

【論文】

鳥取県マクロ経済に対する 非伝統的金融政策の波及経路

山本 康裕

はじめに

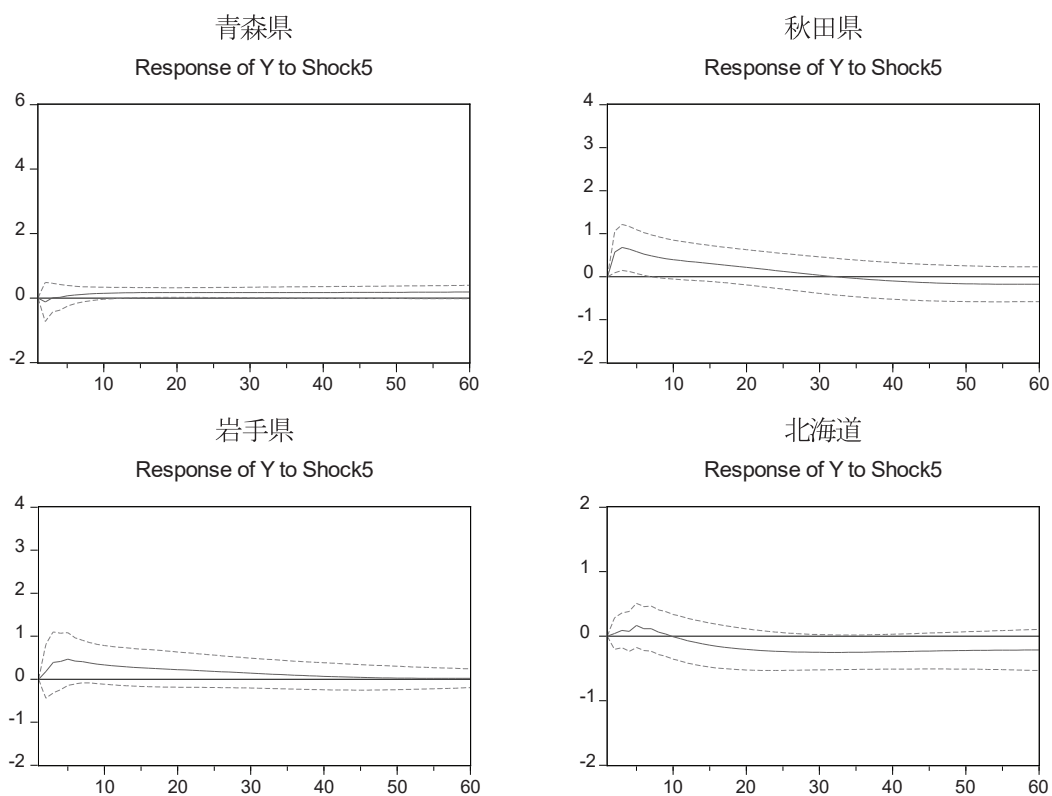
筆者は、山本(2018a)、山本(2018b)、山本(2019a)、山本(2019b)において、青森県、秋田県、岩手県、北海道における非伝統金融政策の効果を時系列分析の手法にて分析を行った。青森県においては、マネタリーベースの増大ショックは、長期金利の低下を通じて生産を増加させ、秋田県においては、株価の上昇と実質為替相場の減価を通じて、生産と物価が上昇し、岩手県では、株価の上昇を通じて、失業率が改善し、物価が上昇する。北海道では、名目及び実質為替相場の減価が失業率を改善し、物価を上昇させる。この様に非伝統的金融政策の効果は、県ごとに異なっている。これは、県ごとに産業構造や景気状態が同一ではないので、当然である。ただし、各県ごとに金融政策にいかんにか反応するかという“クセ”を当該県の政策担当者が把握しておくことには一定の意義があると思われる。この4自治体の中で、非伝統的金融政策に対して他県と明らかに異なった“クセ”を見せたのは青森県である。図1は、青森県、秋田県、岩手県、北海道、全国の鉱工業生産指数がマネタリーベースの増大ショックに対して示すインパルス応答関数である¹。青森県以外の鉱工業生産指数のインパルス応答は、1期後から上昇し、5期前後でピークに達し、後は減衰する形状を示している。つまり、水平軸に対してお椀をかぶせたような形をしている。それに対して、青森県におけるインパルス反応は、10期後に有意にプラスの反応を示すと、そのまま減衰することなくプラスの反応を継続する。また、青森県における非伝統的金融政策の波及経路は、山本(2018a)によると生産に対して長期金利であった。青森県は、非伝統的金融政策ショックに関する生産のインパルス応答関数の形状が他県と異なっており、かつその波及経路が、上記に記したように青森県のみ金利経路であるという特徴を有している。

青森県の就業者一人当たりの民間資本ストックは、全国のそれと比較して84.1%でしかない²。

¹ 推定期間は全て2001年3月から2017年12月である。北日本の自治体は、全産業活動指数、全国の消費者物価指数、当該県の鉱工業生産指数、当該県の消費者物価指数、マネタリーベースの順に変数を並べ、リカーシブ制約をかけた5変数VARモデル、全国は、鉱工業生産指数、消費者物価指数、マネタリーベースの順に変数を並べた3変数VARモデルにリカーシブ制約をかけたVARモデルにより計測した。ラグ次数は、AICにより選択している。

² 青森県の就業者一人当たりの民間資本ストックは、内閣府が推計した2009年度末の都道府県別民間資本ストックの製造業計と非製造業計の合計を青森県県民経済計算付表5による公務を除く就労者数で除して導出し、同様にして得られた全国の値と比較した。

よって、青森県の資本ストックの限界生産力は高く、有望な投資機会が存在するはずである。青森県における非伝統的金融政策の波及経路が長期金利であることを合わせて考えると、マネタリーベースの増大による長期金利の低下が設備投資を促し、このことによる資本の増大が、わずかながらも継続的な生産の増大をもたらすと考えるのは妥当であろう。このように青森県では、ある意味伝統的な金融政策の波及経路である金利経路が健在であることが伺える。これは、北日本の他県には見られない特徴である。このことは、青森県に限られた現象であろうか？もし他県においても同様な現象が観測されるならば、資本が低水準である地方経済において銀行を中心とした間接金融市場は、重要な役割を未だ保持していることになろう。よって、青森県と産業構造が近く、就労者一人当たりの民間資本ストックの水準が低い自治体において同様の現象が観測されるかを確認することとする。



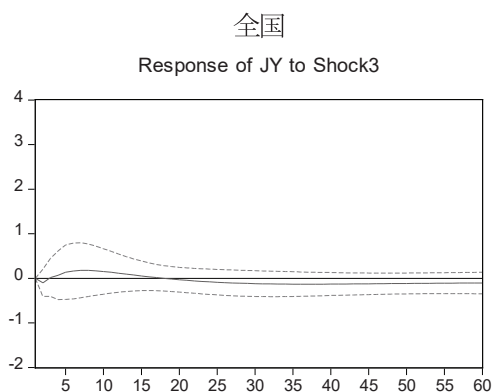


図1. マネタリーベース増大ショックに対する鉱工業生産指数のインパルス応答関数³

本稿では分析対象に鳥取県を選択した。青森県の2017年度における県内総生産に占める第1次産業のシェアは、4.8%、第2次産業のそれは22.2%、第3次産業のそれは、73.5%であり、鳥取県では、第1次産業2.8%、第2次産業22.3%、第3次産業74.8%である。両県ともに全国と比較して第1次産業の比重が大きく、産業構造は似通っている。また鳥取県の就業者一人当たりの民間資本ストックは、全国のそれと比較して84.0%であり⁴、青森県の84.1%とほぼ同一で、民間資本ストックが低水準であることが伺える。また、図1と同様の方法で計測した鳥取県におけるマネタリーベースショックに対する鉱工業生産指数のインパルス応答関数は図2となる。

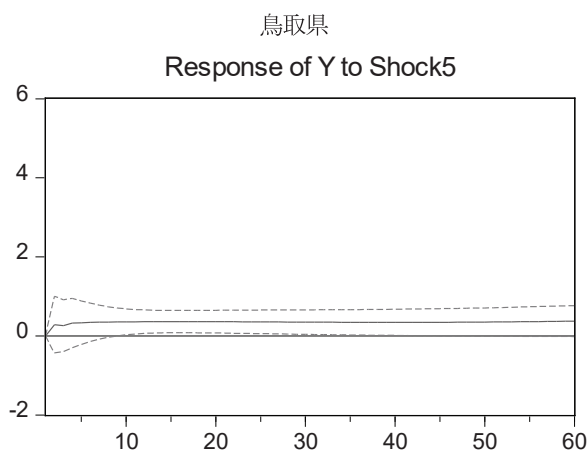


図2. 鳥取県におけるマネタリーベース増大ショックに対する鉱工業生産指数のインパルス応答関数

³ 3本の線の上と下の線は、95%信頼区間の上限値と下限値を表している。

⁴ 鳥取県の就業者一人当たりの民間資本ストックは、青森県と同様の方法にて導出した。就業者数は、2009年度における鳥取県県民経済計算付表2の就労者数から公務を除いた値を用いた。

図1の青森県のインパルス応答関数と図2における鳥取県のそれは非常に似通っている。よって、鳥取県においても非伝統的金融政策は長期金利の低下を通じて鉱工業生産指数を増大させているのであろうか？全産業活動指数、全国の消費者物価指数、鳥取県の鉱工業生産指数、鳥取県の消費者物価指数、マネタリーベース、金利（10年物国債利回り、貸出約定平均金利）、実効為替相場、株価の順に変数を並べた構造VARモデルを推定し、鳥取県の鉱工業生産指数と物価に関する非伝統的金融政策の波及経路を探ってみたが、グランジャーの因果性検定とインパルス応答分析を通じて結果に頑健性のある波及経路を見つけることはできなかった。その意味では、青森県と鳥取県における金融政策の波及経路は同一とは言えない。ただし、鳥取県の第2次産業のシェアは、22.3%であり、鉱工業生産指数を県全体の生産活動の代理変数とするのは、若干問題があるかもしれない。よって、次節以降では、鳥取県における経済活動の水準を表す変数を鉱工業生産指数から完全失業率に変更して非伝統的金融政策の波及経路を探っていく。

2節では、推定に用いる構造VARモデルとデータの説明を行う。3節では、8変数VARモデルを推定し、鳥取県における非伝統的金融政策の波及経路を探していく。4節では、VARモデルの変数の数を減少させることで、3節で得られた結果の妥当性を補強していく。5節で結論を述べる。

2. 推定式とデータ

2.1 推定式

本稿で用いるVARモデルの変数の順番は、全産業活動指数、全国の消費者物価指数、鳥取県の失業率、鳥取県の消費者物価指数、マネタリーベース、金利、為替相場、株価である。また、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かける。このVARモデルでは、日本銀行が全国の生産と物価水準、鳥取県の経済活動水準と物価を観測後に金融政策を決定し、これらの実体経済の変数は、マネタリーベースショックに1期遅れて反応するが、金利などの金融市場の変数はすぐに反応すると仮定していることになる。また、金融変数を金利、為替相場、株価の順番に並べているのは、宮尾（2016）などの先行研究に従った結果である。

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

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

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、 U_t は鳥取県の完全失業率、 CPI_t は鳥取県の物価、 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、金利（長期金利、短期貸出金利）、実質及び名目実効為替相場、株価である。長期金利は $R10_t$ 、短期貸出金利は $SRSL_t$ 、実質為替相場は、 RFX_t 、名目為替相場は、 NFX_t 、株価は、 $STOCK_t$ で表記する。 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。

2.2 時系列データ

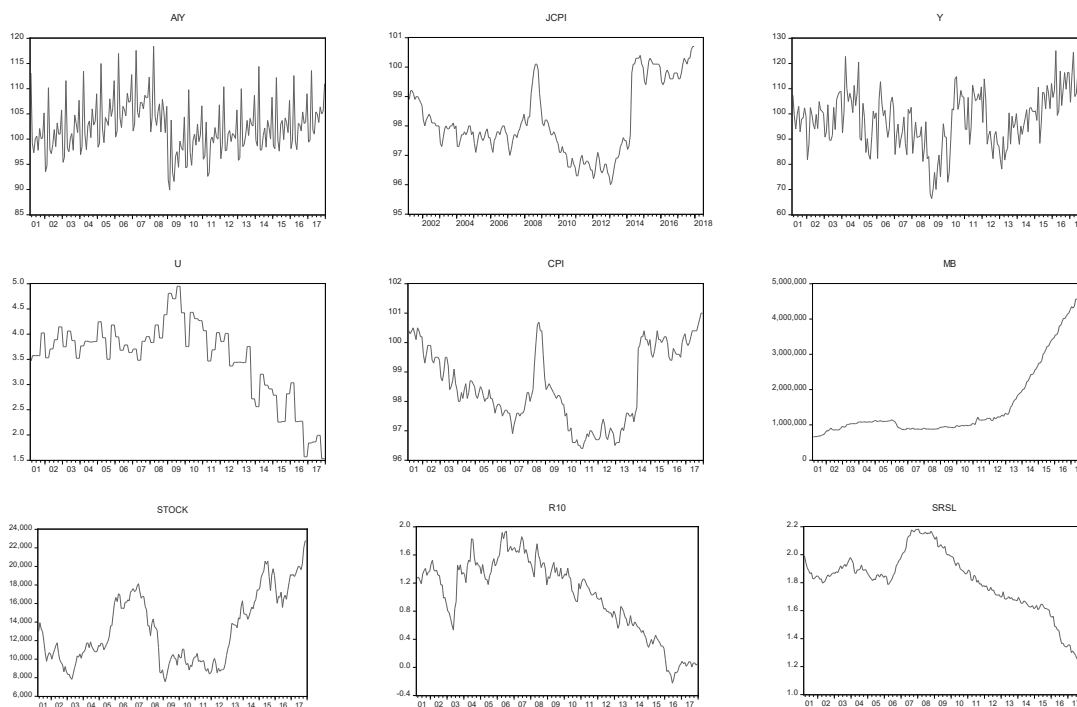
推定期間は、宮尾（2016）、宮本（2016）などの先行研究に倣い、量的緩和政策が発動された2001年3月から2017年12月とする。終点を2017年12月としたのは、筆者の行った青森、秋田、岩手、北海道における本稿と同様の分析と比較するためである。使用するデータは、全て月次データであり、詳細は表1に記述した。

失業率、長期金利と短期貸出金利以外の変数は、季節調整後の値を対数化し100を乗じている。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、鳥取県の全体の経済活動の水準を表す変数として完全失業率を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。また金利には主に地方銀行の短期貸出金利を用いる。理由は、鳥取県には都市銀行の支店は1つ、信託銀行の支店も1つのみであり、鳥取県内の金利としては地方銀行の値を用いるのが適切であると判断するからである⁵。

⁵ 帝国データバンクのメインバンク実態調査によると、鳥取県の企業のメインバンクは地銀である山陰合同銀行と鳥取銀行の2行合計で74.32%のシェアを占めている。このことも金利に地方銀行の短期貸出約定平均金利を用いる理由である。また短期貸出金利は、プライムレートの変更後、通常は1か月で、遅くとも3か月で適用金利が改定され、金融市場の実勢を反映しやすい点も短期貸出金利を選択した理由である。

表1：時系列データ

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
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
Y：鳥取県の生産高	鳥取県鉱工業生産指数	2010年 = 100、X-12-ARIMAにて季節調整済み 2005年と2008年の1-3月の値をもとに接続させた	鳥取県 令和新時代創造本部
U：鳥取県の失業率	鳥取県完全失業率	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：鳥取県の物価水準	鳥取県消費者物価指数	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
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
SRSL：短期貸出金利	地方銀行貸出約定平均金利	地方銀行の短期貸出におけるストックベースの平均金利、X-12-ARIMAにて季節調整済み	日本銀行
NFX：名目為替相場	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
RFX：実質為替相場	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



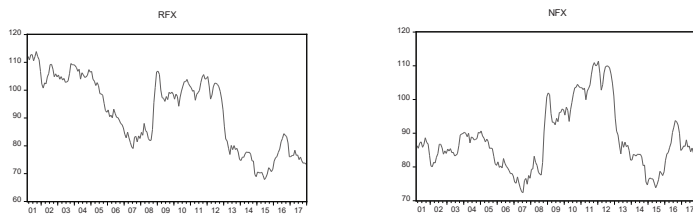


図3. 時系列データ⁶

3. 鳥取県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、全国の生産活動水準、全国の物価、鳥取県の完全失業率、鳥取県の物価、マネタリーベース、長期金利、為替相場、株価の順に変数を並べた8変数VARモデルを推計することで、当該県の非伝統的金融政策の波及経路を分析する。

3.1 長期金利、名目為替相場を用いる8変数VARモデル

3.1.1 Grangerの因果性検定

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値は表2となる⁷。

表2：R10、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	—	0.3735	0.5127	0.4737	0.2249	0.3164	0.6910	0.5869
JCPI	0.1390	—	0.0231	0.2633	0.7070	0.8272	0.5829	0.8540
U	0.5409	0.9482	—	0.5445	0.2086	0.8555	0.9021	0.7546
CPI	0.8462	0.0173	0.0115	—	0.6330	0.5802	0.0642	0.3915
MB	0.0133	0.8961	0.5414	0.2628	—	0.1435	0.0547	0.3772
R10	0.6212	0.6122	0.1049	0.2688	0.0002	—	0.1650	0.4882
NFX	0.0022	0.0190	0.2626	0.2048	0.2720	0.7652	—	0.2340
STOCK	0.2638	0.6258	0.0023	0.9353	0.8477	0.1451	0.0001	—

このGrangerの因果性検定の有意水準を10%に設定すると、マネタリーベースから鳥取県の完全失業率と物価へ至るGrangerの意味での因果性は、「MB→NFX→JCPI→U」のみである。

⁶ 完全失業率のみ季節調整済みデータを表示し、他の変数は原データである。

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。また、この8変数の最大和文次数は1であるので、Toda and Yamamotoの方法に従いラグ次数3のVARモデルを推計し、Grangerの因果性検定を行っている。以降の分析でも同様の方法でGrangerの因果性検定を実行する。

3.1.2 インパルス応答分析

この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インパルス応答関数は図4である。ラグ次数は、AIC基準により2を選択した。

図4の1行1列目のグラフでは、金融政策ショックに対してAIYは有意な反応を示していない。1行2列目のグラフでは全国の物価水準は3期後から概ね有意にプラスの反応を示している。1行3列目のグラフでは、鳥取県の完全失業率が、金融政策ショックに対して12期後から有意にマイナスの反応を示している。2行1列目のグラフでは、鳥取県の物価が、1期後から概ね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、長期金利が10期後程度から統計的に弱い意味でマイナスの反応を示し、3行2列目のグラフで、株価が20期後から統計的に弱意味でプラスの反応を示している。3行1列目のグラフで名目為替相場は、有意な反応を示していない。よって、Ganger検定で導出された「MB→NFX→JCPI→U」という関係はインパルス応答分析では支持されない。

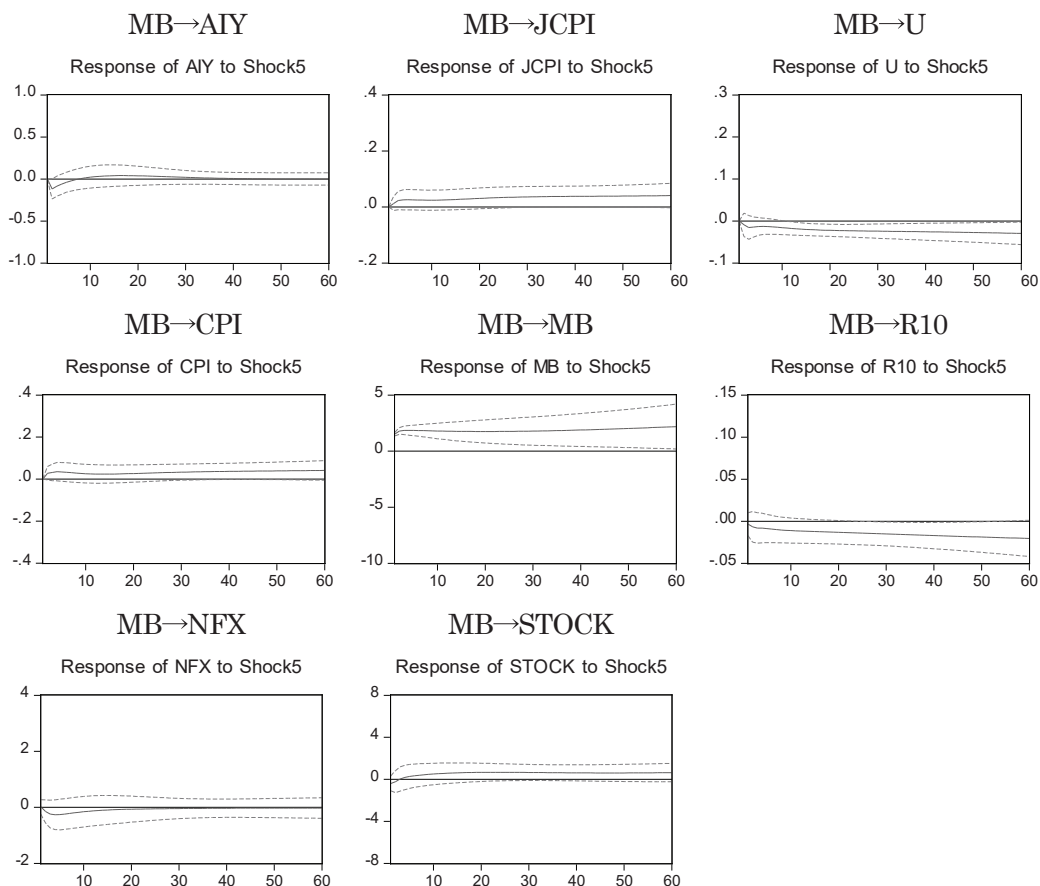


図4. R10、NFXを含む8変数VARモデルの金融政策ショックに対するインパルス応答関数

各変数が金融政策ショックに反応した時期の前後を考慮すると、「MB→R10→U」⁸、「MB→JCPI→CPI」⁹という関係が成立するが、これらはGrangerの意味での因果性を有していない。

以上の分析から非伝統的金融政策ショックに対して鳥取県の失業率は下落し物価は上昇するインパルス反応が得られるが、その波及経路はこのモデルでは特定できない。また、為替相場を実質為替相場に置き換えた8変数VARモデルにおいても、非伝統的金融政策ショックに対して鳥取県の失業率は下落し物価は上昇するインパルス反応が得られるが、やはりその波及経路を特定することは出来ない。よって、この結果の提示は割愛する。

3.2 短期貸出金利、名目為替相場を用いる8変数VARモデル

本項では、金利に長期金利ではなく短期貸出金利を用いる。鳥取県の企業の多くが影響を受けるのは直接金融市場の変数ではなく間接金融市場の値であろう。よって、推定に用いる金利を国債利回りから地方銀行のストックベースの短期貸出金利に置き換え、AIY、JCPI、U、CPI、MB、SRSL、NFX、STOCKの順番に変数を並べた8変数VARモデルを推定する。

3.2.1 Grangerの因果性検定

8変数VARモデル(AIY、JCPI、U、CPI、MB、SRSL、NFX、STOCK)におけるGrangerの因果性検定のp値は表3となる。

表3：SRSL、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	SRSL	NFX	STOCK
AIY	—	0.3259	0.5502	0.2863	0.1538	0.3628	0.7048	0.6993
JCPI	0.4182	—	0.5815	0.2517	0.6063	0.0344	0.9828	0.7435
U	0.6007	0.3311	—	0.1018	0.1128	0.0484	0.9774	0.4378
CPI	0.9278	0.0152	0.3301	—	0.6804	0.0010	0.2164	0.5225
MB	0.0724	0.3674	0.2768	0.3601	—	0.0018	0.0248	0.5483
SRSL	0.7651	0.0036	0.0167	0.0020	0.8538	—	0.0036	0.0077
NFX	0.0069	0.0041	0.9172	0.0585	0.3050	0.0000	—	0.7529
STOCK	0.1524	0.4803	0.3355	0.6811	0.4024	0.0010	0.0000	—

Grangerの因果性検定の結果において、有意水準を10%に設定すると、マネタリーベースから鳥取県の完全失業率と物価へ至るGrangerの意味での因果性は、「MB→NFX→CPI→JCPI→SRSL→U」、
「MB→NFX→JCPI→SRSL→U」、
「MB→NFX→CPI→SRSL→U」、
「MB→SRSL→U」、
「MB→NFX→SRSL→U」、
「MB→NFX→JCPI→SRSL→CPI」、
「MB→SRSL→CPI」、

⁸ Uは、R10ショックに4期後に有意にプラスの反応を示している。

⁹ CPIは、JCPIショックに対して0期後から11期後程度までプラスの反応を示す。

「MB→NFX→SRSL→CPI」、 「MB→NFX→CPI」、 「MB→SRSL→NFX→CPI」である。

3.2.2 インパルス応答分析

この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インパルス応答関数は図5である。ラグ次数は、AIC基準により2を選択した。

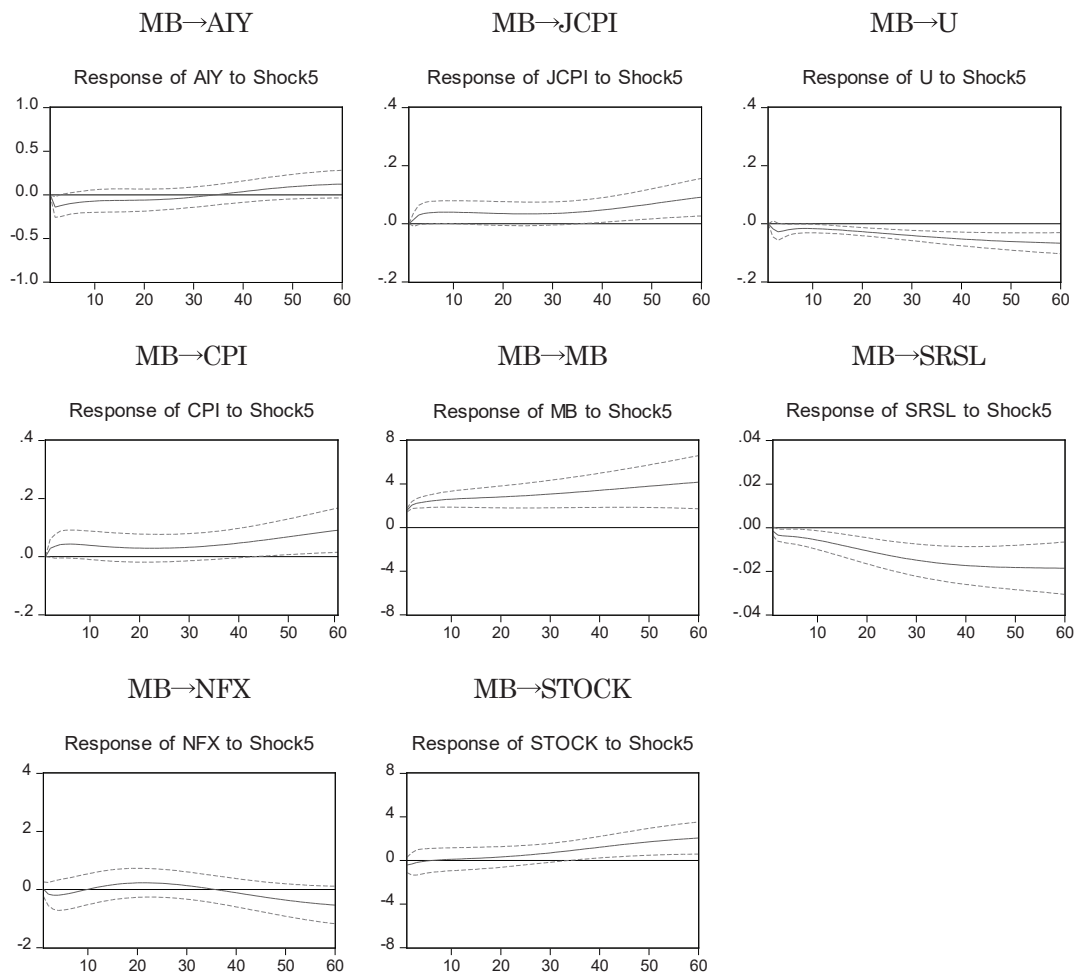


図5. SRSL、NFXを含む8変数VARモデルの金融政策ショックに対するインパルス応答関数

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AIYは40期後から統計的に弱い意味でプラスの反応を示している。1行2列目のグラフでは全国の物価水準は3期後から有意にプラスの反応を示している。1行3列目のグラフでは、鳥取県の完全失業率が、金融政策ショックに対して、3期後から統計的に弱い意味で、13期後から有意にマイナスの反応を示している。2行1列

目のグラフでは、鳥取県の物価が、1期後から概ね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、短期貸出金利が1期後から有意にマイナスの反応を示し、3行1列目のグラフで、名目為替相場が50期後から統計的に弱い意味で円安の反応を示している。3行2列のグラフでは、株価が33期後から有意にプラスの反応を示している。AIY、NFX、STOCKが金融政策ショックに有意に反応するのは、UとCPIよりも遅い。よって、Granger検定で成立した波及経路のうち、これらが含まれるものは、インパルス応答分析では成立しない。残った関係は、「MB→SRSL→U」と「MB→SRSL→CPI」である。図6によれば、短期貸出金利ショックは、失業率を3期後から24期後まで有意に増大させるが、CPIは30期後程度から統計的に弱い意味でしかマイナスの反応を示さない。よって、金融政策の波及経路は、完全失業率に関しては、短期貸出金利SRSLであろう。物価に関しては一定の留意の下、短期貸出金利SRSLである可能性がある。

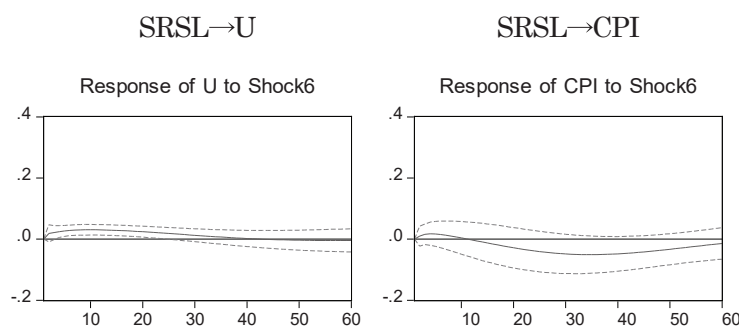


図6. SRSL、NFXを含む8変数VARモデルのその他のインパルス応答関数

3.3 短期貸出金利、実質為替相場を用いる8変数VARモデル

為替相場を名目から実質為替相場に変更して同様の分析を行う。

3.3.1 Grangerの因果性検定

8変数VARモデル(AIY、JCPI、U、CPI、MB、SRSL、RFX、STOCK)におけるGrangerの因果性検定のp値は表4となる。

Grangerの因果性検定の結果において、有意水準を10%に設定するとマネタリーベースから鳥取県の完全失業率と物価へ至るGrangerの意味での因果性は、「MB→SRSL→U」、「MB→RFX→SRSL→U」、「MB→STOCK→RFX→SRSL→U」、「MB→SRSL→CPI」、「MB→RFX→SRSL→CPI」、「MB→STOCK→RFX→SRSL→CPI」、「MB→RFX→CPI」、「MB→SRSL→RFX→CPI」、「MB→STOCK→RFX→CPI」、「MB→SRSL→STOCK→RFX→CPI」、である。

表4：SRSL、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	SRSL	RFX	STOCK
AIY	—	0.1499	0.6037	0.2054	0.3154	0.1338	0.5771	0.4475
JCPI	0.0629	—	0.5573	0.1853	0.8737	0.8479	0.5228	0.3162
U	0.4792	0.4480	—	0.1771	0.0898	0.1301	0.9872	0.2921
CPI	0.3383	0.0061	0.3342	—	0.9615	0.7226	0.0584	0.1753
MB	0.0611	0.6460	0.1612	0.2859	—	0.0150	0.0485	0.0464
SRSL	0.2030	0.0068	0.0172	0.0041	0.6001	—	0.0103	0.0007
RFX	0.0139	0.0028	0.6377	0.0872	0.0067	0.0332	—	
STOCK	0.0011	0.4702	0.1436	0.9580	0.0492	0.3521	0.0001	0.0555

3.3.2 インパルス応答分析

この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インパルス応答関数は図7である。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、金融政策ショックに対してAIYは40期後から統計的に弱い意味でプラスの反応を示している。1行2列目のグラフでは全国の物価水準は5期後から統計的に弱い意味でプラスの反応を示している。1行3列目のグラフでは、鳥取県の完全失業率が、金融政策ショックに対して5期後から有意にマイナスの反応を示している。2行1列目のグラフでは、鳥取県の物価が、1期後から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、短期貸出金利が0期後から統計的に弱い意味でマイナスの反応を示し、3期後から有意にマイナスの反応を示している。3行1列目のグラフで、実質為替相場が40期後から有意に円安の反応を示している。3行2列のグラフでは、株価が27期後から有意にプラスの反応を示している。AIY、RFX、STOCKが金融政策ショックに有意に反応するのは、UとCPIよりも遅い。よって、Granger検定で成立した波及経路のうち、これらが含まれるものは、インパルス応答分析では成立しない。残った関係は、「MB→SRSL→U」と「MB→SRSL→CPI」である。

図8によれば、短期貸出金利ショックは、失業率を3期後から有意に増大させるが、CPIは40期後から統計的に弱い意味でしかマイナスの反応をしない。よって、金融政策の波及経路は、完全失業率に関しては、この分析においても短期貸出金利SRSLであろう。物価に関しても、前項と同じく、一定の留意の下、短期貸出金利SRSLである可能性がある。

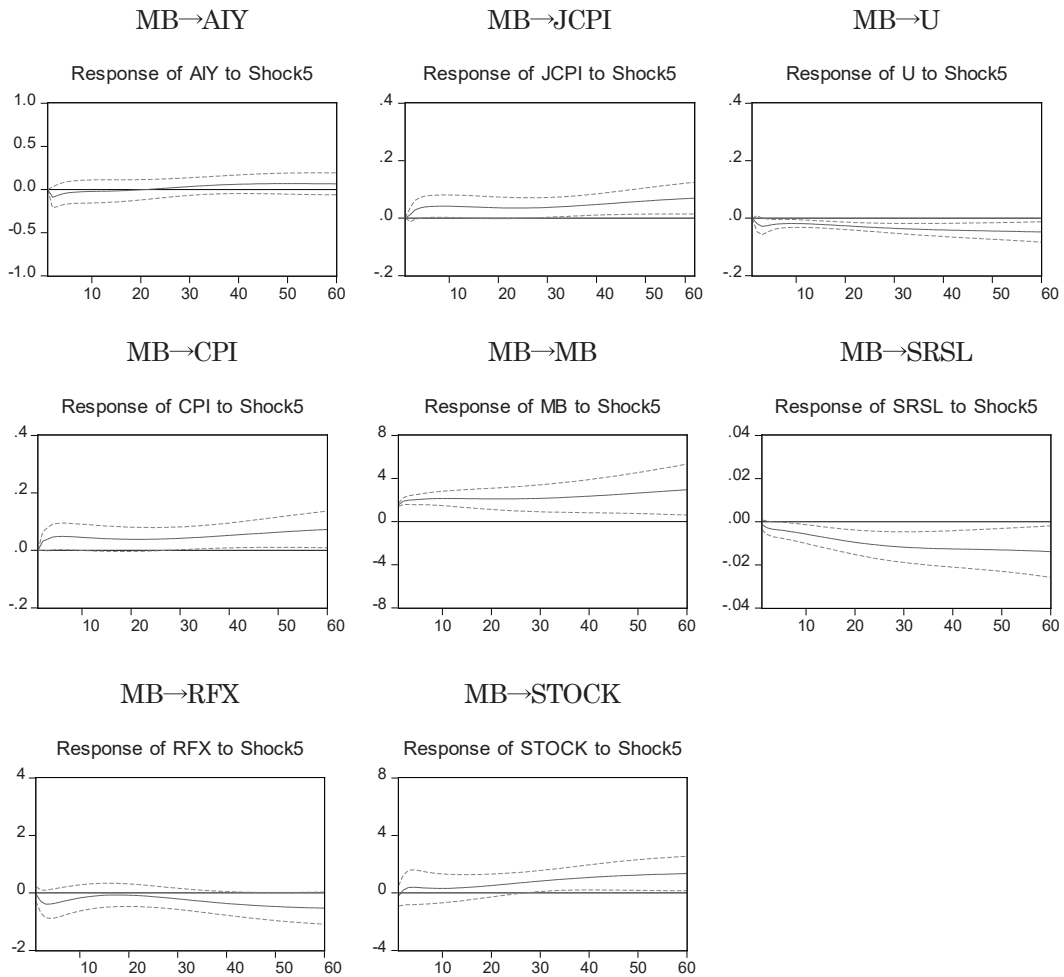


図7. SRSL、RFXを含む8変数VARモデルの金融政策ショックに対するインパルス応答関数

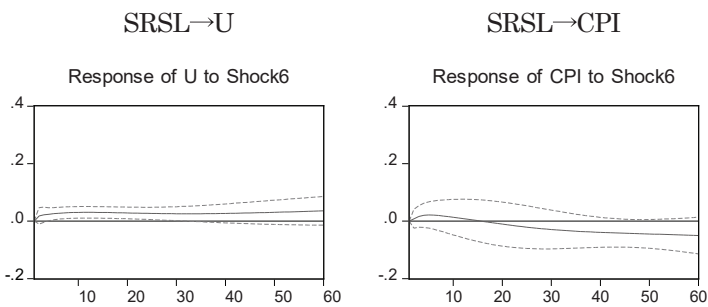


図8. SRSL、RFXを含む8変数VARモデルのその他のインパルス応答関数

以上の分析から鳥取県のマクロ経済に対する非伝統的金融政策の波及経路は、短期貸出金利SRSLであると考えられる。次節では、変数の数を減少させても同様の結果が得られるかを確認してゆく。

4. 鳥取県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

本節では、8変数VARモデルから株価STOCKを取り除いて分析を行う。前節では3つのパターンの8変数VARモデルの結果を提示した。インパルス応答分析においては、金融政策ショックに対して株価が有意に反応する時期が、鳥取県の完全失業率と物価よりも遅いため常に波及経路の候補から外れてしまう。また、Granger検定において、波及経路の候補に株価が登場するのは、金利に短期貸出金利、為替相場に実質為替相場を用いる時のみである¹⁰。よって、株価を除いた7変数VARモデルを推定する。

4.1 短期貸出金利、名目為替相場を用いる7変数VARモデル

4.1.1 Grangerの因果性検定

7変数VARモデル(AIY、JCPI、U、CPI、MB、SRSL、NFX)におけるGrangerの因果性検定のp値は表5となる。

表5：SRSL、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	SRSL	NFX
AIY	—	0.4858	0.3183	0.3795	0.0791	0.7883	0.5569
JCPI	0.5208	—	0.1484	0.2078	0.9780	0.8156	0.8592
U	0.6258	0.4924	—	0.1604	0.1783	0.0958	0.9874
CPI	0.8027	0.0212	0.1150	—	0.9996	0.3221	0.2305
MB	0.0924	0.1237	0.5704	0.2958	—	0.1053	0.0941
SRSL	0.6972	0.0021	0.0007	0.0015	0.8114	—	0.0417
NFX	0.0000	0.0002	0.5950	0.0596	0.4253	0.0006	—

Grangerの因果性検定の結果において、マネタリーベースから鳥取県の完全失業率と物価へ至るGrangerの意味での因果性は、「MB→SRSL→U」、「MB→NFX→SRSL→U」、「MB→SRSL→CPI」、「MB→NFX→SRSL→CPI」、「MB→NFX→CPI」、「MB→SRSL→NFX→CPI」、である¹¹。

¹⁰ 推定結果の提示しなかった8変数VARモデル(AIY、JCPI、U、CPI、MB、R10、RFX、STOCK)においても、Grangerの因果性検定で株価が非伝統的金融政策の波及経路の候補には登場していない。

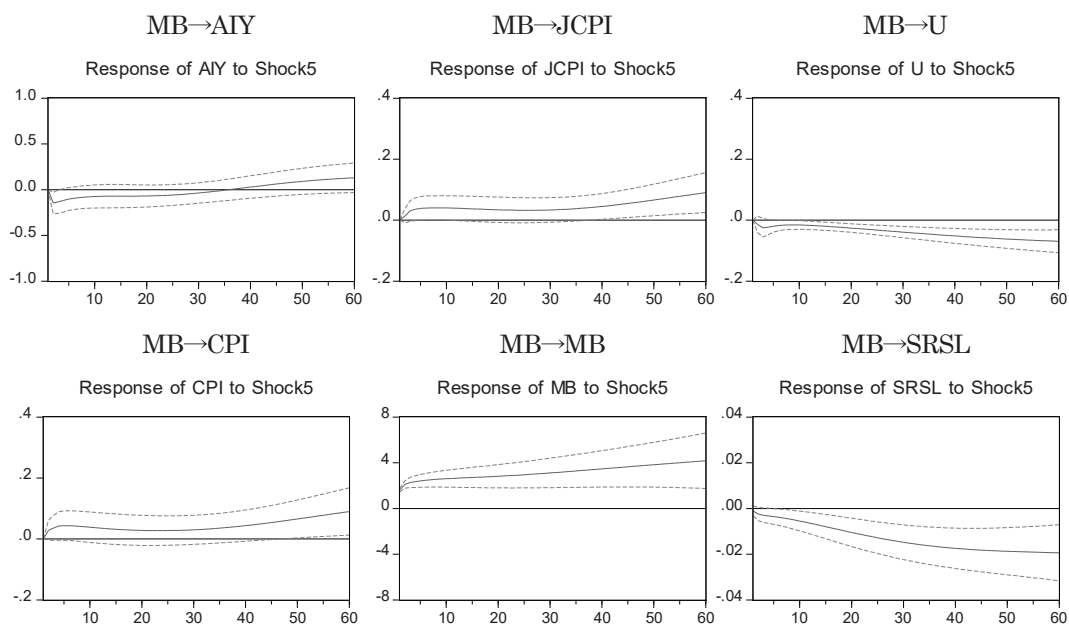
¹¹ ただし、MBからSRSLへのGrangerの意味での因果性のp値は、0.1053であり、有意水準を満たしていない。この因果性検定のみ有意水準を若干緩和して、MBからSRSLへのGrangerの意味で因果性が存在するものとする。

4.1.2 インパルス応答分析

この7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インパルス応答関数は図9である。ラグ次数は、AIC基準により2を選択した。

図9の1行1列目のグラフでは、金融政策ショックに対してAIYは40期後から統計的に弱い意味でプラスの反応を示している。1行2列目のグラフでは全国の物価水準は3期後から概ね有意にプラスの反応を示している。1行3列目のグラフでは、鳥取県の完全失業率が、金融政策ショックに対して4期後から統計的に弱い意味で、12期後から有意にマイナスの反応を示している。2行1列目のグラフでは、鳥取県の物価が、1期後から概ね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、短期貸出金利が1期後から統計的に弱い意味で、9期後から有意にマイナスの反応を示している。3行1列目のグラフで、名目為替相場が50期後から統計的に弱い意味で円安の反応を示している。名目為替相場NFXが金融政策ショックに有意に反応するのは、UとCPIよりも遅い。よって、Granger検定で成立した波及経路のうち、NFXが含まれるものは、インパルス応答分析では成立しない。残った関係は、「MB→SRSL→U」と「MB→SRSL→CPI」である。

図10によれば、短期貸出金利ショックは、失業率を0期後から24期後まで有意に増大させるが、CPIには30期後から45期後まで統計的に弱い意味でしかマイナスの反応を与えない。よって、非伝統的金融政策の波及経路は、完全失業率に関しては、この分析においても短期貸出金利SRSLであろう。物価に関しても、前節と同じく、一定の留意の下、短期貸出金利SRSLである可能性がある。



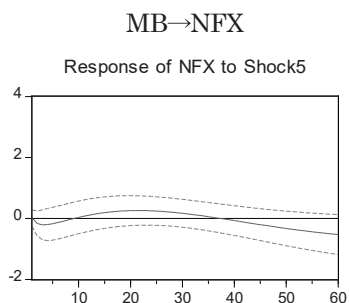


図9. SRSL、NFXを含む7変数VARモデルの金融政策ショックに対するインパルス応答関数

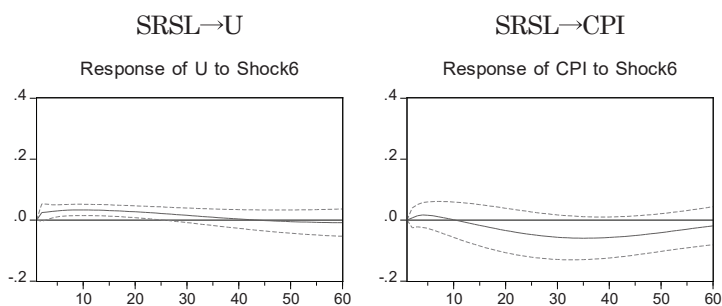


図10. SRSL、NFXを含む7変数VARモデルのその他のインパルス応答関数

4.2 短期貸出金利、実質為替相場を用いる7変数VARモデル

4.2.1 Grangerの因果性検定

7変数VARモデル(AIY、JCPI、U、CPI、MB、SRSL、RFX)におけるGrangerの因果性検定のp値は表6となる。

表6：SRSL、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	SRSL	RFX
AIY	—	0.0809	0.0807	0.1881	0.0253	0.2540	0.5937
JCPI	0.5436	—	0.2012	0.1378	0.8561	0.5109	0.3210
U	0.6526	0.5347	—	0.1691	0.1799	0.1196	0.9836
CPI	0.8595	0.0084	0.1977	—	0.8396	0.4195	0.0496
MB	0.3403	0.4561	0.3844	0.2453	—	0.0438	0.1555
SRSL	0.5962	0.0032	0.0019	0.0019	0.9244	—	0.0571
RFX	0.0197	0.0001	0.7835	0.0512	0.0950	0.0373	—

Grangerの因果性検定の結果において、有意水準を10%とすると、マネタリーベースから鳥取県の完

全失業率と物価へ至る Granger の意味での因果性は、「MB→SRSL→U」、 「MB→SRSL→CPI→RFX→AIY→U」、 「MB→SRSL→CPI」、 「MB→SRSL→RFX→CPI」、である。

4.2.2 インパルス応答分析

この7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インパルス応答関数は図11である。ラグ次数は、AIC基準により2を選択した。

図11の1行1列目のグラフでは、金融政策ショックに対してAIYは45期後から統計的に弱い意味でプラスの反応を示している。1行2列目のグラフでは全国の物価水準は3期後から概ね有意にプラスの反応を示している。1行3列目のグラフでは、鳥取県の完全失業率が、金融政策ショックに対して4期後から統計的に弱い意味で、12期以降有意にマイナスの反応を示している。2行1列目のグラフでは、鳥取県の物価が、1期後から概ね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、短期貸出金利が0期後から統計的に弱い意味でマイナスの反応を示し、9期後から有意にマイナスの反応を示している。3行1列目のグラフで、実質為替相場が43期後から有意に円安の反応を示している。AIYとRFXが金融政策ショックに有意に反応するのは、UとCPIよりも遅い。よって、Granger検定で成立した波及経路のうち、これらが含まれるものは、インパルス応答分析では成立しない。残った関係は、「MB→SRSL→U」と「MB→SRSL→CPI」である。

図12によれば、短期貸出金利ショックは、失業率を0期後から32期後まで概ね有意に増大させるが、CPIには40期以降、統計的に弱い意味でしかマイナスの反応を与えない。よって、非伝統的金融政策の波及経路は、完全失業率に関しては、短期貸出金利SRSLであろう。物価に関しては、従前と同じく、一定の留意の下、短期貸出金利SRSLである可能性がある。

本節における7変数VARモデルにおいても、3節と同様に非伝統的金融政策の波及経路は、「MB→SRSL→U」であり、条件付きで、「MB→SRSL→CPI」が成立する結果となった。なお、短期貸出金利を含まず金融政策の波及経路に為替相場と株価を想定した7変数VARモデルにおいても同様の分析を行ったが、為替相場と株価がマネタリーベースショックの波及経路になっている結果は得られなかった。

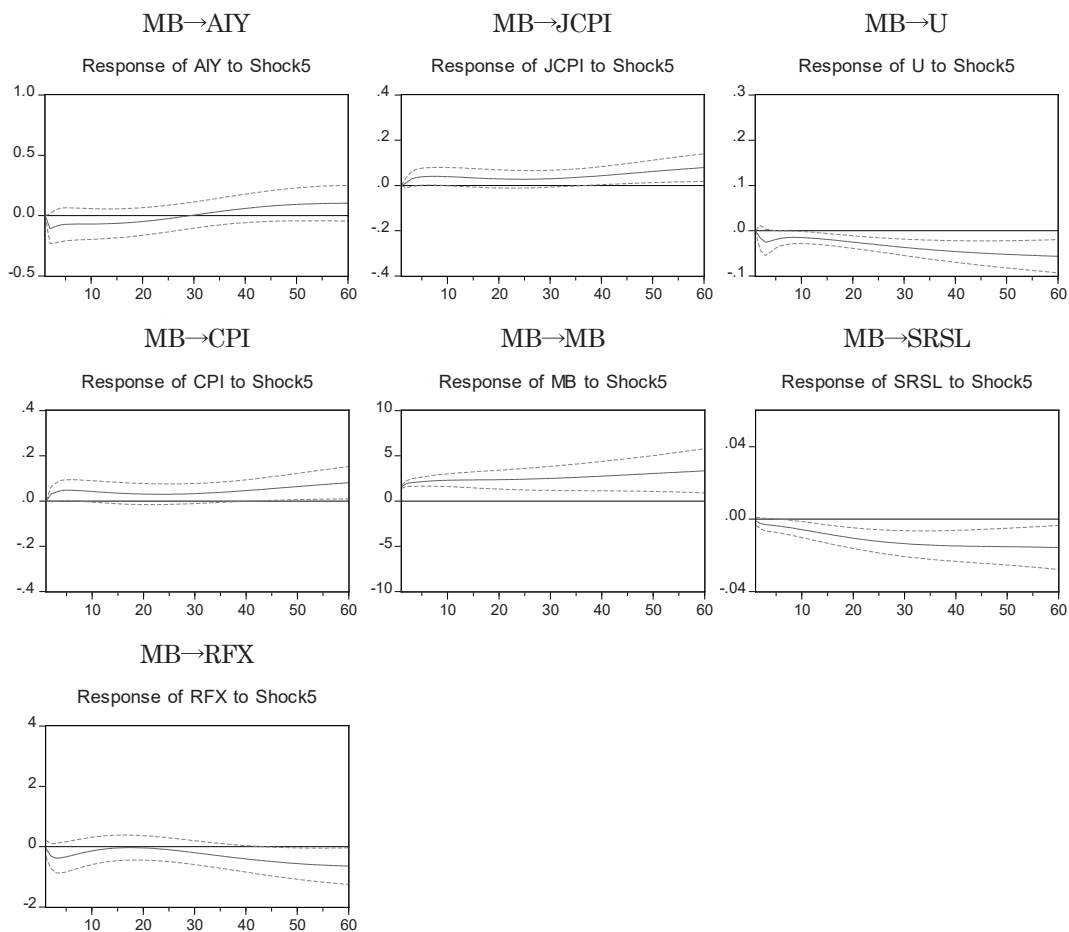


図11. SRSL、RFXを含む7変数VARモデルの金融政策ショックに対するインパルス応答関数

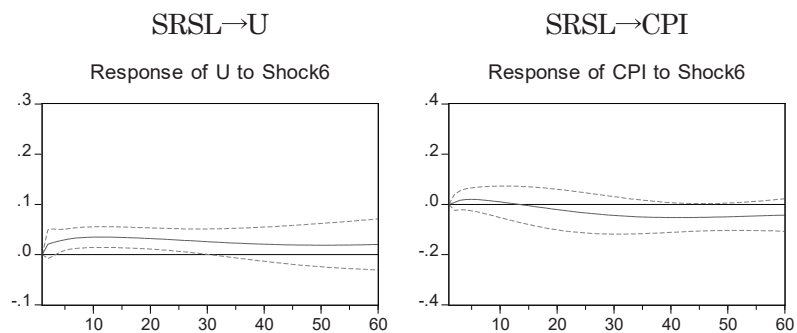


図12. SRSL、RFXを含む7変数VARモデルのその他のインパルス応答関数

5. 結論

上記の分析から鳥取県の実体経済に対する非伝統的金融政策の波及経路の候補は、短期貸出金利であった。よって、青森県と同じく伝統的な金利経路が鳥取県においても存在する可能性がある。ただし、青森県の波及経路は、長期金利であるのに対して、鳥取県の波及経路は、短期貸出金利である点に相違点がある。本研究の分析において金利として地方銀行のストックベースにおける長期金利を用いた分析も行ったが、生産、完全失業率、物価に関して、長期貸出金利が波及経路となっている推定結果は得られていない。その意味では、本研究の結果は、頑健性に一定の留意が必要であるが、一方で鳥取県では、短期金利による伝統的な金利経路が存在しているともいえる。

山本(2018a)では、青森県においては、マネタリーベースの増大が長期金利を低下させ、設備投資が行われた後に生産が増大するという金融政策の波及を想定した。その理由は、マネタリーベース増大ショックに対して、生産が統計的に有意に増大する時期が20か月後とかなり遅れて生じていることに起因する。それに対して鳥取県においては、マネタリーベース増大ショック後、すぐに短期貸出金利が低下し、3か月から5か月後に失業率が低下する、という比較的早い波及効果が確認された。よって、これは設備投資の増大によるものではなく、鳥取県の企業が、借入金利低下後に運転資金を増大させ、経済活動を活発化させていると考えるのが妥当であろう。そういう意味では、青森県と鳥取県の波及の実態は異なっている。ただし、青森県においても同様のメカニズムが存在する可能性がある。それには、本研究と同じく地方銀行の短期貸出金利を用いた分析を青森県においても実行する必要がある。

本研究の結果から鳥取県においても金融政策の波及経路が金利経路であることが確認された。非伝統的金融政策の効果を論じた先行研究の嚆矢である本田・黒木・立花(2010)では、マネタリーベースの増大ショックの波及経路は、株価の上昇が生産を増加させる、であった。それに対して、青森県や鳥取県のような民間資本ストックが低水準であるような地方中の地方と言える経済においては、株価や為替相場ではなく、未だ金利が金融政策の波及経路である。これは、都市部の企業の借入金利は十分に低下していようが、小規模企業の多い地方企業の借入金利には低下の余地があることを反映しているのかもしれない。図13は、上の線が地方銀行のストックベースの短期貸出約定平均金利、下の線が都市銀行の同様の金利をグラフ化したものである¹²。両者の差は、始点の2001年3月では、0.45%であるが、終点の2017年12月では、0.77%に拡大している。また、小規模企業の多い地方企業の主要な資金調達先は、いまだ銀行であろう。マネタリーベース増大後、短期貸出金利が低下し、失業率が下がるという本研究の結果は、地方企業に対して未だに銀行の果たす役割が重要であることを反映しているのかもしれない。Matousek et al. (2019)は、日本における2001年以降の量的緩和ショックは、第一、第二地方銀行の貸出供給の増加と証券保有の増大を通じて実質GDPとインフレ率の上昇をもたらすことをパネルVARモデルにて明らかにしている。

¹² ただし、推定に用いた変数とは異なり、図13の都市銀行及び地方銀行の短期貸出約定平均金利は季節調整を行っていない。

この傾向は、銀行の規模が小さいほど強くなる¹³。本研究の実証結果は、彼らの研究結果と整合的である。現在の低金利政策の下で、地域銀行は厳しい経営環境におかれており、県境を越えた合併や統合が取りざたされている。一般的に市場の寡占化は、価格の上昇と産出量の低下を招く。銀行業が寡占化すれば、預金金利の低下と貸出金利の上昇及び預金額・貸出額の減少が生じるであろう。よって、地域銀行の寡占化は、本研究で確認された貸出金利の低下による非伝統的金融政策の効果を低下させる可能性があり、やっかいな問題となりうる。

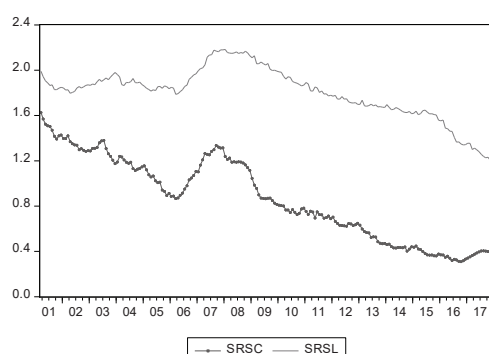


図13. 都市銀行の短期貸出金利 (SRSC) と地方銀行の短期貸出金利 (SRSL)

残された課題は、推定期間が長期間であるため、鳥取県経済の構造変化を考慮すべきかもしれないし、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、量的・質的金融緩和政策期、及びマイナス金利政策期を含むため金融政策の変更による構造変化を考慮すべきかもしれない。本研究では、構造VARモデルにおける制約を通常のリカーシブ制約を使用したが、当期の鳥取県の経済状態が当期の金融変数に影響を及ぼさないような制約をおく必要があるかもしれない。また、青森県や地方中の地方と呼べるような他の自治体において地方銀行の貸出金利が非伝統的金融政策の波及経路になりうるかを検証する必要性を感じている。これらは残された課題といたしたい。

参考文献

- 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.
- 宮本弘暁 (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.

¹³ また、Matousek et al. (2019) においては、不良債権比率の高い地方銀行の貸出供給と証券保有の増大を通じて非伝統的金融政策が実質 GDP とインフレ率を上昇させることも示されている。

- 山本康裕 (2018a) 「非伝統的金融政策と青森県のマクロ経済—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.4, pp.137-174.
- 山本康裕 (2018b) 「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 (2019a) 「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.
- 山本康裕 (2019b) 「北海道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.7, pp.153-177.
- Matousek, R., Papadamou, S. T., Šević, A., & Tzeremes, N. G. (2019). “The effectiveness of quantitative easing: evidence from Japan.” *Journal of International Money and Finance*, 99, pp.1-15.