



日本銀行ワーキングペーパーシリーズ

水害被害の実体経済・金融仲介部門への波及： DSGE モデルを用いたシミュレーション分析

橋本龍一郎*

ryuuichirou.hashimoto@boj.or.jp

須藤直*

nao.sudou@boj.or.jp

No.22-J-6
2022年3月

日本銀行
〒103-8660 日本郵便（株）日本橋郵便局私書箱 30 号

* 金融機構局

日本銀行ワーキングペーパーシリーズは、日本銀行員および外部研究者の研究成果をとりまとめたもので、内外の研究機関、研究者等の有識者から幅広くコメントを頂戴することを意図しています。ただし、論文の中で示された内容や意見は、日本銀行の公式見解を示すものではありません。

なお、ワーキングペーパーシリーズに対するご意見・ご質問や、掲載ファイルに関するお問い合わせは、執筆者までお寄せ下さい。

商用目的で転載・複製を行う場合は、予め日本銀行情報サービス局 (post.prd8@boj.or.jp) までご相談下さい。転載・複製を行う場合は、出所を明記して下さい。

水害被害の実体経済・金融仲介部門への波及： DSGE モデルを用いたシミュレーション分析*

橋本龍一郎[†]・須藤直[‡]

2022年3月

【要旨】

本稿は、水害発生が民間資本ストックなどを毀損するメカニズムを組み込んだ動学的確率的一般均衡モデル (DSGE モデル) を構築し、水害統計から得られる水害の直接的な被害額等 (直接効果) を用いてモデルを推計することで、水害発生が、わが国の実体経済や金融仲介活動に与える二次的な効果 (間接効果) を定量評価している。分析結果は以下の通りである。第一に、水害発生に係るショックは、物理現象の結果として資本ストック投入量を減少させることで、まず、供給サイドから GDP を押し下げる。加えて、こうした GDP の下落が、企業部門・金融仲介部門のバランス・シートの経済的価値を毀損させることを通じて、円滑な金融仲介活動を妨げ、企業の経済活動を需要サイドからも押し下げる。仮に、水害の直接的な被害額が保険によって全てカバーされる場合であっても、直接的被害による経済活動への下押し圧力は、企業部門・金融仲介部門のバランス・シートを内生的に毀損し、同じメカニズムを顕在化させる。第二に、2019年時点までのデータを踏まえる限り、水害発生に係るショックが GDP に与える間接効果の規模は、マクロ経済学における既存研究で重要とされている TFP ショックや主観的割引率ショックといった標準的な構造ショックの影響と比べて限定的である。ただし、外部機関から公表されている先行きの気候変動シナリオのもとで、分析で得られた水害発生と実体経済や金融仲介活動との定量的な関係を前提として、仮想的に先行きの水害ショックの実体経済への影響を試算すると、将来における影響は足もとよりは相応に大きくなる可能性が示唆される。

JEL 分類番号 : E32, E37, E44, Q54

キーワード : 気候変動、自然災害、物理的リスク、金融システム、DSGE モデル

* 本稿の作成に当たっては、国土交通省、気象庁、澤田康幸氏、清水千弘氏、武藤祥郎氏、吉田二郎氏のほか、鈴木公一郎氏、中村康治氏、西崎健司氏、武藤一郎氏をはじめとする多くの日本銀行スタッフから有益なコメントを頂いた。ここに記して感謝したい。ただし、本稿に示されている意見は、筆者達個人に属し、日本銀行の公式見解を示すものではない。また、ありうべき誤りはすべて筆者達個人に属する。

[†] 日本銀行金融機構局 (ryuuichirou.hashimoto@boj.or.jp)

[‡] 日本銀行金融機構局 (nao.sudou@boj.or.jp)

1 はじめに

各国で大規模な気候変動や、自然災害の高頻度化、大規模化が観察されるもとの、自然災害が経済活動に与える影響について、近年、グローバルに関心が高まっており、理論的・実証的な研究が急速に蓄積されてきている。金融の分野では、いわゆる、「気候関連金融リスク」——気候変動の結果として発生する旱魃や水害などの自然災害や、気候変動に対応するための制度や政策の導入や技術革新などが、金融機関のバランス・シートの変化などを通じて、金融仲介活動や金融システムの安定性を損なうリスク——に国際的な関心が集まっており、活発な情報発信が行われている。例えば、2021年6月には、気候変動等に係る金融機関当局間ネットワーク（Network for Greening the Financial System、以下 NGFS）が、先行きの長期的な気候変動シナリオと、そのもとの自然災害による被害や経済活動への試算を公表したほか、同年7月には、金融安定理事会（Financial Stability Board）が、金融規制に関する基準設定主体や、NGFS、その他国際機関における関連する取り組みを包括した作業計画を公表している。

本稿は、「気候関連金融リスク」のうち、自然災害の発生が、企業や家計の信用力・担保価値の変化などを通じて、金融仲介活動や金融システムに与える影響（物理的リスク）を、日本のデータを用いて定量評価することを目的とする。具体的には、水害発生を契機とした民間および公共の資本ストックの直接的な毀損（いわゆる直接効果）が、その後の家計部門、企業部門、金融仲介部門の内生的な反応を通じて、マクロ経済活動に与える影響（いわゆる間接効果）を、動学的確率的一般均衡モデル（DSGEモデル）で日本のデータを用いて推計することで、定量的に評価している。

分析に用いているモデルは、二つの面において、標準的なニューケインジアン・モデル（以下、NKモデル）とは異なっている。まず、モデルでは、標準的なモデルに組み込まれている技術ショックや需要ショックに加えて、明示的に資本ストックとTFP（Total Factor Productivity、全要素生産性）の水準を同時に外生的に低下させる「水害ショック」を組み込んでいる。Bakkensen and Barrage (2018)などの先行研究で議論されている通り、水害を含む自然災害の発生は、その物理現象の結果として民間企業部門が保有する有形固定資産を減耗させるだけではなく、橋梁や道路などの公共インフラの毀損などを通じて、TFPも低下させると考えられており、こうした複数の経路を取り込んでいる。

次に、モデルでは、Hirakata et al. (2011、2017、以下 HSU)などの研究にならって、家計部門と金融仲介部門、および、金融仲介部門と企業部門の間において、外部資金の借りに関する信用契約が存在すると想定している。すなわち、金融仲介部門は、家計部門から外部資金を調達し、自身の自己資本と合わせて企業部門に与信を行い、企業部門はこの与信と自身の自己資本を合わせて投資を行う。HSUの基となってい

る Bernanke et al. (1999、以下 BGG)における信用契約と同様に、資金の借り手は、信用契約に基づき貸し手から外部資金を借り入れるが、情報の非対称性があるもとで、借り手が直面する借入金利は、借り手のバランス・シートの健全性に依存する。この枠組みは、水害の発生による資本ストックの直接的な毀損や、水害発生後の経済活動の変化が、企業部門や金融仲介部門のバランス・シートの変動を通じて、金融仲介活動に影響を与え、こうした金融仲介活動が実体経済に影響を及ぼすという、いわゆるファイナンシャル・アクセラレータ・メカニズムを捉えることができるという利点がある。

推計では、日本のマクロ経済変数に加えて、水害統計で報告されている水害発生に伴う民間資本ストックの被害額のデータを用いるほかは、推計手段もベイズ推計を採用するなど、Smets and Wouters (2007)以降、DSGE モデルの推計において確立されている標準的な手法を採用している。なお、水害発生に伴う民間資本ストックの被害額については、水害統計のデータを直接観察変数として扱う一方で、水害発生が公共資本ストックの毀損額を通じて TFP を外生的に押し下げる幅については、観察変数とはせず、モデルの他のパラメータと同時に推計している。標本期間は、1980 年から 2019 年である。

分析結果は、以下の 2 点に要約される。第一に、水害発生による民間資本ストックや TFP の直接的な毀損・低下は、GDP に対して持続的に有意に下押しの間接効果を与える。これは、直接的な水害発生による資本ストック投入量の低下による GDP 低下の結果として、資本ストックの総量の回復が遅れることに加えて、TFP 低下の結果として、実質賃金が低下し、労働投入量が低下することも作用している。また、経済活動の低下によって、企業部門や金融仲介部門のバランス・シートが毀損され、金融仲介活動が阻害される効果も、資本ストック投入量の回復をより緩やかにする効果を通じて、GDP の一段の低下に作用する（いわゆるファイナンシャル・アクセラレータ・メカニズム）。なお、最後の効果の規模は、水害発生による直接的な被害がどの部門に帰着するかによって依存する。事前の保険契約がなく、水害発生による資本ストックへの直接的な損失がそのまま企業部門のバランス・シートの直接的な毀損になる場合には、こうしたファイナンシャル・アクセラレータ・メカニズムは大きくなる。もっとも、仮に保険などにより企業部門のバランス・シートには表面化しないような場合であっても、水害に伴って経済活動が持続的に下押しされるもとでは、企業部門や金融仲介部門のバランス・シートが内生的に毀損されることを通じて、金融仲介機能を通じた GDP の押し下げ効果は顕在化する。

第二に、足もとまでのデータを踏まえた推計結果によれば、標準的な DSGE モデルに組み込まれている TFP ショックや主観的割引率ショックなど、標準的なマクロショックと比べると、水害ショックによる民間資本ストックの毀損や TFP の押し下げ効果は、規模や持続性が限定的であり、GDP の変動要因としての寄与は大きくはない。

NGFS が公表している先行きの気候変動シナリオのもとで、これまでの水害発生と水害発生に伴う資本ストックや TFP の直接的な変化の定量的な関係を前提に、仮想的に先行きの水害ショックの実体経済への影響を試算すると、将来における影響は足もとより相応に大きくなる可能性が示唆される。

本稿の構成は以下の通りである。2 章では、先行研究を整理したうえで、本稿の分析内容と比較する。3 章では、モデルと推計方法の概要を説明する。4 章では、推計結果を踏まえ、水害発生が、金融仲介活動や実体経済に与える影響を議論する。5 章では、本稿を要約し、今後の研究を展望する。

2 先行研究

以下では、自然災害の発生が経済活動に与える影響について実証的・理論的に分析した先行研究を紹介する¹。

実証分析では、例えば、米国の地域別のデータを用いて、洪水を含む複数の種類の自然災害が住民所得などの経済変数に与える短・中期的な影響を推計した Tran and Wilson (2020)、全世界のデータを用いて、サイクロンが資本ストックの減耗率の変化を通じて中長期的な経済成長に与える影響を推計した Hsiang and Jina (2015)などがある。日本についても、本稿と同様の水害統計を用いて、日本における水害の企業財務に与える影響を推計した Yamamoto and Naka (2021)などが存在する。こうした研究では、本稿と同様に、自然災害による直接的な被害額というよりは、直接的な被害に対して、被災地経済やそこに所在する企業がどのように反応したのかという間接効果を分析対象としている。

また、自然災害と金融仲介活動という観点では、自然災害が金融仲介機関のバランス・シートへ及ぼす影響を検証している研究として Klomp (2014)や Noth and Schüwer (2018)、自然災害の結果としての金融機関のバランス・シートの毀損が、金融仲介活動に与える影響を分析している研究として Collier et al. (2019)や Brown et al. (2020)などがある^{2,3}。こうした研究の多くでは、大規模な自然災害を契機として、金融機関の

¹ 気候変動に伴う自然災害の発生・増加が経済に与える影響の波及経路については、Batten (2018) に詳しい。同論文は、極端な気象が需要サイド（投資・消費・輸出入）および供給サイド（労働供給・電力供給・資本ストック・生産技術）に与える影響について、先行研究を詳しく紹介している。

² 気候変動と金融システムの相互作用に関する網羅的なサーベイとして、例えば、Furukawa et al. (2020)を参照。

³ 日本についての先行研究としては、Hosono et al. (2016)が挙げられる。同論文は、阪神淡路大震災によって被災した銀行の貸出余力の低下が、被災地域外に存在する企業への貸出を、被災しなかった銀行対比、減少させたことを報告している。

バランス・シートが毀損されるなどする結果、金利上昇など、企業や家計向けの与信がある程度タイト化される可能性があることが報告されている⁴。

加えて、自然災害の波及における保険の役割を分析するものとしては、例えば、von Peter et al. (2012)や Rousová et al. (2021)があり、Von Peter et al. (2012)は、各国データを用いた実証分析を踏まえて、自然災害による損失のうち、保険によって補填されない部分が主として経済成長率を押し下げることが指摘している。

自然災害の理論的な分析は、自然災害に関するリスクに焦点を置くものを除けば、多くはない。特に、自然災害を DSGE モデルに組み込んで推計を行っている研究は、現時点では、著者の知る限りでは、Gallic and Vermandel (2020)のみである^{5,6}。同論文では、農業部門とその他の産業部門からなる二部門ニューケインジアン・モデルを、早魃の指標を含むニュージーランドのデータを用いて推計している。本稿の分析は、標準的な DSGE モデルに自然災害に係るショックを組み込んでいるという点では、Gallic and Vermandel (2020)と近い。一方で、本稿は、早魃ではなく水害に着目している点に加えて、物理的リスクの定量評価という観点から、実体経済だけではなく金融仲介活動にも焦点を充てている点において、同論文と異なる⁷。

3 モデルと推計の概要

3.1 モデルの概要

本稿のモデルで採用している設定の多くは、Okazaki and Sudo (2018)に倣っている。

⁴ 自然災害後の金融仲介活動がタイト化したとしても、金融仲介活動が全く機能しない場合と比べれば、金融仲介活動の関与の結果、自然災害の実体経済への影響は緩和されていたと考えられる。自然災害後の復興における金融仲介活動の役割を指摘したものとして、Berg and Schrader (2012)、Cortés and Strahan (2014)などの研究がある。

⁵ Evgenidis et al. (2021)では、東日本大震災の影響をカリブレートされた DSGE モデルによって定量的に分析している。

⁶ 気候変動金融リスクのもう一つの柱である移行リスクについては、理論的な分析が相対的により多く蓄積されている。二酸化炭素の排出枠の上限設定など、環境規制の影響が、経済活動に与える影響について、本稿と同様のニューケインジアン・モデルの枠組みで分析したものとして、例えば、Annicchiarico and Di Dio (2015)がある。また、環境規制と金融摩擦の相互作用を理論的に研究したものとして、例えば、Carattini, Heutel, and Melkadze (2021)があり、金融部門の摩擦が、環境規制がマクロ経済に及ぼす効果を増幅する可能性を指摘している。

⁷ 分析手法という観点からは、本稿の分析は、推計された DSGE モデルを用いた分析、とりわけ、金融部門と実体経済の相互作用を組み入れた DSGE モデルの分析と親和性がある。米国経済を推計したモデルとしては、Christiano, Motto, and Rostagno (2010, 2014, 以下 CMR)、日本経済を推計したモデルとしては、HSU がある。特に、本稿のモデルは、HSU を拡張した Okazaki and Sudo (2018) をベースにしている。

本章では、本稿のモデルの設定のうち Okazaki and Sudo (2018) と異なる部分、すなわち、自然災害が資本ストックの毀損や企業部門を中心としたバランス・シートの毀損、および TFP の低下を通じて、生産活動に影響を与える経路についてのみ説明する。モデルの詳細については付録 A を、モデルにおける資金フローの概念図については図 1 をそれぞれ参照されたい。

本稿のモデルでは、Okazaki and Sudo (2018) を拡張する形で、水害の発生が経済に影響を与える波及経路として以下の 3 つを想定している。

1. 資本ストックの外生的な毀損
2. 企業家のバランス・シートの毀損を通じた金融仲介活動への影響
3. TFP の低下

3.1.1 資本ストックの外生的な毀損

生産要素という観点からみると、水害の発生は、まず、民間主体が保有する資本ストックに対して損害を与えると考えられる。例えば、台風として初めて「特定非常災害」と認定された 2019 年 10 月の令和元年東日本台風^{8,9}では、複数の都道府県に渡って農林水産業の施設に損害が発生したほか、工業団地における冠水など、製造業における生産設備なども大きな被害を被った。水害統計調査によれば、同台風によって福島県・栃木県などを中心に 341 市区町村が被災し、一般資産被害額^{10,11}は 1.15 兆円に上った。この被害額は全国の民間固定資本ストック (2019 年第 3 四半期: 1,128 兆円)

⁸ 令和元年東日本台風は、2020 年 10 月 6 日に南鳥島近海で発生し、大型で強い勢力を伴ったまま 12 日に伊豆半島に上陸した。台風の接近に伴い、関東甲信・東海・北陸・東北など幅広い地域で観測史上 1 位の降水量を記録するなど、記録的な大雨となった。同台風は、台風・ハリケーンの強度を測るサファ・シンプソン・ハリケーン・ウィンド・スケールにおいて最大となるカテゴリー 5 に分類された。AON (2020)によれば、令和元年東日本台風の経済損失は 150 億ドルにのぼり、2019 年に発生した自然災害の中で最大となったほか、太平洋地域における台風で過去最大規模の経済損失となっている。

⁹ 令和元年東日本台風の経済損失・被害地域を、2017 年に米国 (主にフロリダ州) に大きな被害をもたらしたハリケーン・イルマと比較すると、経済損失 (GDP 対比) が両者ともにおよそ 0.3~0.4% と同程度であり、被害地域は令和元年東日本台風が 12 万 km² であるのに対し、ハリケーン・イルマは 17 万 km² となっている。

¹⁰ 水害統計調査の一般資産被害額には、事業所・農漁家の償却・在庫資産や居住用・事業用建物といった、民間主体が保有する一般資産に対する浸水被害などが計上されており、公共土木施設に対する被害や民間事業所の営業停止損害 (逸失利益) などは含まれない。

¹¹ 一般資産被害額には、住居用家屋への損害が含まれている点には留意が必要である。水害被害額のうち、住宅用家屋への損害が占める割合は相応に大きいため、後述のモデルのパラメータ推計や毀損率の算出において、一般的な民間資本ストックの定義を用いた場合には、水害による資本ストックの毀損を過大に評価してしまう可能性がある。このため、本稿では、資本ストックと被害額の範囲を整合的なものとするため、資本ストックに民間住宅も含めている。なお、Hayashi and Prescott (2002)においても、民間住宅は民間の資本ストックに含まれている。

のおよそ 0.1%にも当たる規模であり、津波を除く単一の水害としては過去最大の被害となった。

水害発生に伴う資本ストックの毀損については、多くの先行研究で言及されている。例えば、Hsiang and Jina (2015)は、台風による資本ストックの毀損率を、太平洋地域の国・地域別に分析し、各国の台風による毀損率がそれぞれの地理的条件を映じて 0% 近傍~1.5%と大きく異なっており、異質性が存在することを報告している。また、Strobl (2011)は、米国においてハリケーンが家屋や資本ストックを毀損させ、結果的に被害地域あるいは全国の経済成長率が押し下げられているという想定のもとで、1975~2005 年の湾岸地域および全米の経済成長率とハリケーンの規模の関係について分析を行っている¹²。

こうした議論を踏まえ、本稿では、水害の発生が経済に影響を与える、第一の波及経路として、資本ストックの外生的な毀損を想定する。具体的には、每期、期初において、水害ショックによって資本ストックの外生的な毀損 fdr_t が実現し、前期末から引き継いだ資本ストック K_{t-1} が、 $fdr_t K_{t-1}$ だけ毀損すると想定する¹³。

$$K_{t-1} \rightarrow (1 - fdr_t)K_{t-1}$$

この結果、 t 期における財生産の際に使用することができる資本ストックの総量は、機械的に $fdr_t K_{t-1}$ だけ減少することになる¹⁴。

水害ショックによる資本ストックの毀損は、標準的な DSGE モデルに組み込まれている TFP ショックや主観的割引率ショックなどの構造ショックと異なり、翌期以降に持ち越されることはないと仮定する。これは、水害被害は主に集中豪雨・局地的な大雨・台風などに伴う洪水や内水によって引き起こされるが、長くても数週間以内には収まり、本稿のモデルにおける 1 期間 (1 四半期) 内で基本的には収束するためである。そのため、通常のショックでみられるような AR(1)項は存在せず、i.i.d.に従う水害ショック $\epsilon_{fdr,t}$ のみからなると考える¹⁵。

¹² 本稿と Hsiang and Jina (2015)や Strobl (2011)との大きな違いは、両論文では、台風やハリケーンの最大風速から資本毀損度合いを推定しているのに対し、本稿は、わが国の水害をほぼ悉皆的に調査している水害統計調査を利用することで、水害による資本毀損額を直接的に把握しているという点にある。

¹³ なお、日本では、災害被害額を災害種類別にみると地震が最大であり、水害はその次となっている。本稿では、地震についても、水害と同様に生産要素に影響を与え得ることに鑑み、モデルにおいて、地震ショックに伴う外生的な資本ストックの毀損 edr_t および TFP の低下 $\Omega_t(e_{edr_t})$ を、水害ショックに倣う形でモデルに組み込んでいる。

¹⁴ 資本ストックの減耗率の外生的な変動を GDP 変動の要因の一つとして捉える考え方は、標準的なマクロモデルとも整合的である。例えば、Hayashi and Prescott (2002)のモデルにおいても、外生変数の中に、TFP とともに資本ストックの減耗率が含まれている。

¹⁵ 水害被害ショック $\epsilon_{fdr,t}$ は、1980 年から 2019 年までの水害被害額 (資本ストック額で基準化したもの) である 0.006%を平均値とし、0 以上 1 未満の値を取る確率分布に従うとする。

$$fdr_t = \epsilon_{fdr,t} \quad (1)$$

水害ショックの結果、 $t + 1$ 期に使用される資本ストックの総量である K_t についても、蓄積が阻害されることになる。 K_t についての具体的な動学式は、水害以外による減耗を表象する減耗率 δ と水害に起因する毀損ショック fdr_t を用いて以下のように表現される。

$$K_t = (1 - F_I(I_t, I_{t-1}))I_t + (1 - \delta)(1 - fdr_t)K_{t-1} \quad (2)$$

ただし、 F_I は以下で定義される。

$$F_I(I_{t+q}, I_{t+q-1}, Z_{I,t+q}) \equiv \frac{\kappa_I}{2} \left(\frac{I_{t+q}}{I_{t+q-1}} Z_{I,t+q} - \bar{\pi} \bar{y} g_{Z_{d,SS}} \right)^2 \quad (3)$$

κ_I と $Z_{I,t+q}$ は投資の調整費用を規定する項であり、 $g_{Z_{d,SS}}$ は定常状態における投資特殊技術の成長率である。

3.1.2 企業家のバランス・シートの毀損を通じた金融仲介活動への影響

図 1 にある通り、本稿のモデルでは、民間経済部門は、大別して、家計部門、企業部門、金融仲介部門に分かれており、企業部門は、更に企業家、財生産企業、資本財生産企業から構成されている。企業部門のうち、バランス・シートの管理と金融仲介活動は、企業家が担っている。每期、企業家は、自身が保有する自己資本と銀行部門から借り入れた外部資金を原資として、資本財生産企業から資本ストックを購入し、これを財生産企業に貸与して、レンタル・コストを受領する。期末において、資本ストックは、再度、資本財生産企業に売却される¹⁶。

水害ショックが資本ストックを毀損させるタイミングについては、本稿では、図 2 の通り、企業家が資本財生産部門から資本ストックを購入した後、かつ、購入した資本ストックを財生産部門に貸与する前であると仮定する。後述するように、このことは、水害による経済的な損失が企業家に帰着する結果、企業部門のバランス・シートが毀損されることを含意する。実際、Swiss Re Institute (2021)などにおいて指摘されるように、日本において、自然災害の結果としての経済損失に対する保険は存在しているものの、必ずしも企業の全てが加入している訳ではなく、損失の全てに保険が設定されている訳ではない¹⁷。

¹⁶ 每期、期初において企業家が資本財生産企業から資本ストックを購入し、期末において資本財生産企業に資本ストックを売却するという仮定は、BGG の設定に倣ったものである。この想定のもとでは、最終財を資本財に転換する際に生じる調整費用（いわゆるトービンの Q ）が、企業家にとって外部化されることになり、調整費用の変動が、企業家のバランス・シートの価値、引いては金融仲介活動に影響を与えることになる。

¹⁷ Swiss Re Institute (2021)では、日本の企業保険の元受保険料総額（GDP 対比、2019 年）は 0.84%

具体的には、本稿のモデルにおいて、企業家が資本ストック K_{t-1} を保有することから得る実質資本収益率は以下の式で表される。この定式化のもとでは、前期末に購入した資本ストック K_{t-1} が水害の発生によって $fdr_t K_{t-1}$ だけ毀損することで、実質資本収益率はそれに応じて低下することになる。

$$R_{E,t} = \left[\frac{U_t \tilde{R}_{E,t}}{P_t} - \frac{\kappa_U (U_t^{\gamma_U+1} - 1)}{\gamma_U + 1} + (1 - \delta) Q_t \right] \frac{(1 - fdr_t)}{Q_{t-1}} \quad (4)$$

ここで、 $\tilde{R}_{E,t}$ は稼働率調整済みの資本ストック投入量 $(1 - fdr_t)K_{t-1}(l)U(l)1$ 単位あたりに対するグロスベースの名目収益率である。HSU (2011、2017)と同様に、企業部門と金融仲介部門は、資本から得られる収益のうち、家計部門への返済を除いた額について、事前に定められた金融契約に従って配分を受け取る。このため、実質資本収益率の低下は、双方の部門の内部留保、特に企業部門の内部留保を押し下げる方向に作用し、バランス・シートの毀損を通じて、企業部門が直面する借入金利を押し上げる。その結果、企業部門の投資需要は減退し、経済活動も下押しされることになる¹⁸。

$$N_{F,t+1} = \gamma_F V_{F,t+1} + \frac{W_{F,t}}{P_t} + \varepsilon_{N_{F,t+1}} \quad (5)$$

$$N_{E,t+1} = \gamma_E V_{E,t+1} + \frac{W_{E,t}}{P_t} + \varepsilon_{N_{E,t+1}} \quad (6)$$

なお、 $V_{F,t+1}$ および $V_{E,t+1}$ は、以下の式で表される。

$$V_{F,t+1} \equiv \left(1 - \Gamma_F(\bar{\omega}_{F,t+1})\right) \Phi_E(\bar{\omega}_{E,t+1}) R_{E,t+1} Q_t K_t$$

$$V_{E,t+1} \equiv \left(1 - \Gamma_E(\bar{\omega}_{E,t+1})\right) R_{E,t+1} Q_t K_t$$

もっとも、仮に、今後、企業の自然災害に対する保険の加入が一段と進展し、直接的な損失額が保険による補償で全てカバーされるようになる可能性もある。この場合には、水害発生が、直接的には企業部門のバランス・シートを毀損しないことになる。

と、米国 (1.61%)、英国 (0.96%)、カナダ (0.95%) などと比較して低いことが指摘されている。また、そのうち自然災害による財物への被害を補償する保険は 0.17%とおよそ 2 割強に留まること、2020 年度に発生した自然災害による経済的損失のうち保険加入率が 37%であったと報告している。また、澤田ほか (2017)や井上・長沼 (2021)によれば、中小企業ほど財物保険への加入比率が低い。こうしたもとの、内閣府 (2020)は、2018~2019 年の豪雨・台風で発生した企業の物的損害額のうち、保険・共済によって減殺された割合は 20%前後であると報告している。

¹⁸ HSU (2017)で議論されている通り、他の条件を一定とすると、企業家の自己資本が少ないほど、資本所得のうち企業部門に分配される割合は小さくなり、企業部門の資本蓄積を阻害する方向で作用する。

この場合の水害ショックに伴う経済活動の変化を確認するため、本稿では、ベースラインに加えて、水害ショックによる民間資本ストックの直接的な毀損額が、全て家計部門に転嫁されるとの想定のもとでのシミュレーションを別途行う¹⁹。この状況のもとでは、企業家が資本ストック K_{t-1} を保有することから得る実質資本収益率は、Okazaki and Sudo (2018)と同様に、以下の式で表され、企業部門のバランス・シートは直接には水害発生の影響を受けることはない。

$$R_{E,t} = \left[\frac{U_t \tilde{R}_{E,t}}{P_t} - \frac{\kappa_U (U_t^{Y_U+1} - 1)}{Y_U + 1} + (1 - \delta) Q_t \right] \frac{1}{Q_{t-1}} \quad (7)$$

この場合、損失自体は、資本財生産部門に吸収されることになり、経済は、資本財生産を通じて間接的に水害の影響を受けることになる。もっとも、国内経済全体で見ると、生産要素として利用可能な資本ストックの総量が減少することには変わりはないため、企業部門や金融仲介部門は、生産活動の低下の結果としての内部留保の減少という形で、影響を受けるほか、家計も労働所得の減少などを通じて、押し下げ方向での影響を受けることになる。

3.1.3 TFP の低下

水害の発生は、民間主体が保有する資本ストックの毀損に加えて、公的・社会的な資本ストックも毀損させ得る。例えば、前述の令和元年東日本台風では、幹線道路において途絶・寸断が発生するなどの事象が発生している。こうした影響は、物流の阻害、取引先の生産停止などを受けたサプライチェーンの寸断などに帰結し、民間資本ストックおよび民間の中間財・労働投入といった民間の生産要素投入量対比でみた場合の生産要素の生産性の低下という意味において、TFP を低下させたと考えられる²⁰。

¹⁹ ここでの保険は、企業家が保有している資本ストックの毀損額と同額の家計部門からの所得移転として描写されている。こうした所得移転の対価としての保険料は明示的にはモデル化されていない。

²⁰ 本稿のモデルでは、公的部門が供給しているインフラを明示的に定式化していないため、産出量の変動のうち、民間主体が供給する生産要素（本稿のモデルの場合には、資本ストック、労働投入、中間投入）の要素投入量の変動に起因しない部分は、TFP の変動として捉えられる。もっとも、何を TFP と捉えるかは、分析においてどのような生産関数を念頭に置くかに依存する。例えば、政府部門が供給する資本ストックを明示的に定式化している Baxter and King (1993)におけるモデルでは、生産関数は、以下のように定義される。

$$Y_{g,t}(l) = A_{a,t} K_{t-1}(g)^{\alpha_{kg}} K_{t-1}(p)^{\alpha_{kp}} L_t^{\alpha_l}$$

ここで、 $K_{t-1}(g)$ 、 $K_{t-1}(p)$ 、 L_t は、それぞれ政府部門が供給する資本ストック、民間部門が供給する資本ストック、労働投入量であり、 α_{kg} 、 α_{kp} 、 α_l はそれぞれの生産要素の分配率である。この場合、政府が供給する資本ストックが明示的に定式化されていることから、TFP は、民間主体が供給する生産要素や政府が供給する資本ストックの変動によって説明できない $A_{a,t}$ における変動と捉えることができる。本稿では、特に断りがない限り、TFP は、生産量の変動のうち、(稼働率調整済みの) 資本ストック、労働投入量、中間投入量で説明できない変動としている。これ

気候変動と生産性の関係については、複数の経路があることが指摘されており、Nordhaus (2011)や Gallic and Vermandel (2020)、Bakkensen and Barrage (2018)などにおいて分析されている。Nordhaus (2011)では気温上昇が TFP に 2 次関数の形で下押しの効果を与えるとの仮定のもとで、気候変動に由来する TFP ショックを組み込んでいる。NGFS (2021)で想定されている気温上昇に伴う暑さに起因する疾病などの労働生産性の低下もこうした定式化と整合的である。Gallic and Vermandel (2020)は土壌湿度が農業部門の生産性に影響を与えるとして、Nordhaus (2011)のモデルと類似の TFP 変動を組み込んでいる²¹。Bakkensen and Barrage (2018)は、本稿と同様に特定の災害発生が TFP に影響を与えることを想定しつつ、各国データを用いて、サイクロンの規模が TFP と負に相関していることを報告している。そのほか、Stern (2013)や Pindyck (2013)も、気候変動によって既存の公共インフラが損害を受けたり、気候変動対応のために投資の一部が使われることによって、経済全体の生産性が低下するという波及経路を議論している²²。

これらの先行研究も踏まえ、本稿では、民間の資本ストックの毀損のみでは捉えきれない水害ショックの公的・社会的な資本ストックへの影響について、TFP への外生的な変動の形で捕捉することを試みる。具体的には、中間財企業の生産性について、水害に由来するショック $\Omega_t(e_{fdr_t})$ に応じて以下の通り変化すると仮定する。

$$Y_{g,t}(l) = \frac{Z_{a,t}A_{a,t}}{\Omega_t(e_{fdr_t})} \Psi_t(l)^\gamma [L_t(l)^\alpha]^{1-\gamma} \left[((1 - fdr_t)K_{t-1}(l)U_t(l))^{1-\alpha-\alpha_E-\alpha_{FI}} \right]^{1-\gamma} - F_t \quad (8)$$

ここで、 $Z_{a,t}$ および $A_{a,t}$ は、水害以外の TFP 変動のうちそれぞれ非定常成分、定常成分を指し、 $L_t(l)$ 、 $(1 - fdr_t)K_{t-1}(l)$ 、 $U_t(l)$ は、それぞれ中間財生産企業 l の労働投入量、水害による毀損後の資本ストック投入量、資本ストックの稼働率²³、パラメータ γ と α は生産関数における中間投入比率と家計が投入する労働への分配率、 F_t は中間財生産企業 l にとって外生的な固定費用である。

は、(8)式の右辺の $Z_{a,t}A_{a,t}/\Omega_t(e_{fdr_t})$ に対応する。

²¹ Nordhaus (2011)は、Tol (2009)などの分析も踏まえつつ、気温上昇が大雨や台風の増加など極端な気象現象の増加などを通じて、気候変動に対して脆弱だと思われる地域・産業・公共インフラ（それぞれ、亜熱帯地域・農林水産業・港湾施設や河川堤防など）が被害を受けやすいと指摘している。Gallic and Vermandel (2020)では、農業用地の土壌湿度の低下が農業部門の生産性を押し下げる影響が考慮されている。

²² 気候変動の進展に伴う公共インフラの補修や維持管理にかかる費用を定量化した試みとしては、Schweikert et al. (2014)が挙げられる。Schweikert et al. (2014)は、日本を含む 10 か国の道路インフラについて、21 世紀末頃の道路インフラの維持管理費用を気候モデルなどを用いて算出した。同論文によれば、他国と比較して道路総延長が長い日本は、維持管理費用も分析対象の 10 か国内で最も大きく、2100 年頃には最大で年間 4.5~17 億ドルの維持管理費用が発生すると推計されている。

²³ なお、水害の発生が経済に与える影響としては、電力設備への浸水などに伴う電力供給の停止など資本稼働率の低下も考えられる。例えば、令和元年東日本台風や同年の台風 15 号では、広範囲に亘って数十万戸の停電が発生した。

生産活動における民間資本ストックの寄与と比べて、公的・社会的な資本ストックが生産活動への寄与については、関数型を含めて必ずしも確立された見方がなく、水害ショックの発生が、公的・社会的な資本ストックの毀損を通じて、どのように TFP に影響を与え得るかという点を先験的に定めるのは難しい。このため、本稿では、以下の通り、水害ショックによる外生的な TFP の変動 $\Omega_t(e_{fdr_t})$ を、民間資本ストックへの外生的な毀損額 e_{fdr} を定数倍した値として定義したうえで、水害ショックが実際に TFP に影響を与えるかどうか、与えるとすればどの程度かという点について、推計に際して、TFP の時系列を観察変数として加えたうえで、当該パラメータの θ_{fdr} の統計的な有意性や大きさをもって実証的に確認するというアプローチを取っている。

$$\Omega_t(e_{fdr_t}) = \exp(\theta_{fdr} e_{fdr_t}) \quad (9)$$

ここで、 θ_{fdr} は水害被害の TFP ショックに関するパラメータであり、 e_{fdr_t} は自己回帰計数 $\rho_{fdr} \in (0,1)$ によって制御される以下の動学方程式に従うと仮定する。

$$e_{fdr_t} = \rho_{fdr} e_{fdr_{t-1}} + fdr_t \quad (10)$$

3.2 推計の概要

本稿の推計手法は、Smets and Wouters (2007) など DSGE モデルのベイズ推計に関する先行研究で用いられている標準的な手法に従っているが、推計に用いる観察変数については、標準的に用いられる変数と異なるものもあるため、以下で詳述する。なお、推計手法のうち他の点については、付録 B を参照されたい。また、カリブレートしたパラメータおよび推計されたパラメータについては、それぞれ表 1、表 2 を参照されたい。

データ

本稿の推計においては、1980 年第 2 四半期から 2019 年第 4 四半期までの 12 系列の時系列データを観察変数として使用している。使用するデータは、マクロ経済変数が 7 系列、銀行部門および企業部門の純資産の 2 系列、水害および震災に伴う資本ストック毀損率の 2 系列から構成されている。具体的には、(1)実質 GDP Y_t 、(2)実質民間設備投資 I_t 、(3)GDP デフレーター P_t 、(4)設備投資デフレーター $P_t Z_{d,t}^{-1} A_{d,t}^{-1}$ 、(5)名目賃金（時間あたり） W_t 、(6)一人あたり労働時間 L_t 、(7)名目短期金利 $R_{n,t}$ 、(8)ソロー残差 λ_t 、(9)銀行部門の実質純資産 $N_{F,t} P_t^{-1}$ 、(10)企業部門の実質純資産 $N_{E,t} P_t^{-1}$ 、(11)水害に伴う資本毀損率 fdr_t 、(12)震災に伴う資本毀損率 edr_t である。(1)～(11)のデータの時系列は図 3 に掲載している。

マクロ経済変数の多くは、内閣府より公表されている国民経済計算（以下、SNA）

に基づいて作成している。(5)については、SNA の雇用者報酬を(6)で除して作成している。(6)については、労働力調査の雇用者数に毎月勤労統計の労働時間を乗じたうえで、生産年齢人口で除して作成している。

(9)と(10)は純資産のデータ系列であり、資金循環統計に基づき、国内銀行および民間非金融法人企業の上場株式から作成している。ただし、資金循環統計では、国内銀行については1995年第4四半期より前、民間非金融法人企業については1994年第4四半期より前において株式が時価で評価されていないため、当該期間については銀行および非金融法人の株価の時価総額の四半期成長率を用いて、時価ベースの計数となるように過去に遡って伸ばしている。また、これらの変数が株価変動を反映することを踏まえ、Barsky et al. (2014)の手法に倣い、観測誤差の存在を勘案している。

(11)、(12)は水害および震災に伴う被害額を民間資本ストックで除すことで作成している。水害に伴う被害額は、国土交通省により公表されている水害統計調査の一般資産被害額を水害被害額デフレーター²⁴で実質化した系列を利用した。もっとも、水害統計調査は年次公表統計であるため、推計にあたっては、水害被害額の年次系列を気象庁により公表されているアメダスの観測データを用いて四半期系列化している²⁵。震災に伴う被害額は、国土交通省の推計に基づき、阪神淡路大震災（1995年1月）・新潟県中越地震（2004年10月）・東日本大震災（2011年3月）・熊本地震（2016年4月）について作成した。民間資本ストックは、内閣府により公表されている固定資本ストック速報に基づいて作成している。

推計をする際には、(7)の名目短期金利および(11)、(12)の毀損率系列については水準を用いており、それ以外の変数は、定常性を確保するために階差を取ったうえで、確定的なトレンドを平均値を差し引くことで除去している。名目系列を実質系列へ変換する際には、GDPデフレーターを用いている。また、すべての実質系列は、生産年齢人口で除することにより、生産年齢人口一人あたりに変換している。

推計結果

パラメータの事後分布は、表2の通りである。水害に関するパラメータ以外については、企業部門、家計部門、金融仲介部門、政府部門それぞれについて、パラメータの値は、Okazaki and Sudo (2018)の推計結果と概ね変わらない値となっている。水害発生がTFPに与える影響については、スケーリング・パラメータ θ_{far} は統計的に有意にゼロよりも大きくなっており、水害の発生が公共インフラの毀損などを通じて、TFPを低下させるという波及経路の存在が、データと整合的であることを示している。

²⁴ 水害被害額デフレーターは、水害統計調査において公表されている、名目水害被害額を基準年価格（現在は平成23年）で評価するためのデフレーターである。内閣府「国民経済計算」の国内総生産デフレーターなどに基づいて算出されている。

²⁵ 四半期系列化の詳細については、付録Cを参照されたい。

4 分析

4.1 水害ショックに対する金融仲介活動および実体経済の反応

ベースライン・シミュレーションの結果

推計で得られたパラメータを用いて、令和東日本台風が日本全国にもたらした被害額と同程度の水害ショックが民間資本ストックの減耗ショックとして発生した場合の主要変数のインパルス応答関数をみたものが、図 4 である。(2)式と(8)式で示されている通り、水害ショックは、0 期において、その期に生産活動に利用な資本ストックを減少させるとともに、TFP も押し下げる。上述の通り、TFP を押し下げる理由としては、黙示的には、道路など公的部門が保有する資本ストックの毀損に起因する生産性の低下を想定している。こうした 0 期におけるショックは、当該経済にとっては外生のものであり、既存研究における直接効果に対応する。1 期以降の資本ストックの動きや他の変数の動きは、モデルから導かれる内生的な動きであり、間接効果に対応する。

まず、生産要素の動きを確認すると、資本ストックの減少や TFP の低下に加えて、労働投入量も短期的には低下する。これは、実質賃金の低下によるものとなっている。3 つの生産要素は、1 期以降も定常状態対比で低下し続けるが、労働投入量や TFP に比べると、資本ストックは 5 年経過後もマイナスの領域に残り続けるなど相応に持続的な影響を受ける姿になり、これを反映して、GDP もショック前の水準に戻るまで 5 年以上要する。

需要サイドを確認すると、ショック後、投資・消費とともに低下するが、投資については、ショックから 2 年後と比較的早く回復し、その後は、プラス転化して、資本ストックの回復に寄与する。こうした投資の動きは、後述する企業部門や金融仲介部門のバランス・シートの毀損によって、需要面から投資が下押しされる力と、資本ストックが毀損した結果として、設備投資から得られる期待収益率が上昇し、投資の誘因が上昇する上押しの力がある中で、バランス・シートの回復に伴い、前者の力が徐々に剥落していくことによると考えられる。GDP が減少する中で、投資が相対的には素早く回復する結果、消費は持続的に押し下げられる。ボトムでみると、消費や GDP はそれぞれの定常状態から最大で 0.05%、0.10%程度押し下げられている²⁶。

²⁶ なお、付録 D では、本稿のモデルにおける水害ショックの GDP の押し下げ幅について、わが国の 1960 年代から 1990 年代の GDP の動向を理論的に説明した先行研究である Hayashi and Prescott (2002)との比較を行っている。具体的には、Hayashi and Prescott (2002)で用いられている新古典派成長論モデルに対して、図 4 において資本ストックおよび TFP に与えているのと同規模の

こうした実体経済の落ち込みには、金融仲介活動が阻害されていることも相応に作用している。(4)式で示される通り、0期における資本ストックの物理的な毀損は、これを保有する企業部門のバランス・シートの経済価値の毀損を意味する。BGGなどの他のファイナンシャル・アクセラレーター・モデルと同様に、本稿のモデルにおいても、外部資金の借り手のバランス・シートの価値の低下は、貸し手からみた借り手の予想デフォルト確率の上昇に帰結し、こうした予想デフォルト率上昇を織り込むことから貸出金利が上昇する。この結果、貸出量の減少を通じて、投資活動も抑制される。

こうした投資活動の抑制は、経済活動の低迷を通じて企業部門のバランス・シートを更に押し下げるほか、金融機関収益の低下を通じて、金融機関のバランス・シートも押し下げる。HSUあるいはOkazaki and Sudo (2018)で示唆される通り、企業部門・金融機関の内生的なバランス・シートの毀損は、金融仲介活動の低下を通じて、実体経済を更に押し下げることになる（いわゆる、ファイナンシャル・アクセラレータ・メカニズム）。

保険の役割

次に、企業部門が保有する資本ストックが水害ショックから被る被害額に対して、その被害額を全額補填する保険が存在するという仮想的な経済のもとでの、水害ショックに対する主要変数のインパルス応答関数を分析したものが図5になる。比較のため、図4の点推計値も掲載している。

まず、保険によって、水害ショックによる資本ストックの損失が家計部門に転嫁されることが、水害ショックに伴うマクロ経済・金融変数の悪化を抑制していることが確認される。GDPについては、0期目の押し下げ幅が小さくなっているほか、定常状態への回復ペースも早くなっており、投資もより速いタイミングでプラス転化している。

こうした動学の違いの背景としては、まず、0期における企業部門の自己資本の低下が保険によって抑制される結果、借り手の予想デフォルト率の上昇、貸出金利の上昇、貸出量の低下といったファイナンシャル・アクセラレータ・メカニズムが強くは作用しないことが挙げられる。この点に加えて、保険によって、家計部門に資本ストックの損失が転嫁されることにより、マイナスの富効果が生じ、家計部門がより余暇、消費を減らす結果として、労働投入量を増やすことも作用していると考えられる。

もっとも、同図が示す通り、仮に保険によって資本ストックの損失が家計部門に移転されたとしても、水害ショックが経済活動を押し下げる作用を持ち続ける点には留

ショックを与えたうえで、内生変数の動きを確認している。例えば、GDPのインパルス応答関数を比べると、両モデルは、定量的に大きくは変わらないものの、本稿のモデルは相対的にGDPのショック後の回復速度が遅くなっている。

意する必要がある。一つには、損失自体は転嫁されたとしても、資本ストックが減少するという点は変わらないという点が挙げられる。また、水害ショックの結果、TFPも押し下げられることも、GDPに対して押し下げに作用する。

これらの点に加えて、より重要な点として、こうしたGDPの押し下げの結果、企業部門や銀行部門のバランス・シートが内生的に毀損され、金融仲介活動を通じて、GDPを一段と押し下げるというファイナンシャル・アクセラレータ・メカニズムが、保険の存在を捨象した場合ほどではないものの、作用することである。この効果の存在により、仮に保険によって損失が家計部門に移転されたとしても、水害の影響は持続的にGDPを押し下げる。

水害ショックと他の構造ショックとの比較

本節の最後に、水害が経済に与えるショックの大きさをTFPショックや主観的割引率ショックなどの標準的なマクロショックと比較するため、上記の資本毀損ショックに加えて、その他のショックを1標準偏差動かした際のGDPのvariance decompositionを行った。表3を踏まえると、モデルにおける水害ショックがGDPのvarianceに占める割合は0.1~0.3%程度と、極めて小さいことが確認できる。

4.2 水害被害の将来予測に基づく経済変数の動き

分析の前提

European Central Bank (2021)やNGFS (2021)などの最近の分析でも指摘される通り、自然災害が実体経済に与える影響は、先行き、気候変動がより顕著になる可能性があるもとで、自然災害自体の大規模化や高頻度化の結果として、拡大する可能性がある。本節では、NGFSが2021年6月に公表した気候変動シナリオのうち、わが国の水害被害の将来予測を前提として、当該シナリオに幾つかの追加的な仮定を置いたうえで、2020年から2100年までの主要経済変数について、こうした水害ショックのもとでの時系列的な推移をモデルを用いてシミュレーションする。

具体的なシナリオとしては、NGFSシナリオのうち、①現状の政策が維持され、追加的な気候変動抑制政策等が全く実施されなかった場合のシナリオ (Current Policies) と、②迅速かつ柔軟な気候変動抑制政策等が実施され、2050年までにCO2排出量がネット・ゼロとなるシナリオ (Net Zero 2050) の2つのシナリオを分析の対象とする。

シミュレーションにおいては、自然災害に係る保険の存在や金融仲介機関や企業のバランス・シートの変化によるショックの増幅効果 (ファイナンシャル・アクセラレータ) が果たす役割を検証する観点から、何れのシナリオについても、ベースライン・

モデルに水害ショックを与えたシミュレーションのほか、ベースライン・モデルについて保険による補償を明示的に組み入れる形で変更を施したものをを用いたシミュレーション、標準的な DSGE モデルである Hayashi and Prescott (2002) の新古典派成長論モデルを用いたシミュレーションも同時に行い、結果を比較している²⁷。

各シミュレーションでは、それぞれのシナリオについて、まず、2100 年頃の水害ショックによる外生的な資本ストック毀損率が 2000 年対比でみて何倍に増加するかを想定している。資本ストック毀損率の時系列的な推移は、①NGFS が公表している 2100 年までの 5 年ごとの水害被害額の変化率²⁸ (2020 年対比) から被害額の年率成長率を算出したうえで、②2020 年以降の資本ストック毀損率が、「被害額の年率成長率－民間の固定資本ストックの過去の平均的な年率成長率²⁹」だけ成長すると仮定して算出した。

<シナリオ①：Current Policies>

当シナリオは、現在既に実施されている気候変動抑制政策のみが維持され、追加的な排出量削減措置等が行われないケースを想定している。このシナリオのもとでは、CO₂ 排出量は増加の一途をたどり、2100 年頃には世界全体の気温が 1986-2006 年平均と比較して 3℃上昇する。その結果、わが国においても気温上昇・降水量増加をもたらし、2100 年頃の水害被害額は 2020 年対比 9 倍に増加する。この被害額の予測を前提に、上記の仮定の下で 2100 年頃に生じる水害ショックによる外生的な資本ストック毀損率を推計すると、2000 年頃の 6.4 倍程度まで上昇するとの結果が得られる。

<シナリオ②：Net Zero 2050>

当シナリオは、より厳格な気候変動抑制政策の実施と迅速な技術革新によって、2050 年までに CO₂ 排出量がネット・ゼロにまで低減するケースを想定している。これにより、2100 年頃までの世界全体の気温上昇は 1.5℃程度にまで抑制されるため、わが国においても 2100 年頃の水害被害額も 2020 年対比 2.3 倍程度の増加にとどまる。この水害被害額の予測のもとでは、2100 年頃の水害ショックによる外生的な資本ストック毀損率は 2000 年頃の 1.6 倍程度まで上昇することになる。

²⁷ Hayashi and Prescott (2002) のモデルに水害ショックを与えた場合の主要経済変数の動きについては、補論 D を参照。

²⁸ 欠損値は線形補完している。

²⁹ 本稿のモデルにおける企業部門が保有する資本ストックと対応する SNA の系列における一人あたり民間資本ストックは、2010～2020 年に平均でみて年率 0.7%程度増加している。水害ショックによる外生的な資本ストックの毀損の将来パスを設定する際には、民間が保有する資本ストックについて、この成長率が 2100 年まで続くことを仮定している。

シミュレーションでは、それぞれのシナリオについて、資本ストック毀損率の実績値の標本分布（1980年第1四半期～2019年第4四半期）をベースに、2100年頃の資本毀損率の平均値（2000年代の平均値対比）がシナリオで想定している倍率となるように調整を行ったうえで、5000本の資本ストック毀損率ショック系列を作成して各モデルに与え、GDPなどの経済変数の内生的な動きの中央値や信頼区間を分析している³⁰。なお、シミュレーションに当たっては、先行き、水害ショック以外の構造ショックは全てゼロであると仮定している。

シミュレーションの結果

シミュレーション結果は図7の通りである。なお、シミュレーション結果は、1980年第1四半期以降、水害ショックが一切発生しなかった場合との差分で表示している。シナリオごとの結果の前に、付録Cで示されている資本毀損率のこれまでの実績値から示唆される通り、2004、2018、2019年の資本毀損率は、平均的な資本毀損率と比較して高い水準となっていた。図4で示される通り、水害ショックのGDPへの波及は持続的であり、図7の2020年以降数年については、過去に生じた大規模な水害ショックに起因する下押し圧力が残存する形になっている。

シナリオ①：Current Policies では、追加的な気候温暖化対策が取られない結果、水害ショックによる資本ストック毀損率が2080年以降に急激に上昇していくことが想定されている。その結果、ベースライン・モデル（図7上段）では、資本ストック・GDPの定常状態からの乖離幅（中央値）は急激に悪化し、それぞれ-0.75%、-0.18%に達する結果となっている。

一方で、シナリオ②：Net Zero 2050 では、排出量ネット・ゼロを達成する2050年以降、水害ショックの規模や頻度は抑制されることになり、結果として、資本ストック毀損率も低位で推移していくことから、資本ストックやGDPの定常状態からの乖離幅は、概ね足もと並みの水準が継続する姿となった。いずれのシナリオ予測も信頼区間が広く、不確実性は非常に高いものの、資本ストック毀損率の上昇は、実体経済変数を総じて押し下げることが確認された。なお、保険を勘案したモデルを用いた場合や、Hayashi and Prescott (2002)の新古典派成長論モデルを用いた場合（図7下段）においてもベースライン・モデルと定性的には概ね同様の予測結果が得られている。

Hayashi and Prescott (2002)のモデルとの違いとしては、ベースライン・モデルでは、特にGDPについて、各期の分布がより広がっていることが特徴である。これは、企業部門および金融仲介部門のバランス・シートが、水害が実体経済に与える影響を増幅している結果と考えられる。例えば、Hayashi and Prescott (2002)では、2100年において、下位10%のGDPの値は、定常値からおよそ0.3%低位となっているが、ベース

³⁰ シナリオごとの資本毀損率ショック系列の分布は、図6を参照されたい。

ラインでは0.4%程度低位となっている。

水害による資本毀損が継続的に発生する状況のもとで、前節で論じた保険の役割が一層重要になることも確認できる。企業部門の資本収益率が保険によって補填される場合（図7中段）には、資本ストック・GDPの定常状態からの乖離幅（中央値）はベースライン・モデルと比較すると縮減され、それぞれ-0.37%、-0.03%程度にとどまっている。

5 まとめ

気候変動および気候変動の結果として生じる自然災害への関心が国際的に高まるもとで、自然災害が一国のマクロ経済活動に与える影響についても、足もと、研究が増加している。金融の分野においても、気候変動が、金融機関の資産の毀損などを通じて金融システムの安定性を損なうリスク（気候関連金融リスク）への関心が高まるもとで、国際的な議論な対応や、個別金融機関による定量評価の試みが進んでいる。

本稿では、マクロ経済学における標準的な分析ツールである動学的確率的一般均衡モデル（DSGEモデル）を用いて、自然災害のうち水害の発生が実体経済や金融仲介活動に与える影響について、定量的に評価している。水害発生は、気候関連金融リスクのうち「物理的リスク」に分類されるが、金融仲介部門に対する物理的リスクの大きさをDSGEモデルによって評価した分析は、著者の知る限り、これまで存在していない。また、自然災害にかかる被害についての保険が、自然災害後の実体経済の動きに果たす役割を理論的に検証している点でも、特徴的である。本稿のモデルは、金融仲介部門と企業部門のバランス・シートを明示的に組み込んでいる点を除けば、標準的なDSGEモデルであり、パラメータは、主要なマクロ経済変数に加えて、わが国で発生した水害の被害額の時系列データを用いて推計されている。水害発生が経済活動に及ぼす経路については、Hsiang and Jina (2015)やBakkensen and Barrage (2018)などの先行研究で強調されている、民間部門の資本ストックの減耗やTFP変動として現れる公的インフラの毀損などといった物理的な損失が及ぼす効果だけではなく、物理的な資産が毀損する結果として、企業部門のバランス・シートが毀損するといった物理的リスクの議論で想定される経済的な損失がもたらす効果も勘案されている。

分析結果の概要は、以下の2点にまとめられる。第一に、水害発生に係るショックは、外生的な資本ストック投入量の減少や、TFP低下に伴う内生的な生産要素の減少を通じて、GDPに対して有意に下押しの影響を与える。水害発生による民間資本ストックの経済的な損失が、保険などで他の部門に転嫁されることなく、概ね企業部門に吸収されるとの前提のもとでは、企業部門のバランス・シートの毀損を通じて金融仲介活動が阻害され、GDPを一段と低下させる。もつとも、仮に、保険などで水害被害

が企業部門のバランス・シートを直接的には毀損させない場合であっても、水害によって GDP が低下することから、企業部門・金融仲介部門のバランス・シートが内生的に毀損し、経済活動は幾分低下する。

第二に、足もとまでのデータを踏まえると、水害発生による TFP や資本ストックの外生的な低下が与える定量的な影響は、いわゆる TFP ショックや主観的割引率ショックなど、標準的な DSGE モデルの分析において GDP の主たる変動要因とされる構造ショックと比べて限定的である。もっとも、NGFS から公表されている先行きの気候変動シナリオを前提としたうえで、仮想的に、先行きの水害ショックの実体経済への影響を試算すると、先行きについては足もとよりは相応に大きくなる可能性も示唆される。

分析の留意点としては、以下の3点が挙げられる。まず、本稿の分析の目的は、気候変動が実体経済に及ぼす多岐に渡る経路を包括的・網羅的に捕捉することではなく、あくまでも、実際の被害額が分析に利用可能な日本の水害に限定したうえで、その経済活動への間接効果を検証している。このため、Nordhaus (2011)などの既存研究で指摘されている、気温上昇をもたらす労働生産性の低下を通じた経路や、気候変動の結果として生じる水害以外の自然災害に伴う経路は、分析の射程外としている。

次に、経済活動と気候変動の相互連環性も捨象されている。いわゆる標準的な Integrated Assessment Model においては、過去から現在までの経済活動の結果として生じる大気・海中の二酸化炭素濃度の上昇が、現在の気温の上昇を通じて、労働生産性を含む生産要素投入に与える影響が明示的にモデル化されている。こうした相互連環性について定量的に精緻な分析を行ううえでは、日本以外も含む地域の経済活動が中長期的に気温に及ぼす影響に加えて、気温が経済活動に与える影響である損失関数を推計するための詳細なデータが必要になる。

最後に、本稿の分析は、日本各地で生じた個々の水害被害について、標準的な DSGE モデルの枠組みを拡張することで分析を試みたものである。このため、モデル自体は日本全国を描写しており、また、水害被害発生後の経済動学については、線形近似を用いて計算している。前者については、水害を含め自然災害の影響は、相応に個別性が高いと考えられるが、モデルでは、資本ストック毀損額が同一であれば、発生場所に拘わらず、日本経済全体の経済活動に与える影響は同質との想定のもとで、画一的に取り扱っている。後者については、特に、先行きのシミュレーション分析に関連して、大規模な水害発生に伴う潜在的な非線形的な効果は捉えきれていない可能性がある。水害被害の個別性・地域性あるいはその非線形性について、包括的にモデルに織り込んで理論的に検証することは、将来の課題である。

参考文献

- [1] 井上考二・長沼大海 (2021)「中小企業における自然災害の被害と備えの実態」、日本政策金融公庫論集、第51号.
- [2] 澤田康幸・眞崎達二郎・中田啓之・関口訓央 (2017)「日本企業における災害時リスクファイナンスの現状と課題」、RIETI Discussion Paper Series, 17-P-002.
- [3] 内閣府 (2020)「事前対策が事業に与える影響のアンケート調査結果（洪水害編）」.
- [4] Annicchiarico, B., F. Di Dio. (2015) “Environmental Policy and Macroeconomic Dynamics in a New Keynesian Model,” *Journal of Environmental Economics and Management*, 69, 1-21. doi:10.1016/j.jeem.2014.10.002.
- [5] AON (2020) “Weather, Climate & Catastrophe Insight: 2019 Annual Report.”
- [6] Bakkensen, L., L. Barrage. (2018) “Climate Shocks, Cyclones, and Economic Growth: Bridging the Micro-Macro Gap,” NBER Working Paper Series, No.24893.
- [7] Barsky, R., A. Justiniano, L. Melosi. (2014) “The Natural Rate of Interest and Its Usefulness for Monetary Policy,” *American Economic Review*, 104(5), 37-43. doi:10.1257/aer.104.5.37.
- [8] Batten, S. (2018) “Climate Change and the Macro-economy: A Critical Review,” Bank of England Staff Working Paper, No. 706.
- [9] Baxter, M., R. G. King. (1993) “Fiscal Policy in General Equilibrium,” *American Economic Review*, 83(3), 315-334.
- [10] Beaudry, P., F. Portier. (2014) “News-Driven Business Cycles: Insights and Challenges,” *Journal of Economic Literature*, 52(4), 993–1074. Doi:10.1257/jel.52.4.993.
- [11] Berg, G., J. Schrader. (2012) “Access to Credit, Natural Disasters, and Relationship Lending,” *Journal of Financial Intermediation*, 21(4), 549-568. <https://doi.org/10.1016/j.jfi.2012.05.003>.
- [12] Bernanke, B. S., M. Gertler, S. Gilchrist. (1999) “The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework,” *Handbook of Macroeconomics*, 1, 1341-1393.
- [13] Brown, J. R., M. Gustafson, I. Ivanov. (2020) “Weathering Cash Flow Shocks,” *Journal of Finance* 76(4), 1731-1772. <https://doi.org/10.1111/jofi.13024>.
- [14] Carattini, S., G. Heutel, G. Melkadze. (2021) “Climate Policy, Financial Frictions, and Transition Risk,” NBER Working Paper Series, No. 28525.
- [15] Christiano, L., R. Motto, M. Rostagno. (2010) “Financial Factors in Economic Fluctuations,” ECB Working Paper Series, No. 1192.
- [16] Christiano, L., R. Motto, M. Rostagno. (2014) “Risk Shocks,” *American Economic Review*, 104(1),

27-65. doi:10.1257/aer.104.L27.

- [17] Collier, B. L., A. F. Haughwout, H. C. Kunreuther, E. O. Michel–Kerjan. (2019) “Firms’ Management of Infrequent Shocks,” *Journal of Money, Credit and Banking*, 52(6), 1329–1359. <https://doi.org/10.1111/jmcb.12674>.
- [18] Cortés, K. R., P. E. Strahan. (2017) “Tracing Out Capital Flows: How Financially Integrated Banks Respond to Natural Disasters,” *Journal of Financial Economics*, 125(1), 182–199. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2017.04.011>.
- [19] European Central Bank. (2021) “Climate-related Risk and Financial Stability.”
- [20] Evgenidis, A., M. Hamano, W. N. Vermeulen. (2021) “Economic Consequences of Follow-up Disasters: Lessons from the 2011 Great East Japan Earthquake,” WINPEC Working Paper Series, No.E2111.
- [21] Furukawa, K., H. Ichiue, N. Shiraki. (2020) “How Does Climate Change Interact with the Financial System? A Survey,” Bank of Japan Working Paper Series, No. 20-E-8.
- [22] Gallic, E., G. Vermandel. (2020) “Weather Shocks,” *European Economic Review*, 124, 103409. <https://doi.org/10.1016/j.eurocorev.2020.103409>.
- [23] Hayashi, F., E. Prescott. (2002) “The 1990s in Japan: A Lost Decade,” *Review of Economic Dynamics*, 5(1), 206-235. <http://dx.doi.org/10.1006/redy.2001.0149>.
- [24] Hirakata, N., N. Sudo, K. Ueda. (2011) “Do Banking Shocks Matter for the U.S. Economy?” *Journal of Economic Dynamics and Control*, 35(12), 2042-2063. doi:10.1016/j.jedc.2011.08.007.
- [25] Hirakata, N., N. Sudo, K. Ueda. (2017) “Chained Credit Contracts and Financial Accelerators,” *Economic Inquiry*, 55(1), 565-579. doi:10.1111/ecin.12376.
- [26] Hosono, K., D. Miyakawa, T. Uchino, M. Hazama, A. Ono, H. Uchida, I. Uesugi. (2016) “Natural Disasters, Damage to Banks, and Firm Investment,” *International Economic Review*, 57(4), 1335–1370. <http://www.jstor.org/stable/44280155>.
- [27] Hsiang, S. M., A. S. Jina. (2015) “Geography, Depreciation, and Growth,” *American Economic Review*, 105(5), 252-256. doi:10.1257/aer.p20151029.
- [28] Klomp, J. (2014) “Financial Fragility and Natural Disasters: An Empirical Analysis,” *Journal of Financial Stability*, 13, 180-192. doi: 10.1016/j.jfs.2014.06.001.
- [29] Network for Greening the Financial System. (2021) “NGFS Climate Scenarios for Central Banks and Supervisors.”
- [30] Nordhaus, W. D. (2011) “Integrated Economic and Climate Modeling,” Cowles Foundation Discussion Papers, No. 1839. doi:10.2139/ssrn.1970295.
- [31] Noth, F., U. Schüwer. (2018) “Natural Disaster and Bank Stability: Evidence from the US Financial

- System,” Sustainable Architecture for Finance in Europe Working Paper, No. 167. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2921000>.
- [32] Okazaki, Y., N. Sudo. (2018) “Natural Rate of Interest in Japan — Measuring its size and identifying drivers based on a DSGE model —,” Bank of Japan Working Paper Series, No.18-E-6.
- [33] Pindyck, R. S. (2013) “Climate Change Policy: What Do the Models Tell Us?” NBER Working Paper Series, No. 19244.
- [34] Rousová, L. S., M. Giuzio, S. Kapadia, H. Kumar, L. Mazzotta, M. Parker, D. Zafeiris. (2021) “Climate Change, Catastrophes and the Macroeconomic Benefits of Insurance.” doi:10.2854/407671.
- [35] Schweikert, A., P. Chinowsky, X. Espinet, M. Tarbert. (2014) “Climate Change and Infrastructure Impacts: Comparing the Impact on Roads in ten Countries through 2100,” *Procedia Engineering*, 78, 306-316. doi:10.1016/j.proeng.2014.07.072.
- [36] Smets, F., R. Wouters. (2007) “Shocks and Frictions in US Business Cycles: A Bayesian DSGE Approach,” *American Economic Review*, 97(3), 586-606. doi:10.1257/aer.97.3.586.
- [37] Stern, N. (2013) “The Structure of Economic Modeling of the Potential Impacts of Climate Change: Grafting Gross Underestimation of Risk onto Already Narrow Science Models,” *Journal of Economic Literature*, 51(3), 838-859. doi:10.1257/jel.
- [38] Strobl, E. (2011) “The Economic Growth Impact of Hurricanes: Evidence from U.S. Coastal Counties,” *Review of Economics and Statistics*, 93(2), 575-589. doi:10.1162/rest_a_00082.
- [39] Swiss Re Institute. (2021). “The Japan Commercial Insurance Market.”
- [40] Tol, R. S. J. (2009) “The Economic Effects of Climate Change,” *Journal of Economic Perspectives*, 23(2), 29-51. doi:10.1257/jep.23.2.29.
- [41] Tran, R. B., D. J. Wilson. (2020) “The Local Economic Impact of Natural Disasters,” Federal Reserve Bank of San Francisco Working Paper, 2020-34. <https://doi.org/10.24148/wp2020-34>.
- [42] von Peter, G., S. von Dahlen, S. Saxena. (2012) “Unmitigated Disasters? New Evidence on the Macroeconomic Cost of Natural Catastrophes,” BIS Working Papers, No. 394.
- [43] Yamamoto, H., T. Naka. (2021) “Quantitative Analysis of the Impact of Floods on Firms’ Financial Conditions,” Bank of Japan Working Paper Series, No. 21-E-10.

A. モデルの詳細

本稿のモデルは、4つの経済部門から構成されている。すなわち、家計部門、銀行部門、企業部門、政府部門である。

- 家計部門：家計部門は、対称的な家計および投資家から構成される。各家計は同質な H_t の労働者から構成され、企業部門に労働投入を提供して賃金を得るほか、投資家に預金することで預金金利収入を得る。投資家は、家計から安全金利で預金を集め、銀行部門と信用契約を結ぶことで、その資金を供給する。この投資家・銀行部門間の信用契約をIF契約と呼称する。
- 銀行部門：銀行部門は、投資家からIF契約を通じて外部資金を調達する。また、企業部門と信用契約を結ぶことで、調達した外部資金および銀行部門自身の純資産を、企業部門の企業家へ貸し出す。この銀行部門・企業家間の信用契約をFE契約と呼称する。
- 企業部門は、企業家、資本財生産企業、中間財生産企業、最終財生産企業から構成される。企業家は、銀行部門から調達した外部資金を用いて資本財生産企業から資本財を購入し、それを最終財生産企業へとレンタル・コストを対価として提供する。資本財生産企業は、最終財生産企業から投資財を購入し、それを資本財へと変換する。中間財生産企業は、労働投入、資本ストック投入から中間財を生産する。最終財生産企業は、中間財から最終財を生産する。
- 政府部門は、政府と中央銀行から構成される。前者は、家計から徴税し、政府支出を行う。後者はインフレ率を安定させることを企図して名目金利の調整を行う。

A.1 信用契約

本稿のモデルでは、2つのタイプの信用契約を考慮している。1つ目の契約は、投資家と銀行部門の間で結ばれるIF契約であり、2つ目の契約は、銀行部門と企業家の間で結ばれるFE契約である。銀行部門は独占力を持っており、自身の純利益を最大化することを目的として、2つの信用契約における金利を設定する。

A.1.1 FE 契約

設定

任意の時点 t において、各銀行 i は自身に紐付いている無数の企業家 j_i に対して貸出を行う³¹。企業家 j_i は純資産 $N_{E,j_i,t}$ を保有しており、これを用いて資本ストック $Q_t K_{j_i,t}$ を購入する。ただし、 Q_t は資本ストック 1 単位あたりの価格、 $K_{j_i,t}$ は企業家 j_i が購入する資本ストックの量である。仮に、純資産 $N_{E,j_i,t}$ が $Q_t K_{j_i,t}$ よりも少ない場合、企業家は、資金の不足分 $Q_t K_{j_i,t} - N_{E,j_i,t}$ を銀行 i と FE 契約を結ぶことで調達する³²。 $t + 1$ 時点では、企業家 j_i は、資本ストック $K_{j_i,t}$ から資本所得 $R_{E,t+1} \omega_{E,j_i,t+1}$ を得る。ここで、 $R_{E,t+1}$ は資本収益率、 $\omega_{E,j_i,t+1}$ は企業家 j_i に固有の生産性ショックである³³。ここで、銀行と企業家の間には情報の非対称性が存在し、銀行 i は審査費用を支払わない限り、この起業家に固有の生産性ショックの実際の大きさを観察できないと仮定する。この仮定のもとで、通常の Costly State Verification 問題と同様に、銀行 i は FE 契約の契約内容を決定する。契約内容は、以下の 2 点からなる：

- 企業家 j_i への貸出量、すなわち $Q_t K_{j_i,t} - N_{E,j_i,t}$
- 固有の生産性ショック $\omega_{E,j_i,t+1}$ について、企業家が負債を返済することが可能かどうかを規定する閾値 $\bar{\omega}_{E,j_i,t+1}$ 。実際に生じた固有の生産性ショック $\omega_{E,j_i,t+1}$ が、この閾値を上回る場合、すなわち $\omega_{E,j_i,t+1} \geq \bar{\omega}_{E,j_i,t+1}$ であれば企業家は返済し、そうでない場合、倒産する。

企業家の誘因整合性条件 (Participation constraint)

企業家 j_i は、FE 契約を結んだ際に得られる利潤が少なくとも機会費用に等しい場合のみ、FE 契約に参加する。仮に契約を結び、かつ、企業家が倒産しなかった場合、事後的な利潤は以下のように表される。

$$(\omega_{E,j_i,t+1} - \bar{\omega}_{E,j_i,t+1}) R_{E,t+1} Q_t K_{j_i,t}$$

これを用いて、企業家にとっての借入金利 $r_{E,j_i,t+1}$ を表すと、以下ようになる。

³¹ ここでは、銀行 i とそれに紐付かない企業家 j_{i^*} (すなわち $i \neq i^*$) の間の FE 契約における審査費用が、企業家 j_{i^*} が銀行 i から資金調達するという選択が生じないほどに高いという事を仮定している。同様の仮定により、投資家と企業家間の直接の信用契約も結ばれないことを想定している。

³² BGG (1999)と同様に、ここでは、純資産が無限に蓄積されることはなく、均衡においては、企業家は常に外部資金を調達することを仮定する。IF 契約における銀行部門についても同様の仮定を置く。

³³ BGG (1999)に倣い、固有の生産性ショックは、平均が 1 の対数正規分布に従い、時点および企業家間で互いに独立とする。以下では、この分布の密度関数を $f_E(\cdot)$ 、累積密度関数を $F_E(\cdot)$ と記述する。

$$r_{E,j_i,t+1} \equiv \frac{\bar{\omega}_{E,j_i,t+1} R_{E,t+1} Q_t K_{j_i,t}}{Q_t K_{j_i,t} - N_{E,j_i,t}} \quad (11)$$

企業家 j_i は、仮に FE 契約を結ばない場合には、自身の純資産 $N_{E,j_i,t}$ のみを用いて資本ストックを購入し、それを貸し出すことで資本所得を得ることができると仮定する。この場合、企業家が得る利潤の期待値は、 $E_t[\omega_{E,j_i,t+1} R_{E,t+1} N_{E,j_i,t}]$ であり、これは $E_t[R_{E,t+1} N_{E,j_i,t}]$ に等しく、事後的な利潤は $\omega_{E,j_i,t+1} R_{E,t+1} N_{E,j_i,t}$ である。こうした定式化のもとでは、企業家は、以下の不等式が任意の j_i で成り立つ限りにおいて、FE 契約に参加することになる：

$$E_t \left[\left(\int_{\bar{\omega}_{E,j_i,t+1}}^{\infty} (\omega_E - \bar{\omega}_{E,j_i,t+1}) dF_E(\omega_E) \right) R_{E,t+1} Q_t K_{j_i,t} \right] \geq E_t[\omega_{E,j_i,t+1} R_{E,t+1} N_{E,j_i,t}] \quad (12)$$

ここで、 E_t は期待値オペレータである。

銀行が FE 契約から得る利潤

FE 契約のもとで、銀行 i が得る利潤は、倒産しなかった企業家が行う支払いと、倒産した企業の保有資産の和から、倒産した企業の保有資産の審査費用を控除した額である。そのため、銀行 i が FE 契約から得る利潤の期待値は以下のようになる。

$$E_t[\Phi_{E,i,t+1} R_{E,t+1} Q_t K_{j_i,t}]$$

ただし、 $\Phi_{E,i,t+1}$ は以下の式で定義される。

$$\Phi_{E,i,t+1} \equiv \int_{\bar{\omega}_{E,j_i,t+1}}^{\infty} \bar{\omega}_{E,j_i,t+1} dF_E(\omega_E) + \int_0^{\bar{\omega}_{E,j_i,t+1}} \omega_E dF_E(\omega_E) - \mu_E \int_0^{\bar{\omega}_{E,j_i,t+1}} \omega_E dF_E(\omega_E) \quad (13)$$

ここで、(13)式の $\Phi_{E,i,t+1}$ は3つの項から構成されている。第1項は倒産しなかった企業家からの支払い、第2項は倒産した企業から得られる利潤、第3項は銀行が支払う審査費用をそれぞれ表している。銀行が支払う審査費用の総和は、第3項に $R_{E,t+1} Q_t K_{j_i,t}$ を乗じることで得られる。ここで、 μ_E は、審査費用の大きさを規定するパラメータである。なお、銀行の利潤および審査費用は資本ストック $Q_t K_{j_i,t}$ について収穫一定であることに注目すると、銀行 i が無数に存在するすべての企業群 j_i と結ぶ FE 契約において、閾値 $\bar{\omega}_{E,j_i,t+1}$ は等しいことが確認できる。このため、以下の議論においては、必要に応じて、企業群に係るインデックス j_i を落として表記する。

A.1.2 IF 契約

設定

IF 契約は、投資家と銀行部門の間で結ばれる契約である。前述のように、 t 時点では、各銀行 i は純資産 $N_{F,i,t}$ を保有しており、企業家 j_i に $Q_t K_{j_i,t} - N_{E,j_i,t}$ だけ貸出を行う。なお、 $K_{j_i,t}$ は企業家 j_i が購入した資本ストックの総量、 $N_{E,j_i,t}$ は企業家 j_i が保有する純資産総量である。銀行 i から借り入れる企業の資本ストックと純資産の総和をそれぞれ $K_{i,t}$ 、 $N_{E,i,t}$ とすると、仮に銀行 i の純資産が企業家への貸出量よりも少ない場合、銀行は不足分 $Q_t K_{i,t} - N_{E,i,t} - N_{F,i,t}$ を投資家から調達することになる。ここで、各銀行に対して、FE 契約から得た利潤についてそれぞれ固有の生産性ショック $\omega_{F,i,t+1}$ が生じると仮定する。このショックの大きさは、銀行ごとに異なっているが、これは、個別行の信用リスクや流動性リスク、証券化ローンのリスクなど、リスク管理状況の違いから生じるものであると考える。こうしたリスクが顕在化した後の銀行の利潤は、以下のようになる³⁴。

$$\omega_{F,i,t+1} \Phi_{E,i,t+1} R_{E,t+1} Q_t K_{i,t}$$

ここで、投資家と銀行の間には情報の非対称性が存在し、投資家は審査費用を支払わない限り、この銀行に固有の生産性ショックの実際の大きさを観察できないと仮定する。こうした状況のもと、FE 契約と同様に、銀行 i は IF 契約の契約内容を決定する。具体的には、以下の2点である：

- 投資家からの資金調達量、すなわち $Q_t K_{i,t} - N_{E,i,t} - N_{F,i,t}$
- 固有の生産性ショック $\omega_{F,i,t+1}$ について、銀行が負債を返済することが可能かどうかを規定する閾値 $\bar{\omega}_{F,i,t+1}$ 。実際に生じた固有の生産性ショック $\omega_{F,i,t+1}$ が、この閾値を上回る場合、すなわち $\omega_{F,i,t+1} \geq \bar{\omega}_{F,i,t+1}$ であれば銀行は返済し、そうでない場合、倒産する。

IF 契約のもとでは、 $\int_{\bar{\omega}_{F,i,t+1}}^{\infty} dF_F(\omega_F)$ の割合の銀行は倒産せず、その他の銀行は倒産する。事後的にみると、倒産した銀行 i が得る利潤はゼロであり、倒産しなかった銀行 i が得る利潤は以下のようになる：

$$(\omega_{F,i,t+1} - \bar{\omega}_{F,i,t+1}) \Phi_{E,i,t+1} R_{E,t+1} Q_t K_{i,t} \quad (14)$$

この関係性を用いると、倒産しなかった銀行 i が投資家に支払う金利は以下のようになる。

³⁴ 本稿では、銀行の固有の生産性ショックは、平均が1の対数正規分布に従い、時点および銀行間で互いに独立とする。以下では、この分布の密度関数を $f_F(\cdot)$ 、累積密度関数を $F_F(\cdot)$ と記述する。

$$r_{F,i,t+1} \equiv \frac{\bar{\omega}_{F,i,t+1} \Phi_{E,i,t+1} R_{E,t+1} Q_t K_{i,t}}{Q_t K_{i,t} - N_{E,i,t} - N_{F,i,t}} \quad (15)$$

投資家の誘因整合性条件 (Participation constraint)

投資家は、IF 契約が少なくとも機会費用よりも大きい場合にのみ、IF 契約に参加する。具体的には、投資家が IF 契約から得る利潤が、少なくとも安全資産への投資から得られる利潤に等しい場合である。すなわち、安全金利を R_t と記述すると、全ての i に対して以下の不等式が成り立つ必要がある。

$$\Phi_{F,i,t+1} \Phi_{E,i,t+1} R_{E,t+1} Q_t K_{i,t} \geq R_t [Q_t K_{i,t} - N_{E,i,t} - N_{F,i,t}] \quad (16)$$

ただし、 $\Phi_{F,i,t+1}$ は以下のように定義する。

$$\Phi_{F,i,t+1} \equiv \int_{\bar{\omega}_{F,i,t+1}}^{\infty} \bar{\omega}_{F,i,t+1} dF_F(\omega_F) + \int_0^{\bar{\omega}_{F,i,t+1}} \omega_F dF_F(\omega_F) - \mu_F \int_0^{\bar{\omega}_{F,i,t+1}} \omega_F dF_F(\omega_F) \quad (17)$$

$\Phi_{F,i,t+1}$ をみると、(13) 式の $\Phi_{E,i,t+1}$ と同様な構造をしていることが見て取れる。特に、第 3 項に $\Phi_{E,i,t+1} R_{E,t+1} Q_t K_{i,t}$ を乗じたものは、投資家が支払う審査費用の総和である。もっとも、この費用は、倒産した企業家の保有資産ではなく、倒産した銀行の保有資産の大きさを審査するための費用である^{35,36}。

A.1.3 銀行による最適な契約内容の選択

t 時点末において、銀行 i は、自身の純資産 $N_{F,i,t}$ と企業家の純資産 $N_{E,i,t}$ を所与として、 $t+1$ 時点末における期待純利益を最大化するように IF 契約と FE 契約の契約内容を選択する。契約内容とは、具体的には、企業家への貸出総量 $Q_t K_{i,t} - N_{E,i,t}$ 、投資家からの借入総量 $Q_t K_{i,t} - N_{E,i,t} - N_{F,i,t}$ 、それぞれの信用契約における閾値 $\bar{\omega}_{F,i,t+1}$ および $\{\bar{\omega}_{E,j,t+1}\}_{j=0}^{\infty}$ である。(14) 式で示したように、銀行の純利益は、信用契約から得られる利潤から投資家への支払いを除いた以下の式で表される：

³⁵ $\Phi_{F,i,t+1}$ および $\Phi_{E,i,t+1}$ の 2 つの項は、それぞれネットでみた場合の、IF 契約における投資家の取り分、FE 契約における銀行部門の取り分を表す。

³⁶ BGG (1999) と同様に、本稿では FE 契約と IF 契約のいずれも集計された状態を条件としており、各契約に参加する条件(12)および(16)は状態に依存せず等しく保たれていると仮定している点には留意が必要である。この点に関連した議論としては、例えば、CMR (2014) の脚注 16 を参照されたい。IF 契約については、本稿では更に、投資家は均衡においては完全競争に直面しており、経済の全ての状態において、IF 契約から投資家が得る利潤は、家計に対する支払合計に等しいことを仮定している。

$$E_t \left[\left(\int_{\bar{\omega}_{F,t+1}}^{\infty} (\omega_F - \bar{\omega}_{F,t+1}) dF_F(\omega_F) \right) \Phi_{E,t+1} R_{E,t+1} Q_t K_{i,t} \right] \quad (18)$$

銀行にとっての制約条件は、(16)式の投資家の誘因整合性条件、および任意の j_i についての(12)式の企業家の誘因整合性条件であり、各銀行 i は、これらの式を所与として、(18)式を最大化する。HSU (2011, 2013)で議論しているように、収穫一定の仮定から、銀行 i の純利益の期待値は、他の全ての銀行の純利益の期待値と同一である。そのため、以下の議論においては、インデックス i を落としている。

A.1.4 純資産の動学

銀行部門と企業家の純資産は、基本的には、それぞれの信用契約から得られる利潤を蓄積したものである。もっとも、それ以外にも、純資産の変動要因が2つ存在する。1つ目は、銀行部門および企業家の労働所得であり、ここでは、両者は、最終財部門に対して、非弾力的に1単位の労働投入を提供することで、賃金 $W_{F,t}$ および $W_{E,t}$ を得ていると仮定する³⁷。2つ目は、BS ショック $\varepsilon_{N_{F,t+1}}$ および $\varepsilon_{N_{E,t+1}}$ である。BS ショックは、i.i.d.であり、その符号や規模は、信用契約から得る利潤や賃金とは関連しないと仮定する。こうした設定のもとで、銀行部門および企業家の純資産は以下のように表現される。

$$N_{F,t+1} = \gamma_F V_{F,t+1} + \frac{W_{F,t}}{P_t} + \varepsilon_{N_{F,t+1}} \quad (19)$$

$$N_{E,t+1} = \gamma_E V_{E,t+1} + \frac{W_{E,t}}{P_t} + \varepsilon_{N_{E,t+1}} \quad (20)$$

ただし、 $V_{F,t+1}$ および $V_{E,t+1}$ は、以下の式で表される。

$$V_{F,t+1} \equiv \left(1 - \Gamma_F(\bar{\omega}_{F,t+1}) \right) \Phi_E(\bar{\omega}_{E,t+1}) R_{E,t+1} Q_t K_t$$

$$V_{E,t+1} \equiv \left(1 - \Gamma_E(\bar{\omega}_{E,t+1}) \right) R_{E,t+1} Q_t K_t$$

また、 $\Gamma_F(\bar{\omega}_{F,t+1})$ および $\Gamma_E(\bar{\omega}_{E,t+1})$ は、以下の式で表される³⁸。

³⁷ 銀行部門および企業家からの労働投入が存在することを仮定する理由については、BGG (1999)を参照されたい。

³⁸ BGG (1999)に倣い、 $\Gamma_F(\bar{\omega}_{F,t+1})$ および $\Gamma_E(\bar{\omega}_{E,t+1})$ は、それぞれ審査費用を控除する前の段階で測ったIF契約における投資家の取り分、FE契約における銀行部門の取り分を表す。

$$\Gamma_F(\bar{\omega}_{F,t+1}) \equiv \int_{\bar{\omega}_{F,t+1}}^{\infty} \bar{\omega}_{F,t+1} dF_F(\omega_F) + \int_0^{\bar{\omega}_{F,t+1}} \omega_F dF_F(\omega_F)$$

$$\Gamma_E(\bar{\omega}_{E,t+1}) \equiv \int_{\bar{\omega}_{E,t+1}}^{\infty} \bar{\omega}_{E,t+1} dF_E(\omega_E) + \int_0^{\bar{\omega}_{E,t+1}} \omega_E dF_E(\omega_E)$$

ここで、 P_t は消費財の名目価格を表す。なお、 t 時点において営業を行っている銀行部門および企業家のうち、それぞれ $1 - \gamma_F$ および $1 - \gamma_E$ が $t + 1$ 時点において経済から退出すること、また、この退出に伴い、経済全体からそれぞれ $(1 - \gamma_F)V_{F,t+1}$ および $(1 - \gamma_E)V_{E,t+1}$ だけ純資産が失われると仮定する。

A.2 家計部門

家計は $h \in [0,1]$ でインデックス化されており、各家計は同質な H_t の労働者から構成されている。マクロ経済全体での消費と労働投入、およびそれらを H_t で除した生産年齢人口一人あたりの消費と労働投入をそれぞれ $C(h)$ 、 $L(h)$ 、 $c(h)$ 、 $l(h)$ と表記すると、家計の期待効用 $U_t(h)$ は以下ようになる。

$$U_t(h) \equiv E_t \left[\sum_{q=0}^{\infty} \beta^q d_{t+q} H_{t+q} \left\{ \ln \left(c_{t+q}(h) - \theta_h c_{t+q-1}(h) \right) - \varphi \frac{l_{t+q}(h)^{1+v}}{1+v} \right\} \right] \quad (21)$$

ただし、 $\beta \in (0,1)$ は主観的割引率、 $\theta_h \in (0,1)$ は消費の習慣形成の度合い、 $v > 0$ は労働供給の弾性値、 φ は労働の不効用に対するウェイトである。変数 d_t は主観的割引率に係るショックである。

家計 h の予算制約式は以下の式で表される。

$$c_t(h)H_t + s_t(h)H_t \leq \left[\frac{W_t(h)l_t(h)H_t}{P_t} - \frac{\kappa_w}{2} \left(\frac{W_t(h)}{W_{t-1}(h)} - \bar{\pi}\bar{\gamma} \right)^2 \frac{W_t L_t}{P_t} \right. \\ \left. + R_{t-1}s_{t-1}(h)H_{t-1} + \frac{\Omega_t(h) - \tau_t(h)}{P_t} \right] \quad (22)$$

$s_t(h)$ は生産年齢人口一人あたりの貯蓄、 R_t は預金に対する実質金利、 $\Omega_t(h)$ は家計が企業部門から受け取る配当の名目値、 τ_t は政府による人頭税の名目値、 $W_t(h)$ は家計 h が設定する個々の家計の名目賃金、 W_t はマクロ経済全体の名目賃金指数である。右辺の第2項目は、家計が賃金 $W_t(h)$ を調整する際に必要となる費用を表象しており、 κ_w は調整費用の大きさを規定するパラメータである。 $\bar{\pi}$ は、定常状態におけるインフレ率、 $\bar{\gamma}$ は以下の式で定義される、定常状態における生産年齢一人あたり GDP 成長率で

ある³⁹。ここで、 $g_{z_{a,ss}}$ 、 $g_{z_{d,ss}}$ はそれぞれ定常状態における中立技術と投資特殊技術の成長率である。

$$\bar{\gamma} = g_{z_{a,ss}}^{\frac{1}{(1-\gamma)(\alpha+\alpha_E+\alpha_F)}} g_{z_{d,ss}}^{\frac{(1-\alpha-\alpha_E-\alpha_F)}{\alpha+\alpha_E+\alpha_F}}$$

家計 h は、差別化された労働投入 $L_t(h)$ について独占的にふるまい、差別化された労働投入 $L_t(h)$ に対する需要は以下のように表される。

$$L_t(h) = \left(\frac{W_t(h)}{W_t} \right)^{-\theta_{W,t}} L_t \quad (23)$$

ここで、 L_t はマクロ経済全体の労働投入指数であり、以下の式で定義される。

$$L_t = \left[\int_0^1 L_t(h)^{\frac{\theta_{W,t}-1}{\theta_{W,t}}} dh \right]^{\frac{\theta_{W,t}}{\theta_{W,t}-1}}$$

$\theta_{W,t} \in (1, \infty)$ は、労働投入に対する需要の弾力性を表すパラメータであり、時間に応じて変化する。

A.3 企業部門

企業部門は、企業家、資本財生産企業、 $l \in [0,1]$ でインデックス化された中間財生産企業と、最終財生産企業からなる。このうち資本財生産企業は、投資財市場で投資財を購入し、それを資本財へ変換したのち、企業家へ販売する。中間財生産企業は、それぞれが中間財 $\{Y_{g,t}(l)\}_{l \in [0,1]}$ を生産しており、要素市場では価格を所与として、生産財市場では独占競争的に行動する。最終財生産企業は、中間財市場で中間財を購入し、最終財 $Y_{g,t}$ を生産したうえで最終財市場で販売するが、いずれの市場においても価格を所与として行動する。

資本財生産企業

資本財生産企業は、投資財 $I_t/(Z_{d,t}A_{d,t})$ を最終財生産企業から購入し、それを生産技術 $F_{I,t}$ により資本財 K_t へ変換したのち、企業家へ価格 Q_t で販売する。ただし、 I_t は投資、 $Z_{d,t}$ は投資特殊技術の非定常成分、 $A_{d,t}$ は同技術の定常成分である。彼らの最適化問題は以下の利潤最大化問題となる：

³⁹ 名目賃金の調整費用の関数形は、家計が賃金の伸び率を $\pi\bar{\gamma}$ と一致させるように調整する定常状態においては、その調整費用はゼロであることを示している。

$$\max_{i_t} E_t \left[\sum_{q=0}^{\infty} \beta^{t+q} \frac{\Lambda_{t+q}}{\Lambda_t} \left[Q_{t+q} (K_{t+q} - (1-\delta)(1-fdr_{t+q})K_{t+q-1}) - \frac{I_{t+q}}{Z_{d,t}A_{d,t}} \right] \right]$$

ここで、資本減耗の動学については、(2)式で定義される。

生産関数

最終財生産企業は、以下の生産技術を用いて最終財 $Y_{g,t}$ を生産する。

$$Y_{g,t} = \left[\int_0^1 Y_{g,t}(l) \frac{\theta_{PY,t}^{-1}}{\theta_{PY,t}} dl \right]^{\frac{\theta_{PY,t}}{\theta_{PY,t}-1}}$$

$\theta_{PY,t} \in (1, \infty)$ は中間財投入の代替の弾力性である。それぞれの中間財生産企業 l に対する需要は、最終財生産企業の最適化条件を用いると、以下のように表される。

$$Y_{g,t}(l) = \left[\frac{P_t(l)}{P_t} \right]^{-\theta_{PY,t}} Y_{g,t} \quad (24)$$

ここで、 $\{P_t(l)\}_{l \in [0,1]}$ は、各中間財 $Y_{g,t}(l)$ の名目価格である。これらの価格と最終財の名目価格指数は以下の式で関連付けられる。

$$P_t = \left[\int_0^1 P_t(l)^{1-\theta_{PY,t}} dl \right]^{\frac{1}{1-\theta_{PY,t}}}$$

中間財生産企業 l は、以下の生産技術を用いて中間財 $Y_{g,t}(l)$ を生産する。

$$Y_{g,t}(l) = \frac{Z_{a,t}A_{a,t}}{\Omega_t(e_{fdr_t})} \Psi_t(l)^\gamma [L_t(l)^\alpha]^{1-\gamma} \left[((1-fdr_t)K_{t-1}(l)U_t(l))^{1-\alpha-\alpha_E-\alpha_F} \right]^{1-\gamma} - F_t \quad (25)$$

ここで、 $Z_{a,t}$ および $A_{a,t}$ は、水害以外の TFP 変動のうちそれぞれ非定常成分、定常成分を指し、 $L_t(l)$ 、 $(1-fdr_t)K_{t-1}(l)$ 、 $U_t(l)$ は、それぞれ中間財生産企業 l の労働投入量、水害による毀損後の資本ストック投入量、資本ストックの稼働率⁴⁰、パラメータ γ と α

⁴⁰ モデルでは、水害によって毀損した後の資本ストック $(1-fdr_t)K_{t-1}$ の稼働率 U_t は企業家によって決定され、中間財生産企業 l は稼働率を所与としつつ、稼働率調整済みの資本ストック投入量 $(1-fdr_t)K_{t-1}(l)U(l)$ のみを決定する。

なお、企業家が資本ストックの稼働率 U_t を選択する際には、以下の調整費用を支払う必要があることを仮定している。

$$\frac{\kappa_U (U_t^{Y_U+1} - 1)}{Y_U + 1}$$

κ_U と Y_U はパラメータである。この稼働率に係るコストを勘案すると、企業家が資本ストック K_{t-1}

は生産関数における中間投入比率と家計が投入する労働への分配率、 F_t は中間財生産企業 l にとって外生的な固定費用である⁴¹。要素市場において価格を所与として行動する結果、全ての中間財生産企業が、以下の限界費用 $MC_t(l)$ に直面する。

$$MC_t(l) = \frac{\Omega_t(e_{fd}r_t)\bar{\phi}P_t^\gamma}{Z_{a,t}A_{a,t}} [W_t^\alpha W_{E,t}^{\alpha_E} W_{F,t}^{\alpha_F} \bar{R}_{E,t}^{1-\alpha-\alpha_E-\alpha_F}]^{1-\gamma} \quad (26)$$

ただし、 $\bar{\phi}$ は定数である。

価格設定

中間財生産企業 l は、その生産財市場では独占的に振舞うが、同時に Rotemberg タイプの価格硬直性に直面している。彼らの最適化問題は、(24)式で示される需要関数と価格調整費用の存在を所与として、利潤を最大化するような中間財価格 $P_t(l)$ を選択する問題で、具体的には以下の通りに示される。

$$\max_{P_t(l)} E_t \left[\sum_{q=0}^{\infty} \beta^{t+q} \frac{\Lambda_{t+q}}{\Lambda_t} \frac{\Pi_{t+q}(l)}{P_{t+q}} \right] \quad (27)$$

$$s. t. \quad \Pi_{t+q}(l) = P_{t+q}(l)Y_{g,t+q}(l) - MC_{t+q}(l)(Y_{g,t+q}(l) + F_{t+q})$$

$$- \frac{\kappa_p}{2} \left(\frac{P_{t+q}(l)}{P_{t+q-1}(l)} - \bar{\pi} \right)^2 P_{t+q} Y_{g,t+q} \quad (28)$$

Λ_{t+q} は、 $t+q$ 時点における(22)式の予算制約に紐付いているラグランジュ乗数、 κ_p は調整費用を規定するパラメータである。

財市場における均衡

最終財 $Y_{g,t}$ は、消費財や投資財といった付加価値（GDP）、中間投入、金融仲介活動で使用される審査費用のいずれかとして用いられる。具体的な資源配分は、以下の式で表現される。ここで、 G_t は政府支出である。

を保有することから得る実質資本収益率は以下の式で表される。

$$R_{E,t} = \left[\frac{U_t \bar{R}_{E,t}}{P_t} - \frac{\kappa_U (U_t^{Y_U+1} - 1)}{Y_U + 1} + (1 - \delta) Q_t \right] \frac{(1 - fdr_t)}{Q_{t-1}}$$

ここで、 $\bar{R}_{E,t}$ は稼働率調整済みの資本ストック投入量 $(1 - fdr_t)K_{t-1}(l)U(l)$ 1 単位あたりに対するグロスベースの名目収益率である。

⁴¹ CMR (2010、2014)に倣い、固定費用 F_t の大きさは、定常状態における企業部門の利潤がゼロとなるように設定され、 $Y_{g,t}(l)$ の非定常成分 $Z_{a,t}^{\frac{1}{(1-\gamma)(\alpha+\alpha_E+\alpha_F)}} Z_{d,t}^{\frac{(1-\alpha-\alpha_E-\alpha_F)}{\alpha+\alpha_E+\alpha_F}}$ H_t の伸び率と等速で外生的に成長することを仮定している。中間財生産企業は、仮にこの固定費用が(25)式の第1項を上回った場合には、生産を中止することになる。

$$\begin{aligned}
Y_{g,t} = & \underbrace{C_t + \frac{I_t}{Z_{d,t}A_{d,t}} + G_t}_{\text{GDP}} + \underbrace{\int_0^1 \Psi_t(l)dl}_{\text{中間投入量}} + \underbrace{\frac{\kappa_U(U_t^{Y_U+1} - 1)}{Y_U + 1} (1 - fdr_t)K_{t-1}}_{\text{資本ストック投入量}} \\
& + \underbrace{\left[\mu_E \left(\int_0^{\bar{\omega}_{E,t+1}} \omega_E dF_E(\omega_E) \right) + \mu_F \left(\int_0^{\bar{\omega}_{F,t+1}} \omega_F dF_F(\omega_F) \right) \right]}_{\text{審査費用}} R_{E,t} Q_{t-1} K_{t-1} \\
& + \underbrace{(1 - \gamma_F)V_{F,t} + (1 - \gamma_E)V_{E,t}}_{\text{経済から退出する銀行部門および企業家による最終財消費}}
\end{aligned} \tag{29}$$

A.4 主要マクロ経済変数の定義

CMR (2010)と同様、本稿のモデルにおける実質 GDP Y_t は以下の通りで表される。

$$Y_t = C_t + \frac{I_t}{Z_{d,t}A_{d,t}} + G_t \tag{30}$$

インフレ率 π_t については、以下で定義される。

$$\pi_t = \frac{P_t}{P_{t-1}} \tag{31}$$

実質金利 R_t は、名目金利 $R_{n,t}$ と予想インフレ率 $E_t[\pi_{t+1}]$ を関連付ける以下のフィッシャー方程式より得られる。

$$R_t = \frac{R_{n,t}}{E_t[\pi_{t+1}]}$$

更に、推計の便宜上、ソロー残差を以下のように定義する。

$$\lambda_t = \frac{Y_t}{(L_t)^{\psi_L}(K_{t-1}U_t)^{1-\psi_L}} \tag{32}$$

ただし、 ψ_L は定常状態における付加価値に対する労働所得の割合を表す。

A.5 政府部門

政府は、家計部門から一律に人頭税 τ_t を徴求し、政府支出 $P_t G_t$ を行う。この政府支出の規模は外生的に与えられる。各 t 時点における政府の予算制約式は、以下のように表現される。

$$P_t G_t = \tau_t$$

中央銀行は、テイラー・ルールに基づき政策金利を調整する。

A.6 経済に存在する構造ショック

第 3 章で述べた水害による資本毀損ショック・TFP ショック以外のショックは、Okazaki and Sudo (2018)に倣っている。

A.7 均衡条件

均衡においては、任意の t 時点で、政府部門の政策、経済に発生した構造ショック、および企業部門・銀行部門の初期値を所与として、価格の集合および資源配分について、以下の条件が満たされている。

- (i) 各家計 h が、価格を所与として効用を最大化する
- (ii) 各銀行 i が、価格と自身の純資産を所与として利益を最大化する
- (iii) 各企業家 j_i が、価格と自身の純資産を所与として利益を最大化する
- (iv) 各中間財生産企業 l が、要素価格を所与として利益を最大化する
- (v) 各資本財生産企業が、価格を所与として利益を最大化する
- (vi) 政府が、予算制約式を常に満たす
- (vii) 中央銀行はテイラー・ルールに基づき政策金利を設定する
- (viii) 財市場の需要と供給が均衡する

B. 推計の詳細

B.1 推計の流れ

まず、モデルの各変数について、それらのトレンドで除すことで系列を定常化している。具体的には、資本ストック K_t 以外の実質 GDP Y_t や実質純資産 N_t といった実質変数については、定常状態における 2 つの技術水準と生産年齢人口の関数 $Z_{a,t}^{\frac{1}{(1-\gamma)(\alpha+\alpha_E+\alpha_F)}} Z_{d,t}^{\frac{(1-\alpha-\alpha_E-\alpha_F)}{\alpha+\alpha_E+\alpha_F}} H_t$ で除すことにより、資本ストック K_t については、同様の関数 $Z_{a,t}^{\frac{1}{(1-\gamma)(\alpha+\alpha_E+\alpha_F)}} Z_{d,t}^{\frac{1}{\alpha+\alpha_E+\alpha_F}} H_t$ で除すことによりトレンドを除いている。次に、CMR (2014) に倣い、ベイズ推計を実施している。具体的には、上述のモデルの均衡条件について状態空間モデルで表現し、カルマンフィルターを用いて尤度関数を導出している。そして、尤度関数とパラメータの事前分布を組み合わせ、事後分布の密度関数を数値的に算出している。この仮定では、Metropolis-Hastings アルゴリズムを使用している。

B.2 カリブレーション、事前分布、事後分布

カリブレートしたパラメータ

本稿では、いくつかのパラメータの値は Okazaki and Sudo (2018) に倣ってカリブレートしている。具体的には、主観的割引率 β 、中間財投入の代替の弾力性 θ_{PY} 、労働投入の代替の弾力性 θ_W 、資本減耗率 δ 、中間投入比率 γ 、家計部門の労働分配率 α 、企業家の労働分配率 α_E 、銀行部門の労働分配率 α_F 、家計の労働の不効用に対するウェイト φ である。これらの各パラメータの値については、表 1 に掲載している。

推計されたパラメータ

残りのパラメータは推計されており、推計結果は表 2 に掲載している。水害・震災に伴う資本毀損ショックに関するパラメータを除いて、パラメータの事前分布・平均・標準偏差は Okazaki and Sudo (2018) に従っている。資本毀損ショックに関するパラメータ $\rho_x, \theta_x, \eta_x, x \in \{fdr_t, edr_t\}$ は、他のショックの事前分布を参考に設定している。

事後分布

本稿では、事後分布の計算とモデルの周辺尤度の評価にあたっては、Metropolis-Hastings アルゴリズムを採用している。サンプリングについては 40 万回行っているが、最初の 20 万回は捨てている。推計されたパラメータの事後分布は表 2 に示しており、表の最後の 3 列は、それぞれ事後分布と信頼区間の下側・上側である。

C. 水害被害額に関する追加的な想定

大雨日数による水害被害額の回帰分析

水害被害額系列の四半期化や気候変動シナリオの想定を置くため、本節では、まず、水害被害額と降水データとの関係を確認する。具体的には、短期間に集中して強い雨が発生する回数と水害被害の大きさには正の相関があるとの仮定に基づき、水害被害額と一日あたり降水量 100mm 以上の日数（以下、「大雨日数」）との関係を調べた。

まず、気象庁のアメダスの観測気象データから、観測地点⁴²ごとの「日降水量 100mm 以上日数」を月次で取得したうえで、都道府県別に平均値を算出した⁴³。次に、都道府県あたりの月間平均大雨日数を、気象庁の区分に倣い、年次・4 地方別に合計し、地方別の年間大雨日数系列を作成した⁴⁴。最後に、この大雨日数系列を用いて、地方別の一般資産被害額⁴⁵を以下の通り回帰分析した。推計結果より、年間大雨日数の 1% の増加は、平均的に、一般資産被害額の 2% の増加を伴うことが確認された。

推計式

$$\Delta \ln(y_{i,t}) = \beta_0 + \beta_1 \Delta \ln(Days_{i,t}) + FE_i + TE_t + \epsilon_{i,t}$$

$y_{i,t}$: 地方別水害被害額（年、百万円、実績値）

$Days_{i,t}$: 地方別大雨日数（年、県別平均日数の合計）

$\Delta \ln(x_{i,t})$: 変数の対数階差⁴⁶

t : 1981 年～2019 年、 i : 北日本、東日本、西日本、沖縄・奄美地方

FE_i : 4 地方固定効果、 TE_t : 年時間効果

推計結果

被説明変数	$\Delta \ln$ （一般資産被害額）
説明変数	$\Delta \ln$ （大雨日数）
	2.11 *** [0.35]
	固定効果 地方×年
	観測数 155
	自由度調整済R ² 0.21

（注）括弧内の数字は標準誤差。***は、1%有意を示す。

⁴² 全国のアメダス観測地点のうち、1981 年～2019 年の全期間において欠損値のない 911 地点。

⁴³ 北海道については振興局ごとに平均値を算出したうえで、それらを合計している。

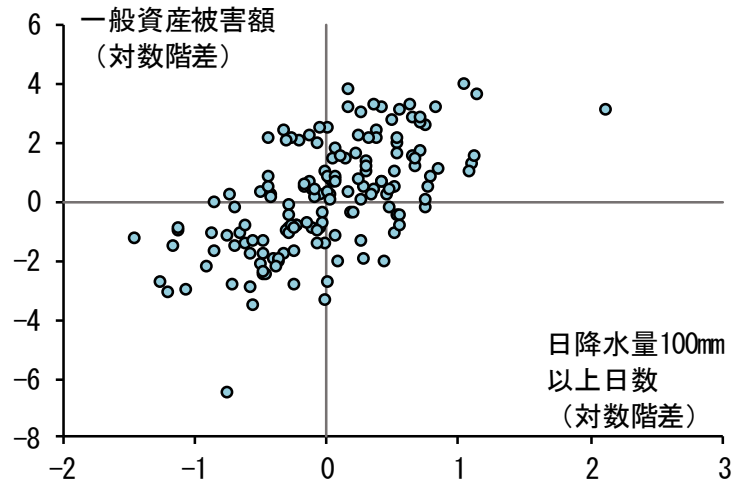
⁴⁴ 地方区分は気象庁に従う。詳細は気象庁 HP「全般気象情報などに用いる地域名」を参照。

https://www.jma.go.jp/jma/kishou/known/yougo_hp/tiikime.html

⁴⁵ 水害統計における一般資産被害額には、住居用家屋への損害など、本稿におけるモデルの民間保有の資本ストックに該当しないと考えられるものも含まれている。このため、後述の資本ストックの毀損率の算出では、分母として使用する民間資本ストックに民間住宅も含めている。

⁴⁶ 説明変数・被説明変数ともに単位根検定を行い、対数階差を取って推計を実施している。

年間大雨日数と水害被害額の関係



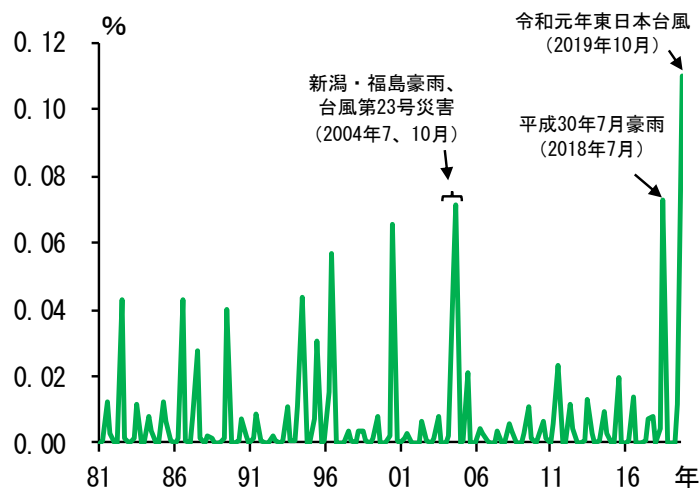
(注) 一般資産被害額は、固定効果を除いたベース。
 (出所) 国土交通省「水害統計調査」、気象庁「過去の気象」、日本銀行

水害被害額の四半期化

本稿のモデルは四半期ベースであることから、推計においては、年次系列である水害被害額を四半期化する必要がある。本稿では、上記で得られた水害被害額と大雨日数の関係性についての推計結果を用いて、地方別・四半期別の大雨日数から推定した一般資産被害額の比率をもとに、各年の同計数を按分した後、全国で集計することで、四半期ごとの全国の水害被害額系列を作成している。

水害被害額系列から作成した資本毀損率は以下の通りとなっている。令和東日本台風の影響を強く受けた2019年第4四半期や、新潟・福島豪雨などが発生した2004年下半期において毀損率が特に高い姿になっている。

水害による資本毀損率（四半期）



(出所) 国土交通省「水害統計調査」、内閣府「固定資本ストック速報」、日本銀行

四半期別の毀損率の基本統計量をみると、大雨日数は台風の影響を強く受けるため、7～9月の毀損率は他の四半期と比べると圧倒的に高くなっている。また、台風が10～12月にずれ込んだ年（2019年など）では当該四半期の水害被害額が大きくなることから、10～12月の毀損率は標準偏差が大きいという特徴をもつ。

年代別の毀損率の基本統計量をみると、1980年代から1990年代にかけて資本ストックの大幅な蓄積によって一時的に毀損率の平均値は下落したものの（分母要因）、その後は2010年代にかけて毀損率の平均値が高くなっており、最近の大雨回数の増加が水害被害に反映されていることが確認できる。

資本毀損率の記述統計量

四半期別	(ベースポイント)				
	平均値	中央値	標準偏差	10%タイル値	90%タイル値
1-3月	0.01	0.00	0.01	0.00	0.02
4-6月	0.32	0.14	0.38	0.01	0.79
7-9月	1.85	0.91	1.91	0.27	4.40
10-12月	0.55	0.04	2.02	0.00	0.30
全体	0.68	0.07	1.57	0.00	1.44

年代別	(ベースポイント)				
	平均値	中央値	標準偏差	10%タイル値	90%タイル値
1980年代	0.64	0.07	1.17	0.00	1.39
1990年代	0.56	0.06	1.20	0.00	1.11
2000年代	0.68	0.09	1.66	0.00	1.19
2010年代	0.84	0.06	2.06	0.00	1.43
全体	0.68	0.00	1.57	0.00	1.44

D. Hayashi and Prescott (2002)との比較

Hayashi and Prescott (2002)は、DSGE モデルの中でも教科書的な新古典派成長モデルを用いた、わが国の景気変動に関する代表的な理論分析である。同論文で使用されているモデル（以下、HP モデル）は、TFP の時系列的な推移を所与とすると、わが国の1960年代から1990年代のGDPの変動について、ある程度説明できることが示されている。HP モデルと比べて、本稿で用いているモデルは、財価格や賃金についての名目の硬直性が考慮されていること、家計部門と金融仲介部門、金融仲介部門と企業部門との間の資金貸借契約が存在することの2点において異なっており、HP モデルとの比較は、水害ショックのGDPへの波及におけるこれらの点の役割を示唆すると考えられる。

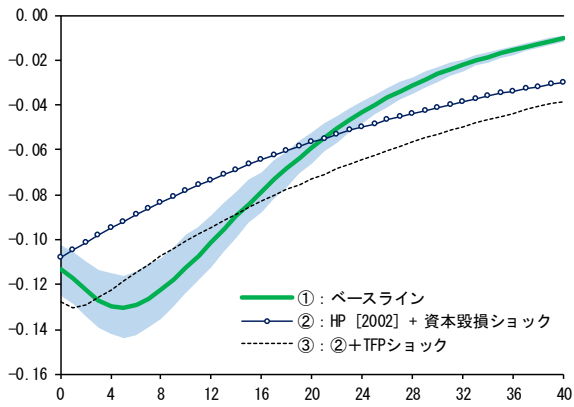
本節では、HP モデルに対して、本論4.1と同様に、東日本台風で生じたものと同規模の水害ショックを発生させたいうえで、本稿のモデルと比較する。資本ストック、TFPのそれぞれの波及効果を確認する観点から、本稿のベースライン・モデル（以下モデル①）と、HP モデルに対して水害ショックに伴う外生的な資本の毀損のみを与えたケース（モデル②）と水害ショックに伴う外生的な資本の毀損・TFP低下の双方を与えたケース（モデル③）を比較している。なお、HP モデルを用いるうえでは、モデルのパラメータの値についても、Hayashi and Prescott (2002)で用いられたものを採用している。

まず、労働投入量について比較すると、モデル①とモデル③が大きく低下するのに対して、モデル②では上昇する。これは、TFPが低下することによる賃金下落を通じて家計が労働供給を減少させる効果が、定量的に大きいことを示唆する。次に、資本ストックについて比較すると、TFPの外生的な低下を伴わないモデル②において、下落幅が最小になる。ここでも、TFPが低下しないことで資本収益率の低下が軽微にとどまる結果として、投資の抑制が弱まるという経路が作用していると考えられる。最後に、仕上がりとしてのGDPについて比較すると、定量的な観点からは、モデル間での違いは、累積で0.8~1.5倍程度と、大きな乖離が生じている訳ではない。

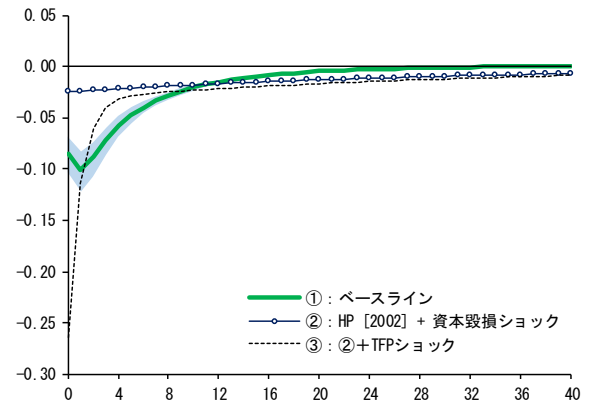
もっとも、モデル③では、水害ショック発生時点においては、落ち込み幅が最大になっているものの、その後、GDPは速やかに回復し、一方で、モデル①においては、ショック発生時点での低下幅は限定的であるものの、その後の押し下げは持続的であり、他のモデル対比でみて回復が緩やかであるという違いがある。上記の通り、価格の硬直性のほか、モデル①におけるバランス・シート調整が、動学に追加的な慣性を与える方向で作用している可能性がある。

インパルス応答関数

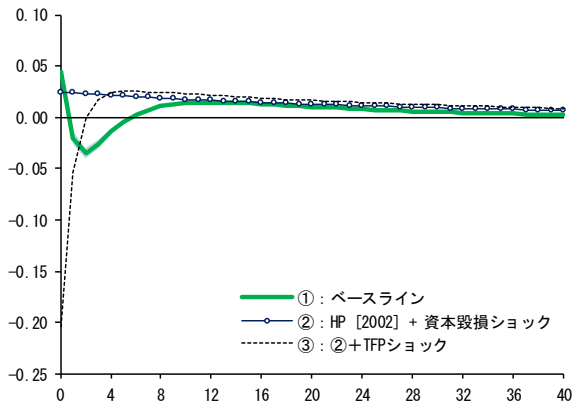
資本ストック



GDP



労働投入



- (注) 1. 各グラフの縦軸は、定常値からの乖離率 (%)。
 2. 各グラフの横軸は、ショック発生後に経過した四半期を表す。
 3. 各グラフの凡例は、以下の通り。
 ①実線 (緑) : ベースライン (シャドーは 90%信頼区間)
 ②マーカー付き実線 : Hayashi and Prescott (2002) + 資本毀損ショック
 ③破線 : ② + TFP ショック

E. 頑健性チェック（ニュース・ショック）

近年の極端気象の予報への取り組みの進展

本稿のベースラインのモデルでは、水害ショックは事前に予期されないと仮定している。もっとも、水害やその原因である大雨については、事前に予報が公表されている。例えば、気象庁は、日本の中長期的な気象に影響を与え得るエルニーニョ現象⁴⁷について、インド洋や太平洋赤道域の海洋や天気の様子を指数化して公表しているほか、先行き3か月間の気温や降水量などの気象条件が平年対比どのように推移するかについても、毎月予測情報を公表している。こうした点に鑑み、本節では、水害ショックがある程度予期できるとした場合に、モデルの含意がどのように変わるか、頑健性チェックを行う⁴⁸。

ニュース・ショックの妥当性・設定方法

まず、平均的にみて、外生的な資本ストックの毀損額が事前にどの程度予期され得るかを検証するため、 t 期時点のエルニーニョ現象に関するインド洋熱帯域・エルニーニョ監視海域⁴⁹の海水温と $t+1$ 期の水害被害額との関係を分析する。インド洋熱帯域の海水温が例年より高い場合、平均的にみて日本の降水量は多くなる傾向にあるとされる。また、エルニーニョ監視海域の海水温が例年より低い場合（ラニーニャ現象）、沖縄・奄美地方の6~8月の降水量は例年より多くなる傾向があるとされる。こうした関係を踏まえ、インド洋熱帯域やエルニーニョ監視海域の海水温を用いて、水害被害額を予測することが可能かどうか、以下の定式化のもとで回帰分析をおこなった⁵⁰。

⁴⁷ エルニーニョ（ラニーニャ）現象とは、太平洋赤道域の日付変更線付近から南米沿岸にかけて海面水温が平年より高くなる（低くなる）現象。この現象によってインド洋・太平洋の海水温が上下することで積乱雲の生成位置などが変わるため、日本の気象に大きな影響を与える。

⁴⁸ 気候変動が趨勢的に続くという予想のもとで、経済主体が、長期的な観点から設備投資や技術革新を行い、直接効果や直接効果の波及効果としての間接効果が抑制される可能性もある。本節での分析は、あくまでも短期的な予想からの乖離に由来する動学に焦点を充てており、こうした長期的な動学は対象としていない。

⁴⁹ 海域の定義は気象庁に従う。具体的には、インド洋熱帯域はIOBW（北緯20度から南緯20度、東経40度から東経100度の矩形）、エルニーニョ監視海域はNINO.3（北緯5度から南緯5度、西経150度から西経90度の矩形）に該当する。

⁵⁰ 説明変数のうち、IOBWとNINOについては、直近30年間の各月の平均値との乖離であり、トレンドのあるIOBWについては気象庁によってトレンドが除去されたものを利用している。また、説明変数、被説明変数双方ともに単位根検定を行い、説明変数は前年同四半期からの階差、被説明変数は同対数階差を用いて推計を行っている。

推計式

$$\Delta \ln(y_{i,t+1}) = \beta_0 + \beta_1 \Delta IOBW_t + \beta_2 \Delta NINO_t + FE_i + TE_t + \epsilon_{i,t}$$

$y_{i,t+1}$: 地方別水害被害額 (四半期、百万円、付録 C による推計値)

$IOBW_t, NINO_t$: 両海域の海面水温の基準値との差 (°C、5 か月移動平均) ⁵¹

t : 1990 年 Q1~2019 年 Q4、 i : 北日本、東日本、西日本、沖縄・奄美地方

FE_i : 4 地方×四半期固定効果、 TE_t : 年時間効果

推計結果は以下の通りとなっている。いずれの係数も統計的に有意(有意水準 5%)であるほか、係数の符号も予期された通りとなっている。すなわち、インド洋熱帯域の例年より高い海面水温は、翌期にかけて、降水量の増加を通じてより大きな水害被害を伴い得ることがわかる(エルニーニョ監視海域ではその逆が成り立つ)。この推計結果から、インド洋熱帯域・エルニーニョ監視海域の海面水温をもとに翌四半期の水害被害額を予測することは一定程度可能であることがわかる。

推計結果

被説明変数	$\Delta \ln$ (一般資産被害額)	
説明変数	インド熱帯域の海面水温 (前年差)	4.61 *** [1.13]
	エルニーニョ監視水域の 海面水温 (前年差)	-0.53 ** [0.22]
	固定効果	地方×四半期
	観測数	480
	自由度調整済R ²	0.10

(注) 括弧内の数字は標準誤差。***は 1%有意、**は 5%有意を示す。

次に、この結果を踏まえて、モデルにおける経済主体が、水害発生による直接的な被害額について、その一部を事前に予測するという仮定を追加的に置いたうえで、この仮定のもとで、モデルにおいて、水害ショックが経済変数に与える影響がどのように変わるのかを分析する。具体的には、 t 期に発生する水害ショックに伴う資本ストックの毀損額について、以下の式を想定する。

$$fdr_t = \epsilon_{fdr,t} + \epsilon_{fdr_{1,t-1}}$$

ここで、 $\epsilon_{fdr_{1,t-1}}$ は t 期時点に発生する水害ショックのうち 1 期前に予期された部分である。経済主体は、気象予報などを通じて、このショックが t 時点で発生することと、その規模について、既に $t-1$ 時点で知らされていると仮定する。もっとも、この予想

⁵¹ $IOBW_t$ と $NINO_t$ はともに月次公表されているが、今回の推計では 3 か月前の公表値 (4~6 月の四半期の場合は 1 月の公表値) を利用している。

は t 期に発生する資本ストックの毀損額を正確に予測するものではなく、実際に t 期時点に生じる資本ストック毀損額は、予期された資本ストックの毀損額から乖離する。言い換えると、 t 期においては、予期されない資本ストックの毀損額ショック $\epsilon_{fdr,t}$ が発生し、 t 期に発生する資本ストックの毀損額の総和は、この二つのショックの和となる。なお、いずれのショックも i.i.d. に従うと仮定する。

シミュレーションの結果

シミュレーションの結果は図 8 に掲載している。ここでは、0 期において令和元年東日本台風並みの水害ショックが経済に発生することが、発生時点の 1 四半期前である -1 期に予想された場合と、水害ショックが予期されずに 0 期に突然発生した場合（ベースライン・モデル）の主要経済変数の動学を比較している。Beaudry and Portier (2014) において引用されているニュース・ショックに関する理論的な諸分析と同様に、当モデルにおいても、事前に水害被害が予想されることにより、各経済主体は 0 期における資本ストックの毀損を見越して -1 時点から行動を変化させる。

ニュース・ショックのもとでのシミュレーション結果をみると、企業部門・金融仲介部門のバランス・シートを毀損させ、資本ストックや GDP を持続的に押し下げるなど、定性的には、ベースライン・モデルで得られる結果とほぼ同様となっている。言い換えると、水害ショックの一部が予期されると想定した場合でも、水害ショックの実体経済への波及経路や効果は大きくは変わらないことが確認されたことになる。

もっとも、シミュレーション結果を仔細に比較すると、ベースライン対比、幾つかの違いも存在する。例えば、0 期において資本ストックが毀損されることが見込まれる中で、-1 期において、企業部門は投資を手控え、家計部門は労働供給を減少させることから、結果として、GDP は水害による資本ストック既存が生じる前から押し下げられる。この結果、企業部門、金融仲介部門のバランス・シートも毀損し、僅かであるものの貸出金利も上昇する。

表 1. カリブレートしたパラメータ

α	労働分配率(家計)	0.600
α_E	労働分配率(企業)	0.020
α_F	労働分配率(銀行)	0.020
γ	中間投入比率	0.583
κ_U	資本稼働率の調整費用のスケーリング・パラメータ	0.050
φ	家計の労働の不効用に対するウエイト	0.200
β	家計の主観的割引率(四半期率)	0.998
δ	資本減耗率(四半期率)	0.028
θ_{P_V}	定常状態における中間財投入の代替の弾力性	7.000
θ_W	定常状態における労働投入の代替の弾力性	7.000

表 2. 推計されたパラメータ（事前分布および事後分布）

	事前分布			事後分布		
	分布形	事前平均	事前標準偏差	平均	5%	95%
労働供給の弾性値	ガンマ	0.8	0.075	1.0206	0.9874	1.0503
資本ストックの調整費用	ガンマ	2	0.25	2.2047	2.1233	2.2847
価格の調整費用	ガンマ	12	1	7.8092	7.4593	8.1402
賃金の調整費用	ガンマ	2.5	0.5	0.7009	0.5845	0.8445
テイラー・ルール(インフレ率)	正規	2.75	0.05	2.7197	2.7033	2.7363
金利スムージング	ベータ	0.5	0.01	0.5337	0.5286	0.5383
資本稼働率の調整費用の逆数	ガンマ	5	1	2.3873	2.1554	2.5930
各銀行に固有の生産性ショックの不確実性	ガンマ	0.104	0.002	0.1029	0.1022	0.1035
各企業に固有の生産性ショックの不確実性	ガンマ	0.309	0.002	0.3087	0.3083	0.3090
IF契約における審査費用	ガンマ	0.539	0.01	0.5500	0.5421	0.5564
FE契約における審査費用	ガンマ	0.02	0.01	0.0459	0.0375	0.0524
銀行部門の非退出確率	ベータ	0.86	0.001	0.8634	0.8631	0.8638
企業部門の非退出確率	ベータ	0.96	0.001	0.9598	0.9592	0.9604
定常状態における中立技術進歩率	ガンマ	1.001	0.001	0.9995	0.9992	0.9998
定常状態における投資特殊技術進歩率	ガンマ	1.002	0.001	1.0016	1.0011	1.0021
定常状態におけるインフレ率	正規	1.002	0.001	1.0025	1.0020	1.0030
消費の習慣形成	ベータ	0.6	0.15	0.5245	0.4705	0.6071
水害によるTFPショックのスケールリング・パラメータ	ベータ	0.5	0.15	0.8425	0.7605	0.9321
震災によるTFPショックのスケールリング・パラメータ	ベータ	0.5	0.15	0.4092	0.3084	0.5060
中立技術進歩率ショック AR	ベータ	0.5	0.15	0.3186	0.2532	0.3906
中立技術水準ショック AR	ベータ	0.5	0.15	0.9494	0.9364	0.9618
投資特殊技術進歩率ショック AR	ベータ	0.5	0.15	0.2351	0.1895	0.2780
投資特殊技術水準ショック AR	ベータ	0.5	0.15	0.9878	0.9812	0.9946
銀行部門のBSショック AR	ベータ	0.5	0.15	0.2415	0.1819	0.2995
企業部門のBSショック AR	ベータ	0.5	0.15	0.7212	0.6707	0.7648
外生需要ショック AR	ベータ	0.5	0.15	0.9863	0.9782	0.9951
投資調整費用ショック AR	ベータ	0.5	0.15	0.4938	0.4164	0.5721
価格マークアップショック AR	ベータ	0.5	0.15	0.9402	0.9130	0.9673
賃金マークアップショック AR	ベータ	0.5	0.15	0.5769	0.4969	0.6844
主観的割引率ショック AR	ベータ	0.5	0.15	0.6561	0.6009	0.7080
ルール上のインフレ率に対するショック AR	ベータ	0.5	0.15	0.3472	0.2918	0.4051
水害による資本毀損ショック AR	ベータ	0.5	0.15	0.3597	0.3090	0.4098
震災による資本毀損ショック AR	ベータ	0.5	0.15	0.7016	0.6680	0.7286
中立技術進歩率ショック SD	逆ガンマ	0.01	5	0.0022	0.0017	0.0027
中立技術水準ショック SD	逆ガンマ	0.05	5	0.0060	0.0059	0.0061
投資特殊技術進歩率ショック SD	逆ガンマ	0.01	5	0.0153	0.0137	0.0169
投資特殊技術水準ショック SD	逆ガンマ	0.05	5	0.0174	0.0155	0.0192
金融政策ショック SD	逆ガンマ	0.01	5	0.0020	0.0015	0.0024
銀行部門のBSショック SD	逆ガンマ	0.02	5	0.0032	0.0026	0.0037
企業部門のBSショック SD	逆ガンマ	0.02	5	0.0046	0.0037	0.0055
外生需要ショック SD	逆ガンマ	0.01	5	0.0659	0.0585	0.0729
投資調整費用ショック SD	逆ガンマ	0.01	5	0.0389	0.0333	0.0445
価格マークアップショック SD	逆ガンマ	0.01	5	0.0292	0.0258	0.0326
賃金マークアップショック SD	逆ガンマ	0.01	5	0.0476	0.0321	0.0667
主観的割引率ショック SD	逆ガンマ	0.015	5	0.0050	0.0033	0.0067
ルール上のインフレ率に対するショック SD	逆ガンマ	0.01	5	0.0035	0.0031	0.0039
水害による資本毀損ショック SD	逆ガンマ	0.0001	5	0.0002	0.0002	0.0002
震災による資本毀損ショック SD	逆ガンマ	0.0009	5	0.0010	0.0009	0.0011

表 3. GDP の変動の要因分解

	(%)		
	ショック発生年	5年後	10年後
技術要因	75.4	76.6	76.4
需要要因	2.8	4.7	6.5
水害要因	0.3	0.1	0.1
その他要因	21.6	18.6	17.1

- (注) 1. 技術要因は、中立技術および投資特殊技術の進歩率・水準ショックの寄与の合計。
 2. 需要要因は、主観的割引率ショックと外生需要ショックの寄与の合計。

図 1. モデルの概要

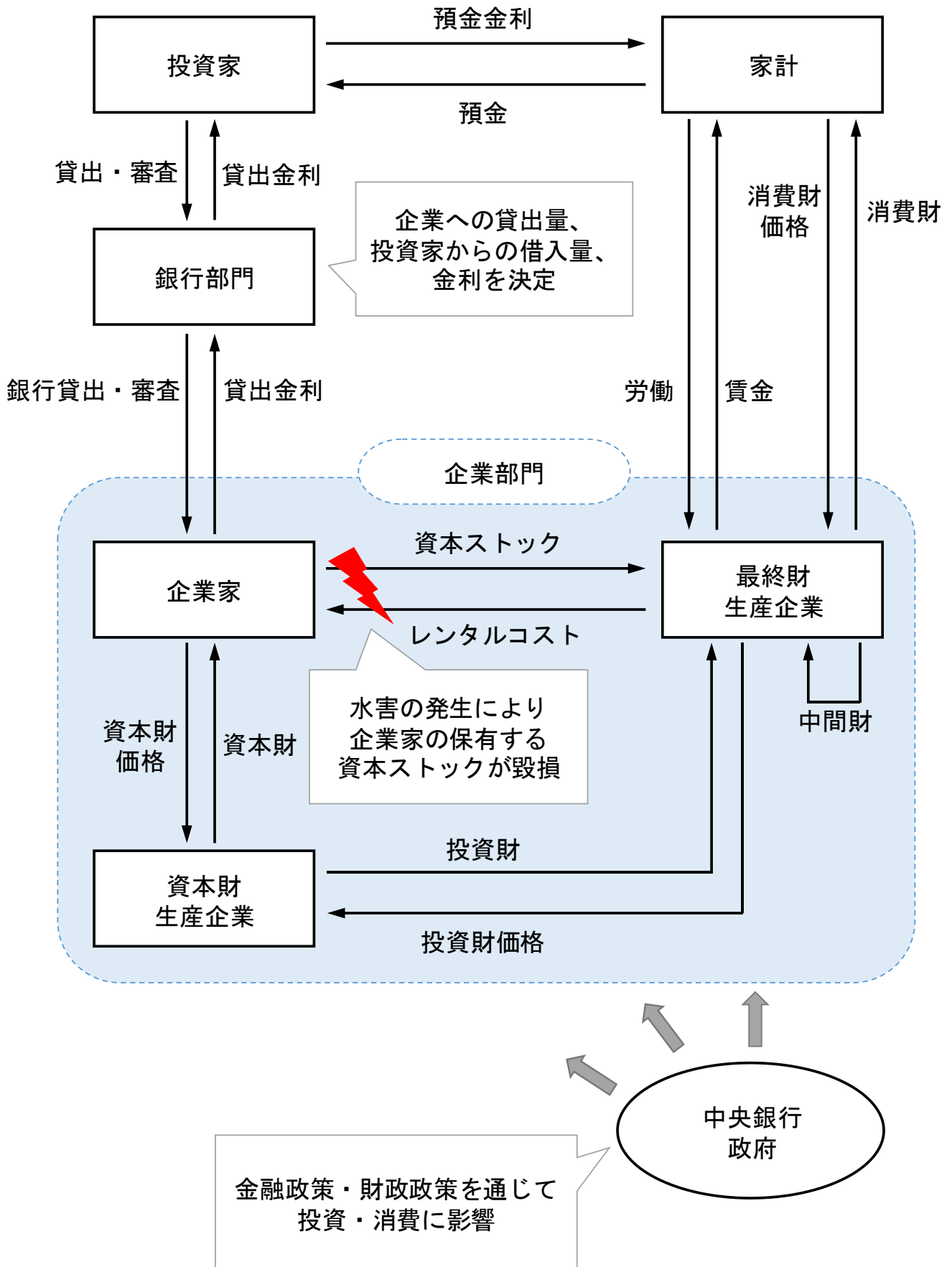


図 2. 資本ストックの変遷図

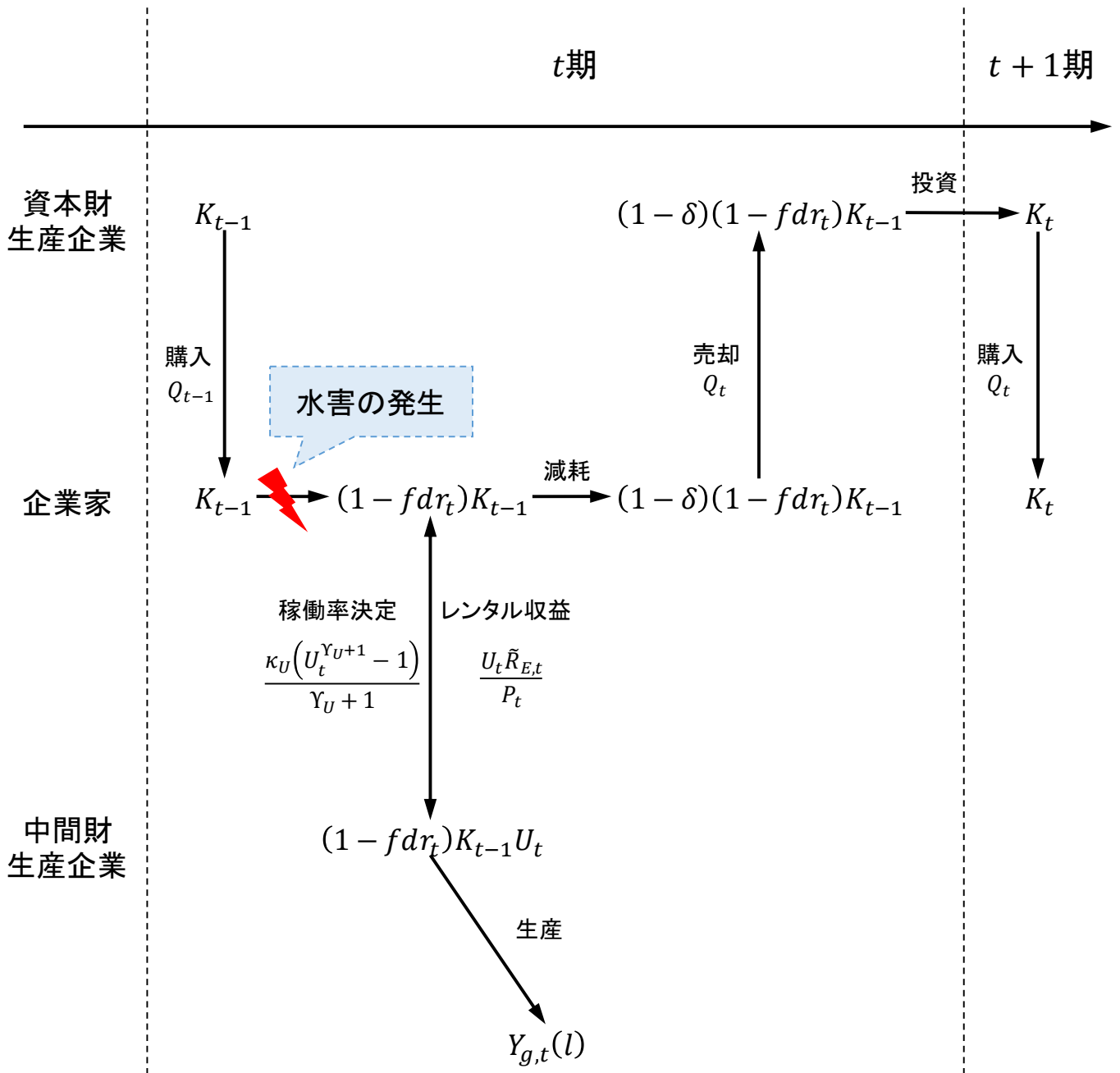
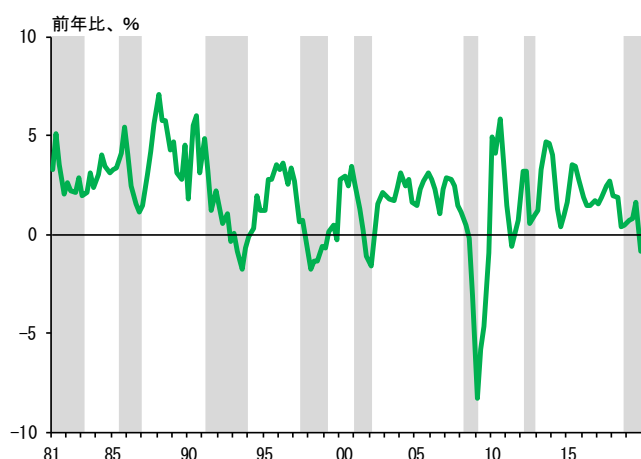
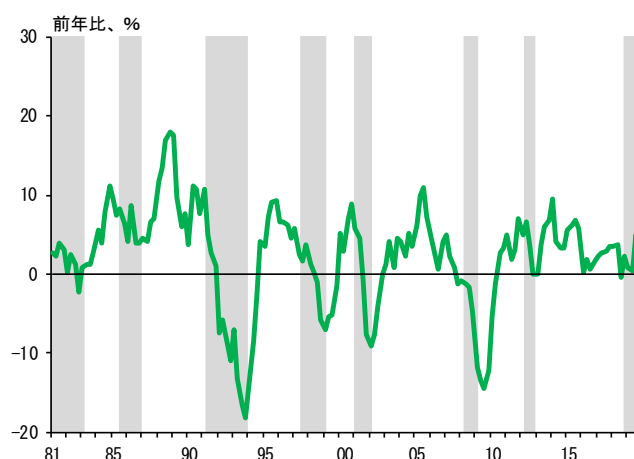


図 3 - 1. 推計で使⽤したデータ (1)

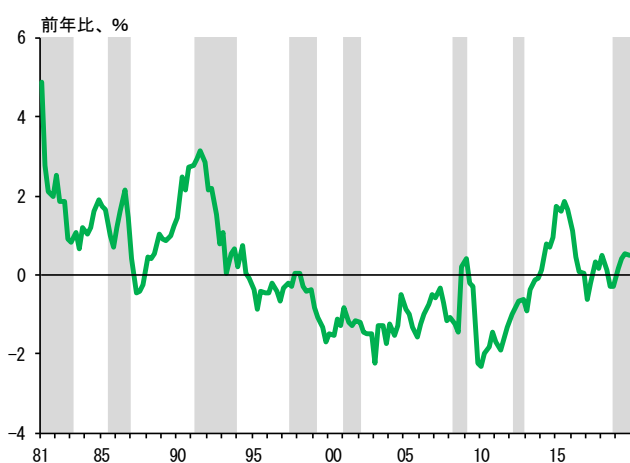
(1) 実質GDP



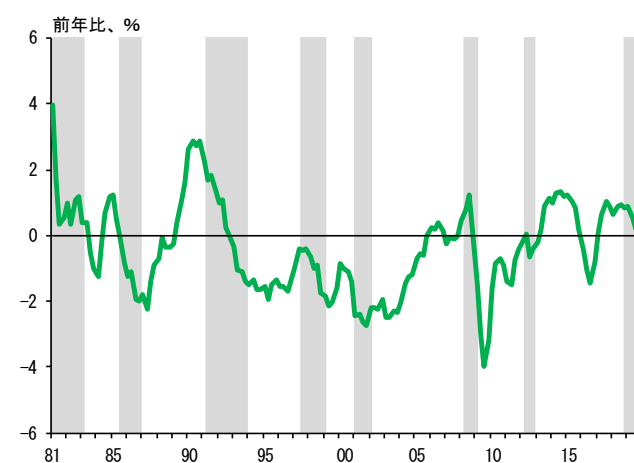
(2) 実質民間設備投資



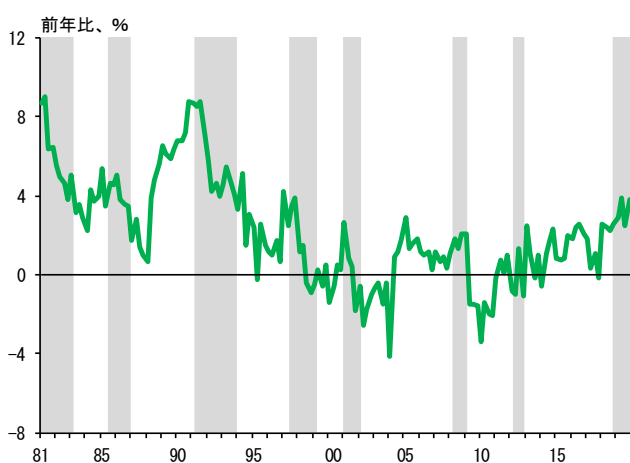
(3) インフレ率



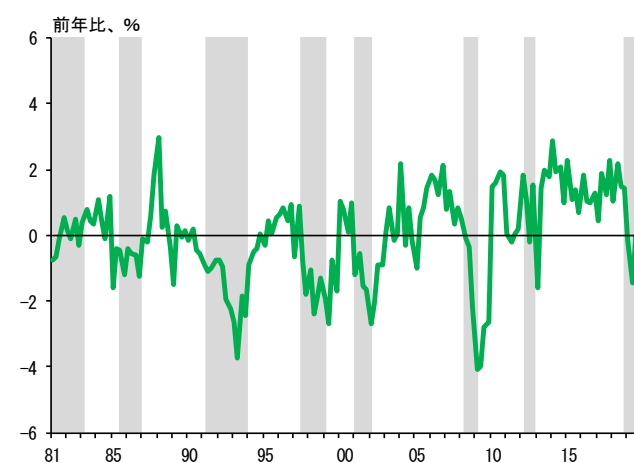
(4) 資本財価格



(5) 名目雇⽤者報酬 (時間当たり)



(6) 労働時間



(注) 1. (1)、(2)、(6)は生産年齢人口一人あたり。また、(1)~(6)について、実際の推計では前期比の計数を使⽤している。

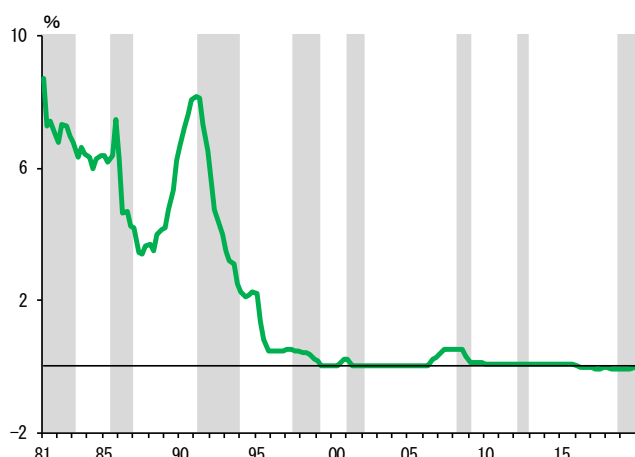
2. 各グラフの横軸は西暦を表す。

3. シャドーは内閣府の定める景気循環の景気後退期を表す。

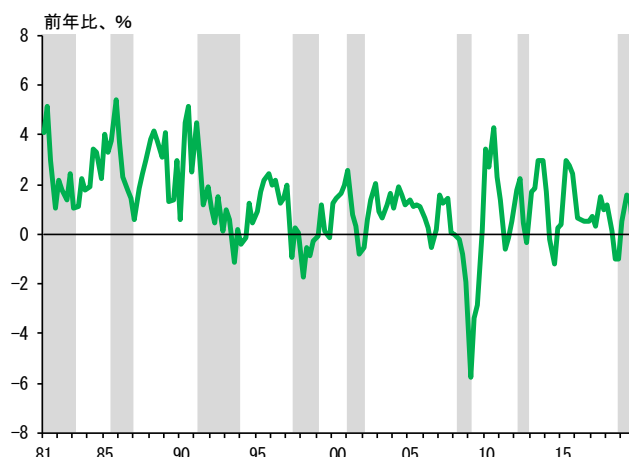
(出所) 内閣府「国民経済計算」、厚生労働省「毎月勤労統計」、総務省「労働力調査」

図 3-2. 推計で使したデータ (2)

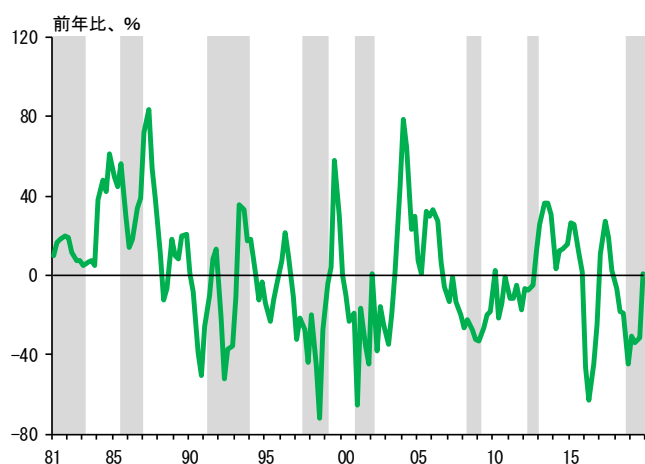
(7) 政策金利



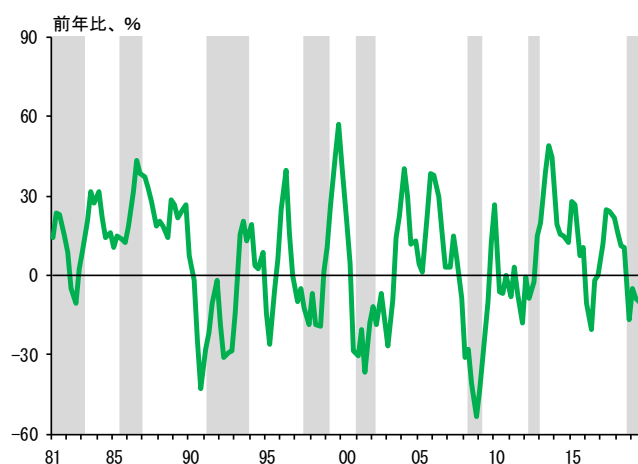
(8) ソロー残差



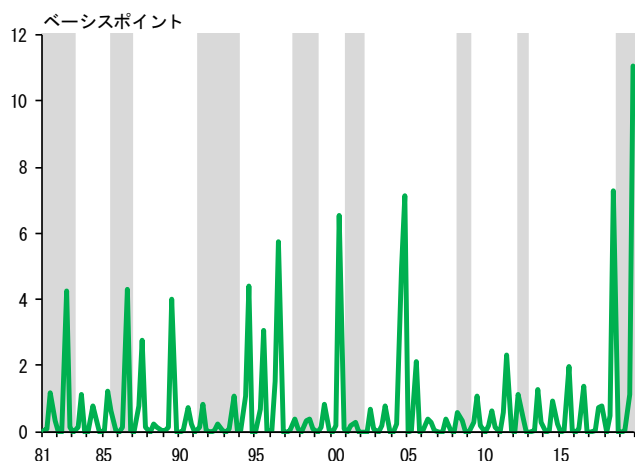
(9) 銀行の実質純資産



(10) 企業の実質純資産



(11) 水害による資本毀損率



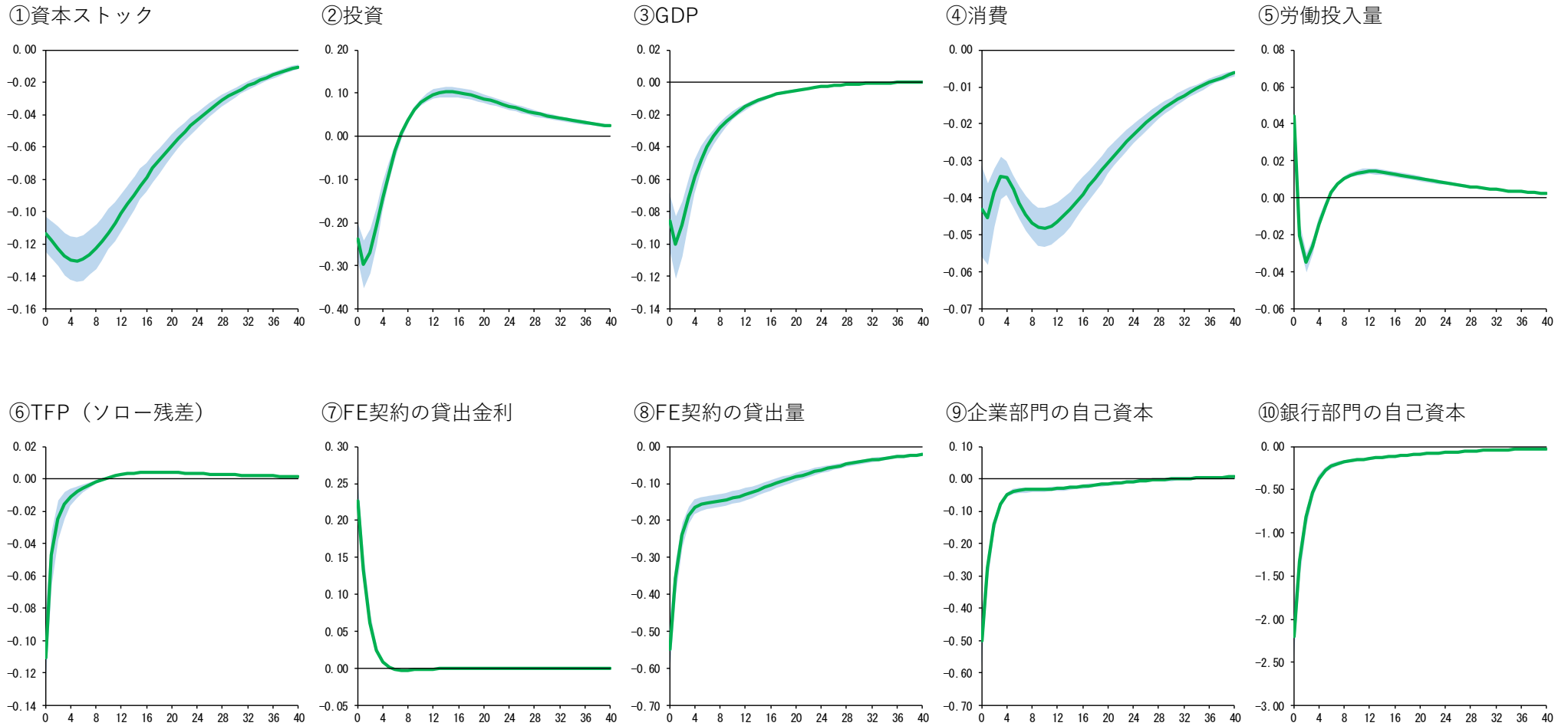
(注) 1. (9)、(10)は生産年齢人口一人あたり。また、(8)~(10)について、実際の推計では前期比の計数を使用している。

2. 各グラフの横軸は西暦を表す。

3. シャドーは内閣府の定める景気循環の景気後退期を表す。

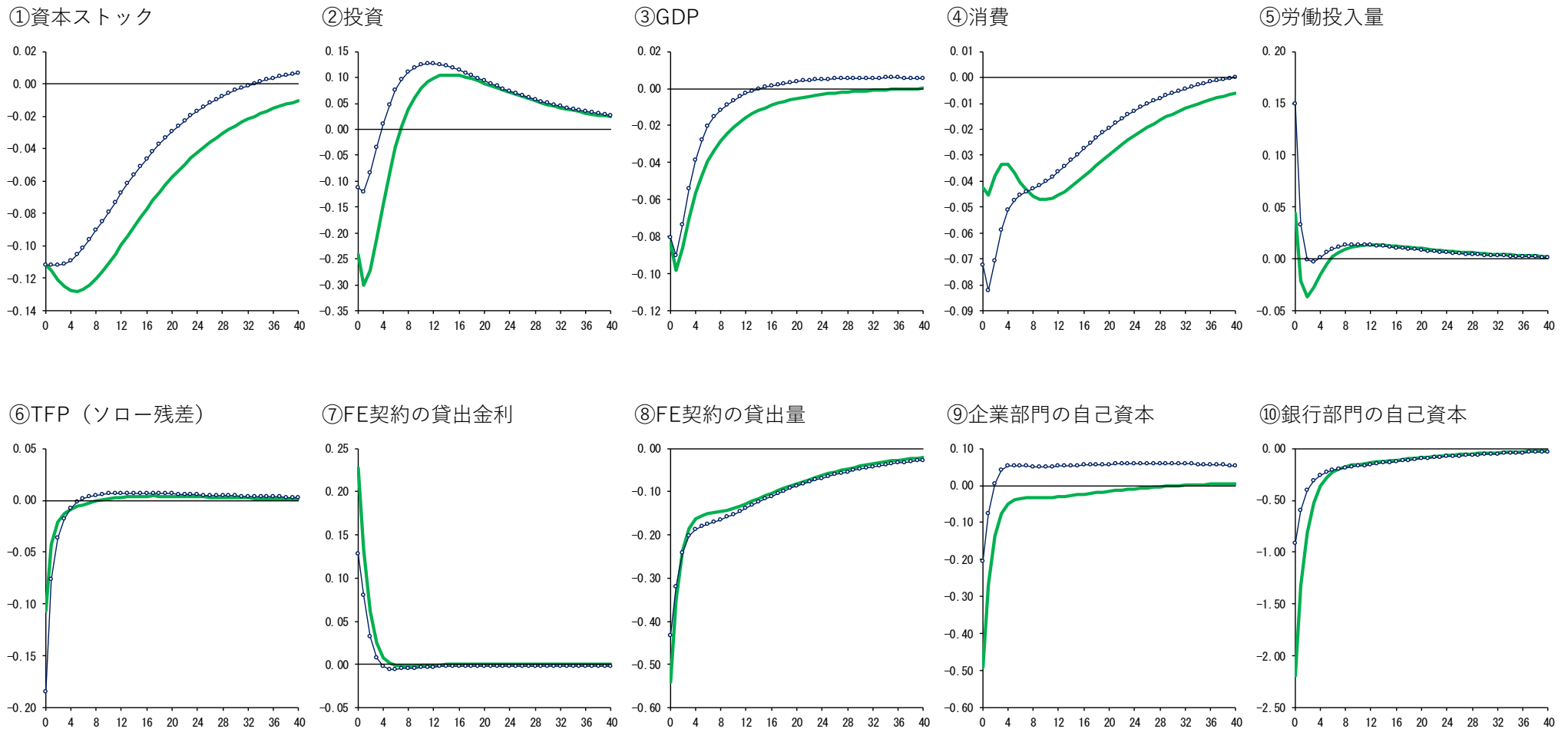
(出所) 内閣府「国民経済計算」、日本取引所グループ「株式時価総額」、国土交通省「水害統計調査」、気象庁「過去の気象」、日本銀行「資金循環統計」

図 4. 水害ショックに対するインパルス応答関数



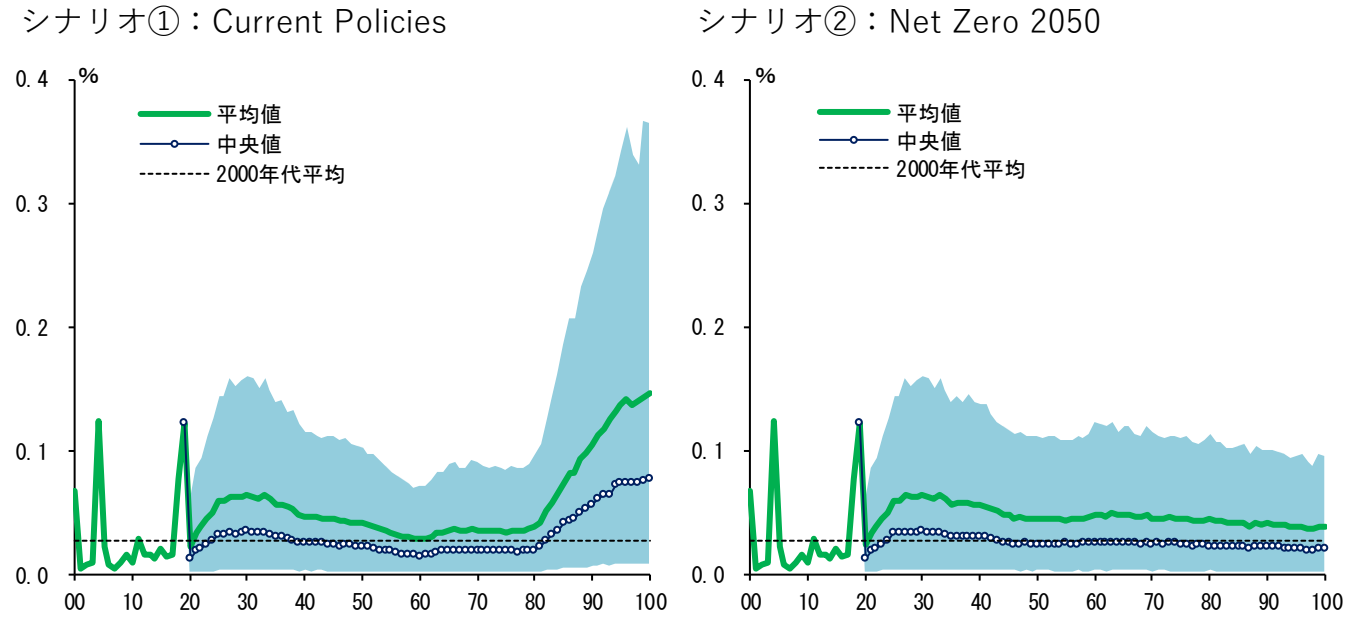
- (注) 1. ⑦は定常値からの乖離幅 (%ポイント)、その他は定常値からの乖離率 (%)。資本ストックの毀損規模でみて令和元年東日本台風と同規模のショックを発生させたもとのシミュレーション。
 2. 各グラフの横軸は、ショック発生後に経過した四半期を表す。
 3. 各グラフの実線はインパルス応答関数の点推計値を、シャドーは同関数の 10-90%信頼区間を示す。

図 5. 水害ショックに対するインパルス応答関数：企業家が保有する資本ストックの毀損額が保険によって補償される場合



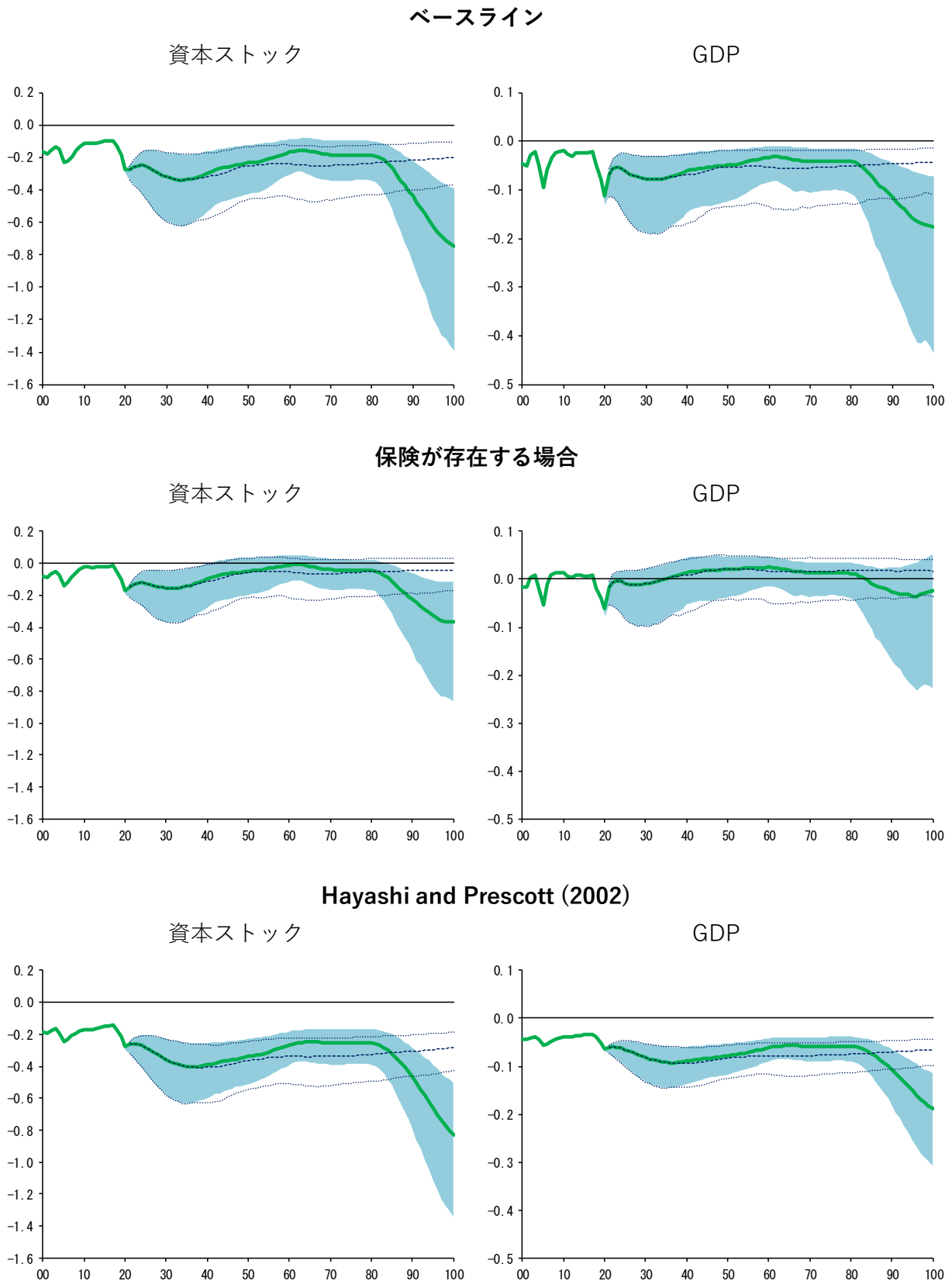
- (注) 1. ⑦は定常値からの乖離幅 (%ポイント)、その他は定常値からの乖離率 (%)。
 2. 各グラフの横軸は、ショック発生後に経過した四半期を表す。
 3. 各グラフの実線はベースライン、マーカー付き実線は企業家が保有する資本ストックの毀損額が保険によって補償される場合のインパルス応答関数。

図 6. 気候変動シナリオにおける水害による資本毀損率系列



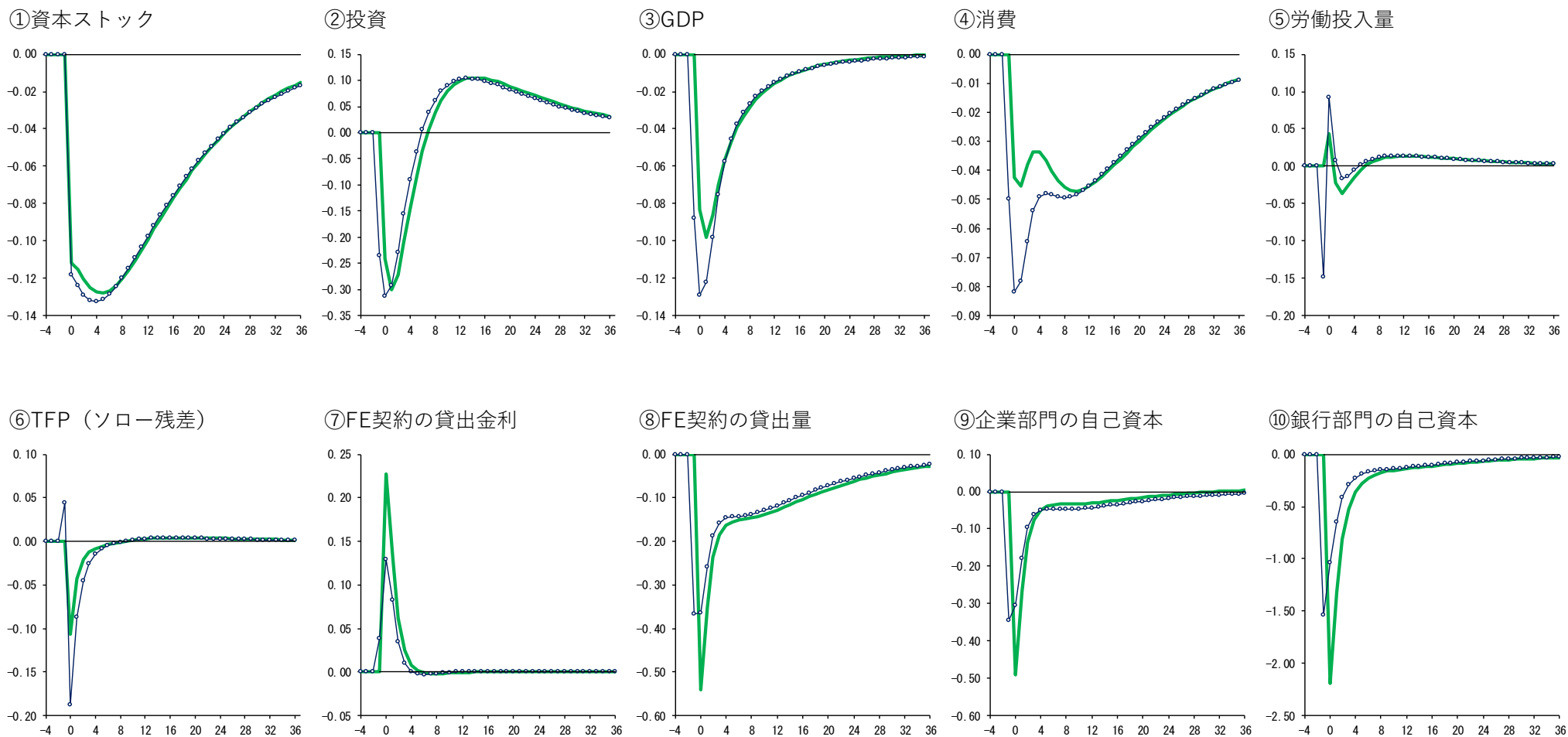
- (注) 1. 各グラフの横軸は、西暦を表す。
2. 資本毀損率は、四半期毀損率を各年で合計した値。2019 年までは実績値、2020 年以降はシナリオの設定に基づいて標本分布をベースに 5000 回ブートストラップを行って得られた予測値。
3. 各グラフのシャドーは予測値の 10-90%信頼区間を示す。

図 7. 2100 年までの経済予測



(注) 1. 各グラフの横軸は西暦を、縦軸は定常値からの乖離率 (%) を表す。
 2. 各グラフの実線およびシャドーは、シナリオ①: Current Policies のもとでのインパルス応答関数の中央値・10-90%信頼区間を、細点線はシナリオ②: Net Zero 2050 のもとでの中央値・10-90%信頼区間をそれぞれ示す。

図 8. 水害ショックに対するインパルス応答関数：ニュースショック



- (注) 1. ⑦は定常値からの乖離幅（%ポイント）、その他は定常値からの乖離率（%）。
 2. 各グラフの横軸は、ショック発生後に経過した四半期を表す（ショックが発生した四半期は0）。
 3. 各グラフの実線は予期されないショック、マーカー付き実線は予期されたショック（ニュースショック）のインパルス応答関数を表している。