

# リーマン・ショックとコロナ・ショックにおける 経済的影響の一考察

英 邦 広<sup>†</sup>

## 1 はじめに

政府は2023年12月22日に2024年度予算案（112兆717億円）を閣議決定した。<sup>1)</sup> 2023年度の予算額が114兆3812億円であったことから、2024年度では2兆3095億円の減少となった。歳出の項目の原油価格・物価高騰対策及び賃上げ促進環境整備対応予備費とウクライナ情勢経済緊急対応予備費の合計5兆円が1兆円に減少した。この項目は、新型コロナウイルス感染拡大への対応・対策費として2021年度以降5兆円ほど確保していたが、感染拡大も落ちつき、新型コロナウイルス感染症の感染症法上の位置づけが2類相当になったことあり、縮小されたと言える。それに対して、国債費（債務償還費と利払費等の合計）が25兆2503億円から27兆90億円に増加した。これは、2023年度の国債費の想定金利が1.1%であったが、2024年度では1.9%に上昇したことが要因である。

政府は新型コロナウイルス感染症の蔓延・拡大を阻止するために、医療面（感染拡大の防止・医療提供体制の整備と構築など）と経済面（給付・支援・助成・補助金など）で対応してきた。しかし、新型コロナウイルス感染症の蔓延・拡大も落ちつき始めたため、2024年度の予算では削減された。2023年になると、生鮮食品を除く総合指数や生鮮食品及びエネルギーを除く総合指数の前年同月比が物価安定の目標の2%を継続的に上回るようになってきた。日本銀行が2016年9月から継続してきた長短金利操作付き量的・質的金融緩和政策の解除に近いことも想定される。日本銀行は資産価格バブル経済崩壊後の1990年代後半から低金利政策を実行している。その間、リーマン・ショック、コロナ・ショックや各種の天災にも見舞われたため、金融政策の正常化が困難であった。しかし、経済状況が変化することで、金融政策の正常化を考慮に入れる必要が出てきたため、2024年度の国債費の予算額が上昇した。

<sup>†</sup> 本研究は、JSPS科研費『リーマン・ショックとコロナ・ショックによる経済的影響の比較検証』（21K01590）から研究助成を受けた。本稿の説明は、英（2021, 2023）に負う所が多い。本稿のあり得べき誤謬はすべて筆者の責任に帰するものである。

1) 予算案の詳細は、令和6年度予算政府案の令和6年度予算のポイント、令和6年度予算フレーム、令和6年度一般会計歳入歳出概算（令和5年12月22日閣議決定）を参照。財務省Webページ（[https://www.mof.go.jp/policy/budget/budger\\_workflow/budget/fy2024/seifuan2024/index.html](https://www.mof.go.jp/policy/budget/budger_workflow/budget/fy2024/seifuan2024/index.html)）（2024年1月8日閲覧）。

本稿では、新型コロナウイルス感染症の蔓延・拡大が落ちつき始め、金融緩和政策の転換が予想されてきたタイミングで、リーマン・ショックとコロナ・ショックの経済的影響を検証する。最初に、リーマン・ショック、コロナ・ショック前後の経済状況を都道府県別の所得と格差のデータを用いて考察する。次に、コロナ・ショック後の消費、株価、貨幣量の関係を英(2023)と同様にベクトル自己回帰(Vector Autoregression: VAR)モデルによるインパルス応答関数を用いて分析する。コロナ・ショックと金融市場の分析として、Chen and Yeh(2020)とYilmazkuday(2023)が挙げられる。Chen and Yeh(2020)は、Fedによる量的緩和に関する政策声明がリーマン・ショックとコロナ・ショック後の株式市場に影響を与えたことを示している。Yilmazkuday(2023)では、コロナ・ショックと米国株式市場の関係について構造VARモデルを利用し、最も大きな影響は2020年3月であったことを示している。コロナ・ショックと財政政策の分析として、Chudik, 他(2021)が挙げられ、Chudik, 他(2021)では積極的な財政支出によってコロナ・ショック後の日本の景気が下支えされたことを示している。コロナ・ショックと格差に関しては、Kikuchi, 他(2020)、石井, 他(2021)、Deaton(2021)が挙げられる。Kikuchi, 他(2020)では、コロナ・ショックは非正規労働者などの低所得者層に大きな影響を与え、格差拡大につながる可能性を指摘している。石井, 他(2021)では、コロナ・ショック後の在宅勤務実施が労働者の収入や労働時間の格差にもつながったことを指摘している。Deaton(2021)では、死亡者数と所得の関係について考察し、国際的な所得格差について指摘している。

主な結論は次の通りになる。1番目に、リーマン・ショックとコロナ・ショックの影響は都道府県ごとによって異なることが確認された。2番目に、1人当たり県民所得から計算されたジニ係数はリーマン・ショックとコロナ・ショック後に低下していることが確認された。3番目に、2013年1月から2023年9月までにおいて、金融緩和を通じて株価を上昇させる株価上昇効果が支持されることが確認された。4番目に、2013年1月から2023年9月までにおいて、株価上昇を通じて消費が拡大する資産効果が青森県、三重県、群馬県、東京都の4地域において支持されることが確認された。

本稿の構成は以下のとおりである。Ⅱ節でリーマン・ショック後とコロナ・ショック後の影響について触れ、Ⅲ節で都道府県別の新型コロナウイルス新規陽性者の状況について触れ、Ⅳ節でコロナ・ショック後の消費、株価、貨幣量の実証分析を行い、Ⅴ節でその分析結果を説明する。そして、Ⅵ節でまとめとする。

## Ⅱ リーマン・ショック後とコロナ・ショック後の影響

英(2021)では、リーマン・ショックとコロナ・ショックの影響を生産規模(実質GDP)、労働環境(完全失業率)、金融市場(日経平均株価指数)の3つの面から考察をしている。

2020年第一四半期の時点で、生産規模と労働環境はコロナ・ショックからの回復はまだであり、金融市場はコロナ・ショック後から上昇傾向にあることを指摘している。英（2023）では、GDP統計の民間最終消費支出の中の家計最終消費支出、総固定資本形成（民間）の中の住宅、財貨・サービスの純輸出の中の財貨・サービスの輸出、財貨・サービスの純輸出の中の財貨・サービスの輸入、労完全失業率、日経平均株価指数、長期金利の推移からリーマン・ショックとコロナ・ショックの影響の比較を行い、マネタリーベース、普通国債現存額、政府債務の推移から政府対応の規模について考察をしている。

以下では、リーマン・ショックとコロナ・ショックの経済的な影響に関して都道府県別データを用いて観察する。

## II-1 1人当たり県民所得

表1<sup>2)</sup>の差分は、47都道府県の1人当たり県民所得の2008年度と2009年度の差を計算して値の小さい都道府県から大きい都道府県へと順番に並びかえ、下位と上位の5地域を示している。変化率は、47都道府県の1人当たり県民所得の2008年度と2009年度の変化率を計算して値の小さい都道府県から大きい都道府県へと順番に並びかえ、下位と上位の5地域を示している。沖縄県はリーマン・ショック前後の1人当たり県民所得の差分と変化率を計算すると47都道府県の中で唯一、値が上昇した地域であった。それに対して、差分で計算した場合、東京都が最も減少し、変化率で計算した場合、大分県が最も減少していた。

表2<sup>3)</sup>の差分は、47都道府県の1人当たり県民所得の2019年度と2020年度の差を計算して値の小さい都道府県から大きい都道府県へと順番に並びかえ、下位と上位の5都道府県を示している。変化率は、47都道府県の1人当たり県民所得の2019年度と2020年度の変化率を計算して値の小さい都道府県から大きい都道府県へと順番に並びかえ、下位と上位の5都道府県を示している。青森県はコロナ・ショック前後の1人当たり県民所得の差分と変化率を計算すると最も影響が小さかった地域であった。それに対して、差分で計算した場合、東京都が最も減少し、変化率で計算した場合、群馬県が最も減少していた。

表1と表2から、リーマン・ショックとコロナ・ショックでは東京都が最も影響を受け、青森県は比較的小さな影響であったことが分かった。それ以外の道府県では2つのショックに対して同様な影響を（ショックによる都道府県別での相対的な影響という観点で）受けたわけではなかったことが分かった。

---

2) 県民経済計算 平成18年度－平成30年度（2008SNA，平成23年基準）を参照。内閣府Webページ ([https://www.esri.cao.go.jp/jp/sna/data/data\\_list/kenmin/files/files\\_kenmin.html](https://www.esri.cao.go.jp/jp/sna/data/data_list/kenmin/files/files_kenmin.html)) からデータを取得（2024年1月7日閲覧）。

3) 県民経済計算 平成23年度－令和2年度（2008SNA，平成27年基準）を参照。内閣府Webページ ([https://www.esri.cao.go.jp/jp/sna/data/data\\_list/kenmin/files/files\\_kenmin.html](https://www.esri.cao.go.jp/jp/sna/data/data_list/kenmin/files/files_kenmin.html)) からデータを取得（2024年1月7日閲覧）。

表1：リーマン・ショック後の1人当たり県民所得の変化

	1	2	3	4	5
差分	沖縄県	宮崎県	秋田県	青森県	長崎県
変化率	沖縄県	宮崎県	秋田県	青森県	長崎県
	43	44	45	46	47
差分	愛知県	三重県	静岡県	神奈川県	東京都
変化率	東京都	静岡県	神奈川県	三重県	大分県

出所：県民経済計算からデータを取得し、作者が加工。

表2：コロナ・ショック後の1人当たり県民所得の変化

	1	2	3	4	5
差分	青森県	三重県	山梨県	千葉県	福島県
変化率	青森県	三重県	山梨県	千葉県	福島県
	43	44	45	46	47
差分	栃木県	香川県	静岡県	群馬県	東京都
変化率	静岡県	香川県	愛媛県	東京都	群馬県

出所：県民経済計算からデータを取得し、作者が加工。

## II-2 ジニ係数

リーマン・ショックとコロナ・ショックの影響で都道府県内での格差が拡大もしくは縮小しているか考察するために、ジニ係数を計算する。表3のH23<sup>4)</sup>は、2006年度から2018年度までの47都道府県の1人当たり県民所得を用いてジニ係数を計算している。H27<sup>5)</sup>は、2011年度から2020年度までの47都道府県の1人当たり県民所得を用いてジニ係数を計算している。

リーマン・ショック後には、ジニ係数が0.089から0.078へと低下している。また、コロナ・ショック後には、ジニ係数が0.069から0.067へと低下している。表1、2の結果を考慮して考えると、経済規模や人口規模の大きい東京都がリーマン・ショックとコロナ・ショック後に大きく影響を受けることで、格差が縮小傾向にあると考えられる。『住民基本台帳人口移動報告』の東京都と他の都道府県との間の転入・転出超過数（日本人）を見ると、2019年は8万6575人、2020年は3万8374人、2021年は1万815人、2022年は3万3909人となっている。<sup>6)</sup>これは、コロナ・ショックによって東京へ転入する人口は減っているが、東京の人口は上昇傾向にある。コロナ・ショックによって、テレワークが進んだとしても、東京一極化集中は依然として進むことが想定される。

4) 県民経済計算 平成18年度 - 平成30年度 (2008SNA, 平成23年基準) を参照。内閣府Webページ ([https://www.esri.cao.go.jp/jp/sna/data/data\\_list/kenmin/files/files\\_kenmin.html](https://www.esri.cao.go.jp/jp/sna/data/data_list/kenmin/files/files_kenmin.html)) からデータを取得 (2024年1月7日閲覧)。

5) 県民経済計算 平成23年度 - 令和2年度 (2008SNA, 平成27年基準) を参照。内閣府Webページ ([https://www.esri.cao.go.jp/jp/sna/data/data\\_list/kenmin/files/files\\_kenmin.html](https://www.esri.cao.go.jp/jp/sna/data/data_list/kenmin/files/files_kenmin.html)) からデータを取得 (2024年1月7日閲覧)。

6) 住民基本台帳人口移動報告 都道府県別転入超過数 - 都道府県 (昭和29年～) (長期時系列 参考表) 東京都と他の都道府県との間の転入・転出超過数 (昭和29年 (1954年) ～) を参照。e-Stat Webページ (<https://www.e-stat.go.jp/stat-search/files?page=1&layout=datalist&toukei=00200523&tstat=000000070001&cycle=0&tclass1=000001051218&tclass2=val=01>) からデータを取得し、加工 (2024年1月9日閲覧)。

表3：ジニ係数の推移

	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	
H23	0.091	0.094	0.089	0.078	0.080	0.082	0.080	
H27	—	—	—	—	—	0.078	0.078	
	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020
H23	0.081	0.080	0.078	0.073	0.072	0.071	—	—
H27	0.079	0.081	0.079	0.074	0.073	0.075	0.069	0.067

出所：県民経済計算からデータを取得し、作者が加工。

### Ⅲ 都道府県別のコロナウイルス新規陽性者の状況

Ⅱでは、リーマン・ショックとコロナ・ショックの影響を都道府県別に考察してきた。その結果、ショックが与える影響は東京都のように生産規模が大きく、人口も多い場合には受ける影響は大きいものの、それ以外の道府県では異なることが分かった。Ⅲでは、新型コロナウイルスの感染状況に関して都道府県別のデータを用いて観察する。

表4には、都道府県別の新型コロナウイルス新規陽性者のデータを示している。水準<sup>7)</sup>は、2020年1月16日から2021年3月31日にかけての新規陽性者数の合計を都道府県別に計算し、値の小さい都道府県から大きい都道府県へと順番に並びかえ、下位と上位の5地域を示している。比率<sup>8)</sup>は、2020年1月16日から2021年3月31日にかけての新規陽性者数の合計を総人口<sup>9)</sup>で割った値を都道府県別に計算して値の小さい都道府県から大きい都道府県へと順番に並びかえ、下位と上位の5地域を示している。

水準で観ると、人口の多い都市の方が人口の少ない都市よりも新規陽性者数が多くなっていることが分かる。比率で観ると、水準と同じ傾向が観られるが、沖縄県は突出して多いことが分かる。これは、観光客などの人的交流による影響が大きい。

表4：新型コロナウイルス感染者状況

	1	2	3	4	5
水準	鳥取県	秋田県	鳥根県	徳島県	福井県
比率	秋田県	鳥根県	鳥取県	岩手県	新潟県
	43	44	45	46	47
水準	千葉県	埼玉県	神奈川県	大阪府	東京都
比率	千葉県	神奈川県	大阪府	沖縄県	東京都

出所：新規陽性者数の推移（日別）からデータを取得し、作者が加工。

7) 新規陽性者数の推移（日別）を参照。厚生労働省Webページ（<https://www.mhlw.go.jp/stf/covid-19/open-data.html>）からデータを取得（2024年1月7日閲覧）。

8) 新規陽性者数の推移（日別）を参照。厚生労働省Webページ（<https://www.mhlw.go.jp/stf/covid-19/open-data.html>）からデータを取得（2024年1月7日閲覧）。

9) 県民経済計算 平成23年度 - 令和2年度（2008SNA, 平成27年基準）を参照。内閣府Webページ（[https://www.esri.cao.go.jp/jp/sna/data/data\\_list/kenmin/files/files\\_kenmin.html](https://www.esri.cao.go.jp/jp/sna/data/data_list/kenmin/files/files_kenmin.html)）からデータを取得（2024年1月7日閲覧）。なお、2019年度の人口と2020年度の人口の両方で計算をしても、都道府県の順番に違いは生じなかった。

#### IV 実証分析

コロナ・ショック後に日経平均株価が資産価格バブル経済崩壊後最高値を更新している。本稿ではそうした状況を引き起こした要因の一つに、日本銀行による金融緩和政策が関係しているかを分析する。また、日経平均株価が上昇したことで消費行動に影響を与えているかについても同時に分析する。その際、都道府県別のデータを利用し、VARモデルによるインパルス応答関数にて検証する。<sup>10)</sup> 表2から、コロナ・ショックの影響が小さかった地域は青森県と三重県で、コロナ・ショックの影響が大きかった地域は群馬県と東京都であった。そのため、これら4地域を分析対象とし、比較検証する。VARモデルに使用する変数として、地域別消費総合指数<sup>11)</sup>の変化率(季節調整済指数, 対前年同月比)、日経平均株価指数<sup>12)</sup>の変化率(対前年同月比)、マネタリーベース<sup>13)</sup>の変化率(対前月比)を選択する。マネタリーベースの拡大が日経平均株価を上昇させる効果(株価上昇効果)、日経平均株価の上昇が消費総合指数を上昇させる効果(資産効果)について着目をする。分析における識別制約は、Pesaran and Shin (1998)を使用する。

3変数VARモデルを使用して分析する。ただし、2タイプ(AモデルとBモデル)の3変数VARモデルにする。Aモデルは、コロナ・ショック前の影響を考察するため、標本期間を2013年1月から2019年12月までとする。ラグ次数は最大6としてAIC基準で選択する。Bモデルは、コロナ・ショック後の影響を考察するため、標本期間を2020年1月から2023年9月までとする。ラグ次数は最大3としてAIC基準で選択する。図1から図3までには使用するデータを示す。各データの出所は、各図を参照されたい。

なお、地域別消費総合指数のデータ開始が2012年1月であるため、リーマン・ショック前後の分析ができていない。

---

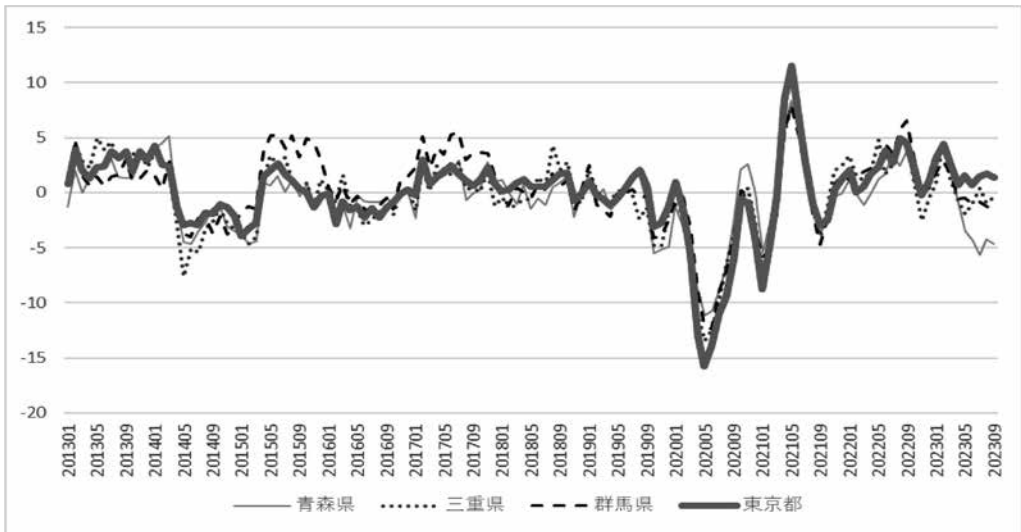
10) Sims (1980) を参照。

11) 地域別支出総合指数 地域別消費総合指数(季節調整値)を参照。内閣府Webページ(<https://www5.cao.go.jp/keizai3/chiiki/rdei/menu.html>)からデータを取得(2024年1月7日閲覧)。

12) 日経平均四本値(終値, 月次データ)を参照。日経平均プロフィールWebページ(<https://indexes.nikkei.co.jp/nkave/archives/data?list=monthly>)からデータを取得(2024年1月7日閲覧)。

13) マネタリーベース平均残高(億円, 月次データ)を参照。日本銀行Webページ(<https://www.stat-search.boj.or.jp/index.html>)からデータを取得(2024年1月7日閲覧)。

図1：地域別消費総合指数の推移



注：単位は%である。

出所：内閣府 Webページ (<https://www5.cao.go.jp/keizai3/chiiki/rdei/menu.html>) より取得し、作者加工。

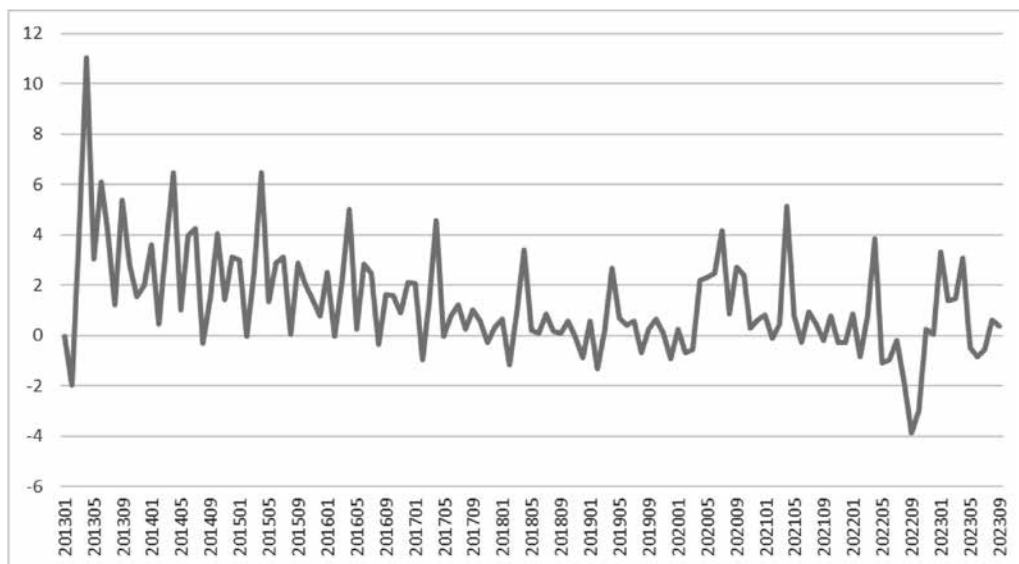
図2：日経平均株価の推移



注：単位は%である。

出所：日経平均プロフィール (<https://indexes.nikkei.co.jp/nkave/archives/data?list=monthly>) より取得し、作者加工。

図3：マネタリーベースの推移



注：単位は%である。

出所：日本銀行 Webページ (<https://www.boj.or.jp/>) より取得し、作者加工。

## V 分析結果

コロナ・ショック後の消費（青森県，三重県，群馬県，東京都），株価，貨幣量の関係を分析するために，3変数VARモデルによるインパルス応答関数を用いて検証する。分析結果は，図4から図11までに報告している。図4から図7までがAモデルの分析結果で，図8から図11までがBモデルの分析結果である。全ての図において，60期先（=5年後）までの結果を示している。図4と図8は（AOMORI, STOCK, MB）の3変数VARモデルである。図5と図9は（MIE, STOCK, MB）の3変数VARモデルである。図6と図10は（GUNMA, STOCK, MB）の3変数VARモデルである。図7と図11は（TOKYO, STOCK, MB）の3変数VARモデルである。AOMORI, MIE, GUNMA, TOKYOはそれぞれ，青森県，三重県，群馬県，東京都の消費総合指数の変化率である。STOCKは日経平均株価指数の変化率である。MBはマネタリーベースの変化率である。

図4から図7までの結果から，MBのショックがSTOCKに対して統計的に有意に正の反応を示していることが分かる。よって，2013年1月から2019年12月までにおいて，株価上昇効果が支持されることとなった。STOCKのショックがAOMORI, MIE, GUNMA, TOKYOに対して統計的に有意に正の反応を示していることが分かる。よって，2013年1月から2019年12月までにおいて，資産効果が支持されることとなった。ただし，東京都では60期先においても統計的

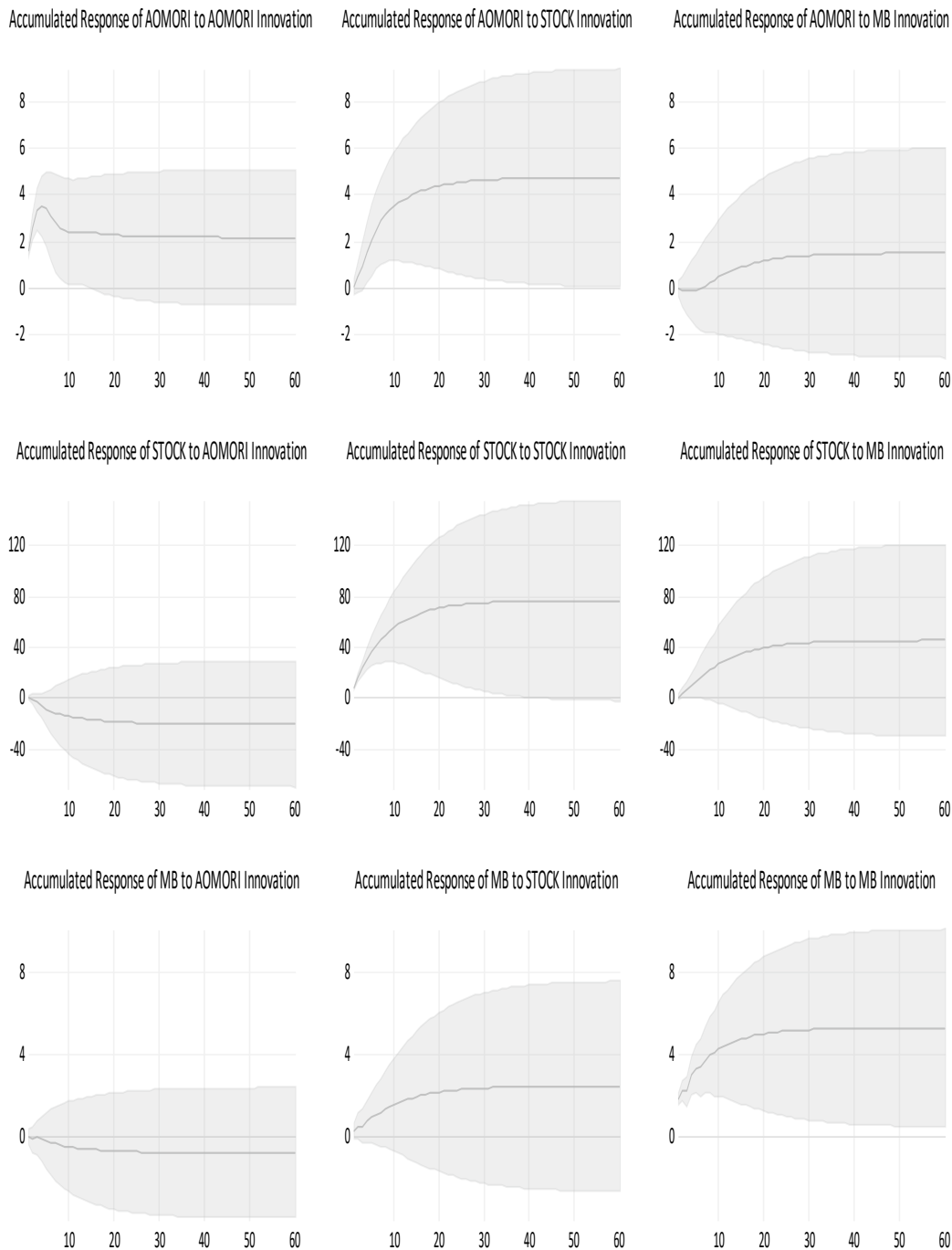


有意であるが、群馬県では12期先までが統計的有意となっている。この結果から、資産効果の持続効果は都道府県ごとに異なることが言える。

図8から図11までの結果から、MBのショックがSTOCKに対して統計的有意に正の反応を示していることが分かる。よって、2020年1月から2023年9月までにおいて、コロナ・ショック前と同様に、株価上昇効果が支持されることとなった。STOCKのショックがAOMORI, MIE, GUNMA, TOKYOに対して統計的有意に正の反応を示していることが分かる。よって、2020年1月から2023年9月までにおいて、資産効果が支持されることとなった。ただし、青森県では3期から統計的有意になっている。東京都では22期先までが統計的有意となっている。この結果から、コロナ・ショック前と同様に、資産効果の持続効果は都道府県ごとに異なることが言える。

上記から、コロナ・ショック前後において以下のことが主な分析結果として得られた。金融緩和を通じて株価を上昇させる株価上昇効果は統計的有意な結果として確認された。これは、英（2023）とは異なる結果となった。その理由としては、用いたデータの期間が異なること、データ加工の仕方が異なることが挙げられる。株価上昇を通じて消費が拡大する資産効果は統計的有意な結果として確認された。これは、英（2023）と一致する結果となった。

図4：インパルス応答関数 (Aモデル)  
 Accumulated Response to Generalized One S.D. Innovations  
 95% CI using analytic asymptotic S.E.s

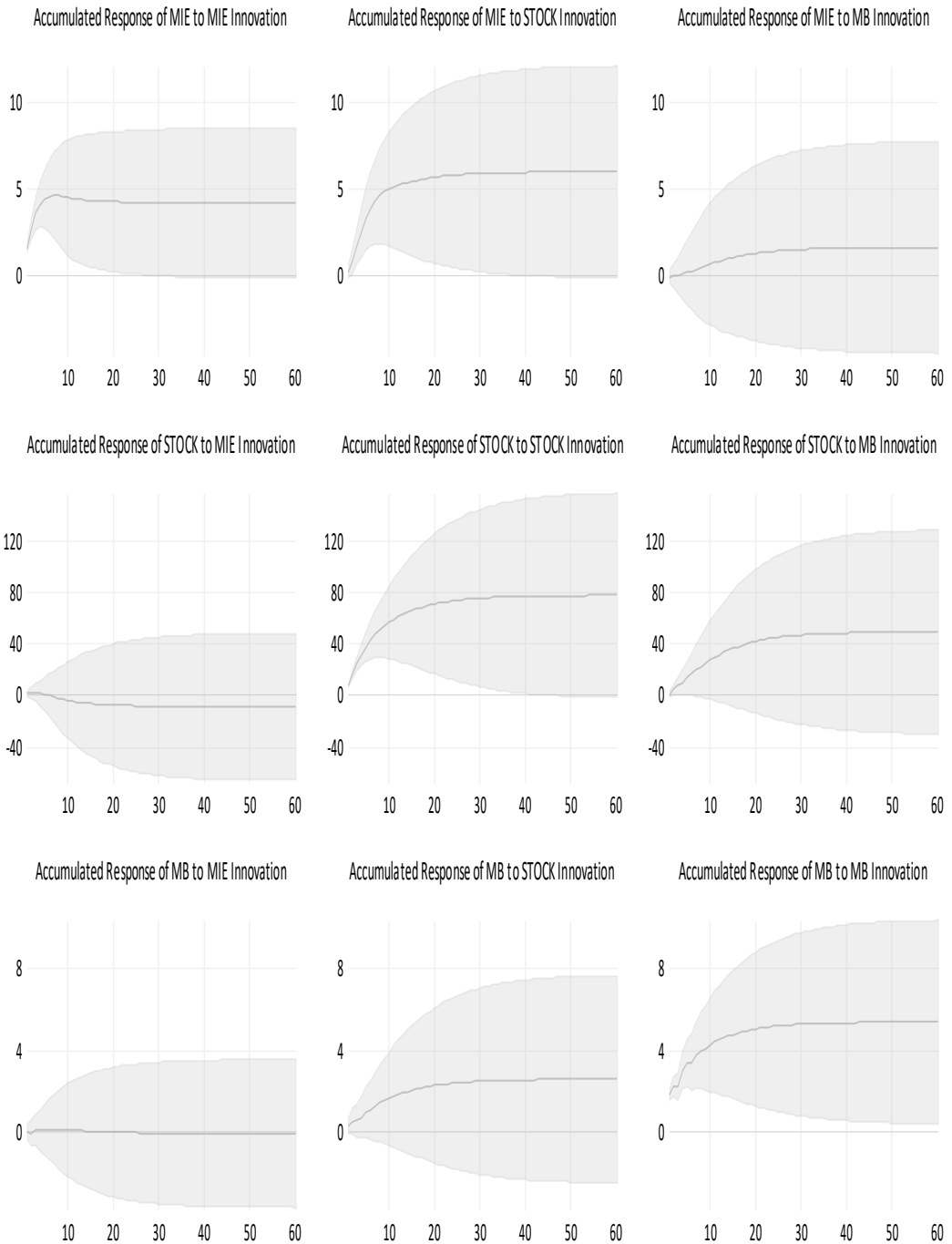


注：青森県の地域別消費総合指数を用いた分析結果である。

図 5：インパルス応答関数（Aモデル）

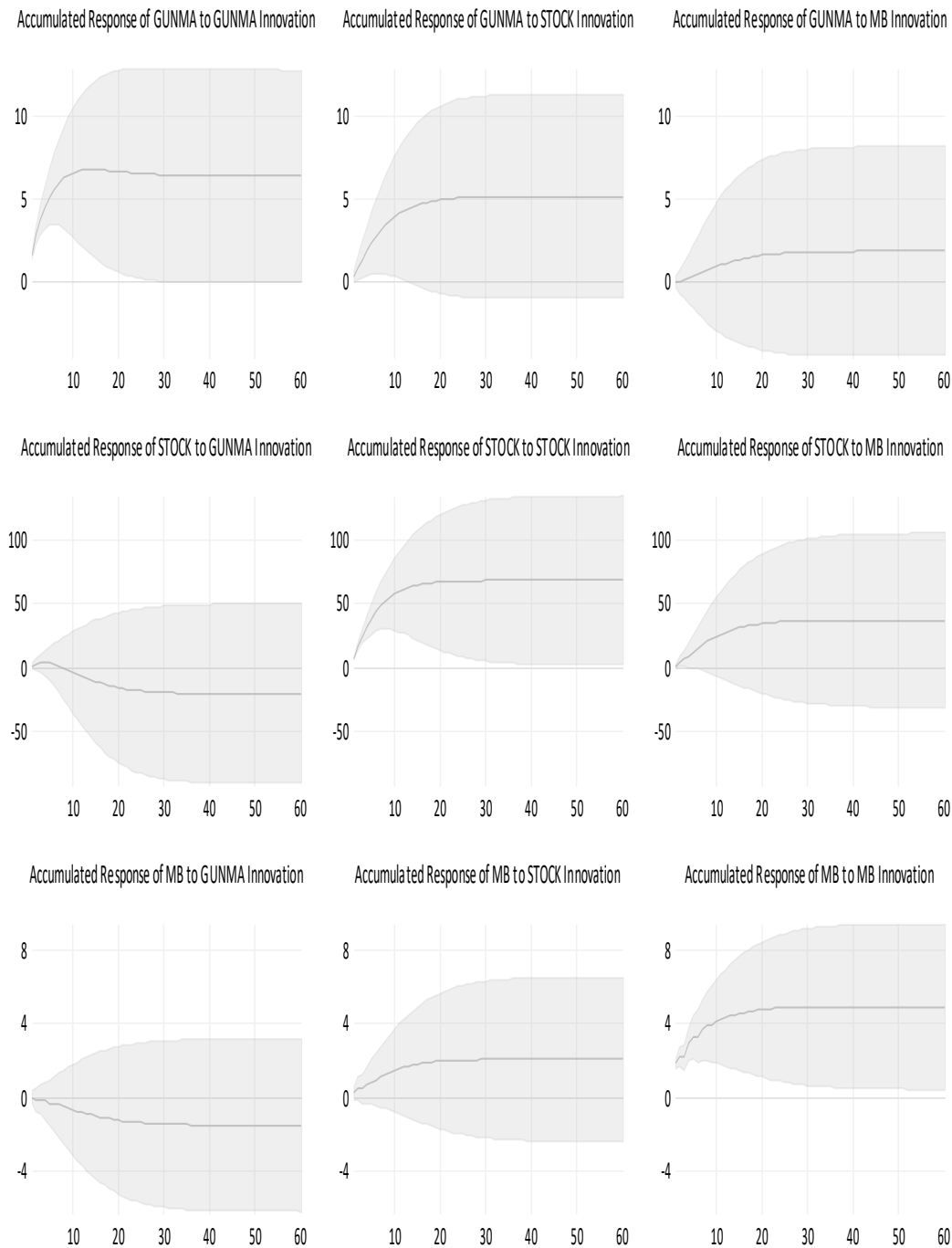
Accumulated Response to Generalized One S.D. Innovations

95% CI using analytic asymptotic S.E.s



注：三重県の地域別消費総合指数を用いた分析結果である。

図6：インパルス応答関数 (Aモデル)  
 Accumulated Response to Generalized One S.D. Innovations  
 95% CI using analytic asymptotic S.E.s

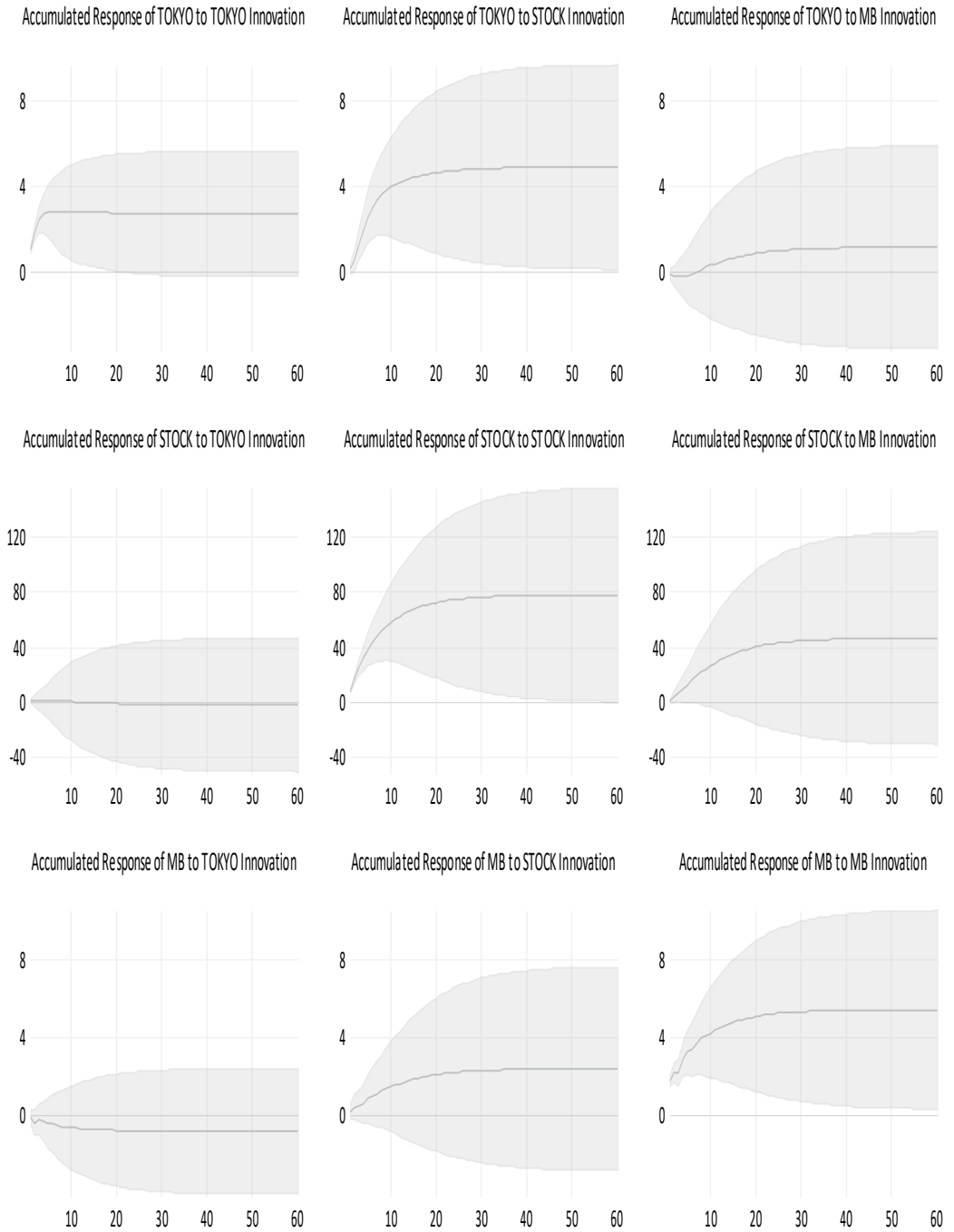


注：群馬県の地域別消費総合指数を用いた分析結果である。

図7：インパルス応答関数（Aモデル）

Accumulated Response to Generalized One S.D. Innovations

95% CI using analytic asymptotic S.E.s

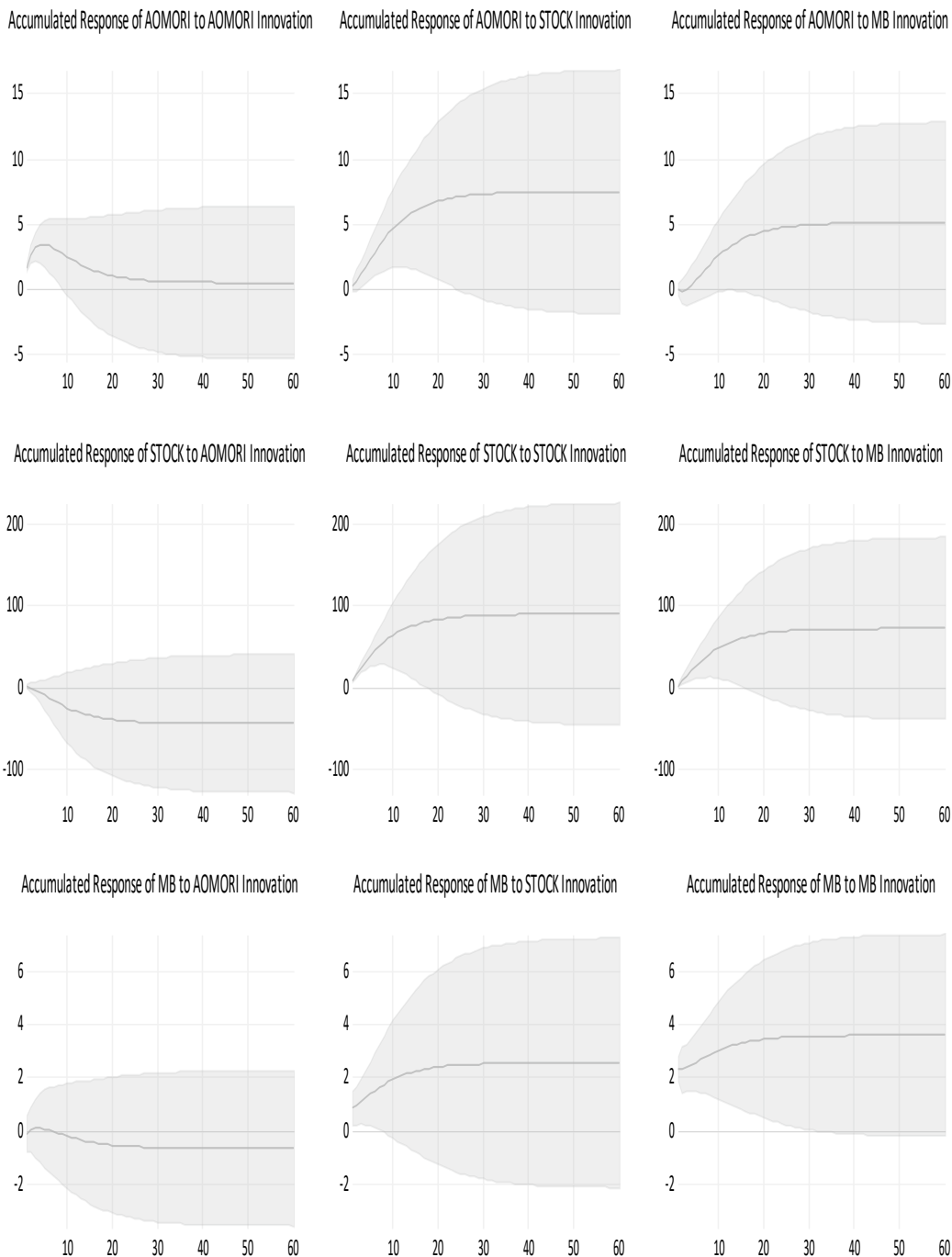


注：東京都の地域別消費総合指数を用いた分析結果である。

図8：インパルス応答関数 (Bモデル)

Accumulated Response to Generalized One S.D. Innovations

95% CI using analytic asymptotic S.E.s

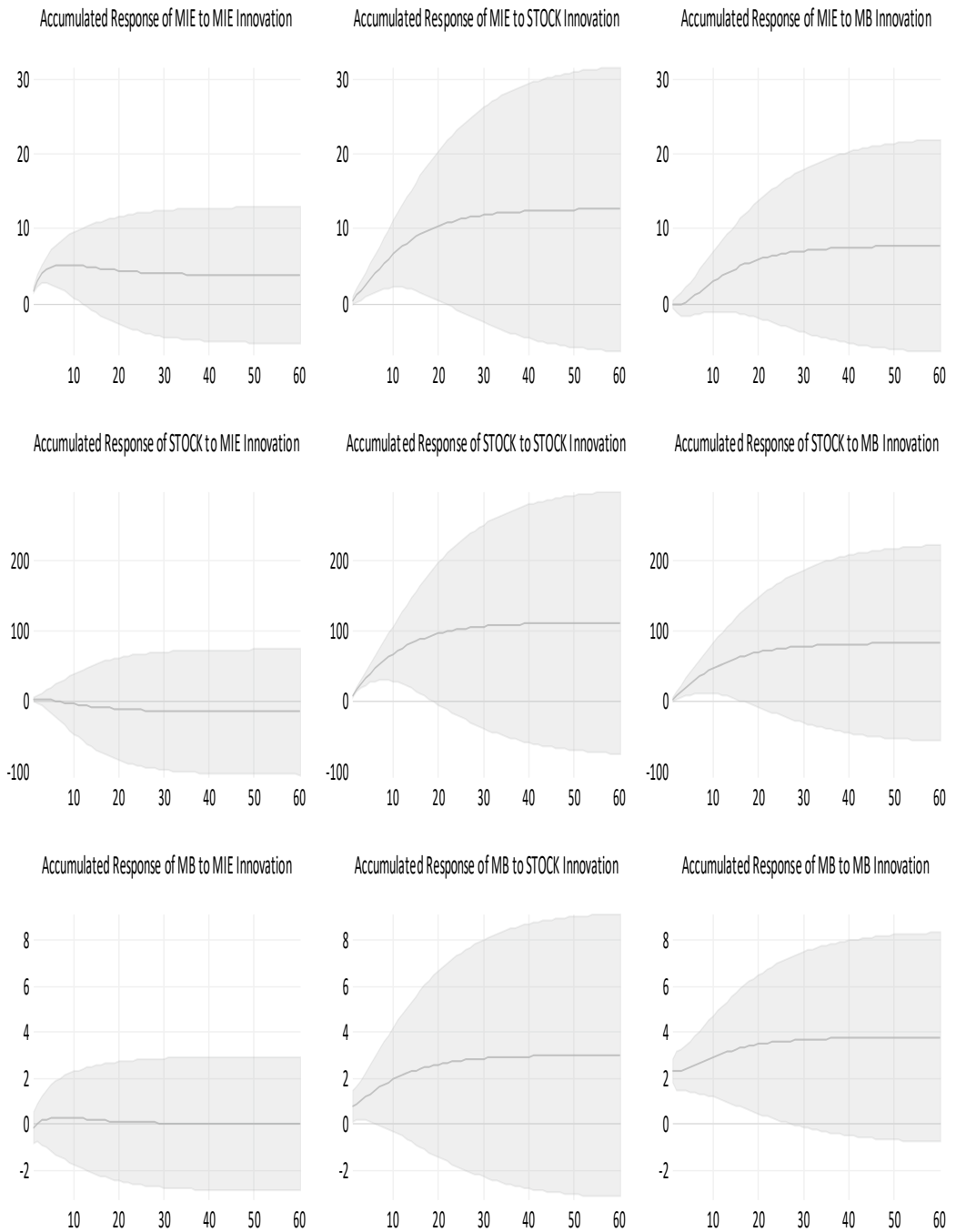


注：青森県の地域別消費総合指数を用いた分析結果である。

図9：インパルス応答関数（Bモデル）

Accumulated Response to Generalized One S.D. Innovations

95% CI using analytic asymptotic S.E.s



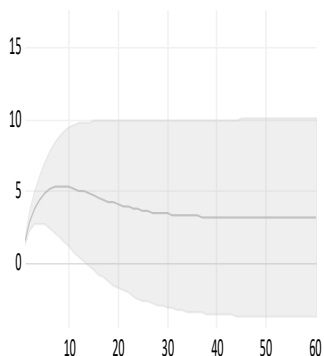
注：三重県の地域別消費総合指数を用いた分析結果である。

図10：インパルス応答関数 (Bモデル)

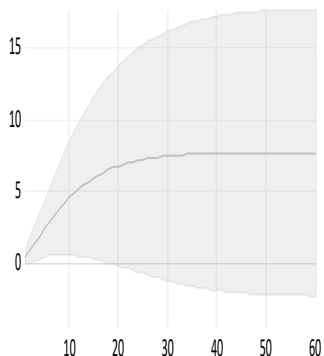
Accumulated Response to Generalized One S.D. Innovations

95% CI using analytic asymptotic S.E.s

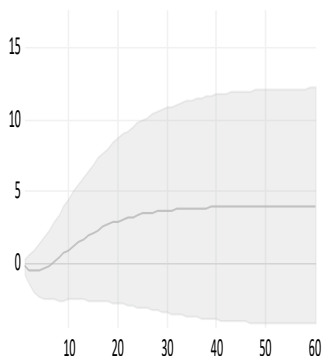
Accumulated Response of GUNMA to GUNMA Innovation



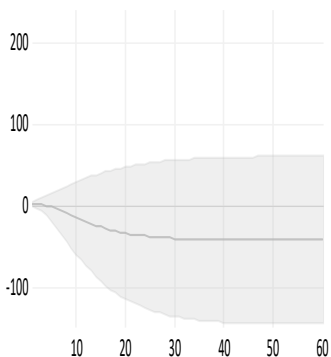
Accumulated Response of GUNMA to STOCK Innovation



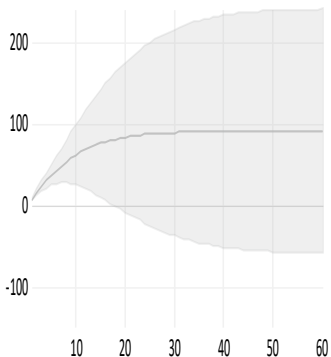
Accumulated Response of GUNMA to MB Innovation



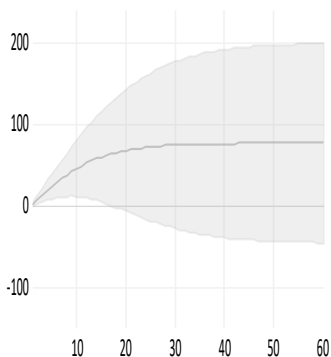
Accumulated Response of STOCK to GUNMA Innovation



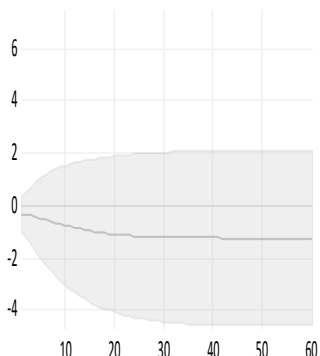
Accumulated Response of STOCK to STOCK Innovation



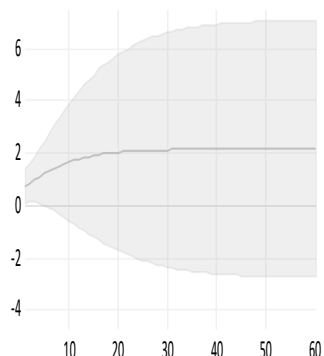
Accumulated Response of STOCK to MB Innovation



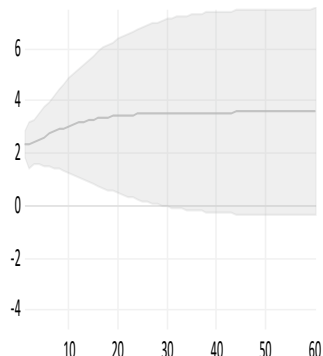
Accumulated Response of MB to GUNMA Innovation



Accumulated Response of MB to STOCK Innovation



Accumulated Response of MB to MB Innovation



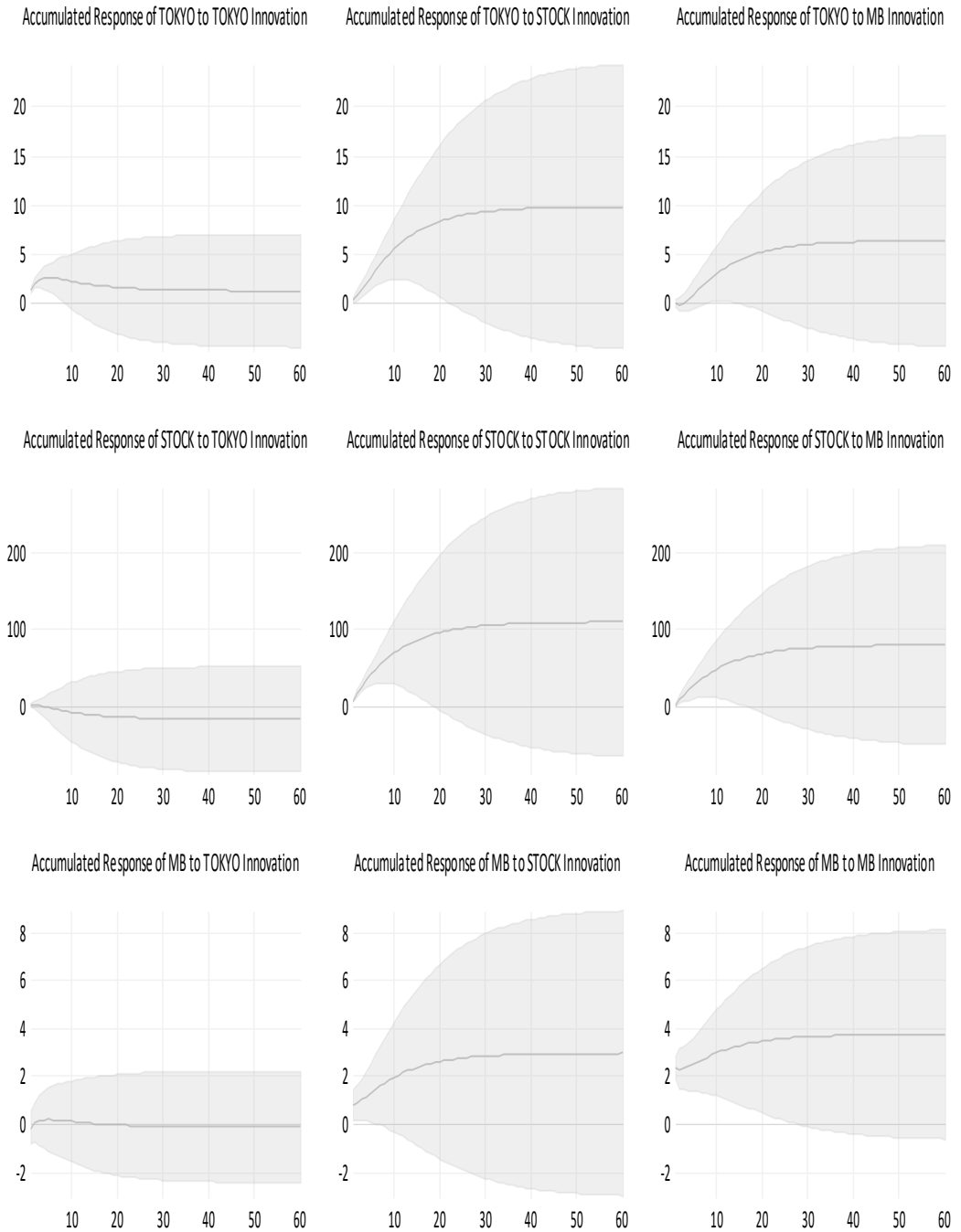
注：群馬県の地域別消費総合指数を用いた分析結果である。



図11：インパルス応答関数（Bモデル）

Accumulated Response to Generalized One S.D. Innovations

95% CI using analytic asymptotic S.E.s



注：東京都の地域別消費総合指数を用いた分析結果である。

## VI まとめ

本稿では、リーマン・ショックとコロナ・ショックの経済的影響の比較検証を行い、VARモデルを利用してコロナ・ショック前後の消費（青森県、三重県、群馬県、東京都）、株価、貨幣量の関係を検証した。対象期間としては、2013年1月から2019年12月までの分析期間（コロナ・ショック前）と2020年1月から2023年9月までの分析期間（コロナ・ショック後）となっている。得られた主な結果を以下にまとめる。

1：リーマン・ショックとコロナ・ショックの影響は都道府県ごとによって受ける影響度合いが異なることが分かった。

2：1人当たり県民所得から計算されたジニ係数はリーマン・ショックとコロナ・ショックの後に低下していることが分かった。

3：2013年1月から2023年9月までにおいて、金融緩和を通じて株価を上昇させる株価上昇効果が支持されることが分かった。

4：2013年1月から2023年9月までにおいて、株価上昇を通じて消費が拡大する資産効果が青森県、三重県、群馬県、東京都の4地域において支持されることが分かった。

上記の分析結果から、コロナ・ショックやリーマン・ショックの影響を考察する上で、マクロ経済データと都道府県別データの双方による分析で異なる見解が得られた。今後の課題として、まだ分析ができていない、残りの43道府県についても分析することが挙げられる。

### 参考文献

- [1] 石井加代子・中山真緒・山本勲 (2021) 「コロナ禍初期の緊急事態宣言下における在宅勤務の実施要因と所得や不安に対する影響」『日本労働研究雑誌』No. 731, pp. 81-98。
- [2] 英邦広 (2021) 「日本における新型コロナウイルス感染症と株価との関係」『商学論集 (関西大学)』66(3), 17-33。
- [3] 英邦広 (2023) 「リーマン・ショックとコロナ・ショックにおける経済政策の影響」『商学論集 (関西大学)』67(4), 39-58。
- [4] Chen, H. C., & Yeh, C. W. (2021). Global financial crisis and COVID-19: Industrial reactions. *Finance Research Letters*, 42, 101940, 1-13.
- [5] Chudik, A., Mohaddes, K., & Raissi, M. (2021). Covid-19 fiscal support and its effectiveness. *Economics Letters*, 205, 109939, 1-5.
- [6] Deaton, A. (2021). Covid-19 and global income inequality. *National Bureau of Economic Research (NBER): Working papers*, 28392.
- [7] Kikuchi, S., Kitao, S., & Mikoshihara, M. (2020). Heterogeneous vulnerability to the covid-19 crisis and implications for inequality in Japan. *Research Institute of Economy, Trade and Industry (RIETI): Discussion papers*, 20039.
- [8] Pesaran, H. H., and Shin, Y. (1998). Generalized impulse response analysis in linear multivariate models. *Economics letters*, 58(1), 17-29.

- [ 9 ] Sims, C. A. (1980). Macroeconomics and reality. *Econometrica*: journal of the Econometric Society, 1-48.
- [10] Yilmazkuday, H. (2023). COVID-19 effects on the S&P 500 index. *Applied Economics Letters*, 30(1), 7-13.

