

一般社団法人 大阪銀行協会

大銀協フォーラム 研究助成論文集

第28号

2024年2月

2022年度研究助成

優 秀 賞

中国におけるグリーンファイナンス政策と地域銀行
の対応

大阪産業大学経済学部
門 闖
長崎県立大学
国際社会学部
小原篤次
神田外語大学
キャリア教育センター
小原隆子

特 別 賞

流動性の罫の安定性と物価の社会規範

関西大学経済学部
中川竜一

特 別 賞

オランダの金融機関における生物多様性の保全に向
けた取り組みー金融機関による投融資が環境に与え
る影響の可視化ー

愛知学院大学商学部
橋本理博

特 別 賞

外国人持株比率と企業特性

神戸大学
経済経営研究所
藤山敬史
専修大学商学部
金 鐘勲

中国におけるグリーンファイナンス政策と地域銀行の対応

大阪産業大学 経済学部

門 闌

長崎県立大学 国際社会学部

小原 篤次

神田外語大学 キャリア教育センター

小原 隆子

はじめに

第1節 グリーンファイナンスに関連する研究動向

第2節 グリーンファイナンスをめぐる政策方針

（1）エネルギー需要の特性

（2）二酸化炭素排出量の世界シェア

（3）二酸化炭素排出量の排出源：エネルギー、産業、運輸

（4）発電電力量に占める各電源の割合

（5）グリーンファイナンスをめぐる政策方針

（6）対外経済政策との関係

第3節 グリーンファイナンスと関連する金融リスク

結語 中国グリーンファイナンスの日本へのインプリケーション

別表

参考文献

はじめに

中国は高い経済成長期を終えながら低成長期に入り、世界銀行分類の高所得国¹入りを間近に控えている。社会保障の未整備、経済格差を抱えながら、低成長、人口減少と、日本をはじめ先進国のような諸課題にも取り組む必要がある。

そのひとつが、本稿が取り上げる気候変動など環境への対応である。世界銀行は、気候変動とは中国の長期的な経済成長や繁栄に対する重要な脅威であると指摘している (World Bank Group 2022:3 ページ)。中国のグリーンクレジット政策は 2007 年から実施され、環境汚染、エネルギー消費、融資プロセスにおける気候変動などの分野における銀行の環境エクスポージャー管理の強化を図ることで、持続可能な金融のパイオニアの一つとして設立された (Zhou et al 2022:1623)。

中国マクロ経済に対する評価が「脅威論と衰退論」、「ソフトランディングとハードランディング」で揺れ動くように、二酸化炭素 (CO₂) 排出量、石炭消費が世界一の国としてとらえるのか、太陽光発電、風力発電、電気自動車など世界一の国としてとらえるのかによって見方が変わってくる。原子力発電でもアメリカやフランスを超えて世界一になるとの予測もある。

中国は依然、電力の燃料として石炭に依存し、2030 年までの炭素排出量のピークアウトと 2060 年までのネットゼロ (温暖化ガスの排出実質ゼロ) には、年間 2 兆元～4 兆元 (3100 億ドル～6200 億ドル) の投資額が必要とされている (縄田恵子 2022)。このためにグリーンファイナンスが果たす役割は大きい。

1978 年の改革開放から 40 年以上が経過した。インフラ関連など重厚長大の国有企業を改革しながら積極的な外国資本誘致政策をとり、世界有数の生産設備を有して「世界の工場」と呼ばれるようになった。マクロ経済で経済成長をとげて、一人当たり GDP が伸びるということはエネルギー消費と密接な関係にある。

中国についてはエネルギー効率が高い社会には至っていない。成長のために必要となる大量のエネルギーを再生可能エネルギー、原子力発電など分散させることを図ってきた。二酸化炭素 (CO₂) 排出量が石炭を温存しながら、同時に再生可能エネルギーを推進している。ただし石炭発電のクリーン化などにも金融支援が行われ、環境技術を高めていき、その他の途上国への輸出・技術移転の可能性もあるのだろう。

中国は世界一の二酸化炭素 (CO₂) 排出量を輩出している。国内で調達可能な石炭産業を抱えている。

国際エネルギー機関 (IEA) は 2023 年 12 月 15 日、2023 年の世界の石炭消費量が 2022 年比 1.4%増の 85 億 3600 万トンになる見込みだと発表している。新型コロナウイルスで石炭需要はいったん落ち込んだものの、中国・インドの需要を中心に石炭需要が回復する。

¹ 2023 年 7 月 1 日以降の基準では一人あたり GNI で 13,845 ドル以上が高所得国。

全体の 7 割を消費する中国とインドで火力発電需要が高まり、過去最大となる。IEA の石炭市場報告書によると、2023 年の中国の石炭消費量は前年比 5%増の 47 億 4000 万トン、2 番目に多いインドは同 8%増の 12 億 6000 万トンとなる見通しである。

欧州連合（EU）は 23%減、米国は 21%減を見込む。ともに過去最大の減少幅だが、米欧の消費量は全体の 8%にとどまり影響は限定的だ。23 年の石炭の生産量も 2%増の 87 億 4100 万トンと最大を更新する。

石炭が重要なエネルギー源であると同時に、太陽光発電、風力発電、電気自動車など世界的規模の産業化にも成功している。二酸化炭素排出量取引にも積極的である。グリーンファイナンスをはじめ環境分野への投資を単なる環境政策、産業政策ではなく、国際競争上の戦略分野と位置付けているといっても過言ではない。

グリーンファイナンスは中国語では「綠色金融」と呼ばれている。欧州が掲げる気候変動よりやや広い概念ではあるが、中国は欧州と協調している。ともに自動車の電気自動車（EV）への転換に積極的で、しかも海外輸出も世界一の規模である。また、グリーンファイナンスと既存の対外政策「一帯一路」とを結びつける動きもある。

本論の構成は、まず Web of Science を活用して、グリーンファイナンスに関連する研究動向を確認していく。

次に、グリーンファイナンスをめぐる政策方針について国際比較も重視しながら考察する。

（1）エネルギー需要の特性、（2）二酸化炭素排出量の世界シェア、（3）二酸化炭素排出量の排出源：エネルギー、産業、運輸、（4）発電電力量に占める各電源の割合

（5）グリーンファイナンスをめぐる政策方針、（6）対外経済政策との関係

さらに、グリーンファイナンスと関連する金融リスクについて紹介していく。最後に、結語として、影響や教訓など日本へのインプリケーションに言及している。

第1節 グリーンファイナンスに関連する研究動向

大学をはじめとする学術研究機関の学術論文のデータベース Web of Science²を用いて確認していきたい。キーワード検索は、(1) "green finance" (Topic) または (2) "Carbon emission" AND Finance (Topic) である。期間は 2023 年までとした。

キーワード (1) "green finance" (Topic) 単独で 1180 本、(2) "Carbon emission" AND Finance (Topic) 単独で 366 本となった。(1) "green finance" (Topic) または (2) "Carbon emission" AND Finance (Topic) で検索すると、合計 1440 本³で、106 本が (1) (2) 共通の検索結果ということになる。

2010 年以降の刊行年で、論文は過去 3 年間で急増している (図 1)。また学術分野別では Environmental Sciences (環境学) 1401 本、Environmental Studies (環境研究) 962 本、Green Sustainable Science Technology (グリーン持続可能技術学) 674 本、Economics (経済学) 598 本、Energy Fuels (エネルギー燃料学) 530 本、Engineering Environmental (環境工学) 189 本、Business Finance (ビジネスファイナンス) 142 本、Business (ビジネス) 117 本、Public Administration (行政学) 93、Meteorology Atmospheric Sciences (気象大気科学) 92 本、Public Environmental Occupational Health (公共環境労働衛生) 89 本、Management (経営学) 88 本、Multidisciplinary Sciences (学際研究) 88 本、Ecology (エコロジー) 71 本、Development Studies (開発学) 63 本などとなっている。

本論との関係で特徴的なのは、著者の所属国・地域、大学など学術研究機関⁴である。中国が 1119 本⁵と圧倒的である。著者の合計に対して過半数を占める。パキスタン 94 本、イングランド 82 本、米国 63 本、マレーシア 61 本、オーストラリア 45 本、フランスと日本がそれぞれ 43 本、インドが 38 本、台湾 35 本、ドイツ 33 本、サウジアラビア 29 本、ベトナム 28 本が上位にあがった。

大学など学術研究機関別では、JIANGSU UNIVERSITY (江蘇大学) 39 本、CHINESE ACADEMY OF SCIENCES (中国科学院) 38 本、SOUTHWESTERN UNIVERSITY OF FINANCE ECONOMICS

² 有料データベースであるが、筆者は、神戸大学、長崎大学、立教大学、東洋大学、神奈川大学などでアクセス権利がある。

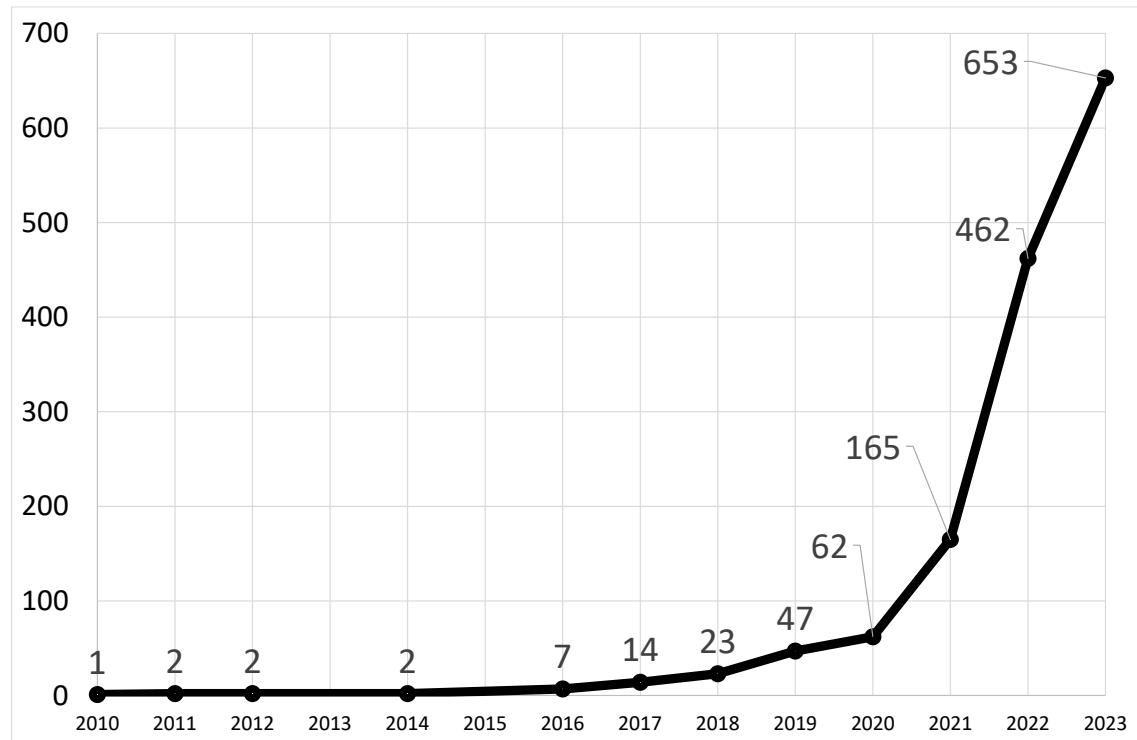
³ 雑誌がインパクトファクターの対象となっている。自然科学 (Science Citation Index Expanded) で 971 本、社会科学 (Social Science Citation Index) で 867 本と大別されている。

⁴ 出版年はダブルカウントされないが、学術分野は複数カウントされる。複数の著者がいることから、国や地域、所属する学術機関別の合計は出版年の合計とは一致しない。

⁵ キーワード検索は、(1) "green finance" (Topic) または (2) "Carbon emission" AND Finance (Topic) で実施した。つまり、緑色金融 (green finance) という用語は中国バイアスの可能性がある。COP (Conference of the Parties)、気候変動 (global warming)、地球温暖化 (climate change) など環境を表す用語と、ファイナンス (finance)、銀行 (banking)、ローン (loan)、ボンド (bond) などファイナンスを表す用語と組み合わせで検索することが今後の課題である。

CHINA (西南財經大学) 38 本、WUHAN UNIVERSITY (武漢大学) 29 本、ZHONGNAN UNIVERSITY OF ECONOMICS LAW (中南財經政法大学) 27 本、QINGDAO UNIVERSITY (青島大学) 26 本、TOKAI UNIVERSITY (東海大学) 24 本、ANHUI UNIVERSITY OF FINANCE ECONOMICS (安徽財經大学) 23 本、LEBANESE AMERICAN UNIVERSITY (レバノンアメリカ大学) 23 本が上位にあがっている。

図 1 関連論文の推移



出所：Web of Science を利用して筆者作成。

各論文が掲げるキーワード上位のうち、社会科学でも用いられる用語では、Environmental Kuznets Curve (環境クズネツクカーブ) 424 本、Corporate Social Responsibility (CSR) 154 本、Energy Security (エネルギー安全保障) 106 本、Supply Chain (サプライチェーン) 61 本、Renewable Energy (再生可能エネルギー) 57 本、Blockchain (ブロックチェーン) 34 本、Option Pricing (オプションプライシング) 21 本、Corporate Governance (コーポレートガバナンス) 18 本、Economic Growth (経済成長) 9 本、International Trade (国際貿易) 5 本、Marxism (マルクス主義) 5 本、Military Expenditure (軍事支出) 5 本などである。

第 2 節 グリーンファイナンス政策方針

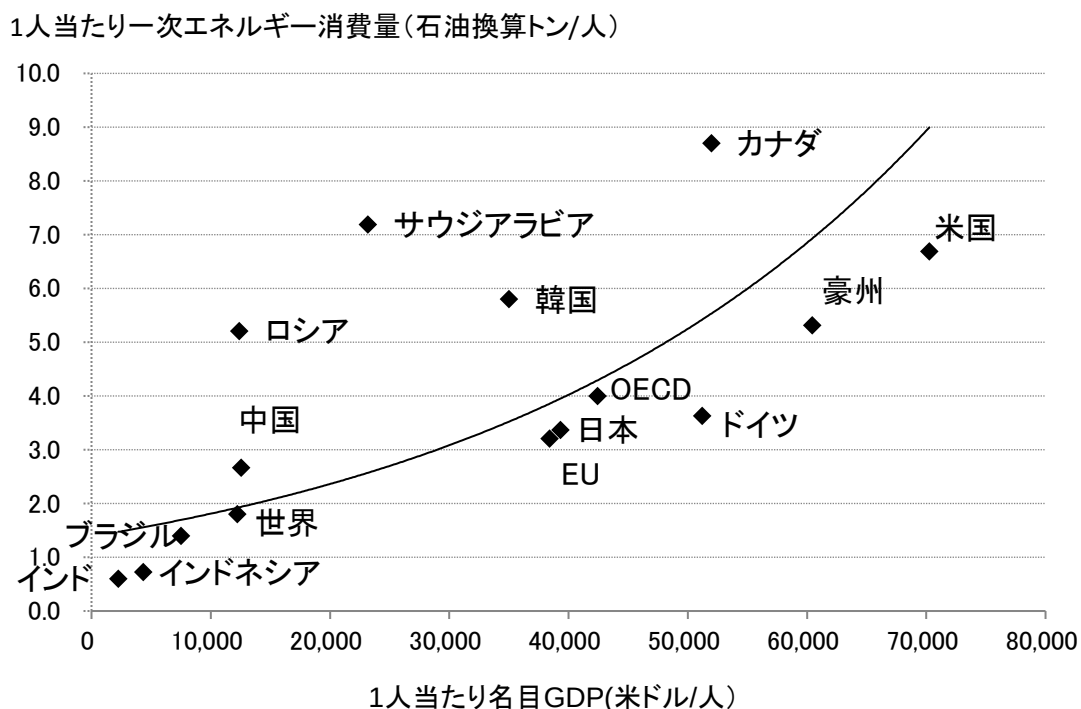
(1) エネルギー需要の特性

1978 年の改革開放から 40 年以上が経過した。とりわけ高度成長期には固定資産投

資が経済成長をけん引し、エネルギーを多く消費する重厚長大産業の需要を満たしてきた。こうした産業は改革開放後も国有企業が中核をなしている。

重厚長大の国有企業を改革しながら積極的な外国資本誘致政策をとり、世界有数の生産設備を有して「世界の工場」と呼ばれるようになった。毛沢東時代、省ごとに国有企業で重厚長大産業をそろえていた。内陸部の工業化は「三線」⁶などと呼ばれ、アメリカやソビエト連邦との戦争に備えたとされる。改革開放後、インフラ、住宅、工場建設など、固定資産投資が経済成長を支え、鉄鋼、銅、アルミニウム、セメントなどのエネルギーを多消費する重厚長大産業が支えた。世界金融危機後の景気対策でも高速鉄道、地下鉄などを前倒して、エネルギーを多消費する重厚長大産業から内需、サービス産業への転換が遅れてしまった。さらに対外経済政策の「一帯一路」構想も中央アジア、東南アジア、南アジアなど周辺国に港湾、鉄道、道路などを海外のインフレ建設を担うことで、国有企業中心の重厚長大産業の需要を補う面もあった。

図2 一人当たりの名目 GDP と一次エネルギー消費量（2021 年）



マクロ経済で経済成長をとげて、一人当たり GDP が伸びるということはエネルギー消費とある程度の因果関係が示される。今後、中国をはじめ各国はエネルギー効率を高めて一人当たりの一次エネルギー消費量を下げていくのかということが共通課題となっている。相似曲線の上部にある中国などの途上国が先進国より重要と言える（図

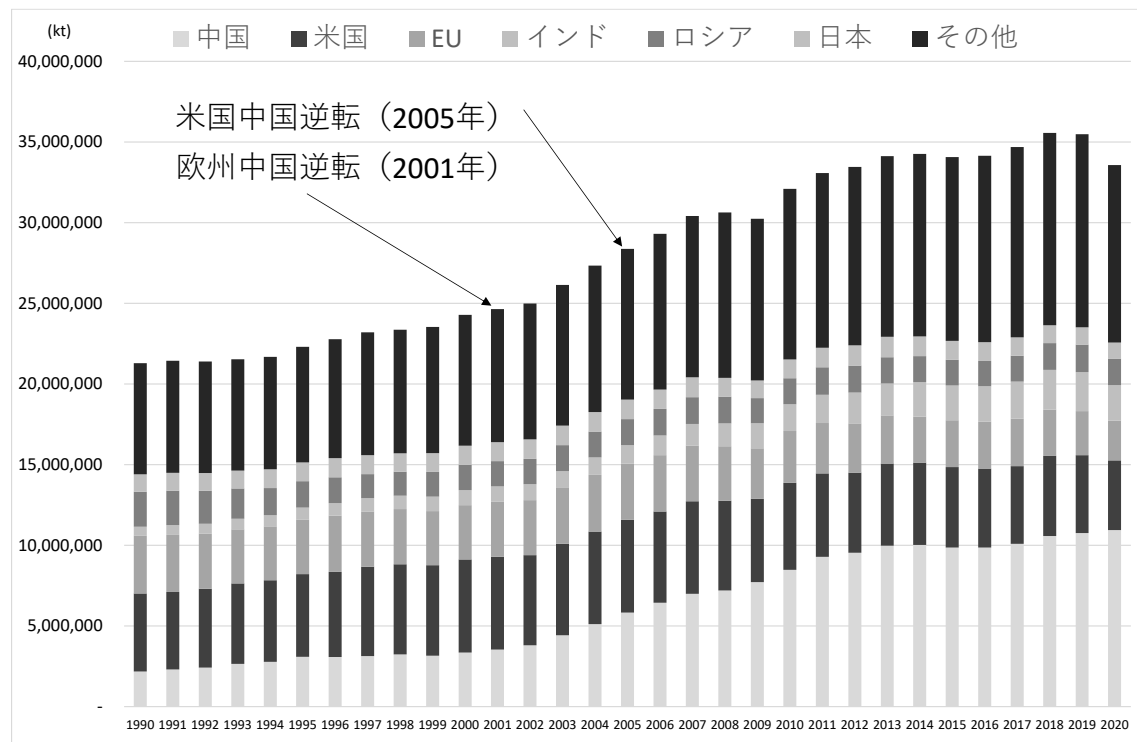
⁶ 丸川知雄（1993a）、丸川知雄（1993b）、丸川知雄（2002）などが詳しい。

2)。

(2) 二酸化炭素排出量の世界シェア

中国の二酸化炭素排出量は 2001 年に EU、さらに 2005 年には米国を上回っている (図 3)。世界に占める中国の割合は 1990 年には 10.2%、米国を上回った 2005 年には 20.5%と初めて 20%台に乗った。さらに 2019 年、2020 年では世界シェアは 30%となっている。気候変動の議論の渦中で中国は途上国としての扱いを受けているものの、世界最大の排出国となり、政策動向や再生可能エネルギーを含めたエネルギー転換が世界から注目され、新しい産業が中国から生まれる可能性も秘めている。

図 3 世界の二酸化炭素排出量の推移 (1990 年～2020 年)



出所：世界銀行 World Development Indicators より作成。

(3) 二酸化炭素排出量の排出源：エネルギー、産業、運輸

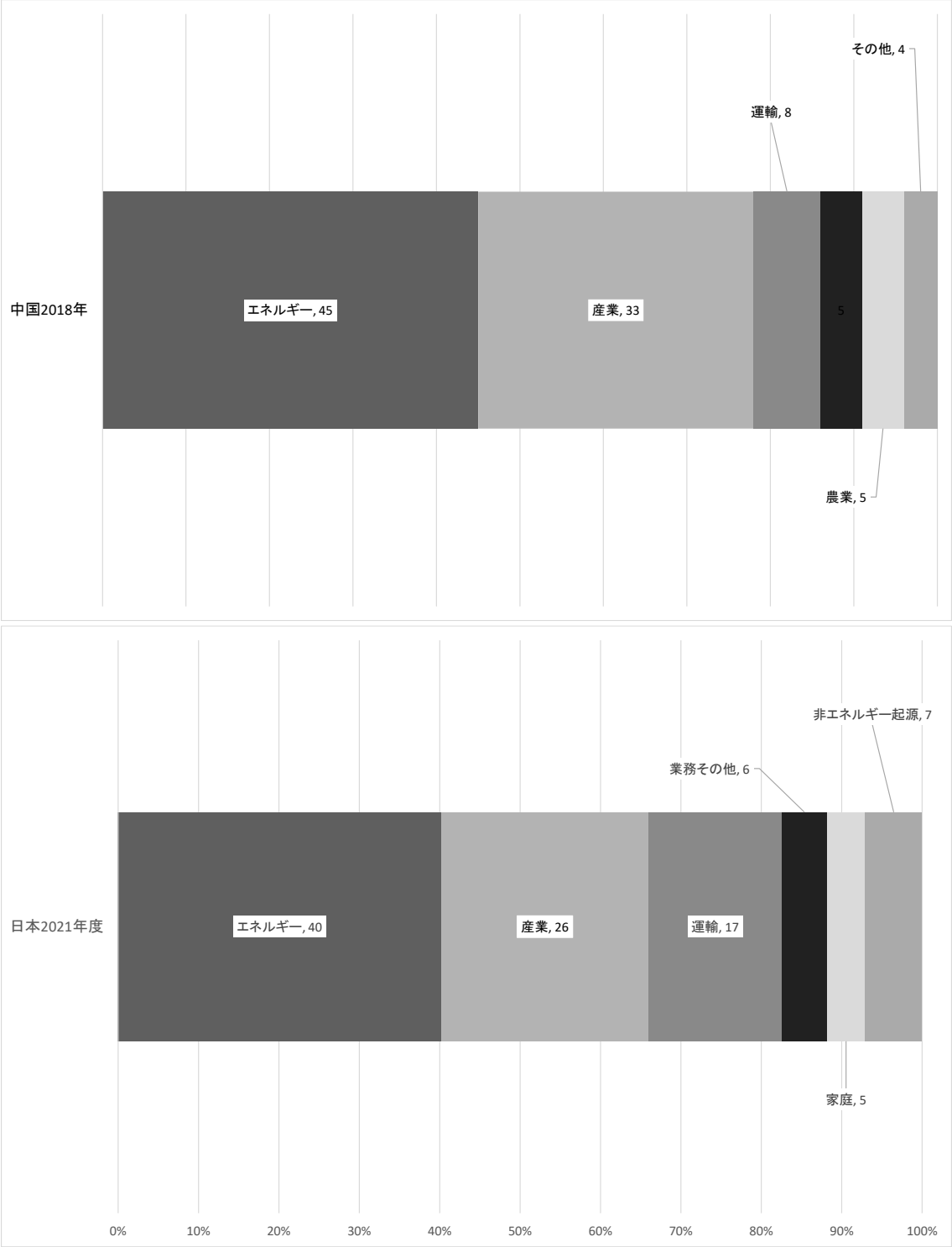
中国は世界最大の二酸化炭素排出国となった。次に、中国と日本を比較しながら、二酸化炭素排出量の排出源を確認していくこととする (図 4)。

中国は 2018 年、発電などのエネルギー 45%、産業が 33% 占めている。両者を合わせると 78%にも及ぶ。3 番目の運輸では中国が 8%に対して日本は 17%である。

やはり、重厚長大の国有企業を改革しながら積極的な外国資本誘致政策をとり、世界有数の生産設備を有して「世界の工場」となり、しかも、毛沢東時代、省ごとに国有企業で重厚長大産業をそろえ、過重な設備投資を抱えていることが影響している。

改革開放後、インフラ、住宅、工場建設など、固定資産投資が経済成長を支え、鉄鋼、銅、アルミニウム、セメントなどのエネルギーを多消費する重厚長大産業が支えた。こうした産業構造は「一帯一路」のような対外経済政策にも引き継がれ、産業構造転換の遅れが長らく指摘されてきた。

図 4 中国と日本の二酸化炭素排出量の排出源



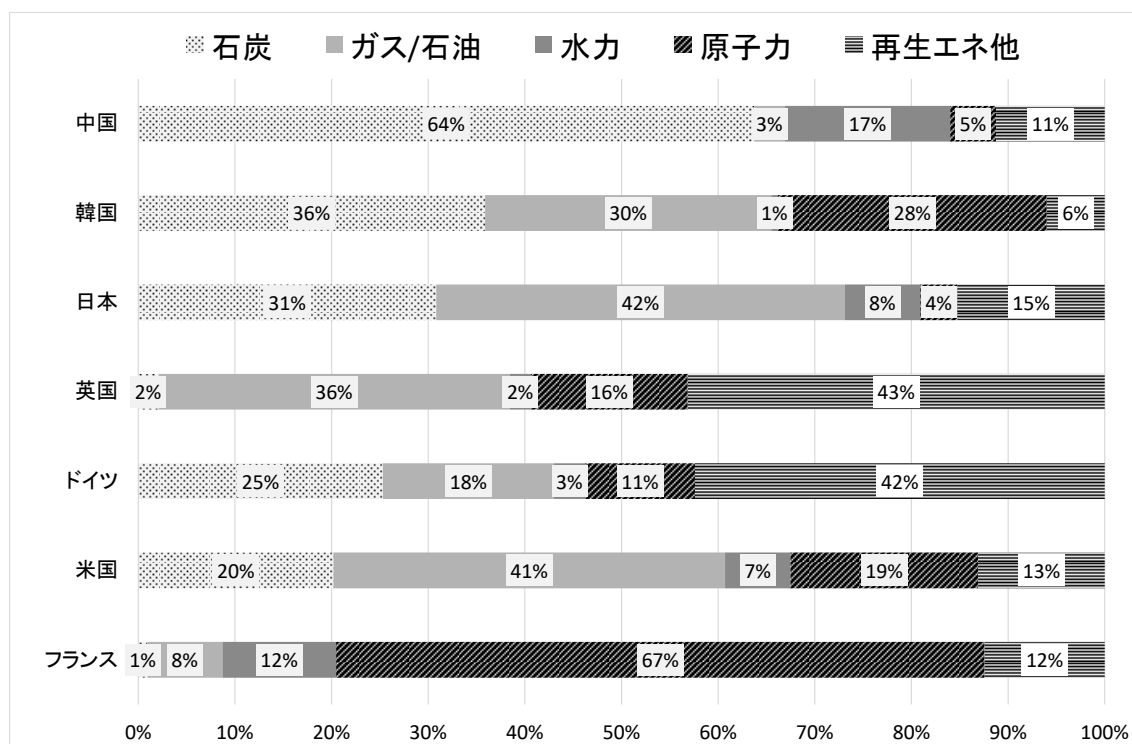
出所：World Bank Group (2022).Country Climate and Development Report (CCDR) for China および環境省資料。

(4) 発電電力量に占める各電源の割合

中国の二酸化炭素排出源として44%が発電をはじめとするエネルギーである。中国の発電の課題が依然、石炭に依存していることは明らかである(図5)。中国の発電電力量に占める石炭の割合は2020年で64%も占めている。

国際エネルギー機関(IEA)の最新の統計でも中国の石炭需要の堅調さがわかる。IEAは、2023年の世界の石炭消費量が2022年比1.4%増の85億3600万トンになる見込みだと発表している。新型コロナウイルスで石炭需要はいったん落ち込んだものの、中国・インドの需要を中心に石炭需要が回復する。全体の7割を消費する中国とインドで火力発電需要が高まり、過去最大となる。IEAの石炭市場報告書によると、2023年の中国の石炭消費量は前年比5%増の47億4000万トン、2番目に多いインドは同8%増の12億6000万トンとなる見通しである。欧州連合(EU)は23%減、米国は21%減を見込む。ともに過去最大の減少幅だが、米欧の消費量は全体の8%にとどまり影響は限定的だ。23年の石炭の生産量も2%増の87億4100万トンと最大を更新する。

図5 発電電力量に占める各電源の割合(2020年)



原出所：IEA「World Energy Balances 2022 Edition」。

出所：経済産業省資源エネルギー庁(2023)『令和4年度エネルギーに関する年次報告』146ページより作成。

石炭に大きく依存しながらも、電源の多様化を打ち出しており、太陽光発電、風力発電では世界の 1 位の規模に産業としても成長させている。

新たな原子力発電の「小型モジュール炉（SMR）」も次世代の技術として注目が集まっている。米国、カナダ、ロシアのほか、中国などでも開発が進んでいる。従来の軽水炉型原発の新設が難しくなる一方、小型原発は今後国際的に認められていく可能性がある。日本企業は日立製作所がカナダで SMR を受注し、日揮や IHI も米企業に出資しているが、国内での活用については白紙となっている。

（５）グリーンファイナンスをめぐる政策方針

地球温暖化問題は、世界が注目するテーマである。温室効果ガス排出削減のため、各国は脱炭素社会の実現に向けて目標を立ち上げている。中国は世界最大の温室効果ガス排出国であり、世界の排出量の約 28%を占めているため、中国の炭素削減政策は世界から注目されている。

中国は依然、電力の燃料として石炭に依存し、2030 年までの炭素排出量のピークアウトと 2060 年までのネットゼロ（温暖化ガスの排出実質ゼロ）には、年間 2 兆元～4 兆元（3100 億ドル～6200 億ドル）の投資額が必要とされている（縄田恵子 2022）。このためにグリーンファイナンスが果たす役割は大きい。

中国の全国人民代表大会（全人代）は 2016 年 9 月 3 日、国際社会が 2015 年末に合意した 2020 年以降の地球温暖化対策「パリ協定」を批准した。中国が議長国として杭州で開催された 20 カ国・地域（G20）首脳会議に先駆けた批准だった。

中国は、2030 年までに二酸化炭素排出量のピークに達し、2060 年までにカーボンニュートラルを達成する。これが中国の基本方針である⁷。基本方針は短期目標と中長期目標に大別することができる（表 1）。

⁷ 中国の「3060」目標と表記されることが多い。

表1 中国のカーボンニュートラルの基本方針

短期目標

- ・ 2021年GDP当たりエネルギー消費量を3%削減する。
- ・ エネルギー改革推進、サービス効率向上、料金水準低減を促進する。
- ・ 石炭・石油、電気とガスの生産・供給・貯蔵・販売システムの建設をさらに推進し、エネルギー安全保障能力を高める。
- ・ 環境保全、省エネ・節水などの企業所得税優遇目録の範囲を拡大し、新型省エネ・環境保護技術、設備と製品の研究開発・応用を促進し、省エネ・環境保護産業を育成・拡大する。
- ・ 全国のエネルギー消費権、炭素排出権取引市場の建設を加速し、エネルギー消費総量と強度の二重規制制度を完備する。
- ・ グリーン・低炭素発展に向けた金融支援特別策を実施し、炭素削減支援ツールを設立する。
- ・ すべての製造業企業が電力市場化取引に参加することを許可し、電力使用の不合理な値上げ行為を整理し、一般商工業電力価格の引き下げを推進する。
- ・ このほか、動力電池回収システムの建設を加速し、充電ステーション、充電スタンドなどの施設を増設する。

中長期目標

- ・ 「第14次五カ年計画」（21～25年）期間中、単位GDP当たりのエネルギー消費量と二酸化炭素排出量をそれぞれ13.5%と18%削減
- ・ 2030年までに単位GDP当たりの二酸化炭素排出量を2005年より65%以上削減
- ・ 一次エネルギー消費に占める非化石エネルギーの割合を約25%に達し、風力発電の総設備容量を12億キロワット以上にする
- ・ 二酸化炭素（CO₂）排出量を2030年までに減少に転じさせる（ピークアウト）
- ・ 2060年までにカーボンニュートラル（炭素実質ゼロ）を目指す

出所：周瑋生（2021）「中国「2060年炭素実質ゼロ」目標のロードマップの実態と課題」『科学技術振興機構（JST）第141回中国研究会』。

短期目標は、2021年GDP当たりエネルギー消費量を3%削減する。エネルギー改革推進、サービス効率向上、料金水準低減を促進する。石炭・石油、電気とガスの生産・供給・貯蔵・販売システムの建設をさらに推進し、エネルギー安全保障能力を高める。環境保全、省エネ・節水などの企業所得税優遇目録の範囲を拡大し、新型省エネ・環境保護技術、設備と製品の研究開発・応用を促進し、省エネ・環境保護産業を育成・拡大する。全国のエネルギー消費権、炭素排出権取引市場の建設を加速し、エネルギー消費総量と強度の二重規制制度を完備する。グリーン・低炭素発展に向けた金融支援特別策を実施し、炭素削減支援ツールを設立する。すべての製造業企業が電力市場化取引に参加することを許可し、電力使用の不合理な値上げ行為を整理し、一般商工業電力価格の引き下げを推進するなどであり、グリーンファイナンスも含まれている。

GDP当たりの二酸化炭素排出量を2025年までに2020年レベルから18%削減し、2030年までに2005年レベルから65%以上削減する。2026年から石炭使用を段階的に削減し、海外での新たな石炭火力プロジェクトの建設を停止する。

また中長期目標としては、「第14次五カ年計画」（2021～2025年）期間中、単位GDP当たりのエネルギー消費量と二酸化炭素排出量をそれぞれ13.5%と18%削減、2030年ま

で単位 GDP 当たりの二酸化炭素排出量を 2005 年より 65%以上削減、一次エネルギー消費に占める非化石エネルギーの割合を約 25%に達し、風力発電の総設備容量を 12 億キロワット以上にする、二酸化炭素 (CO₂) 排出量を 2030 年までに減少に転じさせる (ピークアウト)、2060 年までにカーボンニュートラル (炭素実質ゼロ) を目指すである。

しかし、中国はまた、経済発展と環境保護のバランス、エネルギー安全保障と社会の安定の確保、世界規模の気候変動対策における他国との協力など、政策を実施する上で多くの課題と不確実性にも直面している。

(6) 対外経済政策との関係

中国の対外経済政策に「一帯一路」(the Belt and Road) がある。対外経済政策はグリーンファイナンスとも関係している。

中国は「一帯一路」とも関連があるグローバル・インフラストラクチャー・ハブ (GIH) という構想を打ち出している。インフラ建設がもたらす二酸化炭素排出を制御し、エコや低炭素、持続可能な発展を促進するために、中国は多くの国や地域の金融機関と共同で、グリーンファイナンスの手段を採用することに着手し、「一帯一路」グリーン投資家ネットワークを構築し、グリーン産業をサポートするために投資・融資の前の段階から資源配置の奨励メカニズムを改善すると位置づけている。

2018 年 11 月、中国金融学会グリーンファイナンス専門委員会と英国のシティ・オブ・ロンドンとは共同で牽引役となり、『「一帯一路」グリーン投資原則』を打ち出した。同原則は、2018 年 3 月中旬の時点で、英国やフランス、シンガポール、パキスタンなどの国や地域の約 20 の商業銀行、証券取引所、業界協会などが同原則に調印し、多くの国際開発金融機関、コンサルティング企業、会計士事務所なども支持を表明している。

同原則は、低炭素と持続可能な発展の議題を「一帯一路」イニシアティブに盛り込み、環境や社会のリスク管理を強化し、「一帯一路」投資のグリーン化を推進するとしている。具体的には、戦略と運営、イノベーションの 3 つの側面から、企業ガバナンスや戦略制定、プロジェクト管理、対外コミュニケーション、グリーンファイナンスツールの運用などを含む 7 項目の原則的構想を提起し、「一帯一路」建設や投資に参加する世界の金融機関や企業が、自由参加を基礎にそれを採用し実施できるようにしている。

中国金融学会グリーン金融専門委員会の関係責任者は、「インフラや建築物の建設や運営の過程で、大量の温室効果ガスが排出される。その過程で、エコや持続可能という要素をできるだけ考慮することができれば、世界が直面している気候変動の問題を効果的に緩和することができる」との見方を示す。

GIH は、2040 年までに世界のインフラ投資需要は 94 兆ドルに達し、そのほとんどを発展途上国、特に「一帯一路」沿線国が占めると予測している。その他、多くの「一帯一路」沿線国・地域の経済成長は「資源浪費型」の傾向があり、大気や水の汚染が深刻で、持続可能な発展の実現が非常に難しいという問題に直面している。

同責任者は、「その情勢を逆転させるためには、強力な環境ガバナンスの対策が必要であるほか、グリーンファイナンスを採用し、投資・融資の前の段階から、資源配置の奨励メカニズムを変え、投資意思決定や運営メカニズムをグリーン化し、より多くの資金をグリーン産業に流し、汚染や高炭素につながる投資を厳しく抑制しなければならない」と指摘する。

具体的には、投融・融資の意思決定をする際、まず、関連のプロジェクトが現地の生態や環境、機関にどのような影響を与えるかを十分に考慮し、効果的な対策を実施し、汚染を減らし、温室効果ガスの排出を抑制し、生物の多様性を保護する。また、グリーンクレジット、グリーン債権、グリーン保険など、各種グリーンファイナンスツールや環境リスク分析方法を十分に活用し、エコな発展を推進し、環境や機関などの要素が金融機関にもたらすリスクを未然に防ぎ、環境リスク調整後の投資利益率を向上させる。また、開放的な姿勢で、国際金融センターとしての役割を十分に果たし、より多くの国際資本がエコで持続可能な方法で「一帯一路」の建設に参加するよう推進する。

同原則の発起機関は、事務局を立ち上げ、調印発起機関を対象に、「一帯一路」グリーンプロジェクトバンクの構築や投資プロジェクトの二酸化炭素排出量計算システムの開発、知識共有プラットフォームの立ち上げなどのサービスを提供する計画となっている。

ただし、こうした対外経済政策がどの程度、中国や対象国の二酸化炭素排出量削減に寄与するのかは不透明な部分が残されており、動向を注視したい。

第3節 グリーンファイナンスと関連する金融リスク

中国には脱炭素化目標をサポートする大きな可能性を秘めた大規模な金融システムがある（World Bank Group 2022）。高い国内貯蓄率と GDP の4倍以上に相当する大規模な金融システムを備えた中国は、多額の商業資本を動員し、最も必要としている部門に資金を振り向けることができる。政策金融機関からの融資はさらなる商業銀行の参加を促し、支えることができる。保険は気候関連リスクに対する家計と企業の回復力を高めることができる。

過去10年間で、グリーン金融システムの確立に向けて顕著な進歩が見られた。2021年末時点で、中国の大手銀行のグリーンローン残高は2016年の0.85兆米ドルから2.3兆米ドルに達し、グリーンボンド残高は376億米ドルから2,540億米ドルに増加した。この急速な成長にもかかわらず、グリーン資産は依然として中国金融市場のほんの一部を占めており、グリーンローンと債券はそれぞれ全体の約8パーセントと1パーセントを占めている。

グリーン株式市場、特にイノベーションを促進するために必要な初期段階のリスク資本の市場は依然として浅いままである。銀行および資本市場当局は、新しい市場（グリーンボンドなど）を創設し、金融機関を気候に配慮した融資に導くために多くの措置を

考案した。サステナビリティ・リンク債やサステナビリティ・ラベル付き投資商品などの新しい商品も登場している。グリーンプロジェクト分類などの重要な基準は、最新の国際的な合意を反映するために開発および更新されている。

しかし、特にエネルギー分野や初期段階のベンチャー企業に対するグリーン投資需要が膨大であることを考慮すると、金融システムは商業融資の提供において重大な課題に直面している。

電力セクターと輸送インフラだけでも、2020～60年に14～17兆米ドル相当の追加投資が必要となり、これはGDPの1.14%に相当するという指摘もある。他の研究では、2060年までの資金不足総額は7兆米ドルに達する可能性があることが示唆されている。

特に、エネルギー部門は、気候変動資金需要の最大の源泉となっているが、一貫して大きな資金不足を経験している。たとえば、クリーン発電、エネルギー貯蔵、送電網への投資を支援するために、電力業界はネットゼロ融資総額の49パーセントを必要とすると推定されている。しかし、グリーンローンや債券の28パーセントがクリーンエネルギーと電力に充てられている。

Zhou et. al. 2022によれば、中国政府は、低炭素の社会経済という目標を達成するために、一連のグリーンファイナンス政策を実施している。

これらの中で最も影響力があり、銀行貸出に最も直接的な関連性を持つのは、2007年に導入されたいわゆるグリーンクレジットポリシーである。この政策は、中国の中央銀行、メイン金融監督機関、環境保護機関による共同の取り組みであり、銀行に環境デュー・デリジェンスを融資に組み込むよう指示している。この政策は、より理論的な段階から、2012年に「グリーンクレジットガイドライン」が導入された際の明確な実施段階へと発展している。

中国銀行協会は、2009年に「中国銀行セクターにおける企業の社会的責任に関するガイドライン」を導入した。これは、金融機関がCSR(Corporate Social Responsibility: 企業の社会的責任)報告書において、グリーングリーンファイナンスの開示報告は、2013年に「グリーンクレジット統計票の提出に関する銀行監督管理委員会(CBRC。現在の銀行保険監督管理委員会)通知とグリーンクレジット統計票の提出に関する通知」が開始されて以来、自主的なものから義務的なものへと進化している。告示に基づき、中国の大手銀行21行(うち政策銀行3行、大手国有商業銀行5行、商業銀行12行)のほか、株式会社商業銀行12行、郵便貯金銀行1行は、CBRCにグリーン融資に関する報告を求められている。

グリーンクレジットポリシーは、低炭素経済への移行において重要な役割を果たしているというエビデンスがあるとされている。これは、グリーン・ビジネス活動への資金を導く役割があるためである。中国の法制度においてグリーンクレジットが制度化されたにもかかわらず、グリーン・レンディングの全体的な経済効果はまだ確実ではない。

グリーンファイナンスの普及はこれまでにないリスクを伴う可能性がある。例えば、

グリーン・レンディングの割合の増加に伴う銀行レベルの信用リスクはいくらか。特定の銀行のリスクパフォーマンスを形成する上で、国の所有とグリーン・レギュレーションはどのように相互作用するのだろうか。中国のグリーンファイナンス規制は、融資機関や金融セクター全体の金融安定性にどのような影響を与えるのだろうか。

金融システムの安定は、個々の銀行レベルでの信用リスクが、マクロ経済規模での金融・経済の安定性に影響を受けることが指摘されてきた。1990年代、21世紀のシャドーバンキングや不動産会社の破綻処理で不良債権処理問題を経験した。

また、銀行の信用リスクは中国政府のコントロールで安定的であると理解する向きも少なくない。しかし脱炭素で中国の経済システムが大きく変動していく。

中国経済は、主要な資金調達源として依然、銀行融資に依存しており、資本市場は限定的な役割を果たしているに過ぎないのである。

国内の機関投資家、海外の機関投資家の資本市場への参加は限られている。上場企業が積極的に気候変動に関する情報を開示して、内外の機関投資家がより参加しやすい資本市場に育成する必要性があるだろう。

結語 中国グリーンファイナンスの日本へのインプリケーション

日本にはどのような影響があるのだろうか。日本への教訓は何なのだろうか。

(1) 太陽光発電、風力発電、電気自動車など中国が世界最大となった分野、得意とする分野で輸出などを通じて日本市場の拡大をしてくる。

(2) 中国に進出している金融業、製造業をはじめ各産業は中国の環境政策やグリーンファイナンス政策に対応していかなければならない。

(3) 石炭発電のクリーン化など日本が優位な技術を持つ環境分野での日中協力の可能性がある。

(4) EUによるサステナブルな経済活動の分類・定義（タクソノミー）規則への対応、気候変動に対応していく「グリーン・リスト」が具体的かつ詳細に作成されることで、金融機関が支えるべき対象がエネルギー・製造・輸送・建築など様々な分野で明確になる。よって、気候変動対策に対する包括的で着実の変化を続ける中国の政策自体が日本の教訓になるだろう。

日本は1970年代のオイルショックに対して燃費性能の良さから自動車（ガソリンエンジン）の対米シェアを拡大した過去の成功体験がある。日本政府や国民には、かつての公害対策も含めて「環境技術の先進国」という記憶が残っている。しかし、欧州がけん引した気候変動対策は社会全体のシステムの変更を求めている。法令や規則の改正を迫られている。

他方、日本の遅れが目立ってきた。また経済メカニズムを有効活用しているとも言い難

い。「カーボンプライシング」⁸の本格的な導入が遅れている。福島第1原発事故以降、既存の原子力発電の点検など既存の設備の安全性確認を優先してきた。原発停止の電力不足を、再生可能エネルギー、新しい原子力発電の建設のための合意形成、研究開発よりも、むしろ石炭火力発電で補ってきた。近年、1970年代のような石油価格上昇を経験したが、政府は2022年1月から、石油元売りなどに補助金を支給して燃料価格を抑える「激変緩和措置」を実施している。2024年度も予算に計上され、補助金の支給が長引いている。自動車、家庭電化製品、工場施設など、環境技術が高い製品や設備などの買い替えを促す政策ではなく、上流の石油価格自体を抑制する政策を続けている。

近年の石油価格上昇でガソリン代に補助金を出すように、環境への誘導がなされていない。「カーボンプライシング」の導入が遅れ、企業などが排出する温暖化ガスに価格を付ける「カーボンプライシング」という動きがある。代表的な例は排出量に高い税金をかけるやり方で、欧州では一般的だ。新たな原子力発電の「小型モジュール炉（SMR）」⁹のように中国側が日本より先駆ける分野が今後、増えてくる可能性がある。日本は福島第一原子力発電の事故の影響から原子力発電政策が停滞した。

（5）米中対立の環境分野への飛び火、拡大の可能性である。

米国は、中国は太陽光パネルや風力発電など再生エネルギーに関わる世界の特許の約3分の1を保有していると指摘している¹⁰。気候変動対策に慎重、他の先進国と協調的ではなかったトランプ政権からバイデン政権に代わり、ブリンケン米国務長官は「我々は後れを取っている」と危機感を表明した¹¹。「追いつかないと米国は我々の利益や価値観を反映した世界の気候変動の将来を形づくるチャンスを逃す」と語っている。米国と中国の対立関係が環境分野に波及する可能性もある。

⁸ 企業などが排出する温暖化ガスに価格を付けること。代表的な例は排出量に高い税金をかけるやり方で、欧州では一般的である。

⁹ 軽水炉をベースとし、実用化に最も近いと考えられている次世代炉とされる。これまで主流の大型軽水炉（100万キロワット級）より出力は、一桁小さい。このため、仮に事故が起きても大量の放射性物質の飛散は避けられ、安全性が高いとされる。地震や津波で外部電源を失っても冷却が続けられるよう、設計にも工夫を凝らすことができる。

¹⁰ 『日本経済新聞』夕刊 2021年4月20日。

¹¹ 『日本経済新聞』夕刊 2021年4月20日。

別表 1 中国の気候変動対策に関する全体政策

計画文書名	公布機関	公布時期	対象期間
中国気候変動対応国家方案	国務院	2007 年 6 月	2007～2010 年
第 12 次五ヵ年 GHG 排出抑制事業方案	国務院	2011 年 12 月	2011～2015 年
国家気候変動適応戦略	国家発展改革委員会等	2013 年 11 月	2013～2020 年
国家気候変動対応計画（2014～2020 年）	国家発展改革委員会等	2014 年 9 月	2014～2020 年
第 13 次五ヵ年 GHG 排出抑制事業方案	国務院	2016 年 10 月	2016～2020 年
第 13 次五ヵ年省エネ排出削減総合事業方案	国務院	2016 年 12 月	2016～2020 年

出所：ジェトロ資料

別表 2 中国の気候変動対策に関する数値目標

項目	2025 年	2030 年	2060 年
単位 GDP 当たりのエネルギー消費量	2020 年比 13.5%削減	—	—
単位 GDP 当たりの CO2 排出量	2020 年比 18%削減	2005 年比 65%以上削減	—
非化石エネルギー消費の割合	20%程度	25%程度	80%以上
風力・太陽光の設備容量	—	12 億キロワット (kW) 以上	—
森林カバー率	24.10%	25%程度	—
森林蓄積量（注）	180 億立方メートル	190 億立方メートル	—

出所：ジェトロ資料

参考文献

〈英語〉

Chen, Y. Cheng, L, Lee, C.C., Wang, C.S., (2021) The impact of regional banks on environmental pollution: Evidence from China's city commercial banks. ENERGY ECONOMICS, 102, 1-15.

Gao, X.Y., Wang, M. (2021). The financing efficiency of listed energy conservation

and environmental protection firms: Evidence and implications for green finance in China. *ENERGY POLICY*, 153, 1-14.

World Bank Group (2022). Country Climate and Development Report (CCDR) for China.

Zhang, X., Zhang, S., Lu, L. (2022). The banking instability and climate change: Evidence from China. *Energy Economics*, 106, 1-14.

Zhou, X. Y., Caldecott, B., Hoepner, A. G. F., & Wang, Y. (2022). Bank green lending and credit risk: an empirical analysis of China's Green Credit Policy. *Business Strategy and the Environment*, 31(4), 1623-1640.

<日本語>

経済産業省資源エネルギー庁 (2023) 『令和4年度エネルギーに関する年次報告』

高阪章 (2022) 「工業化は「カエル跳び」できるか?: 構造転換と経済発展」『国際学研究』第11巻第1号、37-52ページ。

末廣昭 (2000) 『キャッチアップ型工業化論: アジア経済の軌跡と展望』名古屋大学出版会。

関根栄一 (2021) 「中国の2060年カーボンニュートラル実現に向けた金融支援策」『野村サステナビリティクォーターリー』2021年秋号。

神宮健 (2021) 「[中国視窓] チャイナウオッチ 中国のグリーンファイナンス 貸出残高が世界最多に拡大」『エコノミスト』第99巻第17号、57ページ。

縄田恵子 (2022) 「英国と中国の二国間関係」『ファイナンス』第683号、10-27ページ。

日本貿易振興機構 (ジェトロ) 海外調査部北京事務所 (2021) 「中国の気候変動対策と産業・企業の対応」。

周瑋生・銭白璐・仲上健一 (2013) 「気候枠組みにおける中国のエネルギー消費とCO2排出の現状と特徴に関する研究」『政策科学』第20巻、第2号41-53ページ。

周瑋生・銭学鵬・羅錦模・仲上健一 (2013) 「中国の持続可能な電力政策に関する研究: 日本の経験を参考にした電力供給安定策への提言」『立命館国際地域研究』第37号119-144ページ。

周瑋生・凌奕樹・都娟・何康華 (2020) 「日中比較からみた補助金等政策による中国の電気自動車の普及に与える影響分析」『政策科学』第28巻、第1号1-22ページ。

周瑋生・王婕・凌奕樹・千曠娥・宮脇昇 (2021) 「中国の石炭フェーズアウトに関する研究: 石炭消費の現状と影響要因の分析」『政策科学』第29巻、第1号1-16ページ。

張沖・王婕・周瑋生 (2023) 「中国の石炭フェーズアウトに関する研究: その2 石炭火力と太陽光の発電コスト評価」『政策科学』第30巻、第2号59-71ページ。

周瑋生 (2021) 「中国「2060年炭素実質ゼロ」目標のロードマップの実態と課題」『科学技術振興機構 (JST) 第141回中国研究会』。

丸川知雄 (1993a) 「中国の「三線建設」(I)」『アジア経済』第34巻、第2号、61-80ページ。

ージ。

丸川知雄（1993b）「中国の「三線建設」（II）」『アジア経済』第 34 巻、第 3 号、76-88 ページ。

丸川知雄（2002）「中国の「三線建設」再論：呉曉林著『毛沢東時代の工業化戦略：三線建設の政治経済学』（御茶の水書房 2002 年）によせて」『アジア経済』第 43 巻、第 12 号、67-80 ページ。

流動性の罫の安定性と物価の社会規範

関西大学 経済学部
中川 竜一

目次

1	はじめに	1
2	先行研究	3
3	モデル	4
4	期待安定性	6
4.1	下限制約にない定常状態	6
4.2	下限制約にある定常状態	7
5	「社会規範」における期待安定性	8
5.1	下限制約にない定常状態	9
5.2	下限制約にある定常状態	10
6	議論	12
7	まとめ	13

概要

日本では「流動性の罅」と呼ばれる経済状態が四半世紀にわたって続いている。しかし、「罅」が長期に継続するメカニズムは理論的に十分に明らかにされていない。本研究は、利子率の下限制約のある標準的なニューケインジアンモデルマクロ経済モデルを用いて、経済が長期にわたって「罅」に陥るメカニズムを明らかにする。理論的には、現実的な期待形成の枠組みとして「適応的学習」を導入し、経済が継続的に「罅」に陥る（すなわち、「罅」が安定的である）条件を明らかにする。次に、経済が長期的に「罅」に収束すると予想する経済主体の存在を仮定し、そのような期待形成の固定化が「罅」の安定性にどのように影響するかを明らかにする。本研究の発見は3つある。第1に、流動性の罅は適応的学習の下では不安定であり、経済は継続的に「罅」に留まらないこと。第2に、期待を「罅」に固定する経済主体が存在すると、「罅」は安定的になり得ること。第3に、そのような経済主体が存在すると、経済はたとえ「罅」から脱したとしても長期的にインフレーターゲットを下回った状態に停滞することである。

JEL 分類： C62; D83; D84; E32; E52

キーワード： 流動性の罅、適応的学習、社会規範、インフレーターゲット政策

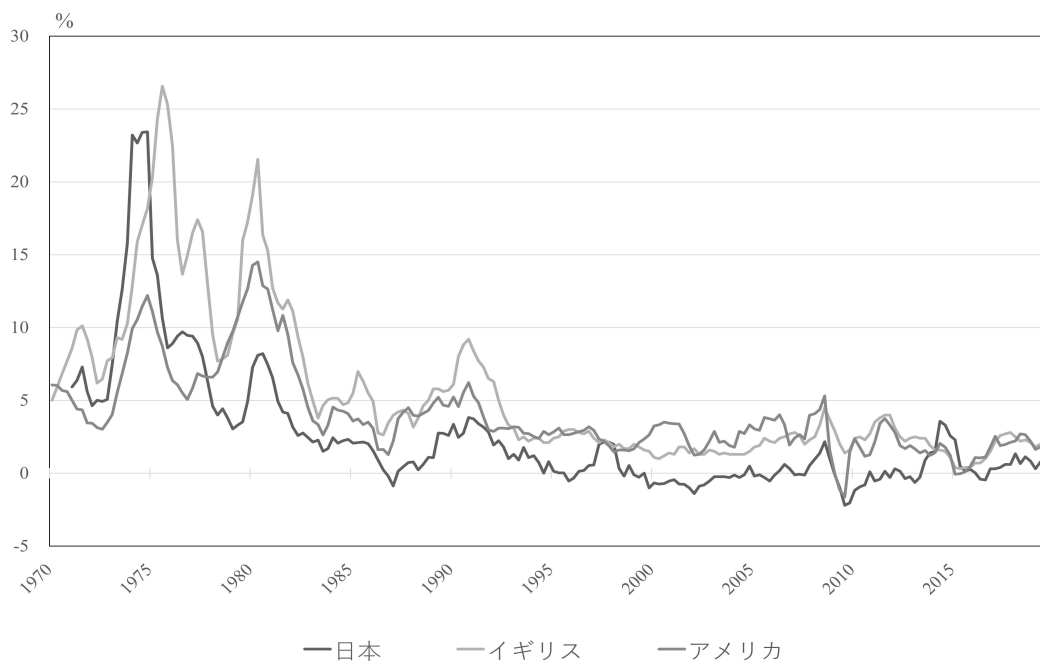


図 1: 日米英のインフレ率

1 はじめに

2000 年代後半の世界金融危機以降、世界経済は長期の停滞に陥った。物価水準がマイナスに落ち込み、経済はデフレ状態になった（図 1）。それを脱するために各国中央銀行は名目利子率を長期的にゼロ付近まで引き下げた（図 2）。しかし、名目利子率はゼロ未満に引き下げられないため、各国中央銀行はデフレ経済を刺激することができず、経済は「流動性の罠」と呼ばれる状態に陥った。

とりわけ日本では、このような状態が四半世紀続き、インフレターゲット政策が導入されてから 10 年経過した今も続いている。最近では欧米経済が「罠」から脱しつつあるが、日本の平均インフレ率は未だ目標値 2 % にほど遠く、利子率は依然としてゼロ付近に張り付いたままである。日本銀行は「非伝統的金融政策手段」（量的緩和、フォワードガイダンス、マイナス金利など）を採用し、人々のインフレ期待を引き上げようと躍起であるが、いずれにおいても目標値には届いておらず未だ「罠」から脱出する方法が見つかっていない。

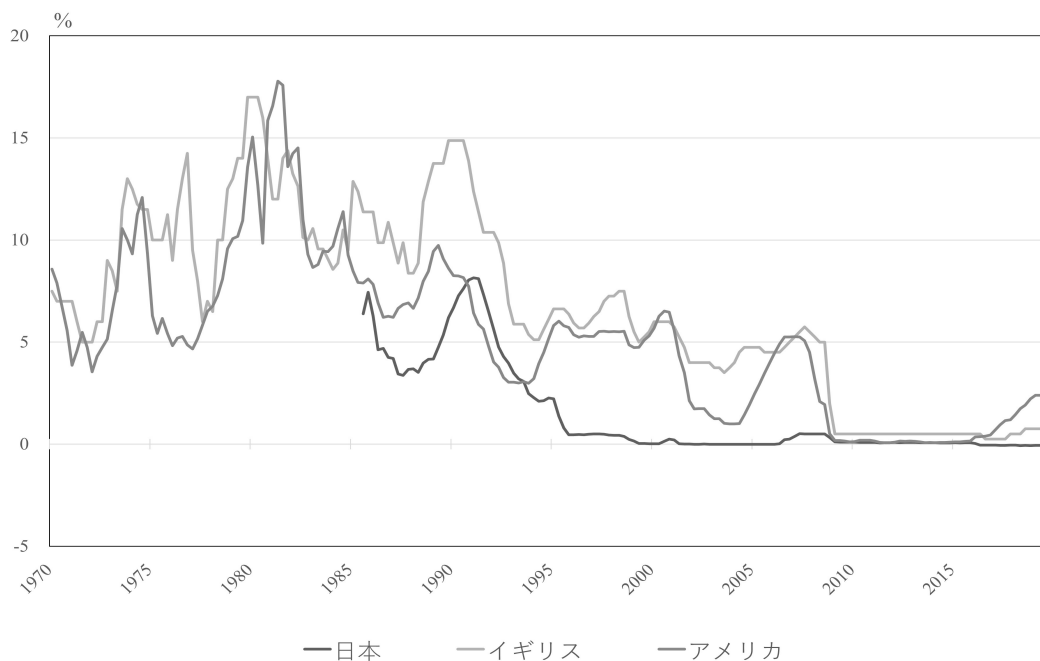


図 2: 日米英の政策金利

本研究は、標準的なニューケインジアンモデルマクロ経済モデルを用いて、経済が長期にわたって「流動性の罠」に陥るメカニズムを明らかにする。経済が長期にわたって「罠」に停滞するというメカニズムは、Benhabib, Schmitt-Grohé, and Uribe (2001) らによって合理的期待を仮定したモデルの中で明らかにされているが、現実的な期待形成を仮定したモデルでは未だ明らかにされていない。本研究は、現実的な期待形成の枠組みとして「適応的学習」(adaptive learning) (Evans and Honkapohja, 2001) の枠組みを導入する。これは「経済構造を熟知しない人々が、統計データを用いて経済モデルを推定し、予測値を形成する」ことを想定した概念であり、現実の期待形成の形として実証的に確認されている(たとえば、Eusepi and Preston, 2010)。次に、一部の経済主体が長期の期待を「罠」の水準に固定する状況を想定する。渡辺 (2022a,b) は、日本人が長期にわたってゼロ近辺のインフレを経験したことで、物価が上がらないことが「社会規範」(ノルム) になっていると述べている。そこで、そのような期待形成の固定化が経済を長期にわたって「罠」に陥らせるどうかを明らかにする。

次節では、「流動性の罠」に関する先行文献を振り返る。第3節では、「流動性の罠」（利子率に下限がある状態）が存在する標準的なマクロ経済モデルを紹介する。第4節では、適応的学習による期待形成の枠組みを導入し、「流動性の罠」における人々の期待形成が安定的か否かを明らかにする。第5節では、渡辺 (2022a,b) が指摘する「社会規範」の存在によって経済主体が長期の期待を「罠」の水準に固定することを仮定し、「流動性の罠」の期待安定性がどのような影響を受けるかを明らかにする。第6節では、経済を「罠」から脱出させ目標の経済水準に回帰させる方法を検討する。最終節で結論を述べる。

2 先行研究

「流動性の罠」に関する研究は、1990年代後半、日本経済がデフレ状態に陥って以降、数多くの文献でおこなわれている。Bullard (2010) は日本経済が2000年代以降も「罠」に陥っていたと主張し、Aruoba, Cuba-Borda, and Schorfheide (2018) は、その状態が2010年代以降も続いていることを実証的に確認している。同様の問題は、2000年代後半の世界金融危機以降、世界経済においても観察されるようになり、「罠」の分析はさらに多くの文献でおこなわれるようになった（たとえば、Summers, 2014, 2016）。

流動性の罠の研究は多くの文献でおこなわれているが、現実的な期待形成の枠組みの中で「罠」が持続的に発生するメカニズムを示した文献は少ない。この分野の代表的な文献として Benhabib et al. (2001) がある。彼らは、現代の各国中央銀行が採用する「テイラールール」（Taylor rule）と呼ばれる利子率操作ルール（経済変数の動きに応じて名目利子率を上げ下げするルール）が「罠」の原因であると主張している。しかし、McCallum (2002)、Evans and Honkapohja (2005) ら多くの文献によれば、「罠」は「合理的期待」という標準的な期待形成の枠組みでは必然的に発生するが、現実の人々がおこなうより現実的な期待形成のもとでは安定的ではない（長続きしない）ことを明らかにしている。彼らは、現実的な期待形成の枠組みとして、Evans and Honkapohja (2001) らの「適応的学習」（adaptive learning）を導入し、「罠」の状態にある経済の期待形成が不安定であること（「流動性の罠の不安定性」という）を明らかにした。さらに、インフレ率は「罠」の水準を下回って無限に下落していくことも示している（「デフレの罠」（deflationary trap）という）。

ただし、Bullard (2010) によれば、「罠の不安定性」という結論は、日本経済が四半世紀にわたって流動性の罠に停滞していた事実と矛盾している。Veirman (2009) によれば、1990年代後半から2000年代初頭にかけて、インフレ率は推定モデルでは -8.36% と予測される中、実際には最低で -0.79% と落ち着いていた。また、インフレ率が低下したといっても「デフレの罠」のような現象は生じていない。Gorodnichenko and Sergeyev (2021) によれば、過去四半世紀にわたり名目利子率がゼロ下限に張り付いていたにもかかわらず、日本経済は安定しており、デフレスパイラルは起きていない。

このパズルを解決するため、最近、いくつかの文献で流動性の罠が安定的になる条件が

示されている。Arifovic, Schmitt-Grohé, and Uribe (2018) は、social learning の期待形成を導入することによって「罨」が安定的になり得ることを示している。Lustenhouwer (2021) は、民間部門の悲観的な期待形成が安定性の条件になることを示している。Eusepi (2007) は、期待変数に反応する金融政策ルールが条件になり得ることを示している。しかし、日本経済の長期の「罨」のメカニズムを説明する理論は未だ確立されていないのが現状である。

本研究は、経済の定常状態に対する経済主体の期待が特定の水準に固定されている状況を想定する。Nakagawa (2022) は、一部の経済主体がインフレターゲット政策を信じて長期のインフレ期待を目標値に固定すると、経済の安定性が大きく高まることを明らかにした。さらに、中央銀行の信頼性が低いとき、インフレ率が目標値から乖離した水準に収束する可能性を明らかにした。これは、経済主体の期待形成が何らかの要因によって特定の値に固定されると、インフレ率や実体経済が中央銀行の意図しない水準に長く停滞する可能性を示唆している。このメカニズムが流動性の罨に対しても機能するのであれば、なぜ日本の経済が長期的に罨に陥り続けているのかを説明できるかもしれない。

本研究は、経済主体の定常状態への期待が流動性の罨の水準に固定される状況を想定する。渡辺 (2022a,b) は、日本人が長期にわたってゼロ近辺のインフレを経験したことで物価が上がらないことが「社会規範」になっていると述べている。同様の傾向は、諸外国のデータにも見られる。Coibion, Gorodnichenko, Kumar, and Pedemonte (2020) は、米国の経済データを用いて、低インフレの環境では家計・企業のインフレ期待は金融政策の発表にあまり反応しないことを確認している。Candia, Coibion, and Gorodnichenko (2022) は、諸外国のサーベイデータを用いて、低・安定インフレの歴史の国々の企業は、インフレや金融政策に対する関心が低いことを確認している。Malmendier and Nagel (2016) は、個人のインフレ期待の形成がそれぞれの経験に大きく影響されることを実証している。また、Aoki, Ichiue, and Okuda (2019) は、そのような信念が企業の価格引き上げ行動を消極的にすることを理論的に明らかにしている。そこで本研究では、経済主体の期待が「罨」の水準に固定された状況を想定し、その中で流動性の罨が安定的になるか否かを明らかにする。

3 モデル

本研究では、Evans and McGough (2018)、Hommes and Lustenhouwer (2019) に基づいて、名目利子率の下限付きの標準的なニューケインジアンモデルを使用する。

$$x_t = -\alpha(i_t - E_t^* \pi_{t+1} - r) + E_t^* x_{t+1} + e_t, \quad (1)$$

$$\pi_t = \kappa x_t + \beta E_t^* \pi_{t+1} + u_t, \quad (2)$$

$$i_t = \max \{i^U, i^I + \phi_\pi (\pi_t - \pi^I)\}. \quad (3)$$

内生変数 x_t 、 π_t 、 i_t はそれぞれ、生産ギャップ、インフレ率、名目金利を表す。(1) 式は、家計の消費の最適化から導かれる時点間オイラー方程式を対数線形化した式である。パラメータ r は自然利子率であり、正負どちらにもなり得る。(2) 式は、Calvo 価格設定をおこなう独占的競争企業の利潤最大化から導かれるフィリップス曲線である。外生変数 e_t 、 u_t は需要ショックと供給ショックであり、簡単化のため独立同一分布 (independent and identically distributed, or iid) 過程に従うと仮定する。(3) 式は、テイラー型名目利子率ルールであり、下限 i^U (effective lower bound) の制約が存在する。 $i^I + \phi_\pi (\pi_t - \pi^I) \geq i^U$ のとき、 π_t のインフレ目標 π^I からの乖離に対して i_t をコントロールする。ここでは、中央銀行は「テイラー原理」

$$\phi_\pi > 1 \quad (4)$$

に従うと仮定する。パラメータ i^I は、インフレ目標 (x^I, π^I) に対応する名目利子率であり、 $i^I = r + \pi^I$ である。逆に $i^I + \phi_\pi (\pi_t - \pi^I) < i^U$ のとき、中央銀行は i_t を下限 i^U に固定する。 E_t^* は、時間 t における経済主体の期待値の演算子であり、本研究では必ずしも合理的でない。最後に、 $\alpha > 0$ 、 $\kappa > 0$ 、 $0 < \beta < 1$ と仮定する。

この経済は、名目利子率 i_t が下限 i^U にあるか否かで異なる動きをする。一つは経済が下限制約にないときであり、 $y_t \equiv (x_t, \pi_t)'$ 、 $w_t \equiv (e_t, u_t)'$ とすると、経済 y_t は

$$y_t = A_I + B_I E_t^* y_{t+1} + C_I w_t, \quad (5)$$

$A_I \equiv \begin{bmatrix} 1 & \alpha\phi_\pi \\ -\kappa & 1 \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} \alpha\pi^I(\phi_\pi - 1) \\ 0 \end{bmatrix}$ 、 $B_I \equiv \begin{bmatrix} 1 & \alpha\phi_\pi \\ -\kappa & 1 \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} 1 & \alpha \\ 0 & \beta \end{bmatrix}$ 、 $C_I \equiv \begin{bmatrix} 1 & \alpha\phi_\pi \\ -\kappa & 1 \end{bmatrix}^{-1}$ に従う。経済主体が合理的に期待を形成するとき ($E_t^* = E_t$)、経済 y_t は次の合理的期待均衡

$$y_t = (x^I, \pi^I)' + C_I w_t \quad (6)$$

に決まり、定常状態

$$x^I = \left(\frac{1-\beta}{\kappa} \right) \pi^I, \quad \pi = \pi^I, \quad i = i^I (= r + \pi^I). \quad (7)$$

の周りで変動する。これは「意図された定常状態」(intended steady state) と呼ばれ、中央銀行が目標とする定常状態である。

もう一つは経済が下限制約にあるときであり、経済 y_t は

$$y_t = A_U + B_U E_t^* y_{t+1} + C_U w_t,$$

$A_U \equiv \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ -\kappa & 1 \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} \alpha(r - i^U) \\ 0 \end{bmatrix}$ 、 $B_U \equiv \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ -\kappa & 1 \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} 1 & \alpha \\ 0 & \beta \end{bmatrix}$ 、 $C_U \equiv \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ -\kappa & 1 \end{bmatrix}^{-1}$ に従う。経済 y_t は合理的期待均衡

$$y_t = (x^U, \pi^U)' + C_U w_t, \quad (8)$$

で決まり、定常状態

$$x^U = - \left(\frac{1-\beta}{\kappa} \right) (r - i^U), \quad \pi^U = - (r - i^U), \quad i = i^U. \quad (9)$$

の周りで変動する。これは「意図されない定常状態」(unintended steady state)と呼ばれ、中央銀行が目標とはしない定常状態、ここでは「流動性の罠」に相当する。

2つの定常状態が存在するためには、意図された定常状態(7)において経済が(3)式の下限制約にないこと ($i^I + \phi_\pi (\pi^I - \pi^I) \geq i^U$)、意図されない定常状態(9)において経済が下限制約にあること ($i^I + \phi_\pi (\pi^U - \pi^I) \leq i^U$) が必要である。2つの条件は以下の式で表される。

$$r + \pi^I - i^U \geq 0. \quad (10)$$

4 期待安定性

次に、Evans and Honkapohja (2001, 2005)、Bullard and Mitra (2002)に従って、適応的学習における経済の期待安定性を明らかにする。最初に、定常状態において名目利子率の下限制約にない経済の安定性を明らかにする。次に、定常状態において下限制約にある経済の期待安定性を明らかにする。

4.1 下限制約にない定常状態

最初に、下限制約にない定常状態の期待安定性を分析する。適応的学習の下では、経済主体は(6)式の形の推定式(perceived law of motion, PLM)を定義し、利用可能な経済データを用いて最小二乗推定する。

$$y_t = a + cw_t. \quad (11)$$

$a \equiv (a_x, a_\pi)'$ であり、 c は外生変数 w_t に対する2行2列の係数行列である。経済主体は、 (a, c) を推定し、予測値を形成する。

$$E_t^* y_{t+1} = a. \quad (12)$$

E_t^* は、時点 t における期待オペレータであり、必ずしも合理的期待に一致しない。

(12)式を(5)式に代入することによって、下限制約にない経済 y_t の実現値は、次のプロセス(actual law of motion, ALM)に従う。

$$y_t = (A_I + B_I a) + C_I w_t.$$

経済主体は、利用可能な経済データを用いて、每期、パラメータ (a, c) を最小二乗推定する。構造ショック w_t が iid 過程に従うため、パラメータ a は、 y_t の標本平均で推定され、つぎの再帰的アルゴリズムで表される。

$$\begin{aligned} a_t &= a_{t-1} + t^{-1} (T_I(a_{t-1}) - a_{t-1}), \\ T_I(a) &\equiv A_I + B_I a. \end{aligned}$$

$T_I(a)$ は、PLM から ALM への写像と見なすことができる。

パラメータ a の収束過程は、次の常微分方程式 (ordinary differential equation, ODE) に支配されることが知られている。

$$\frac{da}{d\tau} = T_I(a) - a. \quad (13)$$

τ は概念上の時間を表す。ODE の不動点は $a = (x^I, \pi^I)'$ であり、意図された定常状態 (7) に等しい。よって、パラメータ a が不動点に収束するならば、予測値 $E_t^* y_{t+1} = (x^I, \pi^I)'$ となり、合理的期待 (すなわち、意図された定常状態) に等しくなる。このとき、パラメータ c もまた不動点 C_I に収束することが知られている (Evans, Guse, and Honkapohja, 2008, を参照)。よって、不動点では、経済 y_t は合理的期待均衡 (6) に一致する。このとき、意図された定常状態 (7) は「適応的学習の下で局所的に安定的である」と言うことができる。

パラメータ a が不動点に収束するか否かは、ODE (13) が局所的に漸近的に安定的か否かに依存する。その必要十分条件は、ヤコビアン $D(T_I(a) - a)$ のすべての固有値が負の実数値をもつことであり、そのときのみである。それは、Routh-Hurwitz の安定性基準 (stability criterion) より、ヤコビアンの固有方程式

$$\det(\gamma I - A) = \gamma^2 + \alpha_1 \gamma + \alpha_0,$$

で係数 α_1, α_0 がすべて正になることと同値である。すなわち、

$$\begin{aligned} \phi_\pi &> 1, \\ 1 - \beta + \alpha\kappa(2\phi_\pi - 1) &> 0. \end{aligned}$$

これは、テイラー原理 (4) のもとでは常に成立する。すなわち、

命題 1 意図された定常状態 (7) は、適応的学習の下で常に局所的に安定的である。

4.2 下限制約にある定常状態

次に、定常状態において下限制約にある経済の期待安定性を明らかにする。経済主体は推定式 (11) を定義し、パラメータ (a, c) を推定する。その結果、予測値 (12) を形成し、下限制約にある経済 y_t は以下のプロセスに従う。

$$y_t = (A_U + B_U a) + C_U w_t. \quad (14)$$

前節と同様に、パラメータ a は、 y_t の標本平均で推定され、つぎの再帰的アルゴリズムで表される。

$$\begin{aligned} a_t &= a_{t-1} + t^{-1} (T_U(a_{t-1}) - a_{t-1}), \\ T_U(a) &\equiv A_U + B_U a. \end{aligned}$$

$T_U(a)$ は、PLM から ALM への写像である。パラメータ a の収束過程は次の ODE に支配される。

$$\frac{da}{d\tau} = T_U(a) - a. \quad (15)$$

ODE の不動点は $a = (x^U, \pi^U)'$ であり、意図されない定常状態 (9) に等しい。パラメータ a が不動点に収束するならば、 $E_t^* y_{t+1} = (x^U, \pi^U)'$ となり、定常状態に等しくなり、パラメータ c もまた不動点 C_U に収束する。よって、不動点では、経済 y_t は合理的期待均衡 (8) に一致する。

パラメータ a が不動点に収束するか否かは、ODE (15) が局所的に漸近的に安定的か否かに依存する。その必要十分条件は、ヤコビアン $D(T_U(a) - a)$ のすべての固有値が負の実数値をもつことであり、そのときのみである。それは次の条件と同値である。

$$\begin{aligned} \alpha\kappa &< 0, \\ \beta + \alpha\kappa - 1 &< 0. \end{aligned}$$

第 1 式は成立せず、安定性条件は満たされない。すなわち、

命題 2 意図されない定常状態 (9) は、適応的学習の下で常に局所的に不安定である。

これは、現実的な期待形成のもとでは経済は継続的に流動性の罠に留まらないことを示唆している。McCallum (2002)、Evans and Honkapohja (2005) らは「適応的学習」を導入し、「罠」の状態にある経済の期待形成が不安定であること（「流動性の罠の不安定性」）を明らかにした。そして、経済は「罠」の水準を下回って無限に下落していくことも示している。これは「デフレの罠」(deflationary trap) と呼ばれている。

しかし、このメカニズムは、日本経済が四半世紀にわたって流動性の罠に停滞していた事実と矛盾する。過去四半世紀にわたり名目利子率がゼロ金利下限に張り付いていたにもかかわらず、日本経済は比較的安定しており、デフレスパイラルは起きていない。そこで次節では、これらの経済が期待安定的になる要因として、経済主体の期待が固定的になる環境を想定する。

5 「社会規範」における期待安定性

次に、一部の経済主体の期待が意図されない定常状態 (9) の水準に固定される状況を想定する。経済主体の一部（タイプ 1、割合 $\lambda \in [0, 1]$ ）は経済が長期的に「罠」に収束すると予想し、その他の経済主体（タイプ 2）は、前節同様、適応的学習の下で期待を形成すると仮定する。その中で「流動性の罠」が安定的になるか否かを明らかにする。

5.1 下限制約にない定常状態

最初に、経済が下限制約にないときの定常状態の安定性を明らかにする。タイプ1の経済主体は、経済が長期的に「罫」に収束すると予想し、インフレ率・生産ギャップの定常状態は意図されない定常状態 (x^U, π^U) に等しいと予想する。この場合、タイプ1は次の推定式を推定する。

$$y_t = a_1 + c_1 w_t. \quad (16)$$

$a_1 \equiv (x^U, \pi^U)'$ であり、意図されない定常状態 (9) に固定している。その結果、タイプ1の予測値は $E_{1t}^* y_{t+1} = (x^U, \pi^U)'$ となる。

タイプ2の経済主体は、(11) 式と同様に以下の推定式を定義し、パラメータ (a_2, c_2) を推定する。

$$y_t = a_2 + c_2 w_t. \quad (17)$$

$a_2 \equiv (a_{2x}, a_{2\pi})'$ であり、 c_2 は w_t に対する2行2列の係数行列である。その結果、タイプ2の予測値は以下のように決まる。

$$E_{2t}^* y_{t+1} = (a_{2x}, a_{2\pi})'. \quad (18)$$

経済全体の期待値 $E_t^* y_{t+1}$ は、2つのタイプの経済主体の期待値の加重平均に等しいと仮定する。

$$\begin{aligned} E_t^* y_{t+1} &= \lambda E_{1t}^* y_{t+1} + (1 - \lambda) E_{2t}^* y_{t+1} \\ &= \begin{bmatrix} \lambda x^U + (1 - \lambda) a_{2x} \\ \lambda \pi^U + (1 - \lambda) a_{2\pi} \end{bmatrix}. \end{aligned} \quad (19)$$

以上より、下限制約のない経済は y_t は以下のプロセスに従う。

$$y_t = \left(A_I + B_I \begin{bmatrix} \lambda x^U + (1 - \lambda) a_{2x} \\ \lambda \pi^U + (1 - \lambda) a_{2\pi} \end{bmatrix} \right) + C_I w_t.$$

タイプ2の経済主体は、パラメータ (a_2, c_2) を最小二乗推定する。パラメータ a_2 は y_t の標本平均によって推定され、時点 t の推定値は以下の再帰的アルゴリズムで表現される。

$$\begin{aligned} a_{2t} &= a_{2,t-1} + t^{-1} (T_{I2}(a_{2,t-1}) - a_{2,t-1}), \\ T_{I2}(a_2) &\equiv A_I + B_I \begin{bmatrix} \lambda x^U + (1 - \lambda) a_{2x} \\ \lambda \pi^U + (1 - \lambda) a_{2\pi} \end{bmatrix}. \end{aligned}$$

$T_{I2}(a_2)$ は、 a_2 に関する PLM から ALM への写像である。パラメータ a_2 の収束過程は、次の ODE に支配される。

$$\frac{da_2}{d\tau} = T_{I2}(a_2) - a_2. \quad (20)$$

ODE (20) の不動点は、 $T_{I2}(a_2) = a_2$ より、次のように求められる。

$$a_2 = y^I - \left[\frac{\frac{\lambda(r+\pi^I-i^U)((1-\beta)(1-\beta(1-\lambda))+\alpha\kappa(1-\beta\phi_\pi))}{\kappa(\lambda(1-\beta(1-\lambda))+\alpha\kappa(\phi_\pi-1+\lambda))}}{\frac{\lambda(r+\pi^I-i^U)(1-\beta(1-\lambda)+\alpha\kappa)}{\lambda(1-\beta(1-\lambda))+\alpha\kappa(\phi_\pi-1+\lambda)}} \right]. \quad (21)$$

このとき、パラメータ c_2 の不動点は C_I に等しい。

不動点 (21) は下限制約にない定常状態に相当し、意図された定常状態 (7) とは乖離することが分かる。とりわけ、インフレ率の定常状態 a_π は、テイラー原理 (4) および定常状態の存在条件 (10) の下では目標インフレ率 π^I を下回っている。よって、

命題 3 適応的学習の下で一部 (λ) の経済主体の期待が意図されない定常状態 (9) に固定されるとき、下限制約にない定常状態 (21) が存在し、定常状態のインフレ率は目標インフレ率 π^I を下回る。

ODE (20) が局所的に安定的になる必要十分条件は、そのヤコビアン

$$D(T_{I2}(a_2) - a_2) = (1 - \lambda) B_I - I_2$$

のすべての固有値が負の実数値をもつことであり、そのときのみである。それは、次の条件と同値である。すなわち、

$$\begin{aligned} \phi_\pi &> 1 - \frac{1}{2\alpha\kappa} ((1 + \lambda)(1 + \alpha\kappa) - \beta(1 - \lambda)), \\ \phi_\pi &> 1 - \frac{\lambda}{\alpha\kappa} (1 + \alpha\kappa - \beta(1 - \lambda)). \end{aligned}$$

これらの条件は、テイラー原理 (4) の下では常に満たされる。よって、

命題 4 下限制約にない定常状態 (21) は、適応的学習の下で常に局所的に安定的である。

よって、経済が流動性の罠に収束すると信じる人々が存在するとき、たとえ経済が下限制約になかったとしても、経済は長期的に目標インフレ率を下回った状態に停滞する可能性がある。

5.2 下限制約にある定常状態

次に、定常状態が下限制約にある経済の期待安定性を明らかにする。前節と同様に、タイプ 1 の経済主体は、(16) 式を推定し、 a_1 を意図されない定常状態 (x^U, π^U) に固定する。その結果、タイプ 1 の予測値は $E_{1t}^* y_{t+1} = (x^U, \pi^U)'$ となる。次に、タイプ 2 の経済

主体は (17) 式を推定し、予測値は (18) 式となる。以上より、経済全体の期待値 $E_t^* y_{t+1}$ は (19) 式となり、下限制約にある経済 y_t は以下のプロセスに従う。

$$y_t = \left(A_U + B_U \begin{bmatrix} \lambda x^U + (1 - \lambda) a_{2x} \\ \lambda \pi^U + (1 - \lambda) a_{2\pi} \end{bmatrix} \right) + C_U w_t.$$

タイプ 2 の経済主体は、パラメータ (a_2, c_2) を最小二乗推定する。パラメータ a_2 は y_t の標本平均によって推定され、時点 t の推定値は以下の再帰的アルゴリズムで表現される。

$$\begin{aligned} a_{2t} &= a_{2,t-1} + t^{-1} (T_{U2}(a_{2,t-1}) - a_{2,t-1}), \\ T_{U2}(a_2) &\equiv A_U + B_U \begin{bmatrix} \lambda x^U + (1 - \lambda) a_{2x} \\ \lambda \pi^U + (1 - \lambda) a_{2\pi} \end{bmatrix}. \end{aligned}$$

$T_{U2}(a_2)$ は、 a_2 に関する PLM から ALM への写像である。

パラメータ a_2 の収束過程は、次の ODE に支配される。

$$\frac{da_2}{d\tau} = T_{U2}(a_2) - a_2. \quad (22)$$

ODE (22) の不動点は、

$$\begin{aligned} T_{U2}(a_2) &= a_2 \\ a_2 &= (x^U, \pi^U)' \end{aligned}$$

であり、意図されない定常状態 (9) に等しい。このとき、パラメータ c_2 の不動点もまた C_U に等しい。よって、これらのパラメータが不動点に収束するならば、経済全体の期待値 $E_t^* y_{t+1}$ もまた意図されない定常状態に等しい。その結果、経済変数 (x_t, π_t) もまた (14) 式に等しい。

ODE (22) が局所的に安定的になる必要十分条件は、そのヤコビアン

$$D(T_{U2}(a_2) - a_2) = (1 - \lambda) B_U - I_2$$

のすべての固有値が負の実数値をもつことであり、そのときのみである。それは、次の条件と同値である。

$$\begin{aligned} \lambda - (1 - \lambda)(\alpha\kappa + \beta\lambda) &> 0, \\ \lambda - (1 - \lambda)(\alpha\kappa + \beta\lambda) + 1 - \beta(1 - \lambda)^2 &> 0. \end{aligned}$$

命題 5 適応的学習の下で一部 (λ) の経済主体の期待が意図されない定常状態 (9) に固定されるとき、下限制約にある定常状態は意図されない定常状態 (9) に等しい。この定常状態が適応的学習の下で局所的に安定的であるための必要十分条件は

$$\lambda > \frac{1}{2\beta} \left(\sqrt{(1 - \beta + \alpha\kappa)^2 + 4\alpha\kappa\beta} - (1 - \beta + \alpha\kappa) \right). \quad (23)$$

そうでないとき、この定常状態は局所的に不安定になる。

これらの結果は、一定割合以上の経済主体が「経済が長期的に流動性の罠に収束する」と信じているとき、そのような信念を持たない他の経済主体の期待も長期的に「罠」に収束することを示唆している。そして、経済は継続的に「罠」に陥り、デフレスパイラルは起きなくなること示唆している。

では、どのくらいの割合の経済主体がこのような信念を持つと、下限制約にある定常状態は安定的になるだろうか。安定性条件 (23) を満たす λ の下限は、構造パラメータ (α, κ, β) が $(1/1.45, 0.77, 0.99)$ (Lubik and Schorfheide, 2004) であれば 0.50846、 $(0.164, 0.3, 0.99)$ (McCallum and Nelson, 1999) であれば 0.19503、 $(1.548, 0.051, 0.99875)$ (Iiboshi, Shintani, and Ueda, 2022) であれば 0.24386 となる。これらの推定結果によれば、2 割以上の経済主体が「罠」への収束を信じていれば、他の経済主体の期待もそれに収束し、「罠」が自己実現する可能性があると考えられる。

6 議論

そのような期待を持つ人々は、どのような経済状態で多くなるだろうか。先行研究によれば、流動性の罠が長期に続いた経済ほど、その後も「罠」が続くと期待する人々が多いと考えられる。第 2 節で紹介したように、Malmendier and Nagel (2016) は個人のインフレ期待の形成がそれぞれの経験に大きく影響されることを実証し、Candia et al. (2022) は低・安定インフレの歴史の国々の企業は、インフレや金融政策に対する関心が低いことを確認している。これらの研究は、「罠」が長く続いた経済の人々は将来も「罠」が継続すると予想しがちであることを示唆している。

日本には、諸外国に比べて、そのような期待を持つ人々が多いと推測される。日本は 1990 年代後半以降、四半世紀にわたって流動性の罠の状態に陥っている。渡辺 (2022a,b) は、日本人が長期にわたってゼロ近辺のインフレを経験したことによって物価が上がらないことが「社会規範」になっている、と述べている。他方、米欧諸国では、ゼロ金利の経験は 2000 年代末の世界金融危機以降の一時期に限られている。そのため、日本の方が「罠」の継続を信じる人々が多いと想像される。

本研究によれば、そのような環境が日本経済の「罠」からの脱出を難しくしているのではないかと考えられる。本研究では、下限制約にある定常状態は「罠」を信じる経済主体の割合が高いほど安定的になりやすいことを明らかにした。そのような人々が日本に多いならば、日本経済は諸外国に比べて「罠」に停滞しやすくなっており、その期間を長期化させたのではないかと考えられる。

では、日本経済を流動性の罠から脱出させるためにはどうすれば良いだろうか。一つのきっかけとなりうるのは、近年の石油価格の上昇や円安による物価水準の変動である。これは、日本銀行 (2022b)、渡辺 (2022b) においても議論されている。本研究によれば、「罠」を信じる人々の割合が低いとき、下限制約にある定常状態は安定的ではなく、意図された定常状態（あるいは、下限制約にない定常状態）が唯一、安定的になる。よって、

近年の物価変動によって「物価水準が変動しうる」と考える人々が増えると、日本経済は「罨」から離脱し、意図された定常状態に収束する可能性がある。仮に近年の物価変動が一時的であったとしても、このような人々の期待形成の柔軟化は日本経済を「罨」から脱出させるかも知れない。

もう一つの方法は、インフレターゲット政策の信頼性を改善させることである。インフレターゲット政策は、中央銀行がインフレ率の長期目標を公表することで人々のインフレ期待を定常状態に収束させることを目的としている。もし人々がインフレターゲット政策の実効力を信用してインフレ期待を目標値に修正すれば、あるいは、インフレターゲット政策を契機として期待形成を柔軟化させれば、経済は意図された定常状態に収束していくのではないかと考えられる。Nakagawa (2022) では、少数の経済主体がインフレターゲット政策を信用しさえすれば、意図された定常状態の安定性が大きく改善されることを明らかにしている。

2013 年に日本銀行がインフレターゲット政策を導入して以降、コロナ禍、石油価格の上昇、円安など外的要因が発生するまで明確なインフレ率の上昇は実現していない(日本銀行, 2022a,b,c)。その間、日本銀行は「フォワードガイダンス」などによって人々の期待形成に働きかけるとともに、「量的・質的金融緩和」、「イールドカーブコントロール」など直接市場に介入する政策を採用してきた。しかし、市場への介入はもっぱら国債を通じておこなわれており、リスク資産を通じた介入はわずかであった。他方、米国 FRB は、2000 年代末の世界金融危機以降、国債のみならず MBS などリスク資産を通じた介入を積極的におこなっている。直ちに同様の政策を日本でおこなうかどうかは、それぞれの国の金融市場の特性が異なるため慎重であるべきだが、インフレターゲット政策の信頼性を改善させ四半世紀にわたるデフレ状態を解消するためには、積極的に検討すべきではないかと思われる。

7 まとめ

本研究は、標準的なマクロ経済モデルを用いて、経済が長期にわたって「流動性の罨」に陥るメカニズムを明らかにした。経済が長期にわたって「罨」に停滞するというメカニズムは、現実的な期待形成を仮定したモデルでは未だ明らかにされていない。そこで本研究では、現実的な期待形成の枠組みとして「適応的学習」の概念を導入し、「罨」に陥っている経済の安定性を分析した。次に、一部の経済主体が長期の期待を「罨」の水準に固定する状況を想定し、そのような状況が経済を長期にわたって「罨」に陥らせる要因となるかどうかを明らかにした。

その結果、3つの点が明らかになった。第1に、流動性の罨にある定常状態は、適応的学習の下では不安定であり、継続的に「罨」に留まらないことを確認した。これは、従来の分析では日本経済の長期的な停滞を説明することができないことを示唆している。

第2に、一部の経済主体の期待形成が「罨」に固定されるとき、流動性の罨に相当す

る定常状態は安定的になることが明らかになった。すなわち、一定割合以上の経済主体が「罨」を信じているとき、そのような信念を持たない他の経済主体の期待も長期的に「罨」に収束することを示唆している。先行研究によって推定された構造パラメータによれば、2割以上の経済主体が「罨」への収束を信じていれば、他の経済主体の期待もそれに収束し、「罨」が自己実現する可能性があると考えられる。日本には、諸外国に比べて、そのような期待を持つ人々が多いことが推測される。そのような環境によって、日本経済は諸外国に比べて「罨」に停滞しやすくなり、「罨」を長期化させたのではないかと考えられる。

第3に、利子率の下限制約にない定常状態は常に安定的であるが、「罨」を信じる経済主体が存在すると、定常状態のインフレ率は目標インフレ率を下回ることが明らかになった。これは、そのような人々の存在によって、経済はたとえ「罨」から脱したとしても長期的にインフレターゲットを下回った状態に停滞する可能性を示唆している。

今後の研究課題は、経済主体が期待を「罨」の水準に固定するメカニズムを明らかにすることである。本研究は、期待の固定化を外生的に仮定し、流動性の罨が持続しうることを明らかにした。しかし、日本における流動性の罨の場合、人々の期待を「罨」の水準に固定化させた最大の要因は、日本経済が長い間、「罨」の状態に陥っていたという歴史ではないかと思われる。この無限回帰の問題を解決するためには、「罨」と経済構造あるいは金融政策との関係性をより深く分析することが必要である。

参考文献

- AOKI, K., H. ICHIUE, AND T. OKUDA (2019): “Consumers’ Price Beliefs, Central Bank Communication, and Inflation Dynamics,” *Bank of Japan Working Paper Series*, 19–E–14.
- ARIFOVIC, J., S. SCHMITT-GROHÉ, AND M. URIBE (2018): “Learning to live in a liquidity trap,” *Journal of Economic Dynamics and Control*, 89, 120–136.
- ARUOBA, S. B., P. CUBA-BORDA, AND F. SCHORFHEIDE (2018): “Macroeconomic Dynamics Near the ZLB: A Tale of Two Countries,” *Review of Economic Studies*, 85, 87–118.
- BENHABIB, J., S. SCHMITT-GROHÉ, AND M. URIBE (2001): “The Perils of Taylor Rules,” *Journal of Economic Theory*, 96, 40–69.
- BULLARD, J. (2010): “Seven Faces of ”The Peril”,” *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 92, 339–352.
- BULLARD, J. B. AND K. MITRA (2002): “Learning about Monetary Policy Rules,” *Journal of Monetary Economics*, 49, 1105–1129.

- CANDIA, B., O. COIBION, AND Y. GORODNICHENKO (2022): “The Macroeconomic Expectations of Firms,” *NBER Working Paper Series*, 30042.
- COIBION, O., Y. GORODNICHENKO, S. KUMAR, AND M. PEDEMONTE (2020): “Inflation expectations as a policy tool?” *Journal of International Economics*, 124, 103297.
- EUSEPI, S. (2007): “Learnability and monetary policy: A global perspective,” *Journal of Monetary Economics*, 54, 1115–1131.
- EUSEPI, S. AND B. PRESTON (2010): “Central Bank Communication and Expectations Stabilization,” *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2, 235–271.
- EVANS, G. W., E. GUSE, AND S. HONKAPOHJA (2008): “Liquidity traps, learning and stagnation,” *European Economic Review*, 52, 1438–1463.
- EVANS, G. W. AND S. HONKAPOHJA (2001): *Learning and Expectations in Macroeconomics*, Princeton University Press.
- (2005): “Policy interaction, expectations and the liquidity trap,” *Review of Economic Dynamics*, 8, 303–323.
- EVANS, G. W. AND B. MCGOUGH (2018): “Interest-Rate Pegs in New Keynesian Models,” *Journal of Money, Credit and Banking*, 50, 939–965.
- GORODNICHENKO, Y. AND D. SERGEYEV (2021): “Zero Lower Bound on Inflation Expectations,” *NBER Working Papers Series*, 29496.
- HOMMES, C. AND J. LUSTENHOUWER (2019): “Inflation targeting and liquidity traps under endogenous credibility,” *Journal of Monetary Economics*, 107, 48–62.
- IIBOSHI, H., M. SHINTANI, AND K. UEDA (2022): “Estimating a Nonlinear New Keynesian Model with the Zero Lower Bound for Japan,” *Journal of Money, Credit and Banking*, 54, 1637–1671.
- LUBIK, T. A. AND F. SCHORFHEIDE (2004): “Testing for Indeterminacy: An Application to U.S. Monetary Policy,” *American Economic Review*, 94, 190–217.
- LUSTENHOUWER, J. (2021): “Unanchored Expectations: Self-reinforcing Liquidity Traps and Multiple Steady States,” *Macroeconomic Dynamics*, 25, 845–873.
- MALMENDIER, U. AND S. NAGEL (2016): “Learning from Inflation Experiences,” *Quarterly Journal of Economics*, 131, 53–87.

- McCALLUM, B. (2002): “Inflation Targeting and the Liquidity Trap,” in *Inflation Targeting: Design, Performance, Challenges*, ed. by N. Loayza and R. Soto, Central Bank of Chile, vol. 5 of *Central Banking, Analysis, and Economic Policies Book Series*, chap. 9, 395–438.
- McCALLUM, B. T. AND E. NELSON (1999): “Performance of Operational Policy Rules in an Estimated Semi-Classical Structural Model,” in *Monetary Policy Rules*, ed. by J. B. Taylor, University of Chicago Press, January, 15–56.
- NAKAGAWA, R. (2022): “Inflation targeting, expectations formation, and macroeconomic stability,” *RISS Discussion Paper Series*, 104.
- SUMMERS, L. H. (2014): “U.S. Economic Prospects: Secular Stagnation, Hysteresis, and the Zero Lower Bound,” *Business Economics*, 49, 65–73.
- (2016): “The age of secular stagnation: What it is and what to do about it,” *Foreign affairs*, 95, 2–9.
- VEIRMAN, E. D. (2009): “What Makes the Output-Inflation Trade-Off Change? The Absence of Accelerating Deflation in Japan,” *Journal of Money, Credit and Banking*, 41, 1117–1140.
- 日本銀行 (2022a): 「『コロナ禍における物価動向を巡る諸問題』に関するワークショップ：第1回『わが国の物価変動の特徴点』の模様」、*Bank of Japan Research & Report Papers*。
- (2022b): 「『コロナ禍における物価動向を巡る諸問題』に関するワークショップ：第2回『わが国のフィリップス曲線とコスト転嫁』の模様」、*Bank of Japan Research & Report Papers*。
- (2022c): 「『コロナ禍における物価動向を巡る諸問題』に関するワークショップ：第3回『わが国の賃金形成メカニズム』の模様」、*Bank of Japan Research & Report Papers*。
- 渡辺努 (2022a): 『物価とは何か』講談社。
- (2022b): 『世界インフレの謎』講談社。

オランダの金融機関における生物多様性の保全に向けた取り組み
ー金融機関による投融資が環境に与える影響の可視化ー

愛知学院大学 商学部
橋本 理博

目次

1. はじめに

2. ASN 銀行と BFFI

(1) BFFI の概要と手法

(2) BFFI の意義と制約

3. 生態系サービス評価データベース(ESVD)の利用

(1) 総経済価値 (TEV) と正味現在価値 (NPV) の測定

(2) オランダにおける森林再生プロジェクトのケーススタディ

(3) ESVD アプローチと LEAP アプローチ

(4) リスク評価と LEAP アプローチ

4. おわりに

参考文献

1. はじめに

現在、急速なペースで生態系の消失が進んでいる。生態系の消失は、「自然の恵み」を享受する様々な産業に影響を及ぼす。行き過ぎた経済活動は、自らが享受する「自然の恵み」を破壊し、持続的な経済活動を困難にする恐れがある。持続的な経済発展のためには、生物多様性や生態系サービスの保全が不可欠である。気候変動の分野において、金融機関は、資金の流れをコントロールして企業行動の変容を促し、気候変動の課題に対応するための重要な役割を担っているが、自然関連の分野でも同様の役割を果たすことが期待される。

本稿の目的は、オランダの ASN 銀行 (ASN Bank) による生物多様性の保全に関する取り組み事例を検討することである。日本では、気候問題と比べ生物多様性に関する分野への関心は低いが、世界では気候変動への対応を超えて、生物多様性を含む「自然資本」を重視する動きが広まっている (白井 [2022] p.16)。なかでもオランダの金融機関は、自然関連リスクの課題にいち早く対応し、先駆的な取り組みを行っている。とりわけ、ASN 銀行は、中小規模の銀行でありながら、気候関連や自然関連の分野で世界的な枠組み作りを主導してきたという実績を持つ。海外の先駆的事例の検討は、自然関連リスク分野で日本の金融機関が取り組むべき課題を明確にし、ひいては金融の力によって生態系の保全を可能にするものと期待される。

ASN 銀行はサステナブルファイナンスに特化した環境銀行である。1960 年に労働組合系の貯蓄銀行として設立され、1997 年には SNS 銀行 (現フォルクス銀行グループ) の傘下に入っている。ASN 銀行は「気候変動」、「生物多様性」、「人権」を持続可能性の柱に置き、2030 年までの達成目標として、①全ての投融資で気候変動への影響をポジティブにする、②全ての投融資で生物多様性に及ぼす影響をポジティブにする、③投資する衣料企業の労働者に最低生活賃金を支払う、ことを掲げる (藤井 [2021] p.107)。

このうち②の目標の達成に向け、ASN 銀行は、環境コンサルティング企業である CREM や PRé Sustainability と共同で「金融機関向けの生物多様性フットプリント (Biodiversity Footprint Financial Institution : BFFI)」という、金融機関による投融資が生物多様性に与える影響を測定するための手法を開発してきた。また、同行は、生物多様性インパクトと依存性診断のための分野の基準を開発するため、2019 年に Partnership for Biodiversity Accounting Financials (PBAF) の設立も主導している (PBAF は「PBAF スタンダード 2022 年版」を公表し、生物多様性フットプリントを測定するためのガイドラインを示している)。さらには、「生態系サービス評価データベース (Ecosystem Service Valuation Database : ESVD)」を利用して、生態系サービスを貨幣的価値で表し、経済活動が特定地域の生態系に与える影響を測定する試みも進められている。

特に、ESVD を利用する手法は、「自然関連財務情報開示タスクフォース (Taskforce on Nature-related Financial Disclosures : TNFD)」が提案する「LEAP アプローチ (LEAP approach)」での活用も期待されている。LEAP アプローチは、自然関連のリスクと機会を科学的に評価するプロセスである。生態系サービスの価値を貨幣的価値に換算し、経済活動がその価値に及ぼす変化を数量的に把握できれば、企業や投資家の意思決定のみならず、地

域住民を含めた幅広いステークホルダーに対して生態系の利益や損失のよりの確な理解を提供できる。

そこで本稿では、ASN 銀行を中心に開発された BFFI の概要を確認し、さらに同行が試験的に取り組む生態系サービスの価値を評価する手法を検討していく。本稿の構成は次のとおりである。この第 1 節に続く第 2 節では、BFFI の概要と手法を確認し、その意義と制約を示す。第 3 節では、ESVD データを利用して生態系サービスの総経済価値 (TEV) と正味現在価値 (NPV) を測定する方法を確認し、それら実際のケースで試験的に分析されている事例を紹介する。そして、ESVD アプローチが LEAP アプローチによるリスクや機会の評価にどのように活用されるのかを示す。

2. ASN 銀行と BFFI

(1) BFFI の概要と手法

本節では ASN 銀行を中心に開発された BFFI の概要を確認していく。生物多様性フットプリントとは、企業等の経済活動による環境への負荷が生物多様性に及ぼす「潜在的な」影響 (インパクト) を測定する手法である。BFFI は、環境負荷の中で製品や活動のライフサイクルを定量的に分析するために使用されるツールである「ライフ・サイクル・アセスメント (Life Cycle Assessment: LCA)」をベースに、「EXIOBASE」が提供する環境データと、環境負荷モデル「ReCiPe」を用いて分析が行われる。

インパクトには、経済活動の結果として生じる生物多様性の (潜在的な) 直接的および間接的な損失を意味する「負のインパクト (negative impact)」、環境負荷の高い原材料から低いものへ置き換えるといった負のインパクトを回避する行動である「回避インパクト (avoided impact)」、生物多様性を増進させる植林活動など「正のインパクト (positive impact)」などがある。これらのインパクトを合算したのが「ネットのインパクト (net impact)」である (PBAF [2020] pp.26-27)。

もっとも、インパクトを合算することには議論の余地が残されている。ASN 銀行はネットでポジティブのインパクトを達成することを目標とする一方で、ネガティブとポジティブを合算することは生物多様性や生態系サービスの視点では適切ではないことにも理解を示す。この観点から「ネットでの」ポジティブという目標は、達成に向けての一つの動機づけとも捉えられている (Van 't Hoff [2022] p.10)。

BFFI は 4 つのステップで構成される。投資の理解 (ステップ 1)、環境面の投入と排出の評価 (ステップ 2)、生物多様性における環境面の圧力とインパクトの評価 (ステップ 3)、結果の解釈と行動 (ステップ 4) である (図表 1)。以下でその内容を確認しよう。

図表 1 BFFI における 4 ステップ



(出所) PBAF[2020]p.16, Figure.1 を参考に筆者作成。

ステップ 1 では、投資される対象となる経済活動の範囲が分析される。経済活動の範囲には「スコープ (scope)」が用いられる。「スコープ 1」はその企業自身の活動、「スコープ 2」は使用されるエネルギーを生産する企業の活動、「スコープ 3」は製品の生産に使用される原料の採取から生産された製品の販売や処分までを含めた、サプライチェーン全体における活動が含まれる。経済活動が生物多様性に及ぼすインパクトは、原材料の生産や加工、廃棄をしたりする場面で集中的に発生するため、生物多様性フットプリントではスコープ 3 まで含める必要性が高いとされる (PBAF[2020]pp.18-19)。

ステップ 2 では、投資対象となる経済活動が環境に及ぼす負荷が分析される。世界経済を対象とした、環境的に拡張された多地域間の供給使用表 (Supply-Use Table)・産業連関表 (Input-Output Table) である EXIOBASE¹を用いて、土地や資源の利用 (インプット) と排出 (アウトプット) の関連が定量的に明らかにされる。EXIOBASE では (日本を含む) 43 の国と 5 つの地域、200 の製品、163 の産業セクターについて、環境的なインプット (資源の利用や土地の利用) やアウトプット (排出) のデータが収集・分類されている。これを利用することで、特定の国における特定の産業セクターについて平均的な投入量と排出量を測定できる。ただし、EXIOBASE は、個別の企業データを提供するものではなく、投融資の対象が特殊な場合には産業セクターの分類に必ずしも合致しないといった制約があることに留意が必要である。

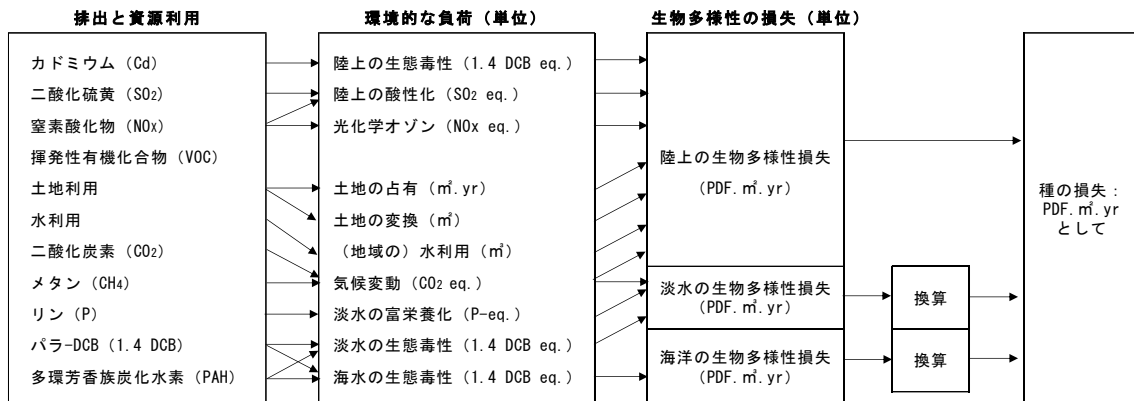
ステップ 3 では、経済活動による排出や資源利用の生物多様性に及ぼす影響が ReCiPe モデル²を用いて測定される。ReCiPe モデルでは、製品や活動のライフサイクル内で使用

¹ <https://www.exiobase.eu/>

² <https://www.rivm.nl/en/life-cycle-assessment-lca/recipe/>

される資源や材料、ライフサイクル全体を通じての有害物質の排出に関して集められた情報を変数として、それを 17 の中間点指標（気候変動や酸性化といった環境問題）に換算し、さらに 3 つの終点指標（人体への影響、生態系への影響、資源の利用可能性への影響）にスコア換算する（PRé[2021]p.48）。このうち、BFFI アプローチでは生物多様性への影響に関する部分が用いられる。その概要を示したのが図表 2 である。

図表 2 ReCiPe：インパクト測定の基本単位



(出所) 橋本 [2022] より転載。

BFFI では、種の損失を表す単位として「PDF.m².yr」が用いられる。PDF は「潜在的に失われた種 (Potentially Disappeared Fraction)」であり、人間の活動により確認できなくなった種を意味する。m² は種が失われるエリアを、yr は種が失われる期間 (年) を表す。なお、淡水や海洋における生物多様性損失は、立方メートル (m³) で示されるが、比較を容易にするため、それぞれの平均で除して平方メートル (m²) に換算される。さらに「PDF.m².yr」は単に平方メートル (m²) やヘクタール (ha) で表示もされる。例えば、「100 PDF.m².yr」という値は「1 年間で 100 m² のエリアで生物多様性が完全 (100%) に消失する」ことを意味する。「100 年にわたって 10 m² のエリアで生物多様性が 10% 消失する」といった解釈を避けるため、期間は 1 年、PDF は 100% で固定される。

ステップ 4 では計量分析が行われるが、フットプリント計算の結果には、前述したようなデータ面や手法面での制約もある。例えば、侵入的外来種は、生物多様性の損失を促す重要な要因であるが、ReCiPe モデルでは外来種の影響は含まれていない。このため、外来種の存在によりリスクが高まる産業（例えば、農林水産業）では測定の結果として得られる潜在的なインパクトは、（外来種が存在する）実際のインパクトよりも過小に評価される。こうした要因を加味して結果の解釈が行われる。

(2) BFFI の意義と制約

金融機関が BFFI のような生物多様性フットプリントを活用すれば、生物多様性リスクの高い投資分野や業種を分析することが可能となり、生物多様性の影響を投融資判断に織り

込む指標にできる。また、金融機関が行う投融資が生物多様性に及ぼす影響や、生物多様性の損失につながるインパクトの回避・縮小、および生物多様性の増進につながるインパクトについての理解も得られる。そして、得られた理解をもとに、生物多様性に関する戦略や投資基準の見直しを行える。さらに、顧客やステークホルダーへの情報開示、ESG 目標を達成するための指標などになる。

ただし、フットプリント計算には制約もある。例えば、ReCiPe モデルには生物多様性の損失をもたらす重要な要因である外来種の存在が測定には含まれない。また、EXIOBASE で使用できるデータは特定国の各産業における平均的データであり、個別企業の実際のデータではないという点である (PRé[2021]p.9)。

また、気候変動の問題と比べた場合、生物多様性をもたらす金融リスクや機会を把握することへの困難さも指摘されている。例えば、林 [2021] では「生物多様性の損失がもたらす経済的な影響を数値化する作業は複雑さを呈している。そもそも生物多様性の影響は、地域による差異が大きく出る特徴がある一方で、細かい地域に分類した企業の事業活動に関するデータは乏しい。そのうえ、生態系サービスと、ある生態系サービスに依存する経済活動との相互作用について全体像を把握しにくいだけでなく、生態系サービスの供給に対して生物多様性の損失が与える影響を数値化することも困難である」(pp.96-97) と述べられている。

確かに、生態系システムは複雑であり予測は困難である。また、BFFI が測定の対象とするのは「種の損失」であり、生態系全体かつ地域特性を踏まえたインパクトを測定することが求められる。実際、TNFD が提言する情報開示の枠組みも、地域と生態系がリスクとインパクト測定の中心に置かれている。こうした状況の中、近年 ASN 銀行は生態系サービスがもたらす価値の数量化と、投資活動がその価値に及ぼす影響を測定することに試験的に取り組んでいる。次節にてその取り組みを確認する。

3. 生態系サービス評価データベース (ESVD) の利用

(1) 総経済価値 (TEV) と正味現在価値 (NPV) の測定

ESVD は、貨幣タームで生態系サービスのインパクトを測定するため開発された公開データベースである³。ESVD を使えば生態系サービスの価値を「総経済価値 (Total Economic Value: TEV)」として算出でき、特定の地域について年当たりの生態系あるいは生態系サービスの潜在的な変化を表現できる。また、ESVD から得られるデータにより、生態系サービスの変化の結果としての TEV を、一定の割引率を用いて、生態系サービスの正味現在価値 (Net Present Value: NPV) への換算もできる。これにより、生物多様性におけるシナリオ変化を分析できる (Van 't Hoff et al. [2022]p.11)。

ASN 銀行は、実際の投資プロジェクトを対象として生態系サービスの貨幣的価値の変化の測定を試験的に行っている。この試験的な取り組みの概要が、オランダの非営利組織 FSD

³ <https://www.esvd.info/ourdatabase>.

(Foundation for Sustainable Development) と ASN 銀行による報告書 (Van 't Hoff et al. [2022] *Make nature count: integrating nature's values into decision-making*) にまとめられている (以下、本文中では「報告書」と表記する)。報告書では、4 つの投資プロジェクトをケーススタディ (オランダにおける森林再生、マダガスカルにおける森林再生、パラグアイのユーカリ農園に対する投資、ニカラグアのコーヒー生産における日陰栽培) として取り上げ、①ESVD を用いて生態系サービスにおける土地被覆変化のインパクトとその貨幣的価値の決定、②生物多様性インパクト測定における衛生データの利用、③衛星データや ESVD データと BFFI や LEAP アプローチといった手法や枠組みとの融合の可能性、④投融资によって生物多様性リスクを測定するための知識の活用、が検討されている (Van 't Hoff et al. [2022]p.12)。

本節では、この報告書の内容をもとに、ESVD を利用した生態系サービスの価値変化を評価する方法を検討していく。評価プロセスは以下の 4 ステップからなる。

ステップ 1 : コンテキストの理解と描写、異なる土地表面変化シナリオの決定

ステップ 1 は、ケースのコンテキストを理解することと、投資プロジェクトの情報を得ることが目的とされる。そして、提供されるデータをもとに、2 つの土地表面変化シナリオが決定される。ベースラインシナリオでは、現在の土地表面に変化がない状況が想定される。セカンドシナリオは、投資によって予想される土地表面の変化が描写される (Van 't Hoff et al. [2022]p.13)。

ステップ 2 : 土地表面データと、ESVD で定義された生物群系／生態系の連携

ステップ 2 では、ESVD で定義された生態系データと土地表面データとが連携される。ESVD では独自に定義された生態系の貨幣価値データが提供されるが、実際のケースに適用地できない場合には、最もよく似た生態系データが分析に用いられる。

土地表面データは ABC-Map⁴などのツールが用いられる。ESVD から得られるデータと、土地表面変化の情報を組み合わせることにより、地域から世界規模まで、供給される生態系サービスの貨幣的価値における潜在的な変化を評価することができる (Van 't Hoff et al. [2022]pp.13-14)。

ステップ 3 : 土地表面変化シナリオのため生態系サービスの貨幣価値を計算

ステップ 3 では、ESVD から得られる生態系サービスの貨幣価値を抽出し、生物群系・生態系当たりのそれらサービスの貨幣価値が計算される。ただし、供給されている生態系サービスが ESVD データでは利用できないものも含まれるため、生態系の「真の価値」は過小評価されることになる (Van 't Hoff et al. [2022]p.14)。

⁴ <https://abc-map.org/app.html>.

ステップ4：総経済価値（TEV）と正味現在価値（NPV）の算出

ステップ4では、生態系サービスにおける貨幣的価値の変化が計算される。最初に、総経済価値（TEV）が算出される。TEVは、年当たりの、地域における生態系サービスの総合的な最大価値である。TEVは「金額／ヘクタール／年」で表現される。TEVは土地表面変化の以前と以後、あるいはその他の介入における選択されたシナリオの貨幣的価値の比較を可能にする。ESVD データは、所与の時点（最近の ESVD データは 2020 年における国際ドル/ha で基準化されている）における生態系によって提供されるサービスの潜在的な最大価値を示す。

TEV が算出されたら、正味現在価値（NPV）が計算される。NPV は一定の期間に特定の生態系（TEV）から得られる生態系サービスのフロー予想を割り引くことで計算される。割引率には、現在の貨幣価値と将来の貨幣価値の選好を反映させる。割引率が高ければ、それは将来価値を低く見積ることを意味する。低い割引率（0～5%）は、長期にわたって利益を提供する保護再生プロジェクトに用いられる。高い割引率（通常 10%以上）は、農業システムや短期的な利益を目的とする土地利用に用いられる。報告書では、（中間をとって）便宜的に 5%の割引率が適用されている。

また、以下が留意点として挙げられている。まず、生態系サービス間の相互作用や経時変化は考慮されていない点である。現在状態と仮定される TEV と、仮説的な将来の「エンドポイント」とが比較されるのみである。潜在的な「エンドポイント」、すなわち完全に機能する森林と、生態系サービスの供給に影響を与えるプロジェクトの期間中の変化が計算される。また、土地利用変化後の作物における新たな害虫の発生といった弊害なども考慮されない（Van 't Hoff et al. [2022]pp.14-15）。

（2）オランダにおける森林再生プロジェクトのケーススタディ

それでは、報告書に紹介されるケーススタディのうち、オランダにおける森林再生プロジェクトを取り上げ、ESVD を活用した生態系サービス評価アプローチの実例を確認しよう。オランダ北ブラバント州ボクステル近くにある約 40 ヘクタールの農地では、森林再生のため 2020～2024 年にかけて、特定の生態系を再生させるための植樹が行われている。

このケーススタディでは、森林再生シナリオと、現行の農業慣行を続けた場合のベースラインシナリオの間での生態系サービスの供給と貨幣的価値の変化が比較されている。この再生を目指す森林タイプの生態系が ESVD データでは利用可能でないため、最も近いものとして落葉樹林のデータが利用されている。

農業から森林へ土地利用を変更した結果、森林 TEV のネット・ポジティブ・インパクトは、農業 TEV のほぼ 3 倍である。これは主として、大気質調整、気候調整などの生態系サービスの価値の高さが反映されている（図表 3）。

2つのシナリオの経済的価値の差は、NPV 計算でも確認される。10 年期間で割引率 5%では、農地シナリオは約 70 万ドル（1 ヘクタール当たり 17500 ドル）である一方、森林シナリオは約 120 万ドル（1 ヘクタール当たり約 31000 ドル）と計算されるという（Van 't

Hoff et al. [2022]p.19)。森林再生への投資には、短期的視野よりも長期的視野を持つことの重要性が示唆される。

農業シナリオとは対照的に、森林シナリオでは生態系サービスからステークホルダーが得られる利益はより様々である。地域社会や近隣農民は、水量の調整や大気質調整といった調整サービスから利益を得る。旅行者やレクリエーション部門の企業活動は、生物多様性の回復と生息地の増加によるレクリエーション機会から利益を得るだろう。森林再生プロジェクトは、食料生産から得られる「私的」利益を減少させるが、生物多様性や社会における全体的な「社会的」価値を増加させる。

総合的な生態系サービス評価は、限定的な市場価値を超え、生態系サービスの「真の」価値を示す。ほとんどの調整サービス、生育・生息地サービス、文化的サービスは、社会にとって必要不可欠であるが、市場で取引されない。この事例は、それら「隠された」利益を可視化し、生態系の重要性に新たな光を当てるものである (Van 't Hoff et al. [2022]pp.17-20)。

報告書では、本稿で取り上げなかった他の 3 つのケースも含めた検討の結果として、次の 4 点を指摘する (Van 't Hoff et al. [2022]pp.35-36)。

第一に、リスク評価において全ての生態系サービスを含めることは、トレードオフを理解するために必要不可欠である。総合的な生態系サービス評価は、土地利用変化によって影響を受ける生態系サービス全体の概観を提供する。トレードオフをより良く理解するには、直接的な効果や間接的な効果、物質的利益や非物質的利益を踏まえた分析が必要とされる。

第二に、原生の生態系サービスの TEV のほうが、ほとんどの場合、農地利用の TEV よりも高い。しかも、生態系サービスについて ESVD データでは欠けているものがあるため、報告書で表示されている価値は「真実の価値」よりも過小評価されている。自然保護のための投資の社会的利益はより高いはずである。

第三に、割引率の設定である。報告書では、NPV を計算するために 10 年という期間と 5 % という割引率が選択されている。ポジティブな生物多様性インパクトのプロジェクトの効果は、通常はゆっくりと発展するため、期間と割引率の選択は評価の結果に大きな影響を持つことを理解しておく必要がある。

第四に、特に生態系の複雑さである。複雑性は、すべてのトレードオフのより適切な理解と、潜在的なリスクを評価したいときに、インパクトを受ける全てのステークホルダーを含めることの重要性を示している。

図表 3 農地利用と森林に転換した場合の総経済価値 TEV (40 ヘクタール、2020 年ドル／年)

サービス	シナリオ 1 (農業利用)	シナリオ 2 (森林再生)	差
供給サービス	93.2	1.6	-91.6
食料	0	0.03	0.0
水	0	0	0
原材料	93.2	1.5	-91.6
遺伝資源	0	0	0
薬用資源	0	0	0
鑑賞資源	0	0	0
調整サービス	0	87.6	87.6
大気質調整	0	63.2	63.2
気候調整	0	12.2	12.2
局所災害の緩和	0	0.2	0.2
水量の調整	0	4.8	4.8
水質浄化	0	0	0
土壌浸食の抑制	0	7.1	7.1
土壌肥沃度の維持	0	0	0
花粉媒介	0	0	0
生物学的コントロール	0	0	0
生育・生息地サービス	0	99.7	99.7
ライフサイクルの維持	0	0	22.7
遺伝的多様性の維持	0	0	0
存在、遺産の価値	0	99.7	99.7
文化的サービス	0.1	22.8	22.7
自然景観の保全	0.01	0	-0.01
レクリエーションや観光の場と機会	0	14.8	14.8
文化、芸術、デザインの インスピレーション	0.1	0	-0.1
神秘的経験	0	0	0
科学や教育に関する情報	0	8.0	8.0
合計	93.3	211.7	118.4

(出所) Van 't Hoff et al. [2022]p.18, Table.1 をもとに筆者作成。

(注) 灰色の箇所は ESVD にデータが存在しない生態系サービスを示す。

(3) ESVD アプローチと LEAP アプローチ

TNFD は、自然関連のリスクと機会を統合的に評価するプロセスとして「LEAP (Locate, Evaluate, Assess, Prepare) アプローチ」を提案している (図表 4)⁵。LEAP アプローチは、

⁵ <https://tnfd.global/>。報告書では、2022 年 3 月 (ベータ版 0.1) の LEAP アプローチをもとに説明されているが、本稿で示す図表 4 は 2023 年 10 月に公表されたバージョン 1.1 である。

自然との接点を発見する (Locate)、依存関係と影響を診断する (Evaluate)、リスクと機会を評価する (Assess)、自然関連リスクと機会に対応する準備を行い投資家に報告する (Prepare) という4つのフェーズで構成されている。報告書では生態系サービス評価アプローチが、どのように LEAP に組み入れられるかが示されている。

① Locate (発見フェーズ)

LEAP の最初のステップである「Locate (発見フェーズ)」では、その事業活動、資産、バリューチェーンはどこで生じるのかが問われる。このため、その場所に関する情報が利用可能となれば、生態系サービスとその貨幣的価値における変化を正確に評価できる。

ESVD から得られる情報は衛星画像データと組み合わせることができる。ABC-Map は、Google Earth をベースとする地理空間ツールであり、ESVD からのデータと結びつけることも可能である。ESVD における情報は、特定の地域における生物多様性の重要性を決定するための指標にもできる (Van 't Hoff et al. [2022]pp.29-31)。

② Evaluate (診断フェーズ)

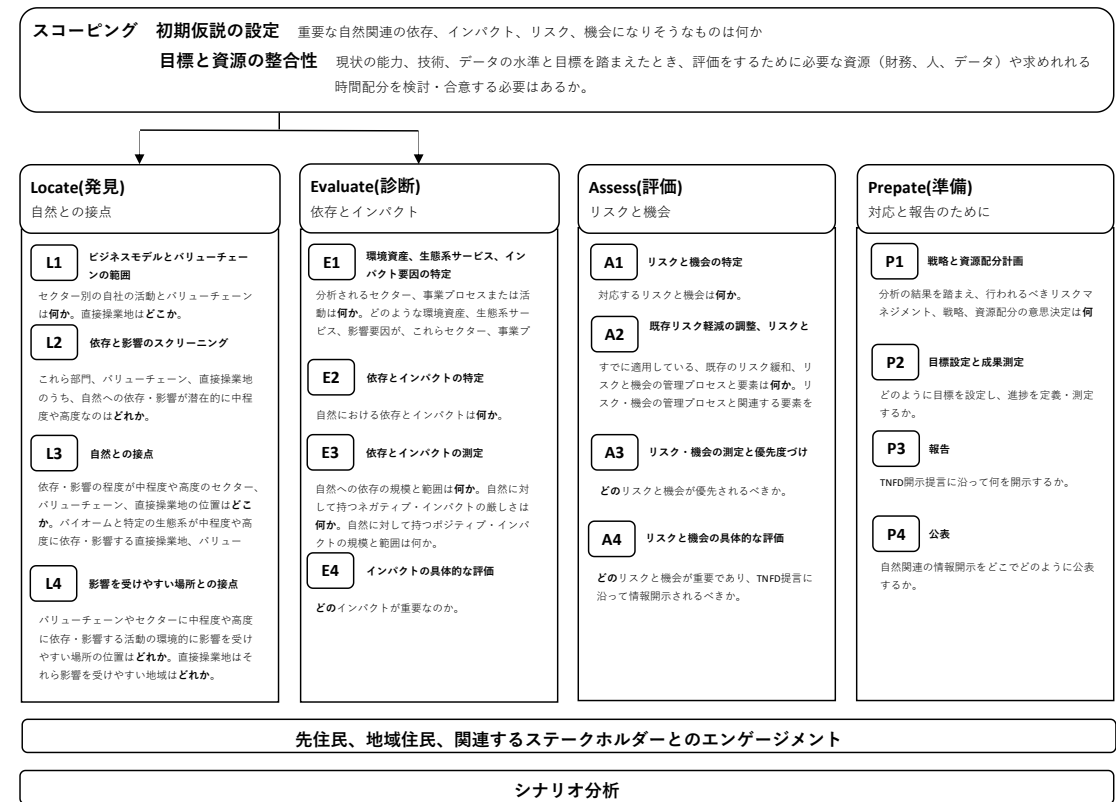
ステップ2「Evaluate」では、生物多様性における依存状態とインパクトの評価を行う。ケーススタディでは、生態系サービスの増減にかかわる土地表面の変化や、投資による生態系サービスの貨幣価値の潜在的な変化が分析されていた。ESVD は、プロジェクト地域での活動によってインパクトを受ける生態系についての情報だけでなく、様々なステークホルダーの社会的・経済的厚生に与えるインパクトの大きさ示すものである。

ただし、組織が依存する特定地域の生態系サービスの範囲は、ESVD で測定することはできない。そこで、生産プロセスが自然にどの程度依存し、どの程度「影響」を与えているかを評価する ENCORE (Exploring Natural Capital Opportunities, Risks and Exposure) ⁶といったツールを ESVD に統合することが求められる。もし企業が依存する生態系サービスを識別できれば、ESVD は企業に対するそれらサービスの利用可能性(の変化)を測定できる可能性も示される。

また、BFFI は、生物多様性における潜在的なインパクトを評価することに利用できるが、その結果は生態系サービスの変化に結び付けられてはいない。しかし、これらフットプリントに含まれる生物多様性ロスの促進要因の一つである土地利用の変化は、生態系サービスとその価値における(潜在的な)インパクトの評価に利用でき、インパクトが生じる地域も知ることができる (Van 't Hoff et al. [2022]pp.31-32)。

⁶ <https://encorenature.org/en>

図表 4 LEAP アプローチ



（出所）TNFD [2023] p.4 をもとに筆者作成。

③ Assess（評価フェーズ）

生物多様性は、金融部門だけでなく、政府や企業などのその他のステークホルダーの活動によっても影響を受ける。ESVD は、投資に関連するリスクと機会は何か、どのようにそれらを管理し軽減するかを、様々なステークホルダーに知見を提供できる。

例えば、ENCORE の利用により生態系サービスへの企業の依存度についての情報が利用できれば、ESVD は地域における生態系サービス供給の変化を評価できる。つまり、物理リスクの指標として利用できるわけである。例えば、コーヒー農園はコーヒー豆の生育のために花粉媒介者 (pollinator) に依存する。もしコーヒー農園周辺の土地利用に変化があれば、それら花粉媒介者の生息地が破壊され、花粉媒介は減少するだろう。ESVD は、このサービスの減少を貨幣価値に換算できる。これは企業の収益データと結びつきうるし、リスクにおける価値の指標や依存性の大きさを提供できる。

プロジェクトの結果としての生物多様性の変化は、生態系サービスの変化を通じて大きな社会的な影響を持つ。この影響は移行リスクとして考えられる。一般的に、より高い生態系サービスの社会的な利益 (例えば貨幣的価値) は、より高いリスクとなる。政策立案者は、生物多様性を保護することを促され、もし (脅かされる) 生態系の価値が高ければ、法律や規制を設定する。企業の評判は、もし生物多様性の価値がより高く、企業の活動が大きい

ために生物多様性における変化への貢献があれば、影響を受けるだろう。

企業は、生物多様性における彼ら自身のインパクトが他のステークホルダーのインパクトに比べて限定的であることを実現するならば、その役割は彼らの評判に重要なインパクトとなる。もし特定の製品が重要な生物多様性にネガティブな影響を持つということが明らかになれば、他の製品、より低いインパクトを持つ生産プロセスへの需要が増加したり（技術的リスク）、需要や資金調達がシフトしたりするだろう（市場リスク）。

ESVD を使うことによって、企業は他のステークホルダーが潜在的にインパクトを受ける範囲を評価できる。それゆえ、ステークホルダー分野の境界の範囲は何かをよりよく査定することができる。ABC-Map や ESVD のようなツールを利用できれば、政府やその他のステークホルダーが、関心ある地域における生物多様性の変化の社会的な影響を評価することも可能となる（Van 't Hoff et al. [2022]pp.32-33）。

④ 準備 (Prepare)

第4のステップは「準備 (Prepare)」である。生態系サービスの貨幣的価値は、将来におけるそれらの価値を適切に説明するための戦略が求められる。生物多様性のダイナミズムと地域の生態系サービスへの理解、企業の自然に対するインパクトへの姿勢が求められる。生態系サービスへの適切な理解を得ることにより、透明性のある方法で監視活動を行えるようになる（Van 't Hoff et al. [2022]p.34）。

（4）リスク評価と LEAP アプローチ

生態系サービスにおける変化の数量化と地域特定の文脈での貨幣価値を示すことは、リスクや機会の評価のために重要である。報告書の試験的分析では、生態系の変化が企業の物理リスクに影響するだけでなく、他のステークホルダーへの影響も示された。供給サービスは市場で取引されるため、通常は民間のステークホルダーのみの利益となる。通常は市場で取引されない調整サービスや生育・生息地サービスは、より幅広いステークホルダーの利益となる。文化的サービスもまた多様なステークホルダーの利益となる。

本稿ではその具体例を示すことはできなかったが、ESVD データを衛星データと組み合わせれば、地域ベースの土地表面変化と生態系の変化を数量化する有用な手段となる。衛星データは、特定の地域における生物多様性への圧力を数値化することを可能にする。生態系サービスは動的で互いに影響し合う。生態系サービスレベルでの全てのトレードオフを概観することは困難だが、衛星データ等を用いることでそれを可視化することも可能とされる（Van 't Hoff et al. [2022]p.36）。

4. おわりに

本稿では、ASN 銀行を中心に開発された BFFI の手法や制約を確認し、さらに同行が試験的に取り組む生態系サービスの価値を評価する手法を検討してきた。BFFI は、金融機関による投融資が生物多様性に当たる影響（インパクト）を数値化する手法であり、一定期間

に完全に種が消失するエリアを算出することができる。だが、インパクトが生じる地域を特定するには限界があり、生態系サービスの供給に対して生物多様性の損失が与える影響を数値化することも困難であった。

次に本稿で検討した、ESVD データを活用した生態系サービス評価アプローチは、こうした制約を乗り越えようとする試みだと考えられる。これを用いれば、土地表面変化の影響とその貨幣価値を分析でき、生態系サービスの変化がもたらす環境的・貨幣的・社会的を評価できる。BFFI 手法を ESVD と統合すれば、生物多様性の損失が生態系サービス供給に与える影響を測定できる。また、ENCORE や ABC-Map といったツールと組み合わせることで、企業の自然への依存度の大きさや、地理的情報を踏まえた分析もできる。こうして得られた知見は、LEAP アプローチで求められるリスクや機会の評価をより良く行うことを可能にするだろう。

生物多様性の損失がもたらす経済的影響を数値化する作業の複雑さは増していると言えようが、生物多様性の保全に向けた取り組みが加速する中で、今後は手法の精緻化や基準化が進むことが期待される。この動向を引き続き注視したい。

参考文献

- ACTIAM, ASN bank, CDC Biodiversité [2018] *Common ground in biodiversity footprint methodologies for the financial sector*. <https://crem.nl/wp-content/uploads/2019/01/common-ground-report-asn-bank.pdf>.
- CREM [2019] “Positive Impacts in the Biodiversity Footprint Financial Institutions”, <https://www.asnbank.nl/web/file?uuid=31cd78bc-c3ed-4ccd-804b-b5c855b1ec52&owner=6916ad14-918d-4ea8-80ac-f71f0ff1928e&contentid=3102>.
- PBAF Netherlands [2020] *Paving the way towards a harmonised biodiversity accounting approach for the financial sector*, https://www.pbafglobal.com/files/downloads/PBAF_commongroundpaper2020.pdf.
- Peet, Jan. [2000] *‘Rente zonder bijmaak’: Een geschiedenis van de Algemene Spaarbank voor Nederland en van haar ontwikkeling naar een ethische bedrijfsvoering, 1960-2000*, Amsterdam.
- PRé Sustainability [2021] “ASN Bank Biodiversity Footprint: Biodiversity Footprint for Financial Institutions Impact Assessment 2014-2019 ”, <https://www.asnbank.nl/web/file?uuid=14df8298-6eed-454b-b37f-b7741538e492&owner=6916ad14-918d-4ea8-80ac-f71f0ff1928e&contentid=2453>.
- TNFD [2023] *Guidance on the identification and assessment of nature-related issues: The LEAP approach*. https://tnfd.global/wp-content/uploads/2023/08/Guidance_on_the_identification_and_assessment_of_nature-related_Issues_The_TNFD_LEAP_approach_V1.1_October2023.pdf.
- Van ’t Hoff., Vince, Mieke Siebers, Arnold van Vliet, Wijnand Broer, Dolf de Groot [2022]

Make nature count: integrating nature's values into decision-making, Foundation for Sustainable Development and ASN Bank.

白井さゆり [2022]『SDGs ファイナンス』日本経済新聞出版。

橋本理博 [2022]「オランダの金融機関における ESG 金融の取り組み—ASN 銀行が用いる生物多様性フットプリントの概要」、家森信善編『関西における地域金融面からの事業支援の課題—ポストコロナを見据えた地域金融のあり方—』（一般財団法人アジア太平洋研究所 (APIR) 研究会報告書)、122-137 頁。

橋本理博 [2023]「ASN 銀行の投融資におけるサステナビリティ方針の概要」、家森信善編『ポストコロナを見据えた地域金融の課題』（一般財団法人アジア太平洋研究所 (APIR) 研究会報告書)、72- 89 頁。

林宏美 [2021]「生物多様性がもたらす金融リスクおよび機会への取り組み—気候変動と並ぶ環境 (E) ファクター—」『野村サステナビリティクォーターリー』2021 年冬号、79-97 頁。

藤井良広 [2021]『サステナブルファイナンス攻防—理念の追求と市場の覇権』一般財団法人金融財政事情研究会。

外国人持株比率と企業特性

神戸大学 経済経営研究所

藤山 敬史

専修大学 商学部

金 鐘勲

目次

1. はじめに
2. 外国人投資家とコーポレート・ガバナンス
3. リサーチ・デザイン
4. 分析結果
5. 結果の議論と結び

1. はじめに

本稿の目的は、外国人投資家がどのような企業を保有するのかを検討することである。このような検討を行う問題意識は2つある。

第一に、近年、外国人投資家の持株比率が上昇し、企業経営にとって外国人投資家が重要な利害関係者になっていることである。上場企業の外国人持株比率が1990年代から上昇し、1990年代後半には10パーセント、2000年代中頃には20パーセント、そして、2010年代前半からは25パーセント前後で推移している（単元数ベース；日本取引所グループ「2022年度株式分布状況調査」）。また、近年では、金額ベースで30パーセントを超えている。一般的に、外国人投資家は独立した対等な関係性を持つ投資家（arm's length investor）とされ、かならずしも独立しているとはいえない従来の日本の機関投資家とは異なった性質を持っているとされている。こうした外国人投資家は明示的に黙示的に企業経営へ影響を与えている。したがって、外国人投資家がどのような企業を保有するのかを検討することは日本企業と外国人投資家との関係性を考えるにあたって第一歩となる。

第二の問題意識は、上述のような上場企業の所有構造の変化を受け、外国人投資家が日本企業の経営に与える影響についても学術研究の重要性が高まっていることである。学術研究では因果関係の特定が重視される。たとえば、仮に外国人持株比率と投資の積極性に正の相関関係があるとする（つまり、投資に積極的な企業の外国人持株比率は高い）。このとき、外国人投資家のガバナンス効果として企業が投資に積極的になったのか、投資に積極的な企業を外国人投資家が選択しているのか、2つの因果関係が存在しうる。前者を検証するためには後者の影響を取り除いて分析を行う必要がある。研究においては様々な工夫がされるが、そうした工夫を行う際に外国人投資家の株式保有行動を理解することは有用である。

本稿では、2005年から2019年の3月期決算の上場企業のサンプルを用いて分析を行う。サンプル期間が2005年から始まっているのはガバナンス・データなどのデータ入手制約が理由である。また、2019年で終わっているのは新型コロナウイルスによる投資家行動の変化の影響を排除するためである。また、分析には非金融産業に属する企業のみを用いている。その結果、本稿のサンプルは34,319企業・年で構成される。

本稿の分析結果をまとめると以下の通りである。第一に、担当する証券アナリストの数が多くなるほど、外国人持株比率が高い。第二に、取締役の人数が少ないほど、社外取締役の割合が大きい企業ほど、外国人持株比率が高い。第三に、株式時価総額が大きいほど、海外売上高の割合が高いほど、外国人持株比率が高い。第四に、親会社が存在する（自身が子会社である）企業ほど、外国人持株比率が低い。第五に、現金保有割合が高い企業ほど外国人持株比率が高い。第六に、売上高成長率や株価リターンが低調な企業ほど（成長率やトレンドがマイナスというわけではかならずしもない）、外国人持株比率が高い。第七に、2005年から2008年、2009年から2011年（金融危機および東日本大震災）、2012年から2019年にサンプルを分割した場合、期間により上記の結果が異なる場合がある。最後に、外国人持株比率の期首から期末にかけての変化に関する分析を行った結果、証券アナリストの変化や

株式時価総額の変化、前期の売上高成長率と正の相関があり、配当利回りや株価ボラティリティ、親子関係の変化（子会社化〔非子会社化〕）と負〔正〕の相関があることを発見した。

本稿の構成は以下の通りである。第2節では、外国人投資家がコーポレート・ガバナンスにおいて果たす役割や外国人投資家の株式保有行動について先行研究を概観する。第3節ではリサーチ・デザインを議論する。分析結果を第4節で提示する。第5節では結果を議論し、結論を述べる。

2. 外国人投資家とコーポレート・ガバナンス

2.1 外国人投資家とコーポレート・ガバナンス

外国人投資家、特に英米を中心とする機関投資家は従来の日本の経済システムからの独立性が高く、国内の株主とは異なった性質をもつ（Ahmadjian and Robbins, 2005; 宮島・保田・小川、2015）。日本に限らず世界的にみると、こうした外国人投資家は議決権を行使したり説明会や個別面会での発言により直接的に企業経営に影響を与えたり（voice）、保有株式を売却したり（exit）、保有自体が売却の脅威となったりすることで（threat of exit）間接的に企業経営に影響を与えるとされている（Aggarwal, Erel, Ferreira and Matos, 2011; 宮島・保田・小川、2015）¹。

こうした外国人投資家について国際比較を行っている先行研究ではより良い（あるいは英米型の）コーポレート・ガバナンスを求める存在であることが示されている。Aggarwal, Erel, Ferreira and Matos (2011)はコーポレート・ガバナンスに関する41の項目を用いて指標を作成し、外国人投資家がコーポレート・ガバナンスに正の影響を与えることを発見している。Lel (2019)は外国人投資家が多い企業ほど、取締役役に占める外国人取締役の割合が大きく、監査委員会に占める外国人取締役の割合が大きいことを示している。Kim, Pevzner and Xin (2019)は外国人投資家が多い企業ほど大手監査法人（Big4）を雇う可能性が高まることを発見している。Fang, Maffett and Zhang (2015)は米国をバックグラウンドに持つ外国人持株比率の変化と大手監査法人への監査法人の変更が正の関係性にあることを発見している。しかしながら、この関係性は発展途上国についてのみ観察されており、先進国においてはこのような関係性が観察されていない。先行研究では外国人投資家が英米型のコーポレート・ガバナンス導入を促進することが示されているが、注意しなければならないのは、こうした外国人投資家の影響が日本をはじめとする先進国で生じているのかはかならずしも定かではないことである。

日本企業の分析に関して、たとえば、Ahmed and Iwasaki (2021)は外国人持株比率が高い企業ほど社外取締役の割合が大きいことを発見している。この発見事項は宮島・保田・小川（2015）とも整合的である。Desender, Aguilera, Lópezpuertas-Lamy and Crespi (2016)は外国人

¹ 株式を購入する意思決定を行ったり、株式を売却すると圧力をかけたりすることで態度を示し影響を与えることを「voting with their feet」とも言う（Aggarwal, Erel, Ferreira and Matos, 2011）。

投資家の所有割合が大きい企業ほど外部監査人の報酬が高いことを発見している。このことは、外部監査によってより良いコーポレート・ガバナンスがもたらされるのであれば、外国人投資家の影響によってより良いコーポレート・ガバナンスが促されることを示唆している。しかしながら、先行研究では、なぜ外国人持株比率の高い企業が社外取締役の割合を高めるのか、言い換えると、外国人投資家がどのような影響を与えることによって（voiceなのか exit [threat of exit]なのか）社外取締役の割合が高まるのかはかならずしもあきらかにされていない。この点は今後の研究に期待されるところである。

2.2 外国人投資家と企業価値

外国人投資家が企業活動に影響を与えるとすると、その直接的な影響が何に及ぶかに関わらず、その最終的な影響は企業価値に現れると言えるであろう。

Ferreira and Matos (2008)は 28 か国以上の企業のデータを用いて、独立性の高い外国人投資家の持株比率が高いほど、企業価値（トービンの q）や企業業績（ROA [総資産利益率]）が高いことを発見している。当該研究では、直接的なモニタリングの手段として議決権の争奪戦など声をあげることをあげている。さらに、間接的なモニタリングの手段として投資の撤退による資本コストの上昇をあげている。企業価値と外国人投資家との関係性においても voice と exit が重要な概念として議論されている。

各国の企業を分析した先行研究でも、同様に、外国人持株比率と企業価値の間に正の関係性が発見されている。たとえば、韓国（Baek, Kang and Park, 2004）や中国（Wei, Xie and Zhang, 2005）、インド（Douma, George and Kabir, 2006）、オーストラリア（Mishra, 2014）である。

日本においては、宮島・保田・小川（2015）が外国人持株比率がトービンの q や ROA と正の関係性をもつことを発見している。同様に、Ahmed and Iwasaki (2021)もトービンの q と外国人持株比率の間に正の関係性を発見している。さらに、Ferris and Park (2005)は外国人持株比率が高まるにつれてトービンの q で測定した企業価値が高まる一方で、持株比率が約 40%に達すると企業価値が低下し始めることを発見している。Ahmed and Iwasaki (2021)はパス解析を行うことで、外国人投資家の影響による独立性の高い取締役の選任を通してコーポレート・ガバナンスが向上することで企業価値が向上することを示唆している。

2.3 外国人投資家と情報の透明性

外国人投資家に関連してもう一つの重要な論点が情報の透明性である。コーポレート・ガバナンスは企業経営の透明性と関連しているが、外国人投資家は企業が開示する情報にも関心をもっているとされている。つまり、企業の開示する情報が透明であるほど、voice や exit の判断がより効率的に行えるため、より良いモニタリングが可能となる。また、開示情報が不透明であれば株式取得後のモニタリングが困難であったり、そもそも企業価値を推定することが困難であったりするため、外国人投資家が株式取得を積極的に行わない可能性もある。

先行研究では、多くの場合、外国人投資家と情報の透明性について正の関係性が報告されている (Fang, Maffett and Zhang, 2015; Beuselinck, Blanco and Garcia Lara, 2017; Le1, 2019; Tsang, Xie and Xin, 2019; Han, Ding and Zhang, 2022)。しかしながら、外国人投資家の持株比率が大きくなるほど企業が開示する情報の透明性が高くなるのは発展途上国で観察される事象であるとする見方も多くを占める (Fang, Maffett and Zhang, 2015; Beuselinck, Blanco and Garcia Lara, 2017; Tsang, Xie and Xin, 2019; Han, Ding and Zhang, 2022)。したがって、先進国における外国人投資家の影響についてはかならずしも解明されているとはいえない。

Kim, Miller, Wan and Wang (2016)は国内と外国の機関投資家を対比させて機関投資家のモニタリング力について相異なる仮説を提示している。一つは、情報の性質に精通しており不透明な情報開示を発見する力に相対的に秀でているために、国内機関投資家は海外機関投資家よりも優位であるというものである (hometown advantage hypothesis)。いま一つは、アクティビズムに対する考え方やより好ましいモニタリング体制の導入力に関して外国人機関投資家が秀でており、外国人機関投資家が国内機関投資家よりもより良いモニタリングができるというものである (global investor hypothesis)。検証の結果、平均的には前者の hometown advantage hypothesis を支持する証拠を提示している。さらに、global investor hypothesis が支持されるのは発展途上国だけであった。したがって、先に議論した先行研究と同様に、先進国において、外国人投資家が情報の透明性に良い影響を与えているのかは定かではない。

一方、日本における先行研究では外国人投資家が情報の透明性に影響を与えているという分析結果も報告されている。先行研究では、外国人投資家の持株比率が高くなるほど、裁量的発生高が小さくなり (Ahmed and Iwasaki, 2021)、実体的裁量行動が小さくなる (Guo, Huang, Zhang and Zhou, 2015; Ahmed and Iwasaki, 2021) ということが発見されている。Nagata and Nguyen (2017)は外国人投資家だけではなく、国内機関投資家についても、それぞれの投資家の持株比率が高まるほど、より多く、より適時的な経営者予想の修正が行われることを発見している。David, Duru, Lobo, Maharjan and Zhao (2022)は小規模外国人投資家による撤退の脅威 (threat of exit) が高まると情報伝達的な利益平準化の程度が高まることを発見している。ただし、Chen, Duh, Hsu and Pan (2015)が示唆するように、単に形式的にアングロサクソン型のガバナンス (たとえば監査委員会) を導入してもかならずしも企業が開示する情報の透明性が上がるとはかぎらず、外国人投資家が企業の開示情報の透明性に影響を与える経路についてはかならずしも明確になっていないと言えない。

以上のように、日本企業のデータを用いた研究や世界各国の企業のデータを用いた研究では、外国人投資家がコーポレート・ガバナンスや企業が開示する情報の透明性に影響を与えていることが示唆されている。一方で、どのような方法で外国人投資家が企業行動に影響を与えるのか、そして、先進国では本当に影響があるのかといった点については更なる検討が必要である。本稿では直接的にこれらの点について検討を行う訳ではないが、今後の研究

の参考になるよう、どのような企業の株式を外国人投資家が保有するのかについて検討する。

3. リサーチ・デザイン

3.1 検証モデル

本稿では、宮島・保田・小川（2015）を参考に検証モデルを構築する。宮島・保田・小川（2015）では以下のモデル(1)を用いて、Fama and MacBeth (1973)の手法によって回帰分析が行われている。

$$\begin{aligned} \text{外国人持株比率}_{i,t} = & \alpha_{0t} + \alpha_{1t} \text{時価総額対数値}_{i,t} + \alpha_{2t} \text{売買回転率}_{i,t} + \alpha_{3t} \text{簿価時価比率}_{i,t} + \alpha_{4t} \text{ROA}_{i,t} \\ & + \alpha_{5t} \text{売上高成長率}_{i,t} + \alpha_{6t} \text{配当利回り}_{i,t} + \alpha_{7t} \text{株価ボラティリティ}_{i,t} \\ & + \alpha_{8t} \text{有利子負債比率}_{i,t} + \alpha_{9t} \text{現預金比率}_{i,t} + \alpha_{10t} \text{海外売上高比率}_{i,t} \\ & + \alpha_{11t} \text{MSCI インデックス}_{i,t} + \alpha_{12t} \text{取締役会人数}_{i,t} + \alpha_{13t} \text{社外取締役比率}_{i,t} \\ & + \alpha_{14t} \text{子会社ダミー}_{i,t} + \alpha_{15t} \text{政策保有比率}_{i,t} + \alpha_{16t} \text{株価トレンド}_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (1)$$

本稿では、データの入手可能性を考慮して、以下のモデル(2)を基本モデルとする。

$$\begin{aligned} \text{ForeignOwn}_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 \text{NumAnalysts}_{i,p} + \beta_2 \text{Ln(MV)}_{i,p} + \beta_3 \text{MtoB}_{i,p} + \beta_4 \text{ROA}_{i,p} + \beta_5 \text{SalesGrowth}_{i,p} \\ & + \beta_6 \text{DividendYield}_{i,p} + \beta_7 \text{PriceVolatility}_{i,p} + \beta_8 \text{DebtRatio}_{i,p} + \beta_9 \text{CashRatio}_{i,p} \\ & + \beta_{10} \text{ForeignSales}_{i,p} + \beta_{11} \text{NumDirectors}_{i,p} + \beta_{12} \text{OutDirectorRatio}_{i,p} + \beta_{13} \text{Subsidiary}_{i,p} \\ & + \beta_{14} \text{PriceTrend}_{i,p} + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (2)$$

変数の定義は以下の通りである。

ForeignOwn：外国人持株比率。外国人持株数÷（発行済株式総数-自己株式数）。

NumAnalysts：決算期月末の証券アナリスト数の数（実数）。

Ln(MV)：決算期月末の株式時価総額の対数値。

MtoB：時価簿価比率。決算期月末の時価総額÷期末自己資本。

ROA：総資産当期利益率。当期純利益÷前期末総資産。

SalesGrowth：売上高成長率。（当期売上高-前期売上高）÷前期売上高。

DividendYield：配当利回り。当期配当総額÷期末時価総額。

PriceVolatility：株価ボラティリティ。年間日次株式リターンの標準偏差。

DebtRatio：負債比率。（期末短期借入金・社債+期末長期借入金・社債・転換社債）÷期末自己資本。

CashRatio：現預金比率。期末現金及び現金同等物÷期末総資産。

ForeignSales：海外売上高比率。海外売上高÷全社売上高。

NumDirectors：当該決算期の有価証券報告書で報告された取締役の人数。

OutDirectorRatio：社外取締役比率。当該決算期の有価証券報告書で報告された取締役
に占める社外取締役の割合。

Subsidiary：子会社ダミー。日経 NEED FinancialQUEST2.0 で親会社コードが付されて
いる場合に 1 をとるダミー変数。

PriceTrend：年次株式リターン（Buy-and-Hold Return）。

本稿ではデータ入手の制約から、宮島・保田・小川（2015）で用いられた売買回転率、MSCI
インデックス、政策保有比率が検証モデルに含まれていない。一方、アナリスト数が新たに
変数として加えられている。

従属変数は外国人持株比率（*ForeignOwn_{i,t}*）であり、外国人持株数を発行済株式総数から
自己株式数を控除した値で除して算出する。

アナリスト数（*NumAnalysts_{i,p}*）は投資家の情報環境を代理する変数である。外国人投資家
は本国の投資家に比べて情報に制約があるとされており、情報環境が良いほどより多くの
外国人投資家に保有されることが期待される。外国人投資家は規模が大きな企業を選好す
るため、株式時価総額（*Ln(MV)_{i,p}*）をモデルに組み入れる。外国人投資家はバリュー株を選
好する可能性があるため、時価簿価比率（*MtoB_{i,p}*）を投資スタイルとして組み入れる。

企業の収益性や安定性、財務健全性として、ROA（総資産利益率；*ROA_{i,p}*）や売上高成長
率（*SalesGrowth_{i,p}*）、配当利回り（*DividendRatio_{i,p}*）、株価ボラティリティ（*PriceVolatility_{i,p}*）、
負債比率（*DebtRatio_{i,p}*）、現預金比率（*CashRatio_{i,p}*）をモデルに組み入れる。

外国人投資家にはホームバイアスがあることが知られており、海外でプレゼンスのある
企業を外国人投資家は保有する傾向にある（Hiraki, Ito and Kuroki, 2003）。したがって、海外
売上高比率（*ForeignSales_{i,p}*）をモデルに組み入れる。

コーポレート・ガバナンスの変数として取締役の人数（*NumDirectors_{i,p}*）や社外取締役比
率（*OutDirectorsRatio_{i,p}*）、子会社ダミー（*Subsidiary_{i,p}*）を用いる。

最後に、株式リターン（*PriceTrend_{i,p}*）をコントロールする。また、モデルに応じて産業固
定効果や年度固定効果、企業固定効果をコントロールする。

添え字の i は企業を指し、 p は年度 $t-1$ あるいは t を指す。 $p=t-1$ を用いた分析では、前期
末あるいは前期中の状況を基に t 期末の外国人持株比率を従属変数にして回帰分析を行う。
 $p=t$ を用いた分析では、 t 期末あるいは t 期中の状況を基に回帰分析を行う。前者では前期末
時点で市場参加者が知り得る状況を基に 1 年後の外国人持株比率について分析を行う。一
方、後者では t 期末時点での状況を基に外国人持株比率について分析を行う。日本では四半
期開示や経営者による業績予想の開示が求められており、洗練された投資家は t 期末の状況
を予測しやすい環境にある。したがって、 t 期末時点における外国人持株比率は t 期末時点
における独立変数の状況を織り込んだものになっている可能性がある。しかしながら、 t 期
末時点における会計数値はその時点ではまだ公開されていないため、 $t-1$ 時点のデータを用
いることで $p=t$ の分析を補完する。

また、分析では、すべての企業・年をプールした分析に加えて、宮島・保田・小川（2015）

と同様に Fama and MacBeth (1973)の手法を用いて回帰分析を行う。

上記の分析ではある時点における外国人持株比率の水準について分析を行うが、本稿では外国人持株比率の変化についても分析を行う。検証モデルは以下の通りである。

$$\begin{aligned}\Delta ForeignOwn_{i,t} = & \gamma_0 + \gamma_1 \Delta NumAnalysts_{i,t} + \gamma_2 \Delta Ln(MV)_{i,t} + \gamma_3 \Delta MtoB_{i,t} + \gamma_4 \Delta ROA_{i,t} + \gamma_5 SalesGrowth_{i,p} \\ & + \gamma_6 \Delta DividendYield_{i,t} + \gamma_7 \Delta PriceVolatility_{i,t} + \gamma_8 \Delta DebtRatio_{i,t} + \gamma_9 \Delta CashRatio_{i,t} \\ & + \gamma_{10} \Delta ForeignSales_{i,t} + \gamma_{11} \Delta NumDirectors_{i,t} + \gamma_{12} \Delta OutDirectorRatio_{i,t} \\ & + \gamma_{13} \Delta Subsidiary_{i,t} + \varepsilon_{i,t}\end{aligned}\quad (3)$$

各変数の定義は分析モデル(2)をベースとして、変数 X_t から変数 X_{t-1} を引くことで算出され、便宜上、添え字は t を付す。ただし、 $SalesGrowth_{i,p}$ については当該変数が変化の変数であることを考慮して、 $p=t-1$ および t の値を用いて分析を行う。また、各変数の定義から株式リターンと株式時価総額は相関が高いため、株式リターンをモデルから除外する。

3.2 サンプル

分析に必要なデータは日経 NEED FinancialQUEST2.0、日経企業基本データ、IFIS Consensus Data から収集した。データの入手可能性により、サンプル期間は 2005 年 3 月期から 2019 年 3 月期であり、3 月期決算の企業が対象である。2019 年 3 月期でサンプル期間が終了している理由は新型コロナウイルスによる経済の混乱の影響を分析から除くためである。また、非金融産業に属する企業を対象とした。他のサンプル選択のプロセスは以下の通りである。

1. 総資産・売上高のデータが $t-2$ 期から t 期までの 3 年間入手可能；
2. $t-1$ 期および t 期の株式時価総額が入手可能；
3. 決算期が 12 か月 ($t-2$ 期から t 期)；
4. 分析に必要な変数が入手可能；
5. 自己資本が正である。

以上のプロセスの結果、本稿のサンプルは 34,319 企業・年である。なお、異常値処理は年度ごとに上下 0.5 パーセンタイルの値で置換している (winsorizing)。

3.3 記述統計量およびピアソンの相関係数

表 1 は記述統計量を示している。 $ForeignOwn_{i,t}$ の 25 パーセンタイル値、中央値、75 パーセンタイル値はそれぞれ 0.0095、0.0547、0.1600 であり、半数の企業で外国人による所有は 6%以下である。一方、上位 4 分の 1 の企業は 16%以上が外国人によって所有されており、企業経営にとっても重要なステークホルダーの一主体となっている。

表 1 記述統計量

	Year = $t-1$			Year = t						
	Mean	SD	Median	Mean	SD	Min	25P	Median	75P	Max
<i>ForeignOwn</i>				0.1016	0.1160	0.0000	0.0095	0.0547	0.1600	0.5015
<i>NumAnalysts</i>	1.6225	3.2091	0.0000	1.6147	3.1992	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000	16.0000
<i>Ln(MV)</i>	23.6933	1.7835	23.4537	23.7161	1.7949	19.5662	22.3866	23.4537	24.7809	28.9267
<i>MtoB</i>	1.3661	1.4467	0.9485	1.3352	1.3715	0.1664	0.6167	0.9338	1.5022	13.4898
<i>ROA</i>	0.0251	0.0526	0.0253	0.0250	0.0538	-0.3149	0.0090	0.0253	0.0475	0.2242
<i>SalesGrowth</i>	0.0354	0.1526	0.0256	0.0334	0.1485	-0.5892	-0.0337	0.0256	0.0905	0.9238
<i>DividendYield</i>	0.0175	0.0118	0.0167	0.0180	0.0120	0.0000	0.0099	0.0173	0.0253	0.0797
<i>PriceVolatility</i>	0.0251	0.0120	0.0223	0.0247	0.0117	0.0063	0.0168	0.0219	0.0294	0.0873
<i>DebtRatio</i>	0.7624	1.2912	0.3292	0.7338	1.2380	0.0000	0.0522	0.3142	0.8714	11.2179
<i>CashRatio</i>	0.1664	0.1277	0.1332	0.1688	0.1284	0.0066	0.0769	0.1359	0.2229	0.7146
<i>ForeignSales</i>	0.1373	0.2150	0.0000	0.1418	0.2194	0.0000	0.0000	0.0000	0.2403	0.8623
<i>NumDirectors</i>	8.3016	3.2424	8.0000	8.2739	3.1405	3.0000	6.0000	8.0000	10.0000	23.0000
<i>OutDirectorRatio</i>	0.1359	0.1486	0.1111	0.1521	0.1533	0.0000	0.0000	0.1429	0.2500	0.6667
<i>Subsidiary</i>	0.1063	0.3082	0.0000	0.1100	0.3129	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000
<i>PriceTrend</i>	0.1597	0.5455	0.0613	0.0976	0.4463	-0.8425	-0.1635	0.0273	0.2558	3.3146

注：year $t-1$ と year t における差異が小さいため、ここでは最小値、最大値、25 パーセンタイル値、および、75 パーセンタイル値について year t のみを提示する。

$NumAnalysts_{i,t}$ の中央値は 0 人であり、75 パーセンタイルの値は 1 人である。最大値は異常値処理後において 16 人である。本稿のサンプル期間において、多くの企業・年は証券アナリストによってカバーされていない。

$NumDirectors_{i,t}$ の 25 パーセンタイル値、中央値、75 パーセンタイル値はそれぞれ 6 人、8 人、10 人である。また、 $OutDirectorRatio_{i,t}$ の 25 パーセンタイル値、中央値、75 パーセンタイル値はそれぞれ 0.000 (0%)、0.1429 (14.29%)、0.2500 (25%) である。本稿のサンプル期間が 2005 年 3 月期から始まっているため、社外取締役を採用していない企業・年が比較的多く存在している。 $Subsidiary_{i,t}$ の平均値は 0.1100 であり、11% の企業・年が子会社となっている。

表 2 はピアソンの相関係数を示している。パネル A は $t-1$ 期の相関係数を示し、パネル B は t 期のものを示している。 $t-1$ 期と t 期はほぼ同様の結果となっている。

$ForeignOwn_{i,t}$ と $NumAnalysts_{i,t}$ および $Ln(MV)_{i,t}$ は高い正の相関を有しており、外国人投資家は規模が大きく、情報環境の良い企業を保有している。また、 $ForeignOwn_{i,t}$ と $ROA_{i,t}$ および $ForeignSales_{i,t}$ 、 $NumDirectors_{i,t}$ 、 $OutDirectorRatio_{i,t}$ も比較的高い正の相関を有しており、収益性が高く、外国でのプレゼンスもあり、社外取締役をより採用している企業を外国人投資家は保有する傾向にある。 $ForeignOwn_{i,t}$ と $NumDirectors_{i,t}$ との正の相関は、取締役の人数が多い企業の規模が大きいということを表している可能性がある ($Ln(MV)_{i,t}$ と $NumDirectors_{i,t}$ の相関係数は 0.5223)。

4. 分析結果

本節では分析結果について議論する。なお、各分析の結果の解釈については最小限にとどめ、第 5 節において分析全体を踏まえて結果の解釈を議論する。

表2 ピアソンの相関係数

パネル A: Year = $t-1$

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)
(1) <i>ForeignOwn_t</i>	-													
(2) <i>NumAnalysts_{t-1}</i>	0.6475	-												
(3) <i>Ln(MV)_{t-1}</i>	0.7153	0.7512	-											
(4) <i>MtoB_{t-1}</i>	0.1216	0.1364	0.1942	-										
(5) <i>ROA_{t-1}</i>	0.2086	0.1490	0.2699	0.1530	-									
(6) <i>SalesGrowth_{t-1}</i>	0.0814	0.0585	0.1255	0.2278	0.3140	-								
(7) <i>DividendYield_{t-1}</i>	-0.0335	-0.0661	-0.0668	-0.3699	0.1786	-0.0763	-							
(8) <i>PriceVolatility_{t-1}</i>	-0.1146	-0.1011	-0.2597	0.2606	-0.2259	0.0329	-0.3262	-						
(9) <i>DebtRatio_{t-1}</i>	-0.0855	-0.0218	-0.0301	0.1862	-0.2375	-0.0471	-0.2057	0.1982	-					
(10) <i>CashRatio_{t-1}</i>	-0.0017	-0.0973	-0.1721	0.2423	0.1325	0.0499	-0.0347	0.1570	-0.2552	-				
(11) <i>ForeignSales_{t-1}</i>	0.3744	0.3643	0.3345	-0.0089	0.0408	0.0185	-0.0497	0.0246	-0.0427	-0.0219	-			
(12) <i>NumDirectors_{t-1}</i>	0.2969	0.3605	0.5192	-0.0471	0.0864	0.0131	0.0337	-0.2512	0.0308	-0.2424	0.1107	-		
(13) <i>OutDirectorRatio_{t-1}</i>	0.2021	0.1241	0.1511	0.1599	0.0505	0.0240	-0.0535	0.0097	-0.0236	0.1291	0.0663	-0.0124	-	
(14) <i>Subsidiary_{t-1}</i>	-0.1152	-0.0437	-0.0353	0.0415	0.0392	0.0068	-0.0133	0.0233	-0.0402	-0.0496	-0.0339	-0.0423	0.0396	-
(15) <i>PriceTrend_{t-1}</i>	0.0367	-0.0101	0.0870	0.3132	0.1806	0.1788	-0.2435	0.2367	0.0546	0.0599	-0.0029	-0.0079	0.0093	0.0032

パネル B: Year = t

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)
(1) <i>ForeignOwn_t</i>	-													
(2) <i>NumAnalysts_t</i>	0.6502	-												
(3) <i>Ln(MV)_t</i>	0.7198	0.7485	-											
(4) <i>MtoB_t</i>	0.1281	0.1440	0.1977	-										
(5) <i>ROA_t</i>	0.2057	0.1528	0.2817	0.1206	-									
(6) <i>SalesGrowth_t</i>	0.0768	0.0578	0.1277	0.2030	0.3174	-								
(7) <i>DividendYield_t</i>	-0.0110	-0.0531	-0.0432	-0.3706	0.2030	-0.0561	-							
(8) <i>PriceVolatility_t</i>	-0.1041	-0.0942	-0.2551	0.2405	-0.2494	0.0115	-0.3196	-						
(9) <i>DebtRatio_t</i>	-0.0878	-0.0206	-0.0427	0.1818	-0.2606	-0.0510	-0.2021	0.1983	-					
(10) <i>CashRatio_t</i>	-0.0078	-0.1011	-0.1711	0.2381	0.1248	0.0355	-0.0372	0.1472	-0.2571	-				
(11) <i>ForeignSales_t</i>	0.3791	0.3664	0.3354	-0.0107	0.0463	0.0169	-0.0370	0.0346	-0.0428	-0.0202	-			
(12) <i>NumDirectors_t</i>	0.3042	0.3605	0.5223	-0.0414	0.1053	0.0275	0.0513	-0.2474	0.0211	-0.2346	0.1102	-		
(13) <i>OutDirectorRatio_t</i>	0.2134	0.1239	0.1608	0.1682	0.0540	0.0274	-0.0454	0.0056	-0.0262	0.1328	0.0729	-0.0048	-	
(14) <i>Subsidiary_t</i>	-0.1224	-0.0504	-0.0389	0.0346	0.0295	0.0017	-0.0187	0.0275	-0.0356	-0.0540	-0.0354	-0.0481	0.0218	-
(15) <i>PriceTrend_t</i>	0.0347	0.0003	0.1036	0.2856	0.2069	0.1867	-0.2307	0.1731	-0.0152	0.0743	-0.0004	-0.0077	0.0280	-0.0026

注：黒字は5%水準で統計的に有意であることを示す。

4.1 Pooled sample による分析

表 3 はモデル(2)を用いた外国人持株比率の水準に関する分析結果を示している。列[1]では $t-1$ 期のデータを用いて、列[2]では t 期のデータを用いて、年度固定効果と産業固定効果をコントロールした分析の結果が示されている。列[3]では t 期のデータを用いて、年度固定効果と企業固定効果をコントロールした分析の結果が示されている。

列[1]において、 $NumAnalysts_{i,p}$ の係数は 0.0074 であり、1 %水準で統計的に有意である。また、列[2]と[3]においても同様に 1 %水準で統計的に有意な値となっている。

$Ln(MV)_{i,p}$ の係数は列[1]から列[3]まで一貫して正であり、1 %水準で統計的に有意である。 $MtoB_{i,p}$ の係数も列[1]から[3]まで一貫して負であり、統計的に 1 %あるいは 5 %水準で有意である。これらの結果は宮島・保田・小川 (2015) とも整合的である。

$ROA_{i,p}$ の係数は列[1]において正であり、5 %水準で統計的に有意である。一方、列[2]においては正であるものの、統計的に有意な値とはなっていない。さらに、列[3]においては負であり統計的に 5 %水準で有意である。列[1]から[3]までの分析結果は整合している。つまり、列[1]と[2]では年度固定効果および産業固定効果をコントロールしている一方で、列[3]では年度固定効果と企業固定効果をコントロールしており、各変数の変化を踏まえた分析となっている。列[1]および[2]において $ROA_{i,p}$ の係数がそれぞれ 0.0547 および 0.0307 であり、係数自体が低下している。列[3]では、係数が -0.0479 であり、外国人持株比率が上昇する（低下する）局面で収益性がより高まっている（より低下している）わけではないことを示している²。 $SalesGrowth_{i,q}$ の結果は $ROA_{i,q}$ と類似している。 $t-1$ 期（列[1]）では、係数が負であるものの、統計的に有意な値とはなっていない。一方、 t 期（列[2]）においては負であり、5 %水準で統計的に有意である。列[3]では、統計的に 1 %水準で負に有意となっている。企業が行った投資が売上高や利益といった結果として現れた段階では、かならずしも売上高や利益の増減が外国人持株比率の変化と正の関係を持つという分析結果にはなっていない。

$DividendYield_{i,q}$ の係数はいずれの列においても正であるが、統計的に有意な値となっていない。配当利回りと外国人投資家の投資行動に関係性があるとは言えない結果となった。 $PriceVolatility_{i,q}$ の係数は列[1]および[2]で正であり、統計的に 1 %水準で有意である。ただし、列[3]では統計的に有意とはなっていないが、負となっている。外国人投資家が保有する株式のボラティリティは高いという結果になった。

$DebtRatio_{i,q}$ の係数は負であり、列[3]を除いて統計的に 1 %水準で有意となっている。また、 $CashRatio_{i,q}$ の係数も一貫して正であり、統計的にも有意な値となっている。 $ForeignSales_{i,q}$ も一貫して正であり、統計的にも有意な値となっている。

$NumDirectors_{i,q}$ の係数は負であり、列[1]および[2]において 1 %水準で統計的に有意となっている。列[3]では、負であるものの、統計的には有意な値とはなっていない。 $OutDirectorRatio_{i,q}$ の係数は一貫して正であり、統計的に有意となっている。 $Subsidiary_{i,q}$ の係

² 本稿のモデルでは、ROA や ROA の変化について線形関係を想定している点は注意が必要である。

数は一貫して負であり、統計的に有意となっている。

$PriceTrend_{i,q}$ の係数は一貫して負であり、統計的に有意である。宮島・保田・小川（2015）では 1990 年から 1997 年のサンプルにおいて正かつ統計的に有意であることが報告されているが、1998 年から 2005 年のサンプルおよび 2006 年から 2013 年のサンプルにおいては負あるいは正であるものの、統計的に有意ではない結果が報告されている。

表3 外国人持株比率の水準に関する pooled sample による分析結果

Dep Var = $ForeignOwn_t$	[1]		[2]		[3]	
	Indep Var = $t-1$		Indep Var = t		Indep Var = t	
	Coef.	p-value	Coef.	p-value	Coef.	p-value
<i>Constant</i>	-0.8290	<0.001	-0.8386	<0.001	-0.7062	<0.001
<i>NumAnalysts</i>	0.0074	<0.001	0.0072	<0.001	0.0022	0.003
<i>Ln(MV)</i>	0.0382	<0.001	0.0384	<0.001	0.0339	<0.001
<i>MtoB</i>	-0.0032	0.005	-0.0027	0.014	-0.0026	0.031
<i>ROA</i>	0.0547	0.032	0.0307	0.158	-0.0479	0.016
<i>SalesGrowth</i>	-0.0063	0.173	-0.0099	0.044	-0.0097	0.003
<i>DividendYield</i>	0.0661	0.508	0.1209	0.243	0.0456	0.557
<i>PriceVolatility</i>	0.5046	0.003	0.5565	0.001	-0.0761	0.488
<i>DebtRatio</i>	-0.0033	0.002	-0.0036	0.002	-0.0012	0.304
<i>CashRatio</i>	0.0636	<0.001	0.0611	<0.001	0.0272	0.024
<i>ForeignSales</i>	0.0524	<0.001	0.0525	<0.001	0.0245	0.026
<i>NumDirectors</i>	-0.0017	0.001	-0.0018	0.001	-0.0002	0.637
<i>OutDirectorRatio</i>	0.0550	<0.001	0.0573	<0.001	0.0278	0.001
<i>Subsidiary</i>	-0.0325	<0.001	-0.0332	<0.001	-0.0340	<0.001
<i>PriceTrend</i>	-0.0066	0.037	-0.0090	<0.001	-0.0031	0.028
Year fixed effect	Yes		Yes		Yes	
Industry fixed effect	Yes		Yes		No	
Firm fixed effect	No		No		Yes	
Firm clustering	Yes		Yes		Yes	
Year clustering	Yes		Yes		Yes	
# of observations	34,319		34,319		34,319	
adjR2	0.6024		0.609		0.8718	

注：従属変数は $ForeignOwn_{i,t}$ であり、 t 期末時点の外国人持株比率である。 $NumAnalysts_{i,p}$ は証券アナリストの数である。 $Ln(MV)_{i,p}$ は時価総額の対数値。 $MtoB_{i,p}$ は時価簿価比率。 $ROA_{i,p}$ は総資産当期利益率。 $SalesGrowth_{i,p}$ は $p-1$ 期から p 期にかけての売上高成長率。 $DividendYield_{i,p}$ は配当利回り。 $PriceVolatility_{i,p}$ は株価ボラティリティ。 $DebtRatio_{i,p}$ は負債比率。 $CashRatio_{i,p}$ は現預金比率。 $ForeignSales_{i,p}$ は海外売上高比率。 $NumDirectors_{i,p}$ は取締役の人数。 $OutDirectorRatio_{i,p}$ は取締役に占める社外取締役の比率。 $Subsidiary_{i,p}$ は子会社である場合に 1 をとるダミー変数。 $PriceTrend_{i,p}$ は株式リターン。

4.2 Fama and MacBeth の手法による分析

第 4.1 節では pooled sample による分析結果を提示し、結果について述べた。ここでは、

Fama and MacBeth (1973)の手法を用いた分析結果について述べる。Fama and MacBeth (以下、FM) の手法では、各年度のサンプルについて回帰分析を行った後に、各年度の係数を基にそれぞれの係数の値と統計的有意性を算出する。この手法を用いることによって、推計期間内における誤差項のクロスセクショナルな相関に対処する（宮島・保田・小川、2015）。宮島・保田・小川（2015）では Gompers and Metrick (2001)を参考に FM の手法を用いた分析結果のみが提示されている。なお、本稿のサンプル期間が 15 年間であるため、自由度の問題より変数の数を限定したモデルによる回帰分析を行っている。

分析結果は表 4 に提示されている。パネル A では独立変数が $t-1$ 期のデータであり、パネル B では t 期のデータである。表 4 の分析結果は表 3 の列[1]と[2]と関連する。

$NumAnalysts_{i,q}$ の係数はパネル A でもパネル B でも一貫して正であり、1 %水準で統計的に有意である。これらの結果は表 3 の分析結果とも整合的である。

$Ln(MV)_{i,p}$ の係数はパネル A でもパネル B でも一貫して正であり、1 %水準で統計的に有意である。これらの結果は表 3 の分析結果とも整合的である。 $MtoB_{i,q}$ の係数は負であり、1 %あるいは 5 %水準で統計的に有意である。これらの結果も表 3 の分析結果とも整合的である。

$ROA_{i,q}$ の分析結果は、パネル A において、正であり、5 %水準あるいは 10 %水準で統計的に有意である。これらの結果は表 3 の分析結果とも整合的である。パネル B においては、列[1]および[2]では正であるものの、統計的には有意な値とはなっていない。一方、列[3]においては正であり、5 %水準で統計的に有意である。この点は表 3 とは異なる結果である。 $SalesGrowth_{i,q}$ の係数はパネル A においてもパネル B においても負であるが統計的に有意ではない。特にパネル B の結果は表 3 の結果と異なる。

$DividendYield_{i,q}$ の係数はパネル A でもパネル B でも統計的に有意な値とはなっていない。一方、 $PriceVolatility_{i,q}$ の係数はパネル A においてもパネル B においても正であり、統計的に 1 %水準で有意である。これらの結果は表 3 の結果と整合的である。

$DebtRatio_{i,q}$ の係数は一貫して負であり、1 %水準あるいは 5 %水準で統計的に有意である。 $CashRatio_{i,q}$ の係数も一貫して正であり、統計的に 1 %水準で有意である。 $ForeignSales_{i,q}$ の係数はパネル A でもパネル B でも正であり、1 %水準で統計的に有意である。これら 3 つの変数の結果は表 3 の結果とも整合的である。

$NumDirectors_{i,q}$ や $OutDirectorRatio_{i,q}$ 、 $Subsidiary_{i,q}$ の結果も一貫して表 3 の結果と整合的である。 $PriceTrend_{i,q}$ の係数も表 3 と整合的に負であり、統計的に 10 %水準で有意である。

4.3 外国人持株比率の変化に関する分析

第 4.1 節では、表 3 の列[3]において年度固定効果と企業固定効果を組み入れたモデルの分析結果を提示した。この分析においても外国人持株比率の変化を捉えられている可能性もあるが、ここではさらに外国人持株比率の変化を従属変数にした分析を行う。分析結果は表 5 に示されている。列[1]および[2]は pooled sample による分析結果であり、列[3]から[6]ま

表4 外国人持株比率の水準に関する Fama and MacBeth の手法による分析結果

パネル A: $t-1$ 期の独立変数

Dep Var = $ForeignOwn_t$	[1]		[2]		[3]	
	Indep Var = $t-1$		Indep Var = $t-1$		Indep Var = $t-1$	
	Coef.	p-value	Coef.	p-value	Coef.	p-value
Constant	-0.7697	<0.001	-0.7666	0.002	-0.8178	0.001
NumAnalysts	0.0078	<0.001	0.0078	0.002	0.0073	0.002
Ln(MV)	0.0360	<0.001	0.0359	0.002	0.0375	0.001
MtoB	-0.0034	0.004	-0.0035	0.025	-0.0041	0.018
ROA	0.0525	0.023	0.0579	0.051	0.0865	0.023
SalesGrowth			-0.0027	0.558		
DividendYield			-0.0629	0.569		
PriceVolatility					0.6234	0.015
DebtRatio	-0.0026	0.002	-0.0026	0.021	-0.0034	0.011
CashRatio	0.0787	<0.001	0.0793	0.004	0.0737	0.005
ForeignSales	0.0574	<0.001	0.0565	0.002	0.0520	0.003
NumDirectors	-0.0020	<0.001	-0.0020	0.004	-0.0019	0.005
OutDirectorRatio	0.0557	<0.001	0.0558	0.002	0.0516	0.002
Subsidiary	-0.0317	<0.001	-0.0317	0.002	-0.0319	0.002
PriceTrend					-0.0116	0.099
# of observations	34,319		34,319		34,319	
# of time periods	15		15		15	
average R2	0.5829		0.5838		0.5878	

パネル B: t 期の独立変数

Dep Var = $ForeignOwn_t$	[1]		[2]		[3]	
	Indep Var = t		Indep Var = t		Indep Var = t	
	Coef.	p-value	Coef.	p-value	Coef.	p-value
Constant	-0.7785	<0.001	-0.7785	0.002	-0.8261	0.001
NumAnalysts	0.0076	<0.001	0.0076	0.002	0.0072	0.002
Ln(MV)	0.0363	<0.001	0.0363	0.002	0.0377	0.001
MtoB	-0.0032	0.006	-0.0030	0.028	-0.0039	0.016
ROA	0.0259	0.133	0.0295	0.179	0.0601	0.025
SalesGrowth			-0.0072	0.183		
DividendYield			0.0288	0.784		
PriceVolatility					0.6291	0.015
DebtRatio	-0.0028	0.003	-0.0027	0.023	-0.0036	0.009
CashRatio	0.0765	<0.001	0.0770	0.003	0.0717	0.003
ForeignSales	0.0568	<0.001	0.0560	0.002	0.0513	0.002
NumDirectors	-0.0021	<0.001	-0.0021	0.005	-0.0019	0.007
OutDirectorRatio	0.0589	<0.001	0.0589	0.002	0.0546	0.002
Subsidiary	-0.0321	<0.001	-0.0320	0.002	-0.0325	0.002
PriceTrend					-0.0132	0.055
# of observations	34,319		34,319		34,319	
# of time periods	15		15		15	
average R2	0.5886		0.5895		0.5931	

注：従属変数は $ForeignOwn_{i,t}$ であり、 t 期末時点の外国人持株比率である。 $NumAnalysts_{i,p}$ は証券アナリストの数である。 $Ln(MV)_{i,p}$ は時価総額の対数値。 $MtoB_{i,p}$ は時価簿価比率。 $ROA_{i,p}$ は総資産当期利益率。 $SalesGrowth_{i,p}$ は $p-1$ 期から p 期にかけての売上高成長率。 $DividendYield_{i,p}$ は配当利回り。 $PriceVolatility_{i,p}$ は株価ボラティリティ。 $DebtRatio_{i,p}$ は負債比率。 $CashRatio_{i,p}$ は現預金比率。 $ForeignSales_{i,p}$ は海外売上高比率。 $NumDirectors_{i,p}$ は取締役の人数。 $OutDirectorRatio_{i,p}$ は取締役に占める社外取締役の比率。 $Subsidiary_{i,p}$ は子会社である場合に 1 をとるダミー変数。 $PriceTrend_{i,p}$ は株式リターン。

では FM の手法による分析結果である。表 4 の分析と同様に、FM の手法を用いた場合には自由度の問題が生じる。そこで、pooled sample による分析の結果を参照し、外国人持株比率の変化と関係を有している可能性のある変数を中心に FM の手法を用いた分析を行う。

列[1]および[2]において、 $\Delta \text{NumAnalysts}$ の係数は正であり、5 %水準で統計的に有意である。一方、列[3]および[4]においては正であるが、統計的に有意な値とはなっていない。自由度の問題があるため、列[5]および[6]において変数の数を減らした分析を行うと、10 %水準ではあるが、統計的に有意な値となる。したがって、統計的には弱い関係性ではあるが、証券アナリストの数の変化と外国人持株比率の変化の間には正の関係性があると言える。

$\Delta \text{Ln}(MV)$ の係数は一貫して正であり、統計的に有意となっている。表 3 および表 4 において $\text{PriceTrend}_{i,q}$ の係数は一貫して負であった。 $\Delta \text{Ln}(MV)$ は時価総額の絶対額の変化（ただし、対数値）であるのに対して、 $\text{PriceTrend}_{i,q}$ は株式リターンであり規模の絶対値ではない点には注意しなければならないが、表 3 および表 4 における $\text{PriceTrend}_{i,q}$ の解釈についても注意が必要である。 ΔMtoB の係数は列[1]から[4]において有意な値とはなっていない。

ΔROA の係数は列[1]から[4]まで一貫して負であるが、統計的に有意な値とはなっていない。 $\text{SalesGrowth}_{i,p}$ の係数は $t-1$ 期（列[1]）においては正であり、1 %水準で統計的に有意である。一方、 t 期（列[2]）においては正であるものの、統計的には有意ではない。列[3]においては $\text{SalesGrowth}_{i,p}$ の係数が統計的には有意ではない一方で、列[5]では 5 %水準で統計的に有意となっている。 $\Delta \text{NumAnalysts}$ と同様に注意は必要であるが、 $t-1$ 期の売上高成長率については t 期の外国人投資家持株比率の変化と正の関係性があることが発見された。 t 期の売上高成長率についてそのような関係性は発見されなかった。 t 期に関する分析結果は表 3 における結果とは異なる。

$\Delta \text{DividendYield}$ の係数は一貫して負であるが、列[1]および[2]においては 1 %水準で統計的に有意であるのに対して、列[3]および[4]では有意な値とはなっていない。そこで、変数を減らして分析すると 1 %水準で統計的に有意となっている（列[5]および[6]）。 $\Delta \text{PriceVolatility}$ の係数は一貫して負であるが、 $\Delta \text{DividendYield}$ と同様に、列[1]と[2]、[5]、[6]では 1 %水準で統計的に有意となっているのに対して列[3]と[4]では有意となっていない。表 3 の結果と比較すると、 $\Delta \text{DividendYield}$ は符号が異なり、 $\Delta \text{DividendYield}$ と $\Delta \text{PriceVolatility}$ の両者において表 3 では統計的に有意ではない（表 3 列[3]）。

$\Delta \text{DebtRatio}$ については列[3]と[4]が、 $\Delta \text{CashRatio}$ については列[1]から[4]において統計的に有意な値とはなっていない。表 3 において CashRatio の係数は正であり、統計的に有意であった点は表 5 の結果とは異なる。 $\Delta \text{ForeignSales}$ については列[1]から[4]まで一貫して統計的に有意な値とはなっていない。この点も表 3 の結果と異なる点である。

$\Delta \text{NumDirectors}$ の係数は列[1]から[4]まで一貫して統計的に有意な値とはなっていない。一方、 $\Delta \text{OutDirectorRatio}$ は列[1]および[2]において 10 %水準で統計的に有意な値となっており、表 3 の結果と整合的である。しかしながら、列[3]から[6]までは有意な値とはなっておらず、頑健な結果とは言えない。 $\Delta \text{Subsidiary}$ の係数は列[1]から[6]まで一貫して負であり、

表5 外国人持株比率の変化に関する分析結果

Dep Var = $\Delta ForeignOwn$	[1]		[2]		[3]		[4]		[5]		[6]	
	Pooled (1)		Pooled (2)		Fama-MacBeth (1)		Fama-MacBeth (2)		Fama-MacBeth (3)		Fama-MacBeth (4)	
	Coef.	p-value	Coef.	p-value	Coef.	p-value	Coef.	p-value	Coef.	p-value	Coef.	p-value
<i>Constant</i>	0.0032	<0.001	0.0034	<0.001	0.0031	0.252	0.0031	0.255	0.0033	0.044	0.0034	0.049
$\Delta NumAnalysts$	0.0008	0.038	0.0009	0.032	0.0006	0.294	0.0007	0.281	0.0007	0.078	0.0007	0.068
$\Delta Ln(MV)$	0.0232	<0.001	0.0234	<0.001	0.0238	0.058	0.0243	0.061	0.0240	<0.001	0.0241	<0.001
$\Delta MtoB$	0.0000	0.974	-0.0002	0.748	0.0002	0.834	-0.0001	0.928				
ΔROA	-0.0050	0.470	-0.0085	0.214	-0.0024	0.766	-0.0061	0.510				
$SalesGrowth_{t-1}$	0.0074	0.002			0.0066	0.191			0.0063	0.026		
$SalesGrowth_t$			0.0012	0.435			0.0001	0.946			-0.0003	0.850
$\Delta DividendYield$	-0.1635	<0.001	-0.1531	0.001	-0.1855	0.146	-0.1735	0.160	-0.1670	0.005	-0.1598	0.007
$\Delta PriceVolatility$	-0.2214	<0.001	-0.2267	<0.001	-0.2322	0.110	-0.2396	0.105	-0.2348	0.001	-0.2426	0.001
$\Delta DebtRatio$	-0.0018	0.029	-0.0017	0.035	-0.0032	0.148	-0.0031	0.152				
$\Delta CashRatio$	0.0065	0.195	0.0067	0.185	0.0052	0.481	0.0055	0.473				
$\Delta ForeignSales$	0.0001	0.992	0.0037	0.555	0.0019	0.836	0.0050	0.643				
$\Delta NumDirectors$	0.0001	0.487	0.0001	0.464	0.0001	0.544	0.0002	0.518				
$\Delta OutDirectorRatio$	0.0060	0.085	0.0058	0.098	0.0052	0.411	0.0049	0.429	0.0053	0.219	0.0051	0.228
$\Delta Subsidiary$	-0.0202	<0.001	-0.0204	<0.001	-0.0193	0.090	-0.0194	0.091	-0.0190	<0.001	-0.0191	<0.001
Year fixed effect	Yes		Yes		No		No		No		No	
Industry fixed effect	Yes		Yes		No		No		No		No	
Firm fixed effect	No		No		No		No		No		No	
Firm clustering	Yes		Yes		No		No		No		No	
Year clustering	Yes		Yes		No		No		No		No	
# of observations	34,319		34,319		34,319		34,319		34,319		34,319	
# of time periods	NA		NA		15		15		15		15	
adjR2	0.1505		0.1493		0.0896		0.0876		0.0826		0.0802	

注：従属変数は $\Delta ForeignOwn_{i,t}$ であり、 $t-1$ 期末から t 期末時点にかけての外国人持株比率の変化である。独立変数も $t-1$ 期から t 期にかけての変化についての変数である。 $NumAnalysts$ は証券アナリストの数である。 $Ln(MV)$ は時価総額の対数値。 $MtoB$ は時価簿価比率。 ROA は総資産当期利益率。 $SalesGrowth$ は $p-1$ 期から p 期にかけての売上高成長率。 $DividendYield$ は配当利回り。 $PriceVolatility$ は株価ボラティリティ。 $DebtRatio$ は負債比率。 $CashRatio$ は現預金比率。 $ForeignSales$ は海外売上高比率。 $NumDirectors$ は取締役の人数。 $OutDirectorRatio$ は取締役に占める社外取締役の比率。 $Subsidiary$ は子会社である場合に 1 をとるダミー変数。

統計的に有意な値となっている。

4.4 期間を区切った分析

これまでではすべての期間を分析の対象にしてきた。ここでは 2005 年から 2019 年を 3 つの期間に区切って分析を行う。それぞれの期間は 2005 年から 2008 年（金融危機前）、2009 年から 2011 年（金融危機・大震災期間）、2012 年から 2019 年（大震災後）に区分した。年数が短い期間があるため、FM の手法による分析は行っていない。分析結果は表 6 に示されている。パネル A は $t-1$ 期の独立変数を用い、パネル B は t 期の独立変数を用いた分析の結果である。

$NumAnalysts_{i,q}$ の係数は 2005-2008、2009-2011、2012-2019 の各期間において $t-1$ 期・ t 期ともに正であり、統計的にも有意な値となっている。この結果は全期間の分析とも整合的である。

$Ln(MV)_{i,q}$ の係数も 2005-2008、2009-2011、2012-2019 の各期間において $t-1$ 期・ t 期ともに正であり、統計的にも有意な値となっている。この結果も全期間の分析とも整合的である。 $MtoB_{i,q}$ の係数は 2005-2008、2009-2011、2012-2019 の各期間において $t-1$ 期・ t 期ともに負である一方で、2005-2008 の $t-1$ 期だけが統計的に有意な値となっている。この点は全期間の分析とは異なるものである。

$ROA_{i,q}$ の係数は 2009-2011 の t 期を除いて正である。しかしながら、2012-2019 の $t-1$ 期・ t 期を除いて統計的に有意な値とはなっていない。また、全期間の分析では t 期において統計的に有意ではなかったが、2012-2019 の t 期は有意となっている。 $SalesGrowth_{i,q}$ の係数は $t-1$ 期について、2005-2008 が正で統計的には有意ではなく、2012-2019 が負であり 10%水準で統計的に有意となっている。これらの点は全期間の分析とは異なる点である。 t 期についてはすべての期間で負であるが、2012-2019 についてのみ統計的に有意となっている。

$DividendYield_{i,q}$ の係数は各期間を通じて一貫して統計的に有意な値となっていない。 $PriceVolatility_{i,q}$ の係数は全期間の分析と整合的に期間を通じて正である。ただし、統計的な有意性については各期間・各期（ $t-1$ 期・ t 期）においてばらつきがある。

$DebtRatio_{i,q}$ の係数は一貫して負であり、2009-2011 を除いて統計的に有意な値となっている。2009-2011 を除く結果は他の分析とも整合的である。 $CashRatio_{i,q}$ の係数は一貫して正であり、統計的に有意な値となっている。 $ForeignSales_{i,q}$ の係数も一貫して正であり、統計的に有意な値となっている。

$NumDirectors_{i,q}$ の係数は一貫して負であり、 $OutDirectorRatio_{i,q}$ の係数も一貫して正である。 $Subsidiary_{i,q}$ の係数も同様に一貫して負である。一方で、 $PriceTrend_{i,q}$ の係数は一貫して負であるが、統計的に有意な値となっているのは 2012-2019 のみである。

5. 結果の議論と結び

本稿では、外国人持株比率の水準や変化と関連する企業の特徴について分析を行ってき

表6 外国人持株比率に関する期間を区切った分析結果

パネル A: $t-1$ 期の独立変数

Dep Var = $ForeignOwn_t$	Indep Var = $t-1$							
	Year = 2005 to 2008		Year = 2009 to 2011		Year = 2012 to 2019		Year = all (2005-2019)	
	Coef.	p-value	Coef.	p-value	Coef.	p-value	Coef.	p-value
Constant	-0.7296	0.001	-0.6982	0.003	-0.9037	<0.001	-0.8290	<0.001
NumAnalysts	0.0083	0.002	0.0076	0.026	0.0071	<0.001	0.0074	<0.001
Ln(MV)	0.0340	0.001	0.0319	0.003	0.0416	<0.001	0.0382	<0.001
MtoB	-0.0041	0.044	-0.0052	0.172	-0.0020	0.183	-0.0032	0.005
ROA	0.0666	0.192	0.0221	0.588	0.1035	0.005	0.0547	0.032
SalesGrowth	0.0080	0.348	-0.0115	0.107	-0.0119	0.099	-0.0063	0.173
DividendYield	-0.3573	0.158	0.0872	0.377	0.0392	0.792	0.0661	0.508
PriceVolatility	0.2690	0.150	0.8436	0.069	0.4293	0.063	0.5046	0.003
DebtRatio	-0.0026	0.078	-0.0034	0.186	-0.0047	0.007	-0.0033	0.002
CashRatio	0.0806	0.016	0.0595	0.061	0.0573	0.001	0.0636	<0.001
ForeignSales	0.0541	0.015	0.0516	0.038	0.0501	0.001	0.0524	<0.001
NumDirectors	-0.0014	0.032	-0.0017	0.086	-0.0016	0.025	-0.0017	0.001
OutDirectorRatio	0.0579	0.030	0.0481	0.071	0.0546	0.001	0.0550	<0.001
Subsidiary	-0.0359	0.002	-0.0257	0.019	-0.0337	<0.001	-0.0325	<0.001
PriceTrend	-0.0003	0.780	-0.0078	0.440	-0.0136	0.002	-0.0066	0.037
Year fixed effect	Yes		Yes		Yes		Yes	
Industry fixed effect	Yes		Yes		Yes		Yes	
Firm fixed effect	No		No		No		No	
Firm clustering	Yes		Yes		Yes		Yes	
Year clustering	Yes		Yes		Yes		Yes	
# of observations	9,251		7,156		17,912		34,319	
adjR2	0.5779		0.5749		0.6248		0.6024	

パネル B: t 期の独立変数

Dep Var = $ForeignOwn_t$	Indep Var = t							
	Year = 2005 to 2008		Year = 2009 to 2011		Year = 2012 to 2019		Year = all (2005-2019)	
	Coef.	p-value	Coef.	p-value	Coef.	p-value	Coef.	p-value
Constant	-0.7706	<0.001	-0.6837	0.004	-0.9101	<0.001	-0.8386	<0.001
NumAnalysts	0.0074	0.004	0.0081	0.012	0.0070	<0.001	0.0072	<0.001
Ln(MV)	0.0353	<0.001	0.0316	0.004	0.0417	<0.001	0.0384	<0.001
MtoB	-0.0031	0.100	-0.0030	0.285	-0.0018	0.213	-0.0027	0.014
ROA	0.0402	0.260	-0.0217	0.424	0.0785	0.015	0.0307	0.158
SalesGrowth	-0.0020	0.685	-0.0057	0.631	-0.0170	0.019	-0.0099	0.044
DividendYield	0.0179	0.918	0.0950	0.453	0.0534	0.747	0.1209	0.243
PriceVolatility	0.6812	0.025	0.5767	0.102	0.3387	0.103	0.5565	0.001
DebtRatio	-0.0035	0.050	-0.0031	0.162	-0.0052	0.008	-0.0036	0.002
CashRatio	0.0698	0.019	0.0626	0.036	0.0580	0.001	0.0611	<0.001
ForeignSales	0.0538	0.016	0.0525	0.030	0.0513	0.001	0.0525	<0.001
NumDirectors	-0.0016	0.030	-0.0016	0.091	-0.0015	0.035	-0.0018	0.001
OutDirectorRatio	0.0611	0.024	0.0508	0.057	0.0553	0.001	0.0573	<0.001
Subsidiary	-0.0375	0.001	-0.0268	0.019	-0.0338	<0.001	-0.0332	<0.001
PriceTrend	-0.0048	0.108	-0.0088	0.341	-0.0092	<0.001	-0.0090	<0.001
Year fixed effect	Yes		Yes		Yes		Yes	
Industry fixed effect	Yes		Yes		Yes		Yes	
Firm fixed effect	No		No		No		No	
Firm clustering	Yes		Yes		Yes		Yes	
Year clustering	Yes		Yes		Yes		Yes	
# of observations	9,251		7,156		17,912		34,319	
adjR2	0.5871		0.5752		0.6317		0.609	

注：従属変数は $ForeignOwn_{i,t}$ であり、 t 期末時点の外国人持株比率である。 $NumAnalysts_{i,p}$ は証券アナリストの数である。 $Ln(MV)_{i,p}$ は時価総額の対数値。 $MtoB_{i,p}$ は時価簿価比率。 $ROA_{i,p}$ は総資産当期利益率。 $SalesGrowth_{i,p}$ は $p-1$ 期から p 期にかけての売上高成長率。 $DividendYield_{i,p}$ は配当利回り。 $PriceVolatility_{i,p}$ は株価ボラティリティ。 $DebtRatio_{i,p}$ は負債比率。 $CashRatio_{i,p}$ は現預金比率。 $ForeignSales_{i,p}$ は海外売上高比率。 $NumDirectors_{i,p}$ は取締役の人数。 $OutDirectorRatio_{i,p}$ は取締役にあたる社外取締役の比率。 $Subsidiary_{i,p}$ は子会社である場合に 1 をとるダミー変数。 $PriceTrend_{i,p}$ は株式リターン。

た。また、水準に関する分析では *pooled sample*、Fama-MacBeth (1973) の手法、期間の区分と
いった様々な方法で分析を行った。変化の分析では変化の変数を用いた分析に加えて、年度
固定効果と企業固定効果をモデルに組み入れた分析を補完的に行った。

証券アナリストの数 (*NumAnalysts*) に関する分析では、証券アナリストの数が多いほど
外国人持株比率が高いという分析結果を得た。宮島・保田・小川 (2015) では、2006 年から
2013 年のサンプルにおいて MSCI インデックスと外国人持株比率に負の関係性が発見され
ている。MSCI インデックスは投資ユニバースという意味合いがあるため証券アナリストの
数とは意味合いが異なるが、外国人持株比率が高い企業の情報環境は良いことが示唆され
る。また、変化に関する分析では、かならずしも明確な結果とは言えないが、証券アナリス
トの変化と外国人持株比率の変化の間に正の関係性が発見され、情報環境が向上するタイ
ミングで外国人持株比率が上昇することが示唆される。

株式時価総額 [$\ln(MV)$] の分析結果からは、外国人投資家が規模の大きな企業を選好す
ることが示唆される。変化に関する分析では、株式時価総額の変化と外国人持株比率の変化の
間に正の関係性が観察されているが、株式リターン (*PriceTrend*) の分析では株式リターン
と外国人持株比率の水準との間に負の関係性が観察された点には注意をして解釈する必要
がある。株式リターンという観点からはかならずしも外国人持株比率が高まるタイミン
グで株式リターンが高いというわけではないかもしれない。こうした株式リターンに関する
結果は総資産利益率 (*ROA*) や売上高成長率 (*SalesGrowth*) に関する分析とも整合的である
と言えるかもしれない。すなわち、変化に関する分析 (表 5) では統計的に有意な結果は得
られていない一方で、*pooled sample* を用いて年度固定効果と企業固定効果を組み入れたモ
デルにおける分析 (表 3) では $ROA_{i,t}$ および $SalesGrowth_{i,t}$ の係数が負であり、統計的に有意
となっている。また、水準に関する分析 (表 3 および表 4) では、 $ROA_{i,q}$ の係数は $t-1$ 期に
は正であり統計的に有意となっているが、 t 期には正であるものの統計的には有意とはなっ
ていない。同様に、表 3 では、 $SalesGrowth_{i,q}$ の係数が $t-1$ 期に統計的に有意ではないものの、
 t 期には負であり統計的に有意である。こうした分析結果は、外国人投資家の持株比率が高
くなった段階ではすでに売上高や利益として投資の結果が現れている可能性がある。井出
(2013) は外国人投資家が買い越した銘柄の利益率や株式リターンが売り越した銘柄のも
のよりも低く、また、買い越しが生じる前よりも利益率や株式リターンが低下していること
を示している。本稿の結果もこれらと整合的なものとなっており、外国人投資家は情報を豊
富に有しており、成長性が見込まれたり収益性の改善が見込まれる銘柄を情報に基づいて
取得している可能性が示唆される。

コーポレート・ガバナンスの観点からは、取締役の数少なく、社外取締役の割合が高い
企業の株式を外国人投資家が選好するという結果が観察されている。また、本稿の分析結果
では子会社である企業の株式を外国人投資家は選好しないということが示唆される。この
点は宮島・保田・小川 (2015) とは異なる点である。

以上のように、本稿では先行研究である宮島・保田・小川（2015）と整合的な結果とかならずしも整合的ではない結果が観察された。そうした要因には時系列での変化やリサーチ・デザインによる差があるかもしれない。情報環境（証券アナリスト）との関係性や、外国人投資家の保有タイミングと企業に成果が現れるタイミングの関係性など、本稿の分析からは先行研究では検討されていない新しい側面も観察することができた。現在、株式市場における外国人投資家の存在感は大きく、外国人投資家の企業行動への影響についての研究が様々な観点から望まれている。こうした研究のリサーチ・デザインを検討するにあたって本稿の分析結果が参考になるのではないだろうか。

参考文献

- 井出真吾（2013）「買ってはいけない!?外国人が大量に買った株」『ニッセイ基礎研 report』198、6-11 頁。
- 宮島英昭・保田隆明・小川亮（2015）「第 2 章 海外機関投資家の企業統治における役割とその帰結」『企業統治と成長戦略』東洋経済新報社、97-131 頁。
- Aggarwal, R., Erel, I., Ferreira, M., & Matos, P. (2011). Does governance travel around the world? Evidence from institutional investors. *Journal of Financial Economics*, 100(1), 154-181.
- Ahmadjian, C. L., & Robbins, G. E. (2005). A clash of capitalisms: Foreign shareholders and corporate restructuring in 1990s Japan. *American Sociological Review*, 70(3), 451-471.
- Ahmed, A. S., & Iwasaki, T. (2021). Foreign ownership, appointment of independent directors, and firm value: Evidence from Japanese firms. *Journal of International Accounting, Auditing and Taxation*, 43, 100401.
- Back, J. S., Kang, J. K., & Park, K. S. (2004). Corporate governance and firm value: Evidence from the Korean financial crisis. *Journal of Financial Economics*, 71(2), 265-313.
- Beuselinck, C., Blanco, B., & García Lara, J. M. (2017). The role of foreign shareholders in disciplining financial reporting. *Journal of Business Finance & Accounting*, 44(5-6), 558-592.
- Chen, J., Duh, R. R., Hsu, A. W. H., & Pan, C. M. (2015). Can Anglo-Saxon audit committee scheme improve earnings quality in non-Anglo-Saxon environments? *Journal of Contemporary Accounting & Economics*, 11(1), 61-74.
- David, P., Duru, A., Lobo, G. J., Maharjan, J., & Zhao, Y. (2022). Threat of Exit by Non-Blockholders and Income Smoothing: Evidence from Foreign Institutional Investors in Japan. *Contemporary Accounting Research*, 39(2), 1358-1388.
- Desender, K. A., Aguilera, R. V., Lópezpuertas-Lamy, M., & Crespi, R. (2016). A clash of governance logics: Foreign ownership and board monitoring. *Strategic Management Journal*, 37(2), 349-369.
- Douma, S., George, R., & Kabir, R. (2006). Foreign and domestic ownership, business groups, and firm performance: Evidence from a large emerging market. *Strategic Management Journal*, 27(7), 637-657.
- Fama, E. F., & MacBeth, J. D. (1973). Risk, return, and equilibrium: Empirical tests. *Journal of Political Economy*, 81(3), 607-636.
- Fang, V. W., Maffett, M., & Zhang, B. (2015). Foreign institutional ownership and the global convergence of financial reporting practices. *Journal of Accounting Research*, 53(3), 593-631.

- Ferreira, M. A., & Matos, P. (2008). The colors of investors' money: The role of institutional investors around the world. *Journal of Financial Economics*, 88(3), 499-533.
- Ferris, S. P., & Park, K. (2005). Foreign ownership and firm value: Evidence from Japan. In *Advances in Financial Economics*, Volume 11, Corporate governance (pp. 1-29). Emerald Group Publishing Limited.
- Han, M., Ding, A., & Zhang, H. (2022). Foreign ownership and earnings management. *International Review of Economics & Finance*, 80, 114-133.
- Hiraki, T., Ito, A., & Kuroki, F. (2003). Investor familiarity and home bias: Japanese evidence. *Asia-Pacific Financial Markets*, 10, 281-300.
- Gompers, P. A., & Metrick, A. (2001). Institutional investors and equity prices. *The Quarterly Journal of Economics*, 116(1), 229-259.
- Guo, J., Huang, P., Zhang, Y., & Zhou, N. (2015). Foreign ownership and real earnings management: Evidence from Japan. *Journal of International Accounting Research*, 14(2), 185-213.
- Kim, I., Miller, S., Wan, H., & Wang, B. (2016). Drivers behind the monitoring effectiveness of global institutional investors: Evidence from earnings management. *Journal of Corporate Finance*, 40, 24-46.
- Kim, J. B., Pevzner, M., & Xin, X. (2019). Foreign institutional ownership and auditor choice: Evidence from worldwide institutional ownership. *Journal of International Business Studies*, 50, 83-110.
- Lel, U. (2019). The role of foreign institutional investors in restraining earnings management activities across countries. *Journal of International Business Studies*, 50, 895-922.
- Mishra, A. V. (2014). Foreign ownership and firm value: Evidence from Australian firms. *Asia-Pacific Financial Markets*, 21, 67-96.
- Nagata, K., & Nguyen, P. (2017). Ownership structure and disclosure quality: Evidence from management forecasts revisions in Japan. *Journal of Accounting and Public Policy*, 36(6), 451-467.
- Tsang, A., Xie, F., & Xin, X. (2019). Foreign institutional investors and corporate voluntary disclosure around the world. *The Accounting Review*, 94(5), 319-348.
- Wei, Z., Xie, F., & Zhang, S. (2005). Ownership structure and firm value in China's privatized firms: 1991-2001. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 40(1), 87-108.