

地域財政乗数と高齢化^{*1}

別所 俊一郎^{*2}

要 約

地域パネルデータを用い、財政政策の地域間での変動と、時系列での変動を利用して地域財政乗数を推定する研究の蓄積が進んでいる。本稿では、この先行研究群に従って Bartik 型の操作変数を用いて日本の地域財政乗数を推定し、高齢化率による乗数の違いを検討する。結果は以下のとおりである。第1に、1年後の総生産に対する財政乗数はほぼ1に近いが、就業率・雇用率への統計的に有意な効果は検出されない。第2に、累積的な乗数は4年後まで時間が経つにつれて増加する。第3に、地域財政乗数は非高齢地域では高齢地域よりも大きい。第4に、政府投資の乗数は1を上回る一方で、政府消費の乗数は統計的にはゼロと異ならない。これらの結果は、就労可能人口の比率が低く、若年者に比べて限界消費性向が低い高齢者の多い地域では財政支出に対して所得や労働供給が増加する余地がより少ないことを反映しているのかもしれない。

キーワード：地域財政乗数，高齢化，Bartik 型操作変数

JEL Classification：H30, E62, R50

I. はじめに

2007年から2010年にかけての世界金融危機への政策対応では、金融政策の限界が指摘され、各国政府はさまざまな財政政策を活用した。財政政策の有効性を検討する、すなわち、財政乗数を推定する研究は数多く行われてきた（Remey 2011）が、00年代後半から財政乗数についての新たな潮流が発生している（Chodorow-Reich

2017）。この研究の流れでは、一国内の地域パネルデータを用い、財政政策の地域間での変動と、時系列での変動を利用して地域財政乗数を推定している¹⁾。本稿では、この先行研究群に従い、高齢化率等の地域間の効果の異質性に留意しながら、日本の地域財政乗数の推定を行う。

アメリカの地域財政乗数を推定している近年

*1 本稿の作成に当たっては、塚本美嘉さんから素晴らしい研究補助をいただいた。また、亀田啓悟先生をはじめとする日本財政学会の参加者のみなさま、吉野直行先生をはじめとする論文計画報告会・検討会議の参加者のみなさまから貴重なコメントをいただいた。通常の留意をもって感謝したい。

*2 東京大学大学院経済学研究科准教授

1) 地域内での財政支出の持つスピルオーバー効果のため、地域財政乗数の値は、一国の財政乗数の値に直接には対応しない（Chodorow-Reich 2017）。

の研究の多くは、2009年アメリカ復興・再投資法（ARRA：American Recovery and Reinvestment Act of 2009）に基づく政府支出の地理的差異を利用している（Chodorow-Reich et al. 2012, Wilson 2012, Conley and Dupor 2013, Dupor and Mehkari 2016, Dupor and McCrory 2018²⁾。Nakamura and Steinsson（2014）とDupor and Guerrero（2017）もアメリカのデータを検討しており、地域の経済状況に対して外生的とみられている軍事支出に注目している。Clemens and Miran（2012）、Shoag（2013）、Serrato and Wingender（2016）ではそれぞれ、アメリカの州間の財政ルールの違い、公的年金プランの投資収益率の違い、人口センサスの改訂の違いが財政支出の効果の識別に用いられた。アメリカ以外の研究についてみると、イタリアの県に着目したAcconcia et al.（2014）はマフィアの浸透度の違いによる財政支出の減少の違いを、中国の地域財政乗数を推定したGuo et al.（2016）は中央政府による貧困県指定を識別に利用している。これらの研究をサーベイしたChodorow-Reich（2017）によれば、推定された地域財政乗数の平均値は約1.8である。日本については、Brückner and Tuladhar（2014）が1990年代の47都道府県の年次データを用いて、乗数は統計的に有意に正ではあるが1よりも大きくないと結果を得ている。Kameda et al.（2017）の結果では、乗数の値は1.6であり1よりも大きい。これらの研究では地域の高齢化率や労働市場の状況の違いは考慮されていない。

本稿の目的は2つある。第1は、Brückner and Tuladhar（2014）とKameda et al.（2017）を拡張し、日本の地域財政乗数の地域間での異質性を検討することである。本稿が注目する異質性の一つは、人口高齢化に起因するものである。Yoshino and Miyamoto（2017）やBasso and Rachedi（2020）が指摘するように、財政政策の有効性は人口の高齢化に伴って低下する

可能性がある。しかし、人口高齢化は景気循環に比べると緩やかに変化するので、高齢化が乗数の大きさに与える効果を時系列データを用いて定量的に評価することは容易ではない。地域財政乗数の分析では人口高齢化の地域間・時点間の差異を利用するので、高齢化の効果の分析により適している。日本では高齢化率は地域間で大きく異なることから、このような異質性を検討するために日本のデータを利用することは興味深いと思われる。

第2の目的は、政府支出の定義の違いが財政乗数の推定結果をどれほど変化させるかを確認することである。政府支出のデータとしてBrückner and Tuladhar（2014）は行政投資実績と地方政府の決算データを用い、Kameda et al.（2017）は県民経済計算の政府消費と政府投資のデータを用いている。これら3つの指標にはそれぞれに長所と短所がある。たとえば、県民経済計算は被説明変数となる総生産のデータと整合的ではあるが、民間部門への移転は除外されている。所得再分配を含む移転支出は直接に有効需要とはならないが、家計の流動性制約の緩和を通じて効果を持つ可能性がある。日本の地方政府は再分配政策の執行において重要な役割を果たしていることからこのような扱いは適切ではないかもしれない。そこで本稿ではこれら3つの指標を使って結果を比較し、どのような政府支出が乗数効果に影響しているかについても検討したい。

本稿の貢献は、先行研究では標準的となっている操作変数法を用いて、日本の地域財政乗数の異質性を実証的に示したことにある。すでに述べたように、近年の地域財政乗数の研究ではしばしば自然実験の状況が操作変数として利用されている。日本についても、Brückner and Tuladhar（2014）はシステムGMM推定を用い、Kameda et al.（2017）は地域の経済ショックと無相関と思われる中央政府からの財政移転に着目している。しかし、日本の地方財政にお

2) Fishback（2017）は地域データを用いてニューディール政策の評価を行っている。

ける中央と地方の密接な関係（Muramatsu et al. 2001）を考慮すると、これらの外生性の前提は必ずしも成り立っていないかもしれない。本稿のデータは実験的状况を利用したものではないから、本稿では先行研究でしばしば利用されている Bartik 型の操作変数を構築した（Nakamura and Steinsson 2014, Goldsmith-Pinkham et al. 2018）。また、アメリカの研究ではしばしば検証されているものの日本ではあまり注目されていない就業率への効果も検討した。

本稿の結果は以下の通りである。第1に、1年後の総生産に対する財政乗数は政府支出の指標によってやや異なるものの、ほぼ1に近いという結果を得た。本稿の推定値は先行研究である Brückner and Tuladhar（2014）と Kameda et al.（2017）の中間に位置している。他方、就業率・雇用率への統計的に有意な効果は検出されなかった。第2に、累積的な乗数は、政府支出の指標として県民経済計算の政府支出や、行政投資実績を使うと、4年後まで時間が経つにつれて増加した。第3に、地域財政乗数は非高

齢地域では高齢地域よりも大きく推定された、第4に、政府支出を政府消費と政府投資に分割して乗数を推定したところ、政府投資の乗数は1を上回る一方で、政府消費の乗数は統計的にはゼロと異ならなかった。これらの結果は、高齢化地域では財政支出に対して所得や労働供給が増加する余地がより少ないことを反映しているのかもしれない。高齢化地域では就労可能人口の比率が低いだろうし、高齢者は若年者に比べて限界消費性向が低いと思われるからである。これらの結果の解釈においては、地域財政乗数の推定では金融政策や全国的な財政政策の影響は年度効果によって制御されていることに注意が必要である。

本稿の構成は以下の通りである、続く第2節では日本の地方財政制度についてかんたんに説明し、第3節では計量経済学的な定式化を示す。第4節がデータを説明し、全体の標本を用いた推定結果は第5節で示される。高齢化地域と非高齢化地域を分割した推定結果は第6節にて説明される。第7節はまとめて充てられる。

II. 制度的背景

日本の公的部門は3層から構成され、おもな地方政府としては基礎的自治体としての1,700あまりの市町村と、広域自治体としての47都道府県がある（Bessho 2016）。市町村は都道府県に空間的に包含されている。日本は単一国家であり、中央-地方関係は統合型（integrated, Muramatsu et al. 2001）と呼ばれ、地方政府に多くの事業が割り当てられているが、中央と地方は緊密な連携を保っており、中央政府はこの連携を通じて地方政府の誘導を行っている。

日本の地方財政の特色の一つは、大きな垂直的財政不均衡である。地方政府の歳出規模は中央政府の歳出のほぼ2倍であるが、歳入についてはこの比率は逆転する。それゆえ地方政府は、

公共事業や再分配政策を補助する中央政府からの政府間財政移転に強く依存している。

国法である地方税法は地方政府の課税権を規定しており、標準的な税目を挙げている。いくつかの税目については標準税率や制限税率が定められている。その結果、実際の税率と標準税率との差、地域間の税率の差は小さい。

Ⅲ. 定式化

Ⅲ-1. 推定式

本稿の目的は、日本の都道府県データを用いて公的支出が県内総生産に与える短期的効果を推定することである。先行研究 (Nakamura and Steinsson 2014, Guo et al. 2016, Kameda et al. 2017) に従い、県内総生産成長率を、県内の公的支出成長率に回帰して地域財政乗数を推定する。推定式は、

$$\frac{Y_{i,t} - Y_{i,t-1}}{Y_{i,t-1}} = \beta \frac{G_{i,t} - G_{i,t-1}}{Y_{i,t-1}} + X_{i,t-1} \delta + \alpha_i + \gamma_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

であり、ここで $Y_{i,t}$ は一人当たり県内総生産、 $G_{i,t}$ は都道府県 i の年度 t での一人当たり公的支出である。 $X_{i,t}$ は時点によって変化する制御変数のベクトル、 α_i は都道府県固定効果、 γ_t は年度固定効果を表す。時点を通じて変化しない都道府県の特性は α_i によって制御され、日本全体の景気循環・財政金融政策は γ_t によって制御される。 $\varepsilon_{i,t}$ は誤差項であり、 β と δ が推定されるパラメタである。 β は地域財政乗数、あるいは開放経済相対乗数と解釈される (Nakamura and Steinsson 2014) パラメタであり、本稿で特に注目するパラメタである。また、県内総生産成長率に加え、就業率・雇用率も被説明変数に採る。すなわち、 $N_{i,t}$ を総人口、 $L_{i,t}$ を就業者数または雇用者数として、 $(L_{i,t} - L_{i,t-1})/N_{i,t}$ を被説明変数とする³⁾。

Clemens and Miran (2012), Acconcia et al. (2014), Guo et al. (2016) に倣って、本稿の基本的な定式化では被説明変数と主たる説明変数について1年の成長率をとるが、Nakamura and Steinsson (2014) や Dupor and Guerrero (2017) に従い、2年以上の累積成長率を用いた

推定も行う。 θ 年後までの累積効果の推定にあたっては、Dupor and Guerrero (2017) にならって、推定式 (1) で被説明変数と最初の説明変数はそれぞれ

$$\left(\sum_{j=1}^{\theta} Y_{i,t+j-1} - \theta Y_{i,t-1} \right) / Y_{i,t-1}$$

$$\left(\sum_{j=1}^{\theta} G_{i,t+j-1} - \theta G_{i,t-1} \right) / Y_{i,t-1}$$

と計算される。

Ⅲ-2. 推定戦略

先行研究でしばしば指摘されているように、本稿での主たる説明変数である地域の公的支出の変化は内生変数であり、推定式 (1) の OLS 推定量はバイアスを持つ。内生性の源泉を2つ指摘しておく。第1に、地域の公的支出は、都道府県固定効果では捉えられない、それぞれの地域の経済状況・景気循環に対する反応であることが多い。この反応は、OLS 推定量について下方バイアスをもたらす。第2に、公共事業にはその執行の数年前から計画されているものがあり、そのような事業を予測する民間部門は行動を変化させる。この期待効果もまた OLS 推定量に下方バイアスを与える。

この内生性に対する標準的な解決法は操作変数を用いた2段階推定 (2SLS) である。先行研究ではさまざまな操作変数が用いられている。たとえば、公的支出に影響する先決的な要因 (Chodorow-Reich et al. 2012, Wilson 2012, Conley and Dupor 2013, Dupor and Mehkari 2016, Dupor and McCrory 2018, Kameda et al.

3) Bohn (2013) は、アメリカ政治での GDP から雇用 (job) への力点の変化が、学術研究での力点を総生産への乗数から雇用への影響へ変化させたようだ、と指摘している。

2017), 財政ルール (Clemens and Miran 2012), マフィア対策法 (Acconcia et al. 2014), 年金の収益率 (Shoag 2013), 国勢調査での人口改訂 (Serrato and Wingender 2016) である。本稿で用いるデータは準実験に基づいたものではないから, ここでは Bartik 型操作変数を用いる (Bartik 1991, Goldsmith-Pinkham et al. 2018)。

本稿では2種類の操作変数を構築する。第1は, Nakamura and Steinsson (2014) や Dupor and Guerrero (2017) が用いたものと同じであり,

$$Z_{i,t} = \frac{s_{i0}^G}{s_{i0}^Y} \frac{G_t - G_{t-1}}{G_{t-1}} \quad (2)$$

と表される。ここで, s_{it}^G は年度 t における都道府県 i の公的支出シェア, s_{it}^Y は年度 t における都道府県 i の総生産シェア, G_t は年度 t における公的支出の合計である。すなわち, $G_t = \sum_i G_{it}$ が成り立つ。 Z_{it} は公的支出の全国合計値に都道府県ごとに固定された比率を乗じたものであり, 都道府県ごとの固定された比率とは, 標本期間の初年における公的支出と総生産のシェアの比で与えられる。したがってこの操作変数は, 都道府県ごとに異なる比率を用いているから都道府県間で異なり, かつ, 各年の公的支出の合計

値を用いているから時点間でも異なる。標本期間の初年の値と, 各年の合計値によって定まるから, 各都道府県の誤差項 $\varepsilon_{i,t}$ とは相関しない。本稿ではこの操作変数を, 後述する公的支出の3つの指標それぞれについて構築する。

第2の変数は, 地域の公的支出の項目別の値を用いて, 当初の Bartik 型 (Goldsmith-Pinkham et al. 2018) により近い形で定義する。 G_{ikt} を年度 t における都道府県 i の k 番目の支出項目とし ($G_{it} = \sum_k G_{ikt}$), G_{kt} を k 番目の支出項目の全国合計値, s_{ikt}^G を k 番目の支出項目の都道府県 i のシェアとする。注目している内生の説明変数が, 公的支出の伸びと総生産の比である (推定式 (1)) ことを考慮し, この操作変数は初期時点での各支出項目での各都道府県のシェアと, 支出項目と総生産の比の内積として定義する。すなわち,

$$\hat{Z}_{i,t} = \frac{\sum_k s_{ik0}^G (G_{kt} - G_{k,t-1})}{Y_{t-1}} \quad (3)$$

と定義される。この変数を求めるには支出項目のデータが必要だから, 地方政府の決算統計に基づく地域の公的支出の指標に対してのみ計算する。

IV. データ

本稿では4つの出所からのデータを用いる。標本期間は, 総生産データの改訂を考慮して1990年度から2016年度までであるが, 頑健性の確認のため1975年度から2016年度までに拡張した標本も用いる。

IV-1. 総生産

総生産は, 国内総生産 (GDP) の都道府県版である県内総生産で定義する。このデータは, 国民経済計算と整合的な方法で計算されている, 内閣府経済社会総合研究所公表の県民経済

計算年報から入手した。就業者数・雇用者数のデータもこの年報から入手した。

県民総生産は, 2006年度から2016年度までは2008SNA, 1990年度から2014年度までは1993SNA, 1955年度から1999年度までは1968SNA に従って作成されている。推計基準が標本期間内で異なるため, 2008SNA を基準としたうえで, 2005年度から1990年度までは1993SNA から得られる成長率を用いて過去へ外挿し, 1989年度から1975年度までは1968SNA から得られる成長率を用いて過去へ外挿した。

Ⅳ－２．政府支出

政府支出については３種類の指標を用意した。

第１は、総生産と同じく、県民経済計算年報からのものである。この年報から、政府最終消費支出と、公的総固定資本形成・公的在庫変動の和を求め、政府支出の指標とした。この指標では民間部門への移転支出が除外されているが、中央政府の都道府県内での支出は含まれている。1990年度以前については、政府最終消費支出・公的総固定資本形成は、前述したように計算した県内総生産と、1968SNAから求められた政府最終消費支出・公的総固定資本形成と県内総生産の比の２つの積として計算した。

第２は、地方政府の決算統計からのものである。日本の地方行財政制度は２層制を採っており、すべての市町村は空間的に都道府県に包含されている。この指標は各都道府県内での地方政府の支出額であり、都道府県政府の支出とその都道府県内の市区町村の支出の和である。都道府県政府から市区町村政府への財政移転と公債費は控除される。この指標には、政府支出、政府投資のほか、社会保障給付を含む所得再分配的支出、補助金、土地購入費等の移転支出が含まれる。しかし、この指標は中央政府がその都道府県内で支出した額は含まれない。支出内訳のデータも利用できるので、(3)式を用いて第２のBartik型操作変数を構成できる。内訳には、民生費、衛生費、土木費、教育費といった目的別内訳を用いた。

第３は、行政投資実績からのものである。この指標はBrückner and Tuladhar (2014)でも用いられている投資データであり、消費支出と再分配的移転支出が除かれているが、中央政府からの支出と、土地購入費は含まれている。

地方での政府支出の指標としては、これら３つの指標はそれぞれに長所と短所を持っているが、本稿ではとくに県民経済計算から作成した第１の指標に着目する。というのも、この支出指標は中央政府を含む公的部門全体のそれぞれの都道府県内での需要を表しているからである。ただし、この指標には、地方政府の支出の大き

なシェアを占める移転支出は含まれていない。

Ⅳ－３．制御変数

都道府県固定効果・年度固定効果に加えて、本稿では３種類の制御変数を用いた。第１は年齢構成に関するものであり、65歳以上人口比率と、15歳未満人口比率である。第２は産業構造に関するものであり、第１次産業比率と第２次産業比率である。第３は災害に関するものであり、２種類を用いた。一つは災害のあった年についてのもので、1995年の兵庫県（阪神淡路大震災）、2011年の岩手県・宮城県・福島県と2012年の宮城県（東日本大震災）で１をとる。もう一つは災害直後の年についてのもので、2012年の福島県と2013年の宮城県で１をとる。

標本統計量は表１に示されている。

Ⅳ－４．標本分割

本稿で注目している政府支出の効果の異質性を検討するため、標本を２つの部分標本に分けてそれぞれに回帰分析も行った。標本を分割する基準は、65歳以上人口比率で表される高齢化率である。高齢化率は政府支出の影響を受けるかもしれないから、標本分割にあたっては内生性を避けるために、標本初年度の中位値を閾値として都道府県をほぼ同数に割り振った。1990年度を初年度とする基本ケースでは、高齢化率の中位値は14.8%であり、高齢化した地域に分類されたのは岩手・秋田・山形・福島・新潟・富山・福井・山梨・長野・和歌山・鳥取・島根・岡山・山口・徳島・香川・愛媛・高知・佐賀・長崎・熊本・大分・鹿児島各県である。標本初年度の値によって都道府県を分割したから、一つの都道府県から得られる観測値はすべて同じ部分標本に属している。

表1 標本統計量（1990～2016年度）

| | 平均 | 標準偏差 | 最小値 | 中位値 | 最大値 |
|--------------|--------|-------|---------|--------|--------|
| 総生産成長率 | 1.811 | 2.818 | -10.374 | 1.792 | 18.538 |
| 就業者成長率 | 0.099 | 0.612 | -2.832 | 0.087 | 5.557 |
| 雇用者成長率 | 0.312 | 0.633 | -2.618 | 0.305 | 4.944 |
| 政府支出伸び率 | 0.407 | 1.299 | -8.247 | 0.255 | 23.268 |
| 政府消費+政府投資伸び率 | 0.479 | 1.341 | -7.353 | 0.382 | 14.226 |
| 行政投資伸び率 | 0.041 | 0.979 | -4.933 | -0.045 | 6.598 |
| 15歳以下人口比率 | 17.313 | 4.082 | 10.297 | 16.126 | 30.406 |
| 16～64歳人口比率 | 65.161 | 3.501 | 54.493 | 65.629 | 74.736 |
| 65歳以上人口比率 | 17.526 | 6.457 | 5.381 | 16.820 | 34.752 |
| 第1次産業比率 | 3.272 | 2.801 | 0.043 | 2.412 | 16.617 |
| 第2次産業比率 | 31.822 | 8.438 | 11.969 | 31.489 | 58.160 |
| 第3次産業比率 | 64.905 | 8.569 | 40.334 | 64.987 | 87.573 |

（注） 総生産・就業者・雇用者は一人当たり。単位はすべて％。

V. 推定結果：全体標本

V-1. 基本ケース

固定効果（FE）モデルと操作変数（IV）モデルを用い、政府支出の指標に県民経済計算を用いた推定結果は表2に示されている。最初の3列が通常の固定効果モデルによる推定結果である。第1列に示されているように、政府支出の総生産への効果は統計的に有意ではあるが、0.4程度であり小さい。就業者率と雇用者率に対する効果は統計的にはゼロと有意に異ならない。Bartik型操作変数を用いた結果は最後の3列、すなわち第4列から第6列に示されている。第1段階のF統計量は10を超えており、操作変数の妥当性（relevancy）が示唆される。このばあい、政府支出の総生産への効果は統計的に有意に正に検出されており、係数推定値は1に近い。他方、就業者率と雇用者率への効果は、固定効果モデルの結果よりも大きく推定されているものの、統計的には有意にゼロとは異ならない。固定効果モデルと操作変数モデルのあいだの係数推定値の差は先行研究でもしばしば見られており（e.g., Chodorow-Reich et al. 2012）、固定

効果モデルでの下方バイアスの影響と思われる。

この結果は、本稿と同じように県民経済計算からの政府消費と政府投資の和を政府支出の指標として用いている Kameda et al. (2017) の推定値 1.177 より少し小さいが、ほぼ整合的である。Kameda et al. (2017) は本稿とは異なる操作変数を用いているにもかかわらず、地域財政乗数の推定については似た結果を得ていると言えよう。

表3は、政府支出の指標と操作変数に他のものを用いたときの、政府支出の係数の推定結果を示している。第1行は、政府支出の指標は地方政府の決算統計からのものを用いたものを用いている。第2行は、第1行と同じく地方政府の決算統計を用いた説明変数を使い、操作変数として（3）式から計算された Bartik 型の操作変数を用いたときの結果を示している。第3行は、行政投資実績を用いたときの結果を示している。第1行・第3行においては、操作変数は（2）式に従って計算された Bartik 型のものである。いずれのばあいも、第1列に示され

表2 推定結果：固定効果モデルとパネルIV

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|-------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|--------------------|---------------------|
| 被説明変数 | 総生産 | 就業者 | 雇用者 | 総生産 | 就業者 | 雇用者 |
| 推定方法 | 固定効果 | 固定効果 | 固定効果 | IV | IV | IV |
| 政府支出 | 0.393*** (0.061) | 0.022 (0.017) | 0.018 (0.018) | 0.913*** (0.262) | 0.055 (0.081) | 0.091 (0.094) |
| 震災 | -0.790 (0.905) | -0.938*** (0.250) | -0.890*** (0.263) | -3.920 (2.777) | -1.142* (0.598) | -1.329** (0.627) |
| 震災後 | 3.465*** (1.300) | 0.998*** (0.358) | 0.964** (0.377) | 1.565 (1.503) | 0.874 (0.607) | 0.698 (0.600) |
| 15歳以下人口比率 | 0.115 (0.159) | 0.070 (0.044) | 0.090* (0.046) | 0.129* (0.201) | 0.071 (0.062) | 0.092 (0.080) |
| 65歳以上人口比率 | -0.089 (0.087) | -0.035 (0.024) | -0.035 (0.025) | -0.073 (0.098) | -0.034 (0.039) | -0.033 (0.041) |
| 第1次産業比率 | -0.304** (0.136) | -0.036 (0.038) | -0.010 (0.040) | -0.390*** (0.161) | -0.041 (0.033) | -0.022 (0.040) |
| 第2次産業比率 | -0.218*** (0.030) | 0.009 (0.008) | 0.013 (0.009) | -0.207*** (0.034) | 0.010 (0.007) | 0.015* (0.008) |
| First F 統計量 | | | | 31.83 | 31.83 | 31.83 |
| 観測値数 | 1,269 | 1,269 | 1,269 | 1,269 | 1,269 | 1,269 |

(注) カッコ内の数値は標準誤差。***, **, *はそれぞれ、有意水準1%、5%、10%で、係数推定値が統計的に有意にゼロと異なることを表している。

表3 推定結果：他の説明変数と操作変数

| | (1) | (2) | (3) | (4) |
|-------------------------|-------------|---------------------|-------------------|------------------|
| 説明変数 | First F 統計量 | 総生産 | 就業者 | 雇用者 |
| 政府支出 (決算) | 38.71 | 0.972*** (0.294) | -0.017 (0.059) | 0.053 (0.068) |
| 政府支出 (決算) (内訳を使ったIV) | 28.16 | 0.993*** (0.326) | 0.035 (0.068) | 0.082 (0.071) |
| 行政投資 | 74.23 | 1.166*** (0.202) | 0.044 (0.067) | 0.119 (0.082) |

(注) カッコ内の数値は標準誤差。***, **, *はそれぞれ、有意水準1%、5%、10%で、係数推定値が統計的に有意にゼロと異なることを表している。

ているように、第1段階のF統計量は大きく、操作変数の妥当性を支持しているようである。

第2列には、被説明変数を総生産成長率としたときの推定結果が示されており、第1行と第2行では推定値はほぼ1に近く、第3列では1より少し大きくなっている。これらの推定値が地域財政乗数の推定値に対応しており、ほぼ1に近いという表2の結果と整合的と言えよう。

Brückner and Tuladhar (2014) は、1990年

度から2000年度の財政乗数を得ている。彼らは政府支出の指標として行政投資実績から得た政府投資額と、地方政府の決算統計を用いており、それぞれ表3の第3列と第1列に対応している。本稿の推定結果はBrückner and Tuladhar (2014) よりもやや大きく、彼らの推定値が0.93と0.78であるのに対し、本稿の推定値は1.166(第3列)と0.972(第1列)である。この違いの原因の一つは定式化の違いか

もしれない。彼らの推定では被説明変数は一人当たり総生産であり、前年度の総生産が制御変数として追加されているが、本稿では総生産と政府支出の総生産に対する成長率を用いている。

Auerbach and Gorodnichenko (2017) は、長期の四半期時系列データを用いて VAR モデルに基づいて日本の財政乗数を推定している。1960 年以降のデータを用いた彼らの総生産に関するインパルス応答の結果によれば、短期の財政乗数は 1 よりもやや小さく、初期ショックから 2～3 年経過すると 1.5 程度になる。しかし、標本期間が本稿の表 2 や表 3 より似ている 1985～2012 年のデータを使ったときには、財政乗数は正であるものの小さく、統計的には有意ではない。彼らは、これらの結果を、不況期における GDP の反応度が 1985 年以降に弱くなっているためと推論している。時系列データを用いた結果と地域間データを用いた結果の違いは先行研究でもしばしばみられる⁴⁾。Ramey (2011) が述べているように、総生産については、本稿のような地域間データを用いた推定では、多くのばあい乗数は 1 より大きくなる。一つの理由は、公債で調達された政府支出が民間の消費や投資をクラウドアウトするというリカード効果 (Ricardian effect) かもしれない (Clemens and Miran 2012, Kameda et al. 2017)。第 2 節で述べたように、地方政府の支出のかなりの部分は中央政府からの財政移転によって賄われているから、本稿の推定結果は偶発収入による (windfall financed) 支出の乗数と解釈できよう。

本稿の結果は、海外についての先行研究の結果とも整合的である。前述したように、本稿のように地域間データを用いた研究ではしばしば総生産についての財政乗数は 1.5～1.8 程度 (Ramey 2011) か、2 (Chodorow-Reich 2017) となる。例えば、アメリカのデータに基づいた地域財政乗数の推定結果は、1.4 (Nakamura and Steinsson 2014), 1.43 (Shoag 2010), 1.7～2.0

(Serrato and Wingender 2016) となっている。Acconcia et al. (2014) はイタリアの県データを用いて 1.95 という乗数を得ている。他方、乗数の推定値が 1 よりもかなり小さく、統計的に有意でないという結果を得ている分析もある (Clemens and Miran 2012, Guo et al. 2016, Dupor and Guerrero 2017)。Dupor and Guerrero (2017) はこれらの違いについて、戦時期 (彼らのばあいは朝鮮戦争) が含まれていなければ、乗数を正確に推定するためには防衛費の変動はあまりに小さいと論じている。

2009 年アメリカ復興・再投資法 (ARRA: American Recovery and Reinvestment Act of 2009) を検討した多くの研究では、政府支出の雇用 (job) への効果を発見し、雇用当たりの費用 (cost per job) を計算している (Chodorow-Reich et al. 2012, Wilson 2012, Clemens and Miran 2012, Conley and Dupor 2013, Dupor and Mehkari 2016)。しかし、表 2 や表 3 に示した本稿の結果では、政府支出は就業者率や雇用者率にはほぼ何の影響も持っていない。この効果のなさは、ひとつには、政府支出は労働者の数 (extensive margin) には影響せず、労働時間 (intensive margin) に影響したためかもしれない。

V-2. 累積効果

次に、期間の違いによる財政乗数の違いについてみてみよう。先行研究ではしばしば政府支出の累積効果に注目している (e.g., Nakamura and Steinsson 2014, Dupor and Guerrero 2017, Kameda et al. 2017)。表 4 は、政府支出の指標に県民経済計算を用い、 $\theta = 1, 2, 3, 4$ についての回帰分析から得られた係数を示している。表 2, 表 3 から予期されるように、すべての期間について就業者率・雇用者率への効果は統計的に有意に正には検出されていない。総生産に対する累積乗数効果は、1 年後の 0.913 から 4 年後の 1.598 まで単調に増加しており、2

4) Jeong et al. (2017) は、日本・中国・韓国について財政乗数を推定し、近年では 1 よりかなり大きいという結果を得ている。

年目以降の効果は統計的に有意に正である。これらの結果は、政府支出の一定期間内に増加したとき、同期間内の総生産がどれほど増加するかを示している。

数年後の累積効果が1年の乗数効果よりも大きくなるという傾向は、前述の Auerbach and Gorodnichenko (2017) の時系列データを用いた結果とは整合的である。他方、Dupor and Guerrero (2017) では累積効果は減少傾向を示しており、Kameda et al. (2017) では1年から3年までの累積効果はすべて0.9前後であり、期間が長くなるにつれて減少するという傾向はみられていない。

累積効果は政府支出の指標によって異なる。表5の第2行には政府支出として地方政府の決算統計を使ったときの結果、第3行には行政投資実績を使ったときの結果を示している。行政投資実績を使うと、県民経済計算を使ったときと同じように、累積効果は4年まで増加傾向を示すが、地方政府の決算統計を用いると減少傾

向を示し、3年後以降は統計的には有意にゼロと異なる。

決算統計とその他2つの指標の大きな違いは、扶助費のような移転支出の扱いである。長い期間を考えると、家計の流動性制約はより弱くなっていき、乗数効果はリカード効果によって小さくなるのかもしれない。Brückner and Tuladhar (2014) は扶助費が総生産に与える負の効果を検出しており、これを信用市場の摩擦の存在のためとしている。

V-3. 波及効果

ここで、政府支出の波及について簡単に確認する。Kameda et al. (2017) は波及効果の検討に焦点を置き、都道府県内の政府支出と、その都道府県を含む地域の政府支出をともに説明変数として用いた推定を行っている。その結果によれば、都道府県間の波及効果は地域財政乗数の1/3ほどを占める。

本稿ではより簡単な方法として、47都道府

表4 推定結果：累積効果

| 被説明変数／累積年数 | 1年 | 2年 | 3年 | 4年 |
|------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| 総生産 | 0.913*** (0.262) | 0.942*** (0.339) | 1.374*** (0.453) | 1.598*** (0.524) |
| 就業者 | 0.055 (0.081) | 0.042 (0.117) | 0.038 (0.115) | -0.014 (0.128) |
| 雇用者 | 0.091 (0.094) | 0.113 (0.145) | 0.126 (0.145) | 0.106 (0.157) |

(注) カッコ内の数値は標準誤差。***, **, *はそれぞれ、有意水準1%, 5%, 10%で、係数推定値が統計的に有意にゼロと異なることを表している。

表5 推定結果：総生産への累積効果、他の説明変数

| 支出指標／累積年数 | 1年 | 2年 | 3年 | 4年 |
|-------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| 政府支出 (SNA) | 0.913*** (0.262) | 0.942*** (0.339) | 1.374*** (0.453) | 1.598*** (0.524) |
| 政府支出 (地方決算) | 0.972*** (0.294) | 0.523** (0.226) | 0.307 (0.291) | 0.190 (0.357) |
| 行政投資 | 1.166*** (0.202) | 1.191*** (0.213) | 1.331*** (0.247) | 1.314*** (0.291) |

(注) カッコ内の数値は標準誤差。***, **, *はそれぞれ、有意水準1%, 5%, 10%で、係数推定値が統計的に有意にゼロと異なることを表している。

県を10の地域に集約したデータを用いた推定を行う。地域の定義として定まったものはないが、ここでは労働力調査に従う。波及効果がここで定義された地域内で完結しているとする、観測値の単位として都道府県を用いた表4の結果との差が波及効果の大きさを示していると考えられよう。

政府支出の指標に県民経済計算を用いた推定結果は表6に示されている。第1行に示された総生産への影響を見ると、点推定値は表4に比べて0.1~0.2ほど大きく推定されている。第2行・第3行にそれぞれ示された就業者数・雇業者数への影響も表4に比べると大きく推定されており、2年後以降の累積効果は統計的に有意にゼロと異なる。これらの結果は、政府支出が他の都道府県に対して正の波及効果を持ってい

ることを示唆しているが、その大きさは、Kameda et al.(2017)の結果よりも小さい。

表6の第4行には、被説明変数として人口当たりの労働時間を用いた結果を示している。1年の伸び率でみると、係数推定値は正で統計的にも有意にゼロと異なる。2年後以降は推定値は小さくなり、統計的には有意にゼロと異ならない。就業者・雇業者についての結果と合わせて考えると、短期的には政府支出は就業者の数には影響せず、労働時間に影響するものの、中期的（2~4年）には就業者数を増加させるとともに労働時間への影響は消えるのかもしれない。ただし、就業者数増加の効果は都道府県外に波及するため、都道府県単位のデータでは十分に捕捉できないのかもしれない。

表6 推定結果：累積効果（10地域）

| 被説明変数／累積年数 | 1年 | 2年 | 3年 | 4年 |
|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| 総生産 | 1.042*** (0.380) | 1.180*** (0.327) | 1.575*** (0.321) | 1.750*** (0.319) |
| 就業者 | 0.129 (0.105) | 0.264*** (0.097) | 0.282*** (0.089) | 0.227*** (0.086) |
| 雇業者 | 0.164 (0.108) | 0.282*** (0.099) | 0.237*** (0.088) | 0.170** (0.086) |
| 延べ労働時間 (2000年以降) | 16.580** (8.432) | 6.745 (7.927) | 2.391 (8.609) | -3.053 (8.426) |

(注) カッコ内の数値は標準誤差。***, **, *はそれぞれ、有意水準1%, 5%, 10%で、係数推定値が統計的に有意にゼロと異なることを表している。

VI. 推定結果：高齢化による効果の異質性

VI-1. 政府支出の効果

本稿で注目したいことの1つは政府支出の効果の高齢化による異質性である。データについて説明した第VI節で述べたように、ここでは標本を高齢化率の基準によって2分割した。標本期間の初年度の中位値によってほぼ同じ大きさの2つの部分標本に分割しており、同じ都道府

県の観測値は同じ部分標本に含まれるような分割となっている。ほとんどのばあいで、就業者率と雇業者率に対する効果は小さく、統計的にも有意にゼロと異ならないという結果であったので、ここでは総生産に対する乗数効果のみに注目する。

表7は推定結果を示している。パネルAで

は政府支出の指標として県民経済計算を用いた結果、パネルBでは地方政府の決算統計を用いた結果、パネルCでは行政投資実績を用いた結果を示している。点推定値を比べてみると、ほとんどのケースで非高齢地域のほうが財政乗数は大きく推定されている。ただし、標準誤差も大きいことには留意すべきである。

県民経済計算を用いたパネルAでは非高齢地域と高齢地域の違いが最も明確に表れており、非高齢地域では期間が2年以上では財政乗数が統計的に有意にゼロと異なるのに対し、高齢地域では推定値は小さく、統計的にも有意にゼロと異ならない。期間が1年ではいずれも統計的に有意ではないものの、点推定値は非高齢地域では1を超えているのに対し、高齢地域では0.55程度である。

決算統計を使ったパネルBでは、期間が1年では非高齢化地域では統計的に有意に正の地域財政乗数が推定されているのに対し、高齢化地域では推定値は半分以下であり、統計的にも有意にゼロと異ならない。2年以上の期間をとると統計的に有意にゼロと異なる効果は検出されていないが、非高齢地域のほうが財政乗数が

大きい。

行政投資実績から作成した政府支出を用いたとき（パネルC）も、非高齢化地域のほうが点推定値は大きく推定されている。とくに1年のばあい、非高齢地域では乗数は1.45と推定されている一方で、高齢地域では0.90であり、統計的にも有意ではない。期間が3年以上のときには高齢地域のほうが点推定値が大きくなっているものの、どちらの地域でも統計的には有意に正に推定されており、両者の差はそれほど大きくない。

これらの結果をまとめると、地域財政乗数は非高齢地域のほうが、とくに1~2年の期間を考えたときには、高齢地域よりも大きいと言える。

VI-2. 支出項目による差

前述したように、政府支出の指標によって推定される財政乗数の値は異なり、地方政府の決算統計を使うと、とくに累積的な効果は小さく推定される。これは、各指標に含まれる政府支出の範囲の差によると思われる。ここでは、この点についてより明示的に検討する。具体的に

表7 推定結果：総生産への累積効果の異質性

| 支出指標／累積年数 | 1年 | 2年 | 3年 | 4年 |
|----------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| A. 政府支出 (SNA) | | | | |
| 非高齢化地域 | 1.037 (0.633) | 0.952** (0.468) | 1.252*** (0.414) | 1.520*** (0.354) |
| 高齢化地域 | 0.549 (0.588) | 0.326 (0.691) | 0.831 (0.781) | 1.100 (0.933) |
| B. 政府支出 (地方決算) | | | | |
| 非高齢化地域 | 1.509** (0.747) | 0.658 (0.498) | 0.107 (0.475) | -0.055 (0.499) |
| 高齢化地域 | 0.616 (0.403) | 0.211 (0.312) | 0.021 (0.274) | -0.027 (0.264) |
| C. 行政投資 | | | | |
| 非高齢化地域 | 1.451*** (0.379) | 1.431*** (0.319) | 1.411*** (0.330) | 1.311*** (0.327) |
| 高齢化地域 | 0.898 (0.555) | 0.890** (0.409) | 1.139*** (0.379) | 1.174*** (0.344) |

(注) カッコ内の数値は標準誤差。***, **, *はそれぞれ、有意水準1%, 5%, 10%で、係数推定値が統計的に有意にゼロと異なることを表している。

は、県民経済計算から得られる政府支出を政府最終消費支出と政府投資に分割し、それぞれを説明変数として用いる。ここで、政府投資は総固定資本形成と在庫変動の和であり、総固定資本形成とは、住宅やその他建物、機械・設備、知的財産生産物の取得を指す。他方、政府最終消費は、外交・防衛・警察等の社会全体に対するサービス活動のための支出（集合消費支出）、医療費や介護費のうちの社会保険給付分や保育所や国公立学校等の産出額から利用者からの料金負担等を控除した分（現物社会移転）である。

推定結果は表8に示されている。パネルAにはすべての都道府県を用いたときの、パネルBには非高齢化地域についての、パネルCには高齢化地域についての結果がそれぞれ示されている。まずパネルAをみると、政府投資の係数の点推定値は期間によらず1を超えており、統計的にも有意にゼロとは異なる。他方で、政府最終消費の係数は正に推定されているものの、政府投資の係数よりも小さく、統計的にも有意にゼロと異ならない。

パネルBとパネルCを比べると、政府投資の係数の点推定値は、非高齢化地域では全ての

期間で1よりも大きく統計的にも有意に正であるのに対し、高齢化地域では1よりも小さく、統計的にも有意にゼロと異なるとは言えない。ただし、高齢化地域についても係数は正に推定されている。政府最終消費についてはいずれの地域のいずれの期間についても、乗数がゼロであるという帰無仮説を統計的にも有意には棄却できない。

VI-3. 標本期間

ここまで結果を示してきた推定では、県民経済計算の基準変更を考慮して、標本期間を1990年から2016年までとしてきた。ここでは県民経済計算年報を用いて標本を1975年まで延長した結果を示す。政府支出の指標として県民経済計算を用いた推定結果は表9に示されている。パネルAは1975年から2016年までを用いて、パネルBは1975年から1989年までを用いて推定した結果をそれぞれ示している。パネルAの結果は、推定期間を1975年まで延長しても、非高齢化地域での財政乗数は統計的にも有意に正であることを示している。しかし、点推定値は表7のパネルAと比べても小さく、

表8 推定結果：総生産への累積効果の異質性

| 支出指標／累積年数 | 1年 | 2年 | 3年 | 4年 |
|-----------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| A. 全体 | | | | |
| 政府最終消費 | 0.056 (0.728) | 0.067 (0.669) | 0.544 (0.710) | 1.232 (0.893) |
| 政府投資 | 1.099*** (0.287) | 1.047*** (0.321) | 1.308*** (0.411) | 1.401*** (0.478) |
| B. 非高齢化地域 | | | | |
| 政府最終消費 | -1.018 (1.412) | -0.910 (1.044) | 0.027 (0.956) | 1.087 (1.059) |
| 政府投資 | 1.279*** (0.472) | 1.248*** (0.435) | 1.309*** (0.431) | 1.312*** (0.467) |
| C. 高齢化地域 | | | | |
| 政府最終消費 | -0.339 (1.267) | -0.145 (1.109) | 0.016 (1.044) | 0.254 (1.171) |
| 政府投資 | 0.870 (0.779) | 0.498 (0.875) | 0.803 (0.953) | 0.915 (0.994) |

(注) カッコ内の数値は標準誤差。***, **, *はそれぞれ、有意水準1%, 5%, 10%で、係数推定値が統計的にも有意にゼロと異なることを表している。

表9 推定結果：総生産への累積効果の異質性，1975-2016

| 推定期間／累積年数 | 1年 | 2年 | 3年 | 4年 |
|--------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| A. 1975-2016 | | | | |
| 非高齢化地域 | 0.731*** (0.263) | 0.773*** (0.195) | 0.842*** (0.186) | 0.931*** (0.178) |
| 高齢化地域 | -0.029 (0.626) | -0.112 (0.485) | 0.038 (0.396) | 0.145 (0.378) |
| B. 1975-1989 | | | | |
| 非高齢化地域 | 0.434 (0.384) | -0.032 (0.403) | -0.307 (0.574) | -0.182 (0.577) |
| 高齢化地域 | 0.074 (0.641) | -0.084 (0.463) | 0.024 (0.366) | 0.240 (0.395) |

(注) カッコ内の数値は標準誤差。***, **, *はそれぞれ、有意水準1%, 5%, 10%で、係数推定値が統計的に有意にゼロと異なることを表している。

いずれも1を下回っている。高齢化地域については点推定値は表7のパネルAと比べても小さく、統計的には有意にゼロとは異なる。

パネルBにあるように、1975年度から1989年度までのデータのみを用いたばあいには、非高齢化地域についても高齢化地域についても、財政乗数は統計的に有意には検出されておらず、点推定値もいずれのケースでも0.5を下回っている。表9のパネルAでの推定値が表7のパネルAでの推定値よりも小さいのは、1989年以前での総生産への効果が小さかったことを反映している可能性がある。

ただし、この結果は、1989年以前について一国全体としての財政乗数が小さかったことを必ずしも意味していない。というのも、地域財政乗数の推定においては金融政策や全国的な財政政策の影響は年度効果によって制御されているからである。

VI-4. 議論

これまでに示された結果は、政府支出の項目によって財政乗数が異なり、政府投資の乗数は政府消費の乗数よりも大きいことを示唆している。このことから、財政乗数が高齢化地域で低い理由について仮説を考えることができよう。

高齢化が人口に占める就労可能人口の減少と関連しているとする、非高齢化地域のほうが

財政乗数が高い理由は、財政支出に反応する雇用や所得の増加の余地がより多く、経済により遊休資源 (slack) があるからかもしれない。

遊休資源が多いほど乗数効果が大きいことは先行研究でも指摘されている。Parker (2011, p. 704) は「政府支出の増加や減税は、経済にかなりの遊休資源があり、またそのときのみ、総生産と消費に有意に正の効果を持つ」と論じている。Auerbach and Gorodnichenko (2013) の結果は、財政乗数は好況期にほぼゼロであるのにたいして不況期には1.5ほどであることを示唆している。Ramey and Zubairy (2018) も乗数は失業率が高いときに大きいことを見出しているが、彼らの推定した乗数は1よりも小さい。Owyang et al. (2013) はカナダについて不況期に乗数が大きくなることを支持する結果を得ているが、アメリカについてはそのような傾向は見出されていない。

1990年度以前の期間を用いたときに財政乗数が統計的に有意に検出されないのは、経済に遊休資源が少なかったからかもしれない。いわゆる高度経済成長は1975年には終わっていたが、経済成長率は1990年度以降に比べれば高かった。

あるいは、若い世代のほうが流動性制約に直面しがちで、限界消費性向が高いことが理由なのかもしれない。Brinca et al. (2017) は財政

乗数が経済の様々な要因によってどのように変化するかを検討し、流動性制約に直面している人口の比率が高いほうが財政乗数が大きくなるとしている。Basso and Rachedi (2020) も若年者の限界消費性向が高齢者に比べて高いことを、若年者の多い経済で乗数が多くなる理由と

して挙げている。政府最終消費と政府投資の乗数の差は、公共事業の増加等を通じた効果と、医療や介護の社会保険給付の増加等を通じた効果の差であるから、前者のほうがより直接に若年者の所得を増加させ、消費を喚起しているのかもしれない。

Ⅶ. おわりに

本稿では、Bartik 型の操作変数を用いて日本の財政乗数を推定し、高齢地域と非高齢地域での乗数の大きさの違いを検討した。本稿の結果は以下のようにまとめられる。

第1に、1年後の財政乗数は、政府支出の指標によってやや異なるものの、ほぼ1に近いという推定結果を得た。この結果は、本稿と似た推定戦略を用いた先行研究 (Kameda et al. 2017, Brückner and Tuladhar 2014) の結果のほぼ中間に位置し、他国についての先行研究とも整合的である。他方で、本稿では就業率・雇用率に対する政府支出の効果を統計的に有意には検出しなかった。

第2に、総生産に対する累積的な乗数効果は期間が長くなるにつれて増加すると推定された。財政支出の指標の違いによって累積効果の推定値には違いがみられ、地方政府の決算統計を用いたときには3年後以降の乗数効果は統計的には有意にゼロと異ならなかった。

第3に、財政乗数は高齢地域よりも非高齢地域で大きく推定された。このような差があるという結果は、とくに財政支出の指標として県民経済計算から採った政府最終消費支出と公的総固定資本形成等の和を用いたときに顕著にみられた。

第4に、政府支出を政府消費と政府投資に分割して乗数を推定したところ、政府投資の乗数は1を上回る一方で、政府消費の乗数は統計的にはゼロと異ならなかった。標本を非高齢化地

域と高齢化地域に分けると、非高齢化地域での政府投資でのみ乗数は統計的に正に推定され、非高齢化地域の政府消費、高齢化地域での政府投資・政府消費については乗数の点推定値は統計的にはゼロと異ならなかった。

これらの結果は、高齢化地域では財政支出に対して所得や労働供給が増加する余地がより少なく、反応の度合いがより小さいためかもしれない。反応が小さいのは、高齢化によって就労可能人口の比率が低下していること、高齢者は若年者に比べて限界消費性向が低いことに起因する可能性があるだろう。

地域財政乗数の推定においては金融政策や全国的な財政政策の影響は年度効果によって制御されているし、政府支出は他地域への波及効果も持つと思われる。これらを考慮する必要はあるが、本稿の結果は、高齢化によって財政乗数が低下することを示唆している。財政乗数の低下は総生産への同等の効果を得ようとすればより大規模な財政出動が必要になることを意味しているから、負の経済ショックに対応するための財政的余地をこれまでよりも大きく用意しておく必要があることを示唆している。他方で、財政支出ショックへの反応が小さいことは、他のショックに対しても反応が小さいのかもしれない。これらの点についてはさらなる検討が必要であろう。

参 考 文 献

- Acconcia, Antonio, Giancarlo Corsetti and Saverio Simonelli. (2014) "Mafia and public spending: Evidence on the fiscal multiplier from a quasi-experiment". *American Economic Review* vol. 104, no. 7, pp. 2185-2209.
- Auerbach, Alan J. and Yuriy Gorodnichenko. (2012) "Measuring the output responses to fiscal policy". *American Economic Journal: Economic Policy* vol. 4, no. 2, pp. 1-27.
- Auerbach, Alan J. and Yuriy Gorodnichenko. (2013) "Fiscal multipliers in recession and expansion". In: Alberto Alesina and Francesco Giavazzi ed. *Fiscal Policy after the Financial Crisis*. pp. 63-98.
- Auerbach, Alan J. and Yuriy Gorodnichenko. (2017) "Fiscal multiplier in Japan". *Research in Economics* vol. 71, pp. 411-421.
- Basso, Henrique. S. and Omar Rachedi. (2020) "The young, the old, and the government: demographics and fiscal multipliers". *American Economic Journal: Macroeconomics*, forthcoming.
- Bessho, Shun-ichiro. (2016) "Case study of central and local government finance in Japan". *Asian Development Bank Institute Working Paper Series* No. 599.
- Bohn, Henning. (2013) "Comments on "The American Recovery and Reinvestment Act: Solely a government jobs program?" by Conley and Dupor". *Journal of Monetary Economics* vol. 60, pp. 550-553.
- Brinca, Pedro, Hans A. Holter, Per Krusell, and Laurence Malafry. (2016) "Fiscal multipliers in the 21st century". *Journal of Monetary Economics* vol. 77, pp. 53-69.
- Brukner, Markus and Anita Tuladhar. (2014) "Local government spending multipliers and financial distress: Evidence from Japanese prefectures". *Economic Journal* vol. 124, no. 581, pp. 1279-1316.
- Clemens, Jeffrey and Stephen Miran. (2012) "Fiscal policy multipliers on subnational government spending". *American Economic Journal: Economic Policy* vol. 4, no. 2, pp. 46-68.
- Chodorow-Reich, Gabriel. (2017) "Geographic cross-sectional fiscal spending multipliers: What have we learned?" mimeo, Harvard University.
- Chodorow-Reich, Gabriel, Laura Feiveson, Zachary Liscow, and William Gui Woolston. (2012) "Does state fiscal relief during recessions increase employment? Evidence from the American Recovery and Reinvestment Act". *American Economic Journal: Economic Policy* vol. 4, no. 3, pp. 118-145.
- Conley, Timothy G. and Bill Dupor. (2013) "The American Recovery and Reinvestment Act: Solely a government jobs program?" *Journal of Monetary Economics* vol. 60, pp. 535-549.
- Dupor, Bill and Rodrigo Guerrero. (2017) "Local and aggregate fiscal policy multipliers". *Journal of Monetary Economics* vol. 92, pp. 16-30.
- Dupor Bill and Peter B. McCrory. (2018) "A cup runneth over: Fiscal policy spillovers from the 2009 Recovery Act". *Economic Journal*, vol. 128, no. 611, pp. 1476-1508.
- Dupor, Bill and M. Saif Mehkari. (2016) "The 2009 Recovery Act: Stimulus at the extensive and intensive labor margins". *European Economic Review* vol. 85, pp. 208-228.
- Fishback, Price. (2017) "How successful was the New Deal? The microeconomic impact of

- New Deal spending and lending policies in the 1930s". *Journal of Economic Literature* vol. 55, no. 4, pp. 1435-1485.
- Goldsmith-Pinkham, Paul, Isaac Sorkin, Henry Swift. (2018) "Bartik instruments: What, when, why, and how". NBER Working Paper No. 24408.
- Guo, Qingwang, Chang Liu and Guangrong Ma. (2016) "How large is the local fiscal multiplier? Evidence from Chinese counties". *Journal of Comparative Economics* vol. 44, pp. 343-352.
- Jeong, Minju, Jihye Kang and Soyoung Kim. (2017) "Effects of government spending shocks in China, Japan, and Korea". *China Economic Journal* vol. 10, no. 2, pp. 194-225.
- Kameda, Taisuke, Ryoichi Namba and Takayuki Tsuruga. (2017) "Decomposing local fiscal multipliers: Evidence from Japan". Economic and Social Research Institute, Cabinet Office, Government of Japan.
- Moretti, Enrico. (2010) "Local multipliers". *American Economic Review: Papers and Proceedings* vol. 100, no. 2, pp. 373-377.
- Muramatsu, Michio, Farrukh Iqbal and Ikuo Kume. (2001) *Local Government Development in Post-War Japan*. Oxford University Press, Oxford.
- Nakamura, Emi and Jon Steinsson. (2014) "Fiscal stimulus in a monetary union: Evidence from US regions". *American Economic Review* vol. 104, no. 3, pp. 753-792.
- Owyang, Michael T., Valerie A. Ramey, and Sarah Zubairy. (2013) "Are government spending multipliers greater during periods of slack? Evidence from Twentieth-century historical data". *American Economic Review* vol. 103, no. 3, pp. 129-134.
- Parker, Jonathan A. (2011) "On measuring the effects of fiscal policy in recessions". *Journal of Economic Literature* vol. 49, no. 3, pp. 703-718.
- Ramey, Valerie A. (2011) "Can government purchases stimulate the economy?" *Journal of Economic Literature* vol. 49, no. 3, pp. 673-685.
- Ramey, Valerie A., and Sarah Zubairy. (2018) "Government spending multipliers in good times and in bad: Evidence from US historical data". *Journal of Political Economy* vol. 126, no. 2, pp. 850-901.
- Serrato, Juan Carlos Suárez and Philippe Wingender. (2016) "Estimating local fiscal multipliers". *NBER Working Paper* No. 22425.
- Shoag, Daniel. (2013) "Using state pension shocks to estimate fiscal multipliers since the Great Recession". *American Economic Review: Papers and Proceedings* vol. 103, no. 3, pp. 121-124.
- Taylor, John B. (2011) "An empirical analysis of the revival of fiscal activism in the 2000s". *Journal of Economic Literature* vol. 49, no. 3, pp. 686-702.
- Yoshino, Naoyuki and Hiroaki Miyamoto. (2017) "Declined effectiveness of fiscal and monetary policies faced with aging population in Japan". *Japan and the World Economy* vol. 42, pp. 32-44.
- Wilson, Daniel J. (2012) "Fiscal spending jobs multipliers: Evidence from the 2009 American Recovery and Reinvestment Act". *American Economic Journal: Economic Policy* vol. 4, no. 3, pp. 251-282.