

非伝統的金融緩和政策が滋賀県経済に与えた影響

吉田 桂

1. はじめに

本稿では、非伝統的金融緩和政策が、滋賀県の経済に対してどのような影響を与えたか、その特徴を分析する。

金融政策は全国一律に実施されるものであるが、各地域においてその影響は異なる可能性があるという視点から分析した先行研究がいくつかある。

家森（2002）は、社会的損失関数と政策反応関数の推定、および公的歩合の変更に関するイベント・スタディを実施し、大都市圏の経済状況が金融政策決定の際に重要な判断材料となっており、逆に言えば、大都市圏と景況の異なる地域にとっては、必ずしも望ましい金融政策が望ましいタイミングで実施されていたわけではないことを解明した。

井口（2009）は、地域ごとの鉱工業生産指数を用いて、金融政策の変更が行われた場合の各地域の構造変化の有無を、超外生性の概念を用いて検証した。具体的には、全国一律な金融政策変数を被説明変数とする周辺モデルと地域ごとの条件モデルを推定し、政策ショックに伴う構造変化が有意に観測されるか否か（超外生性の有無）を検定した。その結果、量的緩和政策の開始と終了をコントロールしたとしても、いくつかの地域では金融政策変数のパラメータに有意な構造変化が観測された。

大越（2011）は、鉱工業生産指数、消費者物価指数、コールレート、マネタリーベースを含む4変数構造VARモデルに、都道府県別の銀行貸出額と鉱工業生産指数を加えた6変数の構造VARモデルについて分析した。推定の結果、金融政策ショックが都道府県の銀行貸出や生産に与える効果は非対称であることが示され、担保価値（地価）の上昇率の低い地域は他の地域と比較して、金融政策ショックに対する生産への影響の程度が相対的に大きいという事実を見出した。これは、地価の下落が銀行のエージェンシー・コスト、モニタリング・コストを増加させていると解釈されるとしている。

ここで、非伝統的金融緩和政策が、滋賀県の経済に対してどのような影響を与えたか、を分析するに当たって参考にしたのが、青森県、秋田県、岩手県、北海道を分析した山本（2018a）、（2018b）、（2019a）、（2019b）である。最新の山本（2019b）を見ると、リカーシブ制約を課したVARモデルを用いている。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、全国の物価は、明確に有意にプラスの反応を示すのは6か月後であるという。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という。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という。そのほか、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可能性も示唆されたが、頑健な結果では

なかろうと結論付けている。

ここで、滋賀県に着目した理由は、山本の先行研究では、原則として各道県の鉱工業生産指数を用いて分析しているが、名目県内総生産に占める第2次産業の比率は、滋賀県が47.5%と、全国で最も高い比率を占めており、鉱工業生産指数で分析するのに最も適しているからである。製造業の比率で見ても、43.2%と最も高い。また、山本の先行研究と異なる点は、VARの推計期間を2001年3月から2019年12月までとし、その後滋賀県の鉱工業生産指数、失業率と消費者物価指数を2020年12月までその推計を延長して予測し、実際の値と比較することで、新型コロナウイルス蔓延の影響を見ることにある。ここで、山本の先行研究に倣って、変数を限定して、非伝統的金融政策が滋賀県の鉱工業生産指数に与える影響を分析することも考えたが、説明変数が不足する場合、正確な結果が得られない可能性があり、山本(2019b)の8変数VARモデルの北海道の完全失業率、消費者物価指数を滋賀県の変数に変えて、さらに、滋賀県の鉱工業生産指数を変数として追加し、9変数VARモデルとして分析する。

2. データと推計方法

山本の先行研究に倣って、データを見ていく。全て月次データであり、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、山本は2017年12月としているが、2018年から始まった世界経済の減速の影響も反映し、新型コロナウイルスが蔓延する直前までとするため、2年伸ばして、2019年12月までとする。使用する時系列データは以下のとおりである。

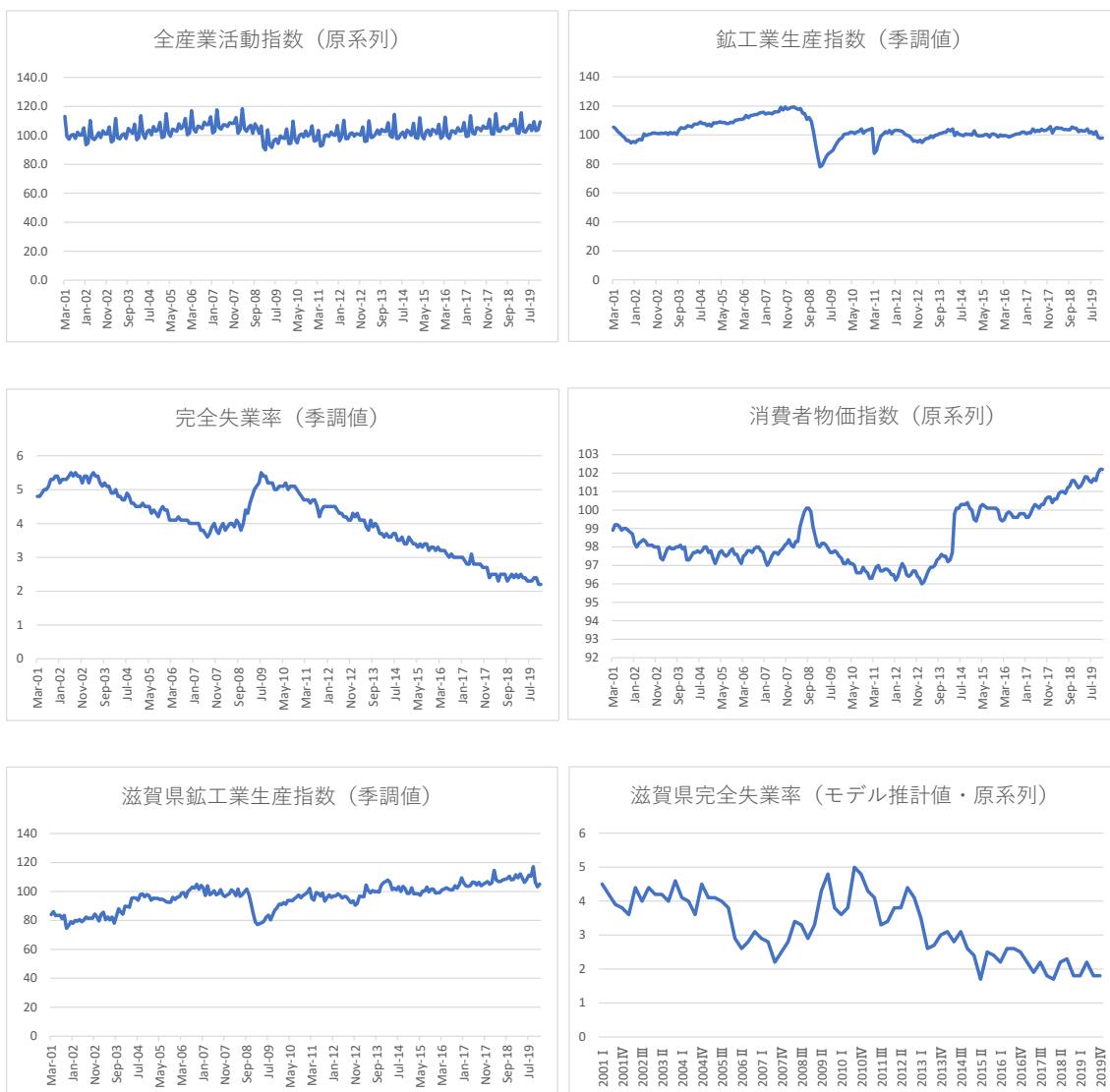
変数名	使用するデータ	説明	出所
AIY：日本経済の活動水準	全産業活動指数	農林水産業生産指数を除き、2010年=100、季節調整済み	経済産業省
Y：全国の生産高	鉱工業生産指数	2015年=100、季節調整済み	経済産業省
CPI：全国の物価水準	消費者物価指数	生鮮食料品除く総合、2015年=100、X-12-ARIMAにて季節調整	内閣府
U：全国の完全失業率	完全失業率	季節調整済み	総務省統計局
SY：滋賀県の生産高	滋賀県鉱工業生産指数	2015年=100、2007年以前は2010=100を接続指数で変換、季節調整済み	滋賀県
SU：滋賀県の失業率	滋賀県完全失業率	四半期データを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
SCPI：滋賀県の物価水準	大津市消費者物価指数	生鮮食料品除く総合、2015年=100、X-12-ARIMAにて季節調整	総務省統計局
MB：金融政策変数	マネタリーベース	季節調整済み	日本銀行
STOCK：株価	日経平均	終値。X-12-ARIMAにて季節調整	日本経済新聞社
R10：長期金利	日本国債10年物利回り	流通市場における固定利付国債の実勢価格に基づいて算出した10年物国債の半年複利金利（半年複利ベースの最終利回り）の日次データを各月で平均した値。X-12-ARIMAにて季節調整	財務省
RFX：実質実効為替相場	実質実効為替相場	X-12-ARIMAにて季節調整	日本銀行
NFX：名目実効為替相場	名目実効為替相場	X-12-ARIMAにて季節調整	日本銀行

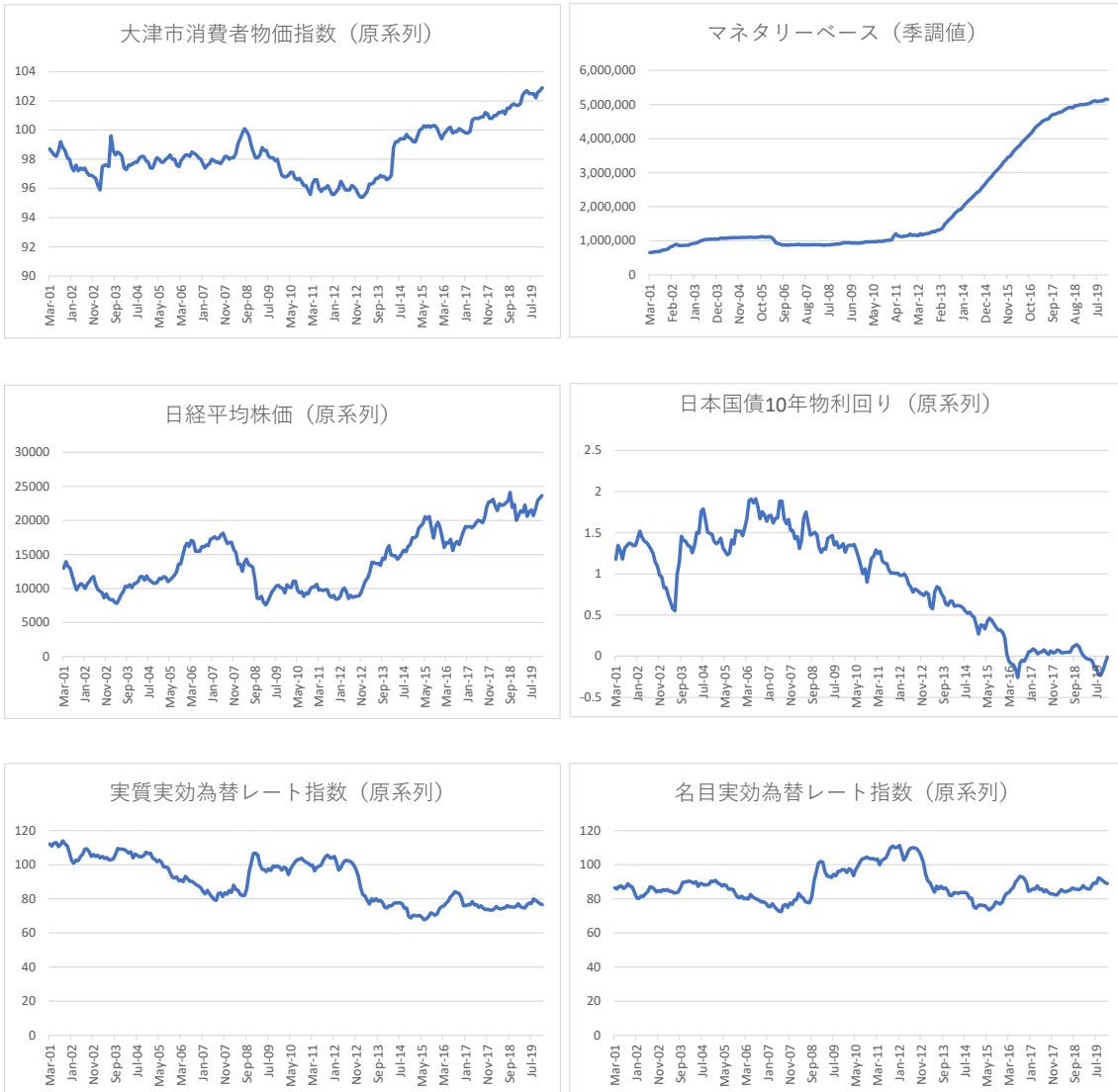
これらを、率である完全失業率と長期金利を除いて、対数変換し、100を掛けることとする。このような処置をしたデータは、データ名の前にLNと付ける。本稿で分析に用いるVAR

のラグ次数は、Toda and Yamamoto (1995) の手法を参考に、Augmented Dickey-Fuller 検定での和分次数と赤池の情報量規準での最適次数の和とする。

山本の先行研究に倣って、推計モデルは、グレンジャーの因果性のテストを行うため、通常の VAR モデルとする。

データをグラフで表すと以下のようなになる。





3. 実質実効為替相場を使った推計

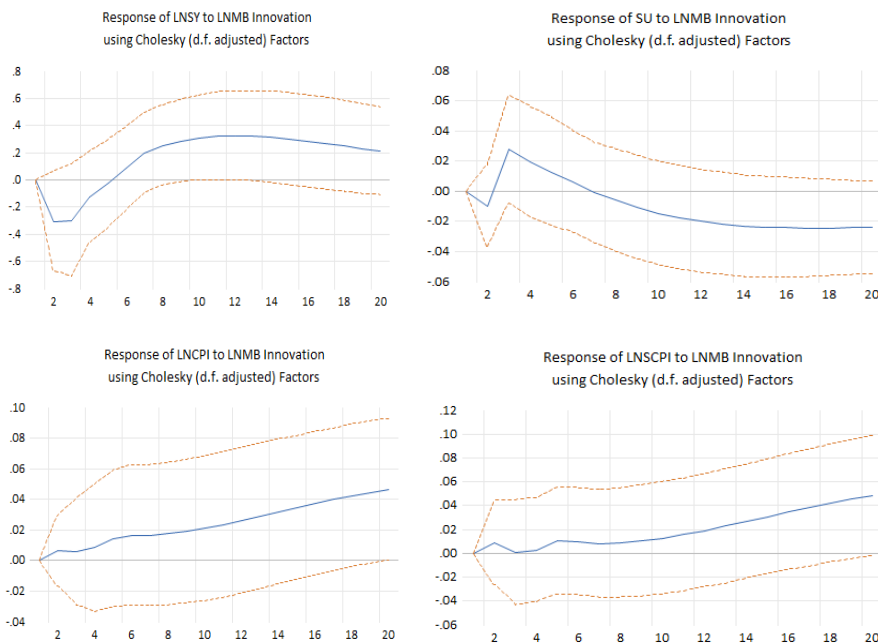
滋賀県の因果性構造を見るために、山本（2019b）に滋賀県鉱工業生産指数 LNSY を追加して、実質実効為替相場 LNRFX を含む 9 変数 VAR モデル（LNAIY、LNCPI、LNSY、SU、LNSCPI、LNMB、R10、LNRFX、LNSTOCK（変数の順番は左記のとおりとする））におけるグレンジャーの因果性検定の p 値は下記の表 2 となる。ラグ次数は 3 である。

表2：LNRFXを含む9変数VARモデルのグレンジャーの因果性検定のp値

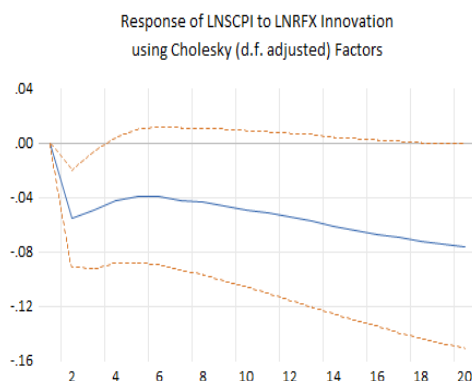
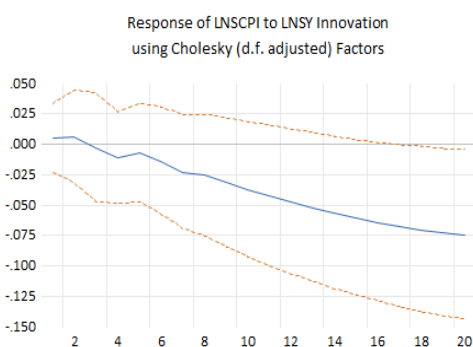
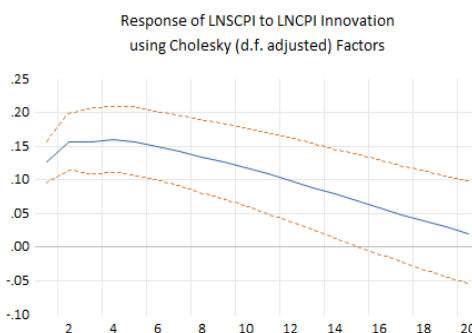
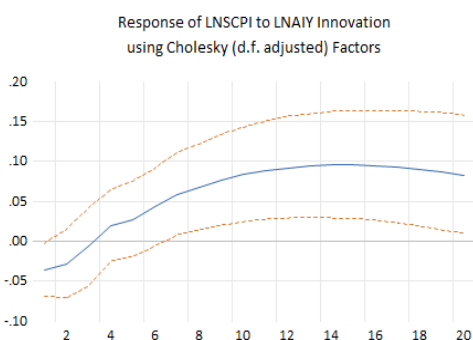
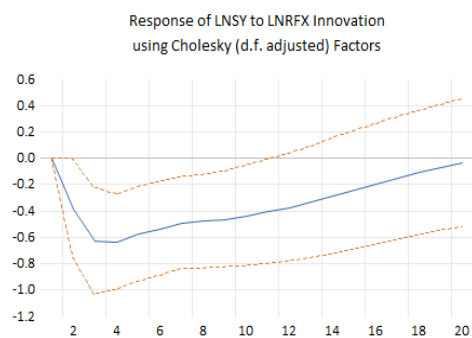
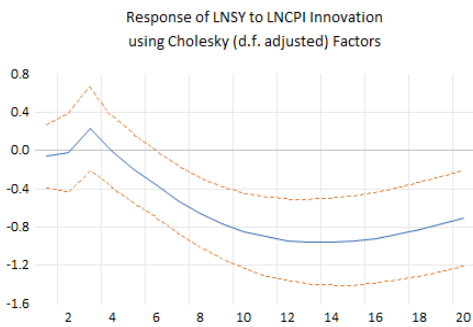
原因変数	結果変数								
	LNAIY	LNCPI	LNSY	SU	LNSCPI	LNMB	R10	LNRFX	LNSTOCK
LNAIY	—	0.0826	0.8797	0.3334	0.0112	0.0589	0.2589	0.9055	0.1034
LNCPI	0.1524	—	0.0052	0.7035	0.0000	0.1151	0.0257	0.6911	0.0001
LNSY	0.1062	0.9788	—	0.0346	0.8178	0.4856	0.8188	0.5964	0.1003
SU	0.9128	0.1404	0.3603	—	0.5008	0.4339	0.8985	0.3380	0.7848
LNSCPI	0.1051	0.2455	0.3116	0.5712	—	0.0713	0.0005	0.5219	0.0009
LNMB	0.4404	0.7901	0.0053	0.0429	0.7755	—	0.0021	0.1506	0.1018
R10	0.7533	0.2450	0.3342	0.1737	0.8009	0.0260	—	0.0034	0.3552
LNRFX	0.3574	0.0048	0.0340	0.1204	0.0160	0.0764	0.2367	—	0.4496
LNSTOCK	0.0414	0.8459	0.2603	0.0360	0.5006	0.8417	0.0006	0.0000	—

5%の有意水準で見ると、LNMB→LNSY、LNMB→SU、LNMB→R10、R10→LNMBの因果関係が見られる。LNCPI→LNSY、LNRFX→LNSY、LNAIY→LNSCPI、LNCPI→LNSCPI、LNSY→LNSCPI、LNRFX→LNSCPI、LNCPI→R10、LNRFX→LNCPI、LNSTOCK→LNRFXの因果関係も見られる。

上記のマネタリーベースと滋賀県経済の関係をインパルス応答関数で確認してみよう。



マネタリーベースの増加があつて、6か月後から滋賀県の鉱工業生産指数はプラスの反応を、8か月後程度から滋賀県の完全失業率はマイナスの反応を示している。消費者物価指数は、全国は直後にプラスの反応を示しているのに対し、滋賀県は4か月後程度からプラスの反応を示している。この結果は、山本の先行研究からも大きく外れていない。全国の鉱工業生産指数は、山本の先行研究からは有意な結果は示されておらず、推計期間、方法等が異なり、単純に比較できないが、わずかながら滋賀県の鉱工業生産指数の方がプラスの反応を示していると言える。



滋賀県の消費者物価指数が高くなると、滋賀県の鉱工業生産指数が低くなる事が分かる。実質実効為替相場が円高になると、滋賀県の鉱工業生産指数が低くなる事が分かる。全国の全産業活動指数が高くなると、滋賀県の消費者物価指数が高くなる事が分かる。全国の消費者物価指数が高くなると、滋賀県の消費者物価指数が高くなる事が分かる。滋賀県の鉱工業生産指数が高くなると、滋賀県の消費者物価指数が低くなり、これは意外であった。実質実効為替相場が円高になると、滋賀県の消費者物価指数が低くなり、円高になると輸入財の価格が下がることと符号する。

4. 名目実効為替相場を使った推計

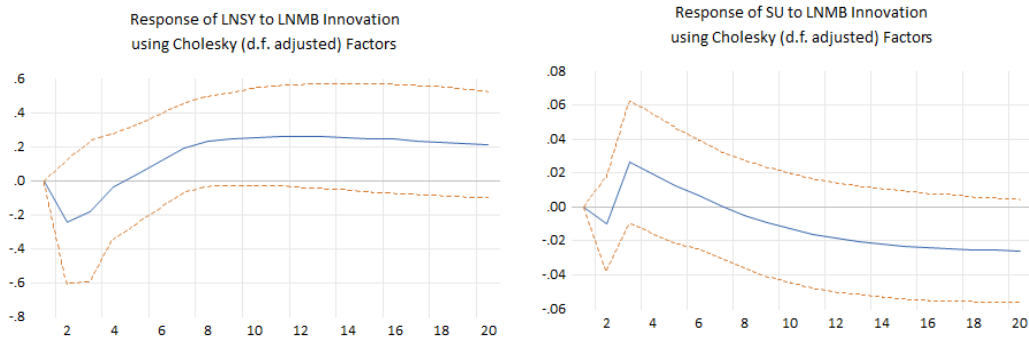
次に、滋賀県の因果性構造を見るために、山本（2019b）に滋賀県鉱工業生産指数 LNSY を追加して、名目実効為替相場 LNNFX を含む 9 変数 VAR モデル（LNAIY、LNCPI、LNSY、SU、LNSCPI、LNMB、R10、LNNFX、LNSTOCK（変数の順番は左記のとおりとする））におけるグレンジャーの因果性検定の p 値は下記の表 3 となる。ラグ次数は 3 である。

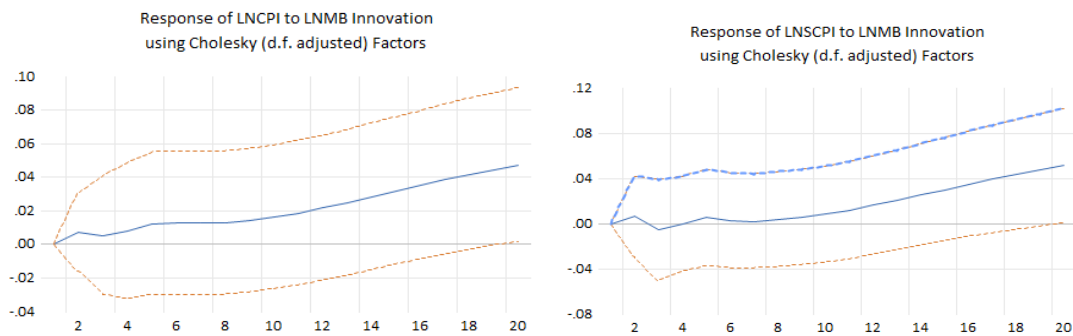
表 3：LNNFXを含む9変数VARモデルのグレンジャーの因果性検定の p 値

原因変数	結果変数	LNAIY	LNCPI	LNSY	SU	LNSCPI	LNMB	R10	LNNFX	LNSTOCK
LNAIY	—	—	0.2821	0.7218	0.1461	0.1606	0.0082	0.1477	0.1697	0.2880
LNCPI	0.0563	—	—	0.0108	0.7707	0.0000	0.3662	0.0548	0.8223	0.0000
LNSY	0.3606	0.8973	—	—	0.0202	0.9061	0.0244	0.7795	0.0021	0.2839
SU	0.7699	0.1752	0.6107	—	—	0.4085	0.5728	0.9867	0.7825	0.7582
LNSCPI	0.0814	0.2748	0.4498	0.5905	—	—	0.0781	0.0007	0.2566	0.0005
LNMB	0.1649	0.7733	0.0265	0.0565	0.6298	—	—	0.0044	0.0703	0.2194
R10	0.8504	0.2061	0.3525	0.1663	0.5135	0.0018	—	—	0.0033	0.3296
LNNFX	0.1364	0.0080	0.1065	0.3394	0.0070	0.0210	0.5405	—	—	0.3197
LNSTOCK	0.4429	0.8740	0.1118	0.0302	0.2722	0.6592	0.0015	0.0000	—	—

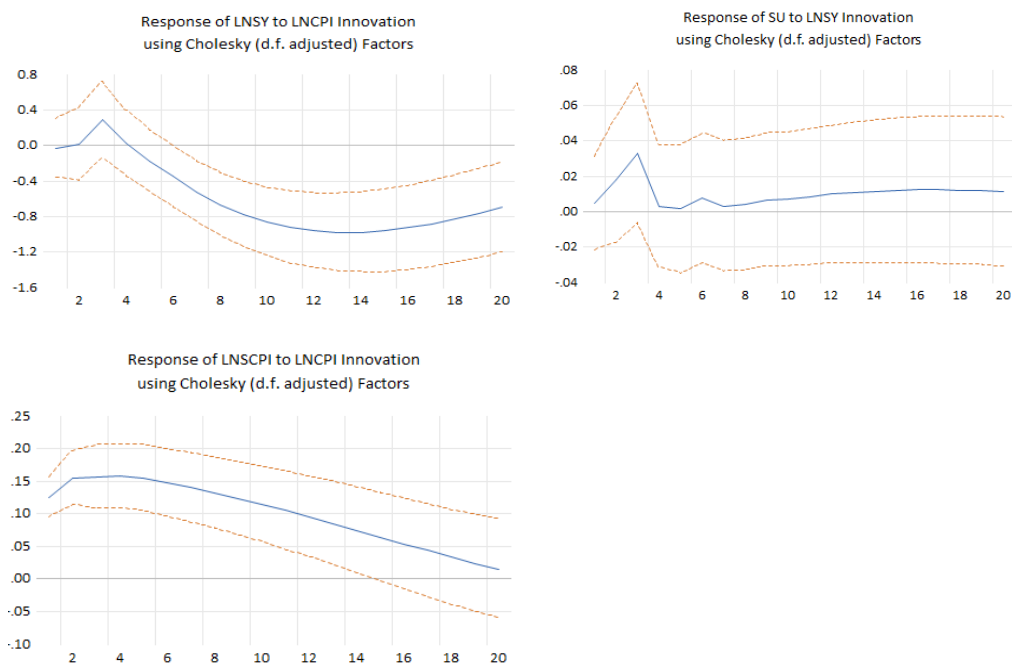
5%の有意水準で見ると、LNMB→LNSY、LNMB→R10、10%の有意水準で見ると、LNMB→SU、LNMB→LNNFX の因果関係が見られる。5%の有意水準で見ると、LNNFX→LNCPI、LNCPI→LNSY、LNSY→LNSU、LNCPI→LNSCPI、LNCPI→LNSTOCK の因果関係が見られる。また、LNSY→LNMB、LNSY→LNNFX の因果関係も見られる。

上記のマネタリーベースと滋賀県経済の関係をインパルス応答関数で確認してみよう。





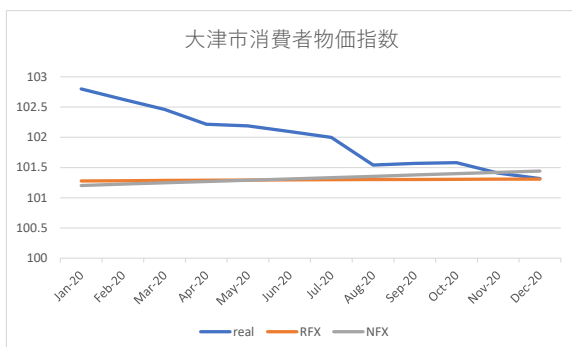
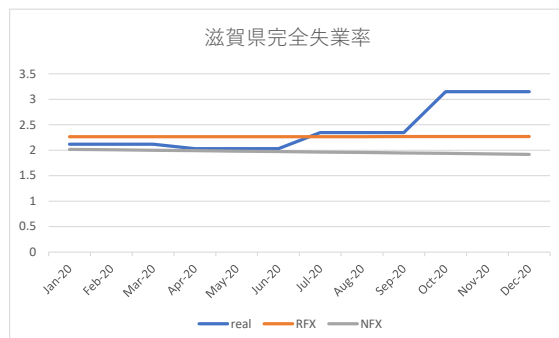
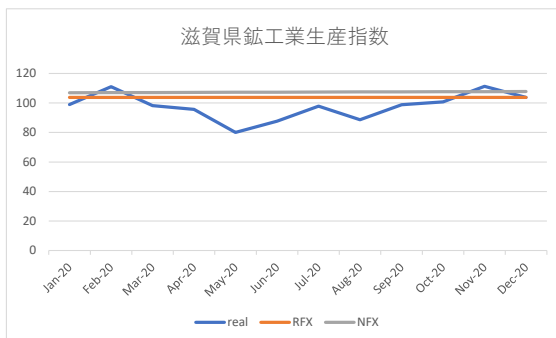
名目実効為替相場の場合、マネタリーベースの増加があつて、5か月後から滋賀県の鉱工業生産指数はプラスの反応を、8か月後から滋賀県の完全失業率はマイナスの反応を示している。消費者物価指数は、全国は直後からプラスの反応を示しているのに対し、滋賀県は7か月後程度からプラスの反応を示している。この結果は、山本の先行研究からも大きく外れていない。全国の鉱工業生産指数は、山本の先行研究からは有意な結果は示されておらず、推計期間、方法等が異なり、単純に比較できないが、わずかながら滋賀県の鉱工業生産指数の方がプラスの反応を示していると言える。



全国の消費者物価指数が高くなると、滋賀県の鉱工業生産指数が5か月後から低くなるのが分かる。滋賀県の鉱工業生産指数は、滋賀県の完全失業率にほとんど有意な影響を与えないのが分かる。全国の消費者物価指数が高くなると、滋賀県の消費者物価指数が高くなるのが分かる。

5. 予測値と実績値の比較

次に、2001年3月から2019年12月までのデータを使って推計したLNRFXとLNNFXを含むVAR推計式を、2020年12月まで線形に延ばすことで各変数の予測値を計算し、実績値と比較してみよう。（実際には、E-ViewsのDynamic Forecast機能を使った。）その結果が以下の図である。全て季節調整済み系列（原系列については、X-12-ARIMAにて季節調整した）となっている。



滋賀県鉱工業生産指数を見ると、予測値と比較して、2020年半ばは大きく落ち込んだが、2020年末には回復が見られる。滋賀県完全失業率も実績値が2020年10月-12月期に3%を超え、2020年後半にかけて悪化したということが見て取れる。大津市消費者物価指数は、実績値が予測値に近づいて行っており、これは実績値が予測値よりも低下したという傾向は見られない。実績値と予測値を比較して、2020年半ばにコロナ禍で生産が悪化し、その後回復し、完全失業率は2020年後半にかけて悪化したという傾向が見られるという結果となった。

6. おわりに

本稿では、非伝統的金融政策が滋賀県経済に与えた影響について見てきた。山本の先行研究と異なる点は、名目県内総生産に占める第2次産業の比率が全国一高い滋賀県について注目したこと、VARの推計期間を2001年3月から2019年12月までとし、その後滋賀県の

鉱工業生産指数、失業率と消費者物価指数を2020年12月までその推計を延長して予測し、実際の値と比較することで、新型コロナウイルス蔓延の影響を見ることにあった。

実質実効為替相場と名目実効為替相場を使って、9変数VAR推定をした結果、実質実効為替相場の場合は、マネタリーベースの増加があって、6か月後から滋賀県の鉱工業生産指数はプラスの反応を、8か月後程度から滋賀県の完全失業率はマイナスの反応を示している。消費者物価指数は、全国は直後にプラスの反応を示しているのに対し、滋賀県は4か月後程度からプラスの反応を示している。この結果は、山本の先行研究からも大きく外れていない。全国の鉱工業生産指数は、山本の先行研究からは有意な結果は示されておらず、推計期間、方法等が異なり、単純に比較できないが、わずかながら滋賀県の鉱工業生産指数の方がプラスの反応を示していると言えた。名目実効為替相場の場合は、マネタリーベースの増加があって、5か月後から滋賀県の鉱工業生産指数はプラスの反応を、8か月後から滋賀県の完全失業率はマイナスの反応を示している。消費者物価指数は、全国は直後からプラスの反応を示しているのに対し、滋賀県は7か月後程度からプラスの反応を示している。この結果は、山本の先行研究からも大きく外れていない。全国の鉱工業生産指数は、山本の先行研究からは有意な結果は示されておらず、推計期間、方法等が異なり、単純に比較できないが、わずかながら滋賀県の鉱工業生産指数の方がプラスの反応を示していると言えた。

次に、2001年3月から2019年12月までのデータを使って推計した実質実効為替相場と名目実効為替相場を含むVAR推計式を、2020年12月まで線形に延ばすことで各変数の予測値を計算し、実績値と比較してみた。その結果、滋賀県鉱工業生産指数を見ると、予測値と比較して、2020年半ばは大きく落ち込んだが、2020年末には回復が見られる。滋賀県完全失業率も実績値が2020年10月-12月期に3%を超え、2020年後半にかけて悪化したということが見て取れる。大津市消費者物価指数は、実績値が予測値に近づいて行っており、これは実績値が予測値よりも低下したという傾向は見られない。実績値と予測値を比較して、2020年半ばにコロナ禍で生産が悪化し、その後回復し、完全失業率は2020年後半にかけて悪化したという傾向が見られるという結果となった。

上記のように、非伝統的金融政策の滋賀県経済に与える効果を見る場合、2020年まで含めて推計することは困難ではあるが、何らかの工夫をして直近まで推計期間を延ばしていかないといけないのではないかと考えられる。今後はそうした点を考慮して実証分析を行いたい。

参考文献

- 井口泰秀（2009）「地域モデルのパラメータは不変性を持つか—各地域への金融政策の影響—」『経済論叢』京都大学 Vol. 183, No. 2, p23-34
- 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の影響」『麗澤論集』麗澤大学 Vol. 19, No. 1, p73-101
- 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』弘前大学人文社会学部 Vol. 4, p137-174

- 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』弘前大学人文社会学部 Vol. 5, p183-219
- 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』弘前大学人文社会学部 Vol. 6, p217-233
- 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』弘前大学人文社会学部 Vol. 7, p153-177
- 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, p1-16
- Toda, H. Y and Yamamoto, T (1995) “Statistical Inference in Vector Autoregressions with Possibly Integrated Processes” *Journal of Econometrics* Vol. 66, p225-250