



RIETI Discussion Paper Series 13-J-040

公的債務の蓄積が実体経済に与える影響に関するサーベイ および Vector Error Correction モデルによる 財政赤字の波及効果分析

庄司 啓史

一橋大学国際・公共政策大学院



Research Institute of Economy, Trade & Industry, IAA

独立行政法人経済産業研究所

<http://www.rieti.go.jp/jp/>

公的債務の蓄積が実体経済に与える影響に関するサーベイおよび Vector Error Correction モデルによる財政赤字の波及効果分析

庄司啓史（一橋大学国際・公共政策大学院）

要 旨

日本では歴史的な低金利が継続する一方、ユーロ圏では、マーケットからのリスク・プレミアム要求によるソブリン危機が発生している。先般、我が国では消費増税を含む社会保障・税一体改革関連法案が可決・成立した。しかしながら、公的債務の蓄積が実体経済に与える影響に関する研究の蓄積は不足しており、議論の過程でも理論的な議論は乏しかった。そこで本稿は、公的債務の蓄積が実体経済に与える影響に関する理論的な整理を行うために、理論経済モデルおよび当該分野の実証研究のサーベイを行う。さらに、Vector Error Correction モデルによる財政赤字の波及効果分析を行うことにより、公的債務の蓄積が実体経済に負の影響を持つかどうかを検証する。

サーベイおよび実証分析の結果、公的債務の蓄積は、①民間部門への資金供給を阻害すること、②実質金利の上昇あるいは、期待収益率の低下に伴う設備投資機会の低下、③財政の硬直化に伴う社会資本ストックの低下——により、有形・無形固定資本投資の低下および中間投入減を通じた TFP の低下に起因した、実体経済に対するマイナスのインパクトを持つという仮説設定が可能であることが導かれた。

キーワード：クラウドイングアウト、財政の持続可能性、財政赤字

JEL classification: E23、E62、H63

RIETI ディスカッション・ペーパーは、専門論文の形式でまとめられた研究成果を公開し、活発な議論を喚起することを目的としています。論文に述べられている見解は執筆者個人の責任で発表するものであり、(独) 経済産業研究所としての見解を示すものではありません。

本稿は、独立行政法人経済産業研究所「経済成長を損なわない財政再建策の検討プロジェクト」および一橋大学国際・公共政策大学院公共経済プログラム「コンサルティング・プロジェクト」の成果の一部である。本稿を作成するに当たって、深尾光洋（慶應大学教授）、岩田一政（日本経済研究センター理事長）、翁百合（日本総研理事）、鎌田康一郎（日本銀行経済調査課長）、蓮見亮（日本経済研究センター研究本部研究員）、田近栄治（一橋大学教授）、小黒一正（一橋大学准教授）、佐藤主光（一橋大学教授）、山重慎二（一橋大学准教授）、中里透（上智大学准教授）、井深陽子（京都大学准教授）の各氏、藤田昌久所長をはじめ経済産業研究所 DP 検討会参加者の方々から貴重なコメントをいただいた。ここに記し感謝したい。

はじめに

ユーロ圏のソブリン危機問題の先行き不透明感が持続するなか、我が国財政はソブリン危機発生以前から **Gross** および **Net** ベースどちらの指標で見ても、債務残高対名目 GDP 比が世界最悪の水準に達していた（図 1、図 2）。我が国財政は債務残高の上昇を続けていた一方で、世界的な金融危機以前は、主に負債側の名目金利の低下に起因して **Net** 利払費は必ずしも大きくなく、財政の硬直化の度合いは諸外国に比べ限定的である。これは、① 我が国政府部門は、負債側で多額の公的債務を有する一方、資産側に外貨準備等の外国債権を多く保有している、② 内外金利差による資産と負債間の金利ギャップが発生していた——ことに起因するものである。しかしながら、特に世界的な金融危機以降では海外金利の急低下に伴い、内外金利差が大幅に縮小している。さらに、内国債においてもロールオーバー効果、すなわち過去の高金利債券からの低金利債券への借り換えによる加重平均金利引き下げ効果が失われている。これはゼロ金利政策により、短期金利が非負制約に直面していることによるものである。以上のような理由から、金利低下ボーナスは既に終了していると思われる、今後は利払費増に伴う財政の硬直化が進捗していくことが読み取ることができる（図表 3）。我が国の財政収支は、利払費による財政の硬直化が進んでいなかったにもかかわらず、デフレ、少子高齢化に伴う社会保障財政の収支悪化および東日本大震災復興関連経費等をはじめとする財政の直面している課題が影響し、必ずしも良い状況であるとは言えない（図表 4）。

そのような状況のなか、消費増税を含む社会保障・税一体改革関連法案が民主・自民・公明 3 党の賛成多数で 2012 年 8 月 10 日に可決・成立した。その結果、消費税率は 2014 年 4 月に 8%、2015 年 10 月に 10%に引き上げられることとなった¹。しかしながら、現在のところ財政再建に伴う経済への影響、すなわち公的債務の蓄積が实体经济にどのような影響を与えるのかについて、理論的にも実証的にもコンセンサスの得られたエビデンスは存在しない。そのような事情もあり、結果として国会審議での議論は極めて定性的なものに留まらざるを得なかったと言える。

この問題に関連して、財政再建の是非について我々の記憶に新しいのは、成長率と金利論争である。小黒(2009)では両者の高低関係には、不確実性が存在することを指摘している。それは、財政赤字ギャンブルと呼ばれるもので、財政の持続可能性を議論する際には、一定の金利上昇に伴う財政破たん確率が存在することを考慮すべきであることを指摘している。これは、いわゆる上げ潮路線には、一定確率で財政破たんの結末を迎えるシナリオが存在することを意味しており、保守的な財政運営をするのであれば、財政再建の必要性があると解釈できる。

そこで本稿では、公的債務の蓄積が経済成長に与える影響を整理するために、当該分野における理論経済モデルおよび実証分析に関するサーベイを行う。加えて、日本において

¹ 同成立法案の附則十八条第三項に、法施行の停止を含め所要の措置を講ずる旨のいわゆる景気弾力条項が規定されている。

公的債務の蓄積が実体経済に対して負の影響を持つかどうかを検証するため、VEC モデル (Vector Error Correction Model) を用いた実証分析を行う。本稿は以上のような分析により、公的債務の蓄積が実体経済に与える影響に関する実証分析のための下地を作ることを目的としている。

本稿のサーベイ結果を整理すると、公的債務の蓄積が実体経済に影響を与えるチャネルの候補として、①民間部門への資金供給を阻害すること、②実質金利の上昇あるいは、期待収益率の低下に伴う設備投資機会の低下、③財政の硬直化に伴う社会資本ストック投入の低下——を挙げることが可能と分かった。VEC モデルによる分析では、財政出動等に伴う財政赤字ショックは、①短期的な設備投資需要の創出効果しか持たない、②社会資本ストック投資の経済効果を上回る設備投資および TFP の低下によって、ネットで実質 GDP の低下をもたらす——可能性が示唆された。

次節から具体的な説明に入るが、I 節では理論的枠組みおよび先行研究の整理、II 節では推定モデルの解説、III 節では分析に使用したデータの説明、IV 節では推定結果とその解釈を述べ、最後に結論をまとめる。

I 理論的枠組みおよび先行研究

ここでは、公的債務の蓄積が実体経済に与える影響のメカニズムを考察するために、金利、現役・将来世代の経済活動、社会資本ストック投資、不確実性等の要素を考察する。さらに、それらの要素の一部は金融要因の影響を受けると考え、金融要因のマクロ経済モデルへの導入についても考察する。最後に、当該分野の実証研究についてサーベイを行う。

1. 国債金利に関する理論的枠組み

公債の中立命題が示すように公的債務が実体経済に対して中立であれば、公的債務の蓄積は問題ないと言える。しかし、中立命題の仮定である一括税(lump-sum tax)等が実現せず、経済に歪みが生じている場合、中立命題は成立しない。では、公的債務蓄積の実体経済に対する影響には、どのような影響が考えられるのであろうか。最も理解しやすいのが、教科書的な金利チャネルを通じた影響であろう。Manganelli and Wolswijk (2009)が主張するように、公的債務が蓄積する場合、理論的に国債のデフォルト・リスクの上昇により、マーケットはリスク・プレミアムを要求することが予測される。実証分析においても、Bernoth et al.(2012)、Schuknecht et al.(2009)などがユーロ圏・北米データを用いた実証分析によって、リスク・プレミアムの発生を示唆している。その結果、資本コストの上昇から設備投資が減少するといった教科書的な実体経済への影響が考えられよう。

しかしながら、近年のユーロ圏のソブリン危機では、リスク・プレミアムの発生により危険水準と呼ばれる名目金利7%を超える国が観察されている一方で、日本国債に対してはマーケットから目立ったリスク・プレミアムの要求は観察されておらず、歴史的な低金利状態は継続している。この日本で発生している金利パズルの謎について、Hoshi and

Ito(2012)、Oguro and Sato(2011)では、理論モデルによる予測を行っている。両者に共通しているのは、一定程度までの公的債務水準までは低金利が持続するものの、ある水準を境に金利が上昇するメカニズムを理論モデルに組み込んでいる点である。Hoshi and Ito(2012)では、日本国債の95%を国内機関投資家が保有している現状は、ホームカンントリーバイアスの存在によるものであり、その結果、日本国債の高価格の維持、すなわち低金利による低リターンが受容されていると分析している。しかしながら、仮に日本国債の発行量が国内民間部門の金融資産を上回り、海外からの資金調達が必要となった場合、政府はロールオーバーの困難性に直面するとしている。さらに、日本国債の発行量と国内民間部門の金融資産の大小関係が逆転しない場合でも、財政再建期待が消滅する場合においては、金利が上昇し始める水準である閾値が低下することを理論モデルにより予測している。Oguro and Sato(2011)では、内生的・確率的経済成長の仮定の下、世代間重複モデルにより、次のメカニズムを分析している。公的債務対民間資本比率の上昇が、増税期待を上昇させることにより期待収益率を低下させる。それに伴い事業債利回りは低下する。それと同時に、国債金利も事業債金利との裁定取引で決定されるため、国債の金利低下が発生する。ただし、国債金利の低下状態は半永久的に持続するものではなく、ある一定の閾値を超えると突然金利がジャンプする可能性があり、その閾値自体も経済成長度合いによって変動する可能性がある。

仮に将来リスク・プレミアムが要求された場合、財政や民間設備投資における金利コスト上昇のインパクトだけにはとどまらない。鎌田・倉知(2012)が主張するように、1%を大きく超えるような国債金利の上昇は、多額の国債を保有する国内金融機関の債券評価損拡大に伴うバランスシート調整を発生させることで、信用危機による実体経済への影響が懸念される。またIMF(2012)では、高レベルの公的債務残高が経済に与える影響について、①Global Integrated Monetary and Fiscal Model(GIMF)、②財政ダイナミクスの不確実性を強調した小規模確率的マクロ経済モデル(FiscalMod)——の2つのモデルを用いた分析を行っている。GIMFモデルでは、①高い実質金利に伴う公的債務の負債コストをファイナンスするための労働所得増税及び資本所得増税が経済にマイナスのインパクトを与える、②高い実質金利が資本ストック投入を減少させることで、結果的に労働需要およびアウトプットを低下させる——と結論付けている。さらに、少子高齢化に伴う貯蓄率の低下は、さらに公的債務残高の悪影響を拡大させると主張している。同レポートではFiscalMod分析により、個人貯蓄率の低下、Net 公的債務残高が一定水準以上に増加する仮定の下では²、実質金利に対して確率的に上方に歪んだインパクトが発生し、その結果GDPに対して下方に歪んだインパクトに帰着すると結論付けている。以上のような先行研究では、マクロ理論経済モデルを用いることで金利上昇の発生過程あるいは、金利上昇後の実体経済に与えるインパクトをそのメカニズムとともに分析している。

² 仮定の妥当性を検証するためのシミュレーションでは、2025年までにNet 債務が一定水準(GDP比100%)を超える確率は、80%程度であるとしている。

財政状況が実体経済に及ぼす影響に関する実証研究として、Reinhart et al.(2012)がある。彼らは、1800年代初頭以降の諸外国データを用い、政府債務対GDP比が最低でも5年間以上にわたり90%を上回る状態を過剰債務と定義した上で、過剰債務状態にある26事例のうち23事例が通常期に比べて低経済成長に陥っていることを指摘している。26事例の平均では、過剰債務期ではない平常期の実質GDP成長率が3.5%である一方、過剰債務期の実質GDP成長率が2.3%となっており、約1.2%ポイント経済成長率が低下していることを発見している。いわゆる逆の因果関係³の存在については、過剰債務期間の平均が約23年と景気循環では説明できない程の長期間であるとして否定している。仮に過剰債務状態が23年間持続した場合における、実質GDPレベルのベースラインからの乖離は24%にも及ぶとし、過剰公的債務の負の累積効果に関する問題提起をしている。彼らの研究は、必ずしもメカニズムを分析したものではないが、過剰債務と経済成長との間の相関関係は頑健であると結論付けている。その一方で過剰債務と実質金利との間の関係については、26事例のうち約半数の11事例で通常期と比較して実質金利が同水準あるいは、低水準であったとして、両者の相関関係は曖昧であると結論付けている(図表5)⁴。彼らの研究は、過剰債務の経済成長に対するマイナスのインパクトが、必ずしも教科書的な金利チャネルを通じたものだけではないことを示唆するとともに、過剰債務を市場が吸収することによってリスク・プレミアムの発生がないことを理由として、過剰債務を問題視しないことに対し疑問を呈している。

2. 公的債務蓄積が経済に対して与える影響に関する理論的枠組み

公的債務の蓄積が経済に対しマイナスの影響を与えるメカニズムは、いくつかの考え方が存在する。Modigliani(1961)は、公的債務が民間資本の低ストック投入に伴う所得減少といった次世代の負担を発生させるとともに、過小資本ストックに伴う限界生産性の上昇が金利上昇を発生させる可能性を示唆している。民間消費及び民間資本ストックに関してDiamond(1965)は、外国債、内国債別に税の民間資本ストックに与える影響を考察している。そこでは、利払費は税でファイナンスされると考え、公的債務の蓄積により、納税者の生涯消費は削減されるとしている。Krugman(1988)は、債務の弁済能力が契約上の負債

³ 景気悪化→公的債務増の因果関係を指す。

⁴ 米国では本年4月、当該論文の発表以前に公表された同趣旨のReinhart and Rogoff (2010)に関して、T. Herndon et al. (2013)が、一部サンプルの脱落、計算ミス、重み付けの問題を指摘をして、その整合性について大論争となった。Reinhart and Rogoff(2010)では、公的債務残高が90%を超えると実質GDP成長率が平均で▲0.1%とそれ以外の状態の時と比較して、劇的に低下することを主張していた。一方で、T. Herndon et al. (2013)の指摘を加味した再計算によると、実質GDP成長率は、2.2%とそれ以外の状態の時と比較して、若干低いかほぼ同程度との結果となっている。しかしながら、ここで引用するReinhart et al. (2012)は、第二次世界大戦後にサンプルを限定したReinhart and Rogoff (2010)とはその計算過程が若干異なり、①T. Herndon et al. (2013)が指摘するような計算ミスが当てはまらない可能性がある、②重み付けの問題も過剰債務状態を新たに定義することによって、完全にではないがある程度緩和されていることから、本稿では、Reinhart et al. (2012)の結果は支持されるものと考えた。ただし著者は、Reinhart and Rogoff(2010)が主張するような、公的債務対GDP比が90%を超えると実質GDP成長率が急激低下するという考え方は、金融危機が発生しない限りにおいては、妥当ではないと考える。あくまで、Reinhart et al. (2012)が主張するように、公的債務対GDP比がある一定の閾値を超えると、実質GDP成長率に対して、マイルドな負の影響を与え続ける可能性があるという仮説について支持する。

の価値以下に低下する状況を”Debt Overhang”と定義した。さらに Debt Overhang 状態では、国内・海外投資の資本供給が阻害されることで、民間投資減を通じた経済への悪影響を示唆している。これは、公的債務が一定の水準を超えた場合、投資家のリスク・プレミアム要求のインセンティブが発生することで、経済にマイナスのインパクトを与えるという閾値が存在することの理論的根拠となる。Aschauer(2000)は、社会資本ストックを組み込んだ経済成長モデルを構築し、生産的な社会資本ストックが公的債務によりファイナンスされると仮定すると、民間資本対社会資本比率には経済に対してネガティブな影響を持ち始める閾値が存在するとしている。彼は同時に全米 48 州の 1970 年から 1990 年のデータを用いた実証分析も行っており、民間資本対社会資本比率が 60%から 80%レベルにおいて、経済成長率は最大化されるとの結果を得ている。Aizenman et al.(2007)においても、公共支出が生産要素に影響を与えると仮定する場合、高いレベルの公的債務保有国はより低い均衡成長率を持つことになることから、債務削減はより高い成長率につながる可能性を示唆している。

理論モデルでは、Aschauer(2000)や Aizenman et al.(2007)のように定常状態における最適な民間資本対社会資本比率によって、成長率が最大化されるとのフレームでモデル化したものも多い。一方で Saint-Paul(1992)は、内生的経済成長フレームの世代重複モデルを構築し、公的債務の増加が経済活動を害される将来世代の存在により、成長率が縮小されることを示している。しかし、公的債務の削減は成長率を上昇させるが、ある現役世代のパレート最適を達成することはできず、経済活動が阻害されると結論付けている。Adam and Bevan(2005)も、内生的経済成長フレームの簡易世代重複モデルによる分析で、政府の財政収支フローが一定の閾値をもって経済成長率に影響を与える可能性を示唆している。彼らは貨幣量の概念をモデルに組み込み、実質貨幣量が民間設備投資及び民間消費需要のどちらかに使用され、残りが政府財政赤字のファイナンスに回るとしている。これは、政府財政赤字のファイナンスにおいて、民間資金需要である設備投資及び消費需要が外生的であることを仮定している。彼らの理論モデルでは、資金調達の方法の違いおよび税や補助金の波及効果が存在するため、その経済成長に与える影響は複雑であると結論付けている。しかし逆に、民間金融仲介機関の国債選好によって政府財政赤字ファイナンス、すなわち民間金融仲介機関の国債購入が先決でより外生的である仮定すれば、過剰に国債市場に資金が流入するような国債バブルによる資金のクラウドアウトが発生し、金利が低下するなかにおいても、設備投資及び消費の資金需要を満たさない状況が発生してしまう可能性を示唆しているとも考えられる。この考え方が、本稿の基本的な考え方となっている。同時に彼らは、1970 年から 1990 年の発展途上国 45 개국データを使用した実証分析も行っている。その結果、GDP 比 1.5%の財政赤字を閾値として、財政赤字が経済成長率とネガティブな関係を持つとしている。また実証モデルにおいては、政府財政赤字ファイナンスの 1 要素としてシニョリッジ（通貨発行益）を想定しており、シニョリッジは GDP 比 1.25%を閾値として経済成長率とネガティブな関係を持つとの結果を得ている。この結果

は、途上国データを使用した分析結果であり先進国である日本への含意にはならない可能性も高いが、シニョリッジを狙った金融緩和策の限界を示唆する結果であると言える。

最後に公的債務蓄積に伴う不確実性の存在に着目した理論経済モデルも存在する。Agénor and Montiel(1996)は、開発経済の枠組みにおいて公的債務の蓄積による将来の政策決定にかかる不確実性の上昇が、設備投資にマイナスの影響を与えているとしている。Dixit and Pindyck(1994)は、新しい投資理論のアプローチとして、公的債務蓄積が一国経済全体や公共投資の不確実性を発生させ、その状況下においては、民間企業は設備投資のサンクコスト化を懸念することで投資の抑制が発生する可能性があるとしている。

3. 金融要因のマクロ経済モデルへの導入

金融システムショックのマクロ経済への波及に関しては、伝統的な経済学では、マクロ経済から金融システムへの波及という経路が重視されてきた。ただし、1990年代においても金融システムショックのマクロ経済への波及経路に関する文献の蓄積は行われていた。特にリーマン・ショック以降、理論マクロ経済モデルへの金融部門の導入について、各国の中央銀行・政府の政策立案部門が研究に力を入れている。金融システムショックの波及経路の要素としては、資金制約に着目されることが多い。資金制約発生がマクロ経済に波及する経路をモデル化した代表的なものとして、Kiyotaki and Moore(1997)、Carlstrom and Fuerst(1997)及び Bernanke et al.(1999)がある。Kiyotaki and Moore(1997)モデルでは、土地の担保価値に着目し、土地価格の変化が企業の借入れ制約を発生させるとしている。よって、外生的に生産性ショックが発生したとき、信用制約に直面する企業が土地を含む耐久資産投資を縮小する結果、土地需要の低下から土地価格の低下へと波及するループをモデル化している。そして、その増幅プロセスが他セクターにも波及が継続することで、マクロ経済へと影響が波及するとしている。Carlstrom and Fuerst(1997)モデルでは、企業の純資産に着目している。彼らは情報の非対称性下におけるエージェンシーコストを仮定し、ミクロ経済的に最適な信用契約から純資産の一定倍がコミットメントラインとなることを導き、経済ショックによる純資産の変動がコミットメントラインを変化させることで資金制約を発生させ、それがアウトプットおよび設備投資に影響するとした。この理論モデルから得られる我が国へのインプリケーションは、日本のように法人税率が高い国で経済活動を行う場合、純資産蓄積が法人税率の低い国に比べて課税分だけ低くなるため、①より強い資金制約が発生する、②内部留保のインセンティブが高くなる——可能性が存在することであろう。Bernanke et al.(1999)の Financial Accelerator モデルは、ニューケインジアン型の DSGE モデルに情報の非対称性下におけるエージェンシーコストの概念を導入している。そこでは、マクロ経済の一時ショックが設備投資の期待リターンに波及することで、企業の純資産価値を変化させるため企業のレバレッジが変化する。その場合、エージェンシーコストの存在が資金制約を発生させるため、実体経済に対する影響が増幅しながら波及していくとしている。なお彼らのモデルでも、政府支出は実質貨幣フローの増分と税でファイナンスされると定義されている。

しかしながら、これらのモデルでは金融危機メカニズムの説明力に乏しいとの指摘もある。小林(2011)によると、理由は大きく2つあるとしている。①先行研究では、Efficiency wedge、Labor wedge、Investment wedge、Government wedge の4つのうち、Efficiency wedge 及び Labor wedge が金融危機のマクロ経済への波及経路に関する主要因であるとの指摘がある、②金融ショックには閾値が存在しマクロ経済への影響は非線形的である——ことが問題点として挙げられると主張している。そのような問題意識から、企業間ネットワークの代理変数としての決済活動に着目した、金融のマクロ経済への波及分析を整理する。Jermann and Quadrini(2012)は、企業の資本・負債構成の資金フローをモデルに

組み込むことで、配当が景気に対し順循環的、負債の利払いが反循環的であることを示した。そして、信用低下という金融要因が GDP 及び労働といったマクロ経済の減速に大きな役割を持つ可能性を示唆している。彼らはモデルのなかで実質政府消費が確率的過程に従うとし、名目政府消費、企業の実効利子率と名目利子率との差から計算される資金調達コストとの和が税収によってファイナンスされると定義している。Mendoza(2010)は、レバレッジは景気拡張中に拡大するものの十分に上昇すると信用制約のトリガーとなるとしている。その結果、運転資金へのアクセス縮小が、アウトプット及び生産要素への分配を低下させるとしている。Chari et al.(2007)は、中間投入の支払いを借入によりファイナンスするという仮定を置き、借入制約に伴う中間投入にかかる運転資金の利払い上昇が、全要素生産性を低下させるとしている。さらに彼らは、借入制約によるスプレッド上昇が Labor wedge を上昇させるとしている。彼らは米国の景気後退データを用いて景気後退要因分析を行い、米国の景気後退は Efficiency wedge と Labor wedge の悪化によるものが大きく、Investment wedge は3番目の要因であるとしている。

ここまでの1項から3項までの公的債務の蓄積が実体経済に与える影響に関する理論的枠組みの議論は、図表6のように整理できる。そこで鍵となる概念が、資金制約と資金のクラウドアウトであろう。資金制約が設備投資、労働投入、TFPを通じて実体経済に負の影響を与える可能性は、先行理論研究により示唆されている。よって、仮に資金のクラウドアウト現象が発生している場合においては、資金制約により公的債務の蓄積が実体経済に対して負の影響を持つとの仮説を設定することが可能となる。その他にも公的債務蓄積による、①不確実性の上昇、期待収益率の低下や金利上昇に起因した設備投資機会の低下、②最適な社会資本ストック投入、公共支出水準確保の困難性——によって、実体経済に対して負の影響を持つとの仮説も設定することが可能となろう。

4. 公的債務蓄積が経済に対して与える影響に関する実証分析

当該分野の実証研究では、Pattillo et al.(2002)や Clements et al.(2003)のように発展途上国・低所得国を分析対象としたものが多い。先進国を対象とした分析についても、古くは Smyth and Hsing(1995)が、米国の1960年から1991年の時系列データを用いた分析を行っている。そこでは、公的債務残高対 GDP 比 38.4%を閾値に経済成長率に対して非線形なネガティブな関係を持つと結論付けられている。彼らは、公的債務残高の2次関数モデルを定義することにより、最適な公的債務残高の水準を定義している。リーマン・ショック以降、先進諸国の財政状況が問題視されるにつれ、分析対象を先進国としたものが増えてきている(図表7)。Cecchetti et al.(2011)は、ソローモデルをベースにした生産関数を定義し、1980年～2010年の OECD18 各国データを用いた分析を行っている。同時に彼らは、公的債務対 GDP 比が一人当たり GDP に影響を与える閾値の検証も行っている。その結果、公的債務対 GDP 比は 84～96%を閾値として、その水準を超えると一人当たり GDP に対しマイナスの影響を与えることを発見した。また、金融危機、フローの信用量を

コントロールした上でも、その結果は頑健であるとの結論を得ている。Kumar and Woo(2010)も 1970 年～2007 年の 38 の先進・新興国（人口 500 万人以上）を対象に同様の実証を行っている。その結果、公的債務対 GDP 比 90%を閾値として、一人当たり GDP に対しマイナスの影響を与えることを発見した。また彼らは、そのチャンネル分析として成長会計分析も行っている。その結果、労働生産性、一人当たり資本ストックを通じた影響は確認できるものの、TFP については、統計的に有意な影響が確認されないとしている。そこでは、公的債務の蓄積は主に民間資本蓄積を阻害することによって、実体経済に対しマイナスの影響を与える可能性が示唆されている。Checherita and Rother(2010)は、1970 年以降 40 年間のユーロエリア 12 か国を分析対象とし、公的債務対 GDP 比が一人当たり GDP に対して非線形のネガティブな関係を持つかどうかを検証している。さらに彼らはそのチャンネル分析として、民間貯蓄、公共投資、民間投資、TFP、金利に対しても、ネガティブな非線形関係を持つかどうかを検証している。彼らは非線形関係を、公的債務の 2 次項を説明変数として使用することで、逆 U 字型のモデルを定義している。その結果公的債務は、一人当たり GDP に対し非線形的なネガティブな関係を持ち、その閾値は概ね 90%から 100%程度との結果を得ている。また、チャンネルのうち民間投資に対しては直接的なネガティブな影響は確認できなかったとしているが、民間貯蓄、公共投資、TFP についてネガティブ、金利についてはポジティブ（金利上昇）な関係が確認されている。さらに民間貯蓄、公共投資については、閾値がそれぞれ 80%、40%台半ばから 60%台後半となっており低水準との結果を得ている。この結果から、潜在成長率に影響を与える要因の閾値がより低いこと考慮し、実際の公的債務対 GDP 比の政策目標値は、90%から 100%よりも低水準に置くべきであるとの政策的インプリケーションを得ている。

以上のように当該分野の実証研究は、データ制約上国際パネルデータを用いた分析が多い。その一方で長期時系列データを用いた分析も存在する。先述の Smyth and Hsing(1995)のほかにも、Balassone and Francese(2011)は、1861～2010 年のイタリアの長期時系列データを用いた分析を行っている。そこでは、Rao(2010)モデルをベースに、コブ・ダグラス型生産関数を内生的成長モデルに修正し、エラーコレクションモデルによる分析を行っている。彼らは、単純に技術水準が債務残高にのみ影響を受けると仮定した実証モデルを構築している。そして、サンプルを前期（WW I 前）と後期（WW II 後）に分けた場合、前期では $t-1$ 期の債務ストックのマイナスの影響が確認されるものの、後期ではその影響が確認できないとしている。さらに、 t 期の債務フローについては、前期、後期の両方でマイナスの影響を持つが、そのインパクトは前期と比較して低下していることを発見している。

公的債務蓄積の実体経済に対するマイナスの影響については、理論的・実証的にも肯定する先行研究が多い。しかしながら Schclarek(2004)では、発展途上国では公的債務の実体経済へのマイナスの影響があることを確認する一方で、先進国では統計的に有意な関係が確認されないとの文献もある。また、Kumar and Woo(2010)と Checherita and

Rother(2010)のチャネル分析についての実証結果を比べても分かるように、民間資本蓄積あるいは、TFP に対する効果が異なっており、そのメカニズムの解明について、我々の知見は乏しいと言える。また、先述の日本における金利上昇が見られないパズルの謎と関連して、日本特有の現状というのも少なからず存在する可能性は否定できない。

II 分析モデル

1. コブ・ダグラス型生産関数モデル

ここでは、VEC モデルで内生変数として使用する、TFP を計測するために、次の(I)式のような、アウトプット(Q)、労働投入(L)、民間資本ストック投入(K)、中間投入(M)、技術水準($Ae^{f(X_{it})}$)を引数とした、内生的成長モデルの生産関数を想定する。その上でコブ・ダグラス型生産関数を定義し、TFP の計測を行っていく。

$$Q_t = F(L_t, K_t, M_t, Ae^{f(X_{it})}) \cdots (I)$$

本稿で考えるコブ・ダグラス型生産関数では、(II)式のように労働投入および資本投入において、規模に関して収穫一定を仮定した生産関数を考える。

$$Q_t = L_t^\alpha K_t^{1-\alpha} M_t^\beta Ae^{f(X_{it})} \cdots (II)$$

ここで両辺対数をとると、以下の(III)式が得られる。

$$\ln Q_t = \alpha \ln L_t + (1 - \alpha) \ln K_t + \beta \ln M_t + \ln A + f(X_{it}) \cdots (III)$$

労働投入および資本投入パラメータ α および $1 - \alpha$ は、サンプル期間中の労働分配率を使用し、以下のように設定する。

$$\begin{cases} \alpha \approx 0.73 \\ 1 - \alpha \approx 0.27 \end{cases}$$

ここで付加価値(Y)は、アウトプット(Q)から中間投入(M)を控除したものであるから、(III)式は(IV)式のように変形できる。

$$\ln Y_t = \ln Q_t - \ln M_t = 0.73 \ln L_t + 0.27 \ln K_t + (\beta - 1) \ln M_t + \ln A + f(X_{it}) \cdots (IV)$$

したがって技術水準である TFP は、次の(V)式のように求められる。

$$TFP = \ln A + f(X_{it}) + (\beta - 1) \ln M_t = \ln Y_t - 0.73 \ln L_t - 0.27 \ln K_t \cdots (V)$$

なお、ここでいう中間投入パラメータは、主にマークアップで構成される効率性を表していると解釈できる。

2. Vector Error Correction Model Estimation による均衡分析

ここでは公的債務残高対トレンド GDP 比 ($Govdebt$) の変化が、実質 GDP (Y)、民間資本ストック (K)、労働投入 (L)、社会資本ストック (KG)、生産性 (TFP)、設備投資機会 (q)、実質実効為替レート ($Exchange$) に対してどのような波及効果を持つのかを分析するために、マクロレベルデータを用いた Vector Error Correction モデル (VEC モデル) を定義する。同モデルにより、フローの財政赤字等によって公的債務残高対トレンド GDP 比の変化が発生した場合、他のマクロ変数にどのように波及していくのかを分析する。以下、VEC モデ

ルについて述べる。

本稿で考える VEC モデルを構築する前に、Checherita & Westphal(2012)を参考にして、(VI)式のような規模に関して収穫一定を仮定した、コブ・ダグラス型生産関数で定義される内生的成長モデルを考える。

$$Y_t = \left[L_t^\beta K_t^{1-\beta} \right]^{1-\alpha} K G_t^\alpha A e^{f(X_{it})} \dots (VI)$$

ここで、 $\gamma = \beta(1 - \alpha)$ とおくと以下のようになり、

$$Y_t = L_t^\gamma K_t^{(1-\alpha)-\gamma} K G_t^\alpha A e^{f(X_{it})}$$

両辺を L_t で除すと以下の式が導かれ、さらに両辺対数をとると(VII)が導かれる。

$$\frac{Y_t}{L_t} = \left(\frac{K_t}{L_t} \right)^{1-\gamma} \left(\frac{K G_t}{K_t} \right)^\alpha A e^{f(X_{it})}$$

$$\ln Y_t - \ln L_t = (1 - \gamma)(\ln K_t - \ln L_t) + \alpha(\ln K G_t - \ln K_t) + \ln A + f(X_{it}) \dots (VII)$$

ここで、 $y_t = \ln Y_t - \ln L_t$, $k_t = \ln K_t - \ln L_t$, $kg_t = \ln K G_t - \ln K_t$ として、 $f(X_{it})$ が TFP、 q 、Exchange、Govdebt で構成されると仮定した上で両辺一次階差をとると、以下の(VIII)式が導かれる。

$$\Delta y_t = (1 - \gamma)\Delta k_t + \alpha\Delta kg_t + \Delta TFP + \Delta q + \Delta Exchange + \Delta Govdebt \dots (VIII)$$

(VIII)式の実証上の問題として、(VII)式のレベル変数において変数が非定常かつ、変数間に共和分関係が存在するとき、変数間の長期均衡関係の情報が失われるため、定式化の誤りによる内生性問題が発生することが知られている。その問題への対処法としては、エラーコレクションモデルを用いることが知られている。その考え方に従い本稿では、全変数を内生変数として扱いベクトル化し、VEC モデルのうち長期的関係を表す共和分関係式を(IX)式、VEC モデルの定式化を以下の(X)式のように定義した。

$$\begin{bmatrix} CointEq1_t \\ CointEq2_t \\ CointEq3_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} u_1 \\ u_2 \\ u_3 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} s_1 \\ s_2 \\ s_3 \end{bmatrix} Trend^2 + \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ k_{t-1} \\ kg_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varphi_1 \\ \varphi_2 \\ \varphi_3 \end{bmatrix} TFP_{t-1} + \begin{bmatrix} \omega_1 \\ \omega_2 \\ \omega_3 \end{bmatrix} q_{t-1} \\ + \begin{bmatrix} \epsilon_1 \\ \epsilon_2 \\ \epsilon_3 \end{bmatrix} Exchange_{t-1} + \begin{bmatrix} \vartheta_1 \\ \vartheta_2 \\ \vartheta_3 \end{bmatrix} Govdebt_{t-1} + \begin{bmatrix} \mu_{1,t} \\ \mu_{2,t} \\ \mu_{3,t} \end{bmatrix} \dots (IX)$$

$$\begin{bmatrix} \Delta y_t \\ \Delta k_t \\ \Delta kg_t \\ \Delta TFP_t \\ \Delta q_t \\ \Delta Exchange_t \\ \Delta Govdebt_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} v_1 \\ v_2 \\ v_3 \\ v_4 \\ v_5 \\ v_6 \\ v_7 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} t_1 \\ t_2 \\ t_3 \\ t_4 \\ t_5 \\ t_6 \\ t_7 \end{bmatrix} Trend^2 + \begin{bmatrix} \beta_{11} & \beta_{12} & \beta_{13} \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ \beta_{71} & \beta_{72} & \beta_{73} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} CointEq1_t \\ CointEq2_t \\ CointEq3_t \end{bmatrix}$$

$$+ \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \cdots & \gamma_{17} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \gamma_{71} & \cdots & \gamma_{77} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta y_{t-1} \\ \Delta k_{t-1} \\ \Delta kg_{t-1} \\ \Delta TFP_{t-1} \\ \Delta q_{t-1} \\ \Delta Exchange_{t-1} \\ \Delta Govdebt_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \\ \varepsilon_{3,t} \\ \varepsilon_{4,t} \\ \varepsilon_{5,t} \\ \varepsilon_{6,t} \\ \varepsilon_{7,t} \end{bmatrix} \cdots (X)$$

モデルの経済においては、トレンド項を外生的に与える。本稿では次節で示すようなマクロ変数の推移からデータに非線形トレンドを仮定する。さらに、VECモデルの特定化のため、ラグ次数の検定（図表8）および変数間における共和分関係数の検定（図表9）を行う。図表8の検定結果では、FPE(Final Prediction Error)、AIC(Akaike's Information Criterion)ではVECモデルのラグ次数は3⁵、HQIC(Hannan and Quinn information criterion)、SBIC(Schwarz's Bayesian Information Criterion)では、VECモデルのラグ次数は1となり、モデル選択基準によりラグ次数が異なる結果となったが、本稿では、HQICおよびSBICによる選択基準で選ばれたラグ次数1のVECモデルで分析を行う。その場合における変数間の共和分関係は、図表9の通りで最大でも3つとの結果となった。共和分関係数の判断には、蓑谷（2007）のJohansenテストのトレーステストと最大固有値テストでは、トレーステストの頑健性が高いとの指摘を参考に、トレーステストの結果を使用した。

III 使用データ

本稿の分析はデータ制約上、1970年第一四半期から2012年第一四半期までの季節調整済データを使用している。年次データではなく四半期データを用いる理由は、データ数を少しでも増やすことを目的としているためである。月次データについては、四半期平均値等により四半期データへの変換を行った。また、正式系列で季節調整済データが存在しない統計は、独自にCensus X-12にて季節調整を行った。なお、本稿で使用するデータは、特に断りのない限り実質ベースで2005年を基準に100とした価格に統一しており、SNA統計の実質変数は可能な限り連鎖方式の正式系列の値を使用している。SNA統計のデフレーターについては、名目計数および実質計数をそれぞれ後述する方法で逡及計算した後に、

⁵ 掲載の検定結果は、共和分関係を定義しないVARモデルにおける最適ラグ次数を示している。よって、VECモデルにおける最適ラグ次数は1次減少した1となる。

インプリシットデフレーターを計算することで求めた。

1. 遡及計算

68SNA と 93SNA の基準改定のように統計基準の断絶がある場合は、基本的に以下の (XI) 式のように旧基準の計数およびトレンド項を説明変数、新基準の計数を被説明変数とした回帰モデルから求められた推計値の伸び率を推計し、当該伸び率を用いて新基準のデータを遡及する方法を用いた。したがって、厳密には数値に定義の連続性を確保できてない点に注意が必要である。なお、新基準と旧基準両方のデータが入手可能な期間が短期間に限定される場合においては、回帰分析の困難性から単純に旧基準データの伸び率により遡及計算を行っている。

$$\ln(\text{newbase}X_t) = \beta_0 + \beta_1 * \text{trend}_t + \beta_2 * \ln(\text{oldbase}X_t) + \varepsilon_t$$

$$\text{growth rate}_t = \frac{\widehat{\text{newbase}X_t}}{\widehat{\text{newbase}X_{t-1}}} - 1$$

$$X_{t-1}' = \frac{\text{newbase}X_t}{(1 + \text{growth rate}_t)} \cdots (XI)$$

2. GDP(Y)、民間資本ストック投入(K)

GDP は SNA 統計の実質 GDP (実額) を使用した。民間資本ストックは、各暦年末の SNA ストック統計の民間純資本ストック (名目) から非生産財である住宅を除く固定資産を推計した。具体的には、固定資本マトリックス統計から民間部門の固定資産に占める無形固定資産、有形固定資産比率や有形固定資産に占める住宅比率を計算⁶し、旧基準統計の一国全体の当該比率の伸び率で遡及計算し、それを民間純資本ストックに乗じることで住宅を除く民間純固定資本ストックを求めた。さらにそれをインプリシットに求めた民間企業設備投資デフレーターで実質化した値を各暦年のベンチマーク民間資本ストックとした上で、以下の (XII) 式のようにベンチマーク資本ストックに、SNA 統計の民間企業粗設備投資のフロー値を4四半期分加えたものと、次期の実質化した SNA 純資本ストックとの乖離率を除却・償却率と定義する。その上で (XII) 式のように四半期ごとに同率で除却・償却を行うものと仮定することで、四半期ごとの実質民間純資本ストックを計算した。したがって、本稿で定義する民間資本ストックは、税法上の償却率を使用した償却・除却後の住宅を除く純ベースの資本ストックとなる。

年次ベースの除却・償却・時価評価率：

$$S_T = \text{Dep}_T * S_{T-1} + \sum_{t=1}^4 \text{FCa}_t \cdots (XII)$$

四半期ベースの資本ストック：

$$S_t = \text{Dep}_T * S_{t-1} + \text{FCa}_t \cdots (XII)'$$

⁶ 無形固定資産と有形固定資産合計の開差については、両資産額でウェイト付して按分調整した。

[Dep: 除却・償却・時価評価率, FCa: 総固定資本形成, S: 資本ストック, T: 年, t: 四半期]

3. 労働投入(L)および労働分配率(LD)

労働投入は、マン・アワーベースでの推計を行っている。具体的には、毎月勤労統計における就業形態計・男女計・調査産業計（30人以上）の常用雇用者指数、実労働時間指数の四半期平均値をSNA統計における2010年のマクロベースの雇用者数、労働時間数で実数化し、その両者を掛け合わせることでマン・アワーベースの労働投入を求めた。本稿で使用するマン・アワーベースの労働投入においては、政府サービス生産者、対家計民間非営利サービス生産者も産業と同じ労働投入を行うという強い仮定を置いている点に注意が必要である。

労働分配率は、法人企業統計の全産業（除く金融・保険業）、全規模データを使用して計算した。具体的には、付加価値を人件費、支払利息等、動産・不動産賃借料、租税公課、業務純益⁷の合計と定義し、付加価値に占める人件費比率を労働分配率と定義した。労働分配率は実質ベースで計算しており、付加価値はGDPデフレーター、人件費は消費者物価指数の帰属家賃を除く総合指数で実質化を行った。なお、動産・不動産賃借料および租税公課は年度計数であるため、四半期ごとに同額を分配することで四半期ベースの付加価値を計算した。また、本稿での労働分配率は黒田(1984)に従い、以下の(XIII)式のような離散型労働分配率を使用し計算した。

$$LD_t^* = \frac{LD_{t-1} + LD_t}{2} \dots (XIII)$$

4. 社会資本ストック投入(KG)

社会資本ストックについては、ESRI推計の社会資本ストック推計値(主要17部門合計)の実質値を使用した。主要17部門の内訳は、公的機関（一般政府及び公的企業）により整備される社会資本のうち、道路、港湾、航空、鉄道、公共賃貸住宅、下水道、廃棄物処理、水道、都市公園、文教施設、治水、治山、海岸、農林漁業、郵便、国有林、工業用水道である。社会資本ストック推計においては、数種類の推計パターンで試算されているが、本稿では試算③-2を使用した。したがって本稿で使用する社会資本ストック推計値は、減価償却後の純資産ベースである。同推計で用いる減価手法は、OECD「Measuring Capital OECD Manual SECOND EDITION」（2009）に準じており、社会資本の効率性が物理的摩耗、陳腐化等により、上に凸の双曲線関数に従って低下するパターンを設定することで、将来の社会資本から得られる想定資本サービスの価値を割引率に用いて、現在価値化する手法である。

⁷ 営業利益から経常費用である支払利息・割引料を控除したもの。

5. TFP(TFP)の計測

TFP については、前節(V)式で定義したような、労働分配率、資本分配率の実績値をパラメータとする、コブ・ダグラス型生産関数から計算している。その際、通常 TFP には含まれないと定義される民間資本ストックの稼働率調整を行う。稼働率の調整については、後述するウォートン・スクール法、応用ウォートン・スクール法⁸により推計を行い、推計された稼働率と民間資本ストックを乗じた値を民間資本ストック投入と定義する。応用ウォートン・スクール法による稼働率推計は、以下の手順により推計した。①鉱工業は鉱工業生産指数、サービス産業は第三次産業活動指数の公務を含む総合指数（原系列）を使用し、ピーク判断を前後 12 か月とした暫定活動能力指数を計算、②計算された暫定活動能力指数を被説明変数にし、説明変数を毎月勤労統計調査の産業別就業形態計・男女計（30人以上）の所定外労働時間指数および鉱工業は鉱工業生産指数（季調値）、サービス産業は第三次産業活動指数公務を含む総合（季調値）とした回帰分析により活動能力指数を推計し、鉱工業は鉱工業生産指数（季調値）、サービス産業は第三次産業活動指数公務を含む総合（季調値）それぞれを推定活動能力指数で除すことで、鉱工業およびサービス産業の稼働率を計算した。なお所定外労働時間指数については、産業別の値を労働力調査の産業別就業人口でウェイト付けすることで鉱工業およびサービス産業の所定外労働時間指数を推計した。しかしながら、サービス産業においては 1972 年第 4 四半期以前の稼働率を統計上の制約から計算することができない。そこで、深尾・村上(2001)が指摘する中間投入/資本ストック比率と稼働率の間に高い相関関係を参考にして試算を行った。具体的には、法人企業統計から計算したサービス産業資本ストックおよびサービス産業中間投入⁹を、それぞれ民間企業設備投資デフレーターおよび国内企業物価指数消費税を含む総平均で実質化した値からサービス産業の中間投入/資本ストック比率を求めた。さらに先述した(i)の遡及計算と同様にして、先ほどウォートン法で求めた稼働率を被説明変数、説明変数にサービス産業中間投入/資本ストック比率、サービス産業従業員数の対数値およびトレンド項、加えて景気動向をキャプチャーするために鉱工業生産指数の対数値、製造業所定外労働時間指数の対数値を用いた回帰分析により推計された値から伸び率を計算し、その伸び率を用いて遡及計算をすることで稼働率推計を行った。鉱工業は 1973 年第 4 四半期、サービス産業は 2012 年第 1 四半期を稼働率のピーク（稼働率 100%）と定義し、鉱工業およびサービス産業別の稼働率を法人企業統計の鉱工業およびサービス産業の実質資本ストック額でウェイト付けすることでマクロの稼働率を推計した（図表 10）。

⁸ 応用ウォートン・スクール法は、経済産業省「第三次産業稼働率指数（試算値）」の試算に用いられている手法。詳しくは、当該統計の解説ページを参照されたい。本稿では、ウォートン・スクール法では、最初のピーク点と最後のピーク点以降の稼働率計算ができないため、それを補う部分を応用ウォートン・スクール法による稼働率計算を行った。

⁹ 産業別資本ストックは有形+無形固定資産、中間投入は売上-（人件費+支払利息等+動産・不動産賃借料+租税公課+営業純益）により計算。なお、動産・不動産賃借料、租税公課は年度計数であるため、四半期ごとに同額分配することで、四半期計数を求めた。

6. 為替レート (*Exchange*)、公的債務残高 (*Govdebt*)、設備投資機会 (*q*)

ここでは、VEC モデルにおいて使用する他の変数について説明する。為替レートについては、日本銀行の実質実効為替レートを使用する。その他、公的債務残高、設備投資機会については、庄司(2013)で使用するデータと同じものを使用するため、詳細な説明はそちらを参照されたい。簡単に説明すると公的債務残高については、国債・財融債、地方債、国庫短期証券、財政投融资預託金の合計で定義し、対トレンド名目 GDP 比で定義している。設備投資機会の q については、Abel and Blanchard(1986)、宮尾 (2009) に従って計算された利潤原理に基づいた限界 q が計算されている。この q には、金利情報がインプリシットに含まれている。

ここまで説明してきた本稿の回帰分析で使用するデータの推移および要約統計量を、図表 11 および図表 12 に示す。

IV 推定結果

前節でセットアップした VEC モデルの推定結果を図表 13 に示す。しかしながら、VEC パラメータから判断される個別の効果は、全ての変数を内生変数としている複雑なモデルであるため、ネット効果の解釈には困難が伴う。したがってここでは、推定結果から導かれるインパルス・レスポンス (図表 14) により説明する。まず、ここでのインパルス・レスポンスは、トレンド名目 GDP の伸びを上回る財政収支赤字を国債等によりファイナンスする場合のショック発生に対する波及効果をイメージしている。インパルス・レスポンスは、労働投入 1 単位当たりの実質 GDP、労働投入 1 単位当たりの民間資本ストック、社会資本ストック対民間資本ストック比率、TFP、設備投資機会 q 、実質実効為替レートの対前期比変化に対する波及効果をみている。

まず、実質実効為替レートについては、想定する財政赤字ショックにより増価 (円高方向) への変化が見られる。これは開放マクロ経済学の理解と整合的である。設備投資機会 q については、当初は財政政策の効果もあって上昇がみられるものの、その効果は 1 年程度で消滅し、その後は実質金利の上昇あるいは、期待収益率の低下に伴い減少状態で定常状態に収束している。このことは、財政政策の需要拡大効果は 1 年程度の短期に留まり、中長期的にはむしろ実質金利の上昇等により企業の設備投資需要は低下する可能性を示唆するものである。同じく財政政策の一種である社会資本ストック投資については、上昇効果がみられるため財政収支赤字の一部が社会資本ストック投資に振り向けられている様子が伺える。このことは、経済にとってはプラスの影響を与えていると思われる。しかしながら、TFP および労働投入 1 単位当たりの民間資本ストックにおいては、減少効果が発生しており、ネット効果である労働投入 1 単位当たりの実質 GDP も減少状態で定常状態に収束している。この結果は I 節の理論的整理により導かれた、公的債務の蓄積が、①資金制約等を通じて設備投資あるいは無形固定資本蓄積を阻害、②運転資金調達の阻害に伴う中間投入減を通じた TFP の低下——させることによって、実体経済にマイナス影響を持つ

という仮説設定をサポートするものであるといえる¹⁰。さらにいえば、そのマイナス効果は、社会資本ストック投資の経済効果を上回るものである可能性が示唆されている。

おわりに

ここまで、簡単にではあるが公的債務の蓄積が実体経済に与える影響について、先行研究のサーベイにより、理論的および実証的な整理を行ってきた。その結果、公的債務の過剰な蓄積は、①民間部門への資金供給を阻害すること、②実質金利の上昇あるいは、期待収益率の低下に伴う設備投資機会の低下、③財政の硬直化に伴う社会資本ストックの低下——により、有形・無形固定資本投資の低下および中間投入減を通じた TFP の低下に起因した、実体経済に対するマイナスのインパクトを持つという仮説設定が可能であることが導かれた。現在までの日本においては、Hoshi and Ito(2012)や Oguro and Sato(2011)の理論モデルが予測するように、公的債務の蓄積が進む状況下においてもリスク・プレミアムの発生は観察されておらず、金利は低下局面であったといえる。金利低下局面にありながら、日本経済は長期低迷を続けているという事実は、日本経済のパズルの謎の1つである。本稿はそのパズルについて、先行理論モデルが予測する金利上昇ルートではない別のルートとして、公的債務蓄積による資金のクラウドアウトに着目できる可能性を示唆している。

また、本稿で行った VEC モデルによる分析によると、財政政策による一時的な設備投資需要の創出効果は見られるものの、その効果は1年程度で消滅し、それ以降は実質金利の上昇あるいは、期待収益率の低下により設備投資需要は、かえって低下する可能性が示唆されている。財政政策においては、社会資本ストック投資の経済効果を上回る設備投資および TFP の低下によって、ネットで実質 GDP の低下が発生している可能性を示唆する結果となっており、慎重かつ効率的な財政運営が必要であると結論付けることができる。

Mishkin(2006)では、メキシコ、東アジアおよびアルゼンチンにおける金融危機時に発生した、positive feedback loops を、図表 15 のように概念化している。ソブリンリスク問題、金融危機、実体経済の複雑な相互関連性の存在については、昨今のユーロ危機問題を見ても明らかであろう。Oguro and Sato(2011)の理論モデルで予測されるように、裁定取引を行う機関投資家が国債選好から事業債選好へスイッチした瞬間に、それまで低下していた金利は突然ジャンプすることになる。さらに言えば、その金利がジャンプする閾値というのは、経済状況によって変化するとされている。すなわち、公的債務の蓄積に伴う、実体経済に対するマイナスインパクトの累積は、結果的に金利ジャンプが発生する閾値自体を下げていることになる。その閾値自体を明確に定義することは、マーケット構造の変化が日々発生する現実世界では不可能に近い。しかしながら、財政健全化の先送りは金利ジャンプの発生確率を日々上昇させ、財政赤字ギャンブルに敗北する確率を上昇させていることは間違いないだろう。

¹⁰ 庄司(2013)では、当該仮説の検証を実証的に行っている。

マーケットからのリスク・プレミアムの要求は、突如として発生することは言うまでもない。ユーロ危機を対岸の火事と楽観視せず、財政再建を議論する際の一つの考え方として、本稿が貢献する部分があれば幸いである。

【参考文献】

- 伊藤智、猪又祐輔、川本卓司、黒住卓司、高川泉、原尚子、平形尚久、峯岸誠 (2006), 「GDP ギャップと潜在成長率の新推計」 日銀レビュー 2006 J-8.
- 小黒一正 (2009), 「ギャンブルとしての財政赤字に関する一考察—“不確実性”のある成長率と長期金利の関係を中心に—」 『日本経済研究』, 60, pp.19-35. 日本経済研究センター
- 鎌田康一郎、倉知善行 (2012), 「国債金利の変動が金融・経済に及ぼす影響—金融マクロ計量モデルによる分析—」 RIETI ディスカッション・ペーパー, 12-J-021.
- 黒田昌裕 (1984), 『実証経済学入門』 日本評論社
- 小林慶一郎 (2011), 「新しいマクロ経済モデルの構築」, RIETI ポリシーディスカッションペーパー, 11-P-007.
- 庄司啓史 (2013), 「企業ファイナンスにおけるクラウドファンディングアウト発生に関する実証分析」 RIETI ディスカッション・ペーパー, mimeo.
- 深尾京司、村上友佳子 (2001), 「非製造業における設備稼働率と成長会計」 内閣府経済社会総合研究所 『「日本の潜在成長力の研究」中間報告』 内閣府経済社会総合研究所
- 星岳雄 (2000), 「金融政策と銀行行動—20年後の研究状況—」 『マクロ経済と金融システム』 東京大学出版会, pp.23-56.
- 蓑谷千鳳彦 (2007), 『計量経済学大全』 東洋経済新報社
- Adam, C. S. and D. L. Bevan (2005), “Fiscal deficits and growth in developing countries”, *Journal of Public Economics*, Vol. (4), pp. 571-597.
- Agénor, P-R and P. Montiel (1996), *Development Macroeconomics*, Princeton University press.
- Aizenman, J., K. Kletzer and B. Pinto (2007), “Economic growth with constraints on tax revenues and public debt: implications for fiscal policy and cross-country differences,” NBER Working Paper 12750.
- Aschauer, D. A. (2000), “Do states optimized? Public capital and economic growth,” *The Annals of Regional Science*, 34(3), pp. 343-363.
- Balassone, F. and M. Francese (2011), “Public Debt and Economic Growth in Italy,” Economic History Working Papers 11, Bank of Italy
- Bernanke, Ben S., Mark Gertler and Simon Gilchrist (1999), “*The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework*,” *Handbook of Macroeconomics*, in John. B. Taylor and Michael Woodford, eds., *Handbook of Macroeconomics*, volume 1C, pp. 1341-1393.
- Bernoth, K., J. von Hagen, L. Schuknecht, (2012), “Sovereign Risk Premia in the European Bond Market,” *Journal of International Money and Finance*, 31, pp.

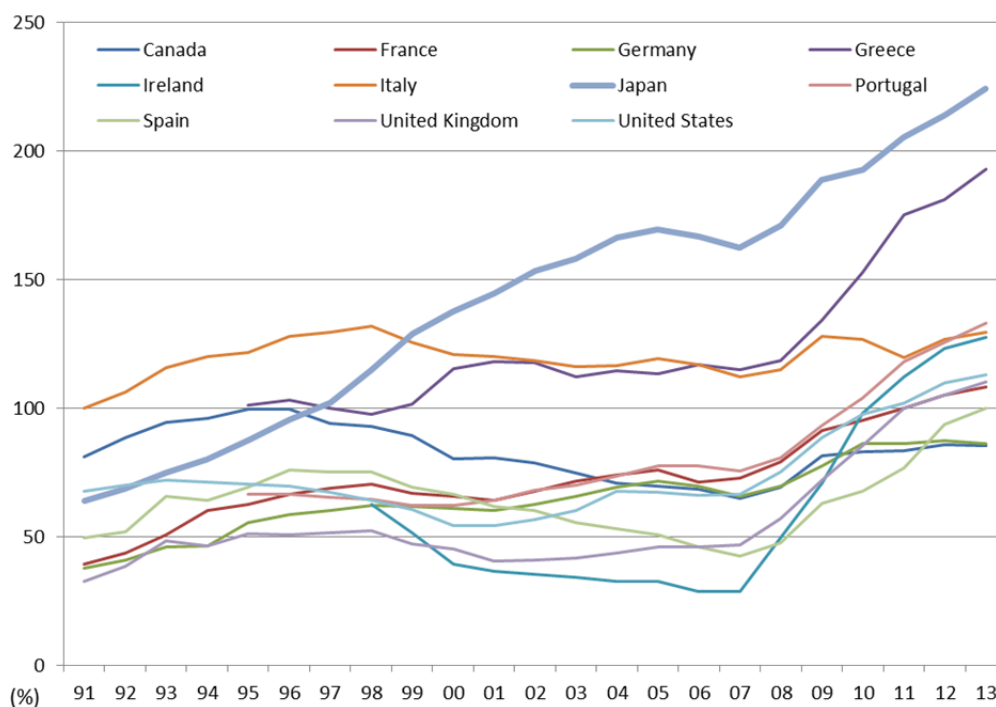
975-995.

- Carlstrom, Charles T. and Timothy S. Fuerst (1997), "Agency Costs, Net Worth, and Business Fluctuations: A Computable General Equilibrium Analysis," *American Economic Review*, 87(5), pp. 893-910.
- Cecchetti, S., M. Mohantry, and F. Zampolli (2011), "The real effects of debt," BIS Working Papers 352, Bank for International Settlements.
- Chari, V. V., Patrick J. Kehoe, and Ellen R. McGrattan (2007), "Business Cycle Accounting," *Econometrica*, 75(3), pp. 781-836.
- Checherita, C. and R. Philipp (2010), "The impact of high and growing government debt on economic growth: an empirical investigation for the euro area," Working Paper Series 1237, European Central Bank.
- Checherita, C., H. Andrew and R. Philipp (2012), "FISCAL SUSTAINABILITY USING GROWTH-MAXIMISING DEBT TARGETS," Working Paper Series 1472, European Central Bank.
- Diamond, P. (1965), "National Debt in a Neoclassical Growth Model", *American Economic Review*, 55 (5), pp. 1126-1150.
- Dixit, A. and R. Pindyck (1994), *Investment under uncertainty*, Princeton University Press.
- Hansen, B (1999): "Threshold effects in non-dynamic panels: estimation, testing, and inference," *Journal of Econometrics*, no 93, pp 345-68.
- Hayashi, Fumio (1982), "Tobin's Marginal q and Average q: A Neoclassical Interpretation," *Econometrica*, 50(1), pp. 213-224.
- Herndon, T., M. Ash and R. Pollin (2013), "Does High Public Debt Consistently Stifle Economic Growth? A Critique of Reinhart and Rogoff," Working Paper Series 322, University of Massachusetts Amherst Political Economy Research Institute.
- Hoshi, T. and T. Ito (2012), "Defying Gravity: How Long will Japanese Government Bond Prices Remain High?," NBER Working Paper, 18287.
- Jermann Urban and Quadrini Vincenzo (2012), "Macroeconomic Effects of Financial Shocks," *American Economic Review*, 102(1), pp. 238-271.
- Kiyotaki, Nobuhiro and John Moore (1997) "Credit Cycles," *Journal of Political Economy*, 105(2), pp. 211-248.
- Kumar, S. M. and J. Woo (2010), "Public Debt and Growth," IMF Working Papers 10/174, International Monetary Fund.
- Manganelli, S. and G. Wolswijk (2009), "What Drives Spreads in the Euro Area Government Bond Market?," *Economic Policy*, 58, pp. 191-240.
- Mendoza, Enrique G. (2010), "Sudden Stops, Financial Crises and Leverage,"

American Economic Review, 100(5), pp.1941-1966.

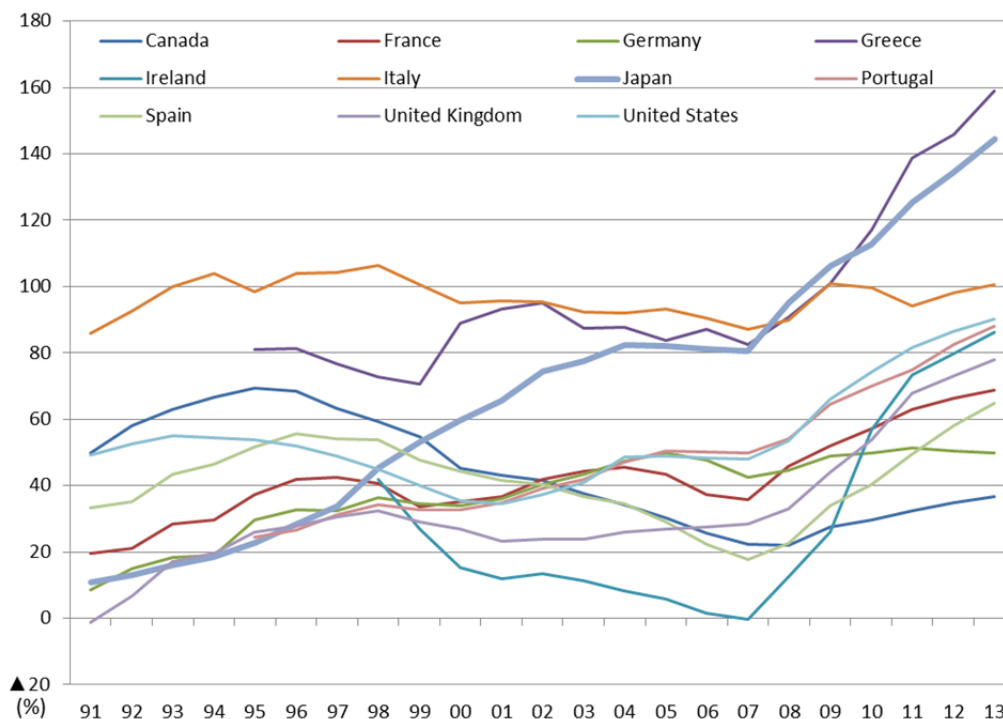
- Mishkin, Frederic S. (2006), *Sovereign risk in bank regulation and supervision: Where do we stand? The Economics of Money, Banking, and Financial Markets*. Addison Wesley.
- Modigliani, F. (1961), “Long-Run Implications of Alternative Fiscal Policies and the Burden of the National Debt”, *Economic Journal*, 71 (284), pp. 730-755.
- Oguro K. and M. Sato (2011), “Public Debt Accumulation and Fiscal Consolidation,” Center for Intergenerational Studies, Institute of Economic Research, Hitotsubashi University, Discussion Paper Series 517.
- Reinhart, C. M., V. R. Reinhart, and K. S. Rogoff (2012), “DEBT OVERHANGS: PAST AND PRESENT,” NBER Working Paper 18015.
- Reinhart, C. M., and K. S. Rogoff (2010), “Growth in a Time of Debt,” *American Economic Review*, 100(2), pp. 573-578.
- Rao, B. Bhaskara (2010), “Time-Series Econometrics of Growth-Models: A Guide for Economist,” *Applied Economics*, 42, pp. 73-86.
- Saint-Paul, G. (1992), “Fiscal policy in an Endogenous Growth Model,” *Quarterly Journal of Economics*, 107, pp. 1243-1259.
- Schuknecht, L., J. von Hagen, G. Wolswijk, (2009), “Government risk premiums in the bond market: EMU and Canada,” *European Journal of Political Economy*, 25(3), pp. 371-384.
- Smyth, D. and Hsing, Y. (1995), “In search of an optimal debt ratio for economic growth,” *Contemporary Economic Policy*, 13, pp. 51–59.

図表1 一般政府 Gross 債務残高対 GDP 比の推移



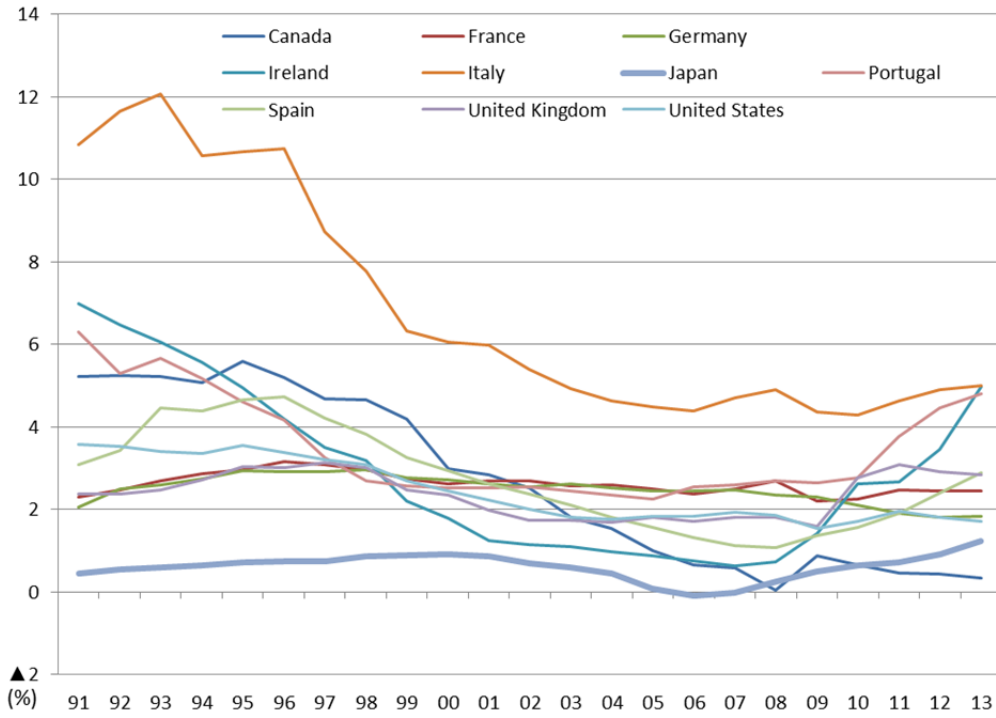
(出所) OECD “Economic Outlook No.92”

図表2 一般政府 Net 債務残高対 GDP 比の推移



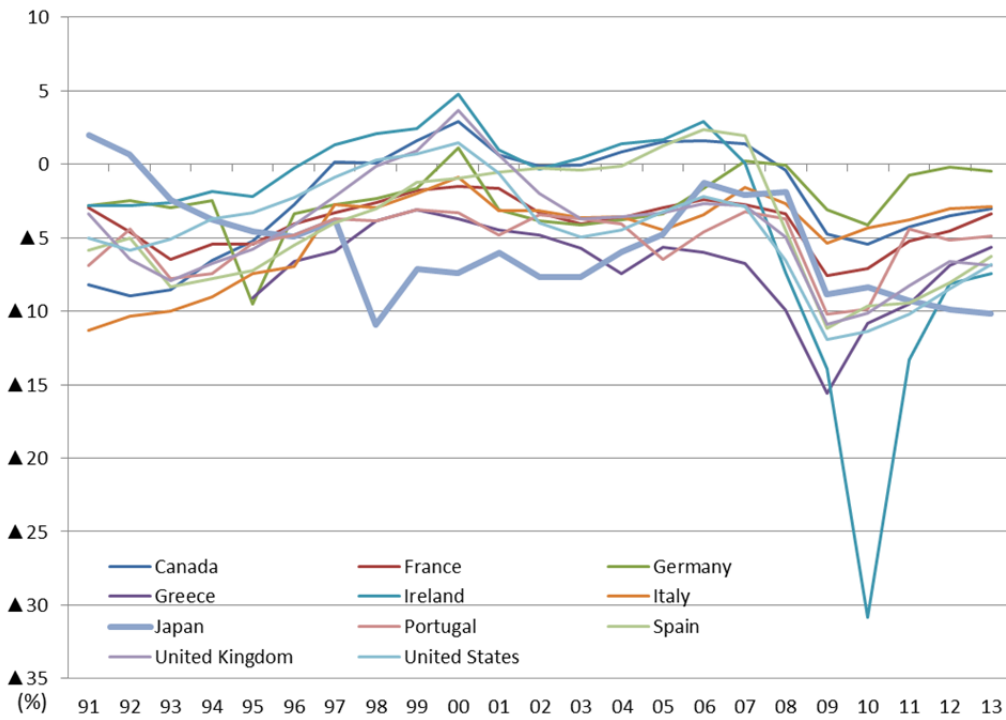
(出所) OECD “Economic Outlook No.92”

图表3 一般政府 Net 利私費对 GDP 比



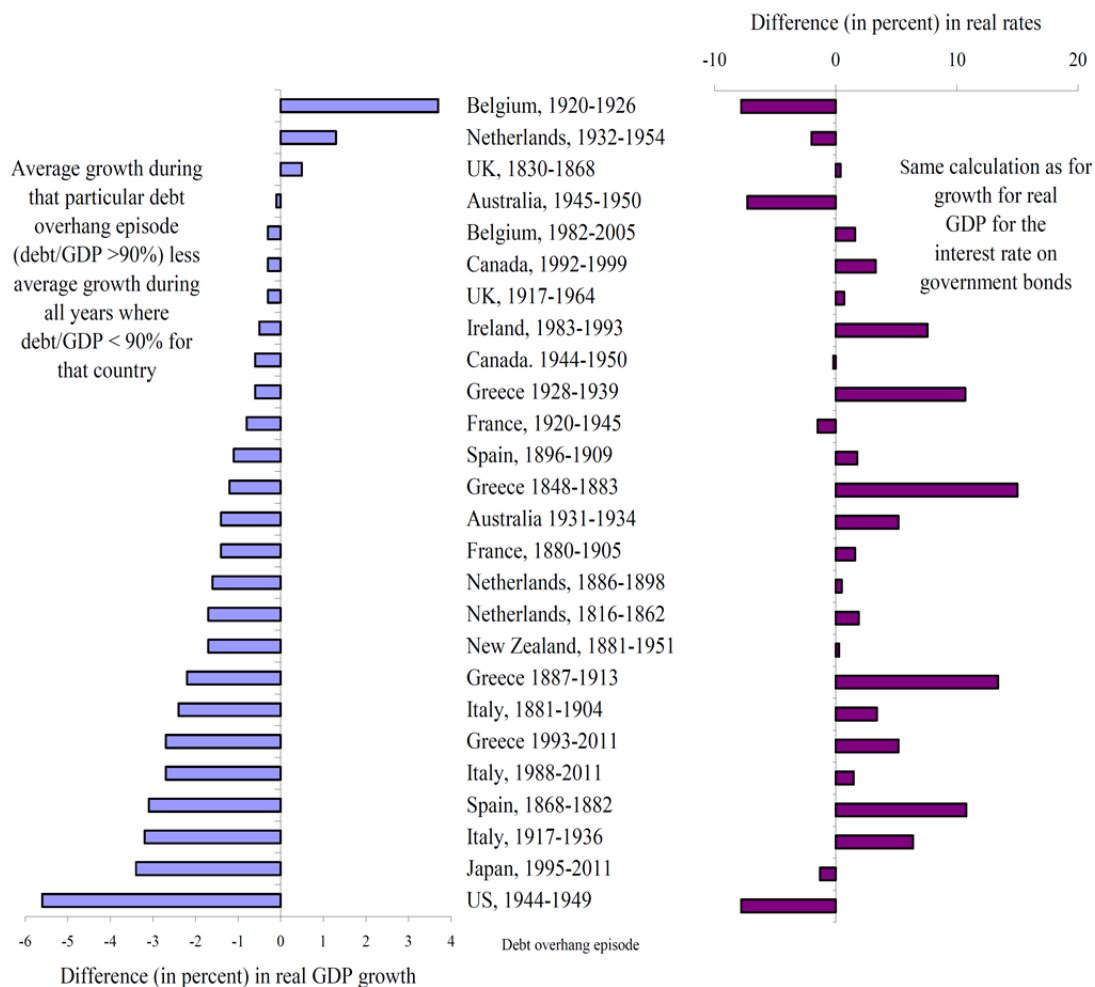
(出所) "Economic Outlook No.92"

图表4 一般政府財政收支对 GDP 比



(出所) "Economic Outlook No.92"

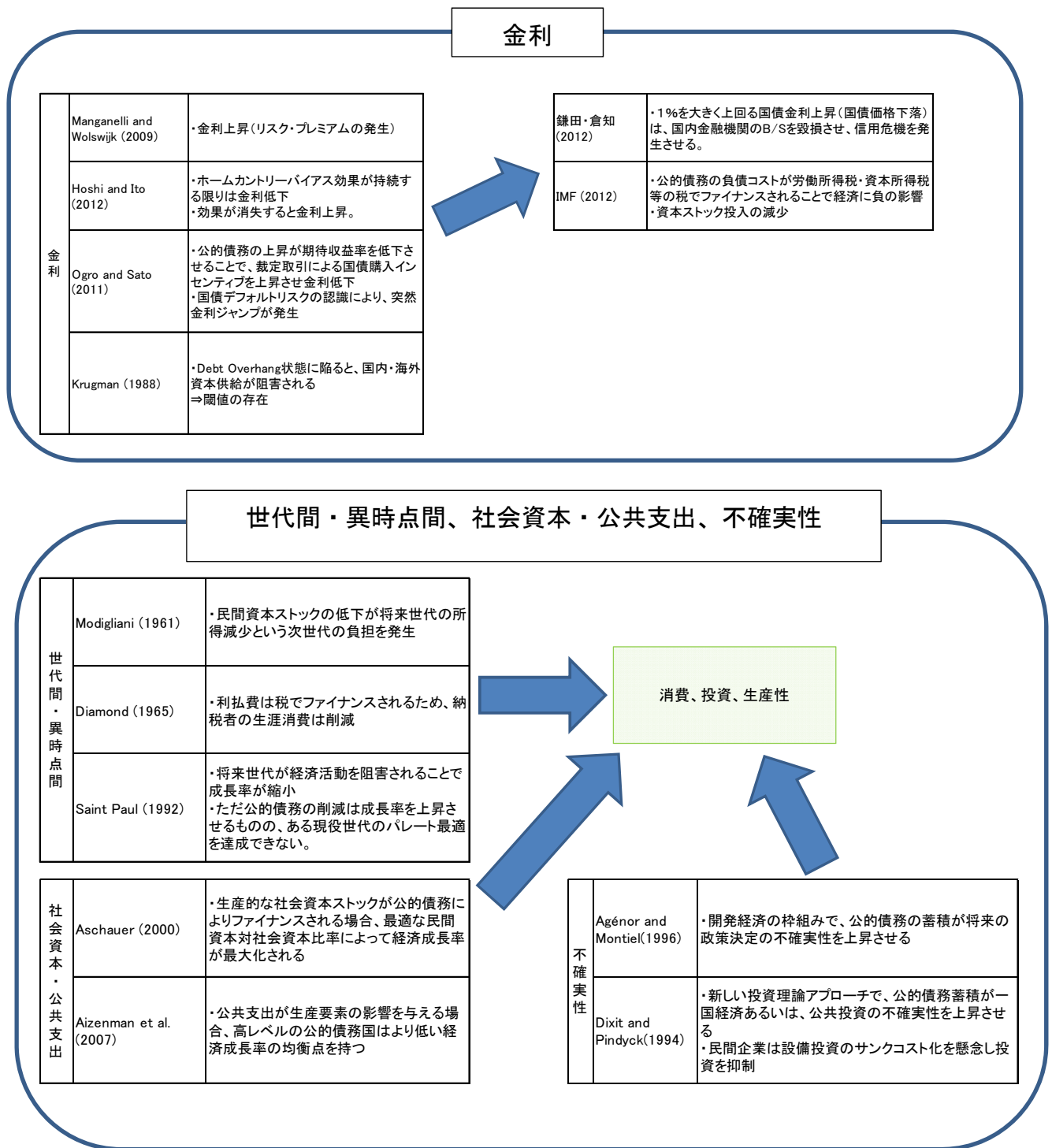
図表5 過剰債務と実質 GDP 成長率および実質金利の関係



(出所) Reinhart et al. (2012)から転載

注. 過剰債務時(公的債務対 GDP 比 90%以上)とそれ以外の時(同比率 90%未満)の実質 GDP 成長率と実質金利の差を横軸としている。

図表6 公的債務が実体経済に与える影響に関する理論的枠組みの整理



金融要因

Investment wedge

Investment wedge	Kiyotaki and Moore (1997)	<ul style="list-style-type: none"> ・土地の担保価値に着目 ・生産性ショックによる土地価格の変化が企業の資金制約を発生させる
	Carlstrom and Fuerst (1997)	<ul style="list-style-type: none"> ・企業の純資産に着目 ・情報の非対称性下におけるエージェンシーコストを仮定 ・ミクロ経済的に最適な信用契約から純資産の一定倍率がコミットメントラインとなることを導く ・マクロ経済ショックによる純資産の変動が資金制約を発生させる
	Bernanke et al. (1999)	<ul style="list-style-type: none"> ・Financial Accelerator Model ・ニューケインジアン型DSGEモデルにエージェンシーコストの概念を組み込む ・マクロ経済の一時ショックが設備投資の期待リターンに波及することで企業の純資産価値を変化させ、エージェンシーコストの存在が資金制約を発生させる

Labor & Efficiency wedge

Labor & Efficiency wedge	Jermann and Quadrini (2012)	<ul style="list-style-type: none"> ・企業の資本・負債構成の資金フローをモデルに組み込むことで、配当が景気に対し順循環、利払いが反循環であることを示す ・信用低下がGDP及び労働投入に影響を与えることを示唆
	Mendoza (2010)	<ul style="list-style-type: none"> ・レバレッジは景気拡張中には拡大するが、一定水準を超えると信用制約のトリガーになるという、非線形性を指摘 ・運転資金へのアクセス縮小が、アウトプット及び生産要素への分配を低下させる
	Chari et al. (2007)	<ul style="list-style-type: none"> ・中間投入の支払を借入でファイナンスするという仮定 ・信用制約に伴う中間投入にかかる運転資金調達コストの上昇がTFPを低下させる ・信用制約によるスプレッド上昇がLabor wedgeを上昇させる

資金制約

政府財政ファイナンス

財政ファイナンス	Adam and Bevan (2005)	<ul style="list-style-type: none"> ・マクロ資金フローを以下のように定義 実質貨幣量 = 民間設備投資 + 民間消費 + 政府財政赤字 ・政府財政収支が一定の閾値を持って経済成長率に影響を与える
	Bernanke et al. (1999)	<ul style="list-style-type: none"> ・財政ファイナンスを以下のように定義 政府支出 = 実質貨幣フロー増分 + 税
	Jermann and Quadrini (2012)	<ul style="list-style-type: none"> ・財政ファイナンスを以下のように定義 確率的過程に従う実質政府消費 = 一括税収 = 名目政府消費 + 資金調達コスト (= 実効利子率 - 名目利子率)

※民間資金需要と政府資金需要の同時性から、金融仲介機関の国債選好状況においては、資金のクラウドアウトが発生し、民間資金需要において資金制約が発生する可能性。

図表7 先進国を対象とした公的債務が実体経済に与える影響に関する実証研究

	研究者	使用データ・分析対象	分析手法	主な結論
国際 パネル 分析	Cecchetti et al. (2011)	OECD18か国 1980～2010年	・ソローモデルをベース ・金融危機のコントロール ・閾値は推定モデルの尤度比統計量で 検証	閾値は、96% (有意水準1%レベル: 金融危 機コントロール有り)、84% (有意水準10%レ ベル: 同コントロールなし)
	Kumar and Woo (2010)	人口500万人以上の 先進・新興国38か国 1970～2007年	・多くの説明変数で省略変数バイアスを コントロール ・非線形チェックは、債務残高対GDP比 30%以下、30-90%、90%以上ダミーと の交差項モデルで検証 ・成長会計分析	・5年スパンで見て期初の政府債務が期中の 平均成長率に負の影響 ・債務残高90%以上に閾値が存在する可能 性を示唆 ・成長会計分析では、労働者一人当たりアウ トプット成長率、同資本ストック成長率に負の 影響(主に後者の影響の寄与が大きい) ・TFPIには負の影響は確認されない。
	Checherita and Rother (2010)	ユーロエリア12か国 1970～2011年(※実 際に分析に使用可能 なのは2008年までの データ)	・公的債務残高の2次関数モデル ・民間貯蓄、公共投資、民間投資、 TFP、金利の5つのチャネル分析	・逆U字型の非線形関係を発見 ・公的債務残高対GDP比で90%～100%程 度の閾値の存在 ・民間貯蓄: 80%、公共投資: 40%台半ば～ 60%台後半に閾値が存在 ・民間投資に対する負の影響は確認されず ・民間貯蓄、公共投資、TFPIに対する負の影 響、金利に対する正の影響を確認
	Reinhart and Rogoff (2010)	先進国 1790～2009年	・モデル分析ではない ・公的債務残高対GDP比を30%以下、 30-60%、60-90%、90%以上の4つの バケットに分けそれぞれの実質GDP成 長率の平均値と中央値を比較	・90%以上の水準において、平均値、中央値 どちらでみても他のバケットと比較して成長率 が低い
	Reinhart et al. (2012)	先進国 1800～2011年	・モデル分析ではなく、超長期データを用 いた相関分析 ・Reinhart and Rogoff(2010)に基づき、 公的債務対GDP比90%を過剰債務の 閾値の基準とする	・過剰債務状態では平常期に比べて実質 GDP成長率が約1.2%ポイント低下(3.5%→ 2.3%) ・過剰債務と実質GDPの関係は頑健で ある一方、過剰債務と実質金利の関係 は曖昧
一 国時 系列 ・ パ ネ ル 分 析	Smyth and Hsing (1995)	米国 1960～1991年	・公的債務残高の2次関数モデル	・逆U字型の非線形関係を発見 ・公的債務残高対GDP比38.4%が閾値
	Aschauer (2000)	米国48州 1970～1990年	・社会資本ストックを実証モデルに組み 込む ・生産的な社会資本ストックが公的債 務によりファイナンスされると仮定	・民間資本対社会資本比率60～80%レベル において、経済成長率は最大化
	Balassone and Francese (2011)	イタリア 1861～2010年	・Rao(2010)モデルをベースにした、内 生的成長コブ・ダグラス型生産関数 ・エラーコレクションモデル分析 ・技術水準が政府債務残高1変数で のみ構成されるとの単純な仮定	・第一次世界大戦前は債務残高の負の影響 が確認されるが、第二次大戦後は同効果を 確認できず ・財政赤字は両方で負の影響を確認でき るが、そのインパクトは前期の方が高い

(出所) 筆者作成

図表 8 VEC モデルにおける最適ラグ次数検定結果

Select ion-order cri teria
 Sample: 1971q1 - 2012q1
 Number of obs = 165

lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	138.842				4.8e-10	-1.59808	-1.5446	-1.46632
1	2234.11	4190.5	49	0.000	8.1e-21	-26.4013	-25.9734	-25.3472
2	2402.02	335.82	49	0.000	1.9e-21	-27.8426	-27.0403*	-25.8661*
3	2451.08	98.125	49	0.000	1.9e-21	-27.8434	-26.6666	-24.9445
4	2512.15	122.13*	49	0.000	1.7e-21*	-27.9896*	-26.4385	-24.1684

Endogenous: kl kgk yl tfp exchange q govdebt
 Exogenous: _cons

図表 9 変数間における共和分関係の数に関する検定結果

Series: Q GDP-L K-L KG-K TFP EXCHANGE GOVDEBT

Lags interval (in first differences): 1 to 1

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

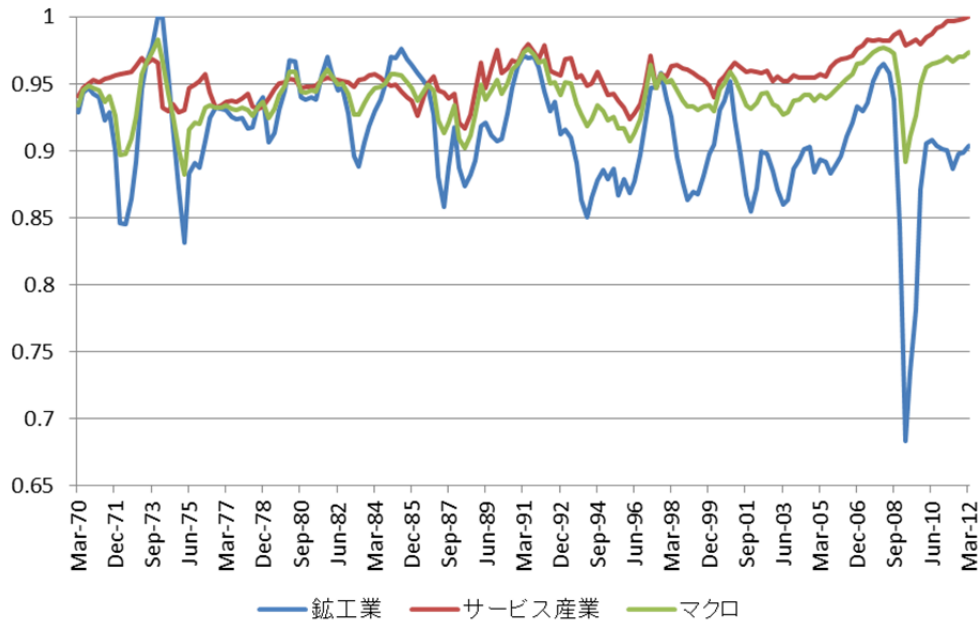
Hypothesized	Trace	0.05		
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.396296	216.8108	139.2753	0.0000
At most 1 *	0.265109	132.5307	107.3466	0.0004
At most 2 *	0.177081	81.08924	79.34145	0.0367
At most 3	0.153008	48.54130	55.24578	0.1706
At most 4	0.081391	20.80855	35.01090	0.6545
At most 5	0.038416	6.631128	18.39771	0.8160
At most 6	0.000534	0.089251	3.841466	0.7651

Trace test indicates 3 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

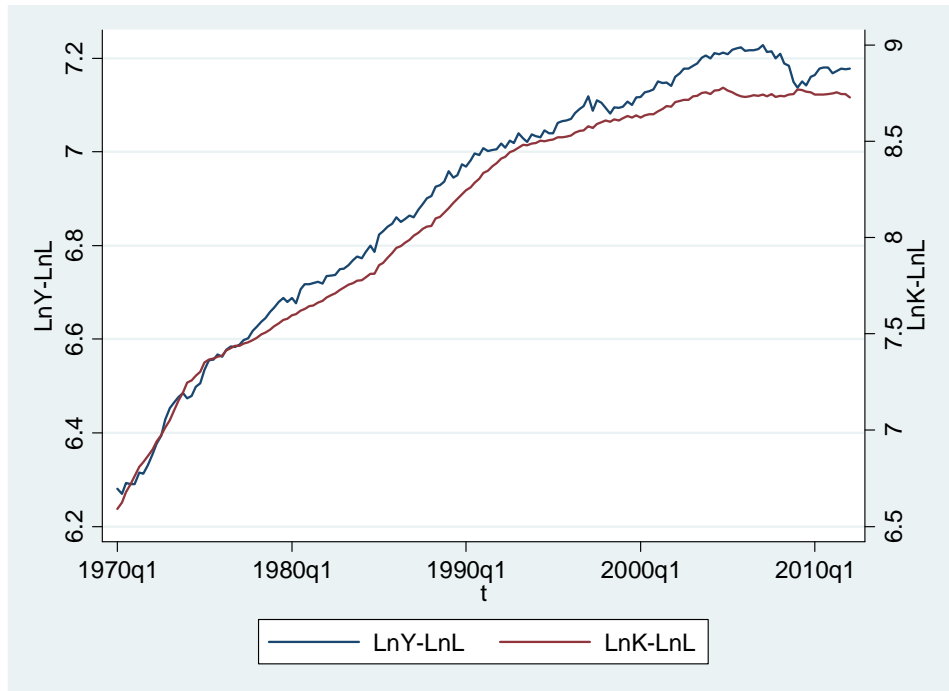
図表 10 稼働率の推移

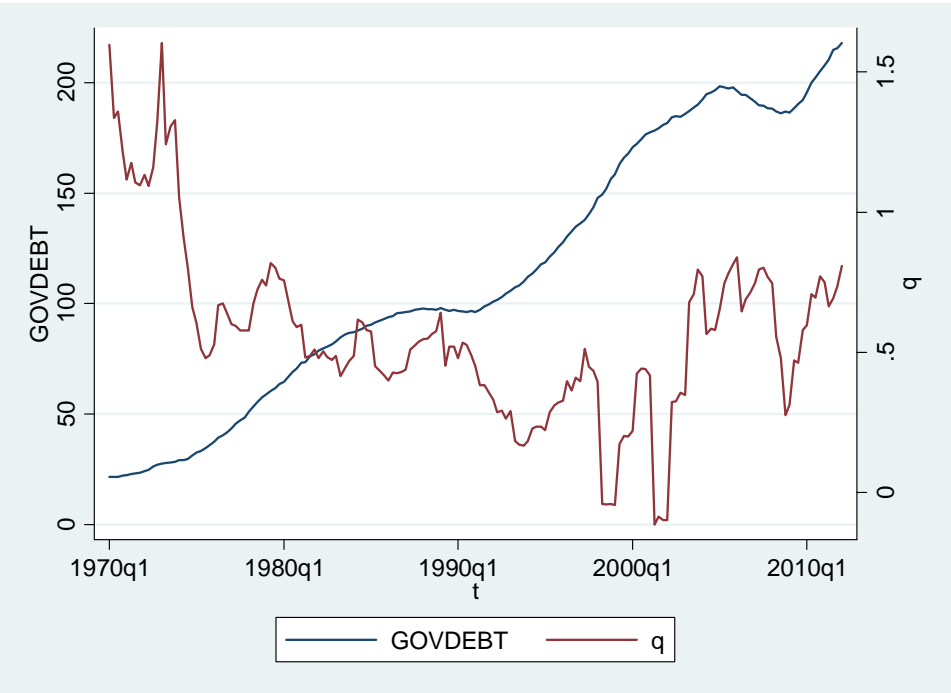
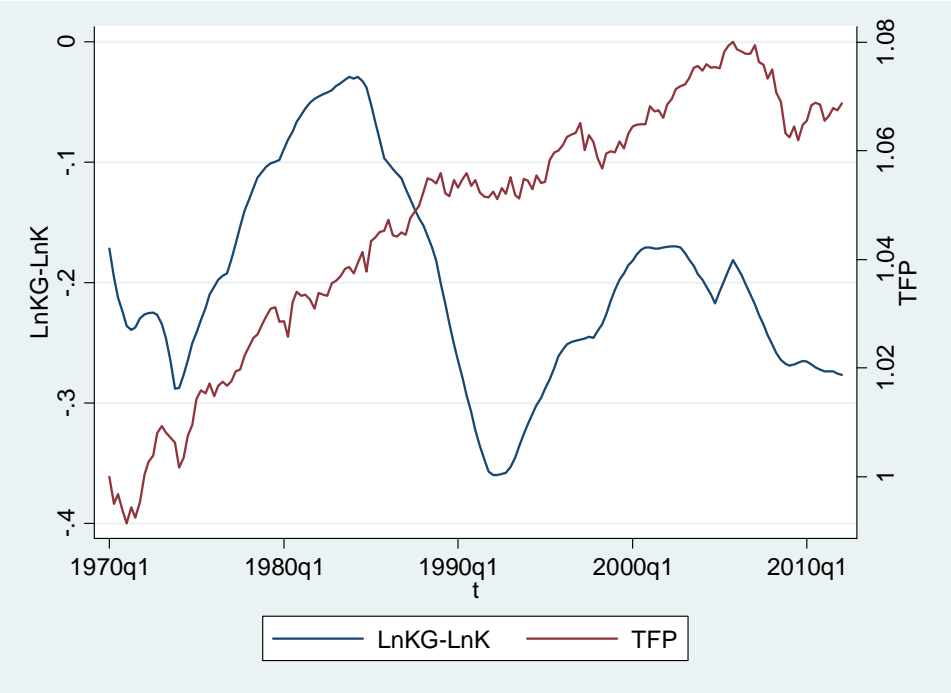


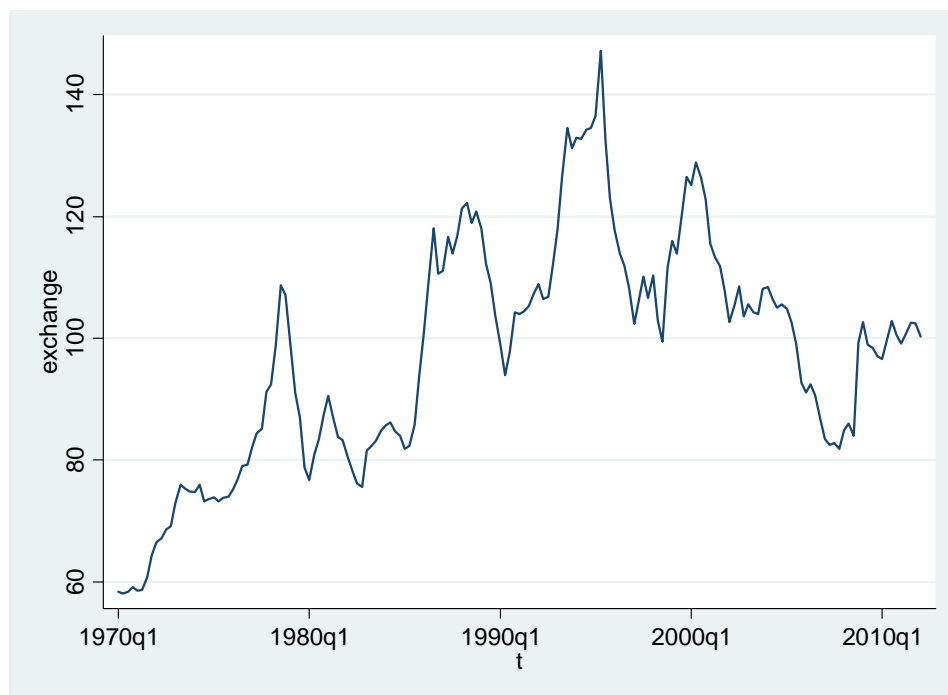
(出所) 経済産業省「鉱工業生産指数」、「第三次産業活動指数」、財務省「法人企業統計」、厚生労働省「毎月勤労統計」、総務省「労働力調査」、内閣府「SNA 統計」、日本銀行「国内企業物価指数」より、筆者試算

注. それぞれの産業の稼働率ピーク点をフル稼働（稼働率 100%）と定義した。稼働率ピーク点は、鉱工業 1973 年第 4 四半期、サービス産業 2012 年第 1 四半期

図表 11 VEC モデルで使用するマクロ変数の推移







(出所) 経済産業省「鉱工業生産指数」、「第三次産業活動指数」、財務省「法人企業統計」、厚生労働省「毎月勤労統計」、総務省「労働力調査」、「消費者物価指数」、内閣府「SNA 統計」、日本銀行「国内企業物価指数」、「資金循環統計」、「実効為替レート」、NEEDS Financail Quest「国内銀行約定金利」より筆者試算

図表 12 要約統計量

		観測数	平均値	中央値	標準偏差	最小値	最大値
Y-L	Ln(実質GDP) -Ln(マンアワーベース労働投入)	169	6.9027	7.0014	0.2735	6.2701	7.227293
K-L	Ln(民間資本ストック) -Ln(マンアワーベース労働投入)	169	8.1120	8.3359	0.6202	6.5930	8.780615
KG-K	Ln(社会資本ストック) -Ln(民間資本ストック)	169	▲ 0.1998	▲ 0.2095	0.0844	▲ 0.3599	▲ 0.0289
TFP	Ln(TFP) 1970/Q1=1	169	1.0467	1.0531	0.0236	0.9915	1.080037
q	設備投資機会(限界q)	169	0.5662	0.5270	0.3119	▲ 0.1143	1.603135
Exchange	実質実効為替レート	169	97.3721	99.3881	19.0335	58.0731	147.1911
Govdebt	公的債務残高/トレンドGDP	169	113.9270	97.6593	59.9257	21.4724	218.0023

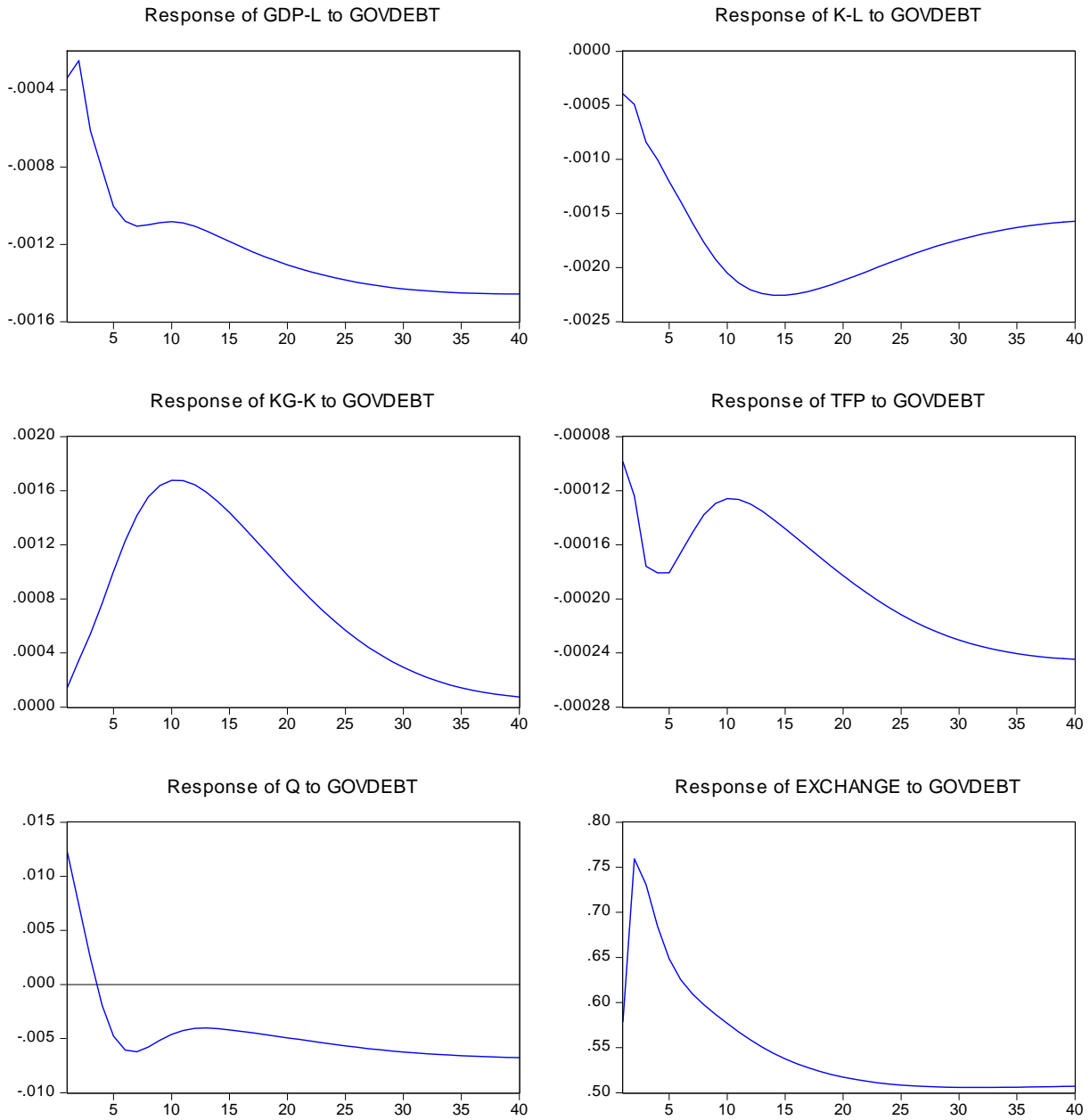
図表 13 VEC モデルの推定結果

(被説明変数)	CointEq1	CointEq2	CointEq3
Y/L_{t-1}	1	0	0
K/L_{t-1}	0	1	0
KG/L_{t-1}	0	0	1
TFP_{t-1}	▲7.32153 (▲1.39348)	▲11.93543 (▲0.64670)	▲4.65230 (▲0.17039)
q_{t-1}	▲0.53172 (▲4.63019) ***	▲1.82763 (▲4.53072) ***	2.95889 (4.95814) ***
$Exchange_{t-1}$	0.00078 (0.54043)	0.00241 (0.47715)	▲0.00261 (▲0.34960)
$Govdebt_{t-1}$	▲0.54832 (▲4.51489) ***	▲1.89393 (▲4.43956) ***	2.55141 (4.04266) ***
Trend項	0.00841	0.02942	▲0.04474
定数項	18.58565	65.94005	▲77.76583

(被説明変数)	$\Delta Y/L_t$	$\Delta K/L_t$	$\Delta KG/L_t$	ΔTFP_t	Δq_t	$\Delta Exchange_t$	$\Delta Govdebt_t$
CointEq1	▲1.12966 (▲5.43207) ***	▲0.17144 (▲0.88852)	0.11712 (1.47197)	▲0.15706 (▲3.96504) ***	▲6.18562 (▲2.81767) ***	119.73430 (1.29526)	▲0.13367 (▲0.73591)
CointEq2	0.34213 (5.72614) ***	0.08208 (1.48065)	▲0.01395 (▲0.61010)	0.05046 (4.43342) ***	0.99524 (1.57794)	▲41.75069 (▲1.57201)	0.07970 (1.52723)
CointEq3	0.01399 (1.20248)	0.02008 (1.86105) *	0.01266 (2.84486) ***	0.00404 (1.82371) *	▲0.56479 (▲4.60004) ***	▲6.41881 (▲1.24154)	0.02348 (2.31121) **
$\Delta Y/L_{t-1}$	▲0.24865 (▲0.93715)	▲0.44172 (▲1.79436) *	▲0.21259 (▲2.09420) **	▲0.10138 (▲2.00600) **	3.40134 (1.21439)	▲106.06730 (▲0.89933)	0.26033 (1.12335)
$\Delta K/L_{t-1}$	▲0.32730 (▲2.87465) ***	▲0.19654 (▲1.86052) *	0.01434 (0.32930)	▲0.04629 (▲2.13428) **	▲0.27746 (▲0.23085)	19.43795 (0.38407)	▲0.32031 (▲3.22097) ***
$\Delta KG/L_{t-1}$	▲0.51638 (▲3.49361) ***	▲1.13501 (▲8.27667) ***	0.77680 (13.73670) ***	▲0.03699 (▲1.31393)	2.02309 (1.29662)	▲14.90050 (▲0.22679)	▲0.03480 (▲0.26954)
ΔTFP_{t-1}	0.85228 (0.66106)	1.93352 (1.61843)	0.96979 (1.96608) **	0.43151 (1.75713) *	▲21.08613 (▲1.54934)	432.91630 (0.75541)	0.17367 (0.15422)
Δq_{t-1}	▲0.00260 (▲0.30671)	▲0.00317 (▲0.40196)	▲0.00128 (▲0.39493)	▲0.00124 (▲0.76793)	0.06296 (0.70267)	5.96161 (1.58021)	▲0.00180 (▲0.24340)
$\Delta Exchange_{t-1}$	0.00017 (0.95097)	0.00010 (0.58420)	▲0.00001 (▲0.17314)	0.00005 (1.44155)	0.00058 (0.31023)	0.25158 (3.20380) ***	▲0.00002 (▲0.10876)
$\Delta Govdebt_{t-1}$	▲0.01039 (▲0.12813)	0.00892 (0.11858)	0.01527 (0.49209)	▲0.00804 (▲0.52015)	▲0.36618 (▲0.42773)	8.15256 (0.22615)	0.31491 (4.44581) ***
Trend項	▲0.00016 (▲4.22382) ***	▲0.00026 (▲7.25325) ***	▲0.00001 (▲0.62943)	▲0.00002 (▲3.17274) ***	0.00018 (0.43515)	▲0.00661 (▲0.38616)	▲0.00030 (▲8.94959) ***
定数項	0.02449 (4.43685) ***	0.03803 (7.42578) ***	0.00099 (0.46630)	0.00356 (3.38483) ***	▲0.01419 (▲0.24358)	0.72086 (0.29377)	0.04490 (9.31199) ***
自由度修正決定係数	0.334	0.645	0.814	0.276	0.131	0.066	0.865
回帰の誤差	0.009	0.008	0.004	0.002	0.097	4.069	0.008
F値	8.562	28.468	67.009	6.752	3.269	2.073	98.056
サンプルサイズ	167	167	167	167	167	167	167

注. カッコ内標準誤差、標準誤差右のアスタリスクは以下のよう有意水準を表す。* p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01

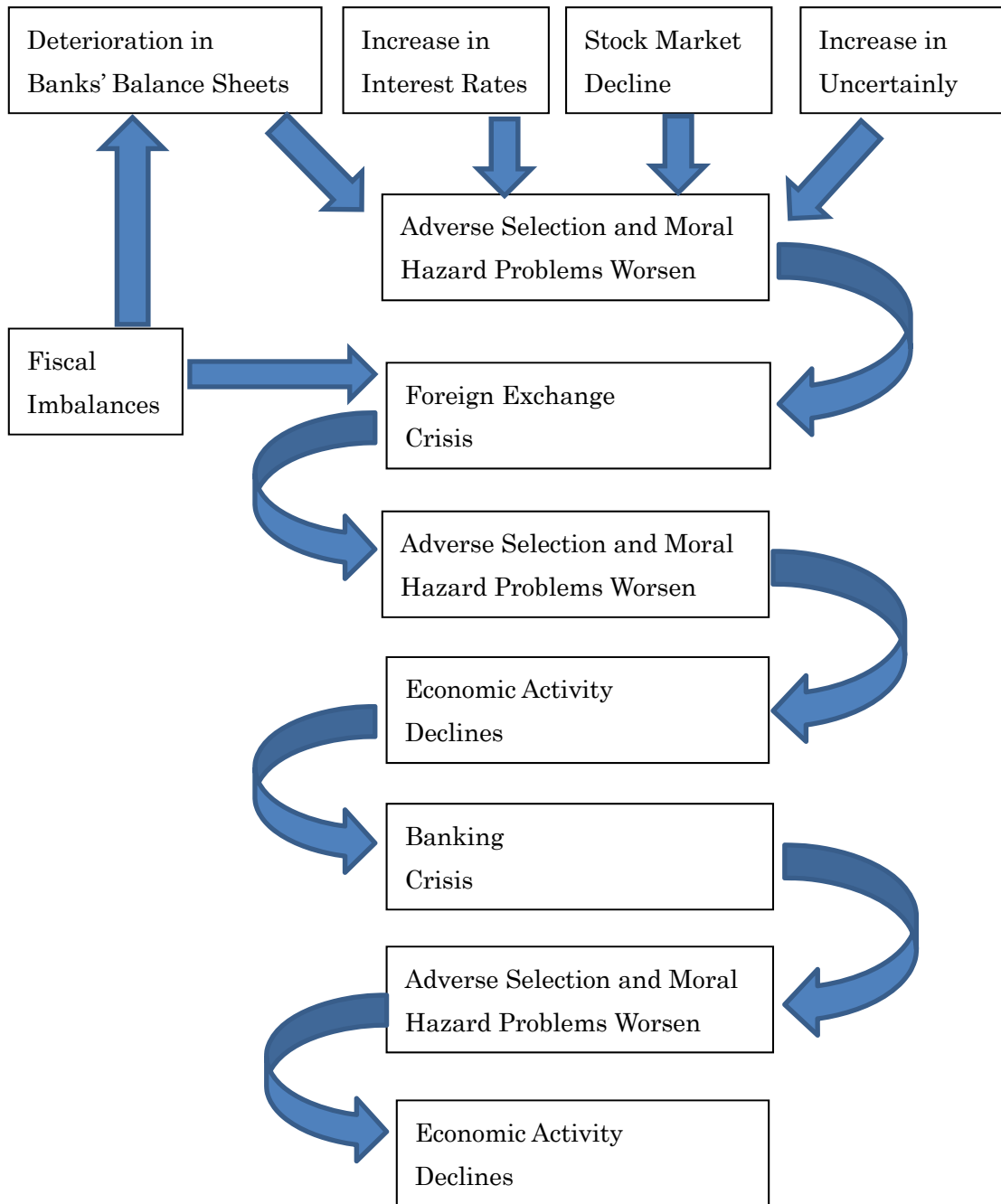
図表14 インパルス・レスポンス



注1. 本図表は、 $\Delta Govdebt$ 方程式の誤差項に正の1標準偏差ショックを与えた場合の各変数に対する波及効果の推移を表している。

注2. インパルス・レスポンスは、コレスキー分解の際の変数の順序付けの恣意性を排除するために一般化したインパルス・レスポンスを掲載している。

图表 15 Sequence of events in Mexico, East Asia and Argentina



(出所) Mishkin (2006)