hokkaido.lg.jp/kz/kkd/toukei/6th_Economic_impacts_research_20170922_58.pdf),
更新日2018年7月9日
- 本多祐三・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, Vol.99, pp.59-81.
- 宮尾龍蔵 (2016) 「第3章 非伝統的金融政策に効果はあるのか (II) 実証的な証拠」
『非伝統的金融政策—政策当事者としての視点』有斐閣, pp.89-120.
- 宮本弘曉 (2016) 「量的緩和政策と労働市場」『日本銀行ワーキングペーパーシリーズ』No.16-J-3, pp.1-44.
- 山本康裕 (2018a) 「秋田県のマクロ経済と非伝統的金融政策—構造 VAR モデルによる検証—」
『人文社会科学論叢』弘前大学人文社会科学部, Vol.5, pp.183-219.
- 山本康裕 (2018b) 「青森県マクロ経済は、非伝統的金融政策にいかに対応するか?」Mimeo, p.1-11.
(李永俊・飯島裕胤編『人口80万人時代の青森を考える—経済学の視点から—』原稿)
- 山本康裕 (2019) 「岩手県のマクロ経済と非伝統的金融政策」
『人文社会科学論叢』弘前大学人文社会科学部, Vol.6, pp.217-233.
- Miyao, R. and Okimoto, T. (2017) "The Macroeconomic Effects of Japan's Unconventional Monetary Policies",
RITIE Discussion Paper Series, 17-E-065, pp.1-26.
- Toda, H.Y. and Yamamoto, T. (1995) "Statistical Inference in Vector Autoregressions with Possibly Integrated
Processes", Journal of Econometrics, Vol.66, pp.225-250.