

乗数効果の低下の要因について*1

三平 剛*2

要 約

近年の乗数効果の低下について、標準的なマクロ経済の理論モデル（マンデル・フレミング型 AD-AS モデル）により乗数の低下をもたらす要因を整理した上で、それらを統計データと先行研究を用いて検証した。結論として、近年の乗数の低下をもたらした要因は、①消費性向の低下（貯蓄率の上昇）、②税・社会保険料負担率の上昇、③投資性向の低下、④期待成長率の低下、⑤輸入性向の上昇である。一方、⑥クラウディング・アウト効果、⑦物価上昇による抑制効果、⑧マンデル・フレミング効果については、乗数低下の要因とは考えにくく、むしろ、現在のデフレやゼロ金利の下では乗数効果を強める方向に働いている可能性もある。

乗数低下をもたらした①～⑤の要因の背景には、少子高齢化に伴う社会保障に関する不安や税・保険料率の上昇、財政赤字の拡大による将来の財政負担に関する懸念、日本経済の潜在成長率の低下、グローバル化の進展などがある。これらはいずれも、現在の日本がおかれている大きな潮流的变化であり、すぐに転換が見込めるものではない。したがって、これらを背景とする乗数効果の低下も近い将来に改善すると期待することは難しい。

キーワード：財政政策、乗数効果、消費性向、社会保障不安、財政赤字、少子高齢化
JEL Classification：E12, E21, E22, E62, H31, H32, H62

I. はじめに

伝統的なケインズ経済学では、不況期に政府が公共投資などにより財政支出を拡大すると、それ以上に GDP が増加し、不況を克服できるとする。この増幅メカニズムを乗数効果と言い、その倍率を乗数と言う。しかしバブル崩壊後の経済の落ち込みの中で、1990年代には数次にわたり大規模な財政支出を伴う景気対策が行わ

れたにもかかわらず、本格的な景気回復には至らなかった。こうした状況を受けて、財政政策の景気回復効果が以前に比べて低下したという見方が、経済の専門家だけでなく世の中においても広まっている（日本経済新聞（2014）、梅田・川本・堀（2018）など）。しかしそうした乗数低下の要因を、経済理論に基づいて体系的

*1 本論文をまとめるにあたっては、財務省・財務総合政策研究所における『フィナンシャル・レビュー』論文報告計画会および論文検討会議の参加者から多くの示唆をいただいた。

*2 東洋大学経済学部准教授

に考察した実証研究は必ずしも多くない。そこで本稿では、近年の乗数低下の要因について、簡易なマクロ経済の理論モデルをもとに理論的な整理をした上で、実際のデータや先行研究を用いて体系的・包括的に考察する。

以下では、Ⅱ節で乗数の低下の現状を確認した上で、Ⅲ節で乗数を低下させる要因について標準的なマンデル・フレミング型 AD-AS モデ

ルを用いて理論的に整理する。Ⅳ節～Ⅷ節は、それらの要因を一つずつ実証的に検証する。その際、なるべく入手しやすく確認が容易な基本的なデータを用いて端的に示すよう心がけるとともに、より専門的な分析については関連する先行研究を紹介する。最後にⅨ節でそれらの結果を総括する。

Ⅱ. 乗数効果の低下の現状

本節ではまず乗数の低下の現状を確認する。表Ⅱ-1は、日本のマクロ経済モデルで推定された公共投資乗数を時系列的に示したものである。内閣府（旧経済企画庁時代を含む。以下同じ）の短期モデルは、政府が経済対策を策定する際の効果の算定などに用いられているものである。内閣府の中期モデルは、かつては経済計画の策定、現在では経済財政諮問会議における経済財政改革の中期方針の策定や、プライマリーバランスなどに関する「中長期の経済財政に関する試算」などに用いられている。日本経済新聞社の NEEDS 日本経済モデルは経済予測や景気対策に関する記事などに使われている。

表Ⅱ-1を見ると、いずれのモデルでも乗数の低下が顕著に表れている。内閣府短期モデルの名目政府支出乗数を見ると、1967年に公表された短期経済予測パイロットモデルでは名目公共投資の増加は、1年目にその2.17倍、3年目には5.01倍の名目GNPの増加をもたらしていたと推定されている。しかし直近2018年のモデルでは、乗数の値は1年目で1.13倍、3年目でも1.47倍にとどまっている。実質の乗数を見ても、1981年のモデルでは2～3年目には実質公共投資増加額の2～2.5倍ほど実質GDPを押し上げる効果があったと推定されているが、乗数は年々低下し、2018年のモデルではせいぜい1倍強となっている。内閣府中期モデ

ルや NEEDS 日本経済モデルでも乗数は時代とともに低下している。

日本の財政支出乗数の低下はアカデミックな研究においても報告されている（表Ⅱ-2）。Auerbach and Gorodnichenko (2017) は財政支出の増加に対する実質GDPのインパルス応答関数を直接推定して乗数を求めた。1960～2012年のサンプルでは1～3年目の乗数は平均で1.30倍、累積（財政支出の累積増加額に対する実質GDPの累積増加額）で2.30倍であったが、1985年以降にサンプルを限るとそれぞれ0.27倍、0.44倍に低下したとしている。また、井堀・中里・川出（2002）は制約のないVARモデル、川出・伊藤・中里（2004）は制約付きの構造VARモデルをそれぞれ推定し、いずれも90年代に入って公共投資が景気に与える効果は低下したとしている。吉野・中島（1999）は期間を分けてマクロ経済モデル推定し、「プラザ合意前までは3以上あった財政支出乗数は…(中略)…最近（筆者注：1992Q2～1997Q4）では0.98から0.45にまで落ち込んでいる（p.141）」とする。猿山（2010）はマクロ経済モデルを用いたシミュレーションにより、1990年度時点の乗数は2000年度に比べて名目で1.4倍、実質で1.3倍高かったとしている¹⁾。

日本の財政支出の景気刺激効果が低下したとの見方は、1990年代の数次にわたる大規模な

表Ⅱ－１ 日本経済のマクロモデルの乗数の変遷

名称	公表時期	推計期間	名目政府支出乗数			実質政府支出乗数		
			1年目	2年目	3年目	1年目	2年目	3年目
【内閣府 短期モデル】								
短期経済予測パイロットモデル*	1967	54年度～65年度	2.17	4.27	5.01	—	—	—
短期経済予測マスターモデル*	1970	54年度～67年度	2.02	4.14	4.51	—	—	—
短期経済予測パイロットモデル SP-15*	1974	57年度～71年度	2.27	4.77	4.42	—	—	—
〃 SP-17*	1976	60年度～73年度	1.85	3.34	—	—	—	—
〃 SP-18*	1977	65年度～75年度	1.34	2.32	2.77	1.27	1.83	1.85
世界経済モデル 第1次版*	1981	67年度～77年度	1.27	2.25	2.72	1.19	1.99	2.51
〃 第2次版*	1985	66年～82年Ⅰ	1.47	2.25	2.72	1.11	1.62	1.84
〃 第3次版*	1987	75年～84年	1.35	1.95	2.18	1.16	1.56	1.65
〃 第4次版*	1991	79年～88年	1.39	1.88	2.33	1.33	1.57	1.63
〃 第5次版	1994	83年～92年	1.32	1.75	2.13	1.24	1.40	1.40
短期日本経済マクロ計量モデル	1998	85年～97年	1.31	1.65	1.97	1.21	1.31	1.24
〃 2001年暫定版	2001	85年～00年	1.50	1.93	1.77	1.12	1.31	1.10
〃 2003年版	2003	85年～02年	1.30	1.55	1.77	1.14	1.13	1.01
〃 2004年版	2004	85年～03年	1.24	1.54	1.71	1.13	1.11	0.91
〃 2006年版	2007	90年～05年	1.19	1.64	1.92	1.02	1.06	0.89
〃 2008年版	2008	90年～05年	1.18	1.71	2.05	1.00	1.10	0.94
〃 2011年版	2011	90年～07年	1.20	1.71	2.01	1.07	1.14	0.95
〃 2015年版	2015	80年～12年	1.17	1.41	1.74	1.14	1.02	0.97
〃 2018年版	2018	80年～16年	1.13	1.30	1.47	1.12	1.09	1.02
【内閣府 中期モデル】								
計量委員会モデル 5次*	1977	60年度～72年度	—	—	—	1.81	3.29	3.66
〃 6次*	1980	65年度～76年度	—	—	—	1.50	1.57	1.25
〃 8次*	1989	70年度～84年度	—	—	—	1.18	1.50	1.56
〃 10次	1996	75年度～90年度	—	—	—	1.30	1.45	1.24
経済財政モデル 第1次改訂版	2005		—	—	—	1.32	0.94	0.37
〃 第2次版	2006		—	—	—	1.13	0.87	0.56
〃 第2次改定版	2007		—	—	—	1.01	0.69	0.42
〃 第2次再改定版	2008		—	—	—	1.12	0.76	0.39
〃 2008年度版	2009		—	—	—	1.35	0.42	0.57
〃 2010年度版	2010		—	—	—	1.06	0.99	0.78
〃 2018年度版	2018		—	—	—	1.05	0.91	0.69
【NEEDS 日本経済モデル】								
NEEDS 日本経済モデル*	1983		1.40	2.24	2.83	—	—	—
NEEDS 日本経済モデル*	1985		1.40	2.42	3.28	—	—	—
NEEDS 日本経済モデル*	1988		1.36	2.50	3.20	—	—	—
NEEDS 日本経済モデル*	1991		1.37	2.05	2.54	—	—	—
NEEDS 日本経済モデル	1994		1.28	1.71	1.83	—	—	—
NEEDS 日本経済モデル	1997	80年Ⅱ～96年Ⅰ	1.07	1.65	1.80	—	—	—

(注) 名目政府支出乗数は名目公的総固定資本形成の増加に対する名目GDP(*印付のモデルはGNP)の乗数値。実質政府支出乗数は実質公的総固定資本形成に対する実質GDP(GNP)の乗数値。

(出所) 経済企画庁経済研究所(1998)表2-3、内閣府経済社会総合研究所(2001～2018)、内閣府計量分析室(2005～2018)より作成

1) 一方で Miyamoto et.al.(2018)のように、近年のデフレ・ゼロ金利下において財政政策の効果は高まったとする研究もある。これについてはⅧ-1節で述べる。

表Ⅱ-2 日本の乗数効果の低下に関する実証研究

Auerbach and Gorodnichenko (2017)				
【分析手法：インパルス応答の直接推計】				
1965～2012年：1～3年目の乗数	平均	1.30倍	累積	2.30倍
1985～2012年：	〃	平均 0.27倍	累積	0.44倍
井堀・中里・川出 (2002)				
【分析手法：VARモデル】				
1960-89年に比べ1990-99年のサンプルで乗数低下				
川出・伊藤・中里 (2004)				
【分析手法：構造VARモデル】				
1975-88年に比べ1989-2002年のサンプルで乗数低下				
吉野・中島 (1999)				
【分析手法：マクロ経済モデル】				
乗数はプラザ合意前の3以上からバブル崩壊後（92Q2～97Q4）には0.98～0.45に低下				
猿山 (2010)				
【分析手法：マクロ経済モデル】				
1990年度時点の乗数は2000年度時点に比べ名目で1.4倍、実質で1.3倍高かった				

景気対策が顕著な景気回復につながらなかったことから、経済の専門家や実務家以外にも広まっている（日本経済新聞（2014）、梅田・川本・堀（2018）など）。しかし一方でその要因については、いわゆる真水²⁾が少ないという議論や、stop-go的な政策運営³⁾への批判などアドホックな議論が多く、経済理論に基づいた体系的な実証研究は必ずしも多くない。例外としては、貞廣（2005）、吉野・中島（1999）、猿山（2010）、Werner（2004）、経済企画庁経済研究所（1998）などがある（表Ⅱ-3）。貞廣（2005、第8章）は、教科書的なマクロ経済理論から導かれる7つの要因を検討し、企業のバランスシート調整やデフレ下での設備投資の低迷と、財政赤字の拡大に伴う将来の増税予測の強まり（リカードの中立性）が乗数低下をもたらした要因であるとしている。吉野・中島（1999、第4～6章）は、期間を分けてマクロ経済モデルを推定し、投資性向の低下、投資の利子感応度の上昇（クラウディング・アウト）、金融自由化・国際化によ

る為替レート金利感応度の上昇とその輸出入への影響（マンデル・フレミング効果）が乗数の低下をもたらしたと分析している。猿山（2010）は投資性向の低下と輸入性向の上昇が乗数低下の要因であるとする。Werner（2004）は、不良債権を抱えた銀行部門の信用創造の低下により低金利の下でも量的なクラウディング・アウトが生じ、民間の消費や投資の反応が抑制されたとする。これらに対し、経済企画庁経済研究所（1998）は、暫定的な結論としながらも、内閣府短期モデルにおける乗数の低下は合理的期待の導入など推定に用いたモデルの構造の変化で説明できるものであり、乗数の低下が現実に生じたという実証的根拠は十分ではないとしている。

以下では、Ⅲ節で乗数の低下をもたらす要因を理論的に整理した後、Ⅳ節以降でそれらの要因について1つずつデータや先行研究を用いて体系的に検証する。

2) 経済対策のうち、直接に生産の増加をもたらさないもの（用地取得費や融資など）を除いた、GDPの増加を直接もたらす部分（公共投資など）を指す。

3) 景気が悪化すると財政を拡張し、景気に回復の兆しが見えると財政再建のために財政を緊縮するなど、短期に方針を変えること。

表Ⅱ-3 乗数低下の要因に関する実証研究

文献	乗数低下の要因
貞廣 (2005)	投資性向の低下, リカードの中立性
吉野・中島 (1999)	投資性向の低下, クラウディング・アウト, マンデルフレミング効果
猿山 (2010)	投資性向の低下, 輸入性向の上昇
Werner (2004)	信用創造の低下による量的なクラウディング・アウト
経済企画庁経済研究所 (1998)	推定に用いた計量モデルの構造の変化 (乗数の低下が現実に生じたという実証的根拠は十分ではない)

Ⅲ. 乗数低下の要因に関する理論的整理

この節では、次節以降の実証分析の準備として、マンデル・フレミング効果を組み込んだ標準的なAD-AS(総需要-総供給)モデルを用いて乗数低下の要因を経済理論の面から整理する。モデルは以下の(1)～(4)式からなる。

$$Y = C((1-\tau)Y) + I((1+g^e)Y, R) + \bar{G} + EX(e, Y^*) - IM(e, Y) \quad (1)$$

$$\bar{M}/P = L(Y, R) \quad (2)$$

$$Y = Y(P-P^e) \Leftrightarrow P = P(Y, P^e) \quad (3)$$

$$e = e(R-R^*) \quad (4)$$

(1)式は、IS方程式であり、財市場の均衡を表す。すなわち、国内総生産Yが総需要(消費C+投資I+政府支出 \bar{G} +海外需要(輸出EX-輸入IM))に等しくなる条件を表している。消費Cは可処分所得 $(1-\tau)Y$ (τ は所得税率)の増加関数である(ケインズ型消費関数)。設備投資Iは将来の期待生産量 $(1+g^e)Y$ (g^e は期待成長率)の増加関数であり(加速度原理・ストック調整原理)、金利Rの減少関数である(投資の限界効率説)。輸出EXは為替レートe(邦貨建て…値の増加は円安を示す)の増加関数(円安になると輸出は増える)であり、海外景気 Y^* の増加関数である。輸入IMは為替レートeの減少関数(円安になると

減少)であり、所得Yの増加関数である。政策で決まる財政支出 \bar{G} は外生変数とする。

(2)式は、LM方程式であり、金融市場の均衡を表す。すなわち、実質貨幣供給 \bar{M}/P が実質貨幣需要Lに等しくなる条件を表している。貨幣需要Lは経済活動水準Yの増加関数(取引需要)であり、貨幣保有の機会費用である金利Rの減少関数(資産需要)である。金融政策で決まる貨幣供給量 \bar{M} は外生変数とする。

(1)式と(2)式を合わせて総需要AD曲線を形成する。

(3)式はAS方程式(総供給曲線)である。企業は予期しない物価上昇 $P-P^e$ に反応して生産Yを増やす。これを物価の側から見れば、物価Pは景気Yと期待物価 P^e の増加関数として決まる(期待を織り込んだフィリップス曲線)。

(4)式は為替レート関数であり、邦貨建て為替レートeが、内外の金融資産への投資に伴う国際資本取引により、内外金利差 $R-R^*$ の減少関数(自国金利Rの上昇は円高要因、海外金利 R^* の上昇は円安要因)として決まることを示す(アセット・アプローチ)。

(1)～(4)式を全微分し、所得税率 τ 、期待成長率 g^e 、期待物価水準 P^e 、海外景気 Y^* 、海外金利 R^* を固定($d\tau=dg^e=dP^e=dY^*=dR^*=0$)

とすると、以下の式が得られる。

$$dY = (1-\tau)c_{(1-\tau)y}^{(+)}dY + (1+g^e)i_{(1+g)y}^{(+)}dY + i_y^{(-)}dR + d\bar{G} + (ex_e - im_e)^{(-)}de - im_y^{(+)}dY \quad (1)'$$

$$d\bar{M}/P - (M/P^2)dP = l_y^{(+)}dY + l_r^{(-)}dR \quad (2)'$$

$$dP = p_y^{(+)}dY \quad (3)'$$

$$de = e_r^{(-)}dR \quad (4)'$$

ただし、 $c_{(1-\tau)y}$ 、 $i_{(1+g)y}$ 、 i_r 等はそれぞれ偏微分係数を表す。すなわち $c_{(1-\tau)y} = \frac{\partial C}{\partial(1-\tau)Y}$ 、

$$i_{(1+g)y} = \frac{\partial I}{\partial(1+g^e)Y}, \quad i_r = \frac{\partial I}{\partial R}, \quad ex_e = \frac{\partial EX}{\partial e} \text{等}$$

である。

(1)' ~ (4)' 式を dY について解くと、以下の (5) 式が得られる

$$dY = \frac{1}{\underbrace{1 - (1-\tau)c_{(1-\tau)y} - (1+g^e)i_{(1+g)y} + im_y + i_r \frac{l_y}{l_r} + \frac{M}{P^2 l_r} i_r p_y + (ex_e - im_e) e_r \left(\frac{M p_y}{P^2 l_r} + \frac{l_y}{l_r} \right)}_{\text{財政支出乗数}}} d\bar{G} + \frac{1}{\underbrace{1 - (1-\tau)c_{(1-\tau)y} - (1+g^e)i_{(1+g)y} + im_y + i_r \frac{l_y}{l_r} + \frac{M}{P^2 l_r} i_r p_y + (ex_e - im_e) e_r \left(\frac{M p_y}{P^2 l_r} + \frac{l_y}{l_r} \right)}_{\text{金融政策の効果}}} \frac{i_r + (ex_e - im_e) e_r}{l_r p} d\bar{M} \quad (5)$$

(5) 式の右辺第1項の $d\bar{G}$ にかかる係数が財政支出乗数である。これを見ると、乗数の低下は以下の8つの場合に生じることがわかる。

- ① 消費性向 $c_{(1-\tau)y}$ の低下
- ② 所得税率 τ の上昇
- ③ 投資性向 $i_{(1+g)y}$ の低下
- ④ 期待成長率 g^e の低下
- ⑤ 輸入成功 im_y の上昇
- ⑥ クラウディング・アウト効果 $i_r \frac{l_y}{l_r}$ の強まり
- ⑦ 物価による調整 $\frac{M}{P^2 l_r} i_r p_y$ の強まり

⑧ マンデル・フレミング効果

$$(ex_e - im_e) e_r \left(\frac{M p_y}{P^2 l_r} + \frac{l_y}{l_r} \right) \text{の強まり}$$

以下ではこれらの要因をデータや先行研究を用いて1つずつ検証する。結論を先に述べれば、①~⑤の要因が近年の乗数低下をもたらしたと考えられる。一方、⑥~⑧は乗数にあまり影響を与える要因となっていないか、90年代半ば以降のデフレやゼロ金利の下ではむしろ乗数の上昇をもたらした可能性もある。

IV. 消費性向 $c_{(1-\tau)y}$ の低下

(5) 式の乗数項の分母の $c_{(1-\tau)y} = \frac{\partial C}{\partial(1-\tau)Y}$ は可処分所得に対する限界消費性向である。

(5) 式から、消費性向 $c_{(1-\tau)y}$ が低下すると乗数は小さくなるのがわかる。財政支出の増加がそれ以上にGDPを増やすのは、政府の財

政支出によって所得を得た人々が消費を増やし、それにより所得を得た人々がまた消費を増やすというように、所得と消費の増加が繰り返しながら経済全体に波及するからである。こうした乗数効果の基本的なメカニズムが、消費性向が低下する（すなわち人々が所得を受け取っても消費に回さなくなる）ことで弱まる。

まず、表Ⅱ-1で見た内閣府短期モデルについて、その消費性向の推定値の変化をしてみる（表Ⅳ-1）。時代とともにモデルにおける消費関数の定式化は変化しているため厳密な比較は難しいが、ここでは消費と所得以外の変数を固定した上で、所得水準が1%増えた場合の当期と4四半期後（1年後）の消費水準の変化率（＝消費の所得弾力性）の値で比較している。表を見ると、弾力性の値は、1974年のモデルでは当期で0.33、4期後に0.61であったものが、直近2018年のモデルではそれぞれ0.25、

0.33に低下している。こうした消費性向の低下が、表Ⅱ-1における乗数の低下の背後にある一因と考えられる。

次に、統計データから貯蓄率の推移を見てみる（図Ⅳ-1）。貯蓄率＝1－消費性向であるから、貯蓄率の上昇は消費性向の低下を意味する。図を見ると、国民経済計算（SNA）ベースの貯蓄率は近年低下しているのに対し、家計調査ベースの貯蓄率は80～90年代に上昇し、その後も高い水準で推移した後、直近では再び上昇する傾向も見られる。このように2つの統計で異なる動きを見せていることについて、内閣府（2003, pp. 38-40）や宇南山・米田（2018）は、SNAが高齢者などの無職世帯を含む貯蓄率であるのに対して、家計調査は現役の勤労世帯を対象であることが主要な理由の1つであるとしている⁴⁾。また、宇南山・大野（2017）は、SNAに見られるマクロの貯蓄率の低下について

表Ⅳ-1 内閣府モデルにおける消費の所得弾力性の変遷

	公表時期	消費の所得弾力性		消費関数の特性
		当期	4期後	
パイロットモデル SP-15	1974	0.33	0.61	部分調整モデル（原数値）
〃 SP-17	1976	0.24	0.72	部分調整モデル（原数値）
〃 SP-18	1977	0.31	0.81	部分調整モデル（原数値）
世界経済モデル 第1次版	1981	0.35	0.65	部分調整モデル（対数）
〃 第2次版	1985	0.29	0.74	部分調整モデル（対数）
〃 第3次版	1987	0.25	0.58	部分調整モデル（対数）
〃 第4次版	1991	0.19	0.60	部分調整モデル（原数値）
〃 第5次版	1994	0.20	0.58	部分調整モデル（原数値）
短期日本経済マクロ計量モデル	1998	0.15	0.35	誤差修正モデル（対数階差）
〃 2001年暫定版	2001	0.34	0.25	誤差修正モデル（対数階差）
〃 2003年版	2003	0.27	0.63	誤差修正モデル（対数階差）
〃 2004年版	2004	0.31	0.61	誤差修正モデル（対数階差）
〃 2006年版	2007	0.08	0.56	誤差修正モデル（対数階差）
〃 2008年版	2008	0.02	0.38	誤差修正モデル（対数階差）
〃 2011年版	2011	0.01	0.38	誤差修正モデル（対数階差）
〃 2015年版	2015	0.14	0.31	誤差修正モデル（対数階差）
〃 2018年版	2018	0.25	0.33	誤差修正モデル（対数階差）

（注） 所得水準を1%増加し、他の変数を固定した場合の消費水準の変化率（弾力性）。消費関数が原数値で推定されている場合には、限界消費性向を求めた後、推計期間の平均所得性向の平均値の逆数を乗じて弾力性に変換した。1967年版の初代パイロットモデルおよび1970年版のマスターモデルでは所得の変数は1期ラグをとまって導入されており、当期の弾力性が推定されていないため表からは外した。なお、これらのモデルの4期後の弾力性は1967年版が0.52、1970年版は財別に飲食費が0.29、耐久消費財が0.87、その他の消費支出が0.35である。

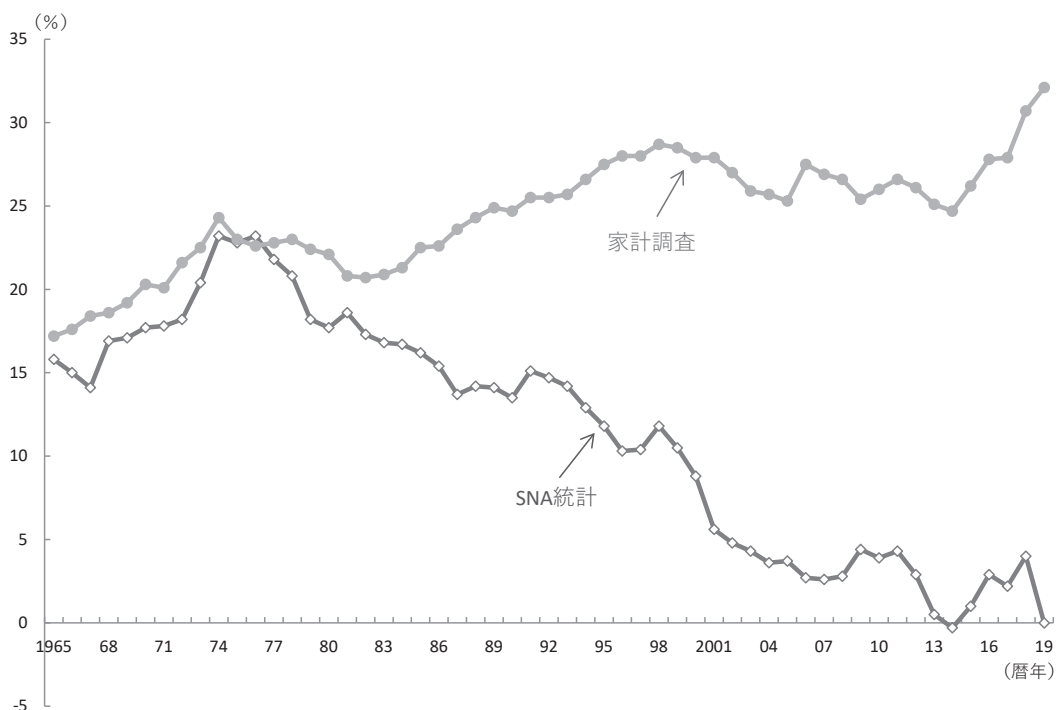
（出所） 経済企画庁経済研究所（1974～1998）、内閣府経済社会総合研究所（2001～2018）より作成

て、高齢化による人口構造の変化の影響自体は2～3割程度であるが、それ以上に高齢者の貯蓄率の低下が大きく影響しており、一方で現役世代の貯蓄率は低下していないとしている。消費者庁（2017）も、総務省「全国消費実態調査」に基づき、高齢者の消費性向が90年代に上昇（貯蓄率は低下）した一方、若者の消費性向は大幅に低下（貯蓄率は上昇）したことを報告している（pp.119-121）。いずれにせよ、最近の高齢化に伴い貯蓄を取り崩す高齢世帯が増加していることがSNAベースの貯蓄率低下をもたらす一方で、現役世代の貯蓄率は逆に上昇していると考えられる。

それでは、乗数効果に影響を与えるのは現役世代と高齢世代、どちらの貯蓄率なのであろう

か。上で述べた所得と消費の繰り返しの乗数メカニズムに組み込まれているのは、消費された財・サービスを生産してその代金を所得として受け取る人たち、すなわち現役世代である。働いていない高齢者や無職世帯は乗数効果の波及メカニズムの中に含まれていない。したがって、乗数効果への影響を見る上では、家計調査の貯蓄率をもとに考えるほうが適切である。すなわち乗数の低下は、現役世代の貯蓄率が80年代から上昇したこと（＝消費性向が低下したこと）が一因であると考えられる。貞廣（2005，p.205）や猿山（2010）はSNAベースの貯蓄率が低下していることから消費性向の低下は乗数低下の要因ではないとしているが、上記の理由からSNAの貯蓄率で考えるのは適切ではな

図Ⅳ－1 貯蓄率の推移



（注） SNA 統計は1979年までが68SNA，1980年から93年までが93SNA，94年から08SNA。家計調査は2人以上勤労世帯の1-平均消費性向。

（出所） 内閣府「国民経済計算」、総務省「家計調査」より作成

4) 他には、帰属家賃の取り扱いなど貯蓄率の算定方法の違いがあるとしている。

いと考えられる。

Ⅳ-1 少子高齢化における老後への備え

それではなぜ、勤労世帯の貯蓄率は上昇しているのだろうか。第1に、少子高齢化の進展による老後の不安が考えられる。少子化が進むことで老後を子供に頼ることは難しくなり、少子高齢化の下では年金などの社会保障の財政も厳しくなっている。こうした状況では、現役世代が老後のために貯蓄を増やすことは自然である。

表Ⅳ-2は日本銀行「生活意識に関するアン

ケート調査」より消費支出を減らしている理由（＝貯蓄を増やしている理由）を見たものである。「今後は年金や社会保険の給付が少なくなるのではないかとの不安から」という理由が1998年の47.7%から2006年には65.8%へと大きく増加し、最大の理由となっている。同調査ではこれらの質問項目による調査が1998年から2006年までに限られるので、より長期のデータが得られる金融広報中央委員会「家計の金融資産に関する世論調査」からも家計の金融資産保有目的を見てみる（表Ⅳ-3）。これを見ると、

表Ⅳ-2 消費支出を減らしている理由

(単位：%)

調査年月	不景気やリストラなどのために収入が頭打ちになったり、減ったりしているから	将来の仕事や収入に不安があるから	今後は年金や社会保険の給付が少なくなるのではないかとの不安から	将来、増税や社会保険負担の引き上げが行われるのではないかとの不安から	住宅ローンを抱える一方で、購入した家などの不動産が値下がりしたから	購入した株式や債券などの金融資産が値下がりしたから	低金利で金利収入が少ないから	欲しい商品やサービスがあまりないから	たまたま大きな支出目があったから	なんとなく
1998年3月	33.1	60.8	47.7	—	5.4	—	—	9.7	4.8	4.1
1999年3月	44.5	63.5	51.9	—	6.3	—	—	10.5	6.1	2.2
2000年3月	46.8	60.4	52.5	36.7	7.1	3.7	—	10.2	4.8	1.4
2001年3月	42.0	63.8	58.0	37.9	6.8	6.2	—	8.7	5.4	1.2
2002年3月	47.5	63.6	55.3	38.6	6.7	4.7	17.4	8.3	5.1	1.0
2003年3月	44.6	61.7	57.2	40.6	7.1	8.1	18.3	6.8	3.8	1.1
2004年3月	42.5	57.8	62.2	45.0	7.5	4.4	17.6	6.8	4.0	1.0
2005年3月	36.8	56.2	65.3	50.2	7.8	4.0	19.3	5.5	4.4	1.4
2006年3月	35.1	56.3	65.8	49.5	4.9	0.9	21.1	7.2	4.9	2.4

(出所) 日本銀行「生活意識に関するアンケート調査」

表Ⅳ-3 金融資産の保有目的

(単位：%)

調査年	病気や不時の災害への備え	こどもの教育資金	こどもの結婚資金	住宅の取得または増改築などの資金	老後の生活資金	耐久消費財の購入資金	旅行、レジャーの資金	納税資金	遺産として子孫に残す	とくに目的はないが、金融資産を保有していれば安心	その他
1970年	77.7		51.7	34.0	38.3	13.4	8.0	4.2	—	28.4	2.2
1975年	83.2		55.3	30.2	38.1	7.5	9.0	3.9	—	27.1	1.7
1980年	79.1		53.5	32.0	38.4	7.8	10.0	4.8	—	27.2	1.2
1985年	77.2	43.0	17.1	19.8	42.5	10.5	4.8	5.4	—	26.4	1.6
1990年	74.3	40.0	17.3	18.3	52.4	12.0	8.1	5.2	—	25.7	2.5
1995年	71.2	33.9	14.7	20.0	52.9	10.2	12.1	4.3	3.1	25.2	2.3
2000年	67.5	32.2	11.8	18.4	55.9	12.0	14.3	5.3	3.2	27.1	2.8
2005年	66.8	30.8	8.8	16.9	58.7	13.2	13.5	5.7	3.6	25.3	3.1
2010年	67.7	29.2	6.7	14.8	63.6	15.7	12.4	6.1	4.6	27.5	4.0
2015年	63.7	29.4	5.4	13.7	66.5	14.9	12.2	4.8	7.7	22.5	4.2
2019年	58.0	32.0	4.7	11.3	65.8	14.0	14.6	6.2	7.2	19.6	5.6

(出所) 金融広報中央委員会「家計の金融資産に関する世論調査」

「老後の生活資金」は1970年の時点では38.3%と調査項目の中で3位だったが、2019年には65.8%へと大きく上昇し、調査項目の中で1位となっている。また、同調査の関連する質問への回答を見ると、老後の生活を「心配である」との回答は1992年（同質問項目が廻れる初年度）には63.7%であったのに対して、2019年には88.3%に上昇している⁵⁾。老後の生活を心配する理由として「年金や保険が十分ではないから」との回答が、1984年（同質問項目が廻れる初年度）の49.1%から2019年には70.5%に上昇している。

老後や社会保障への不安が貯蓄を増加させていることは、村田（2003）や肥後・須合・金谷（2001）、大来・クルマナリエバ（2006）などでも報告されている。村田（2003）は、家計経済研究所「消費生活に関するパネル調査」のマイクロ・データを用いて、年金不安のある家計は不安のない家計に比べて金融資産をより多く保有していることを見出した。肥後・須合・金谷（2001）は、日本銀行「生活意識に関するアンケート調査」の個票データを用いて、年金や介護に関する不安を持つ人は、そうでない人に比べて、消費支出を削減したと回答する割合が高いとしている。大来・クルマナリエバ（2006）は、マクロの消費関数に老後のリスクを表す変数⁶⁾を加えて推定し、老後のリスクの高まりが消費に有意に負の影響を与えたとしている。

少子高齢化の進展に伴い、老後の生活や社会保障への不安から現役世代の貯蓄率が上昇（消費性向が低下）したことが、乗数低下の一因であると考えられる。

IV-2 財政赤字の拡大に伴う将来の増税への備え（リカードの中立性）

近年の財政赤字の拡大を受けて、財政への懸念が高まり、予想される将来の増税に備えて貯

蓄が増えているという議論がある。政府が財政支出の拡大による景気対策を行なっても、それに伴う財政赤字の増加が将来の増税懸念を生じ消費が減れば、効果は減殺される。もしも人々が将来の増税を完全に予見し、100%それに備えて貯蓄するとすれば、景気対策に伴う国債発行額と同額だけ人々は貯蓄を増やす。この場合、民間消費は財政支出の増加に全く反応しなくなり、乗数による増幅効果は生じなくなる。これをリカードの中立性という。IV-1節で見た将来の社会保障不安による貯蓄も、社会保障財政の悪化に伴う将来の年金等の給付の減少を将来の財政負担と見なせば、リカードの中立性の一環といえる。リカードの中立性は、景気対策により所得を受け取る世代と財政赤字の返済を負担する世代が異なる場合には一般には成立しないが、Barro（1974）は、人々が子孫の増税負担分を遺産として残す場合には世代を超えても中立性が成立することを示した（リカード・バローの中立性）。

こうしたリカード・バローの中立性は、実際に日本の乗数効果を低下させる要因になっているのだろうか。改めて表IV-2を見ると、「将来、増税や社会保障負担の引き上げが行われるのではないかとの不安から」消費を減らしているという割合が、2000年の36.7%から2006年の49.5%へと大きく増加している。また、表IV-2ほど顕著ではないが、表IV-3を見ても、金融資産保有の目的として「納税資金」「遺産として子孫に残す」を挙げる割合が時代とともに増加してきている。財政赤字の問題が大きくなるにつれ、将来の財政負担の懸念が消費性向を低下させ乗数低下の一因となっていることが伺える。

リカード・バローの中立性に関する実証分析は、日本でも以前から多くの先行研究がある。2000年代以降の研究⁷⁾では、Ihori, Doi and

5) 現役世代の貯蓄動向を見ることが目的であるので、世帯主年齢60歳未満の世帯の数値で見ている。

6) 具体的には表IV-3でも取り上げた「家計の金融資産に関する世論調査」の金融資産保有目的のうち「老後の生活資金」の回答割合を用いている。

7) 2000年代以前の実証研究については、村田（2002）によるサーベイを参照。

Kondo (2001), 村田・後藤 (2004), 近藤・伊藤 (2004), 貞廣 (2005), 畑農 (2004) がある。このうち、前4者は、分析方法や対象期間などは異なるものの、①完全な中立性は成立していないが、財政赤字の増加が貯蓄を増やす（消費を減らす）という影響は確認される、②その度合いは財政赤字が大幅に拡大した近年になるほど強まっている、という結論は共通している。これらは、表Ⅳ-2、3で観察されたことと整合的である。ただし一方で、畑農 (2004) は、①については同じ結論であるが、②については逆の結果（近年ほど中立性は弱まる）としている。

総じてみれば、(畑農 (2004) のような例外はあるものの) 近年の財政赤字の拡大が、将来の財政負担への懸念を通じて、乗数効果を弱めた一因となったと考えられる。

Ⅳ-3 デフレによる消費の先送り

デフレの下では、将来の価格下落を待って、消費が先送りされるとの議論がある（異時点間の消費の代替効果）。しかし近年の日本のデフレは、消費者物価の継続的下落が始まる直前のピーク（1998年6月）からボトム（2013年1月）までの年平均で-0.3%という極めて緩やかなデフレである。わずか0.3%の価格低下のために1年間消費を我慢する人がどれだけいるだろうか。また、デフレは、家計の所得や資産の購買力を増加させ、消費を増加させる方向にも働く（所得効果）。デフレが消費を減少させるかどうかは、こうした代替効果と所得効果のどちらが大きいかによるので、理論的には定かではない。実証的に確かめるべき問題である。

そこでまず表Ⅳ-3を見ると、比較的消費のタイミングが選びやすい（異時点間の代替が生じやすい）と見られる「耐久消費財の購入資金」「旅行、レジャーの資金」を目的とする貯蓄が、90年代半ば以降のデフレ期にはそれ以前と比

べてやや増加しているように見える。

次に、近年のデフレが消費に与えた影響に関する実証分析の先行研究を見ると、マクロ・データを用いた分析ではCargill and Parker (2004) が、ミクロ・データを用いた分析では内閣府 (2010)、肥後・須合・金谷 (2001) がある。Cargill and Parker (2004) は、恒常所得仮説に基づくマクロの消費関数にデフレ期ダミーを加えて推定し、デフレ期には消費の伸び率が1.3%ポイント低いとの結論を得た。ただし、本人たちも認めているように、説明変数が4つ⁸⁾だけのシンプルなモデルをOLSで推定したものであるため、除外変数バイアス（物価と消費の両方に影響を与える除外変数がある場合）や内生性バイアス（消費が物価に影響を与える場合）には注意が必要である。

内閣府 (2010, pp. 63-66) は、内閣府「消費動向調査」の個票データを用いて、デフレが特に進行した1999~2002年と2009~2010年のサンプルを分析している。具体的には、デフレを予想している世帯とインフレを予想している世帯とで、耐久消費財の消費の先延ばし傾向に違いがあるかを調べた。結果は、デフレ予想世帯では消費を先延ばしする世帯の割合（2009~2010年のサンプルで約32%）が、インフレ予想世帯のそれ（約12%）に比べて多いとしている。ただしここで「耐久消費財の消費を先延ばしする世帯」としているのは、「耐久消費財の買い時としては、今後半年間に今よりも良くなると思いますか」との質問に「良くなる・やや良くなる」と答えた世帯のことであり、これらの世帯が実際に先延ばしをしたかどうかは定かではない。また、同調査においてデフレを予想している家計はデフレ期でも少数にとどまる⁹⁾ので、実際に先送りが生じたとしても消費全体への影響はあまり大きくないと考えられる¹⁰⁾。

8) 具体的には、誤差修正項（GDPと消費の共和分項）、GDP成長率の1期ラグ、被説明変数（消費の成長率）の1期ラグ、デフレ期ダミーの4つである。

9) 内閣府 (2010) が分析対象とした99~02年と09~10年を除けば、デフレを予想する世帯の割合が1割を超えることはほとんどない。デフレ期においてもインフレを予想する世帯の方がはるかに多い。

肥後・須合・金谷（2001）は、日本銀行「生活意識に関するアンケート調査（2000年9月調査）」の個票データを用いて、デフレを認識している人と認識していない人で、「1年前と比較して支出を削減している」と回答する割合に差がないかを調べた。結果は、デフレを認識している人の方が支出を削減する割合が有意に高いとしている。ただし、「内閣府「消費動向調査」をみる限り、「先行き物価が下落する」と物価下落が持続するとの期待を持つ人の比率は1割程度に過ぎず、「変わらない」とする人の比率が6割程度を占めることから、現時点では支出の削減要因としての寄与は大きくない（p.16）」としている。

以上を踏まえると、デフレは、特に物価下落が進行した1999～2002年や2009～2010年などの特定の時期に一部の家計の消費の先送りをもたらした可能性はあるものの、デフレ期全体を通じて乗数を押し下げるほどの大きな要因にはなっていないと見るのが妥当と思われる。

Ⅳ－4 近年の消費動向に関するその他の要因

90年代以降の日本の消費の動きについては、このほか、逆資産効果、予備的貯蓄、格差の拡大などの議論がある。

逆資産効果については、日本の先行研究でも家計が保有する株式や不動産等の資産価値の下落が消費を抑制させる効果が認められている。例として、小川・北坂（1998）は、バブル期前後の消費の変動のうち、最大で3割程度が資産価格の変動により説明できるとしている。ただし日本では、家計の金融資産に占める株式等の割合が少なく、また、中古住宅市場などの不動産の流動性も低いので、逆資産効果の影響は相対的に小さいとの見方が一般的である（内閣府（2009, pp.129-135）など）。表Ⅳ－2においても、「住宅ローンを抱える一方で、購入した家などの不動産が値下がりしたから」「購入し

た株式や債券などの金融資産が値下がりしたから」などの逆資産効果に関する項目は、他の項目に比べて相対的に影響が小さい。逆資産効果は、90年代初頭のバブル崩壊、90年代末～2000年代初頭の金融危機、2007～09年のサブプライム危機・リーマンショックなど、株価の急激な下落が生じた時期には多少の消費抑制要因となったと考えられるが、継続的に乗数を低下させる大きな要因となったとは考えにくい。

予備的貯蓄は、所得や雇用の減少が現実生じていなくても、その不確実性が高まるだけで、将来のリスクに備えて消費が抑制され貯蓄が増加するというものである。日本でも、土居（2004）、齊藤・白塚（2003）が集計データを用いた分析で、肥後・須合・金谷（2001）がミクロ・データを用いた分析で、いずれも所得や雇用のリスクの増加が貯蓄を増加させるとの結果を得ている。もしもバブル崩壊後の長期停滞において、所得や雇用が低迷するだけでなくその不確実性も高まっていたとすれば、予備的貯蓄が消費性向を低下させ90年代以降の乗数効果を押し下げた可能性はある。この点について、土居（2004）は、80年代に比べて90年代には雇用リスクの増大により勤労世帯の貯蓄率が0.8365%ポイント増加したとしている。勤労世帯の貯蓄率は、80年代（期中平均22.4%）に比べて90年代（同26.9%）は4.5%ポイント上昇しているから、土居（2004）の推定に基づけば、90年代の貯蓄率の上昇のうち2割弱が雇用リスクの増大に伴う予備的貯蓄によると考えられる。ただし表Ⅳ－2、3からは、予備的貯蓄に関連すると見られる「将来の仕事や収入に不安があるから」「病気や不時の災害への備え」「とくに目的はないが、金融資産を保有していれば安心」といった予備的貯蓄に関連すると思われる項目の影響が傾向的に増加している様子は見られない。

格差の拡大については、ジニ係数などで見て、

10) 例えば2009～10年におけるデフレ予想家計の割合は期中平均で2割弱であるので、仮にそのうちの32%が回答通り実際に先送りしたとしても、先送りする世帯は全体の6%程度にとどまる。

日本の所得格差は長期的に拡大してきた。こうした所得格差の拡大が、高所得者の割合の増加や高所得者のさらなる所得上昇によってもたらされたのであれば、高所得者層は相対的に消費性向が低いので、全体としての消費性向は低下する。一方、所得格差の拡大が、低所得者の割合の増加や低所得者のさらなる所得低下によるものならば、全体として消費性向は上昇する。日本の所得格差の拡大の要因について、大竹・小原（2010）は、①80～90年代の所得格差の拡大は、少子高齢化により相対的に世代内の所得格差の大きい中高年世代の割合が増えたことによる、②2000年代の格差拡大は、若年層を中心に非正規雇用の拡大などによる世代内の所得格差が拡大したことによる、③日本の所得格差の原因は、上位所得層の所得増加というよりも、下位所得層の所得低下である、と述べている。また、内閣府（2010, pp. 198-202）もほぼ同様の結果を得ている。これらからすると、日本の所得格差の拡大が、消費性向の低下、ひいては乗数の低下をもたらしたとは考えにくい。

Ⅳ-5 消費性向の低下要因に関するまとめ

以上の議論をまとめれば、少子高齢化にともなう老後や社会保障への不安の高まりと、財政悪化にともなう将来の財税負担の予測（リカードの中立性）が、現役世代の消費性向を低下させた主な要因だと考えられる。また、バブル崩壊後における所得・雇用の不確実性の高まりが、予備的貯蓄を通じて消費性向と乗数効果の低下をもたらした可能性もある。

一方で、デフレによる消費の先送り（異時点間代替）や逆資産効果、所得格差の拡大などは、特定の時期に消費性向を低下させる要因として働いた可能性はあるものの、継続的に乗数を低下させる大きな要因にはなっていないと考えられる。

表Ⅳ-4に、Ⅳ節で紹介した消費性向の低下の要因に関する先行研究を一覧にまとめておく（表には、次節で紹介する是枝（2018）、Yoshino and Miyamoto（2017）も含めてある）。

表Ⅳ-4 消費性向の低下要因に関する実証研究

貯蓄率の推移	宇南山・大野（2017）、宇南山・米田（2018）、内閣府（2003）、消費者庁（2017）
社会保障不安	村田（2003）、肥後・須合・金谷（2001）、大来・クルマナリエバ（2006）
リカードの中立性	Ihori, Doi and Kondo（2001）、村田・後藤（2004）、近藤・伊藤（2004）、貞廣（2005）、畑農（2004）
デフレの影響	Cargill and Parker（2004）、内閣府（2010）、肥後・須合・金谷（2001）
逆資産効果	小川・北坂（1998）、内閣府（2009）
予備的貯蓄	土居（2004）、齊藤・白塚（2003）、肥後・須合・金谷（2001）
所得格差の拡大	大竹・小原（2010）、内閣府（2010）
税・社会保障負担の増加	是枝（2018）、Yoshino and Miyamoto（2017）

V. 税・社会保障負担率 τ の上昇

（5）式より所得税率 τ の上昇も、所得が増えた場合に消費に使える可処分所得を低下さ

せ、消費経路を通じた乗数効果を低下させる。ここで言う所得税率 τ は、所得税・住民税な

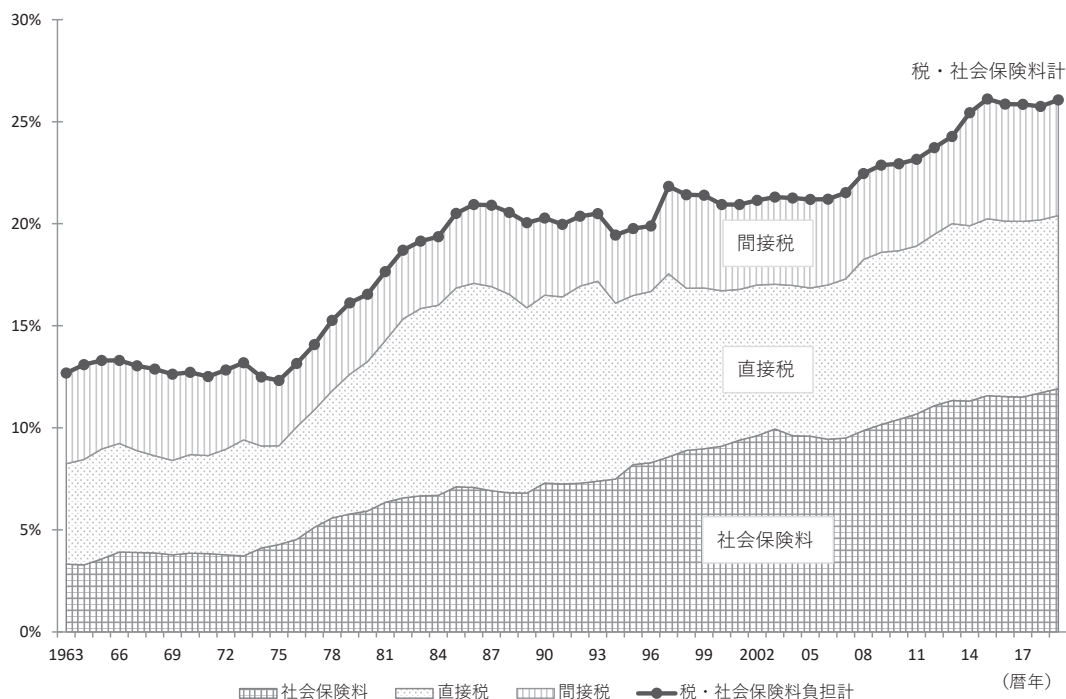
どの個人所得課税率のほか、同様に個人所得にかかる社会保険料率や、消費税・酒税・たばこ税など個人消費にかかる間接税率も含む。個人消費課税を含むのは、所得のうち実質的な消費に充てられる部分を減らすという意味では、個人所得課税と同じだからである（所得の段階で課税されるか、消費の段階で課税されるかの違いである）。

図V-1は勤労世帯における個人所得・消費にかかる税・社会保険料負担率の推移を見たものである。是枝（2018）の手法を用いて、家計調査および上村（2006）から作成している。図を見ると、家計の税・社会保険料負担率は1970年代半ばから上昇してきていることがわかる。こうした負担率の上昇も、乗数低下をもたらした一因であると考えられる。

図をより詳しく見ると、70年代半ばから80年代にかけては直接税と社会保険料の負担の増加が家計の負担率を増加させた。90年代には景気対策による所得減税などにより直接税の負担が減少したため、消費税の増税や社会保険料負担の増加にもかかわらず負担率はやや横ばいとなった。2000年代半ばからは、社会保険料負担の増加や消費税率の上昇により家計の税・社会保険料負担率は再び上昇傾向にある。

図V-2は、一貫して家計の負担率の上昇要因となってきた社会保険料負担について、個別の保険料率の変遷を見たものである。図を見ると、年金の保険料率の上昇が家計の社会保険料負担の増加をもたらした主因である。年金の保険料率は、90年代まではほぼ5年に1度のペースで引き上げられてきた。これは、5年ごとに

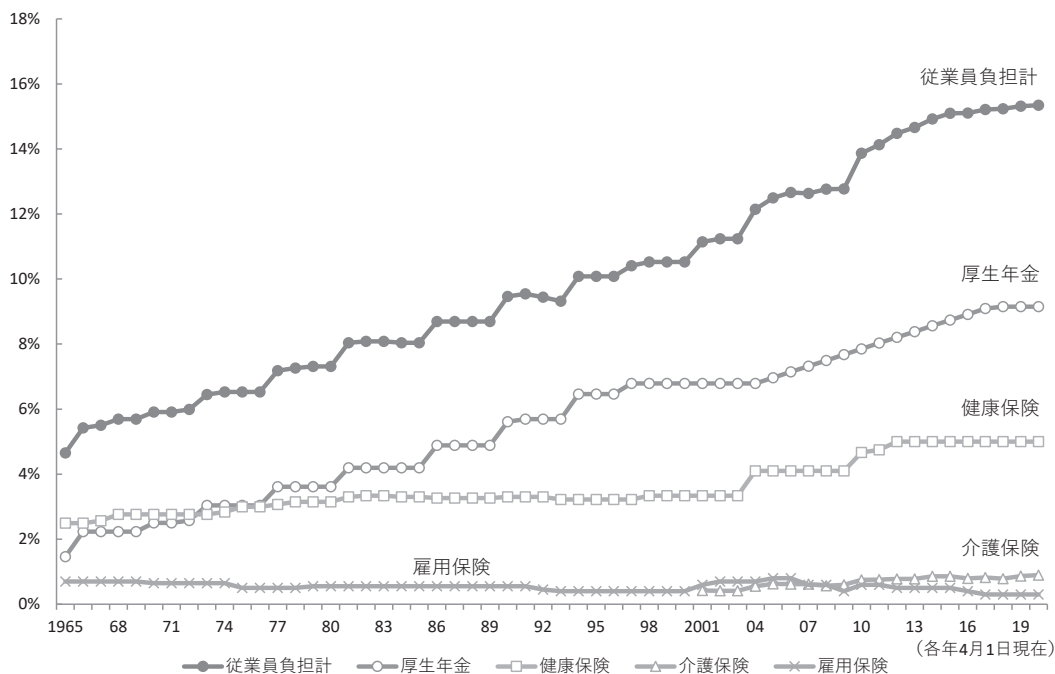
図V-1 家計の税・社会保険料負担率の推移



(注) それぞれの負担額の勤め先収入に対する割合。間接税の負担額は消費支出に上村（2006）による間接税実効税率の推定値を乗じて求めた（間接税実効税率は、是枝（2018）を参考に、2003年までは上村（2006）の表5を暦年換算したもの、2003年以降はそれを延伸し、2014、19年の消費税増税の影響を上村（2006）の表7および注16を用いて調整したものをを用いた）。

(出所) 総務省「家計調査」、上村（2006）より作成

図V-2 社会保険料率の推移



(注) 健康保険料率・介護保険料率は協会けんぽ(旧政管健保)のもの。2003年の総報酬制の導入に伴い、それ以前の保険料率(厚生年金・健康保険・介護保険)は総報酬制導入時の保険料率算定における想定(賞与=3.6ヶ月)により総報酬ベースに変換してある。

(出所) 日本年金機構(厚生年金), 協会けんぽ(健康保険・介護保険), 厚生労働省(雇用保険)の各HPより作成

行われる政府の将来人口推計で、毎回のように想定以上に少子高齢化が進んだことを受けて保険料が引き上げられたためである。厚生年金の保険料率は、2004年の年金制度改正で2004年10月から毎年0.354%ずつ引き上げられ、2017年10月以降は18.3%(労使折半により従業員の負担は9.15%)で固定されることになっている。また、近年では少子高齢化が進む中で、健康保険料や介護保険料も家計の負担を増している。

Yoshino and Miyamoto (2017) は、現役世

代と高齢世代の区別を導入した動学的確率的一般均衡(DSGE)モデルのシミュレーションにより、高齢化が進むと税・社会保障負担の増加により財政政策の効果が低下することを示している。

V節をまとめると、少子高齢化の進展に伴う社会保険料負担の増加や消費税率の上昇により家計の税・社会保険料負担率が増えたことが、乗数低下の一因である。

VI. 投資性向 i_y の低下

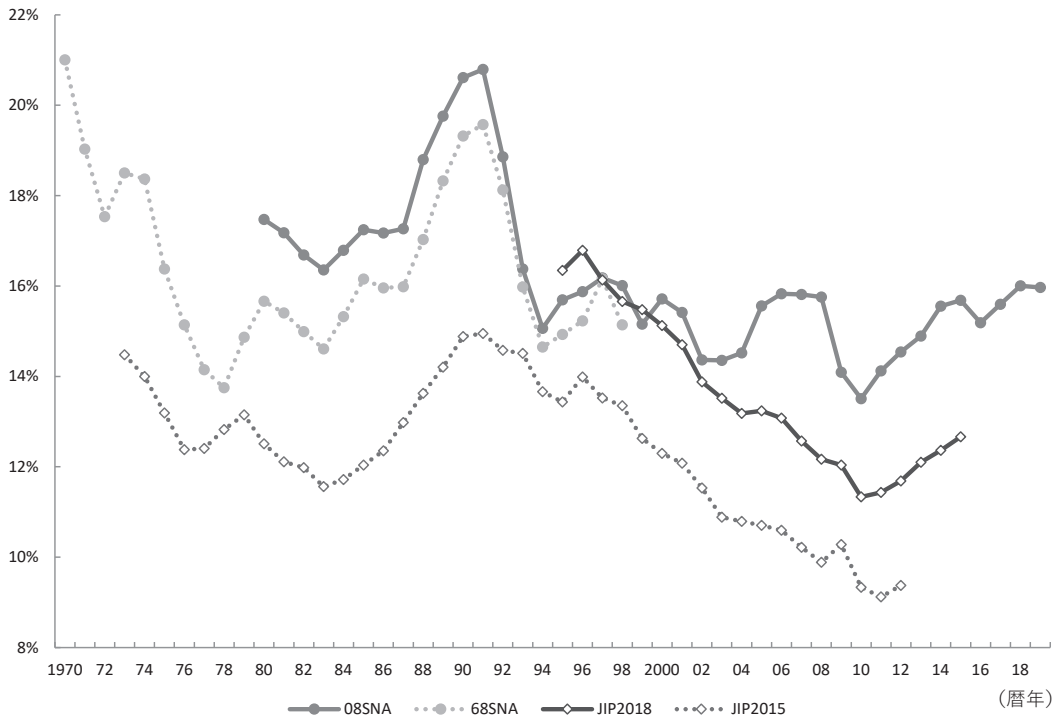
投資性向 $i_y = \frac{\partial I}{\partial Y}$ が低下すると乗数は小さくなる。これは、景気対策によって生じた生産の増加に対応するために企業が設備投資を行い、それがまた新たな投資需要と投資財の生産増加を生むという、生産と投資が繰り返し波及していく乗数効果のもう1つのメカニズムが、投資性向が低下する（すなわち企業が生産増加に対応した投資をしなくなる）ことで弱まるからである。（5）式では、分母の第3項 $(1+g^e)i_{(1+g)y}$ が投資性向である。

$$i_y = \frac{\partial I}{\partial Y} = \frac{\partial I}{\partial(1+g^e)Y} \frac{\partial(1+g^e)Y}{\partial Y} = i_{(1+g)y}(1+g^e)$$

であるから、分母の第3項 $(1+g^e)i_{(1+g)y}$ は、GDP に対する投資性向 i_y を、将来の GDP の成長期待の部分 $(1+g^e)$ と、将来の期待 GDP に対する投資の反応 $i_{(1+g)y}$ の部分とに分けて記したものである。

図VI-1は、内閣府「国民経済計算（SNA）」、経済産業研究所「JIP データベース」により投資性向の推移を見たものである。投資性向は、SNA ベース（民間企業設備/GDP）で見ると、80年代前半に17%前後で推移した後、バブル期には20%を超える水準にまで上昇したが、94年には15.1%まで急速に低下した。その後

図VI-1 投資性向の推移



(注) SNA ベースは名目民間企業設備/名目 GDP。JIP ベースは名目投資フロー/名目産出。

(出所) 内閣府「国民経済計算」、経済産業研究所「JIP データベース」より作成

も13.5%～16.2%の低い水準で推移している。JIPベース（投資フロー／産出）で見ると、投資性向は1990～2000年代を通じて低下傾向にある（ただし2010年代に入りやや持ち直しの様子が見られる）。こうした投資性向の低下が、乗数の低下をもたらした要因の1つであると考えられる。

それではこうした投資性向の低下をもたらした要因は何であろうか。VI-1節以降では、近年の投資性向の低下をもたらした要因を、データと先行研究で検討する。

VI-1 期待成長率 g^e の低下

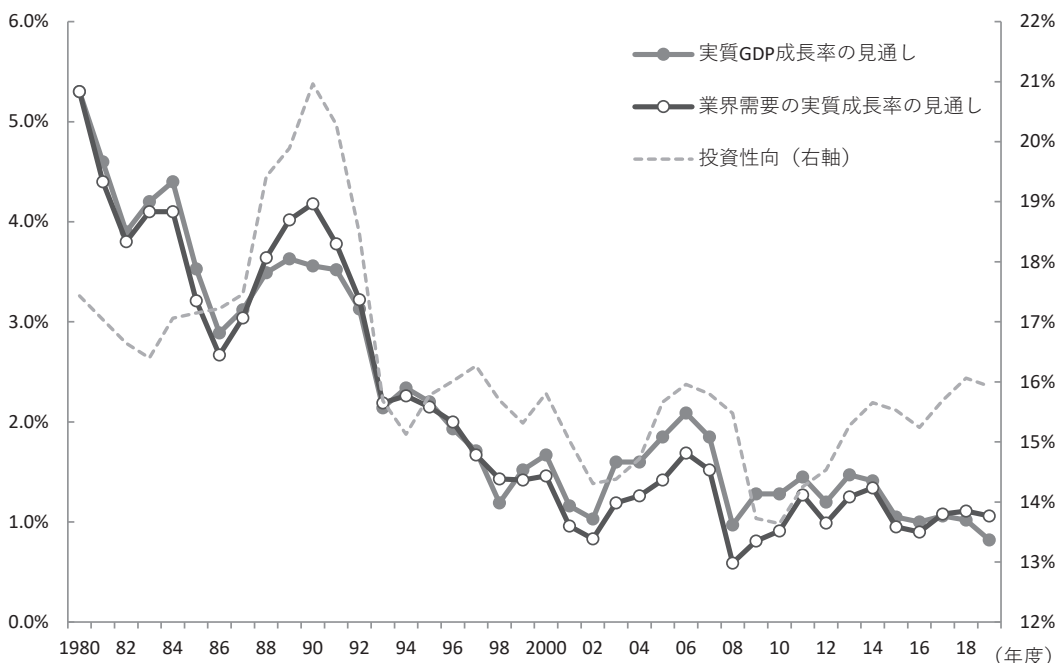
投資性向 i_y を低下させた第1の要因として、企業の期待成長率 g^e の低下が考えられる。先に見た通り、GDPに対する投資性向 i_y は、期待成長率 $(1+g^e)$ と将来の期待GDPに対する

投資の感応度 $i_{(1+g)y}$ に分けて考えることができるので、まずは企業の期待成長率 g^e から考える。

図VI-2は、内閣府「企業行動に関するアンケート調査」から、企業の期待成長率（今後5年間のGDPおよび業界需要の成長率の見通し）の推移を見たものである。図には、図VI-1で見たSNAベースの投資性向も併せて示してある¹¹⁾。図を見ると、企業の期待成長率は、バブル期や小泉景気のころに一時回復するなど景気に応じて上下しているが、長期的に見ると1980年代から現在まで低下傾向にある。投資性向がこうした企業の期待成長率の動きに連動していることから、投資性向 i_y の動きのかなりの部分が企業の期待成長率 g^e の低下により説明できると考えられる。

企業の成長期待が投資に与える影響について

図VI-2 企業の期待成長率の推移



(注) 今後5年間の実質GDP成長率、実質業界需要成長率の見通し。投資性向は民間企業設備/GDP。

(出所) 内閣府「企業行動に関するアンケート調査」「国民経済計算」より作成

11) ただし「企業行動に関するアンケート調査」に合わせて年度ベースの数字を用いている。

は、田中（2019）や加藤・川本（2016）などの研究がある。田中（2019）は上場企業のパネルデータを用いて設備投資関数を推定している。その際、説明変数として用いるトービンの q について、足元の企業収益から産出した限界 q と、株価で測った企業価値から算出した平均 q に乖離を見いだした。田中（2019）はこれを、足元では企業収益は好調である一方、株価に反映される将来の企業収益の成長期待が高まっていなためであるとし、そのことが低調な設備投資の一因だとしている。加藤・川本（2016）は、企業収益の改善を「数量要因」と「価格要因（交易条件要因）」に分け、VARモデルによりそれぞれに対する設備投資の反応を推計した。結果は、設備投資は価格要因よりも数量要因の方に明確に反応している。加藤・川本（2016）はこれを、「売上数量の増加によって企業収益が改善した場合の方が、稼働率の改善を通じて、実質期待成長率の上昇（生産能力の拡大意欲）につながりやすい」のに対し、「為替円安に伴う産出価格の上昇や原油安に伴う投入価格の低下などによって、交易条件が改善した場合には、企業は、少なくとも当初は、そうした価格面の変化を一時的な収益改善と捉え、期待成長率の上昇につながらない」からであると解釈している。その上で、2012年からの景気回復局面における企業業績の改善は主に為替や原油価格などの価格要因によるものであり、成長期待の上昇を伴わないものであるから、設備投資の低迷が続いているとしている。

以上から、企業の期待成長率の低下が、投資性向の低下を通じて、乗数低下をもたらす1つの要因になったと考えられる。

Ⅵ-2 産業別の投資性向と産業構造の変化

この節では産業別の投資性向の動向と産業構造の変化がマクロの投資性向に与えた影響を分析する。どの産業の投資性向の低下が大きいのかかわれば、マクロの投資性向の低下要因を探るヒントとなる。また、産業構造の変化によって、投資性向が大きい産業から小さい産業へと

資源が移動すれば、全体としてのマクロの投資性向は低下する。貞廣（2005、第5章）は、相対的に資本集約的な製造業から労働集約的な非製造業へと産業構造がシフトしたことが、投資性向の低下の一因であると分析している。

マクロの投資性向は各産業の投資性向の加重平均（（6）式）であるから、（6）式に積の微分を適用すれば、マクロの投資性向の変化を、各産業内における投資性向の変化による寄与と、産業間のシェアの変動による要因とに分解できる（（7）式）。

$$\frac{I_t}{Y_t} = \sum_i \frac{I_{i,t}}{Y_{i,t}} \cdot \frac{Y_{i,t}}{Y_t} \quad (6)$$

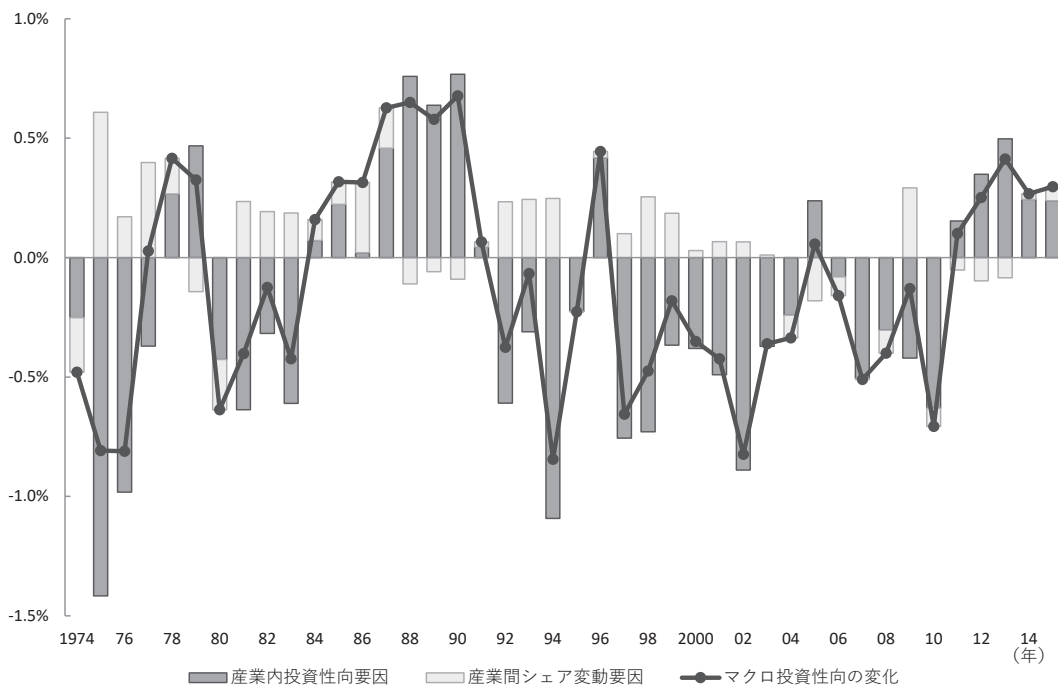
$$\underbrace{\Delta \frac{I_t}{Y_t}}_{\text{マクロ投資性向の変化}} = \underbrace{\sum_i \Delta \frac{I_{i,t}}{Y_{i,t}} \cdot \frac{Y_{i,t-1}}{Y_{t-1}}}_{\text{各産業内の投資性向の変化要因}} + \underbrace{\sum_i \frac{I_{i,t}}{Y_{i,t}} \cdot \Delta \frac{Y_{i,t}}{Y_t}}_{\text{産業間のシェア変化要因}} \quad (7)$$

ただし、 I_t 、 Y_t は t 期のマクロの投資と生産、 $I_{i,t}$ 、 $Y_{i,t}$ は t 期の i 産業の投資と生産である。

図Ⅵ-3は、（7）式に基づき、マクロの投資性向の変化を、各産業内における投資性向の変化要因と、産業間のシェア変動要因に分解したものである。図を見ると、マクロの投資性向の変化は主に各産業内の投資性向の変化によりもたらされており、産業間のシェア変動要因の影響は相対的に小さい。特に90年代以降のマクロの投資性向の低下は主に各産業内の投資性向の変化によるものであり、産業間のシェア変動要因はむしろマクロの投資性向を押し上げる方向に寄与している。

表Ⅵ-1は、JIP2015におけるマクロの投資性向のピーク（1991年）からボトム（2011年）の変化について、産業間・産業内要因の寄与が大きい産業（上位10部門）を示したものである。上位10部門の合計寄与率を見ると、産業内の投資性向低下の寄与上位10部門の合計でマクロの投資性向の変化の86.2%を説明できるのに対し、産業間のシェア変動要因の寄与は10部門合計で14.0%にとどまる。全産業の寄与度の合計を見ると、産業内の投資性向の低下

図VI-3 投資性向の変化の産業内・産業間要因



(注) 1994年以前はJIP2015ベース、1995年以降はJIP2018ベース。

(出所) 経済産業研究所「JIPデータベース」より作成

表VI-1 投資性向低下に対する寄与度上位10部門（1991-2011年）

産業内投資性向要因			産業間シェア変動要因			産業内投資性向要因+産業間シェア変動要因		
部門	寄与度	寄与率	部門	寄与度	寄与率	部門	寄与度	寄与率
1 住宅	-1.585%	27.2%	1 不動産業	-0.146%	2.5%	1 住宅	-0.801%	13.7%
2 その他（政府）	-0.768%	13.2%	2 米麦生産業	-0.126%	2.2%	2 不動産業	-0.580%	9.9%
3 業務用物品質貸業	-0.659%	11.3%	3 娯楽業	-0.099%	1.7%	3 業務用物品質貸業	-0.529%	9.1%
4 不動産業	-0.434%	7.5%	4 民生用電子・電気機器	-0.090%	1.5%	4 その他（政府）	-0.385%	6.6%
5 電信・電話業	-0.431%	7.4%	5 繊維製品	-0.082%	1.4%	5 電気業	-0.285%	4.9%
6 電気業	-0.356%	6.1%	6 その他の鉄鋼	-0.080%	1.4%	6 自動車部品・同付属品	-0.279%	4.8%
7 自動車部品・同付属品	-0.253%	4.3%	7 建築業	-0.063%	1.1%	7 その他運輸業・梱包	-0.194%	3.3%
8 旅館業	-0.190%	3.3%	8 電子計算機・同付属品	-0.052%	0.9%	8 卸売業	-0.184%	3.2%
9 その他運輸業・梱包	-0.186%	3.2%	9 土木業	-0.041%	0.7%	9 旅館業	-0.169%	2.9%
10 情報サービス業	-0.169%	2.9%	10 その他の耕種農業	-0.037%	0.6%	10 娯楽業	-0.159%	2.7%
10部門計	-5.029%	86.2%	10部門計	-0.816%	14.0%	10部門計	-3.564%	61.1%
マクロ計	-6.901%	118.4%	マクロ計	1.070%	-18.4%	マクロ計	-5.831%	100.0%

(出所) 経済産業研究所「JIPデータベース（JIP2015）」より作成

は1991～2011年の20年間でマクロの投資性向を6.901%ポイント低下させたのに対し、産業間シェア変動要因はむしろマクロの投資性向を1.070%ポイント押し上げる方向に働いている。マクロの投資性向の低下は主に各産業内の投資

性向の低下によりもたらされている。

産業内・産業間要因の寄与度の上位部門を見ると、住宅、不動産、卸売業などバブル崩壊により大きな影響を受けた産業がランクインしている。バブル崩壊に伴う過剰設備や過剰債務を

抱えた産業が大きく投資性向を低下させた可能性がある。この点については次のVI-3節で見る。

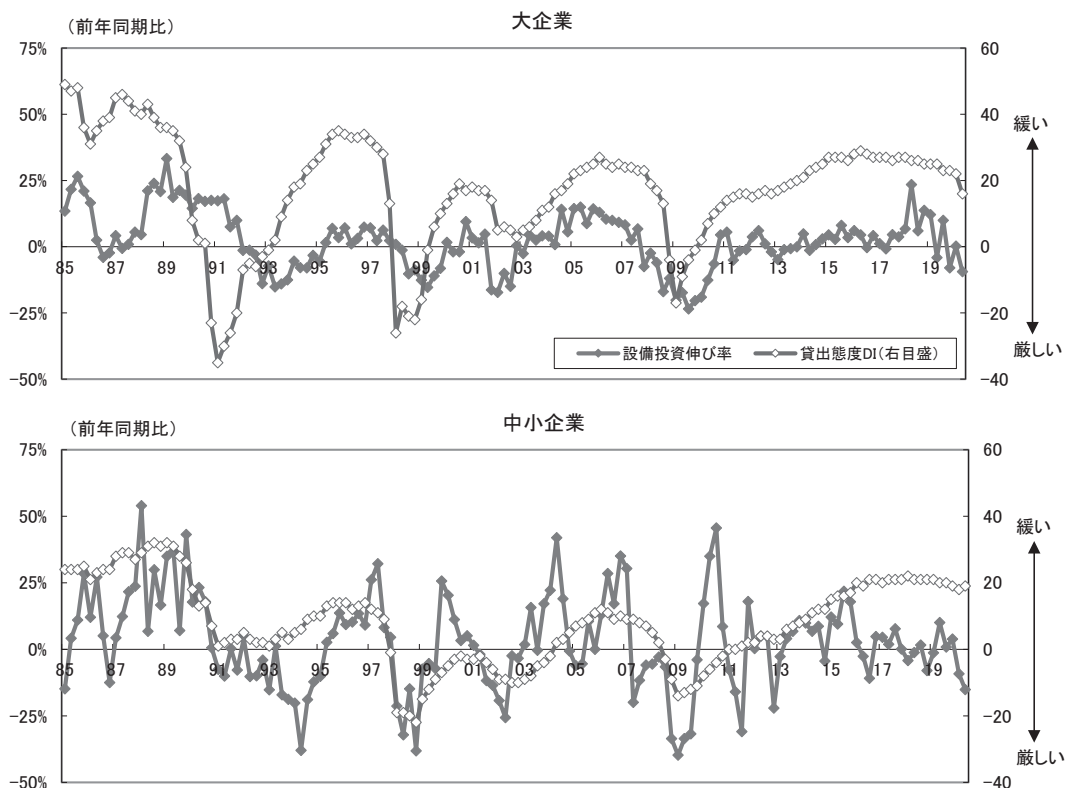
VI-3 バブルの負の遺産：貸し渋り、過剰設備、過剰債務

ここでは、VI-2節でバブル崩壊により大きな影響を受けたと見られる住宅、不動産、卸売業などがマクロの投資性向の低下に大きく寄与していたことから、バブル崩壊が設備投資に与えた影響を見る。バブル崩壊が設備投資に与えた影響の議論としては、貸し渋り（銀行のバランスシート調整）、過剰設備（ストック調整）、過剰債務（企業のバランスシート調整）が挙げられる。

まず、貸し渋りについて見る。Motonishi and Yoshikawa (1999) などのマクロデータを

使った先行研究では、貸し渋りは銀行以外の資金調達の手段が限られる中小企業を中心に、特に1997～98年の金融危機の時期に設備投資に影響を与えたとされる。このことは、図VI-4でも確認できる。金融危機が生じた1997～98年に銀行の貸出態度が急速に厳しくなるにつれて、中小企業の設備投資の前年比伸び率は、97年第2四半期の+32.1%から98年第4四半期の-38.1%へと大きく低下している。また、図ではITバブル崩壊後の2001～02年やリーマンショックの前後の2008～09年にかけても、銀行の貸出態度が中小企業の設備投資に影響を与えた様子がうかがえる。ただし、これらの期間を除けば、貸し渋りが設備投資の大きな制約要因になった様子は見られない。マイクロデータを用いた研究では、福田・粕谷・中島（2005）

図VI-4 銀行の貸出態度と設備投資の推移



(注) 設備投資の伸び率は2002年第2四半期以前はソフトウェアを除くベース、同年第3四半期以後は含むベース。

(出所) 日本銀行「短期経済観測」、財務省「法人企業統計より作成

や田中（2006）などが、メインバンクの健全性が中小企業の設備投資に影響を与えていることを見出している。

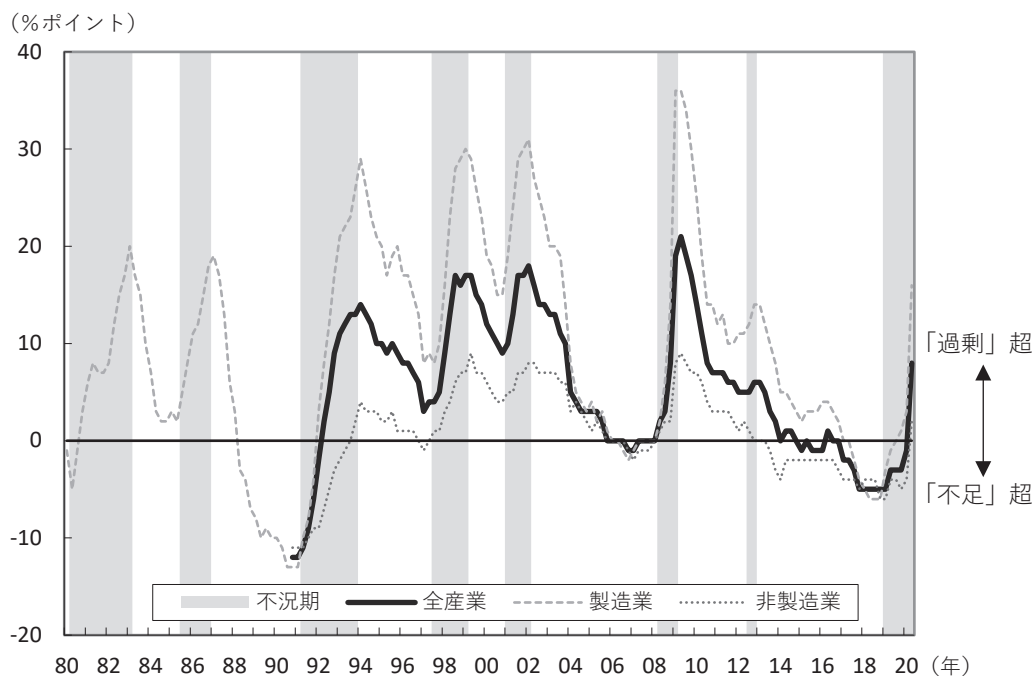
次に過剰設備である。（1）式では設備投資 I は将来の期待生産量 $(1+g^e)Y$ の増加関数であるとしたが、これは将来の期待される生産に必要な量の資本ストックを蓄積するためである（加速度原理・ストック調整原理）。過剰設備がある場合には、期待生産量 $(1+g^e)Y$ が増加してもその生産のために新たな設備投資をする必要はないから、投資性向は低下する。経済企画庁（1999）は、バブル崩壊により企業は雇用・設備・債務の3つの過剰を抱えたとしている。ただし宮川（2000）は経済企画庁による資本ストックの計測方法の問題点を指摘し、独自に計測した結果、過剰設備は経済企画庁の推計ほど大きくはないとしている。

図VI-5は、日本銀行「短期経済観測」により企業の設備過剰感を見たものである。図を見

ると1992年以降2000年代半ばまで企業は設備が過剰であると判断しており、この間の設備投資を抑制する要因になったと考えられる。企業の設備過剰感は2000年代半ばにはいったん解消したが、2008年のリーマンショック後や2020年のコロナショック後にも高まる様子が見られる。

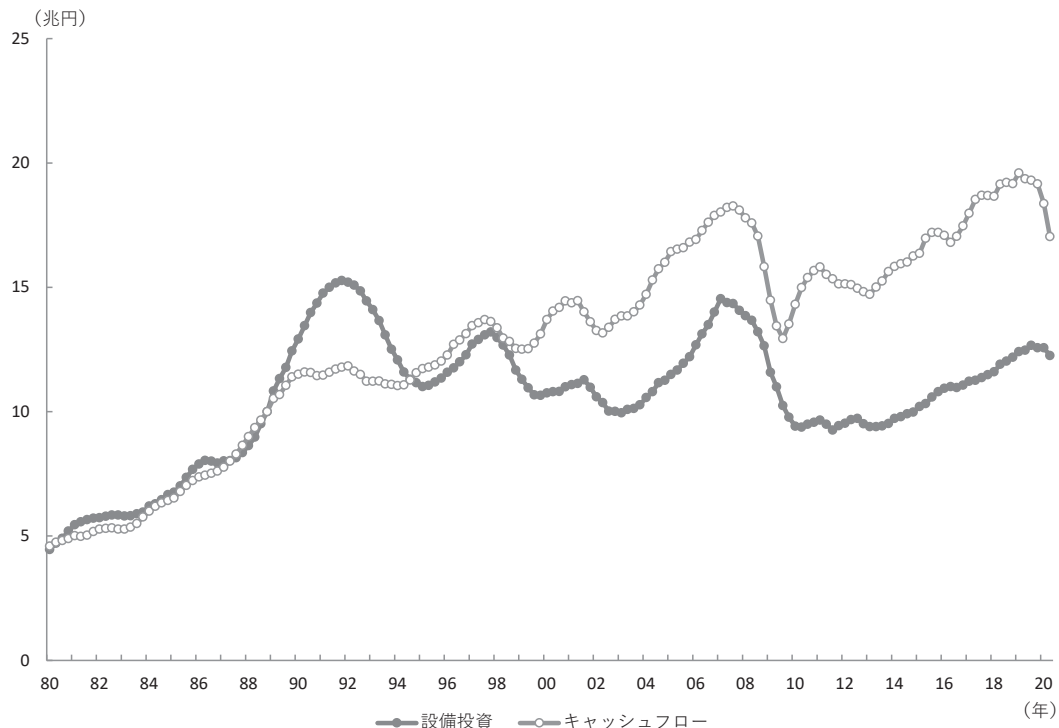
次に、企業の過剰債務についてである。日本銀行「資金循環統計」などによると、バブル崩壊後、企業部門が資金不足から資金余剰へと転じたことから、過剰債務を抱えた企業が新規の借入や設備投資よりも債務返済を優先しているとの議論がなされた。実際、90年代半ば以降、企業は設備投資をキャッシュフロー以下に抑えるようになっている（図VI-6）。内閣府（2001, p. 104）は、過剰債務の存在により、90年代後半の設備投資が8%程度押し下げられたと試算している。Sekine（1999）、永幡・関根（2002）、福田・粕谷・中島（2005）なども、企業のバラ

図VI-5 企業の設備過剰感の推移



（出所）日本銀行「短期経済観測」生産設備判断DIより作成

図VI-6 企業の設備投資とキャッシュフローの推移



(注) キャッシュフローは経常利益/2 + 減価償却費により求めている。全規模、全産業（金融・保険業を除く）ベース。後方4期移動平均により季節変動の影響を取り除いている。

(出所) 財務省「法人企業統計」より作成

ンスシートの悪化が設備投資を抑制させることを分析している。ただし、企業の過剰債務はマクロ的には2000年代半ばには解消したと見られる（図VI-7、内閣府（2006, pp. 13-15））。

VI-4 デフレによる実質金利の高止まり

90年代後半からのデフレが、①実質で見た企業の債務返済負担の増加、②実質金利の高止まりを通じて、設備投資を抑制しているとの議論がある。①については企業の過剰債務は2000年代半ばにはほぼ解消したことをすでに見た。ここでは、②の実質金利を通じた影響について触れる。

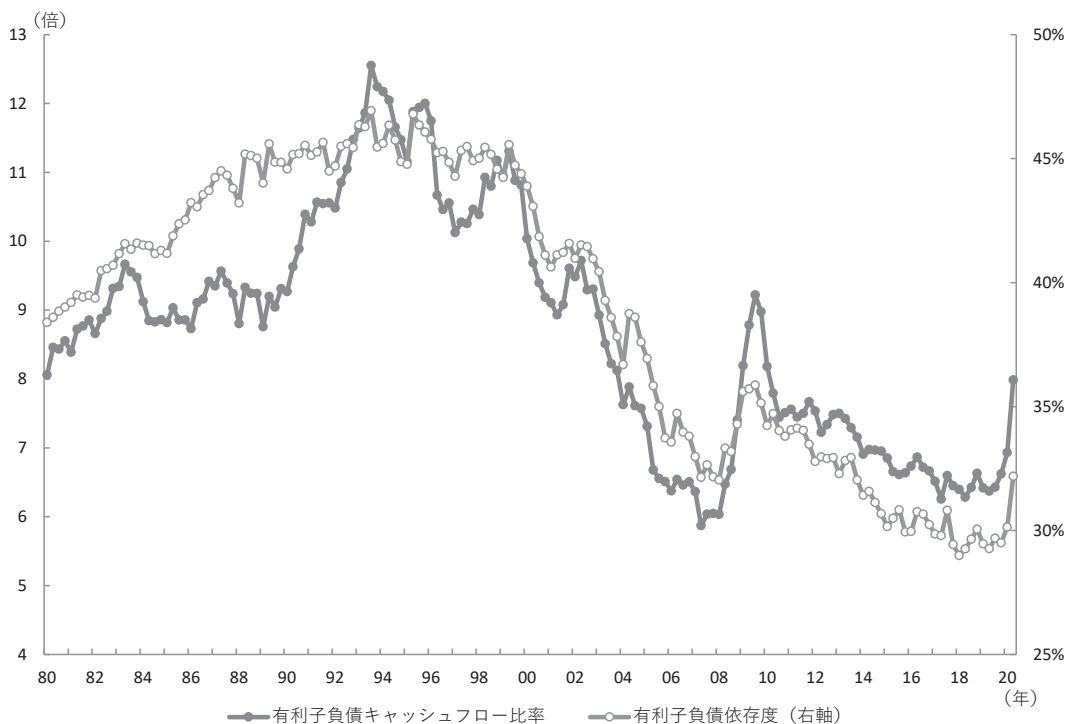
内閣府（2010, pp. 62-63）は、マクロデータを用いて実質金利を含む設備投資関数を推定し、特に2009～10年のデフレの進行が設備投

資を抑制させたと分析している。ただし、推定結果に基づく要因分解（p. 63 第1-2-7図）を見ると、それ以外の期間では実質金利要因は設備投資に大きな影響を与えていない。ミクロデータを用いた分析では、清水谷・寺井（2003）が、デフレが実質資本コストを高止まりさせ、設備投資を抑制したとしている。

VI-5 その他の投資性向低下要因

VI-3節で見たように、企業の過剰設備や過剰債務は2000年代半ばに解消したと見られる。2010年代には多くの企業が過去最高益を記録するなど企業業績も好調である。にもかかわらず、依然として企業は設備投資をキャッシュフロー以下に抑制し、内部留保を積み増している（図VI-6）。このことについては、さまざまな

図VI-7 企業の債務状況の推移



(注) 有利子負債キャッシュフロー比率 = (長期借入金 + 短期借入金 + 社債) / (経常利益 / 2 + 減価償却費)。有利子負債依存度 = (長期借入金 + 短期借入金 + 社債) / 資産総額。全規模、全産業（金融・保険業を除く）ベース。

(出所) 財務省「法人企業統計」より作成

要因が分析されている。

まず、VI-1節で見た通り、田中（2019）や加藤・川本（2016）は足元の好調な企業業績にもかかわらず将来の成長期待が高まっていないことを要因として挙げている。田中（2019）は、これに加えて、世界金融危機後に急拡大した不確実性がその後も設備投資に負の影響を及ぼしているとしている。不確実性が設備投資に与えた影響は、Morikawa（2016）や福田（2017）も分析している。Morikawa（2016）は日本銀行「短期経済観測」の個票データの独自集計をもとに企業の経営環境の不確実性指標を作成し、リーマン・ショック後に製造業と中小企業を中心に不確実性が大きく高まったこと、それにより設備投資が抑制されたことを示した。福田（2017）は、中小企業が内部留保を積み増している要因として、不確実性に対する予備的動

機を挙げている。

また、中村（2017）や福田・粕谷・慶田（2017）は、企業のコーポレートガバナンスが設備投資に与える影響を分析している。中村（2017）は、日本政策投資銀行「企業財務データバンク」による上場企業のミクロデータを用い、経営者の保身やリスク回避の動機が設備投資の低迷に一定程度の説明力を有することを示した。福田・粕谷・慶田（2017）は、経営者の属性を含めた設備投資関数を推定し、1990年代を通じて設備投資を減少させる属性を持つ経営者が増加したことが近年の設備投資低迷の一因であるとしている。

VI-6 投資性向の低下要因に関するまとめ

VI節の議論をまとめると、企業の期待成長率の長期的な低下が、投資性向低下の主たる要因

表Ⅵ-2 投資性向の低下の要因に関する実証研究

企業の成長期待	田中（2019）、加藤・川本（2016）
産業構造の変化	貞廣（2005）
貸し渋り	Motonishi and Yoshikawa（1999）、福田・粕谷・中島（2005）、田中（2006）
過剰設備	経済企画庁（1999）、宮川（2000）
過剰債務	内閣府（2001,2006）、Sekine（1999）、永幡・関根（2002）、福田・粕谷・中島（2005）
デフレ	内閣府（2010）、清水谷・寺井（2003）
不確実性	田中（2019）、福田（2017）、Morikawa（2016）
企業統治	中村（2017）、福田・粕谷・慶田（2017）

であると考えられる。貸し渋り、過剰設備、過剰債務などのパブルの負の遺産や、デフレの進行も、特定の時期に設備投資の抑制要因となったが、現在に至るまで継続的に影響が続いているわけではない。2010年代における好調な企業業績の下での設備投資の低迷については、企業の成長期待の低迷に加え、世界金融危機後の

不確実性の高まりやコーポレート・ガバナンスなどさまざまな要因が議論されている。表Ⅵ-2は、Ⅵ節で参照したこれらの要因に関する先行研究の一覧である。企業の期待成長率の低下を中心に、これらの要因が投資性向を低下させ、乗数効果の低下の一因となったと考えられる。

Ⅶ. 輸入性向 im_y の上昇

(5) 式の分母の第4項 $im_y = \frac{\partial IM}{\partial Y}$ は輸入性向であり、これが上昇すると乗数は小さくなる。これは、Ⅳ節で述べた所得と消費の繰り返しの波及メカニズムの中で、人々が国内製品ではなく輸入品を購入すると、その支出は国内の生産者の所得とはならず海外に流れ出てしまうからである。この結果、国内の乗数効果の波及メカニズムは弱まる。

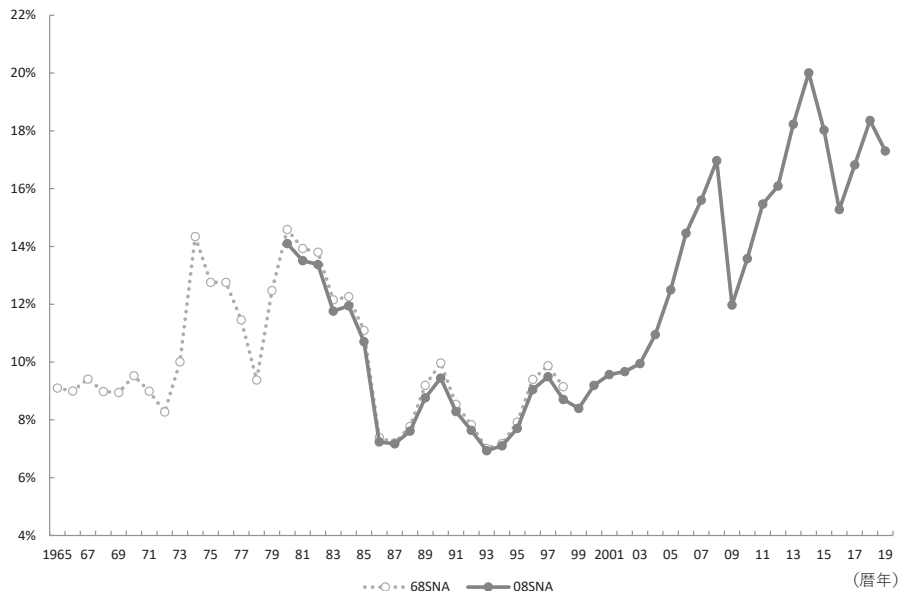
図Ⅶ-1から輸入性向の動向を見ると、2度の石油危機の影響を除けば、90年代以前の7~10%程度から、最近では15~20%程度へと、2倍近く上昇している。近年のグローバル化の進展により輸入性向が上昇したことも、乗数低下の一因となっていると考えられる。

経済産業省（2018）は、世界貿易の発展を、
①主に最終製品を消費者に届ける伝統的な貿易

の拡大の段階、②企業が国境を超えて生産過程を最適化し中間財の貿易が増えるグローバル・バリューチェーンの段階、③デジタル貿易の段階、の3段階に分けることができるとしている。図Ⅶ-2は品目別の輸入性向を見たものであるが、90年代までは主に消費財の輸入が増えた（①の段階）のに対し、2000年代以降は資本財や中間財の輸入が増え（②の段階）、消費のグローバル化だけでなく、グローバル・バリューチェーンの展開も輸入性向を高めていることがわかる。また、近年ではサービス貿易も拡大している。

なお、輸入性向の上昇をもたらす要因としては、為替レートの円安化も考えられるが、これについてはⅧ-3節のマンデル・フレミング効果で分析する。

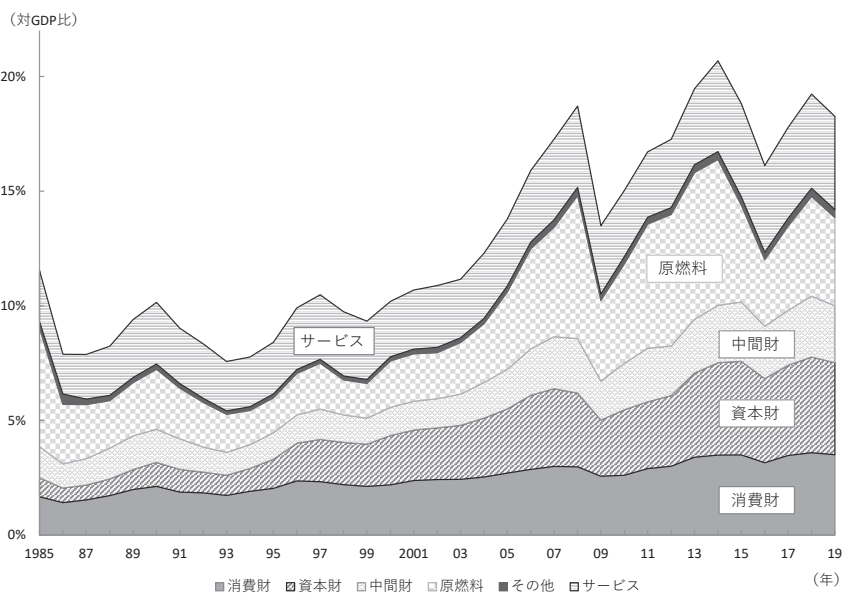
図Ⅵ-1 輸入性向の推移



(注) 輸入性向 = 名目輸入 / 名目 GDP。

(出所) 内閣府「国民経済計算」より作成

図Ⅵ-2 輸入品目別（用途別）の輸入性向の推移



(注) 「消費財」は財務省「貿易統計」の特殊分類の「食料品及び直接消費財」「耐久消費財」「非耐久消費財」の合計、「原燃料」は同「粗原料」「鉱物性燃料」の合計、「中間財」は「粗原料」「鉱物性燃料」を除く「工業用製品」。「サービス」は日本銀行「国際収支統計」の「サービス・支払」。

(出所) 財務省「貿易統計」、日本銀行「国際収支統計」、内閣府「国民経済計算」より作成

Ⅷ. 金利，物価，為替レートを通じた調整

Ⅷ-1 クラウディングアウト効果

(5) 式の分母の第5項 $i_r \frac{l_y}{l_r}$ はクラウディング・アウトの大きさを示し、これが大きくなると乗数は小さくなる。クラウディング・アウトとは、政府が景気対策のために国債を発行し資金を調達すると、企業が借り入れる資金が少なくなると金利が上昇し、民間の設備投資等が困難になることである。この結果、GDPの押し上げ効果は、民間の設備投資等が減る分、小さくなる。

$i_r \frac{l_y}{l_r}$ のうち、 $i_r = \frac{\partial I}{\partial R} = \frac{\partial Y}{\partial R} \Big|_{IS}$ はIS曲線の傾きの逆数（金利に対する投資需要の反応の大きさ）を表し、これが大きい=IS曲線の傾きが緩やかなほど、わずかな金利上昇で投資が大きく減少するので、乗数は小さくなる。一方、 $\frac{l_y}{l_r} = \frac{\partial L}{\partial Y} / \frac{\partial L}{\partial R} = \frac{\partial R}{\partial Y} \Big|_{LM}$ はLM曲線の傾きを表し、これが大きい=LM曲線の傾きが急なほど、わずかな総需要の増加で大きな金利上昇が起こるので、乗数は小さくなる。図Ⅷ-1は日本のLM曲線を期間別に見たものであるが、90年代半ば以降、LM曲線の傾きは緩やかになり、ゼロ金利付近ではほぼ水平となっている。こうした状況では金利上昇によるクラウディング・アウトは生じにくい。

また、日本では短期金利を操作目標として金融政策が運営されてきたから、国債発行により資金需給が逼迫すると日本銀行は資金供給オペで金利を安定化させるように金融政策を運営するので、クラウディング・アウトはもともと原理的に起こりにくい。図Ⅷ-2を見ると、90年代半ばから短期金利は金融政策により極めて低い水準に維持されている。大規模な景気対策が行われた1998～99年（橋本・小渕政権）や

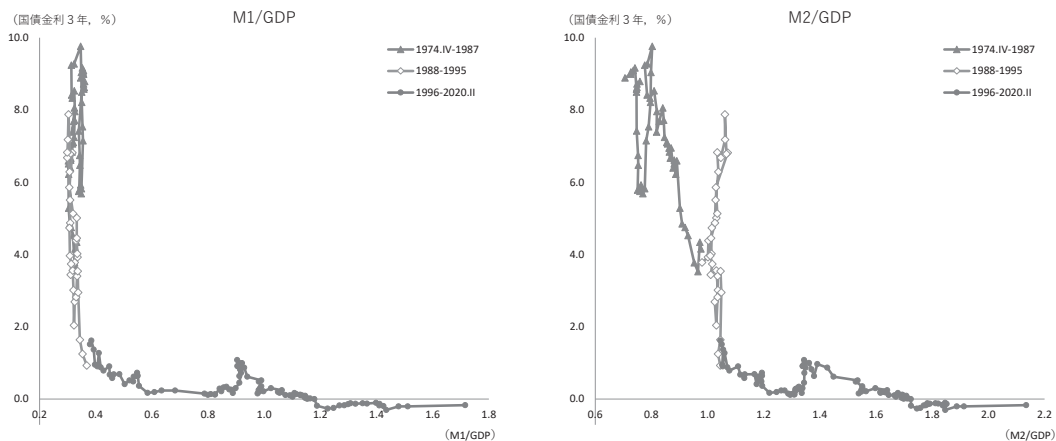
2008～09年（麻生政権）、2020年（コロナ対策、安倍政権）を見ても、短期金利に上昇は見受けられない。これらのことを考えると、クラウディング・アウトが乗数の低下をもたらしたとは考えにくい。

ただし、従来日本銀行が操作目標としてきたのは短期金利であり、長期金利の水準は市場に委ねられてきた。設備投資に影響するのは短期金利よりも長期金利であると考えられるので、この点でクラウディング・アウトが生じる余地があった。先にふれた大規模な経済対策が行われた1998～99年の長期金利の動きを見ると、わずかに反応していると言えなくもない。しかし2008～09年や2020年の大規模な経済対策の際には長期金利もほとんど反応が見られない。これは、近年日本銀行が時間軸政策（フォワード・ガイダンス）や長期国債の購入、長短金利操作（イールドカーブ・コントロール）などの非伝統的金融政策により長期金利へのコントロールを強めてきたことの結果だと考えられる（表Ⅷ-1）。事実、長期金利は2006年の量的緩和解除後も趨勢的に低下し、一時マイナスにもなっている。このことが、クラウディング・アウトを一層生じにくくし、むしろ乗数効果を高める方向に寄与した可能性がある。Miyamoto et.al.(2018)は、近年のゼロ金利の下で、乗数効果は大きくなったとの実証結果を示している。また、福田・相馬（2021）も、ゼロ金利期間の中でも、特に日銀の包括緩和政策により長期金利の低下傾向がより明確になった2010年第4四半期以降のサンプルにおいて、財政政策の効果が高まったとしている。

Ⅷ-2 物価の調整効果

(5) 式の分母の第6項の $\frac{M}{P^2 l_r} i_r p_y$ は、物価

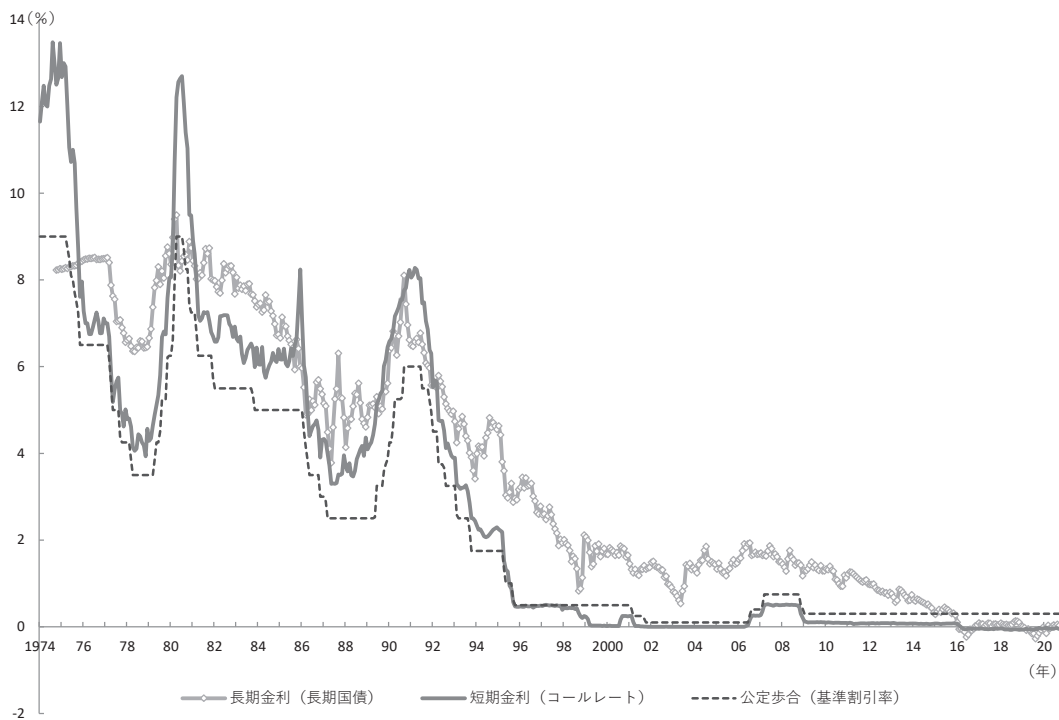
図Ⅷ-1 貨幣需要曲線（LM曲線）の推移



(注) M1, M2 (98. I 以前は M2 + CD), GDP (名目) は四半期季節調整系列。M1, M2 は 98. I と 03. I に旧系列に接続。GDP は 79. IV と 93. IV に 68SNA 系列, 08SNA 簡易週及系列に接続。いずれも接続時点の新旧系列の比率で段差を調整した。国債金利 (3 年) は日次データを期中平均で四半期化。

(出所) 日本銀行「金融経済統計」, 内閣府「国民経済計算」, 財務省「国債金利情報」より作成

図Ⅷ-2 長短金利の推移



(注) 短期金利は 1985 年 6 月までは有担保翌日物, 同年 7 月以降は無担保 O/N 物のコールレート。長期金利は 1986 年 6 月までは残存期間 9 年, 同年 7 月以降は残存期間 10 年の国債金利。

(出所) 日本銀行「金融経済統計」, 財務省「国債金利情報」より作成

表Ⅷ-1 近年の主な金融政策の推移

1999年2月	ゼロ金利政策 「無担保コールレート（オーバーナイト物）をできるだけ低めに推移するよう促す」
1999年4月	時間軸政策（フォワード・ガイダンス） 「デフレ懸念の払拭が展望できるようになるまで」ゼロ金利を続ける
2001年3月	量的緩和政策 金融政策の操作目標をコールレート（金利）から日銀当座預金残高（量）に変更 時間軸政策 「消費者物価指数の上昇率が安定的にゼロ%以上となるまで」量的緩和を継続
2003年10月	時間軸政策の強化 「安定的にゼロ%以上となるまで」のコミットメントの明確化 （単月だけではなく数か月の基調としてゼロ%以上となるなど）
2006年3月	物価安定の理解（0～2%）の提示（ソフトなインフレ目標）
2010年10月	包括緩和政策 ①ゼロ金利政策 ②時間軸政策 物価安定の理解（0～2%）に基づき、物価の安定が展望できるまでゼロ金利を継続 ③資産購入 長期国債、CP、社債、ETF、J-REITなどの買入れ
2012年2月	物価安定の目的（0～2%、当面は1%）の提示（ソフトなインフレ目標）
2013年1月	物価安定の目標（2%）の導入（インフレ目標政策を正式に導入）
2013年4月	量的・質的緩和政策 ①インフレ目標の明確化…2年で2%のインフレ目標を実現 ②量的緩和…マネタリーベースを2年で2倍に ③資産購入…長期国債、ETF、J-REITの買入れ残高を2年で2倍に ④長期国債買入れの平均残存期間の長期化…3年弱から7年程度に ⑤時間軸政策…2%の物価目標を安定的に持続するために必要な時点まで緩和継続
2016年1月	マイナス金利政策 日銀当座預金の一部にマイナス金利（-0.1%）を適用
2016年9月	長短金利操作（イールドカーブ・コントロール） 従来の短期金利に加え長期金利も操作目標にして公開市場操作を実施 オーバーシュート型コミットメント（時間軸政策の強化） 消費者物価上昇率の実績値が安定的に2%を超えるまで緩和を継続

（出所）日本銀行「金融政策」ホームページより作成

上昇による乗数効果の抑制の程度を表し、これが大きくなるほど乗数は小さくなる。このうち、 $\frac{M}{P^2 L_r} i_r = -\frac{\partial R}{\partial P} \Big|_{LM} \cdot \frac{\partial Y}{\partial R} \Big|_{IS} = -\frac{\partial Y}{\partial P} \Big|_{AD}$ は AD 曲線の傾きの逆数であり、これが大きくなる = AD 曲線の傾きが緩やかになるほど、わずかな物価の上昇で総需要が大きく減るので乗数

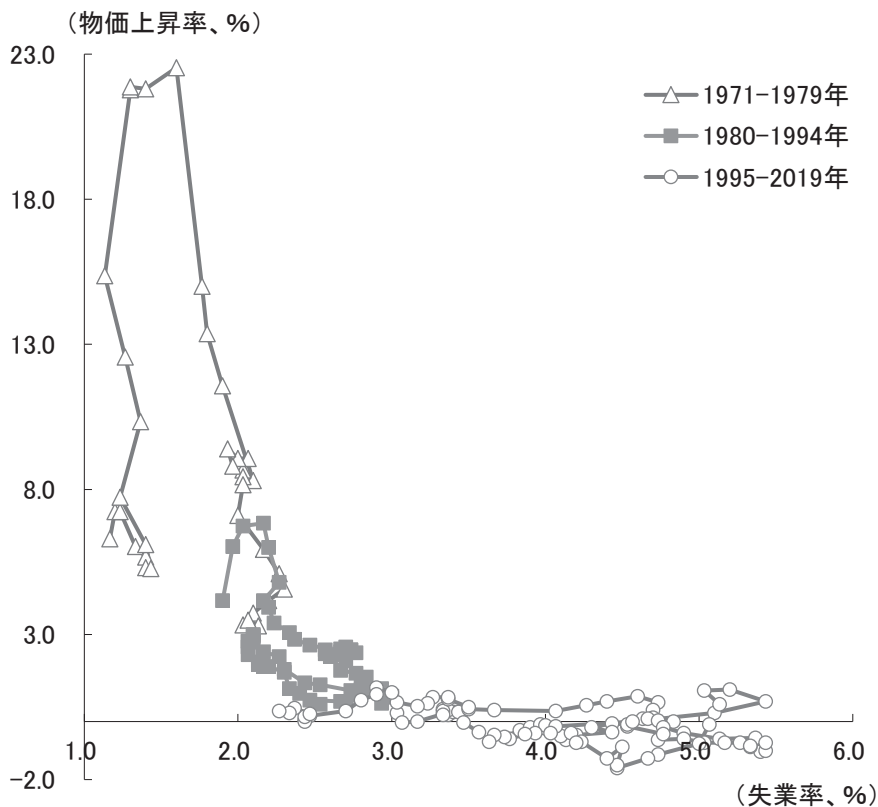
は小さくなる。また、 $b_y = \frac{\partial P}{\partial Y} \Big|_{AS}$ は AS 曲線の傾きであり、これが大きくなる = AS 曲線の傾きが急になるほど、物価が上昇しても総供給はあまり増えないので、乗数効果は小さくなる。
図Ⅷ-3は、日本のフィリップス曲線（物価と失業率の関係）を示している。図を見ると、日本のフィリップス曲線の傾きは時代とともに

緩やかになり、特に1995年以降はほぼ水平となっている。フィリップス曲線は、AS曲線のGDPを失業率に置き換えたものであるから¹²⁾、AS曲線の傾きも近年緩やかになっていると考えられる。こうした状況では、失業率やGDPが多少変動しても物価は大きく変わらないから、物価の調整による乗数の抑制効果はむしろ弱まっていると考えられる。

デフレ下においてフィリップス曲線がフラット化し、物価上昇が生じにくくなっていることについては、以下の実証研究がある。渡辺・渡辺(2016)は、マクロのCPIの上昇率がゼロ

に近くなるほど、価格改定をゼロ近傍にとどめる品目の割合が増えることを見出し、低インフレ下では価格据え置きに伴う機会費用が低下するためと解釈している。一方、外木(2014)は、大規模POSデータを用いて価格変動をもたらした要因を共通ショックと独自ショックとに分け、後者の影響が相対的に増大したことを見出した。外木(2014)はこれにLucas(1972)の不完全情報モデルを当てはめ、価格変動における独自ショックの役割が大きくなるほど、一般物価の上昇が生じた際に、企業はそれを自社製品のみ価格上昇と誤認して生産を拡大するた

図Ⅷ-3 フィリップス曲線の推移



(注) 物価上昇率は、消費者物価上昇率(生鮮食品・エネルギーを除く総合、消費税調整後)。

(出所) 総務省「消費者物価指数」「労働力調査」より作成

12) フィリップス曲線(物価と失業率の負の関係)は、オーケン法則(失業率とGDPの負の関係)を介して、AS曲線(物価とGDPの正の関係)に転換できる。

め、物価の上昇が生じにくくなったとしている。

以上のことから、近年のデフレの下では財政政策による物価の上昇は生じにくく、物価による調整効果が近年の乗数低下の要因であるとは考えにくい。

Ⅷ-3 マンデル・フレミング効果

(5) 式の分母の最後の項

$(ex_e - im_e)e_r \left(\frac{Mp_y}{P^2 l_r} + \frac{l_y}{l_r} \right)$ は、マンデル・フレミング効果を表す。マンデル・フレミング効果とは、為替レートの変動を通じて、財政政策の効果を抑制し、金融政策の効果を増幅するメカニズムを指す¹³⁾。具体的には、財政政策による総需要の増加→金利上昇（クラウドイング・アウト）→為替レートの円高化（為替の資産取引需要の増加）→外需の減少（輸出の減少と輸入の拡大）というメカニズムである。数式で言えば、マンデルフレミング効果の項のうち、 $\left(\frac{Mp_y}{P^2 l_r} + \frac{l_y}{l_r} \right)$ が財政政策にともなう金利上昇を、 e_r が金利上昇に対する為替の反応を、 $(ex_e - im_e)$ が為替増価による純輸出の減少を表している。

ただし、先にⅧ-1節で見たように、日銀は金利を安定化させるように金融政策を運営しているから、財政政策によって金利の上昇が生じるとは考えにくい。したがってマンデル・フレミング効果も働くとは考えにくい。長短金利がゼロに張り付いている現状では特にそうである。この点について、Fujiwara and Ueda (2013) は、世界経済が流動性のわなに囚われ

ているような状況では、マンデル・フレミング効果はむしろ財政政策の効果を拡大させる方向に働くとの理論モデルを提示している。

マンデル・フレミング効果が、近年の乗数効果の低下をもたらしたとは考えにくい。

Ⅷ-4 金利・物価・為替レートの影響に関する議論のまとめ

Ⅷ節の議論をまとめると、日本では日本銀行が金利を安定化させるように金融政策を運営しているため、クラウドイング・アウトやマンデル・フレミング効果を通じた財政政策の効果の減少は生じにくい。特に近年では、時間軸政策や長期国債の購入、長短金利操作などで日本銀行は長期金利も安定化の対象とするようになっている。こうした状況がむしろ財政政策の乗数効果を高めているとの研究結果もある。また、近年ではデフレの下でフィリップス曲線（AS曲線）がフラット化し、物価が上がりにくくなっており、物価上昇を通じた乗数効果の抑制も生じにくくなっている。表Ⅷ-2は以上に関する先行研究の一覧である。

クラウドイング・アウト、物価上昇、マンデル・フレミング効果は、近年の乗数の低下要因とは言えない。

表Ⅷ-2 金利・物価・為替レートを通じた乗数効果の抑制に関連する先行研究

クラウドイング・アウト	Miyamoto et.al. (2018), 福田・相馬 (2021)
物価上昇による調整	渡辺・渡辺 (2016), 外木 (2014)
マンデル・フレミング効果	Fujiwara and Ueda (2013)

13) これは変動相場制の場合である。固定相場制の場合は逆に、財政政策の効果は増幅され、金融政策の効果は抑制される。表Ⅱ-1において、70年代前半に公表されたモデルの乗数が特に高かったのは、推計期間が固定相場制の時代だったことも影響していると考えられる。

IX. 結論

本稿では、近年の乗数効果の低下について、標準的なマクロ経済の理論モデル（マンデル・フレミング型 AD-AS モデル）により乗数の低下をもたらす要因を整理した上で、それらを統計データと先行研究を用いて検証した。結論として、近年の乗数の低下をもたらした要因は、①消費性向の低下（貯蓄率の上昇）、②税・社会保障料負担率の上昇、③投資性向の低下、④期待成長率の低下、⑤輸入性向の上昇である。一方、⑥クラウドディング・アウト効果、⑦物価上昇による抑制効果、⑧マンデル・フレミング効果については、乗数低下の要因とは考えにくく、むしろ、現在のデフレやゼロ金利の下では乗数効果を強める方向に働いている可能性もある。

乗数低下をもたらした①～⑤の要因の背景に

は、少子高齢化に伴う社会保障に関する不安や税・保険料率の上昇、財政赤字の拡大による将来の財政負担に関する懸念、日本経済の潜在成長率の低下、グローバル化の進展などがある。これらはいずれも、現在の日本がおかれている大きな潮流的变化であり、すぐに転換が見込めるものではない。したがって、これらを背景とする乗数効果の低下も近い将来に改善すると期待することは難しい。特に、財政悪化については、景気対策が財政悪化を生み、一層の乗数効果の低下をもたらすという悪循環に陥る可能性もある。こうしたことと、一層の財政悪化がもたらす財政リスクとをあわせて考えれば、景気が悪化した際に安易に景気対策に頼ることには慎重になるべき時期にきていると考えられる。

参 考 文 献

- Auerbach, A.J. and Y. Gorodnichenko (2017), "Fiscal Multipliers in Japan", *Research in Economics*, Vol. 71 No. 3, pp. 411-421
<<https://doi.org/10.1016/j.rie.2017.06.003>>
- Barro, R.J. (1974), "Are Government Bonds Net Wealth?", *Journal of political economy*, Vol. 82, pp. 1095-117
<<https://doi.org/10.1086/260266>>
- Cargill, T.F. and E. Parker (2004), "Price Deflation and Consumption: Central Bank Policy and Japan's Economic and Financial Stagnation", *Journal of Asian Economics*, Vol. 15 No. 3, pp. 493-506.
<<https://doi.org/10.1016/j.asieco.2004.04.001>>
- Fujiwara, I. and K. Ueda (2013), "The Fiscal Multiplier and Spillover in a Global Liquidity Trap", *Journal of Economic Dynamics & Control*, Vol. 37 No. 7, pp. 1264-1283
<<https://doi.org/10.1016/j.jedc.2013.02.006>>
- Ihori, T., T. Doi and H. Kondo (2001), "Japanese Fiscal Reform: Fiscal Reconstruction and Fiscal Policy", *Japan and the World Economy*, Vol. 13, pp. 351-70
<[https://doi.org/10.1016/S0922-1425\(00\)00052-9](https://doi.org/10.1016/S0922-1425(00)00052-9)>
- Lucas, R.E. (1972), "Expectations and the Neutrality of Money", *Journal of Economic Theory*, Vol. 4 No. 2, pp. 103-124
<[https://doi.org/10.1016/0022-0531\(72\)90142-1](https://doi.org/10.1016/0022-0531(72)90142-1)>
- Miyamoto, W., T.L. Nguyen, and D. Sergeyev (2018), "Government Spending Multipliers under the Zero Lower Bound: Evidence from Japan", *American Economic Journal-*

- Macroeconomics*, Vol. 10 No. 3, pp. 247-277
〈<https://doi.org/10.1257/mac.20170131>〉
- Morikawa, M. (2016), “Business Uncertainty and Investment: Evidence from Japanese Companies”, *Journal of Macroeconomics*, Vol. 49, pp. 224-236
〈<https://doi.org/10.1016/j.jmacro.2016.08.001>〉
- Motonishi, T. and H. Yoshikawa (1999), “Causes of the Long Stagnation of Japan during the 1990s: Financial or Real?”, *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 13 No. 3, pp. 181-200
〈<https://doi.org/10.1006/jjie.1999.0429>〉
- Sekine, T. (1999), “Firm Investment and Balance-sheet Problems in Japan”, *IMF Working Paper Series*, No. 99/111
〈<https://www.imf.org/en/Publications/WP/Issues/2016/12/30/Firm-Investment-and-Balance-Sheet-Problems-in-Japan-3251>〉
- Werner, R.A. (2004), “Why has Fiscal Policy Disappointed in Japan?”, Money Macro and Finance Research Group Conference 2004
- Yoshino, N. and H. 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
〈<https://doi.org/doi:10.1016/j.japwor.2017.06.002>〉
- 井堀利宏・中里透・川出真清 (2002) 「90年代の財政運営：評価と課題」『フィナンシャル・レビュー』第63号, pp. 36-68
〈https://warp.da.ndl.go.jp/info:ndljp/pid/8379094/www.mof.go.jp/pri/publication/financial_review/fr_list4/r63/r_63_036_068.pdf〉
- 上村敏之 (2006) 「家計の間接税負担と消費税の今後—物品税時代から消費税時代の実効税率の推移」『会計検査研究』第33号, pp. 11-29
〈<https://www.jbaudit.go.jp/koryu/study/mag/pdf/j33d02.pdf>〉
- 宇南山卓・大野太郎 (2017) 「日本の世帯属性別貯蓄率の動向について」『RIETI Discussion Paper Series』17-J-035
〈<https://www.rieti.go.jp/jp/publications/summary/17040013.html>〉
- 宇南山卓・米田泰隆 (2018) 「日本の家計調査と国民経済計算 (SNA) における家計貯蓄率の乖離：1994年から2015年における日本の家計貯蓄率低下要因」『フィナンシャル・レビュー』第134号, pp. 191-205
〈https://www.mof.go.jp/pri/publication/financial_review/fr_list7/r134/r134_10.pdf〉
- 梅田政徳・川本琢磨・堀雅博 (2018) 「日本経済と経済政策に係る国民一般及び専門家の認識と背景に関する調査について」『経済分析』第197号, pp. 144-185
〈<http://www.esri.go.jp/jp/archive/bun/bun197/bun197g.pdf>〉
- 大来洋一・E. クルマナリエバ (2006) 「社会保障と老後のリスクと貯蓄」『季刊家計経済研究』第72号, pp. 98-105
〈http://kakeiken.org/journal/jjrhe/72/072_11.pdf〉
- 大竹文雄・小原美紀 (2010) 「所得格差」, 樋口美雄 編『労働市場と所得分配』第8章, 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』第6巻, 慶應義塾大学出版会
〈http://www.esri.go.jp/jp/others/kanko_sbubble/analysis_06_08.pdf〉
- 小川一夫・北坂真一 (1998) 『資産市場と景気変動』日本経済新聞社
- 加藤直也・川本卓司 (2016) 「企業収益と設備投資—企業はなぜ設備投資に慎重なのか?—」『日銀レビュー』2016-J-4
〈https://www.boj.or.jp/research/wps_rev/rev_2016/rev16j04.htm/〉
- 川出真清・伊藤新・中里透 (2004) 「1990年代以降の財政政策の効果とその変化」, 井堀利宏 編『日本の財政赤字』第5章, 岩波書店

- 経済企画庁 (1999)『経済白書 平成 11 年度版』
 〈<https://www5.cao.go.jp/j-j/wp/wp-je99/wp-je99-000i1.html>〉
- 経済企画庁経済研究所 (1974, 1976, 1977)「短期経済予測パイロットモデル (SP-15~SP-18)」『経済分析』第 52, 60, 69 号
 〈http://www.esri.go.jp/jp/archive/bun/bun_menu.html〉
- 経済企画庁経済研究所 (1981~1995)「世界経済モデル (第 1 次版~第 5 次版)」『経済分析』第 82, 98, 110, 124, 139 号
 〈http://www.esri.go.jp/jp/archive/bun/bun_menu.html〉
- 経済企画庁経済研究所 (1998)「短期日本経済マクロ計量モデルの構造とマクロ経済政策の効果」『経済分析』第 157 号, pp. 1-180
 〈<http://www.esri.go.jp/jp/archive/bun/bun157/bun157.html>〉
- 経済産業省 (2018)『通商白書 2018』
 〈https://www.meti.go.jp/report/tsuhaku2018/whitepaper_2018.html〉
- 是枝俊悟 (2018)「平成の 30 年間, 家計の税・社会保険料はどう変わってきたか」『大和総研リサーチレポート』
 〈https://www.dir.co.jp/report/research/law-research/tax/20180621_020168.html〉
- 近藤広紀・伊藤新 (2004)「中立命題の検証」, 井堀利宏 編『日本の財政赤字』第 2 章, 岩波書店
- 齊藤誠・白塚重典 (2003)「予備的動機と待ちのオプション: わが国のマクロ家計貯蓄データによる検証」『金融研究』第 22 巻第 3 号, pp. 1-22
 〈<https://www.imes.boj.or.jp/research/abstracts/japanese/kk22-3-1.html>〉
- 貞廣彰 (2005)『日本経済のマクロ経済分析』東洋経済出版社
- 猿山純夫 (2010)「マクロモデルからみた財政政策の効果: 「政府支出乗数」に関する整理と考察」『産業連関』第 18 巻第 1-2 号, pp. 53-62
 〈<https://doi.org/doi:10.11107/papaios.18.53>〉
- 清水谷論・寺井晃 (2003)「デフレ期待と実質資本コスト—ミクロデータによる 90 年代の設備投資関数の推計—」『ESRI Discussion Paper Series』No. 56
 〈http://www.esri.go.jp/jp/archive/e_dis/e_dis056/e_dis056.html〉
- 消費者庁 (2017)『消費者白書 平成 29 年版』
 〈https://www.caa.go.jp/policies/policy/consumer_research/white_paper/〉
- 田中賢治 (2006)「1990 年代不況下の設備投資と銀行貸出」『経済経営研究』第 26 巻第 7 号
 〈https://www.dbj.jp/ricf/pdf/research/DBJ_EconomicsToday_26_07.pdf〉
- 田中賢治 (2019)「堅調な企業収益と低調な設備投資のパズル」『経済分析』第 200 号, pp. 63-100
 〈<http://www.esri.go.jp/jp/archive/bun/bun200/bun200.html>〉
- 土居丈朗 (2004)「貯蓄率関数に基づく予備的貯蓄仮説の実証分析」『経済分析』第 174 号, pp. 97-174
 〈<https://warp.da.ndl.go.jp/info:ndljp/pid/11513838/www.esri.go.jp/jp/archive/bun/bun174/bun174.html>〉
- 外木暁幸 (2014)「大規模 POS データの実証分析とフィリップス曲線への含意」『日本経済研究』No. 71, pp. 1-24
 〈https://www.jcer.or.jp/jcer_download_log.php?f=eyJwb3N0X2lkIjo1Mzg1NCwiZmlsZV9wb3N0X2lkIjo1NTM4NDgifQ==&post_id=53854&file_post_id=53848〉
- 内閣府 (2001, 2003, 2006, 2009, 2010)『経済財政白書 (各年版)』
 〈<https://www5.cao.go.jp/keizai3/keizaiwp/index.html#zaiseihakusho>〉
- 内閣府経済社会総合研究所 (2001~2018)「短期日本経済マクロ計量モデルの構造と乗数分析 (各年版)」『ESRI Discussion Paper Series』No. 6, 75, 122, 173, 201, 259, 314, 『ESRI Research Note』No. 41

- 〈http://www.esri.go.jp/jp/prj/current_research/short_macro/index.html〉
内閣府計量分析室（2005～2018）「経済財政モデル（各年度版）」
〈<https://www5.cao.go.jp/keizai3/econome.html>〉
永幡崇・関根敏隆（2002）「設備投資、金融政策、資産価格」『日本銀行調査統計局 Working Paper Series』No. 02-3
〈https://www.boj.or.jp/research/wps_rev/wps_2002/data/cwp02j03.pdf〉
中村純一（2017）「日本企業の設備投資はなぜ低迷したままなのか」『経済分析』第193号，pp. 51-82
〈<http://www.esri.go.jp/jp/archive/bun/bun193/bun193d.pdf>〉
日本経済新聞（2014）「時事解析：公共投資は有効か」10月20日～24日朝刊連載
畑農鋭矢（2004）「財政赤字のマクロ経済効果：カルマン・フィルタによる中立命題の検証」『フィナンシャル・レビュー』第74号，pp. 65-91
〈https://warp.da.ndl.go.jp/info:ndljp/pid/8379094/www.mof.go.jp/pri/publication/financial_review/fr_list4/r74/r74_065_091.pdf〉
肥後雅博・須合智広・金谷信（2001）「最近の家計貯蓄率とその変動要因について」『日本銀行調査統計局 Working Paper Series』No. 01-4
〈https://www.boj.or.jp/research/wps_rev/wps_2001/data/cwp01j04.pdf〉
福田慎一（2017）「企業の資金余剰と現預金の保有行動」『フィナンシャル・レビュー』第132号，pp. 3-26
〈https://www.mof.go.jp/pri/publication/financial_review/fr_list7/r132/r132_01.pdf〉
福田慎一・粕谷宗久・慶田昌之（2017）「企業家精神と設備投資：デフレ下の設備投資低迷のもう一つの説明」『フィナンシャル・レビュー』第132号，pp. 109-129
〈https://www.mof.go.jp/pri/publication/financial_review/fr_list7/r132/r132_05.pdf〉
福田慎一・粕谷宗久・中島上智（2005）「非上場企業の設備投資の決定要因：金融機関の健全性および過剰債務問題の影響」『日本銀行ワーキングペーパーシリーズ』No. 05-J-2
〈https://www.boj.or.jp/research/wps_rev/wps_2005/data/wp05j02.pdf〉
福田慎一・相馬尚人（2021）「マクロ財政政策の評価と課題」『フィナンシャル・レビュー』第144号，pp. 156-180（p）
宮川努（2000）「90年代の日本経済と設備投資循環」『学習院大学経済論集』第37巻第1号，pp. 41-78
〈<https://ci.nii.ac.jp/naid/110000136176/>〉
村田治（2002）「わが国に関する中立命題の実証研究のサーベイ」『経済学論究』第55号第4号，pp. 1-24
〈<https://ci.nii.ac.jp/naid/110000406066/>〉
村田治・後藤達也（2004）「わが国に関する中立命題の実証分析」『生活経済学研究』第19巻，pp. 235-43.
〈https://doi.org/10.18961/seikatsukeizaigaku.19.0_235〉
村田啓子（2003）「マイクロデータによる家計行動分析：将来不安と予備的貯蓄」『金融研究』第22巻第3号，pp. 23-58
〈<https://www.imes.boj.or.jp/research/abstracts/japanese/kk22-3-2.html>〉
吉野直行・中島隆信（1999）『公共投資の経済効果』日本評論社
渡辺努・渡辺広太（2016）「デフレ期における価格の硬直化：原因と含意」『経済学論集』第81巻第1号，pp. 26-55
〈<https://doi.org/10.15083/00016762>〉