

# ゆうちょ資産研究

## —研究助成論文集—

第28巻

令和 3 年10月

### 〔研究論文〕

- ◇新型コロナウイルス感染症（COVID-19）が金融市場に及ぼすリスクの分析 ..... 1  
日本大学 商学部 教授 菅野 正泰
- ◇独立財政機関と国債市場：国際比較と日本への政策的含意 ..... 31  
神戸大学大学院 経済学研究科 准教授 宮崎 智視
- ◇経営者報酬契約と ESG 投資 ..... 51  
Khon Kaen University ビジネス・スクール associate professor 兼  
神戸大学経済経営研究所ジュニア・リサーチ・フェロー 佐藤 愛
- ◇非伝統的金融政策がマクロ経済変数に与えた影響 ..... 89  
横浜市立大学大学院 国際マネジメント研究科 客員准教授 中園 善行
- ◇定性情報が企業価値評価に与える影響 ..... 115  
九州大学 経済学研究院 准教授 三輪 宏太郎
- ◇商業銀行の役員報酬制度が金融システムの安定に及ぼす影響の実証分析 ..... 151  
Asia School of Business in collaboration with MIT Sloan  
ファイナンス助教授 竹井 郁夫

### 〔参 考〕

- ◇2019年度 研究助成募集要項 ..... 181
- ◇ゆうちょ財団の研究助成について ..... 183

# 新型コロナウイルス感染症(COVID-19)が 金融市場に及ぼすリスクの分析

日本大学 商学部 教授 菅野 正泰



## 要 約

本研究では、新型コロナウイルス感染症(COVID-19)の日本株市場に及ぼすリスクについて分析する。2021年3月現在、わが国における累積感染者数は475,343人に達する。COVID-19は、わが国において国民の生活様式や企業の経済活動に甚大な影響を与えており、企業価値の代理変数としての株価の変動をCOVID-19の感染者数の増加率との相互連関の観点で捉える。

COVID-19は、未曾有のパンデミックを引き起こし、ジョンズ・ホプキンス大学の調査によると、2021年3月28日現在、グローバルで累積死者数は約2.77百万人、累積感染者数は約126百万人に達する勢いであり、各国で大混乱を来している。パンデミックは、グローバルな規模で最も深刻な影響を及ぼす感染症の大流行を指す。2020年3月11日、世界保健機関は、COVID-19をグローバルパンデミックとして宣言した。また、金融リスク管理の観点では、パンデミックは世界金融危機(2007-2009年)と同様にシステムリスクに属するため、システムリスク管理を要する。

COVID-19がわが国金融経済に与えた影響は世界金融危機よりもはるかに大きくなる可能性は否定できない。こうした現下の状況を鑑み、本研究では、わが国の株式市場の動向を通して、地域別・業種別にCOVID-19が企業に与えた影響をリスク分析することを目的とする。地域別の視点からは、COVID-19の感染拡大状況が都道府県単位で大きく異なり、また、関連データが都道府県別に集計されており、その対比で企業業績の代理変数である株価との相関分析を行う。

国内経済では、直近のデータでみると、2020年1月以降の累計として、COVID-19関連倒産が1,661件発生し、その内訳は1,526件の法的整理、135件の事業停止となっている。業種別ランキングで見ると、飲食店(275件)が最も多く、建設・工事業(162件)、ホテル・旅館(97件)、食品卸(89件)で続く。建設・工事業は飲食店・小売店の休業や倒産増の影響によるほか、近時は資材の高騰・調達難の影響が大きい。COVID-19危機の収束が未だ見えない中で、その影響は益々長期化している。

したがって、本研究では、地域企業経済の代理変数としての都道府県・業種別の株価指数を合成し、その変動について COVID-19 の感染者数増加率との相互連関性の観点からリスク分析する。ここで、COVID-19 との相互連関を分析する上で、業種別の視点が必要である。現在、COVID-19 関連統計データは都道府県別に集計されている一方、都道府県別の株価指数データは公表されていないため、東証業種株価指数（33 業種区分）を基に、当該指数を構成する企業の本社所在地で区分した、都道府県・業種別の株価指数を合成する。累積感染者数が多い都道府県として、北海道、埼玉県、千葉県、東京都、神奈川県、愛知県、京都府、大阪府、兵庫県、および福岡県の 10 都道府県に注目する。

次に、合成株価指数と COVID-19 の感染者数増加率との相互連関性を分析するために、Engle（2002）が提示した多変量 GARCH モデルを導入し、動学的条件付相関(DCC)を計算する。計算の結果、わが国の COVID-19 感染者データが取得可能な 2020 年 3 月中旬から 2021 年 3 月末までの期間において、DCC は、都道府県と業種によって、正あるいは負の水準で推移したものと正負に大きく振れたものに分かれており、多くの都道府県・業種でボラタイルな変動が見られた。リモートワークやステイホームなどによる食料品や宅配便の需要増、COVID-19 による医療や保険のニーズ増、あるいは出入国制限措置による空運の需要減など、地域・業種による影響はさまざまである。

本研究は、わが国企業の株価と COVID-19 感染者数増加率との DCC を分析した点で、金融ファイナンス研究に貢献した。第 1 に、都道府県別かつ業種別の株価指数を開発した点が挙げられる。第 2 に、COVID-19 の感染拡大が顕著な都道府県に本社を置く企業の業績の代理変数としての合成株価指数収益率と COVID-19 感染者数増加率との動学的相関を、DCC 多変量 GARCH モデルを使ってリスク分析した点である。DCC は感染拡大期に急激に増加傾向に転じるなど、一定の相関予測力を示した。この分析により、地域・業種別に株価変動に対する COVID-19 の影響を可視化する事が可能となり、パンデミックリスク関連の金融研究に貢献した。

# 新型コロナウイルス感染症 (COVID-19) が 金融市場に及ぼすリスクの分析 \*

菅野 正泰 †

## 要旨

本研究では, 新型コロナウイルス感染症 (COVID-19) の日本株市場に及ぼすリスクについて分析する. 2021 年 3 月現在, わが国における累積感染者数は 475,343 人に達する. COVID-19 は, わが国において国民の生活様式や企業の経済活動に甚大な影響を与えており, 企業価値の代理変数としての株価の変動を, COVID-19 のリスクパラメーターである新規感染者数の増加率との相互連関の観点で捉える. 最初に, 東証第 1 部上場企業を都道府県別・業種別に分類した合成株価指数を開発する. 次に, 動学的条件付相関 (DCC)-多変量 GARCH モデルを使用して, わが国において COVID-19 が蔓延し始めた 2020 年 3 月から 2021 年 3 月末までの期間における合成株価指数と COVID-19 新規感染者数の増加率との DCC の推移について分析する. 本研究は, 今次コロナ危機下における地域・業種別の企業業績動向の観点で, 株価指数の変動と COVID-19 の感染拡大との相互連関リスクを予測分析するものであり, パンデミック下の金融市場分析の研究に貢献する.

キーワード: COVID-19; 合成株価指数; 動学的条件付相関 (DCC); 多変量 GARCH.

JEL 分類コード: D53; G10; G28; C51.

---

\* 本論文は一般財団法人ゆうちょう財団の 2020 年度研究助成制度の支援を受けて実施した研究の成果である. ここに謝してお礼したい.

† 日本大学商学部・商学研究科, e-mail: kanno.masayasu@nihon-u.ac.jp

## 1 はじめに

新型コロナウイルス感染症 (COVID-19; SARS-CoV-2 ウイルスによって発生) は、未曾有のパンデミックを引き起こし、ジョンズ・ホプキンズ大学の調査 (JHU, 2021) によると、2021 年 3 月 28 日現在、グローバルで累積死者数は約 2.77 百万人、累積感染者数は約 126 百万人に達する勢いであり、各国で大混乱を来している。

公衆衛生学では、感染は 3 種類、すなわち、エンデミック、エピデミック、およびパンデミックに分類されるが、感染の深刻度はこの順序で増加する。パンデミックは、エピデミックと類似した意味を持つが、グローバルな規模で最も深刻な影響を及ぼす感染症の大流行を指す (Vynnycky and White, 2010)。2020 年 3 月 11 日、世界保健機関 (WHO) は、COVID-19 をグローバルパンデミックとして宣言した。また、金融リスク管理の観点では、パンデミックは世界金融危機 (2007 年-2009 年) と同様にシステミックリスク<sup>\*1</sup>に属するため、システミックリスク管理を要する。

COVID-19 対策として、わが国政府は今日まで試行錯誤の政策を実施してきた。当該諸策の有効性には度々疑問の声が上がってきた。例えば、2020 年 5 月 4 日のプレス会議では、安倍晋三前首相は、抗インフルエンザウイルス薬アビガンの COVID-19 治療薬としての薬事承認を示唆したものの、2021 年 3 月末時点においても薬事承認が得られていない。一方、ワクチンに関しては、同 2 月 14 日にファイザー社に、同 5 月 21 日に武田／モデルナ社とアストラゼネカ社に対して薬事承認がなされ、同 2 月 17 日から医療従事者に対して先行接種が開始された。過去に発生したパンデミックである SARS (重症急性呼吸器症候群; SARS-CoV-1 ウイルスによって、2002 年に中国南部の広東省を起源として発生) や MERS (MERS-CoV ウイルスによって、2012 年に中東で発生) のワクチンが開発されなかったのに対して、COVID-19 のワクチンは今後の COVID-19 感染拡大抑制に期待されるが、本研究で考慮するデータ期間にはワクチン効果は織り込まれていない。

2020 年 4 月 7 日、安倍前首相は第一回目の緊急事態宣言を発令し、わが国経済が第 2 次大戦以来の最悪の危機に直面していると表明した。また、同 5 月 4 日、感染抑制の準備にはもう少し時間を要するというコメントに従い、緊急事態宣言は更に 1 カ月延長された。しかしながら、同 5 月 14 日には、緊急事態宣言は 39 道府県で解除され、その日は新しい日常生活に回帰するスタート日として刻まれた。同 5 月 25 日、安倍前首相は、「日本ならではのやり方で、わずか 1 カ月半で流行をほぼ収束させることができた。日本モデルの力を示した」と強調し、緊急事態宣言は完全解除された (出所: 2020 年 6 月 13 日の日本経済新聞)。更に、新型コロナウイルス専門家会議もまた同 6 月 24 日に廃止された。しかしながら、その後、東京都新宿区の夜の歓楽街での遊興に端を発する感染拡大第 2 波のおかげで、広範囲の年齢層で感染者数が急速に増加した。

2021 年 3 月末現在、COVID-19 の感染拡大の収束の見込みはないが、わが国政府の COVID-19 対策を評価することは、本研究の目的ではない。しかしながら、COVID-19 がわが国金融経済に

---

<sup>\*1</sup> 菅野 (2014) は、「金融システム全体あるいは一部の障害により顕現化し、実体経済に深刻な負の結果をもたらす潜在性を保有する、金融サービスのフローを途絶するリスク」と定義している。



与えた影響は世界金融危機よりもはるかに大きくなる可能性は否定できない。こうした現下の状況を鑑み、本研究では、わが国の株式市場の動向を通して、地域別・業種別に COVID-19 が企業に与えた影響を分析することを目的とする。地域別の視点からは、COVID-19 の感染拡大状況が都道府県単位で大きく異なり、また、関連データが都道府県別に集計されており、その対比で企業業績の代理変数である株価との相関分析を行うためである。

グローバルな視点では、例えば、2020 年 11 月 6 日現在、2021 年 3 月期のトヨタ自動車の営業利益は 46% 減少すると予想された（結果的には、その後の持ち直しにより、-10.0% の減少に留まった。）。この傾向は他の自動車製造企業にも当てはまり、多数の子会社、孫会社、および関連会社を抱える自動車産業への影響は甚大である。

対照的に国内経済では、直近のデータでみると、2020 年 1 月以降の累計として、COVID-19 関連倒産が 1,661 件発生し、その内訳は 1,526 件の法的整理、135 件の事業停止となっている。業種別ランキングで見ると、飲食店（275 件）が最も多く、建設・工事業（162 件）、ホテル・旅館（97 件）、食品卸（89 件）で続く。建設・工事業は飲食店・小売店の休業や倒産増の影響によるほか、近時は資材の高騰・調達難の影響が大きい（帝国データバンク、2021）<sup>\*2</sup>。COVID-19 危機の収束が未だ見えない中で、その影響は益々長期化している。

したがって、本研究では、地域企業経済の代理変数としての都道府県・業種別の株価指数を合成し、その変動について、COVID-19 のリスクパラメーターの新規感染者数増加率との相互関連性の観点からリスク分析する。ここで、COVID-19 との相互関連を分析する上では、業種別の視点が必要であることは言うに及ばず、加えて、COVID-19 関連データの集計区分を考慮する必要がある。すなわち、現在、COVID-19 関連統計データは都道府県別に集計されている一方、都道府県別の株価指数データは公表されていないため、本研究では、東証業種株価指数（33 業種区分）を基に、当該指数を構成する企業の本社所在地で区分した、都道府県・業種別の株価指数を合成するアイデア<sup>\*3</sup>を採用する。

本研究に着想した別の視点では、COVID-19 の感染拡大が進む中、世界中の金融研究者は金融市場経済に対する COVID-19 の影響について多大な関心を寄せている。こうした研究者の中には、学術雑誌で COVID-19 関連特集を組む者もでてきており、多くの研究者に社会的貢献を呼び掛けているという背景がある（Goodell, 2020）。COVID-19 危機は、医学者・医療関係者のみならず、経済・金融学者が協力して乗り越えなければならない人類共通の課題という認識の下、本研究を実施する。

2 節では、既存研究のレビューを行う。3 節では、本研究で使用する分析アプローチとデータについて検討する。4 節では、分析結果を提示し議論する。最後に、5 節で結論を述べる。

---

<sup>\*2</sup> 原則的に COVID-19 が倒産要因となったことを当事者あるいは代理人弁護士が認め、法的整理あるいは事業停止に至ったケースが対象となっている。個人事業主および負債 1,000 万円未満の倒産もカウントの対象（当社が定例的に行う統計調査の全国企業倒産集計は、負債 1,000 万円以上の法的整理を集計対象としている。）としているほか、事業停止後に法的整理に移行した場合、法的整理日を発生日としてカウントされている。

<sup>\*3</sup> そのほか、事業所所在地別、製品・サービスの主たる販売・提供地別など、分類の切り口はさまざま考えられるが、データベースの整備を考慮すると、これら分類は現実的ではないので、将来の課題とする。



## 2 文献レビュー

金融ファイナンス分野では、COVID-19 の感染拡大以前は、パンデミック関連の既存研究は、ほとんど知られていなかった。パンデミックはマクロ経済に深刻な影響を及ぼす一種のマクロストレスであるものの、COVID-19 のように金融経済にグローバルな影響をもたらすパンデミックは過去発生していない<sup>\*4</sup>。一方、感染症としてのパンデミックの研究は、これまで長きにわたり行われてきており、Vynnycky and White (2010) は、感染症の数理モデルの基本書である。また、Kiss ほか (2018) は複雑ネットワークを介して、ヒトからヒトへのウイルスの伝播に基づく感染の数理モデルを解説する。

パンデミック研究ではないが、感染症の数理モデルを使用した金融研究は、COVID-19 の感染拡大以前から幾つか行われてきた。例えば、Kanno (2015) は、Susceptible-Infected-Recovered-Dead (SIRD) モデルを適用して、世界金融危機後のわが国金融システムにおける連鎖破綻について分析した。SIRD モデルは、感染症の典型的な数理モデルである Susceptible-Infected-Recovered モデルに死亡 (Dead) 状態を付加したものであるが、Kanno (2015) は銀行の破綻状態を Dead 状態として考慮した。

COVID-19 が蔓延した 2020 年から 2021 年にかけては、金融ファイナンス分野においても、一部のジャーナルを中心として特集が組まれるなど<sup>\*5</sup>、短期間に幾つかの論文が発表されている。<sup>\*6</sup>

わが国企業・市場の関連では、菅野 (2020) は、COVID-19 感染拡大初期に影響が甚大であった北海道、東京都、および大阪府の特定業種（サービス業、小売業、輸送用機器、繊維製品、空運業、および医薬品）について、都道府県別かつ業種別に合成した株価指数と感染者数（入院等の患者数）の関係を相関分析した。Kanno (2021a) は、本研究の原型となる研究であるが、COVID-19 新規感染者数の日次差分と株価収益率との関係を動学的条件付相関（DCC）型多変量 GARCH モデルを使い、2020 年 10 月中旬までの期間における相互関連性を分析した。また、Kanno (2021b) は、わが国の COVID-19 感染拡大状況を SIRD モデルでモデル化し、モデルから COVID-19 の感染リスクパラメーターの基本再生産数を日々計算し、COVID-19 の感染拡大状況と企業の信用リスクの相互関連性を複雑ネットワーク理論を使い分析した。

国内外の株式市場の観点では、Goodell and Huynh (2020) が 2019 年 12 月 9 日から 2020 年 2 月 28 日までの 49 業種のアブノーマルリターンを分析した。Shehzad ほか (2020) は、漸近的べき型 GARCH モデルを採用し、COVID-19 は米国と日本の株式市場にかなりの影響を与えていることを明らかにした。Mazur ほか (2021) は、COVID-19 を起因とする 2020 年 3 月の世界的な株式市場のクラッシュ時の米国株式市場のパフォーマンスを調査した。Akhtaruzzaman ほか (2021)

---

<sup>\*4</sup> パンデミックインフルエンザ (H1N1) が 2009 年から 2010 年にかけて世界的に流行し、感染者数 60.8 百万人、米国の入院者数 195,000 人から 402,000 人、推定死者数 284,000 人とされるが、世界経済への影響は限定的であった (Wu and Olson, 2020)。

<sup>\*5</sup> 例えば、Finance Research Letters, Research in International Business and Finance, および International Review of Financial Analysis（何れもエルゼビア社発行）などが挙げられる。

<sup>\*6</sup> 以下の文献が特集による発行であるかは定かでない。

は、中国と G7 諸国の株価収益率間の DCC が、金融機関・非金融機関を問わず、COVID-19 期間中に相当程度増加したことを示した。Zaremba ほか (2020) は、非製薬企業の介入がかなり株式市場のボラティリティを増加させることを示した。Ashraf (2020) は、2020 年 1 月 22 日から 2020 年 4 月 17 日迄の期間に対する 64 カ国の COVID-19 の日次ベースの確定感染者数と死者数および株式市場データを使い、株式市場の COVID-19 の反応を調査した。Okorie and Lin (2021) は、株式市場への COVID-19 のフラクタルな連鎖の影響を調査した。

### 3 分析アプローチとデータ

本研究は、DCC に基づき、企業業績の代理変数としての地域別業種別株価指数の収益率に対する COVID-19 のインパクトを分析する。

#### 3.1 分析アプローチ

■**合成株価指数** 東証株価指数 (TOPIX) を構成する企業の株価を使用して、都道府県別株価指数を合成する。現在、TOPIX はわが国全体の経済動向を表す代表的な株価指数として使われている。TOPIX の算出対象は、東証第 1 部に上場する内国普通株式全銘柄であり、1968 年 1 月 4 日現在の時価総額を 100 として計算され、以降の全時価総額が指数化されている (東京証券取引所, 2020)。

また、東証株価指数 33 業種は、TOPIX を 33 業種に分類した株価指数である (付録 A 表 8)。各企業を業種および本社所在地の都道府県に再割り当てすることで、都道府県別かつ業種別に調整した株価指数の開発が可能となる。

現在、世界の株価指数の太宗は、TOPIX, S&P500 種株価指数、米ナスダック総合指数のように、時価総額で加重した指数である。時価総額で加重するということは、上場株式の時価総額の合計値は、ある時点の当該指数の時価総額 (企業価値を表す数値。株価に上場株式数を掛けて計算される。) の合計で割って計算される。この数値は、計算時点で時価総額がどれだけ増減したかを表すために、過去時点における価値と比較される。そのため、資産としての株式の価格変化を表す。

時点  $t$  における都道府県  $i$ 、業種  $j$  の合成株価指数  $Index_{i,j,t}$  の計算式は次式となる。

$$Index_{i,j,t} = \frac{\sum_{k \in K_{i,j}} l_{k,t} P_{k,t}}{\sum_{k \in K_{i,j}} l_{k,0} P_{k,0}} \times SV_{i,j,0} \quad (1)$$

ここに、 $l_{k,t}$  および  $P_{k,t}$  は、それぞれ、発行済調整株式数<sup>\*7</sup>と、時点  $t$  において、都道府県  $i$ 、業種  $j$  に属する企業  $k$  の株価である。 $SV_{i,j,0}$  は時点 0 における都道府県  $i$ 、業種  $j$  に関連した指数の基準値である。

<sup>\*7</sup> この数値は基本的に発行済株式数と同じであるが、株式分割や日本電信電話株式会社や日本郵便株式会社など、政府保有株式がある場合には同じとならない。

■**動学的条件付相関** 動学的条件付相関 (DCC) を計算するために, Engle (2002) が提示した多変量 GARCH モデルを導入する. このモデルは動学的多変量回帰モデルであり, 条件付誤差分散と共分散が自己回帰移動平均構造に従う. DCC 多変量 GARCH モデルは, 条件付誤差共分散行列をモデル化するために, 時間変動の交差方程式のウェイトを持つ 1 変量 GARCH モデルの非線形結合を使用する.

DCC 多変量 GARCH モデルでは, DCC は次式で定義される.

$$\rho_{ij,t} = \frac{h_{ij,t}}{\sqrt{h_{ii,t}h_{jj,t}}} \quad (2)$$

ここに,  $h_{ii,t}$  および  $h_{jj,t}$  ( $i, j = 1, 2, \dots, m$ ; 従属変数の数) は,  $m \times m$  の攪乱項の時間変動条件付共分散行列  $\mathbf{H}_t$  の対角成分で 1 変量 GARCH 過程に従い,  $h_{ij,t}$  は行列  $\mathbf{H}_t$  の非対角成分の非線形関数である.  $\rho_{ij,t}$  は動学的過程に従う.

DCC 多変量 GARCH モデルの詳細は, 以下の通りである (Engle, 2002).

$$\begin{aligned} \mathbf{y}_t &= \mathbf{C}\mathbf{x}_t + \boldsymbol{\epsilon}_t \\ \boldsymbol{\epsilon}_t &= \mathbf{H}_t^{1/2}\boldsymbol{\nu}_t \\ \mathbf{H}_t &= \mathbf{D}_t^{1/2}\mathbf{R}_t\mathbf{D}_t^{1/2} \\ \mathbf{R}_t &= \text{diag}(\mathbf{Q}_t)^{-1/2}\mathbf{Q}_t\text{diag}(\mathbf{Q}_t)^{-1/2} \\ \mathbf{Q}_t &= (1 - \lambda_1 - \lambda_2)\bar{\mathbf{R}} + \lambda_1\tilde{\boldsymbol{\epsilon}}_{t-1}\tilde{\boldsymbol{\epsilon}}_{t-1}' + \lambda_2\mathbf{Q}_{t-1} \end{aligned} \quad (3)$$

ここに,  $\mathbf{y}_t$  は  $m \times 1$  の従属変数ベクトル ( $m$ : 従属変数の数),  $\mathbf{x}_t$  は  $n \times 1$  の独立変数ベクトル ( $n$ : 独立変数の数),  $\mathbf{C}$  は  $m \times n$  のパラメーター行列,  $\mathbf{H}_t^{1/2}$  は時間変動の条件付共分散行列  $\mathbf{H}_t$  をコレスキー分解した行列,  $\boldsymbol{\nu}_t$  は正規独立同一分布に従う変数ベクトルである.  $\mathbf{D}_t$  は条件付分散  $\sigma_{k,t}^2$  ( $k = 1, 2, \dots, m$ ) を対角成分とする対角行列で,  $\sigma_{k,t}^2$  は次式の 1 変量 GARCH モデルに従う.

$$\sigma_{k,t}^2 = \exp(\gamma_k \mathbf{z}_{k,t}) + \sum_{l=1}^{p_k} \alpha_l \epsilon_{k,t-l}^2 + \sum_{l=1}^{q_k} \beta_l \sigma_{k,t-l}^2 \quad (4)$$

ここに, 系列  $k$  に対して,  $\gamma_k$  は  $1 \times p$  のパラメーターベクトル,  $\mathbf{z}_k$  は  $p \times 1$  の定数項を含む独立変数ベクトル,  $\epsilon_k$  は平均 0, 分散 1 の標準化した攪乱項,  $\alpha_l'$  は ARCH パラメーター, および  $\beta_l'$  は GARCH パラメーターである.  $p_k$  と  $q_k$  は, それぞれ ARCH 項と GARCH 項のラグ数である.  $\mathbf{R}_t$  は条件付疑似相関行列 ( $\rho_{ij,t}$ ) $_{1 \leq i, j \leq m}$ ,  $\tilde{\boldsymbol{\epsilon}}_t$  は  $m \times 1$  の標準化残差ベクトル  $\mathbf{D}_t^{-1/2}\boldsymbol{\epsilon}_t$ ,  $\mathbf{Q}_t$  が定常ならば  $\bar{\mathbf{R}}$  は  $\tilde{\boldsymbol{\epsilon}}_t$  の非条件付共分散行列の加重平均, および  $\lambda_1$  と  $\lambda_2$  は条件付疑似相関の変動を統制する非負のパラメーターで,  $0 \leq \lambda_1 + \lambda_2 < 1$  を満たす.

Stata 17 を使って DCC GARCH モデルを推定するため, 平均方程式における ARCH 項の  $p_k$  と GARCH 項の  $q_k$ , 定数項の有無, および誤差分布の仮定 (正規分布か  $t$  分布の選択) を設定する必要がある. 更に, 多変量回帰モデルの最適化アルゴリズムの観点で, Berndt-Hall-Hall-Hausman (BHHH) アルゴリズムを採用する. 最大反復回数は 5,000 回, 収束許容値のパラメーターはデフォルトに設定する (Gould ほか, 2010). 計算負荷を軽減するために, モデルの従属変数として,

COVID-19 の 7 日間移動平均日次増加率の他に、7 ないしは 10 業種の株価指数日次収益率をグループ化して最適化する。

## 3.2 データ

■**株価データ** 本研究は、DCC を計算するために十分な日次データを必要とする。この目的のために、株価時価と当該企業の発行済株式数を入手するためにプロネクサス社の eol データベースが使用される。TOPIX 構成企業は 2020 年 3 月末現在 2,169 社ある。

東証第 1 部上場企業の本社は、大概、東京に集中しており（集中度 68%）、あらゆる業種の企業の本社が所在するのは東京に限られる。一方、東京都以外の道府県においては、当該道府県特有の業種の企業業績を反映した株価収益率の変動と COVID-19 の感染者数の増減率との関係を調べる事が可能となる。東証第 1 部は主として大企業から構成されるが、製造業のような業種の企業は、必ずしも従業員が本社に集中しているわけでもない。しかしながら、本社所在地に人的資源を集中することは、COVID-19 と当該地域の企業の株価変動との関係を理解する上で利用できる数少ない方法の一つであることに留意したい。

分析対象は COVID-19 の影響により倒産あるいは事業停止に追い込まれた企業が多数存在する業種、特に、COVID-19 により需要が大きく減退した「輸送用機械・器具製造業」や「航空運輸業」のほか、「旅館・ホテル」（東証 33 業種の区分ではサービス業に含まれる）、「飲食店」（33 業種の区分では小売業に含まれる）、「アパレル・雑貨小売店」（33 業種の区分では、それぞれ繊維製品と小売業に含まれる）が該当する。こうした信用調査機関の設定する業種分類は、必ずしも東証株価指数 33 業種と完全に一致するわけではないが、上場企業の業種分類である東証株価指数 33 業種と紐づけが可能である。対照的に、COVID-19 の感染拡大の緩和に貢献が期待される産業である製薬会社（東証 33 業種の区分では医薬品に含まれる）も含まれており、ワクチンや検査機器を開発し、業績の向上が期待される。要約統計量を表 1 に示す。ルート t 倍法で 1 年 250 営業日を仮定し、株式市場の収益率のボラティリティを年率で求めると、27.8% というボラタイルな数字が得られた。

表 1: 2020 年 1 月 6 日～2021 年 3 月 31 日間の日次収益率の要約統計量

変数	観測数	Q1	Q2	Q3	Q4	平均値	標準偏差
株式市場収益率	2169	-1.45%	-0.04%	1.30%	952.67%	-0.01%	1.76%
東証 33 業種収益率	33	-0.92%	0.00%	0.98%	19.30%	0.04%	1.86%

注: Q1 から Q4 は、それぞれ第 1 四分位数から第 4 四分位数を表す。

■**COVID-19 データ** わが国における COVID-19 関連統計では、2020 年 3 月中旬から同 5 月 7 日までは、都道府県から「感染症の予防及び感染症の患者に対する医療に関する法律」（通称、感染症法）第 12 条に基づいて報告された感染状況を厚生労働省が精査した上で公式発表されていた。

しかしながら、同 5 月 8 日からは、都道府県が独自に発表した数字を積み上げる形で公式発表されている。この基準変更によって前日との継続性がない日は新規増減を 0 と見なすなど、集計処理が行われている（東洋経済オンライン編集部, 2021）。

図 1 は、都道府県別の日々の新規感染者数を表しており、曜日に応じた数値であることがわかる。曜日別の検査数に大きな変動があるため、分析では新規感染者数カーブの平滑化のために 7 日間移動平均をとる。更に、相関分析を実施するために、日次株価指数収益率に対応して、新規感染者数の 7 日間移動平均の日次増加率を計算する。ただし、前日に平均がゼロの翌日の増加率は 0 とする。

累積感染者数が多い都道府県として、北海道、埼玉県、千葉県、東京都、神奈川県、愛知県、京都府、大阪府、兵庫県、および福岡県の 10 都道府県に注目し、COVID-19 感染拡大リスクの株式市場への影響を分析する。

北海道では、2020 年当初、感染は中国人旅行者に集中していたものの、複数のクラスター後まもなく、患者数の大規模増加が歓楽街を要する札幌市で発生した。東京都と首都圏の埼玉県、千葉県および神奈川県は、いうまでもなく、日本経済の中心であり、東証第 1 部の企業の多くが集中している。大阪府は関西圏の商工業の中心であり、大企業が近府県より集中している。また、大阪府は人々が密集する歓楽街が多くあり、その結果、多くの入院感染者の発生地域でもある。京都はわが国を代表する観光地であり、兵庫県は国際都市神戸市を要する国内外の往来が活発な地域である。福岡県は九州地方の最大の商業圏である。

## 4 分析結果と考察

本節では、実証分析の結果を示す。表 2 は都道府県別・業種別の日次株価指数収益率の要約統計量を示す。当該企業の約 39% に相当する 854 社は、東京都に本社を置き、第 2 位の大阪府には 206 社が本社を置き、第 3 位の愛知県には 107 社が本社を置く。合成指数収益率の全国平均は 0.0029% で、10 都道府県（計 192 業種）の指数収益率の平均は 0.4380% である。この差は、2020 年 3 月の COVID-19 感染拡大による世界的な株価の下落から、その後の株価回復が、選択した 10 都道府県の方が残された県よりも遥かに大きいことを示している。

表 3 から表 7 に、DCC 多変量 GARCH モデルの最適化の結果を示す。各表中の業種名は、表 8 の英語名（ショート）を指す。最適化において平均方程式の定数項を無しの設定で、また、式 (4) における誤差分布を正規分布あるいは  $t$  分布に仮定して、ARCH 項に対して  $p = 2, 1, 0$ 、GARCH 項に対して  $q = 1, 0$  を指定して<sup>\*8</sup>、ラグ数を減らす方向にしらみつぶし探索を実施した。最適化されたモデルは、表 3 から表 7 のヘッダーに示す。

最適化の結果、新規感染者数が時期によって少ない都道府県のモデルの中には、7 日間移動平均をとっても、その増加率がゼロにならないまでも僅少で、一旦増加傾向に転じると、通期でみると相当ボラティルな推移であるため（原データの段階で相当程度ボラティルであることは、図 1 を見

<sup>\*8</sup>  $p_k = 0, q_k = 0$  は、式 (4) において、それぞれ ARCH 項あるいは GARCH 項がないケースに対応する。



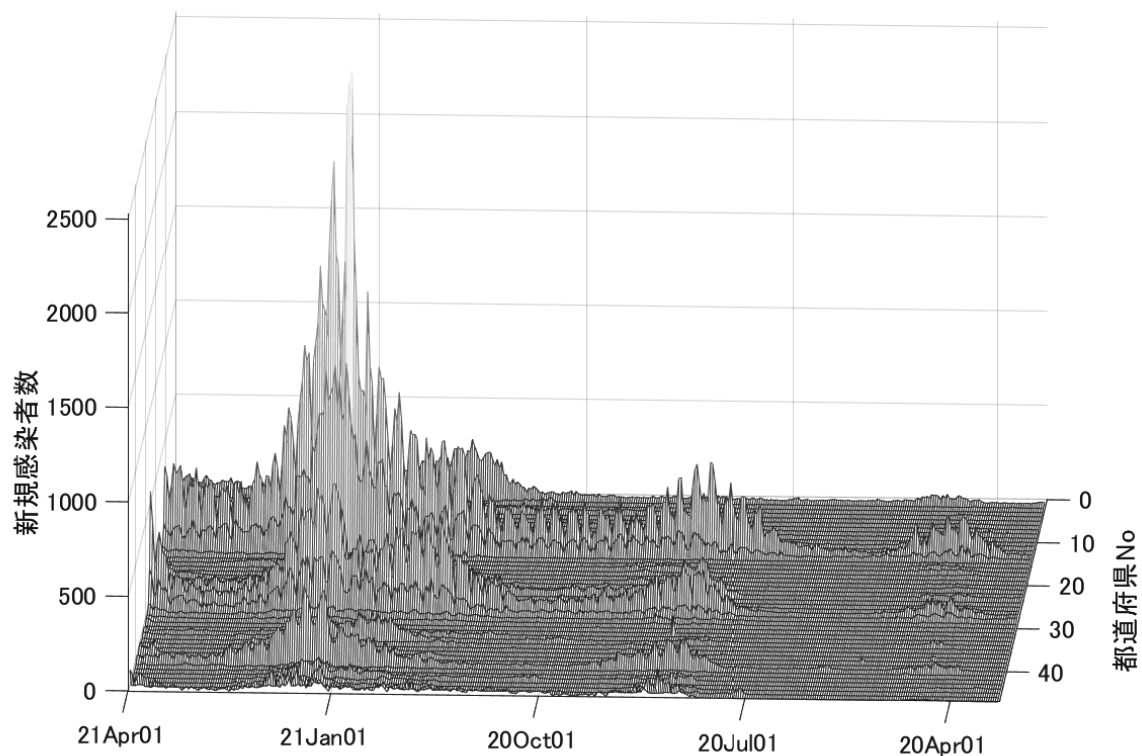


図 1: 都道府県別 COVID-19 新規感染者数の日次推移 (2021 年 3 月末迄)

**データソース：** 都道府県からの報告を厚生労働省が精査後公表したデータ (2020 年 5 月 7 日迄)、および都道府県が独自に発表したデータ (2020 年 5 月 8 日以後) を東洋経済オンライン編集部で集計したデータセット。

**注：** 都道府県 No; 1: 北海道; 11: 埼玉県; 12: 千葉県; 13: 東京都; 14: 神奈川県; 23: 愛知県; 26: 京都府; 27: 大阪府; 28: 兵庫県; 40: 福岡県。

れば予想できよう.)、GARCH 項のないモデルしか最適化できないケースが幾つか生じた\*<sup>9</sup>。頑健性のチェックの観点では、表 3 から表 7 のヘッダーに誤差分布の仮定 (正規分布あるいは  $t(3)$  分布) と、平均方程式の係数が全てゼロという帰無仮説に対するモデルの適合度を調べるためのワルド検定の結果を示す。ワルド検定の結果、全てのモデルで有意水準 1% で統計的に有意であることが示された。また、モデルの各変数の係数の統計的有意性について、表 3 から表 7 に結果を示す。有意水準 1%, 5%, あるいは 10% で統計的に有意を示す係数が多い結果となった。

図 2 から図 7 は、10 都道府県における都道府県別業種別株価指数の日次収益率と COVID-19 新

\*<sup>9</sup> そのような地域のモデルでは、BHHH アルゴリズムのほかに幾つかアルゴリズムを適用し、最大反復回数を引き上げてみたものの、GARCH 項のあるモデルでは最適化が達成されていない。

規感染者数の7日間移動平均増加率間のDCCを示し、“Corr pred”と標記する。各パネルに見られるように、DCCは、都道府県と業種によって、正あるいは負の水準で推移したものと正負に大きく振れたものに分かれており、多くの都道府県・業種でボラタイルな変動が見られた。したがって、DCCが正あるいは負の水準でほぼ一貫して推移した都道府県・業種と、特徴的に大きく変動した都道府県・業種について検証した結果を以下に示す。

北海道(図2)では、小売業が2020年3月の感染拡大の時期からDCCが最も高水準で推移した。すなわち、北海道の小売業には、ニトリホールディングスやイオン北海道のような家具店や大規模スーパーマーケットが最初の緊急事態宣言下でも営業して業績を伸ばすことが可能であったためである。こうした企業には平時よりも顧客が来店し、株価が増加した。

埼玉県(図2)では、DCCが正で推移する業種と負で推移する業種に2分化され、食料品、電気機器、情報通信、陸運、小売業などは、一貫して正の水準で推移した。これら業種は、在宅勤務による需要増が見込まれる業種である。一方、鉄鋼、銀行、およびサービス業などでは、DCCは一貫して大幅に負で推移しており、コロナ禍による需要減が大きく響いた。特に鉄鋼は、2020年上期においては感染拡大の影響を受け、鉄鋼需要が急激に減少し、下期になっても、DCCは-10%前後で低位に推移した。

千葉県(図2)では、2020年3月の感染拡大時期こそ、電気機器のDCCが飛びぬけて大きく正に触れたものの、その後は全業種とも一貫して負の水準で推移した。特に食料品と不動産では、DCCの水準は2020年6月まで急激に低下し、その後も-12%から-5%の間で大幅に負の状態に推移した。

東京都(図3)では、食料品、医薬品、情報通信、および保険業などの業種が、ほぼ一貫して正の高水準で推移した。リモートワークやCOVID-19による医療や保険のニーズ増を反映したものである。特に医薬品に関しては、2020年3月の感染拡大期より、DCCは10%超から20%超の間で高水準で推移した。対照的に、繊維製品、鉄鋼、空運などの業種では、リモートワークによる衣類の需要減、自動車メーカー等の需要減、あるいは出入国制限措置などが大きく影響した。また、電気・ガス業は、2020年下期から、DCCが-10%から20%までほぼ一貫して上昇しており、リモートワークによる住居用ガスの需要増などが貢献した。

神奈川県(図4)では、2つ目と3つ目のモデル(何れもARCH(1) GARCH(1), t(3)分布)において、2020年3月の世界的な株価暴落時にDCCの大きな変動が見られたものの、その後は一定水準に収斂した。化学、陸運、卸売業などで、DCCは、ほぼ一貫して正の値で推移した。これに対して、金属製品、食料品、サービス業、倉庫・運輸関連業など多くの業種で負の水準で推移した。

愛知県(図4-図5)では、ゴム製品、倉庫・運輸関連業、卸売業などで、DCCはほぼ一貫して正の値で推移した。これに対して、トヨタ自動車に属する輸送用機器では、DCCはほぼ一貫して負の水準で推移した。なお、ゴム製品を構成する企業は住友理工の1社のみであり、トヨタ自動車向け自動車用ゴム製品のほか、各種建築物向け制震システムなど広範な事業展開を行っている。2020年初から3月にかけて、感染拡大の影響で自動車販売の低下を受け、当社の株価は大きく下げたものの、その後は横ばいから微増傾向に転じたため、ゴム製品のDCCは正の値で推移したことになる。



京都府（図 5）では、2 つ目のモデル（ARCH(1,2) GARCH(1),  $t(3)$  分布）において、2020 年 3 月の株価暴落時に DCC は何れの業種でも大きな変動が見られたものの、その後は一定水準に収斂した。情報通信、倉庫・運輸関連業、および陸運などで、2020 年 3 月の感染拡大期には、一時大きな変動があったものの、その後は一貫して正の値で推移した。宅配便の子会社を要する佐川ホールディングスは陸運業を代表する企業であるが、リモートワークの需要増を反映した。また、食料品等でも、ボラタイルな変動を示しながらも、DCC はほぼ一貫して正の値で推移した。

大阪府（図 6）では、COVID-19 の第 2 波を 2020 年 6 月 14 日から 9 月 21 日と定義している。第 2 波が始まった 6 月中旬は、合成株価指数は多くの業種で上昇傾向に転じており、ほぼ全業種で DCC が正の拡大方向に大きく振れ、DCC の相関予測が顕著に表れた時期である。輸送用機器、精密機器、電気・ガス業などの業種で、リモートワークやステイホームなどによる需要増を反映して、DCC はほぼ一貫して正の値で推移した。対照的に、ガラス・土石製品、陸運、小売業、倉庫・運輸関連業などでは、DCC は一貫して負の値で推移した。繊維製品は、2021 年 1 月以降、DCC が大きく増加し、COVID-19 関連需要を見込んだ。

兵庫県（図 6-図 7）では、化学や輸送用機器を始めとして多くの業種で、DCC が負の水準で推移した。卸売業は、2020 年 11 月上旬より正に転化した。

福岡県（図 7）では、電気機器、電気・ガス業、不動産業など一部の業種では、一貫して正の水準で推移したが、残りの多くの業種では、負の水準で推移した。特に、陸運業は負の水準で推移しており、COVID-19 の影響で需要減となる企業が見られた。

上記の分析結果を考慮し、DCC GARCH モデルの適用の限界に触れたい。本研究では、COVID-19 感染リスクパラメーターとして 7 日間移動平均の増加率を採用した。このデータ処理は、曜日に応じた新規感染者数の変動を平滑化する観点では、一般的に行われている処理である。一方、DCC GARCH モデルを使用する場合には、確率過程の異なる変数間の条件付分散に対する自己回帰過程を考慮することになるため（式 4）、感染拡大が急激に進展する場合には、最適化がうまくできない可能性がある。

## 5 結論

本研究は、わが国における COVID-19 感染者データが取得可能な 2020 年 3 月中旬から 2021 年 3 月末までの期間において、わが国企業の株価と COVID-19 感染者数増加率との DCC を分析した点で、金融ファイナンス研究に貢献した。第 1 に、東証第 1 部に上場する全ての内国普通株式のデータを使用して、都道府県別かつ業種別の株価指数を開発した。この合成株式指数は、今次コロナ危機における地域経済状況を業種別に表す指標としての役割を果たす。第 2 に、COVID-19 の感染拡大が顕著な都道府県に本社を置く企業の業績の代理変数としての合成株価指数収益率と COVID-19 感染者数増加率との動学的相関を、DCC 多変量 GARCH モデルを使って分析した。DCC は感染拡大期に増加傾向に転じるなど、一定の相関予測力を示した。この分析により、地域・業種別に株価変動に対する COVID-19 の影響を可視化する事が可能となり、パンデミックリスク管理に関連した金融研究に貢献した。

COVID-19 感染拡大からそれほど時間が経過していないため、本研究で使用した金融関連データについては、データ量の確保の観点から、日々の株価データに制約された。将来の研究として、企業財務データ、マクロ経済データや株式以外の各種金融証券データの活用が期待される。また、基本再生産数や実行再生産数など、COVID-19 感染対策に利用されているリスクパラメーターを推計し、金融市場との相関予測する研究を今後の課題としたい。



業種	19	20	21	23	26	27	28	29	32	33	2	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17
観測数	2	2	2	1	1	1	2	1	1	2	7	14	4	5	11	2	34	1	1	7	1	3	2	15
Q1	-11	-10	-12	-12	-10	-6	-9	-11	-13	-13	-7	-10	-9	-11	-8	-11	-9	-8	-16	-9	-10	-13	-9	-10
Q2	1	-0	-2	0	1	1	-0	1	0	0	-0	-1	-1	-0	-1	1	1	-0	-0	-0	0	-1	1	-1
Q3	12	12	12	15	11	7	8	13	15	15	7	9	8	13	8	9	11	8	14	9	9	11	12	13
Q4	63	97	94	166	97	78	63	77	95	65	56	87	67	75	60	94	68	83	101	145	80	101	62	75
平均値	1	-0	-1	0	-0	-0	-0	1	1	-0	-0	-0	-0	0	-0	0	-0	-0	-1	1	-0	0	1	1
標準偏差	18	25	24	47	23	21	16	22	29	25	14	18	19	21	15	18	23	16	25	21	19	23	17	18
都道府県	27	27	27	27	27	27	27	27	27	27	27	27	27	27	28	28	28	28	28	28	28	28	28	28
業種	18	19	20	21	22	23	26	27	28	29	30	31	33	2	4	5	6	7	8	10	11	12	13	14
観測数	3	11	1	2	2	7	4	33	22	2	2	1	9	5	1	1	2	1	2	7	2	4	3	5
Q1	-10	-9	-10	-10	-7	-13	-9	-6	-8	-14	-10	-12	-9	-7	-13	-6	-12	-12	-19	-9	-13	-13	-16	-14
Q2	-1	0	3	1	-0	-2	-1	1	0	-2	0	-2	1	0	0	1	2	1	-3	-0	0	-1	-1	-0
Q3	9	9	16	8	9	10	9	8	9	13	13	11	9	8	10	7	15	9	11	8	12	14	15	13
Q4	83	66	66	46	66	91	78	58	49	148	89	100	71	67	145	97	86	106	106	59	95	93	101	90
平均値	0	-0	0	-0	-0	-1	0	1	0	-6	1	-2	0	0	-1	0	1	-1	-2	-0	1	0	0	1
標準偏差	18	17	38	16	16	21	18	14	16	104	23	48	18	15	24	19	22	22	28	16	22	23	26	24
都道府県	28	28	28	28	28	28	28	28	28	28	40	40	40	40	40	40	40	40	40	40	40	40	40	40
業種	15	16	17	19	21	23	26	27	28	33	2	3	5	7	17	20	21	22	23	27	28	29	32	33
観測数	2	8	5	1	2	2	2	5	5	1	3	1	2	2	3	2	4	2	2	6	6	2	1	1
Q1	-9	-8	-9	-21	-13	-8	-11	-11	-13	-12	-7	-13	-9	-11	-11	-15	-13	-11	-11	-8	-9	-13	-6	-8
Q2	0	1	2	-0	0	-1	0	0	3	0	1	-1	0	1	1	-1	1	0	0	-1	1	0	0	0
Q3	12	9	12	17	12	8	10	12	16	10	8	12	11	12	14	14	12	9	8	8	10	13	8	9
Q4	115	87	89	201	85	114	110	65	100	111	56	92	89	111	115	165	91	111	92	61	87	82	77	152
平均値	-1	0	1	-0	-0	-0	-0	-1	0	0	0	-1	1	1	1	-1	0	1	-1	-0	1	-0	1	-1
標準偏差	37	17	20	35	23	16	19	37	43	26	15	22	19	22	23	28	24	18	19	15	18	22	20	30

注: Q1 から Q4 は、それぞれ第1 四分位数から第4 四分位数を表す。都道府県 No: 1: 北海道; 11: 埼玉県; 12: 千葉県; 13: 東京都; 14: 神奈川県; 23: 愛知県; 26: 京都府; 27: 大阪府; 28: 兵庫県; 40: 福岡県。業種 No については表 8 を参照されたい。観測社数の合計は 1,477 社。

表 3: DCC 多変量 GARCH モデルの推定結果 (1/5)

北海道 (8 業種)			埼玉県 (16 業種)			千葉県 (10 業種)															
正規分布, Prob>chi2=0.000 ARCH(1,2) GARCH(0)			正規分布, Prob>chi2=0.000 ARCH(1,2) GARCH(0)			正規分布, Prob>chi2=0.000 ARCH(1,2) GARCH(0)															
係数			係数			係数															
P>z			P>z			P>z															
水産・農林業	食料品	arch	0.000	0.396***	0.000	0.226**	0.017	arch	0.433**	0.023	L1.	0.579									
		L1.											0.086*	0.099	cons	0.080	0.539				
		L2.																0.000**	0.000	建設業	0.001***
		cons																			
	食料品	0.085	0.277	L1.	0.000																
	arch					0.040	0.312	L2.	0.021												
	L1.									0.001***	0.000	機械	0.706								
	L2.													0.001***	0.000	L1.	0.001***				
	cons	情報・通信業	0.098	0.495																	
	化学				0.623	0.446	arch	0.250													
	arch								0.091	0.000	L1.	0.001***									
	L1.												0.038	0.000**	cons	0.100					
	L2.	0.000***	0.000	L1.													0.001***				
	cons				ゴム製品	0.449**	0.024														
	サービス業							0.205*	0.259	L1.	0.237										
	arch											0.000***	0.000	cons	0.000***						
L1.	輸送用機器	0.540***	0.000	0.076																	
L2.					0.110	0.199	L1.									0.733					
cons								0.000***	0.000	L2.	0.000***										
鉄鋼												0.000***	0.000	cons	0.001***						
arch	小売業	0.358*	0.098	陸運業													0.000				
L1.					0.143*	0.062	arch									0.301					
L2.								0.006	0.795	L1.	0.000										
cons												0.000***	0.000	cons	0.000***						
機械	0.000***	0.000	L2.	0.056																	
arch					0.079*	0.056	arch									0.000					
L1.								0.020	0.656	L1.	0.057										
L2.												0.000***	0.000	cons	0.000***						
cons	不動産業	0.001***	cons	0.000																	
銀行業					電気機器	0.094	arch									0.272					
arch								0.573	L1.	L1.	0.000										
L1.												0.035	0.238	L2.	0.000						
L2.	0.000***	0.000	cons	0.000																	
cons					CaRatio	0.001***	cons									0.000					
CaRatio								0.668	0.176	CaRatio	0.038										
arch												0.312	0.001***	arch	0.000						
L1.	0.001***	0.000	L1.	0.011***																	
L2.					0.001***	0.001	cons									0.000					
cons								0.001***	0.001	cons	0.000										
CaRatio												0.001***	0.001	cons	0.000						
arch	0.657***	0.001	arch	0.000																	
L1.					0.401**	0.011	L1.									0.000					
L2.								0.007***	0.001	cons	0.000										
cons												0.007***	0.001	cons	0.000						
CaRatio	0.007***	0.001	cons	0.000																	
arch					0.007***	0.001	arch									0.000					
L1.								0.007***	0.001	L1.	0.000										
L2.												0.007***	0.001	L2.	0.000						
cons	0.007***	0.001	cons	0.000																	
CaRatio					0.007***	0.001	cons									0.000					
arch								0.007***	0.001	arch	0.000										
L1.												0.007***	0.001	L1.	0.000						
L2.	0.007***	0.001	L2.	0.000																	
cons					0.007***	0.001	cons									0.000					
CaRatio								0.007***	0.001	cons	0.000										
arch												0.007***	0.001	arch	0.000						
L1.	0.007***	0.001	L1.	0.000																	
L2.					0.007***	0.001	L2.									0.000					
cons								0.007***	0.001	cons	0.000										
CaRatio												0.007***	0.001	cons	0.000						
arch	0.007***	0.001	arch	0.000																	
L1.					0.007***	0.001	L1.									0.000					
L2.								0.007***	0.001	L2.	0.000										
cons												0.007***	0.001	cons	0.000						
CaRatio	0.007***	0.001	cons	0.000																	
arch					0.007***	0.001	arch									0.000					
L1.								0.007***	0.001	L1.	0.000										
L2.												0.007***	0.001	L2.	0.000						
cons	0.007***	0.001	cons	0.000																	
CaRatio					0.007***	0.001	cons									0.000					
arch								0.007***	0.001	arch	0.000										
L1.												0.007***	0.001	L1.	0.000						
L2.	0.007***	0.001	L2.	0.000																	
cons					0.007***	0.001	cons									0.000					
CaRatio								0.007***	0.001	cons	0.000										
arch												0.007***	0.001	arch	0.000						
L1.	0.007***	0.001	L1.	0.000																	
L2.					0.007***	0.001	L2.									0.000					
cons								0.007***	0.001	cons	0.000										
CaRatio												0.007***	0.001	cons	0.000						
arch	0.007***	0.001	arch	0.000																	
L1.					0.007***	0.001	L1.									0.000					
L2.								0.007***	0.001	L2.	0.000										
cons												0.007***	0.001	cons	0.000						
CaRatio	0.007***	0.001	cons	0.000																	
arch					0.007***	0.001	arch									0.000					
L1.								0.007***	0.001	L1.	0.000										
L2.												0.007***	0.001	L2.	0.000						
cons	0.007***	0.001	cons	0.000																	
CaRatio					0.007***	0.001	cons									0.000					
arch								0.007***	0.001	arch	0.000										
L1.												0.007***	0.001	L1.	0.000						
L2.	0.007***	0.001	L2.	0.000																	
cons					0.007***	0.001	cons									0.000					
CaRatio								0.007***	0.001	cons	0.000										
arch												0.007***	0.001	arch	0.000						
L1.	0.007***	0.001	L1.	0.000																	
L2.					0.007***	0.001	L2.									0.000					
cons								0.007***	0.001	cons	0.000										
CaRatio												0.007***	0.001	cons	0.000						
arch	0.007***	0.001	arch	0.000																	
L1.					0.007***	0.001	L1.									0.000					
L2.								0.007***	0.001	L2.	0.000										
cons												0.007***	0.001	cons	0.000						
CaRatio	0.007***	0.001	cons	0.000																	
arch					0.007***	0.001	arch									0.000					
L1.								0.007***	0.001	L1.	0.000										
L2.												0.007***	0.001	L2.	0.000						
cons	0.007***	0.001	cons	0.000																	
CaRatio					0.007***	0.001	cons									0.000					
arch								0.007***	0.001	arch	0.000										
L1.												0.007***	0.001	L1.	0.000						
L2.	0.007***	0.001	L2.	0.000																	
cons					0.007***	0.001	cons									0.000					
CaRatio								0.007***	0.001	cons	0.000										
arch												0.007***	0.001	arch	0.000						
L1.	0.007***	0.001	L1.	0.000																	
L2.					0.007***	0.001	L2.									0.000					
cons								0.007***	0.001	cons	0.000										
CaRatio												0.007***	0.001	cons	0.000						
arch	0.007***	0.001	arch	0.000																	
L1.					0.007***	0.001	L1.									0.000					
L2.								0.007***	0.001	L2.	0.000										
cons												0.007***	0.001	cons	0.000						
CaRatio	0.007***	0.001	cons	0.000																	
arch					0.007***	0.001	arch									0.000					
L1.								0.007***	0.001	L1.	0.000										
L2.												0.007***	0.001	L2.	0.000						
cons	0.007***	0.001	cons	0.000																	
CaRatio					0.007***	0.001	cons									0.000					
arch								0.007***	0.001	arch	0.000										
L1.												0.007***	0.001	L1.	0.000						
L2.	0.007***	0.001	L2.	0.000																	
cons					0.007***	0.001	cons									0.000					
CaRatio								0.007***	0.001	cons	0.000										
arch												0.007***	0.001	arch	0.000						
L1.	0.007***	0.001	L1.	0.000																	
L2.					0.007***	0.001	L2.									0.000					
cons								0.007***	0.001	cons	0.000										
CaRatio												0.007***	0.001	cons	0.000						
arch	0.007***	0.001	arch	0.000																	
L1.					0.007***	0.001	L1.									0.000					
L2.								0.007***	0.001	L2.	0.000										
cons												0.007***	0.001	cons	0.000						
CaRatio	0.007***	0.001	cons	0.000																	
arch					0.007***	0.001	arch									0.000					
L1.								0.007***	0.001	L1.	0.000										
L2.												0.007***	0.001	L2.	0.000						
cons	0.007***	0.001	cons	0.000																	
CaRatio					0.007***	0.001	cons									0.000					
arch								0.007***	0.001	arch	0.000										
L1.												0.007***	0.001	L1.	0.000						
L2.	0.007***	0.001	L2.	0.000																	
cons					0.007***	0.001	cons									0.000					
CaRatio								0.007***	0.001	cons	0.000										
arch												0.007***	0.001	arch	0.000						
L1.	0.007***	0.001	L1.	0.000																	
L2.					0.007***	0.001	L2.									0.000					
cons								0.007***	0.001	cons	0.000										
CaRatio												0.007***	0.001	cons	0.000						
arch	0.007***	0.001	arch	0.000																	
L1.					0.007***	0.001	L1.									0.000					
L2.								0.007***	0.001	L2.	0.000										
cons												0.007***	0.001	cons	0.000						
CaRatio	0.007***	0.001	cons	0.000																	
arch					0.007***	0.001	arch									0.000					
L1.								0.007***	0.001	L1.	0.000										
L2.												0.007***	0.001	L2.	0.000						
cons	0.007***	0.001	cons	0.000																	
CaRatio					0.007***	0.001	cons									0.000					
arch								0.007***	0.001	arch	0.000										
L1.												0.007***	0.001	L1.	0.000						
L2.	0.007***	0.001	L2.	0.000																	
cons					0.007***	0.001	cons									0.000					
CaRatio								0.007***	0.001	cons	0.000										
arch												0.007***	0.001	arch	0.000						
L1.	0.007***	0.001	L1.	0.000																	
L2.					0.007***	0.001	L2.									0.000					
cons								0.007***	0.001	cons	0.000										
CaRatio												0.007***	0.001	cons	0.000						
arch	0.007***	0.001	arch	0.000																	
L1.					0.007***	0.001	L1.									0.000					
L2.								0.007***	0.001	L2.	0.000										
cons												0.007***	0.001	cons	0.000						
CaRatio	0.007***	0.001	cons	0.000																	
arch					0.007***	0.001	arch									0.000					
L1.								0.007***	0.001	L1.	0.000										
L2.												0.007***	0.001	L2.	0.000						
cons	0.007***	0.001	cons	0.000																	
CaRatio					0.007***	0.001	cons									0.000					
arch								0.007***	0.001	arch	0.000										
L1.												0.007***	0.001	L1.	0.000						
L2.	0.007***	0.001	L2.	0.000																	
cons					0.007***	0.001	cons									0.000					
CaRatio								0.007***	0.001	cons	0.000										
arch												0.007***	0.001	arch	0.000						
L1.	0.007***	0.001	L1.	0.000																	
L2.					0.007***	0.001	L2.									0.000					
cons								0.007***	0.001	cons	0.000										
CaRatio												0.007***	0.001	cons	0.000						
arch	0.007***	0.001	arch	0.000																	
L1.					0.007***	0.001	L1.									0.000					
L2.								0.007***	0												

注: ARCH( $p$ ) GARCH( $q$ ) は, それぞれ ARCH 項および GARCH 項の最大ラグ数が  $p$  および  $q$  であることを表す. L1 および L2 は, それぞれ 1 次および 2 次のラグである. \*\*\*, \*\*, \* は, それぞれ有意水準 1%, 5%, および 10% で統計的有意であることを表す. CaRatio は新規感染者数の 7 日間移動平均の日次増加率, および cons は定数の略称である.

表 4: DCC 多変量 GARCH モデルの推定結果 (2/5)

正則分布, Prob>chi2=0.000 ARCH(1) GARCH(1)				東京都 (33 業種)				正則分布, Prob>chi2=0.000 ARCH(1,2) GARCH(1)			
係数				P>z				係数			
水産・農林業				パルプ・紙				電気機器			
arch	0.032	0.560		arch				arch			
L1.				L1.	0.334**	0.028		L1.	0.011	0.393	
garch	0.298	0.455		L2.	0.049	0.515		L2.	0.039	0.277	
L1.	0.001***	0.001		cons	0.000***	0.000		cons	0.000***	0.000	
食料品				arch				精密機器			
arch				L1.	0.046	0.324		arch			
L1.	0.031*	0.084		L1.	0.039	0.200		L1.	0.068	0.251	
garch				L2.	0.000***	0.000		L2.	0.010	0.275	
L1.	0.603***	0.007		cons	0.000***	0.000		cons	0.000***	0.000	
L1.	0.000***	0.000		医薬品				その他製品			
鉱業				arch	0.239*	0.086		arch	0.078	0.150	
arch	0.089	0.148		L1.	0.241**	0.097		L1.	0.031**	0.046	
L1.				L2.	0.000***	0.000		L2.	0.000***	0.000	
cons				cons	0.000***	0.000		cons	0.000***	0.000	
建設業				ゴム製品				情報・通信業			
arch				arch	0.046	0.311		arch			
L1.	0.251	0.468		L1.	0.004	0.917		L1.	0.018	0.439	
cons	0.001***	0.001		L2.	0.000***	0.000		L2.	0.108	0.454	
石油・石炭製品				cons	0.000***	0.000		cons	0.000***	0.000	
arch				輸送用機器				サービス業			
L1.	0.144*	0.066		arch				arch			
garch				L1.	0.008	0.866		L1.	0.075**	0.012	
L1.	0.159	0.631		L2.	0.045	0.593		L2.	0.019**	0.000	
cons	0.000***	0.002		cons	0.001	0.000		cons	0.000***	0.000	
建設業				鉄鋼				電気・ガス業			
arch				arch				arch			
L1.	0.033	0.101		L1.	0.178***	0.006		L1.	0.268***	0.005	
garch				L2.	0.091*	0.065		L2.	0.049	0.138	
L1.	0.618***	0.009		cons	0.001***	0.000		cons	0.000***	0.000	
cons	0.001***	0.000		非鉄金属				除運業			
金属製品				arch				arch			
arch				L1.	0.101	0.170		L1.	0.047	0.357	
L1.	0.163**	0.018		L2.	0.053***	0.004		L2.	0.168**	0.027	
garch				cons	0.001	0.000		cons	0.000***	0.000	
L1.	0.099	0.596		機械				海運業			
cons	0.000***	0.001		arch				arch			
ガラス・土石製品				L1.	0.028	0.354		L1.	0.083*	0.098	
arch				L2.	0.014	0.682		L2.	0.017	0.678	
L1.	0.186**	0.013		cons	0.000***	0.000		cons	0.001***	0.000	
garch				CaRatio				CaRatio			
L1.	0.135	0.409		arch	0.214**	0.013		arch	0.171**	0.019	
cons	0.000***	0.000		L1.	0.412***	0.000		L1.	0.411***	0.000	
繊維製品				L2.	0.002***	0.000		L2.	0.002***	0.000	
arch				cons				cons			
L1.	0.050	0.532						保険業			
garch								arch			
L1.	0.053	0.856						L1.	0.024	0.367	
cons	0.000***	0.000						L2.	0.071**	0.060	
CaRatio								garch			
arch								L1.	1.446***	0.000	
L1.	0.361***	0.001						cons	0.000	0.118	
garch								その他金融業			
L1.	0.662***	0.000						arch			
cons	0.000	0.983						L1.	0.099*	0.072	
								L2.	0.188***	0.000	
								garch			
								L1.	0.485**	0.032	
								cons	0.000***	0.000	

注: ARCH( $p$ ) GARCH( $q$ ) は, それぞれ ARCH 項および GARCH 項の最大ラグ数が  $p$  および  $q$  であることを表す. L1 および L2 は, それぞれ 1 次および 2 次のラグである. \*\*\* , \*\* , \* は, それぞれ有意水準 1%, 5%, および 10% で統計的に有意であることを表す. CaRatio は新規感染者数の 7 日間移動平均の日次増加率, および cons は定数の略称である.

表 5: DCC 相関多変量 GARCH モデルの推定結果 (3/5)

神奈川県 (21 業種)				愛知県 (23 業種)			
正期分布, Prob>chi2=0.000 ARCH(0) GARCH(0)		t(3) 分布, Prob>chi2=0.000 ARCH(1) GARCH(1)		t(3) 分布, Prob>chi2=0.000 ARCH(1.2) GARCH(0)		正期分布, Prob>chi2=0.000 ARCH(0) GARCH(0)	
係数	P>z	係数	P>z	係数	P>z	係数	P>z
水産・農林業 cons 0.000*** 0.000		輸送用機器 arch 0.209 0.027		食料品 L1. 0.104 0.521		鉄鋼 arch 0.125 0.191	
食料品 cons 0.000*** 0.000		L1. garch 0.521*** 0.007		L2. cons 0.073*** 0.024		L1. cons 0.055 0.216	
建設業 cons 0.001*** 0.000		cons 0.003*** 0.000		建設業 arch 0.088 0.808		倉庫・運輸関連業 cons 0.001*** 0.000	
金属製品 cons 0.001*** 0.000		鉄鋼 arch 0.001*** 0.003		サービス業 arch 0.255 0.185		卸売業 cons 0.539*** 0.010	
ガラス・土石製品 cons 0.001*** 0.000		arch 0.358* 0.077		L1. garch 0.122 0.590		L2. cons 0.506*** 0.014	
繊維製品 cons 0.001*** 0.000		L1. cons 0.035 0.000		L2. cons 0.000*** 0.000		小売業 cons 0.000*** 0.000	
化学 cons 0.000*** 0.000		金属製品 L1. 0.149 0.531		金属製品 arch 0.061 0.753		銀行業 cons 0.000*** 0.000	
CaRatio cons 0.010*** 0.000		0.001*** 0.001		L1. cons 0.001*** 0.001		不動産業 cons 0.001*** 0.000	
		非鉄金属 arch 0.028 0.498		L2. cons 0.167 0.613		CaRatio cons 0.033*** 0.000	
		L1. garch 0.277 0.204		ガラス・土石製品 arch 0.061 0.448			
		L1. cons 0.001*** 0.000		倉庫・運輸関連業 cons 0.001*** 0.000			
		機械 arch 0.006 0.914		L1. garch 0.125 0.342			
		L1. garch 0.474*** 0.008		L2. cons 0.328 0.219			
		cons 0.001*** 0.000		cons 0.000*** 0.009			
		電気機器 arch 0.077 0.259		繊維製品 arch 0.156 0.392			
		L1. garch 0.023 0.960		L1. garch 0.880*** 0.002			
		L1. cons 0.001*** 0.009		L2. cons 0.000 0.370			
		精密機器 arch 0.057 0.173		化学 arch 0.028 0.697			
		arch 0.509*** 0.021		L1. garch 0.455*** 0.023			
		L1. cons 0.001*** 0.000		L2. cons 0.001*** 0.000			
		その他製品 arch 0.114 0.182		ゴム製品 arch 0.098*** 0.000			
		L1. garch 0.703*** 0.000		L1. garch 0.092*** 0.002			
		L1. cons 0.002*** 0.000		L2. cons 0.002*** 0.000			
		CaRatio arch 0.428** 0.014		輸送用機器 arch 0.015 0.786			
		L1. garch 1.688*** 0.007		L2. cons 0.036*** 0.052			
		L1. cons 0.008 0.153		cons 0.001*** 0.000			
				CaRatio arch 0.992*** 0.000			
				L1. garch 0.499*** 0.005			
				L2. cons 0.011*** 0.000			
				cons 0.000*** 0.000			
				CaRatio arch 0.446*** 0.000			
				L1. garch 0.170*** 0.007			
				L2. cons 0.013*** 0.000			
				cons 0.000*** 0.000			

注: ARCH( $p$ ) GARCH( $q$ ) は, それぞれ ARCH 項および GARCH 項の最大ラグ数が  $p$  および  $q$  であることを表す. L1 および L2 は, それぞれ 1 次および 2 次のラグである.  $***$ ,  $**$ ,  $*$  は, それぞれ有意水準 1%, 5%, および 10% で統計的有意であることを表す. CaRatio は新規感染者数の 7 日間移動平均の日次増加率, および cons は定数の略称である.



表 6: DCC 多変量 GARCH モデルの推定結果 (4/5)

京都府 (19 業種)			大阪府 (27 業種)											
正規分布, Prob>chi2=0.000 ARCH(0) GARCH(0)			t(3) 分布, Prob>chi2=0.000 ARCH(1,2) GARCH(1)			t(3) 分布, Prob>chi2=0.000 ARCH(1,2) GARCH(0)			t(3) 分布, Prob>chi2=0.000 ARCH(1,2) GARCH(0)					
係数			係数			係数			係数					
P>z			P>z			P>z			P>z					
食料品 cons	0.001***	0.000	情報・通信業 arch	0.127	0.126	食料品 arch	0.124	0.244	輸送用機器 arch	0.030***	0.000	電気・ガス業 arch	0.442	0.120
金属製品 cons	0.001***	0.000	L1.	0.020	0.668	L1.	0.131	0.203	L1.	0.030***	0.000	L1.	0.187	0.193
繊維製品 cons	0.000***	0.000	garch	1.998**	0.024	cons	0.000***	0.000	L2.	0.001***	0.000	cons	0.000***	0.000
化学 cons	0.000***	0.000	L1.	0.001	0.220	建設業 arch	0.054	0.502	鉄鋼 arch	0.182	0.231	陸運業 arch	0.119	0.418
医薬品 cons	0.001***	0.000	サービス業 arch	0.049	0.636	L1.	0.028	0.725	L1.	0.158	0.258	L1.	0.395**	0.053
輸送用機器 cons	0.001***	0.000	L1.	0.218**	0.000	L2.	0.001***	0.000	L2.	0.000***	0.000	L2.	0.001***	0.000
機械 cons	0.001***	0.000	garch	0.432	0.000	金属製品 arch	0.244	0.103	arch	0.042	0.619	倉庫・運輸関連業 arch	0.210	0.103
電気機器 cons	0.001***	0.000	cons	0.001***	0.000	L1.	0.036	0.649	L1.	0.030	0.737	L1.	0.058***	0.005
精密機器 cons	0.000***	0.000	陸運業 arch	0.035	0.552	L2.	0.000***	0.000	L2.	0.001***	0.000	cons	0.000***	0.000
その他製品 cons	0.000***	0.000	L1.	0.025	0.235	ガラス・土石製品 arch	0.659***	0.004	機械 arch	0.294	0.189	卸売業 arch	0.094	0.482
CaRatio	0.000***	0.000	L2.	0.358	0.367	L1.	0.024	0.773	L1.	0.093	0.557	L1.	0.137	0.148
cons	0.030***	0.000	L1.	0.002***	0.001	L2.	0.001***	0.000	L2.	0.000***	0.000	cons	0.000***	0.000
			倉庫・運輸関連業 arch	0.230	0.140	繊維製品 arch	0.221*	0.074	電気機器 arch	0.054	0.209	小売業 arch	0.011	0.914
			L1.	0.603***	0.001	L1.	0.040	0.318	L1.	0.132	0.286	L1.	0.255*	0.064
			L2.	0.217	0.068	L2.	0.000***	0.000	L2.	0.001***	0.000	cons	0.000***	0.000
			garch	0.502**	0.023	パルプ・紙 arch	0.018	0.892	精密機器 arch	0.318*	0.099	銀行業 arch	0.143**	0.014
			L1.	1.047***	0.001	L1.	0.214	0.188	L1.	0.037	0.530	L1.	0.098***	0.000
			L2.	0.051***	0.006	L2.	0.000***	0.000	L2.	0.000***	0.000	cons	0.001***	0.000
			cons	0.000***	0.000	化学 cons	0.049	0.730	cons	0.045	0.445	証券・商品先物取引業 arch	0.064***	0.000
			小売業 arch	0.247	0.102	L1.	0.072	0.505	L1.	0.007	0.920	L1.	0.016	0.630
			L1.	0.037	0.769	L2.	0.213	0.185	L2.	0.000***	0.000	L2.	0.001***	0.000
			garch	0.143	0.701	cons	0.000***	0.000	cons	0.165	0.311	cons	0.110	0.326
			L1.	0.000*	0.061	ゴム製品 arch	0.417*	0.091	L1.	0.086	0.568	L2.	0.081	0.611
			cons	0.151	0.394	L1.	0.001***	0.000	arch	0.001***	0.000	cons	0.001***	0.000
			銀行業 arch	0.281	0.332	L2.	0.512***	0.007	L1.	0.150	0.283	L1.	0.208*	0.058
			L1.	0.468***	0.005	CaRatio cons	0.294	0.112	L2.	0.042	0.688	L2.	0.000***	0.000
			L2.	0.001***	0.000	cons	0.012***	0.000	cons	0.000***	0.000	cons	0.000***	0.000
			garch	0.155	0.253	CaRatio arch	0.494***	0.006	CaRatio arch	0.494***	0.006	arch	0.480***	0.004
			L1.	0.338**	0.057	L1.	0.349*	0.069	L1.	0.349*	0.069	L1.	0.311*	0.072
			garch	0.102	0.770	L2.	0.011***	0.000	L2.	0.011***	0.000	L2.	0.012***	0.000
			L1.	0.001**	0.049	cons			cons			cons		
			cons	0.096	0.375	その他金融業 arch								
			L1.	0.020	0.850	L1.								
			L2.			L2.								
			garch	0.565***	0.001									
			L1.	0.001***	0.000									
			cons											

ARCH( $p$ ) GARCH( $q$ ) は、それぞれ ARCH 項および GARCH 項の最大ラグ数が  $p$  および  $q$  であることを表す。L1 および L2 は、それぞれ 1 次および 2 次のラグである。\*\*\*, \*\*, \* は、それぞれ有意水準 1%, 5%, および 10% で統計的有意であることを表す。CaRatio は新規感染者数の 7 日間移動平均の日次増加率、および cons は定数の略称である。

表 7: DCC 多変量 GARCH モデルの推定結果 (5/5)

正則分布, Prob>chi2=0.000 ARCH(1,2) GARCH(0)			兵庫県 (21 業種)			正則分布, Prob>chi2=0.000 ARCH(1,2) GARCH(0)			福岡県 (14 業種)			正則分布, Prob>chi2=0.000 ARCH(1,2) GARCH(0)					
係数			P>z			係数			P>z			係数			P>z		
食料品 arch L1. L2. cons 石油・石炭製品	0.062 0.235** 0.016 0.000***	0.307 0.016 0.000	医薬品 arch L1. L2. cons ゴム製品	0.238** 0.043 0.000***	0.002 0.549 0.000	その他製品 arch L1. L2. cons サービス業	0.200** 0.041*** 0.001***	0.041 0.008 0.000	食料品 arch L1. L2. cons	0.583** 0.002 0.000***	0.000 0.936 0.000	電気・ガス業 arch L1. L2. cons	0.171 0.182 0.000***	0.143 0.212 0.000			
L1. L2. cons	0.085 0.276 0.207 0.000***	0.276 0.207 0.000	L1. L2. cons 輸送用機器	0.165** 0.023 0.000***	0.039 0.773 0.000	arch L1. L2. cons 陸運業	0.228* 0.031 0.000***	0.066 0.504 0.000	L1. L2. cons 建設業	0.025 0.003 0.001***	0.720 0.943 0.000***	L1. L2. cons 卸売業	0.127 0.128 0.000***	0.172 0.163 0.000			
arch L1. L2. cons	0.332*** 0.001 0.000	0.001 0.000	arch L1. L2. cons 鉄鋼	0.062 0.043*** 0.001***	0.237 0.046 0.000	arch L1. L2. cons 倉庫・運輸関連業	0.191 0.230* 0.000***	0.110 0.069 0.000	arch L1. L2. cons ガラス・土石製品	0.273* 0.075 0.000***	0.067 0.223 0.000	arch L1. L2. cons 小売業	0.466*** 0.169 0.000***	0.001 0.131 0.000			
L1. L2. cons	0.234* 0.166** 0.000***	0.092 0.034 0.000	L1. L2. cons 非鉄金属	0.201** 0.050*** 0.000***	0.013 0.000 0.000	arch L1. L2. cons 卸売業	0.247** 0.163*** 0.000***	0.038 0.004 0.000	L1. L2. cons 電気機器	0.230** 0.295** 0.000***	0.015 0.029 0.000	arch L1. L2. cons 銀行業	0.050 0.069 0.000***	0.488 0.375 0.000			
arch L1. L2. cons	0.172 0.188 0.000***	0.114 0.121 0.000	arch L1. L2. cons 機械	0.036*** 0.029 0.001***	0.000 0.194 0.000	arch L1. L2. cons 小売業	0.029 0.074 0.000***	0.637 0.251 0.000	arch L1. L2. cons 情報・通信業	0.117 0.004 0.000***	0.141 0.947 0.000	arch L1. L2. cons その他金融業	0.371** 0.102 0.000***	0.028 0.204 0.000			
arch L1. L2. cons	0.099 0.255 0.043 0.001***	0.255 0.043 0.000	arch L1. L2. cons 電気機器	0.076 0.134** 0.000***	0.207 0.046 0.000	arch L1. L2. cons 不動産業	0.098 0.018 0.001***	0.256 0.675 0.000	arch L1. L2. cons サービス業	0.318** 0.078* 0.001***	0.027 0.052 0.000	arch L1. L2. cons 不動産業	0.229* 0.301* 0.000***	0.071 0.067 0.000			
arch L1. L2. cons	0.099 0.148 0.069 0.000***	0.148 0.069 0.000	arch L1. L2. cons CaRatio	0.001 0.185* 0.000***	0.977 0.087 0.000	arch L1. L2. cons CaRatio	0.275*** 0.159 0.000***	0.005 0.153 0.000	arch L1. L2. cons CaRatio	0.355*** 0.042*** 0.000***	0.000 0.000 0.000	arch L1. L2. cons CaRatio	0.552*** 0.035*** 0.000	0.000 0.000 0.000			
arch L1. L2. cons	0.219*** 0.003 0.000	0.003 0.000 0.000	arch L1. L2. cons	0.226*** 0.618*** 0.005***	0.003 0.000 0.000	arch L1. L2. cons	0.275*** 0.279*** 0.005***	0.001 0.000 0.000	arch L1. L2. cons	0.468*** 0.387*** 0.008***	0.000 0.001 0.000	arch L1. L2. cons	0.442*** 0.396*** 0.008***	0.000 0.001 0.000			

注: ARCH( $p$ ) GARCH( $q$ ) は, それぞれ ARCH 項および GARCH 項の最大ラグ数が  $p$  および  $q$  であることを表す. L1 および L2 は, それぞれ 1 次および 2 次のラグである. \*\*\*, \*\*, \* は, それぞれ有意水準 1%, 5%, および 10% で統計的に有意であることを表す. CaRatio は新規感染者数の 7 日間移動平均の日次増加率, および cons は定数の略称である.

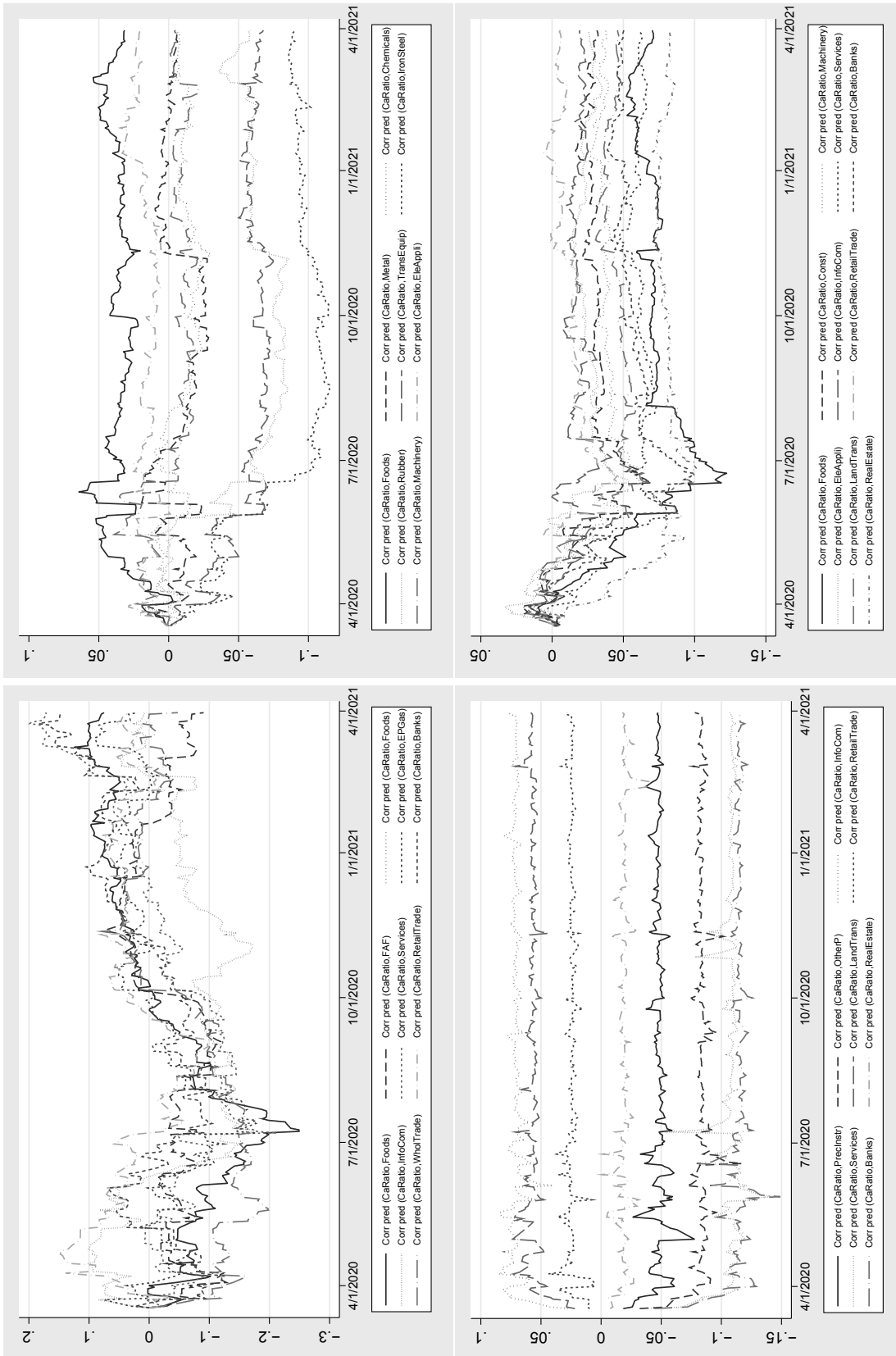


図 2: 都道府県別株価指数日次収益率と COVID-19 新規感染者数の 7 日間移動平均の 7 日間移動平均の DCC

注: 各パネルは、上段の左から右へ、下段に移り、同様に左から右へと順番に、北海道 1 枚、埼玉県 2 枚、千葉県 1 枚が該当する。

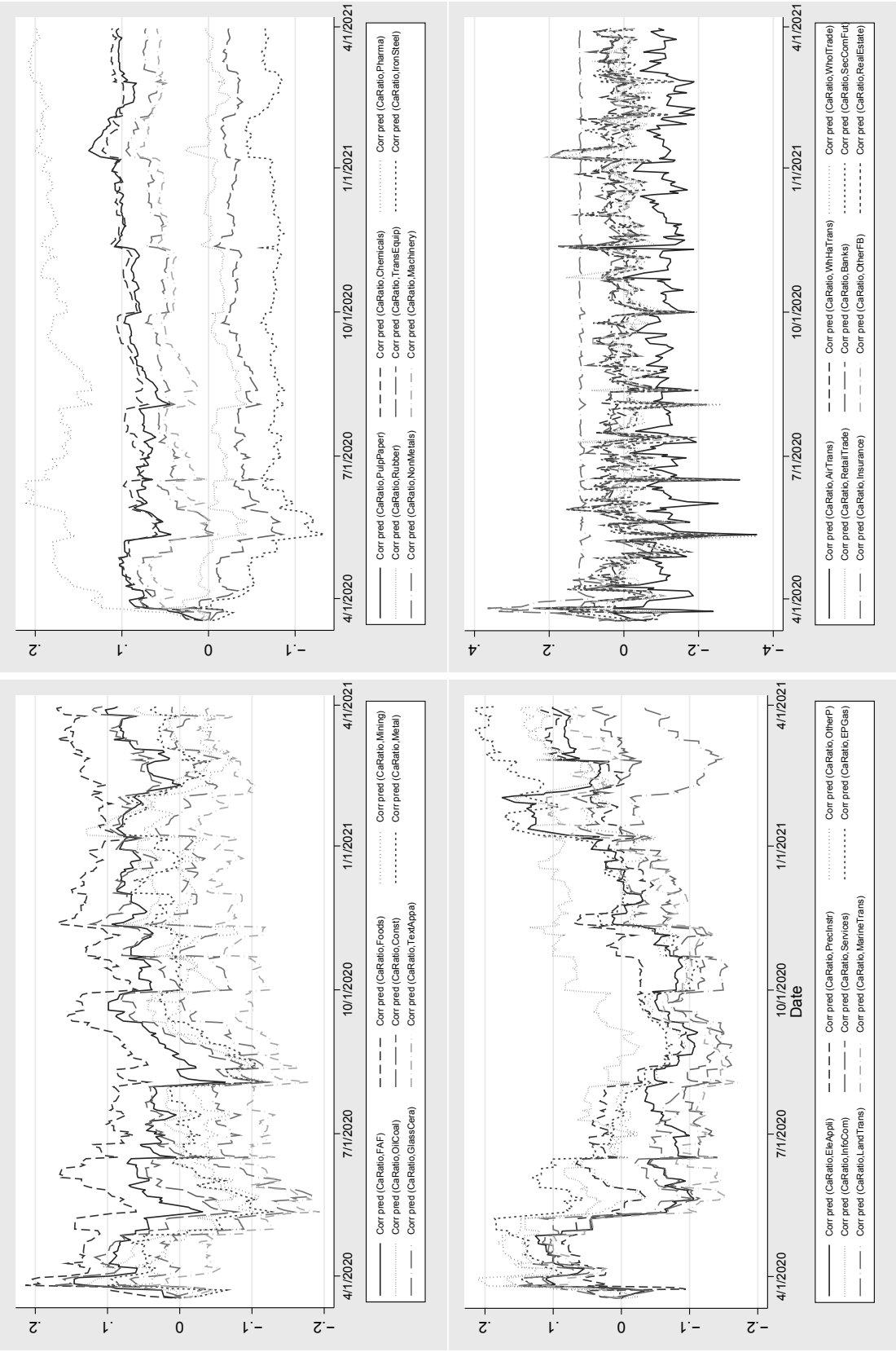


図 3: 都道府県別株価指数日次収益率と COVID-19 新規感染者数の 7 日間移動平均の日次増加率間の DCC

注: 各パネルは、上段の左から右へ、下段に移り、同様に左から右へと順番に、東京都 4 枚が該当する。

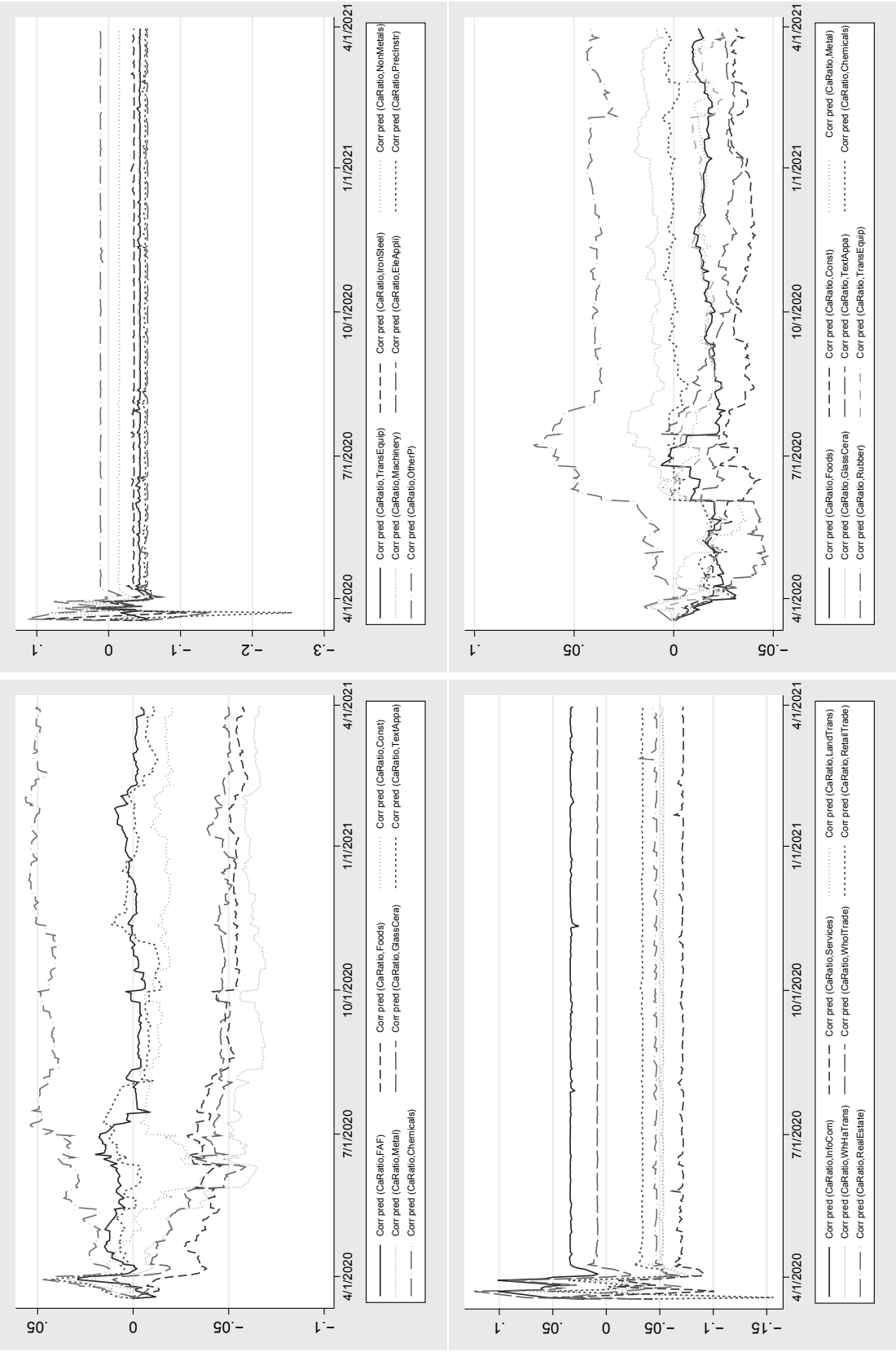


図 4: 都道府県別株価指数と COVID-19 新規感染者数の 7 日間移動平均増加率間の DCC

注: 各パネルは、上段の左から右へ、下段に移り、同様に左から右へと順番に、神奈川県 3 枚、愛知県 1 枚が該当する。

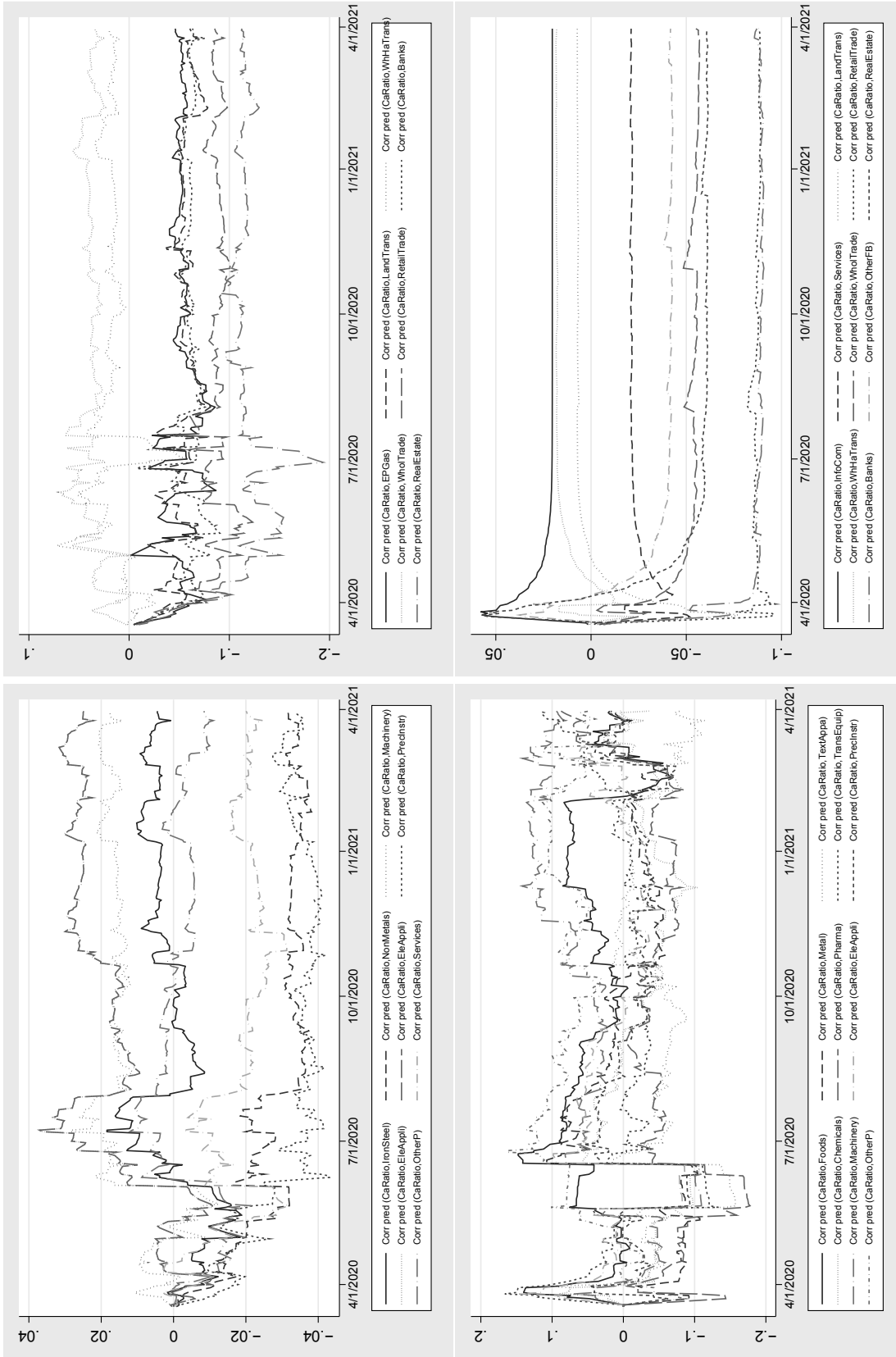


図 5: 都道府県別株価指数と COVID-19 新規感染者数の 7 日間移動平均増加率間の DCC

注: 各パネルは、上段の左から右へ、下段に移り、同様に左から右へと順番に、愛知県 2 枚、および京都府 2 枚が該当する。

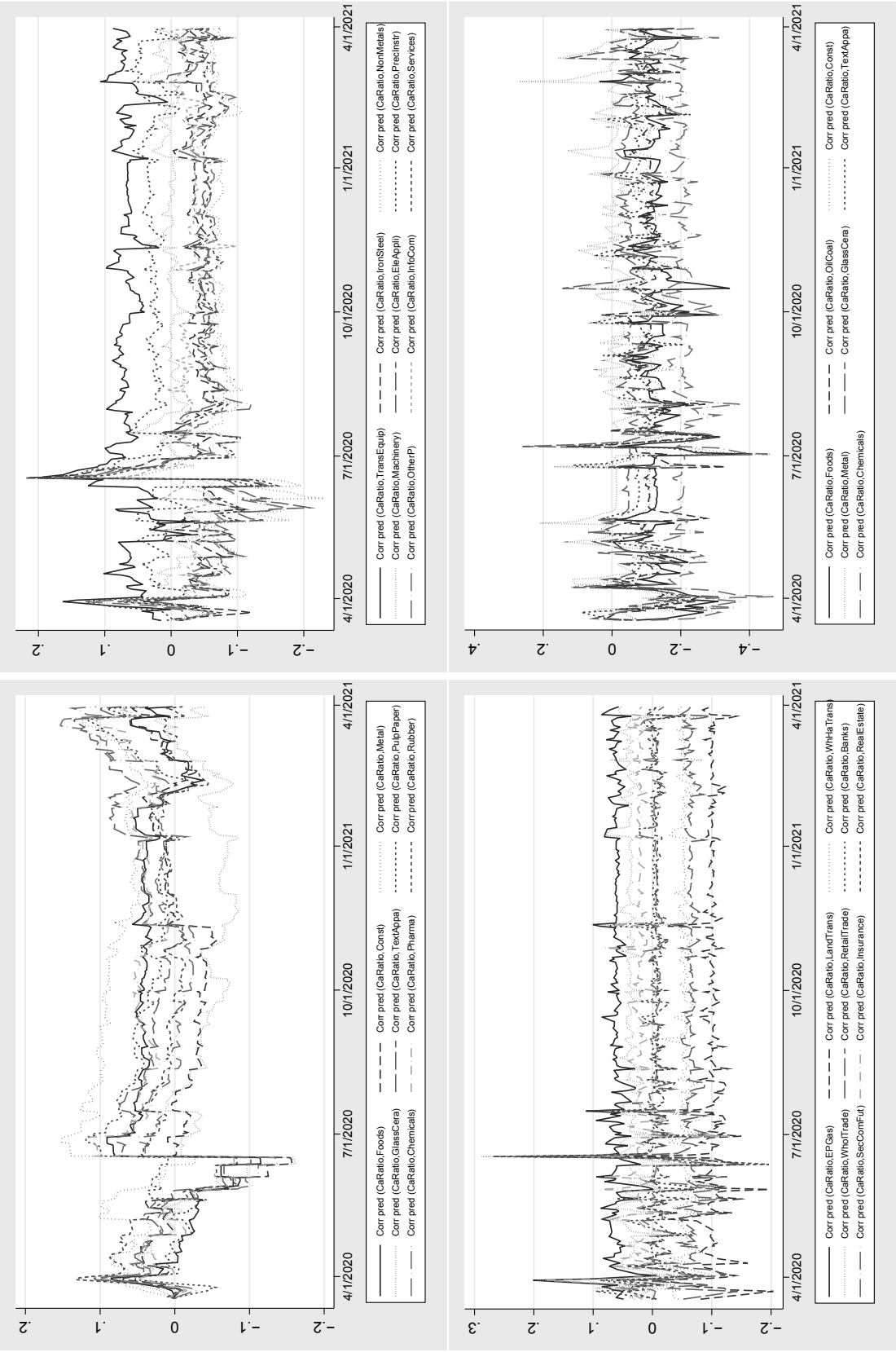


図 6: 都道府県別株価指数と COVID-19 感染者数の 7 日間移動平均増加率間の DCC

注: 各パネルは、上段の左から右へ、下段に移り、同様に左から右へと順番に、大阪府 3 枚、兵庫県 1 枚が該当する。



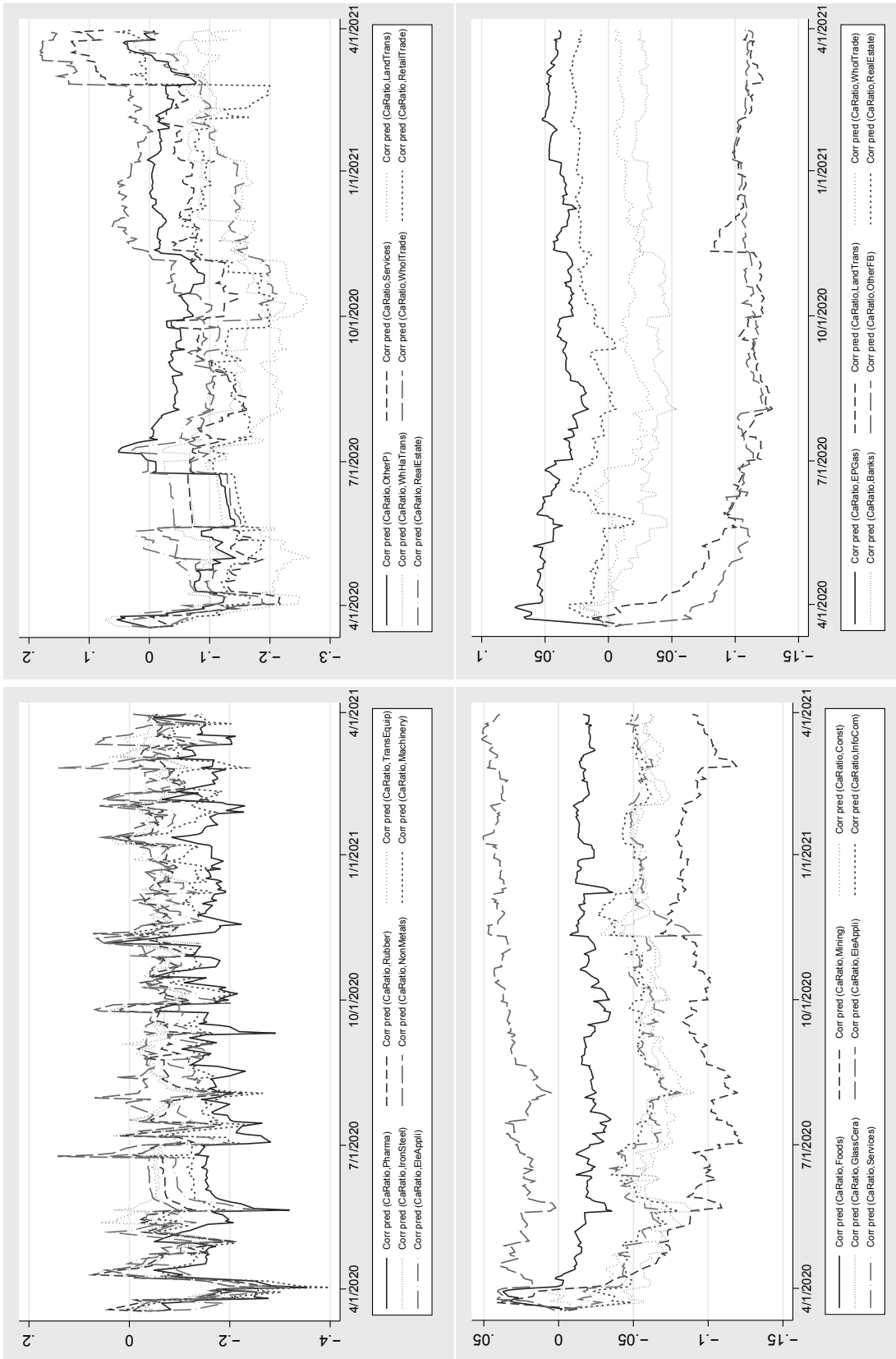


図 7: 都道府県別株価指数と COVID-19 感染者数の 7 日間移動平均増加率間の DCC

注: 各パネルは、上段の左から右へ、下段に移り、同様に左から右へと順番に、兵庫県 2 枚、および福岡県 2 枚が該当する。

## 付録 A 東証株価指数 33 業種リスト

東証株価指数 33 業種のリストは、表 8 の通りである。

表 8: 東証株価指数 33 業種

業種 No	33 業種区分	英語名 (ショート)
1	水産・農林業	FAF
2	食料品	Foods
3	鉱業	Mining
4	石油・石炭製品	OilCoal
5	建設業	Const
6	金属製品	Metal
7	ガラス・土石製品	GlassCera
8	繊維製品	TextAppa
9	パルプ・紙	PulpPaper
10	化学	Chemicals
11	医薬品	Pharma
12	ゴム製品	Rubber
13	輸送用機器	TransEquip
14	鉄鋼	IronSteel
15	非鉄金属	NonMetals
16	機械	Machinery
17	電気機器	EleAppli
18	精密機器	PrecInstr
19	その他製品	OtherP
20	情報・通信業	InfoCom
21	サービス業	Services
22	電気・ガス業	EPGas
23	陸運業	LandTrans
24	海運業	MarineTrans
25	空運業	AirTrans
26	倉庫・運輸関連業	WaHaTrans
27	卸売業	WholTrade
28	小売業	RetailTrade
29	銀行業	Banks
30	証券、商品先物取引業	SecComFut
31	保険業	Insurance
32	その他金融業	OtherFB
33	不動産業	RealEstate

## 参考文献

- [1] 菅野正泰, 2014. 『入門金融リスク資本と統合リスク管理 第2版』. きんざい.
- [2] 菅野正泰, 2020. 「新型コロナウイルス感染症 (COVID-19) の主要都市経済に与える影響度の合成株価指数による分析」. 『季刊 個人金融』. 2020 年夏号, 94–105.
- [3] 帝国データバンク, 2021. 「新型コロナウイルス関連倒産動向調査 (6 月 28 日 16 時現在判明分)」. Available at <https://www.tdb.co.jp/tosan/covid19/index.html>.
- [4] 東京証券取引所, 2020. 「東証指数算出要領 (市場別指数編)」. 2020 年 6 月 30 日版.
- [5] 東洋経済オンライン編集部, 2021. 「新型コロナウイルス国内感染の状況」. Available at <https://toyokeizai.net/sp/visual/tko/covid19/>.
- [6] Akhtaruzzaman, M., Boubaker, S., Sensoy, A., 2021. Financial contagion during COVID-19 crisis. *Finance Research Letters*. 38, 101604.
- [7] Ashraf, B.N., 2020. Stock markets' reaction to COVID-19: Cases or fatalities? *Research in International Business and Finance*. 54, 101249.
- [8] Cepoi, C.-O., 2020. Asymmetric dependence between stock market returns and news during COVID-19 financial turmoil. *Finance Research Letters*. 36, 101658.
- [9] Engle, R. F., 2002. Dynamic conditional correlation: A simple class of multivariate generalized autoregressive conditional heteroskedasticity models. *Journal of Business and Economic Statistics*. 20, 339–350.
- [10] Goodell, J.W., 2020. COVID-19 and finance: Agendas for future research. *Finance Research Letters*. 35, 101512.
- [11] Goodell, J.W., Huynh, T.L.D., 2020. Did Congress trade ahead? Considering the reaction of US industries to COVID-19. *Finance Research Letters*. 36, 101578.
- [12] Gould, W. W., Pitblado, J., Poi, B.P., 2010. *Maximum Likelihood Estimation with Stata*. 4th ed. Stata Press, College Station.
- [13] Haroon, O., Rizvi, S.A.R., 2020. COVID-19: Media coverage and financial markets behavior—A sectoral inquiry. *Journal of Behavioral and Experimental Finance*. 27, 100343.
- [14] Johns Hopkins University (JHU), 2020. COVID-19 dashboard by the Center for Systems Science and Engineering (CSSE). Available at <https://coronavirus.jhu.edu/map.html>.
- [15] Kanno, M., 2015. The network structure and systemic risk in the Japanese interbank market. *Japan and the World Economy*. 36, 102–112.
- [16] Kanno, M., 2021a. Assessing the impact of COVID-19 on major industries in Japan: A dynamic conditional correlation approach. *Research in International Business and Finance*. 58, 101488.
- [17] Kanno, M., 2021b. Risk contagion of COVID-19 in Japanese firms: A network approach. *Research in International Business and Finance*. 58, 101491.

- [18] Kiss, I.Z., Miller, J.C., Simon, P.L., 2018. Mathematics of epidemics on networks: From exact to approximate models (Interdisciplinary Applied Mathematics). 1st ed. Springer International Publishing, Switzerland.
- [19] Mazur, M., Dang, M., Vega, M., 2021. COVID-19 and the March 2020 Stock market crash. Evidence from S&P1500. Finance Research Letters. 38, 101690.
- [20] Okorie, D.I., Lin, B., 2021. Stock markets and the COVID-19 fractal contagion effects. Finance Research Letters. 38, 101640.
- [21] Shehzad, K., Xiaoxing, L., Kazouz, H., 2020. COVID-19's disasters are perilous than global financial crisis: A rumor or fact? Finance Research Letters. 36, 101669.
- [22] Shi, Y., Ho, K.-Y., 2020. News sentiment and states of stock return volatility: Evidence from long memory and discrete choice models. Finance Research Letters. 38, 101446.
- [23] Vynnycky, E., White, R.G., 2010. An introduction to infectious disease modelling. Oxford University Press, Oxford.
- [24] WHO, 2020. WHO: Coronavirus disease (COVID-19) outbreak, <https://www.who.int/emergencies/diseases/novel-coronavirus-2019>, 2020.
- [25] Wu, D.D., Olson, D.L., 2020. Pandemic Risk Management in Operations and Finance: Modeling the Impact of COVID-19. 1st ed. Springer Nature Switzerland, Switzerland.
- [26] Zaremba, A., Kizys, R., Aharon, D.Y., Demire, E., 2020. Infected markets: Novel Coronavirus, government interventions, and stock return volatility around the globe. Finance Research Letters. 35, 101597.

# 独立財政機関と国債市場： 国際比較と日本への政策的含意

神戸大学大学院 経済学研究科 准教授 宮崎 智視



## 要 約

本稿の目的は、近年独立財政機関（independent fiscal councils, independent fiscal institutions）を導入した国と、導入しなかった国とにおける財政状況および国債金利の動向を比較し、国債市場に対する含意を得ることである。

独立財政機関は、アメリカにおける議会予算局（Congressional Budget Office, CBO）に代表されるように、政府とは独立の立場で財政に関する予測・提言を行う機関である。従来から設置している国がある一方、2000年代以降多くの国で新たに設置されている。例えば韓国は2003年に議会予算局（National Assembly Budget Office）を設置し、カナダも2008年に同様の機関を創設した。世界金融危機後に設置されたものとしては、2010年にイギリスで設置された予算責任局（Office for Budget Responsibility, OBR）が代表的なものとして挙げられる。

海外では、Beetsma et al. (2019)のように、独立財政機関の設置と財政状況との関係を計量経済学的手法によって明らかにした研究も昨今報告されている。ここで、Beetsma et al. (2019)は、独立財政機関の設置が政府の財政予測の楽観性を抑制する効果を持つことを明らかにしている。もし財政予測が正確であれば、財政に関する不確実性を軽減する結果、国債金利の安定につながり、結果的に国債市場にも好ましい影響を与えられと考える。

本稿では、独立財政機関の定義と性質について紹介した上で、設置国と未設置国との間での財政状況を比較し、かつ国債金利の動向についても整理する。以上を踏まえた上で、日本における設置の是非についても議論する。

本稿の論点は以下の通りにまとめられる。

1. 独立財政機関とは、(1) 財政政策の方向性について事前かつリアル・タイムの予測を行い、(2) 事後評価も行い必要に応じて提言を試みる、(3) 非議員によって構成される中立的な組織、という三つの性質を持つ公的機関であり、マクロの財政ルールを補完する性質を持つ。とりわけ政府による楽観的な予測を抑止する効果が、計量経済学的分析によっても確認されている。
2. 2000年代中盤以降に導入した国では、程度の差はあれ財政収支が改善しており、財政黒字に転じた国もあり、多くの場合政府債務残高が減少している。一方、設置していない日本の場合、財政収支は改善基調にあるものの収支均衡は達成されておらず、政府債務残高も増加し続けている。
3. 設置国と未設置国との間で国債金利（長期金利）の動きを2000年代と2010年代で比較した場合、EU加盟国内の設置国は2010年代にはおよそ1%から2%台となっている。



国債金利の動向を観察した場合、独立財政機関を設置した国では、未設置国と比較すると金利がより低下していることは、独立財政機関を設置して財政見通しの透明性・正確さが増した結果、財政に対する不確実性が払拭され、国債金利が安定化したことの証左とも捉えられよう。現在の日本の国債金利はイールドカーブ・コントロールのおかげもあって低位で安定していると考えられるものの、日本銀行もいつまでも現在の政策を続けることは不可能であろう。とすると、いずれかの局面で国債金利が上昇する可能性は排除できない。言うまでもなく、国債金利の上昇は（金利上昇を通じた）間接的なクラウディング・アウトの発生、国債費の増加に伴う基礎的財政収支対象経費の抑制といった形でマクロ経済の実物面や財政にも負の影響が及ぶことになる。独立財政機関の設置は、財政政策の不確実性を低下させて将来の国債金利の安定化をもたらすだけでなく、将来の経済活動や財政運営を阻害する要因を軽減することにもつながると考えられる。

しかしながら、独立財政機関だけで財政健全化が進む訳ではない。基本的にはマクロの財政運営の指標である財政ルールがあって、その数値目標を事前に設定し、事後に検証するための存在と独立財政機関は位置付けられよう。もし日本で導入する場合には、財政ルールの設定も不可欠である。財政再建に成功した国はルールを守るための仕組みが導入されているが、日本ではそれが欠如している。まずはマクロの財政運営に関するルールを設定し、それにコミットする仕組みを整備した上で、その数値目標の設定・検証を行うための機関として、独立財政機関を設置するべきであろう。

また、世界金融危機のような深刻な不況に陥った時や、大規模な自然災害や新型コロナウイルス危機のようなパンデミックが発生した場合には、弾力的な対応が必要である。実際に、1990年代後半の財政構造改革法は、弾力条項（景気条項）を設定していなかった結果、財政運営を自縄自縛にしてしまい、結果的に凍結された経緯がある。たとえば、ゼロ金利制約下における中央銀行、政府、および独立財政機関の協調について分析した Portes and Wren-Lewis (2015)では、(1) ゼロ金利に陥りそうな時には中央銀行が政府にそのことを知らせ、(2) 独立財政機関と政府とが連携して景気対策を立案し、(3) ゼロ金利を脱したならば財政目標を設置して財政再建を進める、というスキームを提案している。財政構造改革法の轍を踏まないためには、経済に大きな負のショックが起こった場合には政府および中央銀行と連携することも一案であろう。

尤も、平時においては、政府からの独立性を極力確保することが求められる。特に日本のような議院内閣制の国では、行政府・立法府からの独立性を担保することがまずは要請されよう。一つの方策として、現行の日本銀行法のように、完全な独立性をその設置法で明記することを提案したい。ただ、完全に独立な機関とした場合は、財源や政府情報へのアクセスで制約を受ける可能性がある。また、政治的な影響力を完全に排除できるとは限らない。完全な独立性を担保する一方、これらのデメリットを解消するような制度設計が望まれる。

# 独立財政機関と国債市場：国際比較と日本への政策的含意\*

神戸大学大学院経済学研究科 宮崎智視\*

## 1. はじめに

本稿の目的は、近年独立財政機関 (independent fiscal councils, independent fiscal institutions) を設置した国と、設置しなかった国とにおける財政状況および国債金利の動向を比較し、国債市場に対する含意を得ることである。

独立財政機関は、アメリカにおける議会予算局 (Congressional Budget Office, CBO) に代表されるように、政府とは独立の立場で財政に関する予測・提言を行う機関である。従来から設置している国がある一方、2000 年代以降多くの国で新たに設置されている。例えば韓国は 2003 年に議会予算局 (National Assembly Budget Office) を設置し、カナダも 2008 年に同様の機関を創設した。世界金融危機後に設置されたものとしては、2010 年にイギリスで設置された予算責任局 (Office for Budget Responsibility, OBR) が代表的なものとして挙げられる。

昨今、日本においても独立財政機関の設置を求める声が聞かれる。例えば、井堀 (2015)、岡久 (2015)、川崎 (2015) (2017)、田中 (2015)、Koptis (2016)、遠藤 (2017)、宮本 (2017)、根本 (2019)、福地 (2020)、および藤本 (2020) などでは、その枠組みを紹介したり、導入した国の事例を整理したりすることで、日本における独立財政機関設立の可能性について論じている。さらに経済同友会 (2019) が参議院への設置を提言したり、2021 年には林芳正参議院議員を中心とした「独立財政推計機関を考える超党派の議員の会」が発足したりするなど、財界や国会議員の間でも関心を集めている。

上記のうち、遠藤 (2017) と福地 (2020) では、独立財政機関を新設した国において、設立前後の財政状況についてもデータを通じて観察している。また海外では、Beetsma et al. (2019) のように、独立財政機関の設置と財政状況との関係を計量経済学的手法によって明らかにした研究も昨今報告されている。ここで、Beetsma et al. (2019) は、独立財政機関の設置が政府の財政予測の楽観性を抑制する効果を持つことを明らかにしている。もし財政予測が正確であれば、財政に関する不確実性を軽減する結果、国債金利の安定につながり、結果的に国債市場にも好ましい影響を与えられられる。

本稿では、独立財政機関の定義と性質について紹介した上で、設置国と未設置国との間での財政状況の比較や、国債金利の動向を整理したい。以上を踏まえた上で、日本における設置の是非についても議論したい。

---

\* 本稿は 2020 年度うちよ財団研究助成の成果である。また、データの収集の際に、今井翔、高橋樹生、矢上拓磨の各氏の支援を得た。

\* E-mail: [miyazaki@econ.kobe-u.ac.jp](mailto:miyazaki@econ.kobe-u.ac.jp)

本稿の構成は以下の通りである。まず第2節では、いくつかの先行研究を踏まえ、独立財政機関の定義と設置の経緯、およびその性質について整理する。第3節では、世界金融危機以降に設置したいくつかの国と、未設置国である日本との間で財政状況を比較する。第4節では、OECD 諸国を対象として、国債金利（長期金利）の動向を設置国と未設置国との間で比較する。第5節は本稿の結論部分であり、日本の財政に対する簡単な提言も試みる。

## 2. 独立財政機関の定義と性質

### 2.1. 独立財政機関の定義

独立財政機関については、宮本（2017）でもまとめられているように、Independent Fiscal Councils (IFCs)ないしは Independent Fiscal Institutions (IFIs)などの名称が用いられている。前者の呼称は IMF や、IMF に所属する研究者が参加した研究で主として用いられている<sup>1</sup>。Beetsma and Debrun eds. (2018) は、IFCs のことを「財政政策を監督する権限を付与された、選挙によって選ばれていない専門家の集団」とその序文にて定義している。一方、Koptis ed. (2013)は、第1章において、財政状況が非常に厳しい国が金融市場や国民の不信感に直面するにあたっては、フォワード・ルッキングな視点に欠ける伝統的な会計検査機関は透明性や説明責任を十分に果たせないとした上で、「新しい世代の」IFIs は、「財政政策の透明性と政府によるマクロ的な財政予測とをリアル・タイムで注視することが要求される」としている<sup>2</sup>。「事後的な」予算の検証を中心とする従来の会計検査機関（audit）と異なる点は、Koptis (2016)も指摘するように、「事前」の予測・推計を担うことであり、その意味で先述のアメリカにおける CBO のような予測・提言を行う機関は典型的な独立財政機関と言えよう。宮本（2017）でも触れられているように、定まった定義があるわけではないが、いくつかの先行研究や国際機関の定義を踏まえるならば、独立財政機関は、（1）財政政策の方向性について事前かつリアル・タイムの予測を行い、（2）事後評価も行い必要に応じて提言を試みる、（3）非議員によって構成される中立的な組織、という三つの性質を持つ公的機関であるとまとめることができよう。

### 2.2. 財政ルールとの比較と設置の経緯および性質

多くの OECD 諸国では、田中（2011）でもまとめられている通り、財政収支や政府債務残高、ないしは歳出を抑制するためのルール（財政ルール）が EU 加盟国を中心に導入

---

<sup>1</sup> 例えば Beetsma et al. (2019)のほか、以下のサイトを参照のこと。

<https://www.imf.org/external/np/fad/council/>

<sup>2</sup> Koptis ed. (2013) p.2 を意訳。

されていた。この財政ルールを一言でまとめるならば、政府債務の維持可能性を担保することと言えよう。実際に Miyazaki (2014)では、1990 年代に財政ルールを新規に導入したオーストラリアとスウェーデンを対象として、財政ルール導入後には財政収支が改善し、政府債務が維持可能となっていたことを確認している。財政ルールはマクロの財政運営を規律づけるための手段であると整理されよう。

しかしながら、Wren-Lewis (2018) などでも指摘されている通り、マクロの財政ルールだけでは財政赤字の増加、それに伴う政府債務の累増を抑制することは不十分であることが明らかとなった。とりわけ Koptis ed. (2013)でも言及されている通り、2008 年のリーマン・ブラザーズ証券の破綻に端を発した世界金融危機は、それまでに財政ルールを設定していた国は勿論、多くの国にとって IFIs を新設する契機となった。実際に、表 1 にまとめたように、世界金融危機以降、ヨーロッパを中心とした先進国は勿論、新興国でも新規設置が相次いできたことがわかる。中央政府を対象を限定する国もいくつかあるものの、多くは一般政府の財政を対象としている。中にはポルトガルの Portuguese Public Finance Council のように、公的企業やコンセッション、官民連携 (Public Private Partnership) までもを対象とするケースも見られる。

この中で、例えばイギリスで 2010 年に設置された OBR は、財政の維持可能性について検証し、報告することが義務付けられており、具体的には (1) 経済財政展望 (Economic and fiscal outlook) の作成および公表、(2) 予測に関する事後検証を行い報告書 (Forecast Evaluation Report) を公表すること、(3) 国家財政の持続性に関する分析レポート (Fiscal sustainability report) を作成すること、などが求められている<sup>3</sup>。OBR の例からもわかるように、予測に基づいて長期的なマクロの財政運営に関する見通しを立て、その情報を公開し透明性を確保した上で、事後の検証も行うという点で、単純な数値目標とも言える財政ルールよりも強く財政運営を規律付けするものと整理されよう。

独立財政機関の大きな役割の一つとしては財政予測が挙げられる。しかしながら、政府による財政予測はしばしば楽観的になりがちである。たとえば、日本の「中長期の経済財政に関する試算」については、前提となる数字が甘いとの指摘がしばしばなされている<sup>4</sup>。Beetsma et al. (2019)では、独立財政機関を設置した国では、政府の財政予測の楽観性が抑えられることを計量分析を通じて明らかにしている。独立財政機関を設置することで、楽観的な経済・財政予測を排し、財政運営の透明性を高めることは、引いては国債市場の安定化につながるとも考えられよう。

---

<sup>3</sup> 日本語による詳細な解説は、岡久 (2015)、宮本 (2017) や根本 (2019) などを参照のこと。

<sup>4</sup> たとえば、次のリンクを参照のこと。 [https://cigs.canon/article/20200914\\_5356.html](https://cigs.canon/article/20200914_5356.html)

表 1. 各国の独立財政機関

国名	機関名称	設置年	大規模な制度改革の年	対象
オーストラリア	Parliamentary Budget Office	2012	2013	中央政府
オーストリア	Fiscal Advisory Council	1970	2002, 2013	一般政府
ベルギー	High Council of Finance - Public Sector Borrowing Section	1989	2006	一般政府
ベルギー	Federal Planning Bureau	1994		一般政府
カナダ	Parliamentary Budget Office	2008		一般政府
チリ	Advisory Fiscal Council	2014		中央政府
コロンビア	Comite Consultivo para la Regla Fiscal	2012		中央政府
キプロス	Fiscal Council	2014	2014	一般政府
デンマーク	Danish Economic Council	1962		一般政府
エストニア	Fiscal Council	2014		一般政府
フィンランド	National Audit Office of Finland	2013		一般政府
フランス	High Council of Public Finance	2013		一般政府
ジョージア	Parliamentary Budget Office	1997	2014	中央政府
ドイツ	Independent Advisory Board to the German Stability Council	2010		一般政府
ギリシャ	Parliamentary Budget Office	2011	2013	一般政府
ハンガリー	Fiscal Council	2009	2010	一般政府
イラン	Public sector Directorate of Parliament (Majlis) Research Center	1991	1995	一般政府
アイルランド	Irish Fiscal Advisory Council	2011	2012	一般政府
イタリア	Parliamentary Budget Office	2014		一般政府
ケニア	Parliamentary Budget Office	2007	2012	中央政府
ラトビア	Fiscal Discipline Council	2014		一般政府

表 1 (続き)

国名	機関名称	設置年	大規模な制度改正の年	対象
リトアニア	National Audit Office	2015	2011	一般政府
ルクセンブルク	National Council of Public Finance	2014		一般政府
マルタ	Malta Fiscal Advisory Council	2015		一般政府
メキシコ	Centre for Public Finance Studies	1998		中央政府
オランダ	Netherlands Bureau for Economic Policy Analysis	1945		一般政府
オランダ	Raad van State	2014		一般政府
ペルー	Consejo Fiscal	2015		一般政府
ポルトガル	Portuguese Public Finance Council	2012		一般政府＋公的企業（国および地方）＋コンセプション＋公民連携
ルーマニア	Fiscal Council	2010		一般政府
セルビア	Fiscal Council	2011		一般政府
チェコスロバキア	Council for Budget Responsibility	2011		一般政府
南アフリカ	Parliamentary Budget Office	2014		一般政府
韓国	National Assembly Budget Office	2003		
スペイン	Independent Authority of Fiscal Responsibility	2014		一般政府
スウェーデン	Swedish Fiscal Policy Council	2007		一般政府
ウガンダ	Parliamentary Budget Office	2001		
イギリス	Office for Budget Responsibility	2010		一般政府
アメリカ	Congressional Budget Office	1974		中央政府

出所：IMF (2016)および Beetsma et al. (2019)に基づき，筆者作成。

但し，独立財政機関は財政ルールを補完するものと位置付けられることに注意されたい。前述の Wren-Lewis (2018)は，あくまで「財政ルールだけでは不十分であることが明らかになった」としている。財政ルールが必要ないのではなく，むしろ財政ルールと独立財政機関は補完的な役割を果たすことが期待される。この点は Fatás(2010)も指摘しているところであり，単純に独立財政機関のみを設置すれば良いという訳では必ずしもないことに注意すべきであろう。



### 3. 導入国と非導入国の間における財政状況の比較

以下では、2000 年代中盤以降に導入された国である、アイルランド、イギリス、オーストラリア、カナダおよびドイツを例に取り、導入前後における基礎的財政収支と政府債務残高（いずれも対 GDP 比）の推移を観察する。

まずアイルランドは、かつてはヨーロッパ諸国の中でも財政状況が悪い国として知られていたものの、1990 年代前半の財政改革の結果、図 1a から分かるように、2000 年代半ばまで基礎的財政収支は黒字基調であった。しかしながら、世界金融危機後の 2009 年には財政収支が対 GDP 比で見た場合 -12.4%，2010 年には -29.7% まで悪化し、再び財政危機が危惧される事態に陥った。2011 年に Irish Fiscal Advisory Council が設置されて以降、基礎的財政収支は改善し続け、2015 年以降は黒字に転じていることがわかる。政府債務残高（対 GDP 比）は、図 1b にあるように 2011 年の機関設置後、2012 年をピークに改善し、直近の 2019 年には 60% と、ピーク時より半減していることがわかる。

図 1a. 基礎的財政収支対 GDP 比（アイルランド）

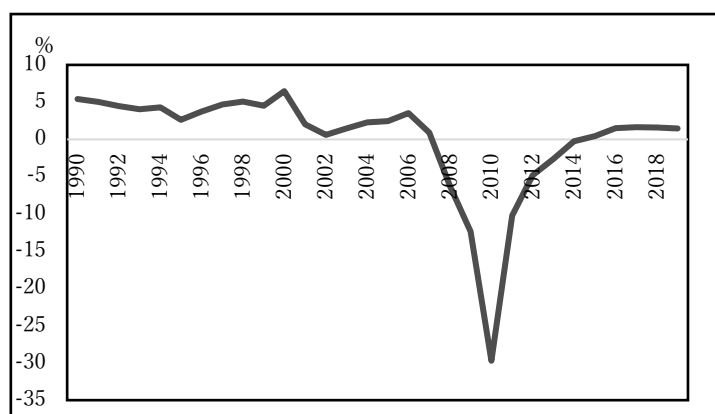
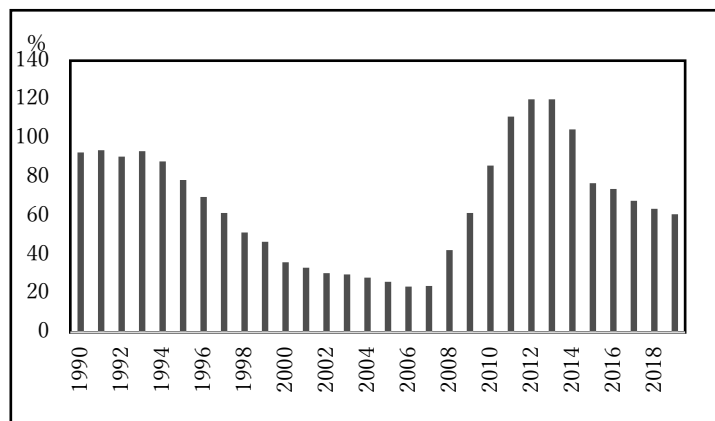


図 1b. 政府債務残高対 GDP 比（アイルランド）



出所：いずれも International Financial Statistics



次に 2010 年に OBR を導入したイギリスについては、図 2a に示したように、導入時点では基礎的財政収支は対 GDP 比で-6.8%であったものの、次第に改善に向かい、2018 年と 2019 年には基礎的財政収支の均衡を達成するに至っている。図 2b からは、政府債務は 2016 年までは増加基調であったものの、2017 年以降は少しずつ減少傾向にあることがわかる。

図 2a. 基礎的財政収支対 GDP 比（イギリス）

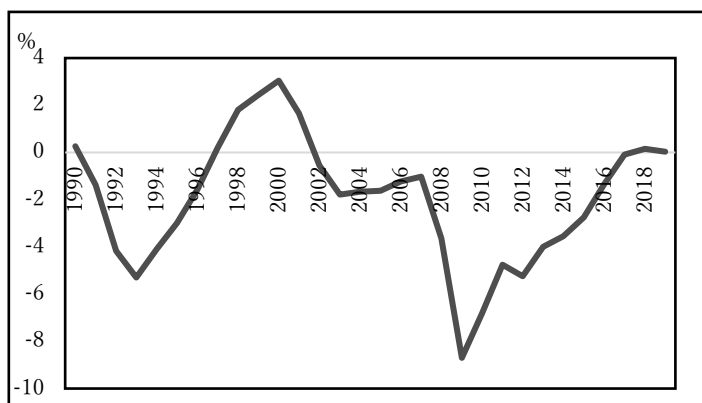
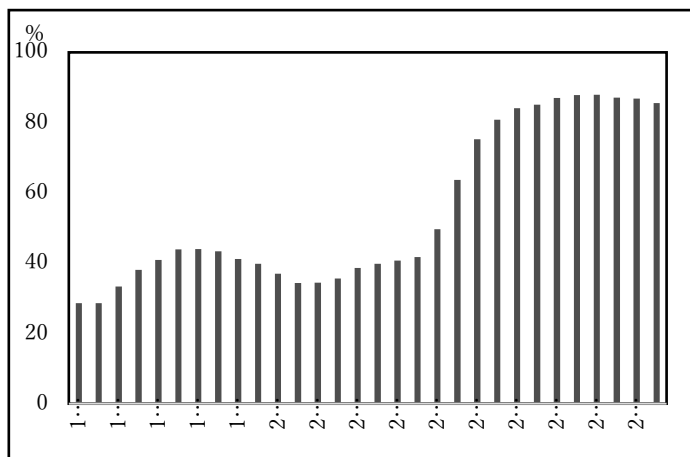


図 2b. 政府債務残高対 GDP 比（イギリス）



出所：いずれも International Financial Statistics

オーストラリアでは、2012 年に Parliamentary Budget Office が設置された。図 3a にあるように、設置直後においても基礎的財政収支は赤字基調であったものの、徐々に改善をし、2018 年にほぼ均衡させるに至っている。しかしながら、図 3b から分かるように、政府債務残高対 GDP 比は次第に増加している。

図 3a. 財政収支対 GDP 比（オーストラリア）

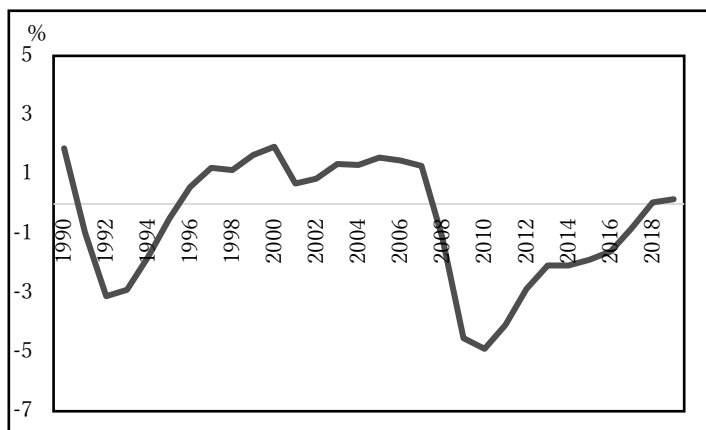
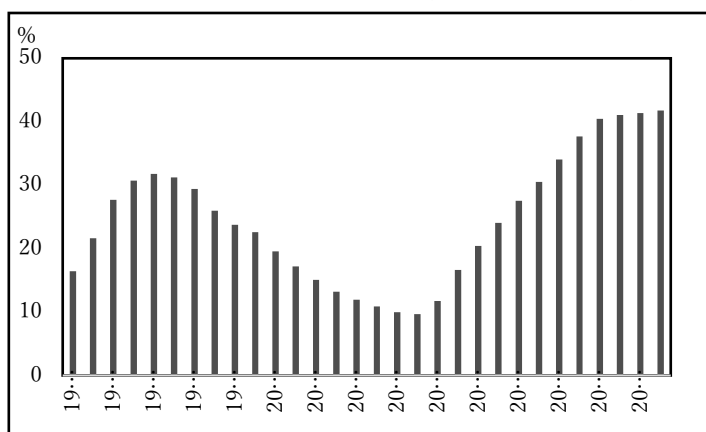


図 3b. 政府債務残高対 GDP 比（オーストラリア）



出所：いずれも International Financial Statistics

カナダは 2008 年に Parliamentary Budget Office を設置した。尤も，世界金融危機のためか，図 4a から分かるように，2009 年から 2013 年までは基礎的財政収支は赤字となっている。2014 年から 2017 年までは僅かながら黒字であったものの，それ以降は若干赤字基調である。政府債務残高に目を向けると，図 4b に示したように導入直後は基礎的財政収支の悪化と機を一にして増加傾向にあったものの，近年になるに従って債務残高が減少傾向にあることがわかる。

図 4a. 基礎的財政収支対 GDP 比（カナダ）

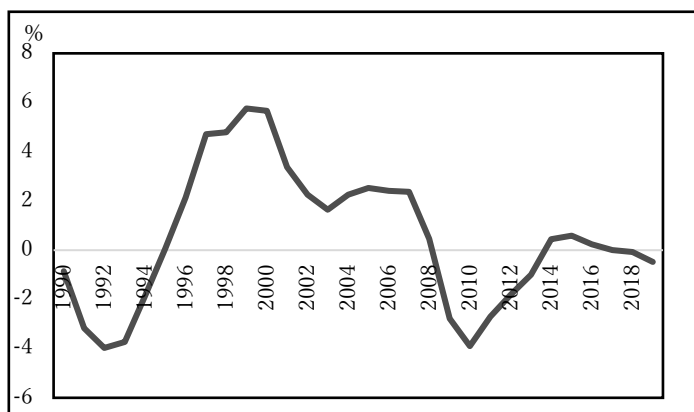
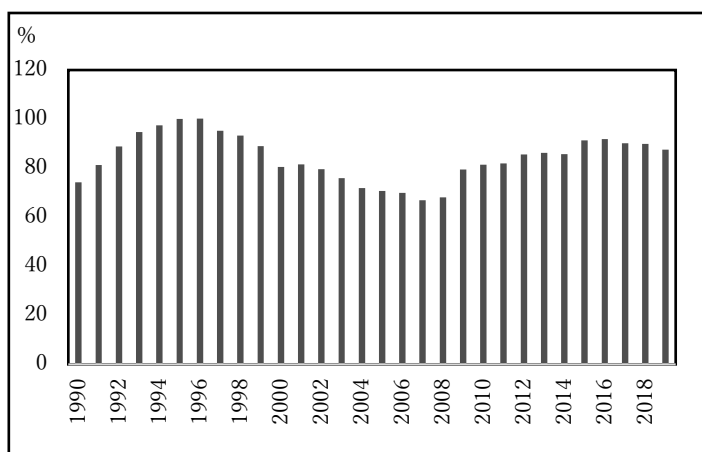


図 4b. 政府債務残高対 GDP 比（カナダ）



出所：いずれも International Financial Statistics

最後の導入国の例として、ドイツを挙げたい。ドイツの独立財政機関である Independent Advisory Board to the German Stability Council (Stabilitätsrat)は 2010 年に設置された。図 5a から分かるように、設置直後の 2011 年からドイツの基礎的財政収支対 GDP 比は一貫して黒字である。それに伴い、図 5b に示したように政府債務残高も減少している。ドイツはしばしば EU 圏における財政の優等生と喧伝されるが、独立財政機関の設置が財政健全化に寄与したことは論を俟たないであろう。

図 5a. 基礎的財政収支対 GDP 比（ドイツ）

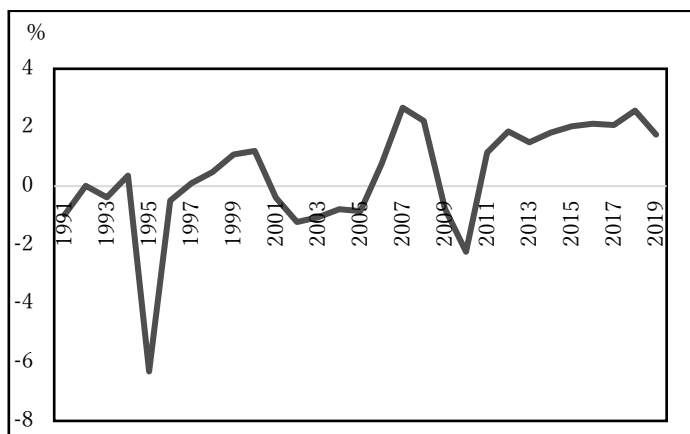
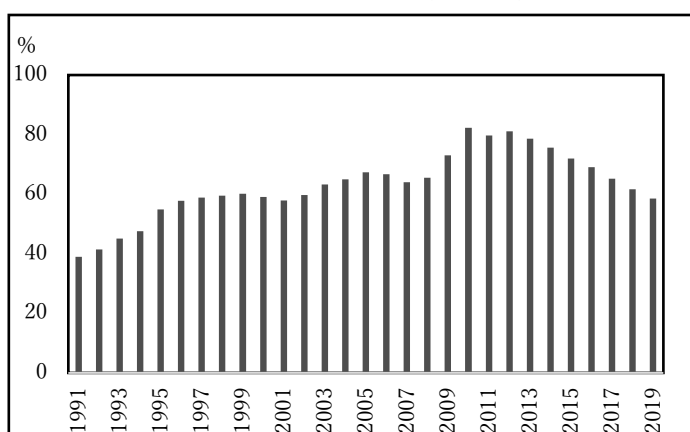


図 5b. 政府債務残高対 GDP 比（ドイツ）



出所：いずれも International Financial Statistics

最後に導入していない国の例として、日本を挙げたい。日本は1980年代後半から前半のバブル崩壊以降、財政収支は一貫して赤字である。このことは、図 6a の基礎的財政収支対 GDP 比の動きからも裏付けられる。近年は改善基調にあるものの、直近の数値である 2019 年時点でも対 GDP 比で-2.86%であり、導入国と異なり収支の均衡は実現できていない。図 6b に示したように、政府債務残高はやや減少しているものの、対 GDP 比で見ただけでは 200%を超えている。資産を除いた純債務で見た場合、OECD の数値では 2017 年時点では対 GDP 比で 130%近くと、粗債務で見た場合よりも小さくはなるものの、いくつかの先進諸国と比較した場合には大きな数値であるため、依然として厳しい財政状況であることには変わらない。

図 6a. 基礎的財政収支対 GDP 比（日本）

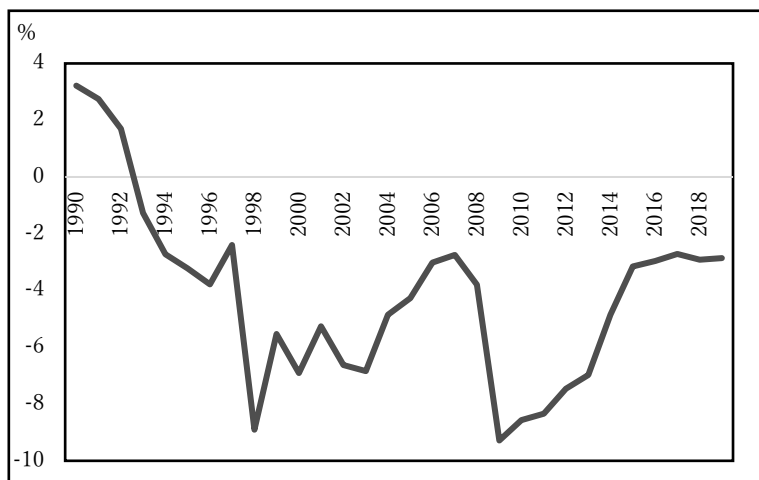
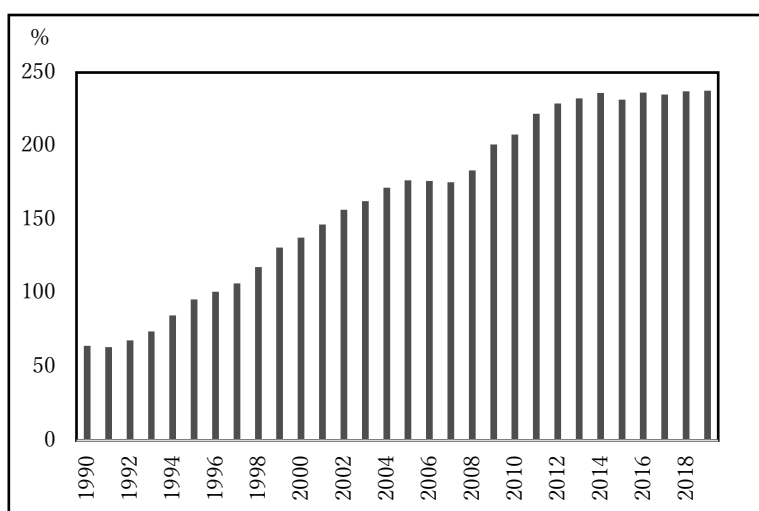


図 6b. 政府債務残高対 GDP 比（日本）



出所：いずれも International Financial Statistics

以上の図表からは、独立財政機関を設置した国のほとんどでは、遅れが見られる場合もあるものの、基礎的財政収支が改善していることがわかる。政府債務残高についても、ピーク時から半減したアイルランドの例は極端であるとしても、ほとんどの国で改善していることが伺える。このことを踏まえると、日本の財政改革の軸と位置付けるべきとの提言も理解されよう。

#### 4. 国債金利に対する影響

以下では、2000 年代半ば以降に独立財政機関を設置した 19 カ国と未設置である 8 カ国を対象に、2000 年代と 2010 年代とで国債金利（長期金利）の平均値を比較したい。

表 2 は、表 1 で示された新規に独立財政機関を設置した 19 カ国を対象として、2000 年代と 2010 年代とで長期金利の平均値を比較した。この表からは、導入した国のほとんどで、2010 年代には長期金利が低下していることがわかる。例えばカナダ、ドイツ、スウェーデン、およびイギリスについては、2000 年代と比較すると半分程度になっている。

表 2. 長期金利（平均値）の比較（独立財政機関新規設置国）

	2000 年代	2010 年代
オーストラリア	5.719	3.483
カナダ	4.693	2.135
フィンランド	4.385	1.501
フランス	4.352	1.750
ドイツ	4.253	1.209
ギリシャ	4.668	10.279
ハンガリー	7.483	5.126
アイルランド	4.408	3.482
イタリア	4.569	3.343
ラトビア	5.308	3.321
リトアニア	5.247	2.787
ルクセンブルク	3.848	1.350
オランダ	4.349	1.490
ポルトガル	4.487	5.191
チェコスロバキア	5.267	2.370
韓国	5.530	3.081
スウェーデン	4.443	1.497
スペイン	4.407	3.214
イギリス	4.787	2.171

注：単位は%。データの出所は、OECD Economic Outlook。2000 年代は 2000 年から 2009 年、2010 年代は 2010 年から確定したデータが得られる 2018 年までの平均値である。

しかしながら、2010 年代前半に財政危機が喧伝されたアイルランド、イタリア、ギリシャ、スペイン、ポルトガルの 5 カ国（いわゆる PIIGS）については、ギリシャとポルトガルのように却って長期金利が上昇しているケースもある。このうち例えばギリシャでは、2010 年に Parliamentary Budget Office が設定されたものの、2013 年に制度改正があり、2015 年には Hellenic Fiscal Council へと改組されている。アイルランドおよびポルトガルも、表 1 に示したように 2010 年代前半に制度改正がなされていた。財政危機を踏まえ、独立財政機関の見直しそのものがなされた可能性が考えられる。

そこで、これらの 5 カ国を除外し、改めて新規設置国で同じ数値を比較した。その結果は表 3 に示した通りである。その結果、PIIGS を除いた場合、独立財政機関の設置はすべての導入国において長期金利の低下をもたらしたことがより浮き彫りにされる。また、2010 年代と 2000 年代とで 14 カ国の長期金利の平均値の差を取ると、2010 年代には 2000 年代と比較すると、2.6%ポイント低下している。かつ、二つの期間の差は統計的に有意であることを確認している。

表 3. 長期金利（平均値）の比較（独立財政機関新規設置国，除 PIIGS）

	2000 年代	2010 年代
オーストラリア	5.719	3.483
カナダ	4.693	2.135
フィンランド	4.385	1.501
フランス	4.352	1.750
ドイツ	4.253	1.209
ハンガリー	7.483	5.126
ラトビア	5.308	3.321
リトアニア	5.247	2.787
ルクセンブルク	3.848	1.350
オランダ	4.349	1.490
チェコスロバキア	5.267	2.370
韓国	5.530	3.081
スウェーデン	4.443	1.497
イギリス	4.787	2.171

注：単位は%。データの出所は、OECD Economic Outlook。2000 年代は 2000 年から 2009 年、2010 年代は 2010 年から確定したデータが得られる 2018 年までの平均値である。



次に、IMF (2016)の調査の段階で、独立財政機関を設置していないと区分されているアイスランド、イスラエル、日本、ニュージーランド、ノルウェー、ポーランド、スロベニア、およびスイスと比較したい。表4は、以上8カ国を対象に、2000年代と2010年代とで長期金利の平均値を比較している。この表からは、設置していない国でも2010年代の長期金利は、2000年代と比べると低下していることがわかる。2010年代には2000年代よりも2.4%ポイント低下しており、表3の新規設置国の方が僅かながら低下幅が大きい。尤も、表4に示したうち、日本の場合は日本銀行によるイールドカーブ・コントロールの影響で長期金利の上昇が抑制されているため、国債金利が財政状況を反映しているとは必ずしも言い難いことに留意すべきである。一方、ポーランドやスロベニアといった、2000年代に入ってからEUに加盟した東欧の国については、表2と表3に示した国と比較すると長期金利の低下幅が小さいことが分かる。このことは、EU加盟国内においては、独立財政機関の設置の有無が長期金利の違いを生んでいることを示唆するものである。

表4. 長期金利（平均値）の比較（独立財政機関未設置国）

	2000 年代	2010 年代
アイスランド	9.068	5.830
イスラエル	6.859	3.178
日本	1.450	0.522
ニュージーランド	6.190	3.840
ノルウェー	5.034	2.252
ポーランド	6.590	4.071
スロベニア	4.647	3.160
スイス	2.927	0.547

注：単位は%。データの出所は、OECD Economic Outlook。2000年代は2000年から2009年、2010年代は2010年から確定したデータが得られる2018年までの平均値である。

## 5. まとめと日本への提言

本稿では、独立財政機関について紹介し、2000年代中盤以降に設置した国を対象として財政収支及び政府債務残高を観察し、新規に設置した国とそれ以外とで国債金利（長期金利）の動きを比較した。主な論点は以下の通りである。

1. 独立財政機関とは、(1) 財政政策の方向性について事前かつリアル・タイムの予測を行い、(2) 事後評価も行い必要に応じて提言を試みる、(3) 非議員によって構成される中立的な組織、という三つの性質を持つ公的機関であり、マクロの財政ルールを補完する性質を持つ。とりわけ政府による楽観的な予測を抑止する効果が、計量経済学的分析によっても確認されている。
2. 2000年代中盤以降に新設した国では、程度の差はあれ財政収支が改善しており、財政黒字に転じた国もあり、多くの場合政府債務残高が減少している。一方、設置していない日本の場合は、財政収支は改善基調にあるものの収支均衡は達成されておらず、政府債務残高も増加し続けている。
3. 設置国と未設置国との間で国債金利（長期金利）の動きを2000年代と2010年代で比較した場合、EU加盟国内の設置国は2010年代にはおよそ1%から2%台となっている。

国債金利の動向を観察した場合、独立財政機関を設置した国では、未設置国と比較すると金利がより低下していることは、独立財政機関を設置して財政見通しの透明性・正確さが増した結果、財政に対する不確実性が払拭され、国債金利が安定化したことの証左とも捉えられよう。第4節でも触れたように、現在の日本の国債金利はイールドカーブ・コントロールのおかげもあって低位で安定していると考えられるものの、日本銀行もいつまでも現在の政策を続けることは不可能であろう。とすると、いずれかの局面で国債金利が上昇する可能性は排除できない。言うまでもなく、国債金利の上昇は（金利上昇を通じた）間接的なクラウドディング・アウトの発生、国債費の増加に伴う基礎的財政収支対象経費の抑制といった形でマクロ経済の実物面や財政にも負の影響が及ぶことになる<sup>5</sup>。独立財政機関の設置は、財政政策の不確実性を低下させて将来の国債金利の安定化をもたらすだけでなく、将来の経済活動や財政運営を阻害する要因を軽減することにもつながると考えられる。

しかしながら、独立財政機関だけで財政健全化が進む訳ではない。第2節でも紹介したように、基本的にはマクロの財政運営の指標である財政ルールがあって、その数値目標を事前に設定し、事後に検証するための存在と独立財政機関は位置付けられよう。もし日本で導入する場合には、財政ルールの設定も不可欠である。田中（2015）でも述べられているように、財政再建に成功した国はルールを守るための仕組みが導入されているが、日本ではそれが欠如している。まずはマクロの財政運営に関するルールを設定し、それにコミットする仕組みを整備した上で、その数値目標の設定・検証を行うための機関として、独立財政機関を設置すべきであろう。

また、世界金融危機のような深刻な不況に陥った時や、大規模な自然災害や新型コロナ

---

<sup>5</sup> 金利の上昇が経済・財政に及ぼす影響については、宮崎（2019）も参照のこと。

ウイルス危機のようなパンデミックが発生した場合には、弾力的な対応が必要である。実際に、1990年代後半の財政構造改革法は、弾力条項（景気条項）を設定していなかった結果、財政運営を自縄自縛にしてしまい、結果的に凍結された経緯がある。たとえば、ゼロ金利制約下における中央銀行、政府、および独立財政機関の協調について分析した Portes and Wren-Lewis (2015)では、(1) ゼロ金利に陥りそうな時には中央銀行が政府にそのことを知らせ、(2) 独立財政機関と政府とが連携して景気対策を立案し、(3) ゼロ金利を脱したならば財政目標を設置して財政再建を進める、というスキームを提案している。財政構造改革法の轍を踏まないためには、経済に大きな負のショックが起こった場合には政府および中央銀行と連携することも一案であろう。

尤も、平時においては、政府からの独立性を極力確保することが求められる。特に日本のような議院内閣制の国では、行政府・立法府からの独立性を担保することがまずは要請されよう。一つの方策として、現行の日本銀行法のように、完全な独立性をその設置法で明記することを提案したい。ただ、福地（2020）でもまとめられているように、完全に独立な機関とした場合は、財源や政府情報へのアクセスで制約を受ける可能性がある。また、政治的な影響力を完全に排除できるとは限らない。完全な独立性を担保する一方、これらのデメリットを解消するような制度設計が望まれる。

## 参考文献

- 井堀利宏（2015）「政治経済学から考える独立財政機関の制度設計」『ECO-FORUM』 31 (1), pp. 17-23.
- 遠藤壮（2017）「議論の深化が求められる独立財政機関」『経済のプリズム』 183, pp.1-9.
- 岡久慶（2015）「イギリスにおける独立財政機関創設：イギリスの 2011 年予算責任及び会計検査法」『外国の立法』 263, pp. 45-60.
- 川崎一泰（2015）「政府予測の楽観的バイアスと独立財政機関」『ECO-FORUM』 31 (1), pp. 30-37.
- 川崎一泰（2017）「政府予測の上方バイアスと財政赤字」『レヴァイアサン』 60, pp. 67-78.
- 経済同友会（2019）「将来世代のために独立財政機関の設置を：複眼的に将来を展望する社会の構築に向けて」  
<https://www.doyukai.or.jp/policyproposals/uploads/docs/191122a.pdf?191122>
- 田中秀明（2011）『財政規律と予算制度改革：なぜ日本は財政再建に失敗しているか』日本評論社
- 田中秀明（2015）「独立財政機関を巡る諸外国の動向と日本の課題」『ECO-FORUM』 31 (1), pp. 7-16.

- 根本寛之 (2019) 「独立財政機関が財政再建に果たす役割：英予算責任庁の経験とわが国への示唆」 JRI レビュー 2019 5, pp.110-128.
- 福地亜希 (2020) 「第三者財政検証監査機関の国際比較調査：豪州の事例を中心に」『公益財団法人 国際通貨研究所 Newsletter』  
<https://www.iima.or.jp/docs/newsletter/2020/nl2020.07.pdf>
- 藤本守 (2020) 「独立財政機関をめぐる論点整理」『調査と情報』1084.
- 宮崎智視 (2019) 「『機動的な財政政策』に関する論点整理」日本経済政策学会叢書 1 『アベノミクスの成否』 pp.61-85, 勁草書房.
- 宮本善仁 (2017) 「財政健全化に向けての独立財政機関の役割：OECD 主要国等における会計検査院との比較を中心に」『会計検査研究』56, pp. 67-96.
- Beetsma, R., and Debrun, X., eds. (2018) Independent Fiscal Councils: Watchdogs or Lapdogs? ACEPR Press.
- Beetsma, R., Debrun, X., Fang, X., Kim, Y., Lledo, V., Mbaye, S., and Zang, X. (2019) “Independent Fiscal Councils: Recent Trends and Performance.” European Journal of Political Economy 57, pp. 53-69.
- Fatás, A. (2010). “The Economics of Achieving Fiscal Sustainability.”  
[http://faculty.insead.edu/fatas/Economics\\_Fiscal\\_Sustainability.pdf](http://faculty.insead.edu/fatas/Economics_Fiscal_Sustainability.pdf)
- International Monetary Fund. (2016) “Fiscal Council Dataset”  
<https://www.imf.org/external/np/fad/council/>
- Kopits, G., ed. (2013) Restoring Public Debt Sustainability: The Role of Independent Fiscal Institutions. Oxford University Press.
- Kopits, G. (2016) “The Case for an Independent Fiscal Institution in Japan.” IMF Working Paper 16/156.
- Miyazaki, T. (2014) “Fiscal Reform and Fiscal Sustainability: Evidence from Australia and Sweden.” International Review of Economics and Finance 33, pp. 141-151.
- Portes, J., and Wren-Lewis, S. (2015) “Issues in the Design of Fiscal Policy Rules.” The Manchester School 83, pp. 56-86.
- Wren-Lewis, S. (2018) “Policy Delegation and the Consensus Assignment.” In: Beetsma, R., and Debrun, X., eds. (2018), pp. 11-18.



# 経営者報酬契約とESG投資

Khon Kaen University ビジネス・スクール associate professor 兼

神戸大学経済経営研究所 ジュニア・リサーチ・フェロー 佐藤 愛





## 要 約

この論文では Social impact bonds もしくは sustainability-linked bonds が社会的な不効用を伴う社会的プログラムのパフォーマンスの改良に役立てることができるかという事を研究する。Social impact bonds は公共セクターによって発行される一方、sustainability-linked bonds にはそのような制約はない。従ってこの論文では、social impact bonds と伝統的な短期借入社債との比較の問題を研究する。

Social impact bonds の発行者は社会的プログラムを実行するために民間の利潤追求型投資家から資金を借り入れる。発行者の多くは、利他的な動機を持つ公共セクター、特に、地方政府である。現実的な仕組みとしては、まず、発行者はプログラムを実行する為の事前費用を資金調達する必要がある利他的なサービス供給者に資金を付与する。単純化のために、発行者とサービス供給者は同一人物であると仮定する。発行者と投資家は、事前に定義されたパフォーマンス・ターゲットが達成された時のみ発行者が返済するようなパフォーマンスに条件付きの負債契約に合意する。より明示的には、もし、プログラムがパフォーマンス・ターゲットを達成すれば、発行者は原本と利子分を返済する。一方、プログラムがそのターゲッ

トを達成できなければ、発行者は多くの場合、何も返済しない。その結果、投資家にプログラム・パフォーマンスに影響を与えるような活動を行う為のインセンティブが与えられる。実際、投資家は社会的プログラムの達成とそれを達成するための発行者の能力の欠如に関心を持つのみならず、それらの問題を解決する方法や技術について発行者の助力を行う。

伝統的な短期負債においては、発行者は各期に発行する伝統的な短期負債も利用できる。発行者は利潤追求型の投資家に、每期、元本と利子を支払う必要がある。一方、social impact bond では、発行者は1期の期首に1期と2期の終わりの返済額を事前に決める。すなわち、一期のはじめに2期末にパフォーマンスレベルに応じた額が払われるという債券を発行する。

こういう状況で、2期間モデルを用いて、社会的プログラムが生み出してしまう社会的不効用の程度がある程度小さいと social impact bond が伝統的な短期負債よりも好まれる一方、ある程度大きいと伝統的な短期負債が好まれるという事をしめす。更に、このような状況下で、利潤追及を行う投資家の交渉力が強まるにつれ、伝統的な短期負債がより好まれやすくなる事をも示す。

本研究では、投資家が社会的プログラムを実行する際に、一定の社会

的不効用ないし、経常費用がかかるという特徴をもつ。そして、その社会的効用ないし発行者がこうむる経常費用に関しては投資家は関心がない。そんな状況のもとで、発行者が本来のプログラムの実行に加えて、如何にして投資家に社会的効用ないし経常費用を下げる努力をさせるかを見る斬新的な研究である。

# 経営者報酬契約とESG投資\*

佐藤 愛†

September 28th, 2021

## 概要

本研究では社会的なプログラムを実行したい地方政府等が、そのプログラムを実行する為に能力と資金を持った投資家に債券を発行し、如何にして社会的コストを抑えながらもプログラムを成功に導くかを2期間の不完備契約を用いて研究する。社会的プログラムが生み出してしまう社会的不効用の程度がある程度小さいと social impact bond が伝統的な短期負債よりも好まれる一方、ある程度大きいと伝統的な短期負債が好まれるという事をしめす。更に、このような状況下で、利潤追及を行う投資家の交渉力が強まるにつれ、伝統的な短期負債がより好まれやすくなる事をも示す。

---

\*本研究は、一般財団法人ゆうちょ財団から研究助成を得て遂行したものです。  
心から感謝申し上げます。

†Faculty of Business Administration and Accountancy, Khon Kaen University, Thailand and Research Institute for Economics and Business Administration, Kobe University, Japan.

## 1 はじめに

この論文では Social impact bonds が社会的不効用を伴う社会的プログラムのパフォーマンスの改良に役立てる事ができるかという事を研究する。Social impact bonds は公共セクターによって発行される。この論文では、social impact bonds と伝統的な短期借入社債との比較の問題を研究する。

Social impact bonds の発行者は社会的プログラムを実行するために民間の利潤追求型投資家から資金を借り入れる。発行者の多くは、利他的な動機を持つ公共セクター、特に、地方政府である。現実的な仕組みとしては、まず、発行者はプログラムを実行する為の事前費用を資金調達する必要がある利他的なサービス供給者に資金を付与する。単純化のために、発行者とサービス供給者は同一人物であると仮定する。発行者と投資家は、事前に定義されたパフォーマンス・ターゲットが達成された時のみ発行者が返済するようなパフォーマンスに条件付きの負債契約に合意する。<sup>1</sup>より明示的には、もし、プログラムがパフォーマンス・ターゲットを達成すれば、発行者は原本と利子分を返済する。一方、プログラムがそのターゲットを達成できなければ、発行者は多くの場合、何も返済しない。その結果、投資家にプログラム・パフォーマンスに影響を与えるような活動を行う為のインセンティブが与えられる。実際、投資家は社会的プログラムの達成とそれを達成するための発行者の能力の欠如に関心を持つのみならず、それらの問題を解決する方法や技術について発行者の助力を行う。

---

<sup>1</sup>投資家で且つ自らの資金を投じるようなプレーヤーとして、ゴールドマン・サックスのような投資銀行、または破産しそうな会社を買収して立て直すファンド会社のようなものを想定する。

伝統的な短期負債においては、発行者は各期に発行する伝統的な短期負債も利用できる。発行者は利潤追求型の投資家に、每期、元本と利子を支払う必要がある。一方、social impact bond では、発行者は1期の期首に1期と2期の終わりの返済額を事前に決める。すなわち、一期のはじめに2期末にパフォーマンスレベルに応じた額が払われるという債券を発行する。

こういう状況で、2期間モデルを用いて、社会的プログラムが生み出してしまふ社会的不効用の程度がある程度小さいと social impact bond が伝統的な短期負債よりも好まれる一方、ある程度大きいと伝統的な短期負債が好まれるという事をしめす。更に、このような状況下で、利潤追及を行う投資家の交渉力が強まるにつれ、伝統的な短期負債がより好まれやすくなる事をも示す。

本研究では、投資家が社会的プログラムを実行する際に、一定の社会的不効用ないし、経常費用がかかるという特徴をもつ。そして、その社会的不効用ないし発行者がこうむる経常費用に関しては投資家は関心がない。そんな状況のもとで、発行者が本来のプログラムの実行に加えて、如何にして投資家に社会的不効用ないし経常費用を下げる努力をさせるかを見る斬新的な研究である。

## 2 モデル

2 期間モデルを考える。発行者は社会的プログラムを実行するために各期の期首に前もって資本支出  $u > 0$  を資金調達する必要がある。ESG に注目するという事、そして、簡単化の為、プログラムがターゲットを達成できなく

でも、発行者は2期目の終わりには  $2u$  以上を返済する。社会的プログラムが実行されれば、そのプログラムのパフォーマンスは各期において観察可能で立証可能な生産物  $a > 0$  で測定できる。しかしこのプログラムは、各期において、発行者の効用を  $s > 0$  だけ減少させるような不効用ないし経常費用がかかるものとする。しかし、投資家が努力をし、観察可能だが立証不可能な生産物  $b > 0$  を生み出せれば、発行者の不効用は各期で  $\zeta bs$  だけ減少するものとする。ここで、 $\zeta \geq 0$  である。

観察可能で立証可能な生産物  $a$  の生産水準は2通りの可能性があって、 $a^H$  と  $a^L$  で、 $a^H > a^L > 0$  である。 $a^H$  となる確率が  $P^H$  で  $a^L$  となる確率が  $P^L = 1 - P^H$  である。また、観察可能で立証不可能な生産物  $b$  の生産水準も2通りの可能性があって、 $b^H$  と  $b^L$  で、 $b^H > b^L > 0$  である。 $b^H$  となる確率が  $Q^H$  で  $b^L$  となる確率が  $Q^L = 1 - Q^H$  である。

ただし、社会的プログラムのデザインや管理プログラムの改良等のために当該投資家のみが持っている知見があり、それを適用するために観察可能だが契約（立証）不可能な関係特殊的努力或いは関係特殊的投資  $I_a \geq 0$  と  $I_b \geq 0$  を投資家が1期の期首に投入すれば、 $a$  と  $b$  の2期目の生産性を増加させるのに役立つものとする。すなわち、2期目の  $P^H$  と  $Q^H$  は  $P^H(I_a)$  と  $Q^H(I_b)$  となるものとする。また、簡単化のために1期目の  $a^H$  と  $b^H$  の確率は0、すなわち、 $P^H(I_a) = Q^H(I_b) = 0$  と仮定する。

資金調達の方法としては、伝統的短期負債と social impact bond の2種類を考える。伝統的な短期負債では、発行者は1期の初めに投資家から  $u$  を借



り入れ、1 期末に投資家に  $w_1^L$  を支払う。発行者は 2 期の期首に短期負債を再度借りて、2 期末に  $a$  の水準に応じて投資家に支払いを支払う。実際には、上述したように投資家は持っている知見を適用するために関係特殊的投資或いは関係特殊的努力を投入しているので、ある種の交渉力を持つ。その結果、2 期目の支払額は発行者と投資家の間の交渉ゲーム（ナッシュ・バーゲニング）により決まってくる。もし発行者が短期負債を再度借りる事に失敗すれば、発行者は外部の競争的な負債市場で新しい投資家から  $u$  を借り入れる。ただし、その場合は新しい投資家は 1 期目の投資家が行った関係特殊的投資或いは関係特殊的努力を利用できないので、2 期目の  $a^H$  と  $b^H$  の確率は 0 になるものとする。したがって、この時、発行者が得られる効用は  $a^L - (1 - \zeta b^L)s - u$  となる。

Social impact bond では、発行者は 1 期の期首に 2 期目の期末の社会的プログラムのパフォーマンス  $a$  に応じて支払額が変化する債券を発行する。すなわち、1 期の期首に投資家から  $2u - w_1^L$  だけの借り入れを行う一方、2 期の期末に事前に決められたパフォーマンス・レベル  $a = a^H$  が達成できれば、2 期の期末に投資家に  $w_2^H$  支払うというものである。達成できなければ、2 期末には投資家には  $w_2^L$  だけ支払う。この場合には、 $w_1^L$  の部分は、1 期の期首に政府予算からの移転支出によって調達されるものと仮定する。

### 3 最適な負債選択

以上の設定の下、まず、発行者が伝統的な短期負債を使って社会的プログラムの資金を調達するケースをモデル化する。以下で定式化されるように、その時には、投資家の participation constraint (2) 式と incentive compatibility (3) 式の制約のもとで (1) 式で表されるような発行者の期待効用を最大化するように、投資家への 1 期目の返済額と 1 期の期首にインセンティブを与えて投資家に投入してもらう関係特殊的投資或いは関係特殊的努力水準を発行者は決めることになる。すなわち、

$$\max_{w_1^L, I_a, I_b} a^L - w_1^L - (1 - \zeta b^L)s + \delta V_2^p(I_a, I_b), \quad (1)$$

$$\text{s.t. } w_1^L - D_a(I_a) - D_b(I_b) + \delta V_2^m(I_a, I_b) \geq 2\underline{u}, \quad (2)$$

$$w_1^L - D_a(I_a) - D_b(I_b) + \delta V_2^m(I_a, I_b) \quad (3)$$

$$\geq w_1^L - D_a(I'_a) - D_b(I'_b) + \delta V_2^m(I'_a, I'_b), \quad \forall I'_a, I'_b.$$

ここで、 $V_2^p(I_a, I_b)$  と  $V_2^m(I_a, I_b)$  は、1 期期首に投資家に投入してもらう関係特殊的投資或いは関係特殊的努力水準が  $I_a$  と  $I_b$  である時の 2 期目における発行者と投資家の期待効用水準で、以下に説明されるように backward induction により決まってくる。投資家の participation constraint (2) 式では、投資家の 1 期はじめにおけるその後 2 期間の期待ネットペイオフが 2 期間の総貸出額  $2\underline{u}$  以上であることを保証する一方、incentive compatibility (3) 式は、1 期期首に投資家にしてもらう関係特殊的投資、或いは、関係特殊的

努力水準  $(I_a, I_b)$  が、投資家の 1 期期首におけるその後 2 期間の期待ネットペイオフを最大化する水準と一致することを保証する。

$V_2^p(I_a, I_b)$  と  $V_2^m(I_a, I_b)$  の決定に関しては、投資家が 2 期目の期首に交渉力を持つことに注意すべきである。その結果として、2 期目の短期負債の借り換えについては、発行者と投資家がナッシュ・バーゲニングをすることによって決定される。<sup>2</sup>すなわち、1 期の期首に投入された  $(I_a, I_b)$  に対して以下のナッシュ・プロダクトを最大化するように投資家への 2 期目の支払額  $(w_2^H, w_2^L)$  が決まる。

$$\max_{w_2^H, w_2^L} \left\{ \sum_{j=H,L} P^j(I_a)(a^j - w_2^j) - \sum_{i=H,L} Q^i(I_b)(1 - \zeta b^i)s - [a^L - (1 - \zeta b^L)s - \underline{u}] \right\} \\ \times \left\{ \sum_{j=H,L} P^j(I_a)w_2^j - \underline{u} \right\}.$$

上述のナッシュ・プロダクトでは、以下の事に注意すべきである。交渉が失敗したときには、発行者は外部の競争的な負債市場で新しい投資家から  $\underline{u}$  を借り入れるのに対し、1 期に資金を貸していた投資家は外部の競争的な負債市場で別の借り手に  $\underline{u}$  だけ貸し出す。競争的な負債市場での貸し出し利率は 0 と仮定していて、また、新しい投資家は 1 期目の投資家が行った関係特殊的投資或いは関係特殊的努力を利用できず、2 期目の  $a^H$  と  $b^H$  の確率は 0 になるものと仮定しているため、発行者と投資家の交渉決裂時の外部オプションは  $a_L - s - \underline{u}$  と  $\underline{u}$  により与えられる。

発行者と投資家のどちらもリスク中立的なので、ナッシュ交渉解の理論が

<sup>2</sup>パフォーマンスレベル  $a$  と  $b$  は、発行者と投資家双方から観察可能なので、発行者と投資家間でナッシュ・バーゲニングを行うことが可能となる。

らどちらも同じだけの交渉余剰を得る、すなわち、交渉成立時の両者の期待効用の総和と不成立時の両者の期待効用の総和の差額分である総余剰の半分に等しいものを得ることになる。そのため、 $V_2^p(I_a, I_b)$  と  $V_2^m(I_a, I_b)$  は以下のように決定される（詳しくは、Adachi-Sato (2021) を参照）。

$$\begin{aligned}
V_2^p(I_a, I_b) &= \frac{1}{2} \left\{ \sum_{j=H,L} P^j(I_a) a^j - \sum_{i=H,L} Q^i(I_b) (1 - \zeta b^i) s - [a^L - (1 - \zeta b^L) s] \right\} \\
&\quad + a^L - (1 - \zeta b^L) s - \underline{u} \\
&\geq 0,
\end{aligned} \tag{4a}$$

$$\begin{aligned}
w_2^H &= w_2^L = V_2^m(I_a, I_b) \\
&= \frac{1}{2} \left\{ \sum_{j=H,L} P^j(I_a) a^j - \sum_{i=H,L} Q^i(I_b) (1 - \zeta b^i) s - [a^L - (1 - \zeta b^L) s] \right\} + \underline{u} \\
&\geq 0.
\end{aligned} \tag{4b}$$

次に、発行者が social impact bond を使って社会的プログラムの資金を調達するケースをモデル化する。この時には、1 期の期首に発行者は 2 期の期末に実現する観察可能で立証可能な生産物  $a$  の実現値に応じて投資家への支払いが行われるような social impact bond を発行するものとする。その時には、以下で定式化されるように投資家の participation constraint (6) 式と incentive compatibility (7) 式の制約のもとで (5) 式で表されるような発行者の期待効用を最大化するように、投資家への 2 期の期末での返済額と 1 期の期首にインセンティブを与えて投資家に投入してもらう関係特殊的投資或いは関係特殊的努力水準を発行者は決めることになる。

$$\max_{w_1^L, I_a, I_b, w_2^H, w_2^L} a^L - w_1^L - (1 - \zeta b^L)s + \delta \left[ \sum_{j=H,L} P^j(I_a)(a^j - w_2^j) - \sum_{i=H,L} Q^i(I_b)(1 - \zeta b^i)s \right], \quad (5)$$

$$\text{s.t. } w_1^L - D_a(I_a) - D_b(I_b) + \delta \sum_{j=H,L} P^j(I_a)w_2^j \geq 2\underline{u} - w_1^L, \quad (6)$$

$$w_1^L - D_a(I_a) - D_b(I_b) + \delta \sum_{j=H,L} P^j(I_a)w_2^j \geq w_1^L - D_a(I'_a) - D_b(I'_b) + \delta \sum_{j=H,L} P^j(I'_a)w_2^j, \forall I'_a, I'_b. \quad (7)$$

ここで、前述したように、この social impact bond では、発行者は 1 期の期首に投資家から  $2\underline{u} - w_1^L$  だけの借入れを行う一方、事前に決められたパフォーマンス・レベル  $a = a^H$  が達成できれば、2 期の期末に投資家に  $w_2^H$  支払うという形になる。達成できなければ、2 期末に投資家に  $w_2^L$  支払う。

(1) — (4) 式の最大化問題を解いて得られる最適な伝統的短期負債と (5) — (7) 式の最大化問題を解いて得られる最適な social impact bond を比較することにより、以下の命題を得る（詳しくは、Adachi-Sato (2021) を参照）。

**命題 1：** 社会的プログラムの社会的不効用の程度がある水準  $\hat{s}$  より小さいと social impact bond が伝統的な短期負債より好まれる一方、 $\hat{s}$  より大きければ伝統的な短期負債が social impact bond より好まれる。

Social impact bond は、負債支払いを観察可能で立証可能な生産物の生産量  $a$  に条件付きとすることにより、社会的不効用を伴うが  $a$  の高い生産量を

達成させるように利潤追求を行う投資家が社会的プログラム解決のための方法や技術について発行者を十分助ける事ができるようなインセンティブを与える。そして、その時には、社会的不効用を全く考慮せずに、発行者の期待総効用を最大化するような関係特殊的投資或いは関係特殊的努力水準が選択される。これに対して、伝統的な短期負債は社会的不効用をできるだけ削減しながら  $a$  のある程度高い生産水準を達成するように利潤追求を目指す投資家が社会的プログラム解決のための方法や技術について発行者に協力するようなインセンティブを与える。しかしながら、その時には、社会的不効用を考慮しなかったと仮定したときの発行者の期待総効用を最大化するような関係特殊的投資或いは関係特殊的努力水準は選択されない。したがって、 $a$  の高い生産水準を達成する事と社会的不効用の削減との間にトレードオフがあり、社会的プログラムの社会的不効用の程度がある水準より小さいと social impact bond が伝統的な短期負債より好まれる一方、その水準より大きければ伝統的な短期負債が social impact bond より好まれるのだ。

さらに、以下の命題も得ることができる（詳しくは、Adachi-Sato (2021) を参照）。

**命題 2：**利潤追求を行う投資家の交渉力が強まれば伝統的な短期負債がより好まれやすくなる。

このことから、発行者に貸し出しを行っている投資家を簡単に置き換える

ことが難しくなれば、伝統的な短期負債がより好まれやすくなるということが明らかである。

## 4 結論

Social impact bond と伝統的な短期負債はともに利潤追求を目指す投資家に社会的な不効用を伴う社会的プログラムのパフォーマンスの改良に役立つような関係特殊的投資或いは関係特殊的努力水準を実行させるインセンティブをもたらす。前者は、社会的な不効用を伴う社会的プログラムにおいて社会的な不効用を考慮に入れなかった時のパフォーマンスを最大化するような関係特殊的投資或いは関係特殊的努力水準を利潤追求を目指す投資家に実行させる。後者は、利潤追求を目指す投資家に発行者の残余利得の一部の請求権を渡すことによって、社会的な不効用をできるだけ削減しながらある程度高いパフォーマンスを達成するような形で利潤追求を目指す投資家が関係特殊的投資或いは関係特殊的努力水準を選択するインセンティブを与える。この論文は社会的プログラムには必ず何らかの社会的コストがかかり、それを減らす事が必ずしも投資家の関心ではないという状況を想定し、そのような投資家に如何にして社会的コストを減らすような努力をさせるかという点に新しい insight がある。

また、Adachi-Sato (2021) では利潤最大化とは直接結びつかないような環境・社会・ガバナンス問題（上記でいうところの社会的な不効用）に関心があり、そこから効用を得られるプリンシパルが、環境・社会・ガバナンス問題

関連の投資からは効用を得られないエージェントに対してどのようにしてその投資を促すかというモデルを一般的に分析している。



## 参考文献

Adachi-Sato, M. 2021. Contract Duration and Socially Responsible Investment.  
Kobe University Discussion Paper Series, 2021-14.

<https://www.rieb.kobe-u.ac.jp/academic/ra/dp/English/dp2021-14.html>.

Adams, R. B. and Ferreira, D. 2007. A Theory of Friendly Boards. *Journal of Finance*, Vol. 62, pp. 217 – 250.

Agrawal, A., Knoeber, C. R. and Tsoulouhas, T. 2006. Are Outsiders Handicapped in CEO Successions? *Journal of Corporate Finance*, Vol. 12, pp. 619 – 644.

Beyer, A. I. Guttman, I. Marinovic. 2019. Earnings Management and Earnings Quality: Theory and Evidence. *The Accounting Review* 94(4), 77 – 101.

Byrd, J. and Hickman, K. 1992. Do Outside Directors Monitor Managers? Evidence from Tender Offer Bids. *Journal of Financial Economics*, Vol. 32, pp. 195 – 221.

Clutterbuck, D. 1998. Handing over the Reins: Should the CEO's Successor be an Insider or an Outsider?. *Corporate Governance*, Vol. 6, pp. 78–85.

Gomes, A. 2000. Going Public without Governance: Managerial Reputation Effects. *Journal of Finance* LV(2).

Ivanovich, D., and M. Hedges. 2001. 4 Rapter Deals Eyed by Panel. *Houston Chronicle.com Washington Bureau*, 45–67.

Hermalin, B. E. and Weisbach, M. S. 1998. Endogenously Chosen Boards of Directors and Their Monitoring of the CEO. *American Economic Review*, Vol. 88, pp. 96–118.

Noe, T. 2009. Tunnel-proofing the Executive Suite: Transparency, Temptation, and the Design of Executive Compensation. *The Review of Financial Studies* 22(12), 4849–4880.

Parrino, R. 1997. CEO Turnover and Outside Succession: A Cross-Sectional Analysis. *Journal of Financial Economics*, Vol. 46, pp. 165–197.

Raheja, C. G. 2005. Determinants of Board Size and Composition: A Theory of Corporate Boards. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 40, pp. 283 – 306.

Rosenstein, S. and Wyatt, J. G. 1990. Outside Directors, Board Independence and Shareholder Wealth. *Journal of Financial Economics*, Vol. 26, pp. 175 – 191.

Williamson, O. E. 2008. Corporate Boards of Directors: In Principle and in Practice. *The Journal of Law, Economics, & Organizations*, Vol. 24, pp. 247 – 271.

White, D. 2002. Tyco Report Paints Picture of Greed CEO; Kozlowski Allegedly Deceived Firm's Board. *Washington Post* E01.

# 1 Appendix A

In this appendix, I theoretically explore the effect of the board monitoring on the possible cash flow diversion done by the CEO. The CEO's power over the board, the unobservable effort decisions, and the private information he holds have a lot of effects not only on corporate outputs but also on society. In this appendix, I examine how weak board enables the incumbent CEO to divert some corporate cash. Some cases of diversion are obvious (see for example, Ivanovich and Hedges (2001) and White (2002)) but as stated by Noe (2009), not all diversion are detected. Noe (2009) states "Some illegal diversion is not illegal and not all illegal diversions can be detected simply by an audit by a firm's financial transactions. For example, a CEO who ••• would not be subject to any legal sanction. Yet, funds, which could be invested in productive activities, would still be diverted." Moreover, "For example, when managers can be expected to divert 50 percent of the cash flow, the stock price with the reputation effect is 30 percent higher than the predicted stock price based only on the actual level of protection of minority shareholders" (Gomes (2000)).

Below I show that how board composition affects CEO monitoring and also study how board composition is affected by the CEO. See also, Adams and Ferreira (2007), Agrawal et al (2006), Beyer et al (2019), Byrd and Hickman

(1992), Clutterbuck (1998), Hermalin and Weisbach (1998), Parrino (1997), Raheja (2005), Rosenstein and Wyatt (1990), Williamson (2008). In this paper, the board is either tough or easy board. When the board is tough, the CEO finds it hard to divert cash, whereas easy board makes it easy for the CEO to divert cash. Initially, the CEO's bargaining power is given by  $\gamma$ .

**VARIABLES Exogenous variables:**

$\gamma$  :initial bargaining power of the CEO;

$\gamma_T, \gamma_E$  :the CEO's bargaining power realized at the end of the first period.

Using this bargaining power, the CEO negotiates with the board at the beginning of the second period. Note that even though  $\gamma_T$  and  $\gamma_E$  are exogenous, the probabilities of  $\gamma_T$  and  $\gamma_E$  are endogenous. In other words, the CEO's expected bargaining power in the second period is endogenous. To be more specific,  $a_1(k_1)\gamma_T + (1 - a_1(k_1))\gamma_E$ , the expected value of the CEO's bargaining power in the future is endogenous;

$\lambda$  :the inverse of outside monitoring. Larger  $\lambda$ , the less outside monitoring, implying that the CEO may divert the company money;

$y_H, y_L$  : realized cashflow;

$\sigma_H$  :probability of  $y_H$ .

**Endogenous variables:**

$a_1(k_1)$  : the probability of the board being tough, which is also the probability of CEO not diverting any money;

$w_1$  : the wage of the CEO paid at the end of the first period;

$a_2(k_i)$  where  $i = T$  or  $E$  : the probability of the board being tough to the CEO in the second stage. This is also the probability of the CEO not diverting any money;

$w_{2i}$  where  $i = T$  or  $E$  : the wage of the CEO paid at the end of the second period.

**Timing:**    **The beginning of the period 1:** The CEO has bargaining power  $\gamma$  which is exogenously given. The board with bargaining power  $1 - \gamma$  and the CEO with bargaining power  $\gamma$  Nash bargain and determine the CEO's wage  $w_1$  and the board composition  $k_1$  that affects the likelihood of the board being tough/easy on the CEO. The board type (tough or easy) is publicly observable.

**The end of the period 1:** The cashflow of the first period is realized. If the board is easy on the current CEO, the CEO diverts excessive cash flow into his pocket. If the board is tough on the current CEO, the CEO does not divert the excessive cashflow. Regardless of the board type, the CEO receives his wage  $w_1$ .

**The beginning of the period 2:** The board type determined in the first

period affects the probability of the CEO's bargaining power in this period, which is either  $\gamma_E$  (easy) or  $\gamma_T$  (tough), where  $\gamma_E > \gamma_T$ . Given this bargaining power, the CEO and the board Nash bargain and determine the CEO's wage  $w_2$  and the board composition  $k_2$  that affects the likelihood of the board type at the end of the period 2. In other words,  $w_2$  and  $k_2$  is function of  $\gamma_i, i = E$  or  $T$ .

**The end of the period 2:** The second cashflow is realized. If the board is easy, the CEO diverts excessive cash flow into his pocket. If the board is tough, the CEO cannot divert the excessive cashflow. Regardless of the board characteristics, the CEO receives his wage  $w_2$ .

## Model

### Backward induction Second stage payoffs

#### Players' expected payoffs at the end of the second period:

The CEO's expected payoff at the end of the second period is given as:

$$\pi_{C2}(\gamma_i) = \{(1 - a_2(k_2))[\lambda(y_H - y_L) + w_2] + a_2(k_2) \cdot w_2\} \sigma_H + w_2(1 - \sigma_H) - \frac{d(1 - a_2(k_2))}{\gamma_i}, \quad (1)$$

where  $a_2(k_2)$  is the probability of the board being tough, hence  $(1 - a_2(k_2))$  is the probability of the board being easy, where  $a_2$  is increasing function of

the board composition,  $a'_2(k_2) > 0$ . The first term of (1) represents the CEO's expected payoff when the firm performance is high ( $y_H$ ) with probability  $\sigma_H$ : that is, if the board is easy with probability  $(1 - a_2(k_2))$ , the CEO diverts  $\lambda$  fraction of excessive cash ( $y_H - y_L$ ) into his pocket; but if the board is tough with probability  $a_2(k_2)$ , the CEO cannot divert any cash into his pocket. Whether or not the CEO diverts the cash, he always receives  $w_2$ . The second term shows that when the firm performance is low ( $y_L$ ) with probability  $(1 - \sigma_H)$ , there is no cash the CEO can divert into his pocket, hence the CEO receives only  $w_2$ . The final term indicates the cost the CEO incurs in influencing the board composition to make it 'easy' for him. Note that  $d' > 0$ , but the larger the CEO's bargaining power  $\gamma_i$ , the lower the cost of influencing the board to become 'easy' board.

The board's expected payoff at the end of the second period is given as:

$$\pi_{B2}(\gamma_i) = [(1 - a_2(k_2))(y_L - w_2) + a_2(k_2)(y_H - w_2)] \sigma_H + (y_L - w_2)(1 - \sigma_H). \quad (2)$$

The first term represents the board expected payoff when the firm performance was  $y_H$  with probability  $\sigma_H$ . With probability  $(1 - a_2(k_2))$ , the board is easy, hence allows the CEO to divert the cash. As a result, the board receives  $(y_L - w_2)$ . With probability  $a_2(k_2)$ , the board is tough, hence it prevents the CEO's cash diversion and receives  $(y_H - w_2)$ . The second term shows that the board



receives  $(y_L - w_2)$  when the firm performance is  $y_L$  with probability  $(1 - \sigma_H)$ .

**Assumption:** Assumption A1:

$$\frac{y_L}{(y_H - y_L)\sigma_H} > \max \left[ \frac{2(1 + 2\lambda)}{\gamma_i} - 3\lambda, \frac{\gamma_i(1 + \lambda)}{2} y_L \right].$$

The first inequality is the sufficient condition for  $\frac{dB_2(\gamma_1)}{d\gamma_1} < 0$  to hold. The second inequality is the necessary and sufficient condition that assures  $a_2^* > 0$ . These conditions are more likely to hold if 1) the ratio of the cash flow under the bad state and the expected increment of the cash-flow under the good state is large enough 2)  $\lambda$  is small enough, or in other words, outside monitors are functioning well. Both implies that the benefit of cash diversion is not sufficiently large. (Cash diversion's should not be too attractive or too easy for the CEO.)

**Nash Bargaining at the beginning of the second period:** The board determined in the first stage (tough or easy) and the CEO ( $\gamma_T$  or  $\gamma_E$ ) negotiate over the CEO's wage and the CEO's action that affects the likelihood of the board being tough or easy. Note that the board plays different game depending on tough or easy. I use generalized Nash bargaining for simplicity. Nash product is given by:

$$\begin{aligned}
& \left\{ \left\{ (1 - a_2(k_2))[\lambda(y_H - y_L) + w_2] + a_2(k_2)w_2 \right\} \sigma_H + w_2(1 - \sigma_H) - \frac{d(1 - a_2(k_2))}{\gamma_i} \right\}^{\gamma_i} \\
& \quad (3) \\
& \times \left\{ [(1 - a_2(k_2))(y_L - w_2) + a_2(k_2)(y_H - w_2)] \sigma_H + (y_L - w_2)(1 - \sigma_H) \right\}^{1 - \gamma_i},
\end{aligned}$$

$i = T, E$ .

First-order condition with respect to  $w_2$  yields

$$\begin{aligned}
w_2^i &= (1 - \gamma_i) \left[ \frac{1}{\gamma_i} (a_2(k_2^i) - 1)^2 + \lambda \sigma_H (y_H - y_L) (a_2(k_2^i) - 1) \right] \\
& \quad + \gamma_i \left\{ [(1 - a_2(k_2^i)) \sigma_H + 1 - \sigma_H] y_L + a_2(k_2^i) \sigma_H y_H \right\}.
\end{aligned} \tag{4}$$

First-order condition with respect to  $k_2$  yields

$$a_2(k_2^i) = 1 - \frac{\gamma_i (y_H - y_L) \sigma_H (1 + \lambda)}{2}. \tag{5}$$

From (5), I have  $a_2(k_2^T) > a_2(k_2^E)$  or  $k_2^T > k_2^E$ . This implies that if the board is tough, the more the board monitors the CEO.

Expression (5) directly leads to the following proposition:

**Proposition 1: The likelihood of the board toughness** *The larger bargaining power the CEO acquires during the first period, the smaller the likelihood of the board being tough in the second period.*

Furthermore, I obtain propositions regarding the CEO and the board payoffs:

**Proposition 2: CEO's expected payoff** *The larger bargaining power the CEO acquires during the first period (this means that the bargaining power is realized in the end of the first period), the larger the CEO's expected payoff in the second period.*

Proof:

Substituting (4) into  $\pi_{C2}(\gamma_i)$ , I obtain

$$\pi_{C2}(\gamma_i) = \gamma_i[a_2(k_2^i) + \lambda(1 - a_2(k_2^i))](y_H - y_L)\sigma_H + \gamma_i y_L - (1 - a_2(k_2^i))^2,$$

Differentiating the above equation with respect to  $\gamma_i$  and rearranging it with (5), I have

$$\begin{aligned} & \frac{d\pi_{C2}(\gamma_i)}{d\gamma_i} \\ &= [a_2(k_2^i) + \lambda(1 - a_2(k_2^i))](y_H - y_L)\sigma_H + y_L - 2\gamma_i\lambda(y_H - y_L)\sigma_H \frac{da_2(k_2^i)}{d\gamma_i} \\ &> 0. \end{aligned} \quad q.e.d.$$

**Proposition 3: Board's expected payoff** *The larger bargaining power the CEO acquires during the first period, the smaller the Board's expected payoff in the second period.*

Proof:

Substituting (4) into  $\pi_{B2}(\gamma_i)$ , I obtain

$$\begin{aligned}\pi_{B2}(\gamma_i) &= (1 - \gamma_i)[a_2(k_2^i) + \lambda(1 - a_2(k_2^i))](y_H - y_L)\sigma_H + (1 - \gamma_i)y_L \\ &\quad - \frac{1 - \gamma_i}{\gamma_i}(1 - a_2(k_2^i))^2.\end{aligned}$$

Differentiating the above equation with respect to  $\gamma_i$  and rearranging it with

(5) gives us

$$\begin{aligned}\frac{d\pi_{B2}(\gamma_i)}{d\gamma_i} &= -[a_2(k_2^i) + \lambda(1 - a_2(k_2^i))](y_H - y_L)\sigma_H - y_L + \frac{1}{(\gamma_i)^2}(1 - a_2(k_2^i))^2 \\ &\quad - 2\lambda(1 - \gamma_i)(y_H - y_L)\sigma_H \frac{da_2(k_2^i)}{d\gamma_i} \\ &< 0.\end{aligned}\quad q.e.d.$$

The inequality is from the first inequality in (A1).

### First stage payoffs

**Players' Expected Payoffs at the end of the first period** The

CEO's expected payoff at the end of the first period is expressed as

$$\begin{aligned}\pi_{C1} &= \{(1 - a_1(k_1))[\lambda(y_H - y_L) + w_1] + a_1(k_1)w_1\}\sigma_H + w_1(1 - \sigma_H) \quad (6) \\ &\quad - \frac{d(1 - a_1(k_1))}{d\gamma_i} + \frac{\pi_{C2}(k_1)}{1 + r}.\end{aligned}$$

The board's expected payoff at the end of the first period is expressed as

$$\begin{aligned} \pi_{B1} = & [(1 - a_1(k_1))(y_L - w_1) + a_1(k_1)(y_H - w_2)] \sigma_H + (y_L - w_1)(1 - \sigma_H) \quad (7) \\ & + \frac{\pi_{B2}(k_1)}{1 + r}, \end{aligned}$$

where  $a_1$  is increasing function of  $k_1$ ,  $\alpha'_1(k_1) > 0$ .

$$\pi_{C2}(k_1) = (1 - a_1(k_1))\pi_{C2}(\gamma_E) + a_1(k_1)\pi_{C2}(\gamma_T), \quad (8)$$

$$\pi_{B2}(k_1) = (1 - a_1(k_1))\pi_{B2}(\gamma_E) + a_1(k_1)\pi_{B2}(\gamma_T). \quad (9)$$

**Nash Bargaining at the beginning of the first period:**

$$\begin{aligned} & \left\{ \{(1 - a_1(k_1))[\lambda(y_H - y_L) + w_1] + a_1(k_1)w_1\} \sigma_H + w_1(1 - \sigma_H) - \frac{d(1 - a_1(k_1))}{\gamma_i} + \frac{\pi_{C2}(k_1)}{1 + r} \right\}^\gamma \\ & \times \left\{ [(1 - a_1(k_1))(y_L - w_1) + a_1(k_1)(y_H - w_2)] \sigma_H + (y_L - w_1)(1 - \sigma_H) + \frac{\pi_{B2}(k_1)}{1 + r} \right\}^{1-\gamma}. \end{aligned} \quad (10)$$

First-order condition with respect to  $w_1$  yields

$$\begin{aligned} w_1^i = & (1 - \gamma) \left[ \frac{1}{\gamma} (a_1(k_1) - 1)^2 + \lambda \sigma_H (y_H - y_L) (a_1(k_1) - 1) - \frac{\pi_{C2}(k_1)}{1 + r} \right] \quad (11) \\ & + \gamma_i \left\{ [(1 - a_1(k_1))\sigma_H + 1 - \sigma_H] y_L + a_1(k_1)\sigma_H y_H + \frac{\pi_{B2}(k_1)}{1 + r} \right\}. \end{aligned}$$

First-order condition with respect to  $k_1$  yields (In order to derive the estimation

equation, I assume that  $d(\cdot) = (1 - a)^2$ .)

$$a_1(k_1) = 1 - \frac{\gamma(y_H - y_L)\sigma_H(1 + \lambda)}{2} + \frac{\pi_{C2}(\gamma_T) - \pi_{C2}(\gamma_E) - [\pi_{B2}(\gamma_T) - \pi_{B2}(\gamma_E)]}{1 + r}. \quad (12)$$

Expression (12) directly leads to the following proposition:

**Proposition 4: The likelihood of the board toughness** *The larger the initial bargaining power of the CEO, the smaller the likelihood of the board being tough in the first period.*

Furthermore, I derive the following propositions regarding the CEO and the board expected payoffs.

**Proposition 5: CEO's expected payoff** *The larger the initial bargaining power of the CEO, the larger the CEO's expected payoff in the first period.*

Proof:

Substituting (11) into  $\pi_{C1}$ , I obtain

$$\pi_{C1} = \gamma[a_1(k_1) + \lambda(1 - a_1(k_1))](y_H - y_L)\sigma_H + \gamma y_L - (1 - a_1(k_1))^2 + \frac{\pi_{C2}(k_1)}{1 + r}.$$

Differentiating this equation with respect to  $\gamma$  and rearranging it with (12),

I have

$$\begin{aligned} \frac{d\pi_{C1}}{d\gamma} &= [a_1(k_1) + \lambda(1 - a_1(k_1))](y_H - y_L)\sigma_H + y_L \\ &\quad + \{-2\gamma\lambda(y_H - y_L)\sigma_H + \pi_{C2}(\gamma_T) - \pi_{C2}(\gamma_E) \\ &\quad + \frac{\pi_{C2}(\gamma_T) - \pi_{C2}(\gamma_E) - [\pi_{B2}(\gamma_T) - \pi_{B2}(\gamma_E)]}{1 + r}\} \frac{da_1}{d\gamma} \\ &> 0. \end{aligned} \quad q.e.d.$$

**Proposition 6: Board's expected payoff** *The effect of the initial bargaining power of the CEO on the Board's expected payoff in the first period is ambiguous.*

Proof:

Substituting (11) into  $\pi_{B1}$ , I obtain

$$\begin{aligned}\pi_{B1} = & (1 - \gamma)[a_1(k_1) + \lambda(1 - a_1(k_1))](y_H - y_L)\sigma_H + (1 - \gamma)y_L \\ & - \frac{1 - \gamma}{\gamma}(1 - a_1(k_1))^2 + \frac{\pi_{B2}(k_1)}{1 + r}.\end{aligned}$$

Differentiating this equation with respect to  $\gamma$  and rearranging it with (12), I

have

$$\begin{aligned}\frac{d\pi_{B1}}{d\gamma} = & -[a_1(k_1) + \lambda(1 - a_1(k_1))](y_H - y_L)\sigma_H - y_L + \frac{1}{\gamma^2}(1 - a_1(k_1))^2 \\ & + \left[ (1 - \gamma)(1 - \lambda)(y_H - y_L)\sigma_H + 2(a_1(k_1) - 1)\frac{1 - \gamma}{\gamma} + \pi_{B2}(\gamma_T) - \pi_{B2}(\gamma_E) \right] \frac{da_1(k_1)}{d\gamma} \\ \rightarrow & ?,\end{aligned}$$

**Proposition 7: The relationship of  $a_1$  and  $a_2$**

1) *If the board was revealed to be tough at the end of the first period, the board is more likely to become tough in the second period.*

2) *If the board was revealed to be easy at the end of the first period, the board is more likely to become easy in the second period. But this holds only when*

*the following condition holds: the effect of the change in the CEO's bargaining power has little effect on both the CEO and the board payoffs.*

Proof:

Because of  $\gamma_T < \gamma < \gamma_E$ ,  $\pi_{C2}(\gamma_T) - \pi_{C2}(\gamma_E) < 0$  and  $\pi_{B2}(\gamma_T) - \pi_{B2}(\gamma_E) > 0$ ,

I obtain

$$a_2(k_2^T) > a_1(k_1) \text{ or } k_2^T > k_1.$$

This means if the board is tough in the first period, the board is more likely to become tough board in the second period. In other words, if the board is tough in the first period, the board independence becomes larger in the second period.

However, I need to have more assumptions to obtain  $a_2(k_2^E) < a_1(k_1)$ .

#### **Mathematical Appendix** 1. Derivation of $w_2^i$ and $a_2(k_2^i)$

Taking the logarithm of (3) and differentiating (3) with respect to  $w_2^i$  and  $k_2^i$ , I obtain

$$\frac{\gamma_i}{\pi_{C1}(\gamma_i)} - \frac{1 - \gamma_i}{\pi_{B1}(\gamma_i)} = 0, \quad (\text{A1})$$

$$\begin{aligned} & \gamma_i \frac{\left\{ -[\lambda(y_H - y_L) + w_2^i]a_2'(k_2^i) + a_2'(k_2^i)w_2^i \right\} \sigma_H + \frac{2[a_2(k_2^i) - 1]}{\gamma_i} a_2'(k_2^i)}{\pi_{C2}(\gamma_i)} \\ & + (1 - \gamma_i) \frac{[-(y_L - w_2)a_2'(k_2) + (y_H - w_2)a_2'(k_2)] \sigma_H}{\pi_{B2}(\gamma_i)} \\ & = 0. \end{aligned} \quad (\text{A2})$$



Rearranging (A1) and (A2) yields (4) and (5).

2. The sign of  $\frac{d\pi_{B2}(\gamma_i)}{d\gamma_i}$

Substituting (5) into  $\frac{d\pi_{B2}(\gamma_i)}{d\gamma_i}$  and rearranging it, I have

$$\frac{d\pi_{B2}(\gamma_i)}{d\gamma_i} = -(y_H - y_L)\sigma_H - y_L + (y_H - y_L)(\sigma_H)^2(1 + \lambda)\left[\frac{1}{2}(1 - 3\lambda)\gamma_i + 1 + 2\lambda\right].$$

Given the latter half of Assumption 1 that  $\frac{2}{\gamma_i} > (y_H - y_L)\sigma_H(1 + \lambda)$ , it follows

from the former half of Assumption 1 that  $\frac{d\pi_{B2}(\gamma_i)}{d\gamma_i} < 0$ .

3. 1. Derivation of  $w_1$  and  $a_1$

Taking the logarithm of (10) and differentiating (10) with respect to  $w_1$  and  $k_1$ , I obtain

$$\frac{\gamma}{\pi_{C1}} - \frac{1 - \gamma}{\pi_{B1}} = 0, \quad (\text{A3})$$

$$\begin{aligned} & \gamma \frac{\{-[\lambda(y_H - y_L) + w_1]a'_1(k_1) + a'_2(k_1)w_1\}\sigma_H + \frac{2[a_1(k_1) - 1]}{\gamma_i}a'_1(k_1) + \frac{\pi'_{C2}(k_1)}{1+r}}{\pi_{C1}} \\ & + (1 - \gamma) \frac{[-(y_L - w_2)a'_1(k_1) + (y_H - w_2)a'_1(k_1)]\sigma_H + \frac{\pi'_{B2}(k_1)}{1+r}}{\pi_{B1}} \\ & = 0. \end{aligned} \quad (\text{A4})$$

Given  $\pi'_{C2}(k_1) = a'_1(k_1)[\pi_{C2}(\gamma_T) - \pi_{C2}(\gamma_E)]$  and  $\pi'_{B2}(k_1) = a'_1(k_1)[\pi_{B2}(\gamma_T) - \pi_{B2}(\gamma_E)]$ , rearranging (A3) and (A4) leads to (11) and (12).

## 2 Appendix B

In this section, I theoretically derive the relationship between the manager's position and his stock award compensation and the relationship between the manager's position and his earnings management strategy. To this end, I simplify the multi-period or the infinite horizon model of Beyer, Guttman, and Marinovic (2014) down to a single-period model, and incorporate the resulting model into the manager's compensation contract.

Consider a firm that generates aggregate earnings  $\theta$ .  $\theta$  is given by

$$\theta = \theta_0 + \varepsilon,$$

where  $\varepsilon \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$ .

After the realization of  $\theta$ , the firm's manager privately learns the realization of  $\theta$  and reports it as  $r$  to the market. Although the manager can manipulate the report ( $r \neq \theta$ ), he incurs a personal manipulation cost by doing so. I assume that the manipulation cost is represented by

$$\frac{c(r - \theta - \eta)^2}{2},$$

where  $c$  is a constant parameter, and  $\eta \sim N(0, \sigma_\eta^2)$ . The realization of  $\eta$  is also privately observed by the manager. Note that the coefficient parameter of the manipulation cost,  $c$ , becomes smaller when the manager has a stronger position

inside the firm.

Given the manager's report  $r$ , I assume that the stock price takes the following linear form:

$$p = \mu_0 + \alpha(r - b),$$

where  $\alpha$  is the sensitivity of the stock price, and  $b$  is a constant parameter. This implies that the stock price is higher as the manager reports the higher earnings.

Thus, equity holders want to induce the manager to report the higher  $r$ . In the subsequent analysis, I assume that  $\mu_0 + \alpha(\theta_0 - b) > 0$ . This assumption ensures that the stock price is positive if the manager reports the average value of  $\theta$ .

To induce the manager to report the higher  $r$ , equity holders need to grant a part of the stock to the manager. Let  $\beta$  denote the ratio of stockholdings given to the manager, and  $w$  the fixed wage to the manager. Then, the ex post payoff of the manager after the realizations of  $\theta$  and  $\eta$  is represented by

$$\beta p - \frac{c(r - \theta - \eta)^2}{2} - w = \beta [\mu_0 + \alpha(r - b)] - \frac{c(r - \theta - \eta)^2}{2} - w.$$

The manager then chooses  $r$  to maximize

$$\max_r \beta [\mu_0 + \alpha(r - b)] - \frac{c(r - \theta - \eta)^2}{2} - w.$$

The optimal reporting strategy of the manager,  $r^*$ , is then

$$r^* = \theta + \eta + \frac{\beta\alpha}{c}. \tag{1}$$

Equity holders need to choose  $\beta$  before the realizations of  $\theta$  and  $\eta$ . The ex ante payoff of equity holders is expressed by

$$E[(1 - \beta)p - w] = E\{(1 - \beta)[\mu_0 + \alpha(r - b)] - w\},$$

where  $E$  is the expectation operator. To induce the manager to participate in the firm, equity holders also need to consider his participation constraint:

$$\begin{aligned} & E\left\{\max_r \beta[\mu_0 + \alpha(r - b)] - \frac{c(r - \theta - \eta)^2}{2} - w\right\} \\ &= E\left\{\beta[\mu_0 + \alpha(r^* - b)] - \frac{c(r^* - \theta - \eta)^2}{2} - w\right\} \\ &\geq W_0, \end{aligned}$$

where  $W_0$  is the manager's outside option.

Now, the maximization problem of equity holders is represented by

$$\max_{\beta, w} E\{[(1 - \beta)[\mu_0 + \alpha(r^* - b)] - w\}, \quad (2)$$

subject to

$$E\left\{\beta[\mu_0 + \alpha(r^* - b)] - \frac{c(r^* - \theta - \eta)^2}{2} - w\right\} \geq W_0. \quad (3)$$

Given that the manager's participation constraint is always binding, it follows from (1) that this maximization problem is reduced to

$$\max_{\beta} E(1 - 2\beta) \left[ \mu_0 + \alpha(\theta + \eta + \frac{\beta\alpha}{c} - b) \right] + \frac{c(\frac{\beta\alpha}{c})^2}{2} + W_0.$$

Solving this maximization problem, I obtain

$$\beta^* = \frac{1}{3} - \frac{2c}{3\alpha} \left( \frac{\mu_0}{\alpha} + \theta_0 - b \right). \quad (4)$$

It follows from (4) and  $\mu_0 + \alpha(\theta_0 - b) > 0$  that the manager's stock award,  $\beta^*$ , is greater, the stronger the manager's position insider the firm (the lower  $c$ ) and the smaller the firm's expected aggregate earnings (the smaller  $\theta_0$ ). However, the effect of the sensitivity of the price in response to the manager's report,  $\alpha$ , is ambiguous. This is because the higher  $\alpha$  increases the manipulation cost for the manager via an increase in the earnings reported by the manager, although it increases the stock price directly and indirectly through an increase in the earnings reported by the manager.

Using (1), I also specify the expected revenues from the stock award for the manager,  $\Pi_m$ , as follows.

$$\begin{aligned} \Pi_m &= E\beta^* [\mu_0 + \alpha(r^* - b)] \\ &= E\beta^* \left[ \mu_0 + \alpha(\theta + \eta + \frac{\beta^*\alpha}{c}) \right] \end{aligned} \quad (5)$$

It again follows from (4) and  $\mu_0 + \alpha(\theta_0 - b) > 0$  that the expected revenues from the stock award for the manager,  $\Pi_m$ , is greater, the stronger the manager's position insider the firm is (the lower  $c$ ). However, the effects of  $\theta_0$  and  $\alpha$  on  $\Pi_m$  is ambiguous.

Furthermore, substituting (4) into (1), I obtain

$$r^* = \frac{1}{3}\theta_0 + \varepsilon + \eta + \frac{\alpha}{3c} - \frac{2}{3}\left(\frac{\mu_0}{\alpha} - b\right). \quad (6)$$

Equation (6) implies that the manager reports the higher earnings, the stronger the manager's position inside the firm (the lower  $c$ ), the larger the firm's expected aggregate earnings (the larger  $\theta_0$ ), and the larger the sensitivity of the stock price in response to the reported earnings (the larger  $\alpha$ ).

these findings are summarized by the following proposition.

**Proposition 1:** *(i) The manager's stock award is greater if the manager's position inside the firm is stronger and the firm's expected aggregate earnings are smaller.*

*(ii) The manager's expected revenues from his stock award are greater if the manager's position inside the firm is stronger.*

*(iii) The manager reports the higher earnings if the manager's position inside the firm is stronger, the firm's expected aggregate earnings are larger, and the sensitivity of the stock price in response to the reported earnings is larger.*



# 非伝統的金融政策が マクロ経済変数に与えた影響

横浜市立大学大学院 国際マネジメント研究科 客員准教授 中園 善行





## 要 約

### 1 研究の「問い」と趣旨

非伝統的金融政策は果たしてマクロ変数を改善させたのか？この問いはマクロ経済学者のみならず、マクロ経済政策を担う政策当局者にとって重要な問いです。重要であるにもかかわらず、この問いについて明快な結論を与えた研究はほとんど存在しません。その理由は、非伝統的金融政策が複雑化したことを指摘することができます。非伝統的金融政策は様々な政策がパッケージ化され複雑化した結果、政策の予期せぬ変化（金融政策ショック）を識別することが非常に難しくなりました。本研究では、「非伝統的金融政策はマクロ変数を改善させたのか？」という問いに答えるため、特に2000年以降の日本銀行による非伝統的金融政策がマクロ経済変数に与えた影響の有無を確認することに焦点を当てます。本研究では、利回り曲線に関する日次データを使って金融政策ショックを識別しようとした米国の研究 (Bu et al., 2021) を参考にすることで金融政策ショックを識別し、このショックがGDPやインフレ率といった主要なマクロ経済変数に与えた影響を分析しています。

### 2 既存研究との比較

これまでの研究の多くは、米国、欧州、英国、日本など、主要国が採用した非伝統的金融政策が金融変数に与える影響を検証してきました。これらの研究の結論は、非伝統的金融政策は、政策が変更された前後を比較することで、利回り曲線（イールドカーブ）が平坦化したこと、株価が上昇したこと、自国通貨が減価したこと、リスクに対する許容度（リスクプレミアム）が縮小したこと等を指摘しています。そして非伝統的金融政策には、金融市場に緩和的な効果をもたらすことによって、間接的に実体経済を下支えする効果があった可能性が高いと結論付けています。しかし本研究では、非伝統的な金融政策が、GDPやインフレ率といったマクロ的観点で最も注目される経済変数に直接的に影響を与えたのかどうかを検証しようとする研究です。

### 3 結果

本研究の分析の結果、非伝統的金融政策はマクロ経済変数を改善させる一方、その効果は限定的であることが示されました。具体的には、Bu et al. (2021) によって提案された識別手法にしたがい金融政策ショックを識別し、そのマクロ経済変数への影響を確認した結果、引き締めの金融政策ショックは短期の名目利子率が実効下限制約下にあっても産出量とインフレ率を有意に低下させることが明らかになりました。しかしながら、金融政策ショックがマクロ経済変数に与えた影響は限定的であったことも明らかになりました。本研究の結果は、短期の利子率のみならず、長期の利子率も非常に低い水準にある場合には、金融政策がマクロ経済変数に与える効果は極めて小さいことを示唆するものです。

# 非伝統的金融政策がマクロ経済変数に与えた影響\*

中園善行<sup>†</sup>

## 概要

This study examines the macroeconomic effects of monetary policy in Japan. We apply the new identification strategy proposed by Bu et al. (2021) to the Japanese case and estimate monetary policy shocks that bridge periods of conventional and unconventional monetary policymaking. We show the macroeconomic effects of monetary policy; a contractionary monetary policy shock significantly decreases output and inflation rates even under the effective lower bound. However, because the shorter-term and longer-term nominal interest rates are already close to zero, the magnitude of monetary policy shocks on the macroeconomic variables is modest.

*JEL Classification:* E52; E62; G12

*Keywords:* monetary policy shock; structural VAR;  
unconventional monetary policy; variance decomposition

---

\*本論文は、一般財団法人ゆうちょう財団の研究助成を受けて行った研究 (Nagao, Ryoya, Yoshihiro Kondo, and Yoshiyuki Nakazono (2021) “The Macroeconomic Effects of Monetary Policy: Evidence from Japan,” *Journal of the Japanese and International Economies* 61, 101149.) にもとづいたものである。

<sup>†</sup>横浜市立大学大学院国際マネジメント研究科

# 1 Introduction

This study examines the macroeconomic effects of monetary policy in Japan. Identification of monetary policy shocks under the effective lower bound (ELB) has been a central issue among macroeconomic researchers as well as central bankers. The existing literature on unconventional monetary policies mainly examines the magnitude of monetary policies on financial markets. As Kuttner (2018) and Dell’Ariccia et al. (2018) show, a preponderance of evidence suggests that forward guidance and quantitative easing have succeeded in lowering long-term interest rates. D’Amico et al. (2012), Gagnon et al. (2011), and Hamilton and Wu et al. (2012) estimate the effects of quantitative easing (QE) by the Federal Reserve on lower 10-year term premiums. Swanson (2017) uses the data on intra-daily frequencies to separately identify the forward guidance and asset purchase program components, which are conducted by the Federal Reserve. Arai (2017), Eser and Schwaab (2016), Ghysels et al. (2016), and Krishnamurthy (2018) examine the effects of unconventional monetary policies by the Bank of Japan and European Central Bank on government bond yields. Inoue and Rossi (2019) examine the exchange rates of the U.K., Europe, Canada, and Japan and show that tightening monetary policy in a conventional period generally leads to the appreciation of a country’s nominal spot exchange rate. There is a consensus among researchers as to the accommodative effects of unconventional monetary policies on financial markets.

However, the existing studies provide scant evidence on the macroeconomic effects of unconventional monetary policies due to difficulty in identifying monetary policy shocks. The few exceptions are Nakamura and Steinsson (2018), Hanisch (2017), Kimura and Nakajima (2016), and Koeda (2019). Nakamura and Steinsson (2018) examine the effect of QE by the Federal Reserve. Although they investigate the macroeconomic effects of QE, their approach is based on financial market measures. Hanisch (2017), Kimura and Nakajima (2016), and Koeda (2019) investigate the impacts of unconventional monetary policy by the Bank of Japan. They show that unconventional monetary policy shock has a significant effect on the output gap, whereas they report mixed evidence as to whether expansionary unconventional monetary policy shock increases inflation rates.

Based on the new and simple approach proposed by Bu et al. (2021), we identify a unified measure of conventional and unconventional monetary policy shocks from daily changes in the term structure of interest rates. While identification strategies in the literature, such as Hanisch (2017), Kimura and Nakajima (2016), and Koeda (2019), depend on the outstanding balance of current accounts held at the Bank of Japan and (or) monetary aggregates, our strategy to identify shocks utilizes information on the term structure of interest rates. Thus, it focuses on the interest rate channel. The reason why we use information on the yield curve instead of monetary aggregates is because the chief transmission mechanism of monetary policy is the interest rate channel, even under the ELB. For example, forward guidance aims to lower longer-term interest rates by promising to keep the future path of shorter-term interest rates at virtually zero for a considerable period of time. Government bond purchase program can push the bond prices higher and lower the longer-term interest rates. The provision of liquidity, via current accounts held by the Bank of Japan, aims to facilitate the flow of funds to firms that face a severe business environment or difficulty in obtaining funding. Because it increases in the excess reserve in a timely manner, the Bank of Japan seeks to avoid the excess volatility in key policy rates to ensure the interest rate channel is functioning well.<sup>1</sup> Inflation goals are another approach to influencing the interest rates. In December 2009, the Bank of Japan clarified medium- to long-term price stability, which is in a positive range of two percent or lower. Such an announcement can lower (real) interest rates by increasing inflation expectations via the Fisher equation. Because the policies conducted by the Bank of Japan under the ELB as well as during the “conventional” period aim to lower interest rates and to ensure the interest rate channel functions well, our identification strategy for measuring monetary policy shocks utilizes information on the term structure of interest rates.<sup>2</sup>

Using monetary policy shocks, identified from information on the term structure of interest rates, we examine the macroeconomic effects of monetary policy in Japan from

---

<sup>1</sup>This view is repeated in speeches by the board members. See, for example, Fukui (2005).

<sup>2</sup>Inoue and Rossi (2019) also adopt a similar approach; they utilize information on changes in the yield curve to identify (un)conventional monetary policies, using a functional vector autoregression (VAR) approach.

1999 to 2011. We show the macroeconomic effects of monetary policy; a contractionary monetary policy shock significantly decreases not only output but also inflation rates even under the ELB. The dynamics of output and inflation rates in response to a monetary policy shock conforms to macroeconomic theory. However, the magnitude of the shocks is small because the policy rates are virtually zero. Thus, the macroeconomic effects of monetary policy shocks are statistically significant, but they are modest.

The structure of this paper is as follows. Section 2 shows the strategy for identifying monetary policy shocks. Section 3 explains the structural VAR model we use and shows impulse responses to a monetary policy shock. Section 4 concludes.

## **2 Identification of monetary policy shocks**

Our identification strategy uses the daily change in the term structure of interest rates rather than the change in the size of the central bank's balance sheet. We do not use the excess reserve, which the Bank of Japan targeted as a main policy indicator before March 2006. While the Bank of Japan adjusted the level of excess reserve and purchased the government bonds from 2003 to 2006, the bank's intention seems to have been to enhance the interest rate channel. For example, the bank provided forward guidance, which it called a commitment policy, to lower the longer-term interest rates.<sup>3</sup> Asset purchases in government bonds also aim to lower longer-term interest rates. As for increases in excess reserve in a timely manner, the bank attempts to avoid excess volatility in key policy rates to ensure a well-functioning interest rate channel. Because the bank consistently tries to lower longer-term interest rates and maintain the interest rate channel under the ELB, our strategy for identifying monetary policy shocks uses information on the term structure of interest rates.

Our identification strategy follows Bu et al. (2021). The basic method for identifying

---

<sup>3</sup>In October 2003, the bank enhanced monetary policy transparency to clarify its intentions regarding the future path of monetary policy.

monetary policy shocks is as follows.<sup>4</sup>

$$\Delta R_{5,t} = \alpha_0 + e_t + \eta_t,$$

where  $\Delta R_{5,t}$  is the 1-day change in the policy indicator around the monetary policy announcement at time  $t$  — the daily change in the 5-year Japanese government bond yield,  $\alpha_0$ , is a constant;  $e_t$  is the monetary policy shock; and  $\eta_t$  denotes factors orthogonal to the monetary policy shock.<sup>5</sup> We allow  $\eta_t$  to include idiosyncratic noise specific to the 5-year interest rate as well as noise that is common to the entire yield curve.

We extract monetary policy shocks  $e_t$ , using a two-step procedure. First, we estimate the sensitivity of each yield to monetary policy shocks through time-series regressions. We assume that the influences of monetary policy shocks are reflected in the developments of zero coupon yields with maturities of 0.5 to 20 years. Each yield is also influenced by noise orthogonal to monetary policy shocks:

$$\Delta R_{i,t} = \alpha_i + \beta_i e_t + \epsilon_{i,t}, \quad (1)$$

where  $\Delta R_{i,t}$  is the change in the zero-coupon yield with  $i$ -year maturity and  $\epsilon_{i,t}$  is the idiosyncratic noise for  $\Delta R_{i,t}$ . Equation (1) can be written as:

$$\Delta R_{i,t} = \theta_i + \beta_i \Delta R_{5,t} + \xi_{i,t},$$

where  $\xi_{i,t} = -\beta_i \eta_t + \epsilon_{i,t}$  and  $\theta_i$  is a constant. According to Bu et al. (2021), we use

---

<sup>4</sup>We use the daily data on zero coupon yields, which are estimated by Kikuchi and Shin-tani (2012). As discussed below, the data from 1999 to 2011 is available. That is why our analysis does not cover the years after 2011.

<sup>5</sup>We think that it is reasonable to assume that the monetary policy shock is identified by decomposing a change in 5-year interest rates rather than 2- and 10-year bond yields during the sample period from 1999 to 2011. First, 2-year bond yields are nearly zero during the QEP period from 2001 to 2006. Because there is little variation in 2-year bond yield during the period, monetary policy shocks are not sufficiently well identified to influence macroeconomic variables. Second, 10-year bond yield may not be a policy target. Before the Bank of Japan introduced “Yield Curve Control” in 2016, it officially announced that central banks can control short-term interest rates but not long-term interest rates at <https://www.boj.or.jp/en/announcements/education/oshiete/seisaku/b41.htm/>. Because “Long-term interest rates” has conventionally been interpreted as 10-year bond yield, we think that the Bank of Japan does not aim to directly influence 10-year bond yield at least until 2016. This is why we believe that 10-year bond yield is not appropriate for identification of monetary policy shocks.



instrumental variables to estimate unbiased  $\beta_i$ ;

$$[\Delta R_{i,t}] = \alpha_i + \beta_i [\Delta R_{5,t}] + \mu_{i,t}, \quad (2)$$

where  $[\Delta R_{i,t}] = (\Delta R_{i,t}, \Delta R_{i,t}^*)$  and  $[\Delta R_{5,t}] = (\Delta R_{5,t}, \Delta R_{5,t}^*)$ .  $\Delta R_{5,t}$  and  $\Delta R_{5,t}^*$  are, respectively, the 1-day movement in the policy indicator around a policy announcement by the Bank of Japan and the same event window one week before the announcement day. We exploit the fact that  $\beta_i$  can be estimated by an instrumental variable  $\Delta R_t^{IV} = (\Delta R_{5,t}, -\Delta R_{5,t}^*)$  for the independent variable. The appendix shows that  $\Delta R_t^{IV}$  are valid instruments for estimating Equation (2) under the assumption that on days of monetary policy meetings, only the variance of monetary policy shocks ( $e_t$ ) increases while that of the noise remains unchanged, following Rigobon (2003) and Rigobon and Sack (2003).

Second, we obtain monetary policy shocks using  $\beta_i$  which we estimate in Equation (3).

$$\Delta R_{i,t} = \alpha_i + e_t^{aligned} \hat{\beta}_i + \nu_{i,t}, \quad i = 0.5, 1, 1.5, 2, \dots, 20, \quad (3)$$

where  $e_t^{aligned}$  is the measured monetary policy shock.

We estimate the coefficient,  $\beta_i$ , using the data on zero-coupon yields provided by Kikuchi and Shin-tani (2012). Because the data ranges from 1999 to 2011, our analysis is limited to the periods before December 2011. It should be noted that the period from 1999 to 2011 is almost under the ELB. In fact, the Bank of Japan introduced the zero interest rate policy (ZIRP) in February 1999 and the target policy rate was virtually zero until July 2006.<sup>6</sup> Although the policy rate was set to 0.5% after July 2006, the level of the policy remained very low.<sup>7</sup> In response to the Global Financial Crisis in 2008, the Bank of Japan decreased the policy rate to 0.1% and provided massive liquidity to facilitate corporate financing. After 2012, the policy rate fell below zero because of the

---

<sup>6</sup>While the ZIRP was temporarily terminated in 2000, the policy was changed to a quantitative easing policy and the policy rate was lowered to zero in 2001. Hanisch (2017), which examines the effect of unconventional monetary policy by the Bank of Japan, takes the subsample before 2001 as the ‘QE period’.

<sup>7</sup>Hanisch (2017) also takes the subsample from 2006 to the Global Financial Crisis as the ‘QE-period’ because the target overnight call rate did not noticeably depart from the zero lower bound in this intermediate period.

negative interest rate policy. Figure 1 shows the development of the target overnight call rate after 1985. It shows that both the longer-term and shorter-term nominal interest rates are virtually zero and that the sample period from 1999 to 2011 is almost entirely under the ELB.

Figure 2 depicts the development of a monetary policy shock which we identify using Equation (3) and Table 1 shows its basic statistics. The figure and table show that the magnitude of the monetary policy shock is very small. The maximum and minimum values of the shock are 0.072% and -0.035%, respectively. The small magnitude reflects the fact that the Bank of Japan had already decreased the policy rate to almost zero percent and the tools to further conduct accommodative monetary policy are limited.<sup>8</sup> Figure 2 shows that the largest shock occurred in September 2002. This might indicate that the announcement was disappointing; that is, the Bank of Japan did not change its policy on September 18, 2002 despite a sharp decline in Japanese stock markets. The figure shows that large negative shocks occurred in March 2011. This may reflect the fact that the Bank of Japan enhanced its monetary easing on the policy meeting on March 14, 2011 in response to the Great East Japan earthquake on March 11, 2011. The figure suggests that identified shock series is reasonable as a measure of a monetary policy shock.

---

<sup>8</sup>Kubota and Shin-tani (2020) show the absolute value of monetary policy shocks, which they identify is below 10 basis points, while Bu et al. (2021) indicates that it is below 20 basis points. Nakazono and Ikeda (2016) examined the stock market responses under quantitative easing in Japan from 2001 to 2006 and report that the absolute value of monetary policy shocks is below 5 basis points. The evidence that the identified monetary policy shocks in the literature are very small suggests that the extracted series in our study are reasonable as a measure of monetary policy shocks.

### 3 A VAR analysis

#### 3.1 Structural VAR model

The model we use includes three endogenous variables:

$$\mathbf{x}_t = \left( \pi_t, y_t, MPS_t \right)',$$

where  $x$  is a vector of the three endogenous variables, and  $\pi$ ,  $y$ , and  $MPS$  are the year-on-year inflation rates, the logarithm of the index of industrial production, and the monetary policy shocks (identified in the previous section), respectively. We also include the constant term and logarithm of Nikkei commodity price index as an exogenous variable to mitigate any potential price puzzle. We assume that the true model can be written as:

$$\mathbf{B}\mathbf{x}_t = \mathbf{A}(L)\mathbf{x}_{t-1} + \varepsilon_t,$$

where  $\mathbf{A}$  and  $\mathbf{B}$  are coefficient matrices,  $\varepsilon_t$  is a vector of structural shocks, and  $L$  is the lag operator. For simplicity, we omit the constant term and exogenous variables. The standard VAR method is described by the following reduced form:

$$\mathbf{x}_t = \mathbf{\Gamma}(L)\mathbf{x}_{t-1} + \mathbf{e}_t,$$

where  $\mathbf{\Gamma} = \mathbf{B}^{-1}\mathbf{A}$  and  $\mathbf{e}_t$  is a vector of residuals, which is written as  $\mathbf{B}^{-1}\varepsilon_t$ . We impose zero restrictions on  $\mathbf{B}$  to identify structural shocks, which are described below:

$$\overbrace{\begin{pmatrix} e_t^\pi \\ e_t^y \\ e_t^{MPS} \end{pmatrix}}^{\mathbf{e}_t} = \overbrace{\begin{pmatrix} a_{11} & 0 & 0 \\ a_{21} & a_{22} & 0 \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} \end{pmatrix}}^{\mathbf{B}^{-1}} \overbrace{\begin{pmatrix} \varepsilon_t^\pi \\ \varepsilon_t^y \\ \varepsilon_t^{MPS} \end{pmatrix}}^{\varepsilon_t}. \quad (4)$$

Equation (4) follows the simple recursive restrictions, as proposed in Bu et al. (2021).

## 3.2 Impulse responses

Using this estimation strategy, we examine whether an monetary policy shock has significant impacts on macroeconomic variables. Figure 3 shows the impulse responses of monetary policy indicators, inflation rate, and output using data from 1999 to 2011.<sup>9</sup> The responses show that a contractionary monetary policy shock significantly decreases the inflation rate and output when the confidence interval is set to one standard deviation. In response to a one-standard-deviation monetary policy shock, industrial production significantly declines by more than 0.5% four months later. The inflation rate also significantly responds to a contractionary monetary policy shock. The inflation rate gradually decreases; in response to a one-standard-deviation monetary policy shock, it declines by more than 0.02% for approximately one year after a contractionary monetary policy shock occurs. The evidence suggests that monetary policy from 1999 to 2011 has significant impacts on output and inflation rate, but the magnitude is very small.

The estimation results are robust when the lag length is changed to three. Figure 4 shows the impulse responses to a contractionary monetary policy shock when the lag length is changed to three. The figure suggests that a policy shock significantly lowers output and inflation rates. This is the case when we use the index of all industry activity instead of the index of industrial production.<sup>10</sup> Figure 5 shows dynamic reaction of output and inflation rates to a contractionary monetary policy shock and that a policy shock lowers output and inflation rates. The figures also show that the hump-shaped responses of the macroeconomic variables to a contractionary monetary policy shock and the inflation rate decreases more gradually than output does. The robustness check supports our benchmark results: while the impacts of a monetary policy shock on the macroeconomic variables are very weak due to the ELB, they are significant and conform to macroeconomic theory.

---

<sup>9</sup>The lag length is set to two, as indicated by the Akaike Information Criterion.

<sup>10</sup>The index of all industry activity reflects the output of service industries.

### 3.2.1 Impulse responses using the full sample from 1999 to 2020

To cover the recent episode in the 2010s, we extend the sample period to December 2020 using the data on interest rates published by the Ministry of Finance, Japan. The Ministry provides data on historical interest rates to date, which are the semiannual compound interest rates on a constant maturity basis, while the detailed method for calculation is not released.

Using the data set, we identify a monetary policy shock and estimate a structural VAR by the same estimation strategy as shown in Section 2. Figure 6 shows the impulse responses of monetary policy indicators, inflation rate, and output using data from January 1999 to December 2020.<sup>11</sup> The responses show that a contractionary monetary policy shock decreases output and the inflation rate. In response to a one-standard-deviation monetary policy shock, industrial production significantly declines more than by 0.5% four months later. The inflation rate also responds to a contractionary monetary policy shock. The inflation rate gradually decreases; in response to a one-standard-deviation monetary policy shock, it declines by 0.02% for approximately one year after a contractionary monetary policy shock occurs. The evidence suggests that monetary policies from 1999 to 2020 also have macroeconomic impacts, but the magnitude is very small.

## 3.3 Variance decomposition

Figure 7 shows the forecast error variance decompositions over 24-month forecasting horizons. First, both series explain the preponderance of past values at short forecasting horizons. For example, at a six-month-ahead forecasting horizon, the top panel in Figure 7 shows that output explains 94.2% of its forecast error variance, while the bottom panel in Figure 7 shows the inflation rate explains 95.2% of its forecast error variance. As the forecasting horizon expands, the effect of output shocks on the variance of inflation rate remains small. However, after 24 months, output shocks explain 43.3% of the forecast error variance of the inflation rate. Not only is causality unidirectional, but the effect of

---

<sup>11</sup>The lag length is set to two, as indicated by the Akaike Information Criterion.

output shocks on the inflation rate is also substantial. Second, the impacts of monetary policy shocks on the variances of the macroeconomic variables are very small. For example, at a twelve-month-ahead forecasting horizon, monetary policy shocks explain below 3.0% of the variances of both variables, while the effects of monetary policy shocks on the variances of the two variables remain small, below 3.0%, even at a 24-month-ahead forecasting horizon. The variance decompositions also suggest that the impacts of monetary policy shocks on the dynamics of the macroeconomic variables are very small.

In summary, we find evidence that an monetary policy shock has some impacts on macroeconomic variables such as output and inflation rates in Japan. A contractionary monetary policy shock significantly decreases output and inflation rates; however, the shocks and magnitude are very small.

## **4 Conclusion**

This study examines the macroeconomic effects of monetary policy in Japan. We apply the new identification strategy proposed by Bu et al. (2021) to the Japanese case. We show the macroeconomic effects of monetary policy; a contractionary monetary policy shock significantly decreases output and inflation rates, even under the ELB. The dynamic response of output and inflation rates to a monetary policy shock conforms to macroeconomic theory. However, the magnitude of the shocks is small because the policy rates are virtually zero. Thus, monetary policy significantly influences output and inflation rates even under the ELB, but the impacts are modest.

## 参考文献

- Arai, N. (2017). The Effects of Monetary Policy Announcements at the Zero Lower Bound. *International Journal of Central Banking*, 13(2): 159–196.
- Bu, C., Rogers, J., and Wu, W. (2021). A Unified Measure of Fed Monetary Policy Shocks. *Journal of Monetary Economics*, in Press.
- Dell’Ariccia, G., Rabanal, P., and Sandri, D. (2018). Unconventional Monetary Policies in the Euro Area, Japan, and the United Kingdom. *Journal of Economic Perspectives*, 32(4): 147–172.
- D’Amico, S., English, W., López - Salido, D., and Nelson, E. (2012). The Federal Reserve’s Large - scale Asset Purchase Programmes: Rationale and Effects. *Economic Journal*, 122(564): F415–F446.
- Eser, F., and Schwaab, B. (2016). Evaluating the Impact of Unconventional Monetary Policy Measures: Empirical Evidence from the ECB’s Securities Markets Programm. *Journal of Financial Economics*, 119(1): 147–167.
- Fukui, T. (2015). Toward a New Path of Growth for the Japanese Economy. Speech at the Kisaragi-ka- meeting in Tokyo on November 11, 2005.
- Gagnon, J., Raskin, M., Remache, J., and Sack, B. (2011). The Financial Market Effects of the Federal Reserve’s Large-Scale Asset Purchases. *International Journal of Central Banking*, 7(1): 1–43.
- Ghysels, E., Idier, J., Manganelli, S., and Vergote, O. (2016). A High-Frequency Assessment of the ECB Securities Markets Programme. *Journal of the European Economic Association*, 15(1): 218–243.
- Hamilton, J. D., and Wu, J. C. (2012). The Effectiveness of Alternative Monetary Policy Tools in a Zero Lower Bound Environment. *Journal of Money, Credit and Banking*, 44(s1): 3–46.

- Hanisch, M. (2017). The Effectiveness of Conventional and Unconventional Monetary Policy: Evidence from a Structural Dynamic Factor Model for Japan. *Journal of International Money and Finance*, 70(C): 110–134.
- Inoue, A., and Rossi, B. (2019). The Effects of Conventional and Unconventional Monetary Policy on Exchange Rates. *Journal of International Economics*, 118: 419–447.
- Kikuchi, K. and Shin-tani, K. (2012). Comparative Analysis of Zero Coupon Yield Curve Estimation Methods Using JGB Price Data. *Monetary and Economic Studies*, 30: 75–122.
- Kimura, T. and Nakajima, J. (2016). Identifying Conventional and Unconventional Monetary Policy Shocks: A Latent Threshold Approach. *The B.E. Journal of Macroeconomics*, 16(1): 277–300.
- Koeda, J. (2019). Macroeconomic Effects of Quantitative and Qualitative Monetary Easing Measures. *Journal of the Japanese and International Economies*, 52(C): 121–141.
- Krishnamurthy, A., Nagel, S., and Vissing-Jorgensen, A. (2018). ECB Policies Involving Government Bond Purchases: Impact and Channels. *Review of Finance*, 22(1): 1–44.
- Kubota, H. and Shin-tani, M. (2020). High-frequency Identification of Unconventional Monetary Policy Shocks in Japan. *CARF Working Paper*.
- Kuttner, K. N. (2018). Outside the Box: Unconventional Monetary Policy in the Great Recession and Beyond. *Journal of Economic Perspectives*, 32(4): 121–146.
- Nakamura, E. and Steinsson, J. (2018). High-Frequency Identification of Monetary Non-neutrality: The Information Effect. *Quarterly Journal of Economics*, 133(3): 1283–1330.
- Nagao, R., Kondo, Y., Nakazono, Y. (2021). The Macroeconomic Effects of Monetary Policy: Evidence from Japan. *Journal of the Japanese and International Economies*, 61: 101149.



- Nakazono, Y., and Ikeda, S. (2016). Stock Market Responses under Quantitative Easing: State Dependence and Transparency in Monetary Policy. *Pacific Economic Review*, 21(5), 560–580.
- Rigobon, R. (2003). Identification through Heteroscedasticity. *Review of Economics and Statistics*, 85(4): 777–792.
- Rigobon, R. and Sack, B. (2003). Measuring the Reaction of Monetary Policy to the Stock Market. *Quarterly Journal of Economics*, 118(2): 639–669.
- Swanson, E. T. (2017). Measuring the Effects of Federal Reserve Forward Guidance and Asset Purchases on Financial Markets. NBER Working Papers 23311, National Bureau of Economic Research, Inc.

## Appendix: Strategy for identifying monetary policy shock

According to Bu et al. (2021), we identify monetary policy shocks as follows:

$$\Delta R_{5,t} = a_0 + e_t + \eta_t,$$

where  $\Delta R_{5,t}$ ,  $a_0$ ,  $e_t$ , and  $\eta_t$  are the daily change in zero-coupon yields with 5-year maturities, the constant term, monetary policy shock, and non-monetary policy shock, respectively.

As the first step, we estimate the sensitivity of every yield with maturity  $i$  to a monetary policy shock  $e_t$ :

$$\Delta R_{i,t} = a_i + \beta_i e_t + \epsilon_{i,t}, \quad (5)$$

where  $\epsilon_{i,t}$  denotes the idiosyncratic noise. Rewriting Equation (5), we obtain the following equation:

$$\begin{aligned} \Delta R_{i,t} &= \alpha_i + \beta_i (\Delta R_{5,t} - \alpha_0 - \eta_t) + \epsilon_{i,t} \\ &= \underbrace{\theta_i}_{\alpha_i - \beta_i \alpha_0} + \beta_i \Delta R_{5,t} + \underbrace{\xi_{i,t}}_{-\beta_i \eta_t + \epsilon_{i,t}}. \end{aligned} \quad (6)$$

Here,  $\xi_{i,t}$  and  $\Delta R_{5,t}$  are correlated.

To estimate an unbiased estimator of  $\beta_i$ , we assume the heteroskedasticity of the variance-covariance matrix in the monetary and non-monetary policy dates:

1.  $\sigma_e^M > \sigma_e^{NM}$ ,  $\sigma_\eta^M = \sigma_\eta^{NM}$ ,  $\sigma_\xi^M = \sigma_\xi^{NM}$ .
2.  $E[\eta_t e_t] = E[\xi_t e_t] = 0$ .

where M and NM are denoted as monetary and non-monetary policy dates, respectively. The assumption reflects the idea of Rigobon and Sack (2003) that the variance of the monetary policy shock increases in the policy dates, while that of the non-monetary

policy shock remains unchanged. It is also assumed that there is no correlation between monetary policy shock and non-monetary policy shock.

As the second step, we construct an instrument variable (IV). In Equation (6), we replace the dependent variable,  $\Delta R_{i,t}$  with  $(\Delta R_{i,t}, \Delta R_{i,t}^*)$ , and we replace the independent variable,  $\Delta R_{5,t}$  with  $(\Delta R_{5,t}, \Delta R_{5,t}^*)$ . This approach rewrites Equation (6) as:

$$[\Delta R_{i,t}] = \alpha_i + \beta_i [\Delta R_{5,t}] + \mu_{i,t}, \quad i = 0.5, 1, 1.5, 2, \dots, 20,$$

where  $[\Delta R_{i,t}]$  and  $[\Delta R_{5,t}]$  are denoted as  $(\Delta R_{i,t}, \Delta R_{i,t}^*)$  and  $(\Delta R_{5,t}, \Delta R_{5,t}^*)$ , respectively. We can obtain the estimate of the coefficient  $\beta_i$  using an instrumental variable  $\Delta R_t^{IV} = (\Delta R_{5,t}, -\Delta R_{5,t}^*)$  for the independent variable. Because it is clear that  $\Delta R_t^{IV}$  is correlated with  $[\Delta R_{5,t}]$ ,  $(\Delta R_{5,t}, -\Delta R_{5,t}^*)$  can be an instrumental variable. We can show that  $\Delta R_t^{IV}$  is not correlated with the error term:

$$\begin{aligned} & Cov[(\Delta R_{5,t}, -\Delta R_{5,t}^*)(\xi_{i,t}, \xi_{i,t}^*)'] \\ &= Cov[(a_0 + e_t^M + \eta_t^M, -a_0 - e_t^{NM} - \eta_t^{NM})(-\beta_i \eta_t^M + \epsilon_{i,t}^M, -\beta_i \eta_t^{NM} + \epsilon_{i,t}^{NM})'] \\ &= -\beta_i (\eta_t^M)^2 - \beta_i \eta_t^M \eta_t^{NM} + \beta_i \eta_t^M \eta_t^{NM} + \beta_i (\eta_t^{NM})^2 \\ &= 0. \end{aligned}$$

Finally, using  $\hat{\beta}_i$ , we obtain  $e_t^{aligned}$  by estimating the following cross-sectional equations:

$$\Delta R_{i,t} = \alpha_i + e_t^{aligned} \hat{\beta}_i + \nu_{i,t}.$$

表 1: Summary statistics of the data in a SVAR model. The data cover from January 1999 to December 2011.

	MP shock (%)	IIP	$\pi(\%)$	Commodity Price
Mean	−0.001	104.54	−0.30	110.28
Median	−0.001	104.35	−0.31	107.65
Maximum	0.072	119.40	2.24	183.89
Minimum	−0.035	78.00	−2.55	70.45
Std. Dev.	0.015	8.08	0.77	30.90
Skewness	0.980	−0.55	0.40	0.33
Kurtosis	6.969	3.80	4.97	1.93
Observations	156	156	156	156

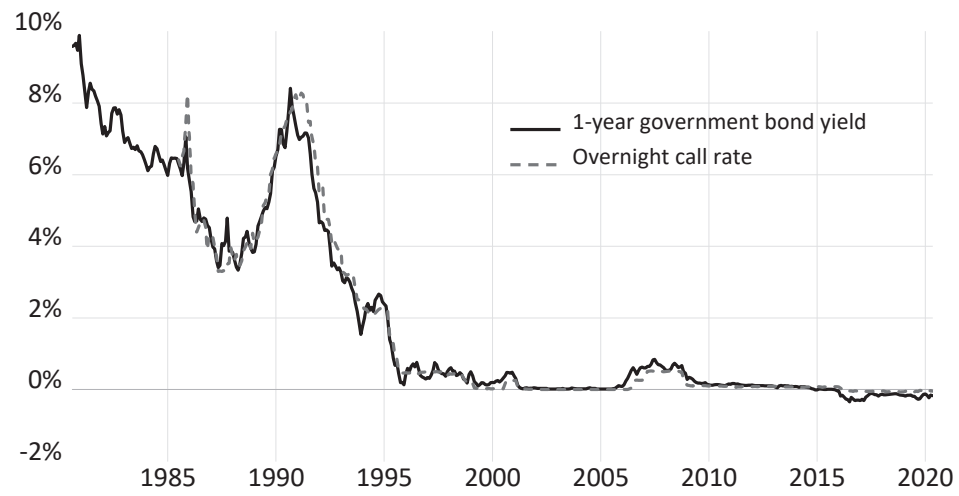


図 1: Development of the target overnight call rate (Source: Bank of Japan)

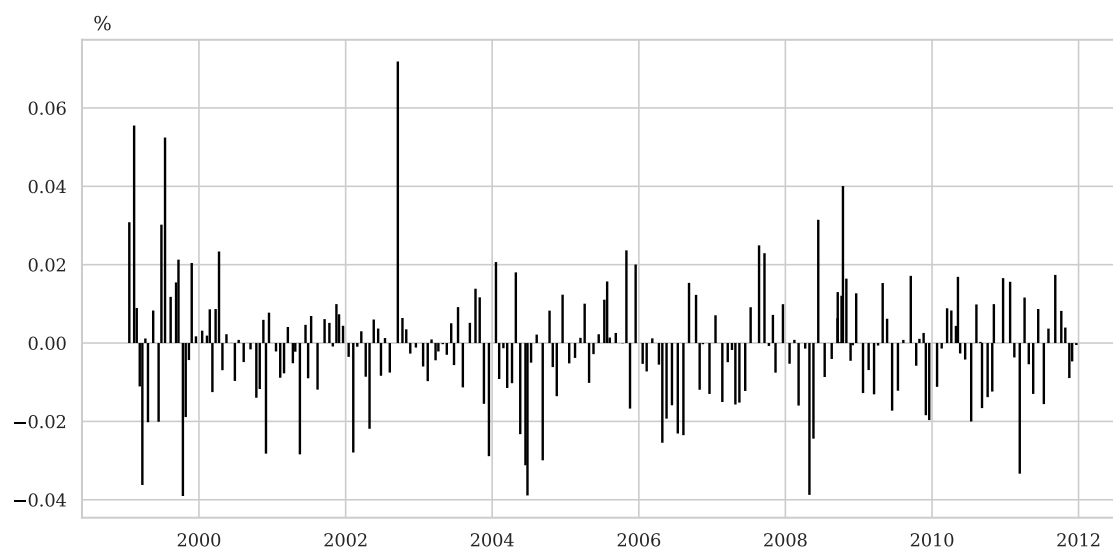


图 2: Development of identified monetary policy shock

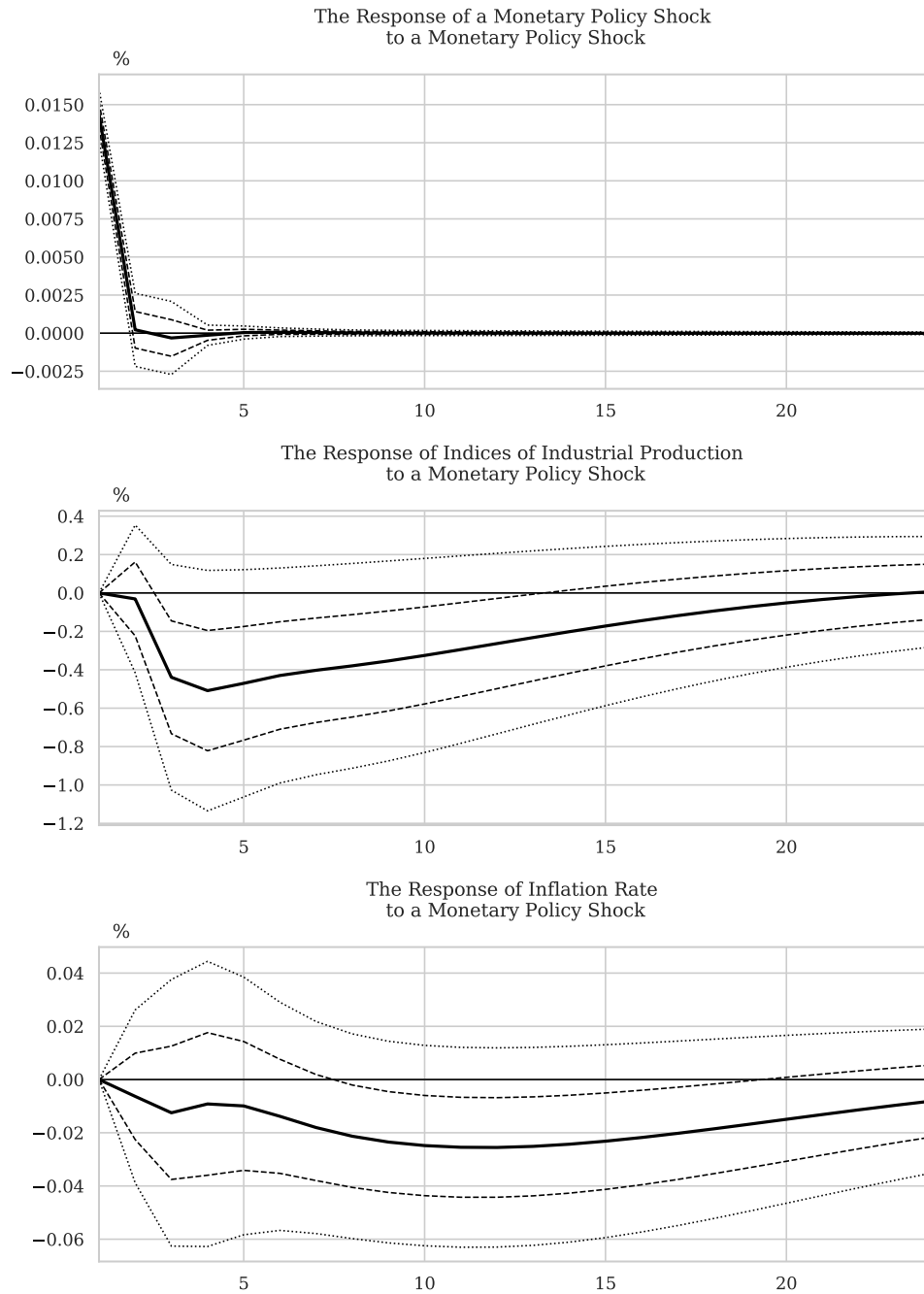


Figure 3: Impulse responses to a contractional monetary policy shock. The lag length is set to two. Solid lines represent the means. Dashed lines represent the 16th and 84th percentiles. Dotted lines represent the 5th and 95th percentiles. The data cover from January 1999 to December 2011.

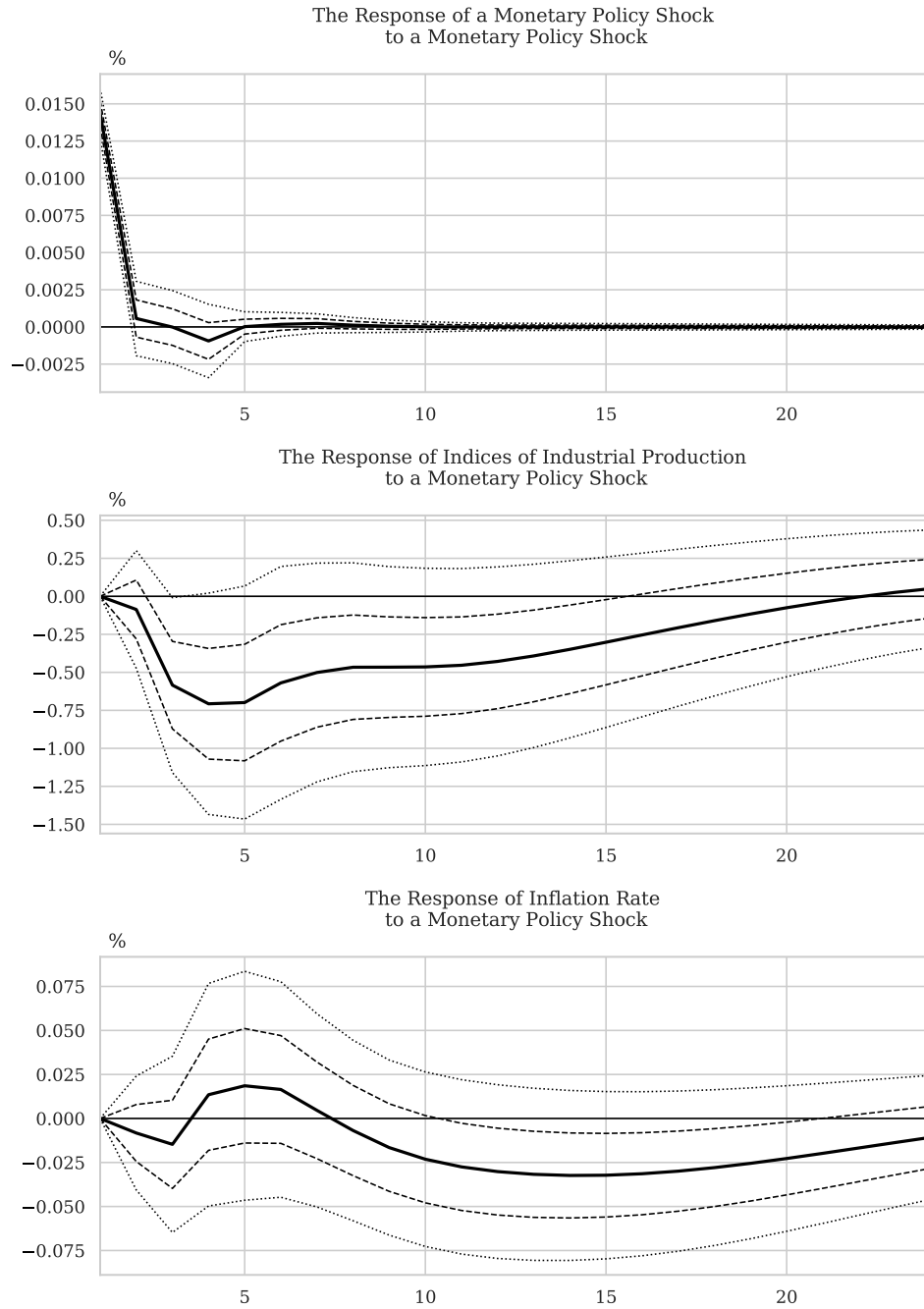


Figure 4: Robustness check (1): Impulse responses to a contractional monetary policy shock. The lag length is set to three. Solid lines represent the means. Dashed lines represent the 16th and 84th percentiles. Dotted lines represent the 5th and 95th percentiles. The data cover from January 1999 to December 2011.



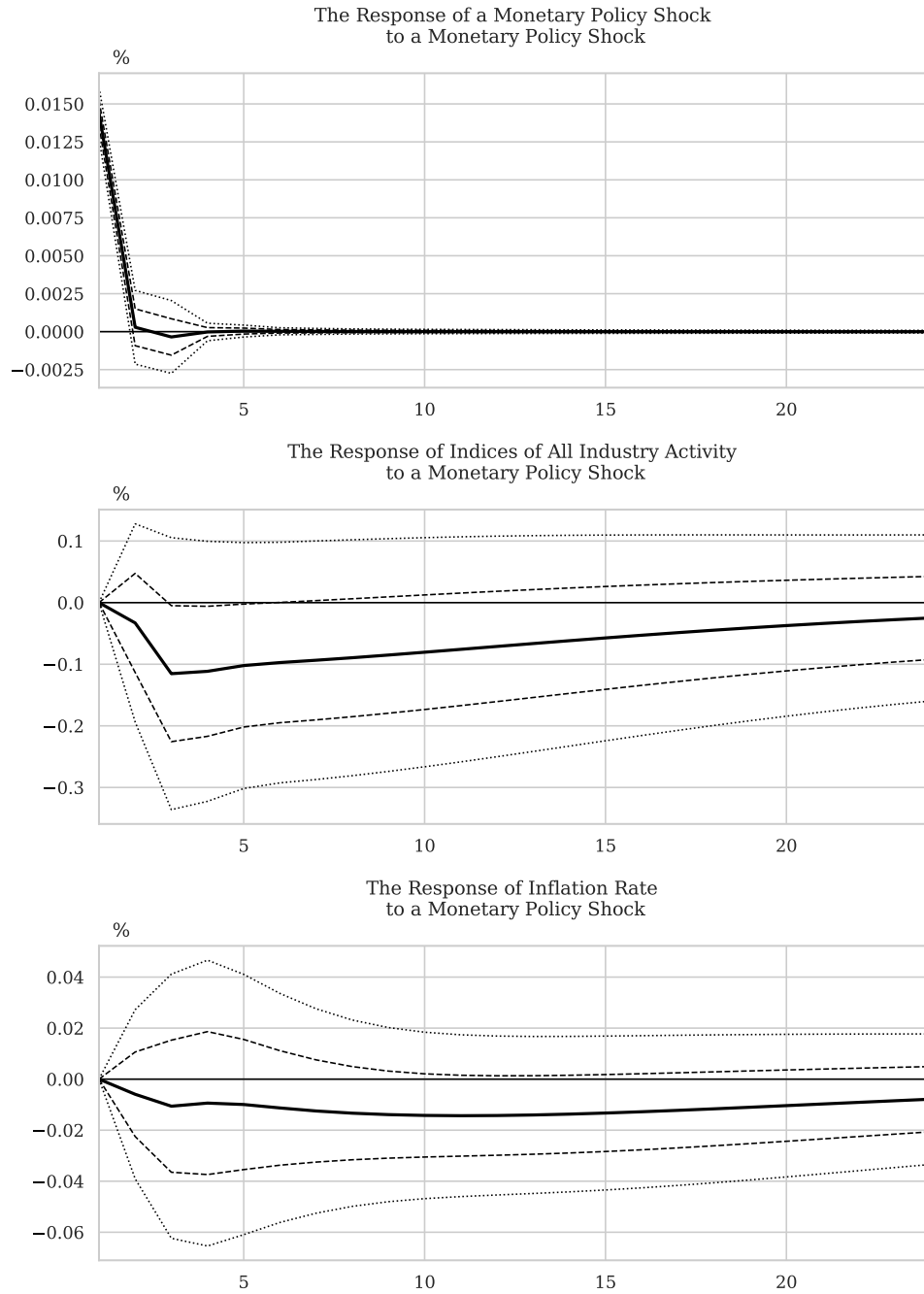


Figure 5: Robustness check (2): Impulse responses to a contractional monetary policy shock using the indices of all industry activity instead of IIP. The lag length is set to two. Solid lines represent the means. Dashed lines represent the 16th and 84th percentiles. Dotted lines represent the 5th and 95th percentiles. The data cover from January 1999 to December 2011.

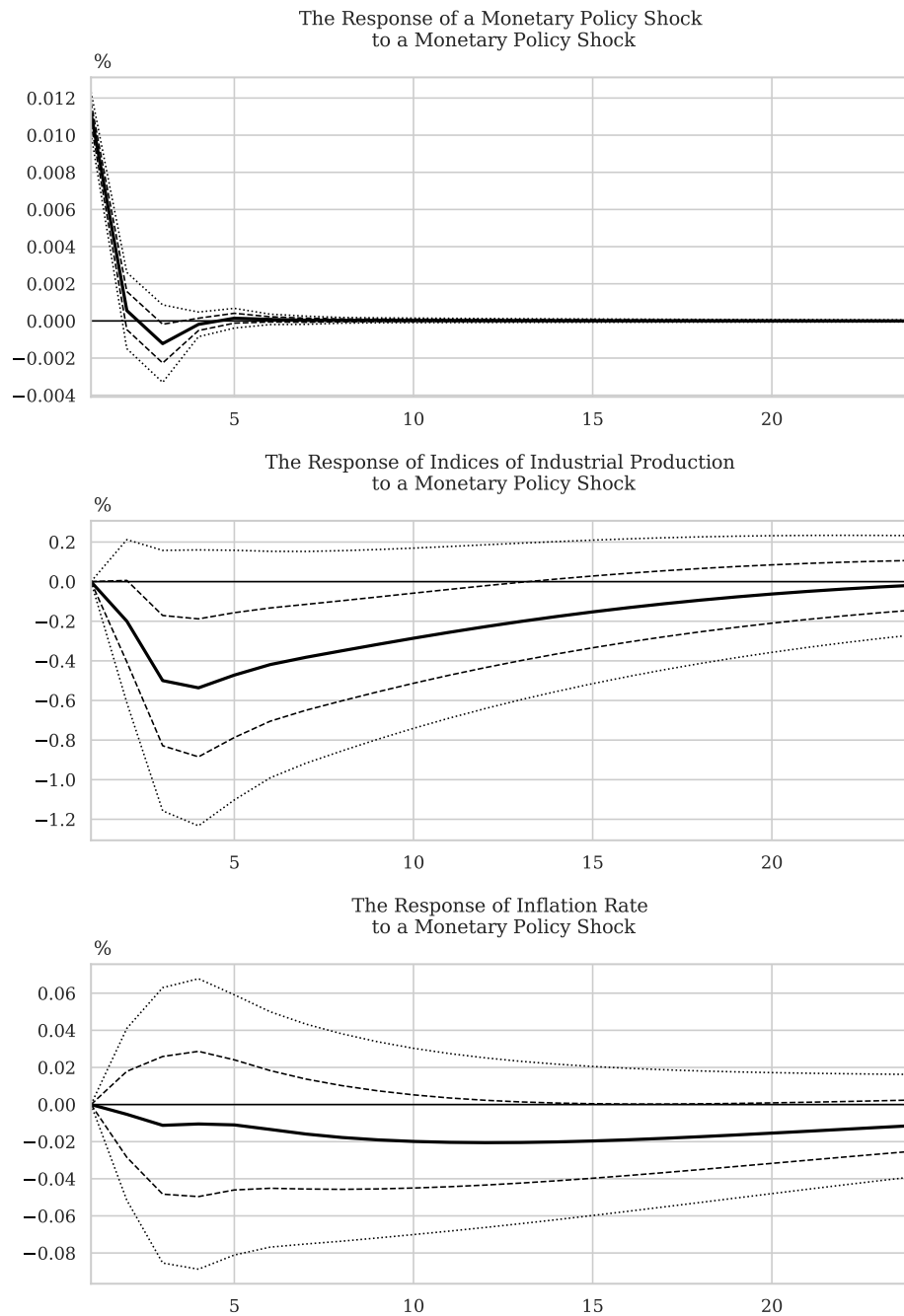


Figure 6: Extending the sample period to date. Impulse responses to a contractional monetary policy shock. The lag length is set to two. Solid lines represent the means. Dashed lines represent the 16th and 84th percentiles. Dotted lines represent the 5th and 95th percentiles. The sample period covers from January 1999 to December 2020.

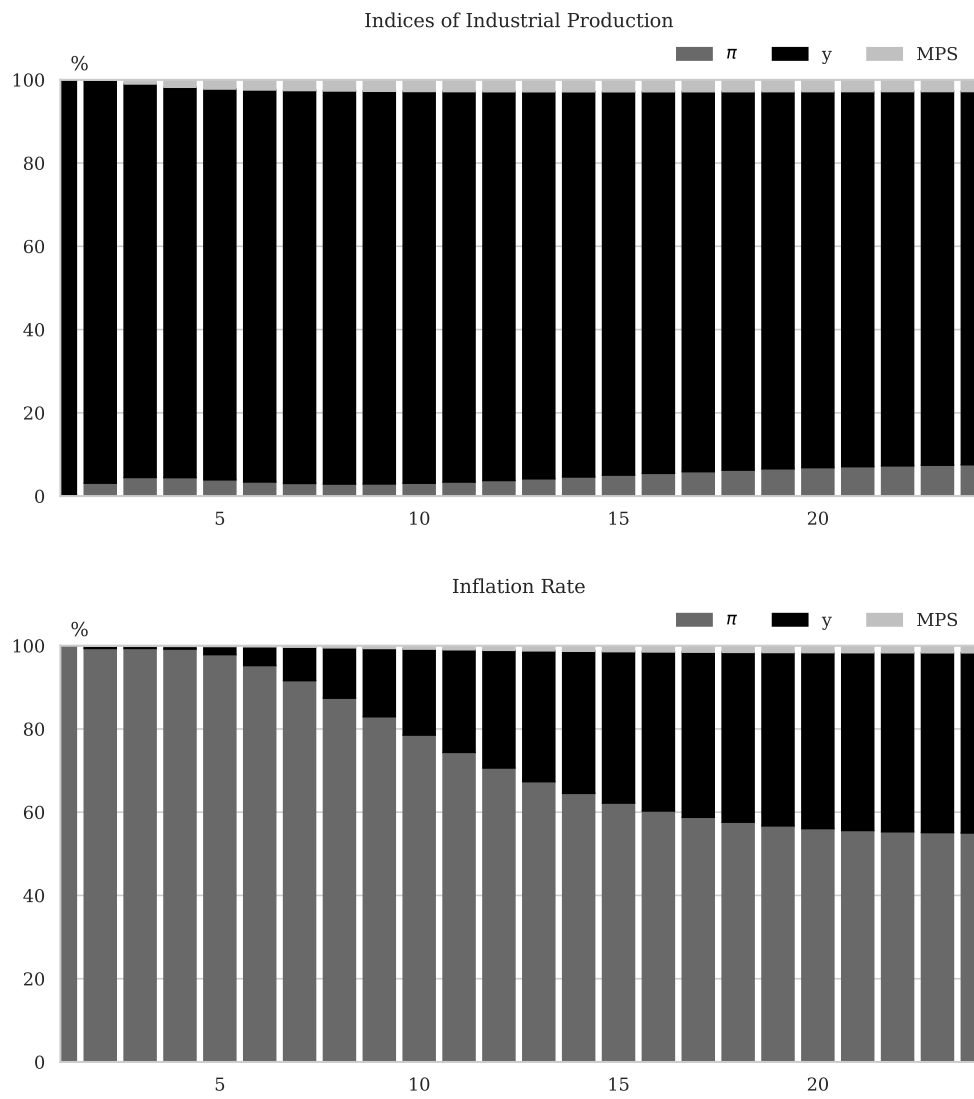


图 7: Forecast error variance decomposition

# 定性情報が企業価値評価に与える影響

九州大学 経済学研究院 准教授 三輪 宏太郎



## 要 約

本研究では、言語の違いがテキスト情報に対する投資家の反応にどのような影響を与えるか明らかにする。特に、アナリストレポートのテキスト情報に対する投資家の反応に言語の壁が影響をするかを明らかにする。具体的には、日本語で記述された日本株のアナリストレポートと（英語で記述された）米国株のアナリストレポートのテキスト情報に対する価格反応を比較し、また、日本株レポートに関しては、英語の翻訳が同時に発行されている場合とそうでない場合の価格反応を比較し、記述言語の影響を評価する。

先行研究においては、英文のテキスト情報の資産価格への影響が中心に分析がなされてきた。一方で、英語以外のテキスト情報の分析、特に、記述言語が投資家の反応にどのような影響を与えるかの検証は行われていないのが実情である。文書が英語などの一般的なビジネス言語で書かれている場合、言語の壁はほとんど存在しない。しかし、レポートがビジネス言語以外の言語で書かれている場合、言語の障壁は無視できないほど大きいと考えられ、テキスト情報に対する投資家（価格）の反応を遅らせる要因となる可能性が高い。

本研究では、言語の壁の影響に関する上記仮説を検証するために、日本のレポートに注目した。その理由としては、以下の三点の理由が挙げられる。まず、Hart-Gonzalez and Lindemann (1993) によって報告された言語スコアによると、日本語は習得が最も難しい言語であること。第2に、日本の市場においては、外国人投資家に対する投資家サービス面において不十分な部分があり、日本語のみで提供されているアナリストレポートがいまだに多く存在すること。最後に、英語の翻訳が同時提供されているレポートとそうでないレポートが混在しており、日本語のみ提供のレポートと英訳を伴ったレポートに対する株価反応を比較することにより、言語の壁の影響を分析することができること、などがあげられる。

アナリストは、ネガティブな情報を広めるうえで重要な役割を果たしている（Huang et al., 2014）ことから、本論文では、テキストに表出するネガティブ情報に対する価格反応に注目する。これらテキスト情報は、記述されている言語に関係なく有用な情報を内包していると考えられるため、言語や英訳の存在に関係なく、株価はそれら情報に対して反応すると考えられる。ただし、言語の壁のために、外国人投資家は日本語で書かれたレポートのテキストの意見に迅速に反応することができない可能性がある（特に英

訳が添付されていない場合)。言い換えれば、言語の壁は投資家間の情報の非対称性を増幅し、それがテキスト情報に対する株価の過小反応を引き起こすと考えられる。したがって、テキストに表出するネガティブ情報に対する株価の過小反応は、米国のレポートでは観察されないが、日本のレポートでは観察されると推定される。特に、英訳レポートの同時発行は言語の壁を大幅に緩和するため、過小反応は、英訳レポートがある場合は観測されず、翻訳がない日本語のレポートで特に観察されると予想される。

本研究では、アナリストレポートのテキスト表出するポジティブ・ネガティブ情報を抽出するため、レポートの文章の言語的極性（トーン）を使用する。特に、本研究では、レポートの要約部分のトーンを使用した。アナリストレポートは、文書のスタイル、書き方が証券会社・アナリストにより異なり、また、冗長性（無関係なコンテンツ）を含む。対照的に、レポートの要約部分は、比較的標準化されており、冗長性少ない利点がある。これらの要約のトーンを分析することで、米国と日本のレポートのトーンに対する情報価値と価格反応に関する頑健な実証分析が可能になると考えた。

様々な分析の結果、言語の壁に関する我々の仮説を支持する結果が得られた。まず、レポートの銘柄推奨度・業績予想などの定量的情報に対する株価反応を控除した後でも、株価はネガティブトーンに大きく反応していることが分かった。この結果は、日本株レポート及び米国株レポートにおいてもみられ、レポート発効後も、株価反応に対する価格の修正は見られなかった。従って、テキストに表出するネガティブ情報は、言語に関係なく、付加価値をもたらしていることが支持される。

価格の過小反応については、日本株レポートのテキスト情報に対してのみ観測され、米国株レポートに対しては見られなかった。一方で、（言語の影響がない）定量情報に対しては、株価の過小反応は米国株レポート・日本株レポート双方で観測されなかった。さらに、英語に翻訳された日本語のレポートでは、テキストに表出するネガティブ情報に対する過小反応は観測されず、英訳がない日本語のアナリストレポートに対してのみ過小反応が観測されることが分かった。英訳を伴っていない日本語のレポートの方が言語の壁がはるかに高いことから、これら結果は、言語の壁がテキスト情報に対する反応の遅れを誘引していることを支持する。

本論文の検証結果は、証券アナリストを介した情報伝搬に関する研究、テキスト情報が資産価格に与える影響の研究に関して重大な示唆を与える。多くの先行研究では、英文で書かれた文章がどのように、株価（特に米国株の価格）に影響を与えるかの分析に終始しており、それらの使用言語の影響はほとんど注目されてこなかった。我々は、アナリストレポートのトーンに対する投資家の反応が、使用言語により大きく影響されることを示すことにより、テキスト情報と資産価格の関係における、言語要因の重要性を提起するものとなっている。

# Language Barriers in Analyst Reports

(forthcoming in International Review of Economics & Finance)

**KOTARO MIWA<sup>1</sup>**

Kyushu University

## Abstract

This study explores whether language barriers affect investors' reactions to textual information in analyst reports. To this end, we compare the price reaction to the linguistic tone in Japanese and U.S. reports and analyze the effect of an English translation on that reaction. We find that prices react significantly to the linguistic tone in both Japanese and U.S. reports. However, we only observe a statistically significant price underreaction to Japanese reports. Further, the existence of an English translation mitigates this price underreaction. These findings support the view that language barriers induce investors to underreact to textual information.

Keywords: Language barrier; Financial analyst; Textual analysis; Linguistic tone

JEL classification: G10, G14

## 1. Introduction

This study examines whether and the extent to which language barriers affect investors' reaction to textual opinions in analyst reports. In particular, we compare the price reaction to textual opinions in Japanese reports (i.e., analyst reports of Japanese stocks written in Japanese) and U.S. reports as well as the price reaction to Japanese reports with and without an English translation.

Most finance studies that present textual analyses analyze English text. By contrast, few analyze whether and how the written language influences investors' reactions to qualitative (textual) information. Language barrier effects could be negligible if reports are written in a common business

---

<sup>1</sup> Corresponding author, 744, Motoooka, Nishi-ku, Fukuoka-city, Fukuoka, Japan, e-mail: [kotmiwa@econ.kyushu-u.ac.jp](mailto:kotmiwa@econ.kyushu-u.ac.jp)

\* This research was supported by a grant-in-aid from Yu-Cho Foundation.



language such as English (and, more recently, Chinese). However, if reports are not written in a widely spoken language, such barriers could be sufficiently strong to slow the price reaction to textual information.

To analyze the impact of language barriers, we focus on Japanese reports for the following three reasons. First, according to measurements from the Foreign Services Institute of the U.S. Department of State and the language scores reported by Hart-Gonzalez and Lindemann (1993), Japanese is considered to be the most difficult language to learn. Indeed, unlike English, Japanese is far from a global language and is spoken almost exclusively in Japan. Second, although foreign investors have been gaining presence in the Japanese stock market, the main players remain Japanese investors. Thus, compared with other countries, services for foreign investors are still developing; indeed, local analysts still write a considerable number of reports in Japanese. According to Bae et al. (2008), the ratio of local analysts in Japan is the highest globally (88%), compared with just 9% in China. Similarly, approximately 75% of our sample of Japanese reports are not accompanied by an English translation. Finally, 25% of the sample are provided with an English translation, which is expected to lowers language barriers significantly. Therefore, analyzing the effect of an English translation on the price underreaction is expected to provide robust evidence on the influence of language barriers.

Since analysts are crucial to propagating negative information (Huang et al., 2014), we focus on the price reaction to negative textual opinions. Such opinions could contain incremental information, regardless of whether the report is issued in a common business language. Hence, prices could significantly react to such opinions regardless of the written language and existence of an English translation. However, foreign investors cannot react quickly to textual opinions in reports written in Japanese (especially when an English translation does not accompany the report) due to language barriers. In other words, language barriers amplify the information asymmetry between investors, which induces a price underreaction to textual opinions. Thus, we predict that price drift for negative textual opinions is observed in Japanese reports but not in U.S. reports. As an English translation significantly eases language barriers, the underreaction would be observed only in Japanese reports with no English translation.

To test our prediction of textual opinions in analyst reports, we use the linguistic tone in such reports. Specifically, we use the tone in the summaries of reports rather than that in the entire text. Analyst reports use different styles and formats (i.e., they have no standardized structure) and include considerable redundancy (i.e., irrelevant content). In contrast, as report summaries have a standardized structure and less redundancy, a summary or abstract of analyst reports is used for extracting incremental information on the report text (Ota, 2009).<sup>2</sup> As there are significant differences in the style and format of the text in Japanese and U.S. reports, which could adversely affect the fair comparison of the linguistic tone between samples, we use the summaries of reports obtained from the FactSet database. Analyzing the tone in these summaries could present a precise picture and provide robust evidence on the informational value and price reaction to the linguistic tone in U.S. and Japanese reports.

Overall, the results are consistent with our hypotheses. First, we find that stock prices react significantly to the negative tone in both samples, even after controlling for the price reaction to the quantitative outputs of the report. Moreover, no price correction is observed in the subsequent period. This result indicates that textual opinions add value in both types of reports.

Regarding the price underreaction, we observe long-term price drift for a negative tone in the Japanese sample, while no such price drift is observed in the U.S. sample. Investors react slowly to textual information in Japanese reports, while reacting immediately to it in U.S. reports. This asymmetric price reaction between the Japanese and U.S. samples is observed in qualitative outputs but not in quantitative ones. The result is consistent with the notion that the written language influences investors' reactions to qualitative information. Further, no price drift for a negative tone is observed for Japanese reports with an English translation but is for reports without it. Since language barriers are much higher for the latter, this result indicates that they affect the price reaction to the linguistic tone.

Our findings contribute to the literature on the informational role of financial analysts and the

---

<sup>2</sup> Consistent with this argument, Huang et al. (2014) reported that the linguistic tone of more concise reports offers more informational value than that of longer reports.

value of textual information in financial markets. Several studies have carried out textual analyses of corporate disclosures (e.g., Henry, 2008; Price et al., 2012; Ferris et al., 2013; Jegadeesh and Wu, 2013; Arslan-Ayaydin et al., 2016; Li et al., 2019), media articles (e.g., Tetlock, 2007; Tetlock et al., 2008; Garcia, 2012), and Internet posts (e.g., Bollen et al., 2011; Bartov et al., 2018; Tsukioka et al., 2018). Despite the burgeoning literature on textual analysis in finance, however, most studies analyze U.S. samples and overlook the importance of their written language. Our study highlights the language factor in textual information by showing that the written language significantly influences investors' reactions to the linguistic tone in analyst reports.

The remainder of this paper is organized as follows. In Section 2, we review the related literature and formulate the hypotheses. Section 3 presents the sample and methodology. In Section 4, we discuss the findings on the price reaction to analysts' textual tone. In Section 5, we discuss the robustness of our findings. Finally, in Section 6, we summarize the findings.

## 2. Related Literature and Hypotheses Development

### 2.1. Related Literature on Analyst Reports

Academics and practitioners have long been interested in analysts' research reports as an important source of stock market information. Along with company fundamentals, financial analysts research macroeconomic and microeconomic conditions to predict company performance. They also recommend buying or selling a company's stock based on its outlook. Analyst reports provide quantitative outputs such as stock recommendations, earnings forecasts, and target prices and offer qualitative outputs (textual opinions) such as company performance, business strategy, and business risk.

Previous studies have investigated whether analyst reports contain incremental information on stock valuations. Several studies report that quantitative outputs, including stock recommendations, earnings forecasts, and target prices, contain economically significant information (Stickel, 1995; Womack, 1996; Francis and Soffer, 1997).

However, previous studies show that issuing quantitative outputs is subject to various limitations.

Specifically, quantitative measures are optimistically biased (Das et al., 1998; Libby et al., 2008; Mayew, 2008) due to the incentive to generate underwriting business (Lin and McNichols, 1998) and trading commissions (Jackson, 2005; Irvine et al., 2007). Michaely and Womack (1999) and Barber et al. (2010) demonstrated that these conflicts of interest reduce the quality of quantitative outputs by analysts because they interfere with the reflection of their (honest) negative opinions.

In contrast, the text in analyst reports is subject to fewer restrictions. As highlighted by Tsao (2002) and Ramnath et al. (2008), significant information is present within the report text. Therefore, qualitative information, specifically the textual tone, might reflect analysts' true opinions. These arguments suggest that analysts' textual opinions, specifically negative ones, have informational value. Consistent with this idea, Huang et al. (2014) showed a significant stock price reaction to the negative tone in reports and Twedt and Rees (2012) showed no statistically significant association between report tone and post-event returns (i.e., stock prices react immediately to analysts' textual opinions).

Despite the considerable number of studies of U.S. reports, few analyze the informational value of Japanese reports. Kondo and Ota (2010) suggested that the quantitative outputs of Japanese reports have informational value by showing the significant price reaction to them. In terms of the informational value of qualitative outputs, Ota (2009) analyzed report summaries for Japanese stocks and showed that their textual information has significant informational value. However, as the sample was limited (232 reports issued by one foreign-affiliated security company in 2007) and the linguistic tone was manually determined and could be subjective, the conclusions cannot be generalized. In sum, no study has thus far provided sufficient empirical evidence on the informational value of the qualitative outputs of Japanese reports. Further, few studies clarify whether the written language matters to investors' reactions to textual information. This study fills this gap by analyzing the linguistic tone in Japanese reports and examining whether an English translation affects the price reaction to that linguistic tone.

## 2.2 Hypotheses Development

Primarily, we predict that language barriers do not affect the informational value of textual

opinions in analyst reports, whereas they do affect the speed of investors' reactions to textual opinions. Therefore, we develop the hypothesis on the irrelevance of the written language to the informational value of the textual tone. Then, we develop the hypothesis on the effect of language barriers on the price underreaction to textual opinions.

#### 2.2.1. Informational Value of the Report Tone

Studies (e.g., Das et al., 1998; Libby et al., 2008; Mayew, 2008) have argued that analysts' incentive structures constrain the expression of their bearish views to quantitative outputs. A negative report tone may thus reflect these bearish views that are not explicitly disclosed quantitatively. Additionally, Hong et al. (2000) proposed that analysts are crucial for propagating bad news because managers disseminate good news quickly but are less forthcoming about bad news (Miller, 2002; Kothari et al., 2009). Consistent with this argument, Huang et al. (2014) showed that a negative linguistic tone in U.S. reports has informational value. In terms of the linguistic tone in Japanese reports, Ota (2009) argued that the tone might have informational value,<sup>3</sup> suggesting that the negative linguistic tone also contains incremental information in Japanese reports.

As argued by Twedt and Rees (2012) and Huang et al. (2014), if the textual tone contains incremental information, investors (prices) react to the report tone around the publication date. Further, even if the report is issued in Japanese as opposed to a common business language, Japanese investors react to the tone. Consequently, we are likely to observe a significant price reaction to a negative report tone around the publication date in both Japanese and U.S. reports. This argument leads to the following hypothesis:

H1: Prices respond negatively to a negative linguistic tone in both Japanese and U.S. reports.

#### 2.2.2. Price Correction and Underreaction

Even if H1 is accepted, we cannot conclude that the report tone contains incremental information on stock valuation. Stock prices could change even when investors react inappropriately to analysts' linguistic preferences and biased views. As argued by Tetlock et al. (2008), in this case, returns would

---

<sup>3</sup> As argued in Section 2.1, as the sample of Ota (2009) is limited, we need to confirm the informational value of the linguistic tone in Japanese reports.

subsequently reverse. Meanwhile, if the report tone contains incremental information, no price correction would occur. Thus, a price correction would not occur in either sample.

Additionally, foreign investors would face language difficulties when reading reports in Japanese. Therefore, while Japanese investors can quickly react to the textual opinions in these Japanese reports, foreign investors cannot due to language barriers. This information asymmetry between Japanese and foreign investors induces a gradual price reaction to the negative textual tone. Thus, prices underreact to the negative linguistic tone in Japanese reports. This argument leads to the following hypothesis:

H2: Prices underreact to the negative tone in Japanese reports.

By contrast, since both U.S. and non-U.S. investors can read U.S. reports written in English, the information asymmetry induced by the written language is marginal for these reports. Thus, although no price correction would occur, prices would be unlikely to underreact to the linguistic tone in U.S. reports. This argument leads to the following hypothesis:

H3: Prices react immediately to the negative tone without a subsequent price correction in U.S. reports.

#### 2.2.3. Effect of an English Translation

Even if H2 and H3 are accepted, we still cannot conclude that language barriers induce a price underreaction to textual information, since the difference in the price underreaction between the two samples could be attributed to factors other than the written language (e.g., the ratio of sophisticated investors and analysts' conservatism). To provide further convincing evidence on the effect of language barriers, we compare Japanese reports with different language barriers. Specifically, we compare Japanese reports with and without English translations.

Non-Japanese speakers can easily understand the content of Japanese reports if an English translation accompanies them. In other words, language barriers are negligible for these reports. However, language hurdles remain significant for reports without translations, suggesting that prices underreact to the linguistic tone of reports without a translation, but not those with an English translation. This argument leads to the following hypothesis:

H4: A price underreaction is often observed in response to a negative tone in Japanese reports not accompanied by an English translation.

### 3. Data and Methodology

#### 3.1. Samples

The Japanese sample includes research reports on firms listed on the Tokyo Stock Price Index (TOPIX) (in Japanese). Meanwhile, following Huang et al. (2014), the U.S. sample includes reports on S&P 500 companies (in English).

The report summaries are obtained from the FactSet database.<sup>4</sup> FactSet collects report summaries or requests analysts to provide summaries to add to its database. As explained in Section 3.2, the report tone is evaluated by the number of positive (negative) words frequently used in upgraded (downgraded) reports. Thus, since positive-tone (negative-tone) reports with upgraded (downgraded) recommendations are highly likely to reflect analysts' comments on the changes in their recommendations, we only include reports in which recommendations are reiterated.<sup>5</sup> Reports in a non-Japanese language and a non-English language are excluded from the Japanese and U.S. samples, respectively. We also exclude reports in which the summary only describes the purpose of issuing the report. When an analyst issues more than two reports of a stock within a day, only the first report is included in our sample.

Analyst report data and the corresponding prices and accounting data are also obtained from the FactSet database. The stock returns and explanatory variables for the Japanese and U.S. samples are calculated based on the Japanese yen and U.S. dollar, respectively. The study period runs from January 2013 to December 2017 because sufficient historical data for the Japanese sample is available from 2013.

#### 3.2. Tone Measurement for Japanese Reports

To evaluate the tone in Japanese reports, we use the dictionary-based method. Unlike English, no suitable financial dictionary in the Japanese language exists. Therefore, following Kobayashi et al. (2017), who developed tone measures for analyst reports in Japanese, we use the wordlist originally

---

<sup>4</sup> The summaries of reports are also called report headlines in the FactSet database.

<sup>5</sup> Our sample does not include reports in which an analyst makes no recommendations.

generated from upgraded and downgraded analyst reports. Words frequently and evenly used in upgraded (downgraded) analyst reports are considered to be positive (negative). If the recommendation is reiterated, but the text contains positive (negative) words, the report is considered to be a positive-tone (negative-tone) report.

We extract 1,389 upgraded reports and 1,178 downgraded reports to identify positive and negative words. We calculate the frequency at which word  $t$  appears in the summaries of upgraded ( $S_U$ ) and downgraded reports ( $S_D$ ), denoted by  $TF(t, S_U)$  and  $TF(t, S_D)$ , respectively. Higher  $TF(t, S_U)$ , and  $TF(t, S_D)$  indicate that word  $t$  frequently appears in upgraded and downgraded reports, respectively.

Further, we calculate the information entropy of word  $t$  for upgraded ( $H(t, S_U)$ ) and downgraded reports ( $H(t, S_D)$ ). To examine whether the word appears evenly in every upgraded (downgraded) report, we calculate the information entropy, which is defined as follows:

$$H(t, S_U) = -\sum_{s \in S_U} P_U(t, s) \log_2 P_U(t, s),$$

$$H(t, S_D) = -\sum_{s \in S_D} P_D(t, s) \log_2 P_D(t, s),$$

$$P_U(t, s) = \frac{tf(t, s)}{\sum_{s \in S_U} tf(t, s)} \quad P_D(t, s) = \frac{tf(t, s)}{\sum_{s \in S_D} tf(t, s)},$$

where,  $tf(t, s)$  is the frequency with which word  $t$  appears in sentence  $s$ .

Higher  $H(t, S_U)$  ( $H(t, S_D)$ ) implies that word  $t$  is observed more evenly in upgraded (downgraded) reports. Positive (negative) words are expected to be observed frequently and evenly in every positive-tone (negative-tone) report. Therefore, following Kobayashi et al. (2017), we select positive (negative) words from upgraded (downgraded) reports based on frequency  $TF(t, S_U)$  ( $TF(t, S_D)$ ) as well as information entropy  $H(t, S_U)$  ( $H(t, S_D)$ ). We then calculate the degree of positivity or negativity of each word, which is denoted as  $W_P(t)$  and  $W_N(t)$ , respectively:

$$W_P(t) = TF(t, S_U)H(t, S_U),$$

$$W_N(t) = TF(t, S_D)H(t, S_D).$$

As analysts prefer to use more positive words rather than negative words in their reports,  $W_P(t)$  tends to be higher than  $W_N(t)$ . Indeed,  $\sum W_P(t)$  is approximately 1.5 times higher than  $\sum W_N(t)$  in our Japanese sample. To adjust for this bias, we calculate the adjusted  $W_N(t)$  (denoted as  $W_N^*(t)$ ):



$$W_N^*(t) = \left( \frac{\sum W_P(t)}{\sum W_N(t)} \right) * W_N(t)$$

Following Kobayashi et al. (2017), we define positive and negative words as follows:

Word  $t$  is included in the positive wordlist if  $W_P(t) > 2W_N^*(t)$ .

Word  $t$  is included in the negative wordlist if  $W_N^*(t) > 2W_P(t)$ .

For convenience, we define the tone of word  $t$ , denoted as  $IT(t)$ , as follows:

$$IT(t) = \begin{cases} W_P(t) - W_N^*(t) & W_P(t) > 2W_N^*(t) \text{ or } W_N^*(t) > 2W_P(t) \\ 0 & elsewhere \end{cases}$$

Positive (negative)  $IT(t)$  indicates that word  $t$  is categorized as a positive (negative) word. We define the tone of the report's summary  $s$  (denoted as  $TONE$ ) as

$$TONE(s) = \sum_{t \in s} IT(t),$$

where,  $t \in s$  represents word  $t$  that appears in summary  $s$ . Finally, we define the positive (negative) tone of a report, denoted as  $TONE_P$  and  $TONE_N$ , respectively, as follows:

$$TONE_P = \begin{cases} TONE & \text{if } TONE > 0 \\ 0 & elsewhere \end{cases}$$

$$TONE_N = \begin{cases} TONE & \text{if } TONE < 0 \\ 0 & elsewhere \end{cases}$$

### 3.3. Tone Measurement for English Reports

To compare the tone in the Japanese sample with that in the U.S. sample, the method used to calculate the textual tone should be similar. Hence, the textual tone for the U.S. sample is first measured based on the dictionary for the Japanese sample. Specifically, as shown in the column “English Translation” in Table 1 (a) and (b), we translate the wordlist into English. Then,  $TONE_P$  and  $TONE_N$  for the U.S. sample are measured based on the translated dictionary, following the methodology explained in Section 3.2.

However, despite the similarity of the methodology, this method is uncommon and might not be the optimal one to evaluate tone in English reports. Therefore, we also use well-known tone measures based on the dictionary-based method proposed by Loughran and McDonald (2011). Each summary of an analyst's report is processed to identify each word, and we examine whether the word is included in the positive or negative wordlist. This process generates raw word counts of positive ( $Positive_s$ )

and negative words (*Negative<sub>s</sub>*) in summary *s*. We then take the difference in the opposing categories and divide them by the sum of the two,  $(Positive_s - Negative_s) / (Positive_s + Negative_s)$ , and construct a measure for the linguistic tone (*TONE<sub>LM</sub>*) of each summary<sub>*j*</sub>. This ratio is bounded between -1 and +1 and provides a metric for the relative positivity (and negativity) of the summary. Finally, we define the positive (negative) tone in a report, *TONE<sub>LM<sub>P</sub></sub>*, and *TONE<sub>LM<sub>N</sub></sub>*,<sup>6</sup> as

$$TONE\_LM_P = \begin{cases} TONE\_LM & \text{if } TONE\_LM > 0 \\ 0 & \text{elsewhere} \end{cases}$$

$$TONE\_LM_N = \begin{cases} TONE\_LM & \text{if } TONE\_LM < 0 \\ 0 & \text{elsewhere} \end{cases}$$

### 3.4. Research Design

We analyze the price reaction to the report tone to determine its informativeness for market participants. To test H1, we analyze a short-window market reaction to a negative tone (*TONE<sub>N</sub>*). Based on the regression model of Huang et al. (2014), the following regression is estimated to determine the extent to which investors respond to the tone in analyst reports upon publication:

$$CAR = \alpha_0 + \beta TONE_N + \gamma_1 TONE_P + \gamma_2 EPS\_REV + \gamma_3 TP\_REV + \gamma_4 REC + (Controls) + \varepsilon. \quad (1)$$

Here, *EPS<sub>REV</sub>* = change in earnings per share forecasted for the current fiscal year relative to that of the previous report (issued by the same analyst) deflated by the stock price 50 days before the report date.

*TP<sub>REV</sub>* = change in the target price relative to that of the previous report (issued by the same analyst) deflated by the stock price 50 days before the report date.

*REC* = stock recommendation coded as buy = 1, hold = 0, and sell = -1.

Additionally, we include the following control variables and year dummies:

*SUE* = earnings surprise for days t-1 through t. This is equal to each firm's standardized unexpected quarterly earnings (Bernard and Thomas, 1989), which use a seasonal random walk with a trend model for each firm's quarterly earnings provided there is an earnings announcement for days t-1 through t (0 otherwise).

---

<sup>6</sup> We define *TONE<sub>LM<sub>N</sub></sub>* so that a more negative value means a more negative textual opinion.

PCAR = the market-adjusted return for the last 10 trading days, skipping the most recent day.

MV = the logarithm of the market value of equity at the most recent end of June.

BM = the book-to-market ratio for the most recently ended year.

Additionally, the regression includes the industry and year dummies, where industry indicator variables are based on the Tokyo Stock Exchange's 10-industry classification scheme for the Japanese sample and the Standard Industrial Classification Division for the U.S. sample.

The dependent variable (CAR) is CAR[0,1] which is the cumulative two-day market-adjusted returns starting from the current report date. In Equation (1), we include the level of recommendation (REC), revisions in earnings forecasts (EPS\_REV), and target prices (TP\_REV) because previous research shows that these quantitative measures are informative for investors (Jegadeesh et al., 2004; Barber et al., 2010). The regression also includes several control variables. As analysts may piggyback on recent news and events, we include the market-adjusted returns of the last 10 trading days, skipping the most recent day (PCAR), to control for any potential short-term momentum or reversal of event returns. Additionally, to control for the price reaction to earnings surprises around the publication date, we include earnings surprises for days  $t-1$  through  $t$  (SUE). To control for investors' reactions to firm characteristics, we also include firm size (MV), measured as the logarithm of the market value of equity, the book-to-market ratio (BM), industry indicator variables, and year dummies in Equation (1). As multiple analysts can follow the same firm and multiple reports for the same firm might be issued on the same date, the standard errors in all empirical tests are estimated with a two-way cluster control at the firm and publication date levels.

The significant and positive coefficient of  $TONE_N$  ( $\beta$ ) for CAR[0,1] indicates that prices react to a negative report tone, thus supporting H1. Furthermore, to test H2 and H3, we analyze the post-event (post-publication) market reaction to the report tone. Accordingly, the market-adjusted returns for days  $t+2$  through  $t+50$  denoted as CAR[2,50] are regressed on the same explanatory variables as in Equation (1). We first examine whether the coefficient of  $TONE_N$  for CAR[2,50] is significantly positive for the Japanese sample. The significant and positive  $\beta$  results for CAR[2,50] indicate a significant underreaction to the negative tone, supporting H2. Then, we test if  $\beta$  is insignificant for CAR[2,50]

in the U.S. sample. If so, prices react immediately to the negative tone in the U.S. reports without a subsequent price correction (H3 is supported).

To test H4, we separate the Japanese reports based on whether they are issued with an English translation from the FactSet database. Specifically, we split  $TONE_N$  into  $TONE_{EN}$  and  $TONE_{JN}$ , where  $TONE_{EN}$  is a negative tone in reports with an English translation and  $TONE_{JN}$  is a negative tone in reports without an English translation. Therefore, we define the dummy variable for being accompanied by an English translation as follows:

$$ENG = \begin{cases} 1 & \text{if the report is accompanied by an English Translation}^7 \\ 0 & \text{elsewhere} \end{cases}$$

Next, we split the negative-tone measures ( $TONE_N$ ) into those of reports with an English translation ( $TONE_{EN}$ ) and those of reports without ( $TONE_{JN}$ ) as follows:

$$TONE_{EN} = Eng * TONE_N$$

$$TONE_{JN} = (1 - Eng) * TONE_N$$

The decomposition of  $TONE_N$  into  $TONE_{EN}$  and  $TONE_{JN}$  enables us to separately analyze the price reaction to the tone with and without English translations, respectively. To determine the extent to which investors respond to  $TONE_{EN}$  and  $TONE_{JN}$ , we run the following regression model for  $CAR[0,1]$  and  $CAR[2,50]$ :

$$CAR = \alpha_0 + \beta_J TONE_{JN} + \beta_E TONE_{EN} + \gamma_1 TONE_P + \gamma_2 EPS\_REV + \gamma_3 TP\_REV + \gamma_4 REC + (Controls) + \varepsilon. \quad (2)$$

We first examine whether the coefficients of  $TONE_{EN}$  and  $TONE_{JN}$  for  $CAR[0,1]$  are significantly positive to determine whether a negative tone is informative regardless of the existence of a translation. Then, to test H4, we compare the statistical significance between the coefficients of  $TONE_{JN}$  and  $TONE_{EN}$  for  $CAR[2,50]$ .

## 4. Empirical Results

---

<sup>7</sup> We identify the existence of a translation by whether the report translated into English are issued on the same day.

#### 4.1 Descriptive Statistics and Correlations

Regarding the dictionary for the Japanese sample, as described in Section 3.2, positive and negative words are selected using analyst reports for which recommendations were upgraded or downgraded. As shown in Table 1, 28 positive words and 33 negative words are selected to measure the report tone. Fourteen translated words from our positive wordlist (half of all the positive words) are also included in the positive wordlist of Loughran and McDonald (2011). Twenty-six translated words from our negative lists (78.8% of all the negative words) are also considered to be negative in their negative wordlist.

As shown in Table 2(a), the Japanese sample consists of 36,995 reports, of which 14,032 reports (37.9%) were recommendations to buy, while 3,340 reports (9.0%) were recommendations to sell. The earnings forecasts of 11,308 reports (30.6%) were revised upward, while 8,093 reports (21.9%) were revised downward. The target prices of 9,744 reports (26.3%) were revised upward, while 4,838 reports (13.1%) were revised downward. Regarding tone measures, 3,742 reports (10.1%) were negative-tone reports ( $TONE_N < 0$ ), while 8,156 reports (22.0%) were positive ( $TONE_P > 0$ ).

As shown in Table 2(b), the U.S. sample consists of 66,780 reports, out of which 32,452 reports (48.6%) were recommendations to buy, while 4,124 reports (6.2%) were recommendations to sell. The earnings forecasts of 9,669 reports (14.5%) were revised upward, while 7,795 reports (11.7%) were revised downward. The target prices of 7,128 reports (10.7%) were revised upward, while 3,258 reports (4.9%) were revised downward. Regarding the tone measures based on the translated wordlist, 6,064 reports (9.1%) were negative-tone reports ( $TONE_N < 0$ ), while 12,212 reports (18.3%) were positive ( $TONE_P > 0$ ). These ratios are similar to those in the Japanese sample. In contrast, regarding the tone measures based on the wordlist of Loughran and McDonald (2011), 17,371 reports (26.0%) were negative-tone reports ( $TONE\_LM_N < 0$ ), while 15,697 reports (23.5%) were positive ( $TONE\_LM_P > 0$ ). The ratio of negative-tone reports (26.0%) is much higher than the ratio when using the translated wordlist (9.1%) and the ratio in the Japanese sample (10.1%).<sup>8</sup>

---

<sup>8</sup> Loughran and McDonald (2011) designed their wordlists to identify more negative tone reports by increasing the number of negative wordlists. The increased number of negative words could result in a high ratio of negative reports.

Table 3 shows the correlation of the  $TONE_N$  measures with the other variables. In both the Japanese and the U.S. samples,  $TONE_N$  is weakly correlated with recommendations (REC), while it has no strong association with the other quantitative outputs (e.g., revisions in earnings forecasts and target prices). Additionally, there is no strong association with the other control variables (SUE, PCAR, MV, and BM).

There is a certain correlation between the two negative tone measures for the U.S. sample ( $TONE_N$  and  $TONE\_LM_N$ ). However, as the level is not substantial (0.279), both can be considered to be different identifiers of a negative tone. Finally, as shown in Table 2(a), 24.5% of the Japanese reports were accompanied by an English translation. Additionally, ENG has no strong association with the quantitative outputs or other control variables (Table 3(a)).

[Table 1]

[Table 2]

[Table 3]

#### 4.2. Price Reaction around the Publication Date

Table 4 shows the price reaction to the report tone in the Japanese sample. The table presents the results of the regression estimations in Equation (1). First, the results reported in column “CAR[0,1]” reveal that the estimated coefficients of REC (stock recommendations), EPS\_REV (earnings forecast revisions), and TP\_REV (target price revisions) are significant and positive at the 1% level, indicating that stock prices positively react to these quantitative outputs. These findings are consistent with those of previous studies (Stickel, 1991, 1995; Womack, 1996; Francis and Soffer, 1997; Jegadeesh et al., 2004; Barber et al., 2010) that show the informational value of these quantitative outputs. Regarding reactions to the report tone, the estimated coefficient of  $TONE_N$  (0.0945) is statistically significant. On average, a one standard deviation decrease in  $TONE_N$  decreases the short-window return (CAR[0,1]) by 30 basis points.<sup>9</sup> Hence, stock prices react significantly to the negative tone in Japanese reports.

The analysis of the U.S. sample shows that prices significantly react to the negative tone in U.S.

---

<sup>9</sup> Lower  $TONE_N$  indicates a more negative tone.

reports. As shown in Table 5(a), the estimated coefficient of  $TONE_N$  for  $CAR[0,1]$  (0.0495) is statistically significant.<sup>10</sup> A one standard deviation decrease in  $TONE_N$  decreases  $CAR[0,1]$  by 12 basis points. Further, prices significantly react to the tone, despite calculating the tone based on Loughran and McDonald (2011). As shown in Table 5(b), the estimated coefficient of  $TONE\_LM_N$  for  $CAR[0,1]$  (0.0423) is statistically significant. These results are consistent with the findings of Twedt and Rees (2012) and Huang et al. (2014), supporting H1, which posits that stock prices react significantly to a negative tone.

[Table 4]

[Table 5]

#### 4.3. Post-Event Returns

Tables 4 and 5 also show the effect of the report tone on post-event returns (market-adjusted returns for days  $t+2$  through  $t+50$ ). As shown in column “ $CAR[2,50]$ ” of these tables, which presents the estimated results for the regression for  $CAR[2,50]$ , stock recommendations (REC), earnings forecast revisions (EPS\_REV), and target price revisions (TP\_REV) have no significant association with post-event returns in either sample<sup>11</sup>. This indicates that stock prices immediately incorporate the information contained in these quantitative outputs (stock recommendations, earnings forecasts, and target prices) in both samples.

Table 4 shows that the coefficient of  $TONE_N$  for  $CAR[2,50]$  (0.0481) is positive, indicating that no price correction is observed in Japanese reports. In contrast, this positive coefficient indicates that prices significantly underreact to the negative tone in Japanese reports. On average, a one standard deviation decrease in  $TONE_N$  (stronger negative tone) decreases  $CAR[2,50]$  by 15 basis points. The results support H2.

Table 5 shows that the coefficients of  $TONE_N$  and  $TONE\_LM_N$  for  $CAR[2,50]$  (-0.0075 and 0.0110) are insignificant, indicating that no price correction is observed in U.S. reports. In other words, the report tone has a permanent impact on stock prices. Simultaneously, these insignificant coefficients

---

<sup>10</sup> The result also indicates that our translated wordlist is effective in identifying the tone of U.S. reports.

<sup>11</sup> The association are insignificant at the 1% level.

also indicate no price underreaction to the negative report tone in the U.S. sample. This finding supports H3 and is consistent with the findings of Twedt and Rees (2012).

#### 4.4. Effect of an English Translation

Table 6 shows the regression results of Model (2) for the Japanese sample on whether the existence of a translation affects the price underreaction to the textual tone. Column “CAR[0,1]” shows that the coefficients of both  $TONE_{J_N}$  and  $TONE_{E_N}$  (0.0981 and 0.0807) are significantly positive, indicating that prices react to the tone in the Japanese reports regardless of the existence of a translation. In other words, the tone is informative regardless of whether a translation is provided.

Nonetheless, column “CAR[2,50]” reveals that the coefficient of  $TONE_{J_N}$ , which represents the negative tone in Japanese reports without any translation, is significantly positive, while the coefficient of  $TONE_{E_N}$ , which represents the negative tone in Japanese reports accompanied by an English translation, is insignificant. These results suggest that a price underreaction is observed only in Japanese reports not accompanied by an English translation, although the tone has informational value regardless of the existence of a translation. As the translation significantly eases language barriers in analyst reports, the result supports H4 and suggests that language barriers are a driving factor of the price underreaction to the textual tone.

[Table 6]

## 5. Robustness Tests

### 5.1. Abnormal Tone

This study evaluates the tone in report summaries by counting positive and negative words. However, some positive (negative) words might explain the positive (negative) quantitative outputs. A positive and negative tone might reflect information already incorporated into the quantitative outputs. Considering that no price underreaction is observed for the quantitative outputs, the existence of these words might result in underestimating the price underreaction to the incremental information in the textual tone. Specifically, the absence of an underreaction in the U.S. sample could be attributed



to the underestimation. We address this by identifying the abnormal (incremental) tone by regressing the report tone on the quantitative outputs as follows:

$$TONE_N = \alpha_N + \beta_{N_1}EPS\_REV + \beta_{N_2}TP\_REV + \beta_{N_3}REC + \varepsilon_N$$

$$TONE_P = \alpha_P + \beta_{P_1}EPS\_REV + \beta_{P_2}TP\_REV + \beta_{P_3}REC + \varepsilon_P$$

Further, using the estimated coefficients ( $\widehat{\beta}_{N_1}$ ,  $\widehat{\beta}_{N_2}$ ,  $\widehat{\beta}_{N_3}$ ,  $\widehat{\beta}_{P_1}$ ,  $\widehat{\beta}_{P_2}$ , and  $\widehat{\beta}_{P_3}$ ), we define an abnormal tone:

$$A\_TONE_N = TONE_N - \widehat{\beta}_{N_1}EPS\_REV - \widehat{\beta}_{N_2}TP\_REV - \widehat{\beta}_{N_3}REC$$

$$A\_TONE_P = TONE_P - \widehat{\beta}_{P_1}EPS\_REV - \widehat{\beta}_{P_2}TP\_REV - \widehat{\beta}_{P_3}REC$$

This adjustment is performed for the non-zero TONE measures ( $TONE_P$ ,  $TONE_N \neq 0$ ) to control for the positive and negative words used in the explanations of their quantitative outputs. Table 7(a) shows the regression results after replacing the TONE measures ( $TONE_N$  and  $TONE_P$ ) with the abnormal ones ( $A\_TONE_N$  and  $A\_TONE_P$ ) for the Japanese sample. First, as shown in column “CAR[2,50]” the coefficient of  $A\_TONE_N$  for CAR[2,50] (0.0411) is still significantly positive, indicating that prices significantly underreact to the negative tone in Japanese reports even after the adjustment. Table 7(b) reveals that  $A\_TONE_N$  for the U.S. sample (the adjusted negative tone measures based on the translated wordlist) is not significantly associated with CAR[2,50]. Even after controlling for the negative tone attributed to the quantitative outputs, no price underreaction to the tone in the U.S. sample is observed.

[Table 7]

## 5.2. Small-cap U.S. samples

As the U.S. sample (S&P 500 listed firms) consists of larger-cap stocks than the Japanese sample (TOPIX index listed firms), the difference in the underreaction between the Japanese and U.S. samples could be attributed to differences in firm size. Therefore, we also analyze reports on small-cap U.S. stocks, i.e., listed firms of the S&P MidCap 400 Index and of the S&P SmallCap 600 Index. Subsequently, we compare the result with the results for S&P 500 listed firms and the small-cap stocks. The regression results for CAR[2,50] in Table 8 reveal that the coefficient of  $TONE_N$  (-0.0194) is still

statistically insignificant. No price underreaction to the report tone is observed for small-cap stocks, and the statistical significance does not increase by focusing on them. This result rejects the possibility that the difference in the price underreaction in U.S. and Japanese reports is attributed to differences in firm size.

[Table 8]

### 5.3. Unsophisticated Investors and Analysts' Cautiousness

In this study, we argue that language barriers in analyst reports induce the price underreaction to textual opinions on Japanese reports. However, the difference in the underreaction between the two samples could be attributed to differences in other factors that induce the price underreaction to such information. This section discusses two additional factors: unsophisticated investors and analysts' cautiousness in writing negative reports.

First, as unsophisticated investors cannot react to information immediately, the price underreaction could be attributed to unsophisticated investors in the Japanese market. However, historically, the ownership ratio of individual investors, regarded as unsophisticated investors, is much smaller for the Japanese market than for the U.S. market (Takamura, 2006). Considering that no price underreaction is observed in the U.S. market, where the ratio of individual investors is higher than that in the Japanese market, the price underreaction in the Japanese market is unlikely to be attributed to unsophisticated investors.

Second, we consider whether Japanese analysts' cautiousness in issuing negative reports may explain the underreaction to the negative tone, as such cautiousness the incorporation of negative information into stock prices. However, the descriptive statistics in Table 2(a) and (b) show that Japanese analysts issue more sell recommendations (9%) than U.S. analysts (6.2%), indicating that they are less reluctant to write negative reports. Considering that no price underreaction is observed in the U.S. market, where analysts are more reluctant to issue negative reports, the price underreaction is unlikely to be attributed to analysts' cautiousness in writing negative reports.

## 6. Conclusion

Previous studies have primarily analyzed textual information in U.S. reports written in English, which is a common business language, and rarely focused on the effect of the written language on investors' reactions to such textual information. We empirically examine this effect by comparing the informational value and price reaction to the linguistic tone in Japanese and U.S. reports as well as analyzing whether the existence of an English translation mitigates the price underreaction to the report tone.

The empirical results reveal that a negative textual tone in both samples has informational value; stock prices react significantly to such a tone without a subsequent price correction. Further, a statistically significant underreaction to the textual tone is observed in the Japanese sample, while no significant underreaction is observed in the U.S. sample. Finally, no price underreaction is observed for Japanese reports with an English translation but a price underreaction is shown for those without a translation. This result indicates that the existence of an English translation mitigates the price underreaction to the textual tone. In sum, these findings support the view that language barriers slow investors' reactions to textual information.

The contributions of our findings to the body of knowledge on this topic can be summarized as follows. First, our study provides evidence of the informational value of textual opinions not written in a common business language (Japanese), while most studies analyze those written in English. Second, the findings imply that the written language significantly affects the price reaction to qualitative (textual) information by showing that language barriers delay investors' reactions to textual opinions in analyst reports.

## References

- Arslan-Ayaydin, O., Boudt, K., and Thewissen, J., 2016. Managers Set the Tone: Equity Incentives and the Tone of Earnings Press Releases. *Journal of Banking and Finance*, 72, 132–147.
- Bae, K., Stulz R., and Tan, H., 2008. Do Local Analysts Know More? A Cross-Country Study of the Performance of Local Analysts and Foreign Analysts. *Journal of Financial Economics*, 88, 581–606.

- Barber, B.M., Lehavy, R., and Trueman, B., 2010. Ratings Changes, Ratings Levels, and the Predictive Value of Analysts' Recommendations. *Financial Management*, 39(2), 533–553.
- Bartov, E., Faurel, L., and Mohanram, P., 2018. Can Twitter Help Predict Firm-Level Earnings and Stock Returns? *Accounting Review*, 93(3), 25–57.
- Bernard, L., and Thomas, J., 1989. Post-Earnings Announcement Drift: Delayed Price Response or Risk Premium. *Journal of Accounting Research*, 27, 1–35.
- Bollen, J., Mao, H., and Zheng, X., 2011. Twitter Mood Predicts the Stock Market. *Journal of Computational Science*, 2, 1–8.
- Das, S., Levine, C., and Sivaramakrishnan, K., 1998. Earnings Predictability and Bias in Analysts' Earnings Forecasts. *Accounting Review*, 73, 277–294.
- Ferris, P., Hao, G., and Liao, M., 2013. The Effect of Issuer Conservatism on IPO Pricing and Performance. *Review of Finance*, 17(3), 993–1027.
- Francis, J., and Soffer, L., 1997. The Relative Informativeness of Analysts' Stock Recommendations and Earnings Forecast Revisions. *Journal of Accounting Research*, 35, 193–211.
- Garcia, D., 2012. Sentiment during Recessions. *Journal of Finance*, 68(3), 1267–1300.
- Hart-Gonzalez, L., and Lindemann, S., 1993. Expected Achievement in Speaking Proficiency. School of Language Studies, Foreign Services Institute, Department of State: Washington DC.
- Henry, E., 2008. Are Investors Influenced by How Earnings Press Releases are Written? *Journal of Business Communication*, 45(4), 363–407.
- Hong, H., Kubik, J.D., and Solomon, A., 2000. Security Analysts' Career Concerns and Herding of Earnings Forecasts. *RAND Journal of Economics*, 31, 121–144.
- Hsieh, C., Hui K., and Zhang, Y., 2016. Analyst Report Readability and Stock Returns. *Journal of Business Finance & Accounting*, 43, 98–130.
- Huang, A., Zang, A., and Zheng, R., 2014. Evidence on the Information Content of Text in Analyst Reports. *The Accounting Review*, 89, 2151–2180.
- Irvine, J., Lipson, M., and Puckett, A., 2007. Tipping. *The Review of Financial Studies*, 20, 741–768.
- Jackson, A., 2005. Trade Generation, Reputation, and Sell-side Analysts. *Journal of Finance*, 60, 673–

717.

Jegadeesh, N., Kim, J., Krische, S., and Lee, C., 2004. Analyzing the Analysts: When do Recommendations Add Value? *Journal of Finance*, 59, 1083–1124.

Jegadeesh, N., and Wu, A., 2013. Word Power: A New Approach for Content Analysis, *Journal of Financial Economics*, 110(3), 712–729.

Kobayashi, K., Sakai, H., Sakachi, H., and Hiramatsu, K., 2017, Extraction of Basis Information on Analyst's Forecasts and Assigning Polarity to Analyst Reports, *The Japanese Society for Artificial Intelligence Interest Group on Financial Infomatics* 19, <http://sigfin.org/019-14/> (in Japanese).

Kondo, E., and Ota, K., 2010. Market Reactions to Stock Rating Announcements: Verification of Stock Prices and Trading Volume. *Japan Journal of Finance*, 29, 50–83 (in Japanese).

Kothari, P., Shu, S., and Wysocki, P., 2009. Do Managers Withhold Bad News? *Journal of Accounting Research*, 47, 241–276.

Li, Y., He, J., Xiao, M., 2019. Risk Disclosure in Annual Reports and Corporate Investment Efficiency. *International Review of Economics & Finance*, 63, 138–151.

Libby, R., Hunton, J., Tan, H., and Seybert, N., 2008. Relationship Incentives and the Optimistic/Pessimistic Pattern in Analysts' Forecasts. *Journal of Accounting Research*, 46, 173–198.

Lin, H., and McNichols, M., 1998. Underwriting Relationships, Analysts' Earnings Forecasts and Investment Recommendations. *Journal of Accounting and Economics*, 25, 101–127.

Loughran, T., and McDonald, B., 2011. When is a Liability not a Liability? Textual Analysis, Dictionaries, and 10-Ks. *Journal of Finance*, 66, 35–65.

Mayew, W., 2008. Evidence of Management Discrimination among Analysts during Earnings Conference Calls. *Journal of Accounting Research*, 46, 627–659.

Michaely, R., and Womack, K., 1999. Conflicts of Interest and the Credibility of Underwriter Analyst Recommendations. *Review of Financial Studies*, 12, 653–686.

Miller, G., 2002. Earnings Performance and Discretionary Disclosure. *Journal of Accounting Research*, 40, 173–204.

Ota, K., 2009. Empirical Analysis of Equity Analyst Reports, *Securities Analyst Journal*, 47, 48–62

(in Japanese)

Price, M., Doran, J., Peterson, D., and Bliss, B., 2012. Earnings Conference Calls and Stock Returns: The Incremental Informativeness of Textual Tone. *Journal of Banking and Finance*, 36(4), 992–1011.

Ramnath, S., Rock, S., and Shane, P., 2008. The Financial Analyst Forecasting Literature: A Taxonomy with Suggestions for Further Research. *International Journal of Forecasting*, 24, 34–75.

Stickel, S., 1991. Common Stock Returns Surrounding Earnings Forecast Revisions: More Puzzling Evidence, *The Accounting Review*, 66, 2, 402–416.

Stickel, S., 1995. The Anatomy of the Performance of Buy and Sell Recommendations, *Financial Analysts Journal*, 51, 25–39.

Takamura, S., 2006. Nichibei no shikin junkan-hyō ni miru nenkin shisan to kabushiki shijyou (Flow of funds, pension fund, and stock market), *Nikko Financial Intelligence Research Report* (in Japanese).

Tetlock, C., 2007. Giving Content to Investor Sentiment: The Role of Media in the Stock Market. *Journal of Finance*, 62, 1139–1168.

Tetlock, C., Saar-Tsechansky, M., and Macskassy, S., 2008. More than Words: Quantifying Language to Measure Firms' Fundamentals. *Journal of Finance*, 63, 1437–1467.

Tsao, A., 2002. When A Stock's Rating and Target Collide. *Business Week Online*. Retrieved from [http://www.businessweek.com/bwdaily/dnflash/apr2002/nf20020425\\_3101.htm](http://www.businessweek.com/bwdaily/dnflash/apr2002/nf20020425_3101.htm) on 17 Feb 2010.

Tsukioka, Y., Yanagi, J., and Takada T., 2018. Investor Sentiment Extracted from Internet Stock Message Boards and IPO puzzles. *International Review of Economics & Finance*, 56, 205–217.

Twedt, B., and Rees. L., 2012. Reading Between the Lines: An Empirical Examination of Qualitative Attributes of Financial Analysts' Reports. *Journal of Accounting and Public Policy*, 31, 1–21.

Womack, K., 1996. Do Brokerage Analysts' Recommendations Have Investment Value? *Journal of Finance*, 51, 137–167.

Table 1

## Wordlists

These tables present the 28 positive words and 33 negative words selected to measure the textual tone. Column “On LM list” shows whether the translated word is included in Loughran and McDonald’s wordlist.

## a) Positive words (28 words)

Word (in Japanese)	English Translation	Weight	On LM List	Word (in Japanese)	English Translation	Weight	On LM List
1 改善	Improving, Improvement	0.294	✓	16 強い	Strong	0.026	✓
2 拡大	Expansion, Expanding, Expand	0.211		17 強気	Bullish	0.025	✓
3 注目	Attention	0.115		18 還元	Premium redemption	0.024	
4 継続	Continuation, Continue	0.107		19 恩恵	Benefit	0.020	✓
5 割安	Cheap, Undervalued	0.101		20 抑制	Suppression	0.019	
6 増益	Profit increase, Increased profit	0.073	✓	21 印象	Impression, impress	0.019	✓
7 安定	Stability, Stable	0.065	✓	22 好転	Recovery	0.019	
8 加速	Acceleration, Accelerate, Accelerating	0.064		23 進展	Progress	0.019	✓
9 底	Bottom	0.061		24 増配	Increase in dividend, Increased dividend	0.013	
10 向上	Improvement, Improve, Improving	0.061	✓	25 好機	Opportunity, Chance	0.013	✓
11 好調	Prosperous, Good	0.059	✓	26 力強い	Powerful	0.008	
12 ポジティブ	Positive	0.041	✓	27 コストダウン	Cost reduction	0.008	
13 持続	Persistent, Sustainable	0.040		28 進む	Advance	0.008	✓
14 増額	Boost, Growth	0.033	✓				
15 トレンド	Trend	0.026					

## b) Negative words (33 words)

Word (in Japanese)	English Translation	Weight	On LM List	Word (in Japanese)	English Translation	Weight	On LM List
1 懸念	Concern	-0.200	✓	18 乖離	Divergence, Gap	-0.028	
2 低下	Decline	-0.161	✓	19 踊り場	Temporal lull	-0.021	
3 悪化	Worsening, Worsen	-0.117	✓	20 激化	Escalation, Escalating	-0.021	✓
4 織り込み	Incorporated	-0.110		21 遅延	Delay	-0.021	✓
5 鈍化	Slowdown	-0.094	✓	22 停滞	Stagnation	-0.021	✓
6 競争	Competition, Content	-0.094	✓	23 尚早	Premature	-0.021	✓
7 ネガティブ	Negative	-0.088	✓	24 困難	Difficulty	-0.021	✓
8 減益	Fall in profit, Declining profit, Profit decline	-0.085		25 厳しい	Difficult	-0.014	✓
9 不透明	Unpredictable, Uncertain	-0.076	✓	26 過熱	Overheating	-0.013	
10 減速	Slowdown	-0.076	✓	27 警戒	Caution	-0.013	✓
11 縮小	Shrinkage, Shrinking, Shrink	-0.070	✓	28 問題	Problem	-0.013	✓
12 格下げ	Downgrade	-0.041	✓	29 軟調	Weak	-0.013	✓
13 減額	Reduction, Reduce, Reduced	-0.041		30 不在	Absence	-0.013	✓
14 遅れ	lagging, lag, arrears	-0.039	✓	31 不振	Slackness	-0.013	✓
15 下回る	Miss	-0.031	✓	32 織り込む	Incorporate	-0.005	
16 低迷	Slump, Downturn	-0.031	✓	33 伸び悩む	Stagnate	-0.005	✓
17 低調	Sluggish	-0.031	✓				

Table 2

## Descriptive Statistics

Panels (a) and (b) report the descriptive statistics for the Japanese and U.S. samples, respectively. “Mean,” “Std. Dev.,” and “Median” show the average value, standard deviation, and median value, respectively; “5th,” “25th,” “75th,” and “95th” show the 5th, 25th, 75th, and 95th percentiles, respectively; and “Ratio(>0),” “Ratio(<0),” and “Ratio(=0)” show the probability of the value being greater than zero, negative, or equal to zero, respectively. Note that MV, PCAR, CAR[0,1], and CAR[2,50] for the Japanese and U.S. samples are calculated on yen and U.S. dollar bases, respectively.

## (a) Japanese sample

	Mean	Std. Dev.	Median	5th	25th	75th	95th	Ratio (<0)	Ratio (=0)	Ratio (>0)
TONE <sub>N</sub>	-0.007	0.032	0.000	-0.070	0.000	0.000	0.000	0.101	0.899	0.000
TONE <sub>P</sub>	0.026	0.069	0.000	0.000	0.000	0.000	0.180	0.000	0.780	0.220
REC	0.289	0.621	0.000	-1.000	0.000	1.000	1.000	0.090	0.530	0.379
EPS_REV	0.000	0.038	0.000	-0.011	0.000	0.001	0.013	0.219	0.476	0.306
TP_REV	0.014	0.098	0.000	-0.115	0.000	0.020	0.173	0.131	0.606	0.263
SUE	0.012	0.985	0.000	-1.106	0.000	0.000	1.111	0.163	0.663	0.174
PCAR	0.002	0.052	0.000	-0.073	-0.027	0.028	0.085	0.503	0.000	0.497
MV	5.744	0.559	5.732	4.840	5.365	6.147	6.634	-	-	-
BM	0.757	0.422	0.683	0.222	0.454	0.983	1.534	-	-	-
ENG	0.245	0.430	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000	0.000	0.755	0.245
CAR[0,1]	0.003	0.042	0.001	-0.061	-0.016	0.020	0.070	0.485	0.000	0.515
CAR[2,50]	0.007	0.120	0.000	-0.155	-0.062	0.068	0.187	0.500	0.000	0.500

## (b) U.S. sample

	Mean	Std. Dev.	Median	5th	25th	75th	95th	Ratio (<0)	Ratio (=0)	Ratio (>0)
TONE <sub>N</sub>	-0.005	0.025	0.000	-0.031	0.000	0.000	0.000	0.091	0.909	0.000
TONE <sub>P</sub>	0.010	0.038	0.000	0.000	0.000	0.000	0.041	0.000	0.817	0.183
TONE_LM <sub>N</sub>	-0.036	0.069	0.000	-0.167	-0.071	0.000	0.000	0.260	0.740	0.000
TONE_LM <sub>P</sub>	0.041	0.068	0.000	0.000	0.000	0.091	0.167	0.000	0.765	0.235
REC	0.429	0.607	0.000	-1.000	0.000	1.000	1.000	0.062	0.452	0.486
EPS_REV	0.000	0.003	0.000	-0.001	0.000	0.000	0.002	0.117	0.738	0.145
TP_REV	0.004	0.040	0.000	0.000	0.000	0.000	0.064	0.049	0.844	0.107
SUE	0.014	1.138	0.000	-1.635	0.000	0.095	1.621	0.245	0.488	0.266
PCAR	0.001	0.045	0.002	-0.067	-0.021	0.024	0.070	0.472	0.000	0.513
MV	4.442	0.471	4.370	3.798	4.085	4.761	5.314	-	-	-
BM	0.372	0.299	0.295	0.037	0.161	0.496	0.988	-	-	-
CAR[0,1]	0.001	0.039	0.001	-0.055	-0.014	0.016	0.059	0.479	0.000	0.507
CAR[2,50]	0.009	0.093	0.007	-0.131	-0.044	0.057	0.154	0.456	0.000	0.531



Table 3

## Correlations

Panels (a) and (b) show the Pearson correlations between the variables for the Japanese and U.S. samples, respectively.

## (a) Japanese sample

	TONE <sub>p</sub>	REC	EPS_REV	TP_REV	SUE	PCAR	MV	BM	ENG
TONE <sub>N</sub>	0.019	0.083	-0.020	-0.032	0.016	0.004	0.012	-0.009	0.013
TONE <sub>p</sub>		0.051	-0.045	-0.159	0.014	-0.026	-0.039	0.020	-0.026
REC			0.005	0.039	0.010	0.009	0.087	-0.099	-0.027
EPS_REV				0.108	0.029	0.040	0.016	-0.047	0.005
TP_REV					0.022	0.205	0.022	-0.096	0.001
SUE						0.025	0.007	-0.023	0.007
PCAR							0.012	-0.021	-0.008
MV								-0.220	0.023
BM									0.003

## (b) U.S. sample

	TONE <sub>p</sub>	TONE_ LM <sub>N</sub>	TONE_ LM <sub>p</sub>	REC	EPS_REV	TP_REV	SUE	PCAR	MV	BM
TONE <sub>N</sub>	0.053	0.279	0.059	0.061	0.027	0.037	0.038	0.042	0.016	-0.031
TONE <sub>p</sub>		0.092	0.247	0.022	0.019	0.025	0.020	0.031	-0.016	0.014
TONE_LM <sub>N</sub>			0.317	0.110	0.051	0.077	0.064	0.078	0.012	-0.034
TONE_LM <sub>p</sub>				0.062	0.037	0.057	0.042	0.050	-0.019	0.011
REC					0.004	0.015	0.012	0.026	0.166	-0.036
EPS_REV						0.276	0.112	0.060	0.017	-0.009
TP_REV							0.091	0.132	0.022	-0.039
SUE								0.048	0.010	-0.037
PCAR									0.022	-0.006
MV										-0.074

Table 4

## Market Reaction to Analyst Reports: Japanese Sample

This table shows the results of estimating Equation (1):  $CAR = \alpha_0 + \beta TONE_N + \gamma_1 TONE_P + \gamma_2 EPS\_REV + \gamma_3 TP\_REV + \gamma_4 REC + (Controls) + \varepsilon$  (results for the industry indicators and year dummies are not reported). Columns “CAR[0,1]” and “CAR[2,50]” indicate the regression results when the dependent variables are market-adjusted returns for days t through t+1 and t+2 through t+50, respectively. The values reported in parentheses are t-statistics estimated using two-way cluster-robust standard errors. \*\* and \*\*\* indicate statistical significance at the 0.05 and 0.01 levels, respectively.

	Dependent Variables					
	CAR[0,1]			CAR[2,50]		
TONE <sub>N</sub>	0.0945	***	(10.22)	0.0481	***	(2.71)
TONE <sub>P</sub>	0.0155	***	(4.47)	-0.0068		(0.84)
REC	0.0038	***	(9.42)	-0.0015		(0.97)
EPS_REV	0.0456	***	(3.02)	-0.0348		(1.57)
TP_REV	0.0617	***	(16.61)	-0.0038		(0.45)
SUE	0.0018	***	(4.21)	0.0034	***	(3.42)
PCAR	-0.0228	***	(3.55)	-0.0224		(1.21)
MV	-0.0016	***	(3.31)	-0.0106	***	(4.20)
BM	0.0033	***	(3.58)	0.0041		(1.22)
Controls for						
Industry and Year	Yes			Yes		
Effects						
Intercept	0.0154	***	(3.30)	0.0467		(1.83)
Adjusted R2	3.40%			0.62%		
N	36943			36943		

Table 5

## Market Reaction to Analyst Reports: U.S. Sample

Panel (a) shows the results of estimating Equation (1) for the U.S. sample. Panel (b) shows the results of estimating Equation (1) when we use TONE\_LM<sub>N</sub> and TONE\_LM<sub>P</sub> instead of TONE<sub>N</sub> and TONE<sub>P</sub>, respectively. Columns “CAR[0,1]” and “CAR[2,50]” indicate the regression results when the dependent variables are market-adjusted returns for days t through t+1 and t+2 through t+50, respectively. The values reported in parentheses are t-statistics estimated using two-way cluster-robust standard errors. \*\* and \*\*\* indicate statistical significance at the 0.05 and 0.01 levels, respectively.

(a) Tone based on the translated wordlist

	Dependent variables					
	CAR[0,1]			CAR[2,50]		
TONE <sub>N</sub>	0.0495	***	(5.82)	-0.0075		(0.39)
TONE <sub>P</sub>	0.0261	***	(6.17)	-0.0013		(0.12)
REC	0.0017	***	(5.59)	0.0011		(0.85)
EPS_REV	0.8674	**	(2.45)	0.7868	**	(2.02)
TP_REV	0.2464	***	(11.03)	0.0139		(0.74)
SUE	0.0024	***	(7.77)	0.0020	***	(2.82)
PCAR	-0.0306	***	(3.58)	0.0029		(0.13)
MV	-0.0013	**	(1.96)	-0.0109	***	(3.69)
BM	0.0038	***	(3.20)	0.0121	**	(2.28)
Controls for						
Industry and	Yes			Yes		
Year Effects						
Intercept	0.0010		(0.31)	0.0530	***	(4.06)
Adjusted R2	8.97%			1.16%		
N	64999			64999		

(b) Tone based on the wordlist of Loughran and McDonald

	Dependent variables					
	CAR[0,1]			CAR[2,50]		
TONE_LM <sub>N</sub>	0.0423	***	(12.94)	0.0110		(1.57)
TONE_LM <sub>P</sub>	0.0225	***	(8.35)	0.0132		(1.86)
REC	0.0012	***	(3.89)	0.0008		(0.64)
EPS_REV	0.8397	**	(2.46)	0.7720	**	(1.97)
TP_REV	0.2420	***	(10.98)	0.0118		(0.63)
SUE	0.0023	***	(7.58)	0.0019	***	(2.71)
PCAR	-0.0346	***	(4.01)	0.0008		(0.04)
MV	-0.0011		(1.79)	-0.0108	***	(3.68)
BM	0.0041	***	(3.51)	0.0123	**	(2.31)
Controls for						
Industry and	Yes			Yes		
Year Effects						
Intercept	0.0011		(0.34)	0.0526	***	(4.06)
Adjusted R2	9.68%			1.19%		
N	64999			64999		

Table 6

## Market Reaction to Analyst Reports: Existence of a Translation (Japanese Sample)

This table shows the results of estimating Equation (2) for the Japanese sample:  $CAR = \alpha_0 + \beta_J TONE_{JN} + \beta_E TONE_{EN} + \gamma_1 TONE_P + \gamma_2 EPS\_REV + \gamma_3 TP\_REV + \gamma_4 REC + (Controls) + \varepsilon$ . Columns “CAR[0,1]” and “CAR[2,50]” show the regression results when the dependent variables are market-adjusted returns for days t through t+1 and t+2 through t+50, respectively. The values reported in parentheses are t-statistics estimated using two-way cluster-robust standard errors. \*\* and \*\*\* indicate statistical significance at the 0.05 and 0.01 levels, respectively.

	Dependent Variables					
	CAR[0,1]			CAR[2,50]		
TONE_JN	0.0981	***	(9.49)	0.0524	***	(2.71)
TONE_EN	0.0807	***	(4.30)	0.0313		(0.83)
TONE_P	0.0155	***	(4.47)	-0.0068		(0.84)
REC	0.0038	***	(9.42)	-0.0015		(0.97)
EPS_REV	0.0456	***	(3.02)	-0.0348		(1.57)
TP_REV	0.0617	***	(16.60)	-0.0039		(0.45)
SUE	0.0018	***	(4.21)	0.0034	***	(3.43)
PCAR	-0.0228	***	(3.55)	-0.0224		(1.20)
MV	-0.0016	***	(3.32)	-0.0106	***	(4.20)
BM	0.0033	***	(3.58)	0.0041		(1.22)
Controls for						
Industry and Year	Yes			Yes		
Effects						
Intercept	0.0154	***	(3.33)	0.0468		(1.83)
Adjusted R2	3.40%			0.62%		
N	36943			36943		

Table 7

## Abnormal Tone

Panels (a) and (b) show the results of estimating Equation (1) for the Japanese and U.S. samples, respectively, after replacing the TONE measures ( $TONE_N$  and  $TONE_P$ ) with the abnormal ones ( $A\_TONE_N$  and  $A\_TONE_P$ ). Columns “CAR[0,1]” and “CAR[2,50]” show the regression results when the dependent variables are market-adjusted returns for days t through t+1 and t+2 through t+50, respectively. The values reported in parentheses are t-statistics estimated using two-way cluster-robust standard errors. \*\* and \*\*\* indicate statistical significance at the 0.05 and 0.01 levels, respectively.

## (a) Japanese sample

	Dependent Variables					
	CAR[0,1]			CAR[2,50]		
A_TONE <sub>N</sub>	0.0766	***	(9.93)	0.0411	***	(2.86)
A_TONE <sub>P</sub>	0.0137	***	(3.95)	-0.0072		(0.87)
REC	0.0038	***	(9.60)	-0.0015		(0.98)
EPS_REV	0.0456	***	(3.01)	-0.0347		(1.57)
TP_REV	0.0617	***	(16.56)	-0.0037		(0.43)
SUE	0.0019	***	(4.24)	0.0034	***	(3.42)
PCAR	-0.0227	***	(3.52)	-0.0224		(1.20)
MV	-0.0017	***	(3.35)	-0.0106	***	(4.20)
BM	0.0033	***	(3.54)	0.0041		(1.22)
Controls for						
Industry and Year	Yes			Yes		
Effects						
Intercept	0.0155	***	(3.31)	0.0468		(1.83)
Adjusted R2	3.31%			0.62%		
N	36943			36943		

(b) U.S. sample

	Dependent variables					
	CAR[0,1]			CAR[2,50]		
A_TONE <sub>N</sub>	0.0500	***	(6.01)	-0.0076		(0.40)
A_TONE <sub>P</sub>	0.0263	***	(6.23)	-0.0015		(0.14)
REC	0.0017	***	(5.64)	0.0011		(0.84)
EPS_REV	0.8712	**	(2.47)	0.7864	**	(2.02)
TP_REV	0.2466	***	(11.04)	0.0139		(0.74)
SUE	0.0025	***	(7.79)	0.0020	***	(2.82)
PCAR	-0.0306	***	(3.58)	0.0029		(0.13)
MV	-0.0013	**	(1.96)	-0.0109	***	(3.69)
BM	0.0038	***	(3.20)	0.0121	**	(2.28)
Controls for						
Industry and	Yes			Yes		
Year Effects						
Intercept	0.0010		(0.30)	0.0530	***	(4.06)
Adjusted R2	8.97%			1.16%		
N	64999			64999		

Table 8

## Market Reaction to Analyst Reports: U.S. Small-cap Sample

This table shows the results of estimating Equation (1) for the U.S. small-cap sample. Columns “CAR[0,1]” and “CAR[2,50]” show the regression results when the dependent variables are market-adjusted returns for days t through t+1 and t+2 through t+50, respectively. The values reported in parentheses are t-statistics estimated using two-way cluster-robust standard errors. \*\* and \*\*\* indicate statistical significance at the 0.05 and 0.01 levels, respectively.

	Dependent variables					
	CAR[0,1]			CAR[2,50]		
TONE <sub>N</sub>	0.1018	***	(7.12)	-0.0194		(0.49)
TONE <sub>P</sub>	0.0368	***	(3.70)	0.0087		(0.46)
REC	0.3437	**	(2.32)	-1.1987	**	(2.45)
EPS_REV	0.2066	***	(7.77)	0.0043		(0.11)
TP_REV	0.0019	**	(2.32)	0.0019	**	(1.97)
SUE	0.0038	***	(6.91)	0.0016		(0.69)
PCAR	-0.0337	***	(3.56)	-0.0403		(0.91)
MV	0.0003		(0.25)	-0.0593	***	(8.65)
BM	0.0049	***	(3.17)	0.0078		(1.27)
Controls for						
Industry and	Yes			Yes		
Year Effects						
Intercept	-0.0080		(1.49)	0.1874	***	(7.97)
Adjusted R2	8.65%			4.51%		
N	25302			25302		





# 商業銀行の役員報酬制度が 金融システムの安定に及ぼす 影響の実証分析

Asia School of Business in collaboration with MIT Sloan

ファイナンス助教授 竹井 郁夫



## 要 約

本研究では、銀行の役員報酬制度が、金融システムの安定性に及ぼす影響を、実証的に分析した上で、動的コーポレート・ファイナンス・モデルを構築し、各種報酬規制（ドッド・フランク法、ユーロ・ボーナス・キャップ、英国報酬規制等）が銀行のリスクテイクに与える影響を考察する。

2007年の金融危機以降、銀行の役員報酬制度が、リスクテイクを助長させたという認識が深まり、新たな金融規制の導入が欧州を中心に進められてきた。もっとも、業績連動型の報酬（現金支給の賞与等）に紐付けられた短期的な利益追及が、銀行の過剰なリスクテイクに繋がったのか否かは未だコンセンサスが得られていない。本研究では、米国商業銀行の役員報酬に関する新たなデータベースを、ディスクロージャー誌等から構築し、役員報酬の違い（保有株式、ボーナス、株式報酬型ストックオプション等）が、銀行のリスクテイクに与える影響を定量的に評価する。

本研究の貢献は、以下の2点である。

1つ目の貢献は、役員報酬制度に関して、中小商業銀行を含めた包括的な実証分析を行った点である。筆者の知る限り、米国・欧州（一部地域を除く）において、中小商業銀行の役員報酬制度に着目した実証分析は行われていない。本稿の実証分析では、ボーナスと株式報酬型ストックオプションが、銀行のリスクテイクを助長することを示す。

2つ目の貢献は、銀行の①リスクテイク、②資金調達における資本構成、③役員報酬を取り込んだ動的コーポレート・ファイナンス・モデルを構築した点である。モデル分析を行う利点は、大きく2つある。1つ目は、役員の報酬体系がリスクテイクに対するインセンティブに与える影響を理論的に明らかにする点である。2つ目は、“現実に導入された実績がない報酬規制に対する政策効果”を定量的に評価することが可能となる点である。本稿のモデル分析によると、ユーロ・ボーナス・キャップと英国報酬規制と比較して、ドッド・フランク法に基づく報酬規制は、（イ）銀行破綻を抑制し、（ロ）貸出を増加させる効果が高い。一方、ユーロ・ボーナス・キャップと英国報酬規制は、金融システムの安定に資するものの、その効果は個別銀行でばらつきが大きく、全体としての改善効果も限定的である。

---

紙幅の都合上、本文中で引用されるインターネット付録（Appendix）は、次を参照されたい。

<https://drive.google.com/file/d/12C4yvNrMgeYe7RlnWm0kphXir9N8ysd/view?usp=sharing>

# Bank CEO Compensation to Enhance Stability\*

Ikuo Takei

Asia School of Business in collaboration with MIT Sloan<sup>†</sup>

July 31, 2021

## Abstract

To understand bank risk-taking incentives, I construct a novel dataset of small and medium-sized U.S. bank Chief Executive Officer (CEO) compensation contracts and bank financials. First, I find empirical evidence of bonus and stock option compensations that explain the bank's poor performance and failure during the financial crisis of 2007-2009. Second, I quantitatively evaluate regulatory policies for bank CEO compensation to promote long-run financial stability. I develop a dynamic model of banking with agency conflicts to characterize the effect of shares owned, bonuses, and stock options on risk-taking. The bank CEO faces trade-offs between short-termism for immediate payment of cash and long-termism for stability subject to costs of external equity issuance under capital regulation and deposit insurance. The model is calibrated to U.S. data using the novel dataset. Counterfactual analysis shows that the Euro bonus cap and U.K. remuneration code —limitations to the ability of the bonus payment —improve financial stability and welfare. Finally, I argue that the Dodd-Frank proposal of 2016, which included a combination of deferred dividends and bonuses, has a further improvement according to the model prediction. Heterogeneity in compensation among bank CEOs has aggregate consequences of designing a proper compensation system.

Keywords: Compensation Regulation; Deferred Compensation; Risk-taking; Short-termism; Commercial Banks

JEL Classification: G21, G32, J33, M12

---

\*I thank for Dean Corbae, Oliver Levine, and seminar participants at University of Wisconsin-Madison. I receive computational support from Center for High Throughput Computing (CHTC). The financial support from Yu-cho Foundation is gratefully acknowledged. All errors are my own.

<sup>†</sup>E-mail: [ikuo.takei@asb.edu.my](mailto:ikuo.takei@asb.edu.my)

# 1 Introduction

*“Most importantly, we need to recognize that an effective regulatory regime and comprehensive supervision are not sufficient. We also need to focus on the incentives facing banks and their employees.”*

William C Dudley, President and CEO of the Federal Reserve Bank of New York, at the U.S. Chamber of Commerce, Washington DC, March 26, 2018<sup>1</sup>

## 1.1 Motivation

Strong criticism arises after the financial crisis of 2007-2009 that U.S. bank Chief Executive Officer (CEO) compensation spurred excess risk-taking. This disapproval is specially reserved for large financial institutions which are considered "too big to fail" and thus must be supported by the government when they do face failure.<sup>2</sup> For instance, the American International Group (AIG) is scheduled to pay \$450 million bonuses to employees after receiving a \$170 billion bailout from the U.S. government. Policymakers in the U.S. react to these incidents by proposing rules, Dodd-Frank Wall Street Reform in July 2010, mandating claw-backs of executive compensation.<sup>3</sup> After revisions of this proposal, the new compensation regulations are aimed to reduce excessive compensation and to prevent material financial loss.<sup>4</sup> A few anecdotes like the AIG bonus payments controversy support the views of incentive misalignment to the bank failure. However, this limited evidence for the entrenchment perspective creates doubt on the effectiveness of compensation regulation planned after the financial crisis.

While the vast majority of literature tries to understand the policy implication for big banks, this paper focuses on Small and Medium-sized Banks (SMB). I pick SMB for two reasons. First of all, SMB, as well as big banks, struggle through the financial crisis. One piece of evidence shows that 113 SMB owe Troubled Asset Relief Program (TARP) money five years later the financial crisis while most of the big banks repaid TARP money (Coles et al. (2006)). Other evidence shows that after the wake of the crisis, SMB who have high exposure to commercial real estate loans experience high failure rates (Friend et al. (2013)). Those banks had been increasing commercial real estate loans for several decades until the financial crisis (DiSalvo et al. (2016)). Second, studies of SMB help scholars and policymakers to understand the quantitative impact of executive compensation structure on risk-taking. I argue that large financial institutions hinder researchers from testing hypotheses and from

---

<sup>1</sup>Another related quote from the testimony to Congress on June 6, 2009, by Timothy Geitner, United States Secretary of the Treasury, *“I think that although many things caused this crisis, what happened to compensation and the incentives in creative risk taking did contribute in some institutions to the vulnerability that we saw in this financial crisis.”*

<sup>2</sup>This view is consistent with the findings of size anomalies in bank stock prices (Gandhi and Lustig (2012)). Their evidence suggests that big banks are supported by implicit government guarantees.

<sup>3</sup>Dodd-Frank Act is a comprehensive package of financial regulation to prevent the repetition of the financial crisis. Two proposals are published in 2010 and 2016. However, the latest proposal is postponed in 2016.

<sup>4</sup>The United Kingdom implements the Remuneration Code, which requires executives and other employees to defer a large portion of their bonus compensation. Kleymenova and Tuna (2018) find a modest effect of reduction in risk-taking.

building a tractable model for the quantitative evaluation of policy reforms. Namely, large financial institutions run complex businesses, have unrestricted market access, have inherent government protection, and interact among loan markets strategically. These features create obstacles but interesting interactions for future studies to understand the channel to describe the effects of unimplemented policy. Nevertheless, this paper’s policy implication for SMB applies to big banks to some extent since managerial conflicts faced by the bank manager and shareholders are a common characteristic of banks of all sizes.

This paper applies insights and techniques developed in corporate finance to banking literature. Research on non-financial firms supports that short-termism and managerial entrenchment as potential factors in corporate decisions (Coles et al. (2006)).<sup>5</sup> I ask a similar question for financial firms. Is it true bank CEO compensation can explain bank performance during the financial crisis? The answer to this question is not obvious because of the huge difference in market structure: the financial sector is more levered and regulated than the non-financial sector.

I take two steps to investigate the link between bank compensation and risk-taking. In the first part of the analysis, I apply simple regression models to test the hypothesis of this connection. As Cheng et al. (2015) pointed out, there is very little direct evidence for the entrenchment perspective among financial firms, even though many policymakers share the idea that managerial entrenchment caused risk-taking. In fact, Fahlenbrach and Stulz (2011) (hereafter FS (2011)) find no evidence that the bank’s poor performance during the credit crisis is related to lack of alignment of bank CEO incentives with shareholder interests for a small sample of *big* financial institutions. I construct a novel dataset that includes a roughly ten times larger sample of SMB with financial statements, CEO compensations, and market prices. I also restricted my sample to commercial banks.<sup>6</sup> I find evidence in the regression analysis which supports short-term cash compensation and stock option stimulate risk-taking. Since bonus has an economically significant impact on risk-taking given evidence from this paper, restricting short-term cash compensation is a reasonable way to improve the economy. However, I argue by building a dynamic model of banking that a combination of restricting dividends and bonuses has further improvement.

The second part of the analysis asks which compensation regulation reduces risk-taking of the banking sector. I run a counterfactual experiment using a structural banking model with agency conflicts. In the model, the bank CEO faces trade-offs between short-termism for immediate profit and long-termism for stability. Policymakers suggest a wide variety of regulation tools which includes debt compensation, a combination of deferred dividends and deferred bonuses, and bonus caps. For example, William C. Dudley, the former president and CEO of the Federal Reserve Bank of New York, presents his idea (Dudley (2014)) that bank CEO compensation “*needs to be a shift in the mix of deferred compensation away from equity and towards debt*” in order to improve financial stability and rebuild the public trust. There is an important distinction between compensation regulation and standard bank regulation, such as capital requirement ratio or liquidity coverage ratio. Policymakers

---

<sup>5</sup>There is also disagreement about this statement. Hayes et al. (2012) find a causal relationship between option-based compensation and risk-taking using the exogenous change of the revised accounting standard change as an instrument.

<sup>6</sup>Compared to the study of FS (2011), my paper’s sample contains only commercial banks that prevent the potential bias caused by difference of industry groups such as investment banking and brokerage.

claim that complex rules of capital requirement ratio and others can create an incentive where banks feel free to do anything, which increases risk and bad behavior.<sup>7</sup> Compensation regulations are believed to be simple, and therefore to avoid regulatory arbitrage, which lowers the effectiveness of the banking regulation. The key contribution of this paper is to conduct a series of counterfactuals that quantifies the effects of compensation regulations.

The important question becomes which tool is best suited to fixing misaligned incentives of CEOs in the U.S. banking sector. Counterfactual policy scenarios are (i) Dodd-Frank, (ii) pure debt-based compensation (Bebchuk and Spamann (2009)), (iii) the Euro bonus cap, and (iv) U.K. remuneration code to a standard compensation plan, and see how the bank manager responds optimally to change in these regulations.<sup>8</sup> On top of that, I investigate the effects of (v) hypothetical option ban, which is an extreme case of FAS 123R and (vi) capital requirement ratio from Basel II to III. In conclusion, the model suggests that the Dodd-Frank proposal of 2016 leads to the largest improvement in financial stability and welfare measured by consumption. This stems from the fact that the bank CEO's compensation structure is heterogeneous. Therefore, the Dodd-Frank proposal of 2016, which is two combinations of deferred dividends and deferred bonuses, reduces heterogeneous reactions.

## 1.2 Literature Overview

I will not provide a comprehensive review of CEO compensation and risk-taking on non-financial firms. But here I provide a list of literature about financial firms.

FS (2011) find that banks in which the CEO's incentives were better aligned with those of shareholders did not perform better during the crisis. At the same time, authors alert to the problem that their data source Execucomp is biased toward larger firms. In this paper, I collect both SMB and large banks to understand industry-wide implications to the entrenchment perspective. Berger et al. (2016) also do not find any evidence of direct impact from shareholdings of bank CEO to bank failure. For a study of European countries, Efung et al. (2015) use payroll data from German, Austrian, and Swiss treasury/capital market management and investment banks employees. Authors find incentive pay correlates positively with risk-taking.

Extensive literature shows a positive relationship between risk-taking by banks and CEO compensation structure. DeYoung et al. (2013) and Bai and Elyasiani (2013) find that higher compensation sensitivity to changes in volatility which is Vega leads to greater bank instability. On the contrary, my study focuses on a dynamic trade-off of risk-taking rather than a static trade-off. Bennett et al. (2015) argue that CEO inside debt reduces default risk. Iqbal and Vähämaa (2019) document managerial risk-taking incentives increase the level of systemic risk during the financial crisis.

Cheng et al. (2015) claim that the riskier firms may offer higher total pay as compensation for the extra risk in equity. In other words, they claim that the causality can be reversed as many believe that misalignment from shareholders' value caused financial firms to take risks

---

<sup>7</sup>Banks control their Risk-Weighted Assets in capital requirements via regulatory arbitrage (e.g., Blundell-Wignall and Atkinson (2010)).

<sup>8</sup>There are other types of debt-based compensations proposed in the literature. Subordinated debt compensation (Tung (2011)) and convertible equity compensation (Gordon (2010)) are two common types. I leave them to explore for future research.



before the crisis. This paper does not deal with this issue of reverse causality. This paper’s argument fixes compensation structure and discusses regulating bank CEO compensation package by restricting the flow of income.

Nikolov and Whited (2014) develop a dynamic model with agency conflicts to explain corporate cash policy. Glover and Levine (2017) study a structural model of manager’s conflict. My model alters their model to accommodate features of the banking industry: decreasing returns to scale; endogenous risk-taking and capital structure; short-term cash compensation; capital regulation; and deposit insurance.

**Roadmap.** The remainder of the paper is organized as follows. In Section 2, I provide reduced-form evidence. Section 3 introduces the model and provides counterfactual experiments. Section 4 concludes.

## 2 Regression Analysis

### 2.1 Sample Construction

The primary data source is S&P Capital IQ collecting data from U.S. Securities and Exchange Commission (SEC) company filings, the Center for Research in Security Prices (CRSP), Call Reports from Federal Deposit Insurance Corporation (FDIC), Intercontinental Exchange (ICE). For publicly listed banks, the balance sheet and income statement are coming from annual reports (10-K). The CEO compensation is collected from proxy statement pursuant (DEF 14A) for publicly listed banks. The price data is collected both from CRSP and ICE. CRSP contains equity price with banks’ primary listings on major stock market s.t. NYSE, NYSE MKT, NASDAQ, Arca, and Bats exchanges. ICE covers stock traded in other markets such as Pink Sheets and OTC Bulletin Board.

I collect the data of all companies with Standard Industry Classification (SIC) codes 6020 commercial banks at the end of the fiscal year of 2006 in S&P Capital IQ. This sample includes community banks, regional banks, banks traded on major U.S. stock exchange markets, and those traded in the Over-The-Counter stock markets (i.e., the OTC Bulletin Board and the Pink Sheets).<sup>9</sup> I restrict my sample to a geographic location in the U.S.. I also drop banks that do not report total assets, bank CEO’s salary, and market capitalization at the end of the fiscal year of 2006. My final sample contains 721 commercial banks at the end of the fiscal year of 2006. This sample size is roughly twice as many as Berger et al. (2016) collected from the Mergent database. Most previous research about bank CEO compensation relies on Execucomp to construct the sample. Execucomp sample is limited because the data covers only banks listed on S&P 1500, and banks are removed from the index that is still trading. The commercial bank sample size of S&P 1500 in my full sample is 69 by the end of 2006. My novel dataset consists additional 652 commercial banks, excluding commercial banks listed on S&P 1500, which allows me to increase the sample size substantially.<sup>10,11</sup>

---

<sup>9</sup>The OTC Bulletin Board and the Pink Sheets restrict non-SEC-registered securities of U.S. banks to follow the disclosure guidelines outlined in the OTCQX Rules for U.S. banks.

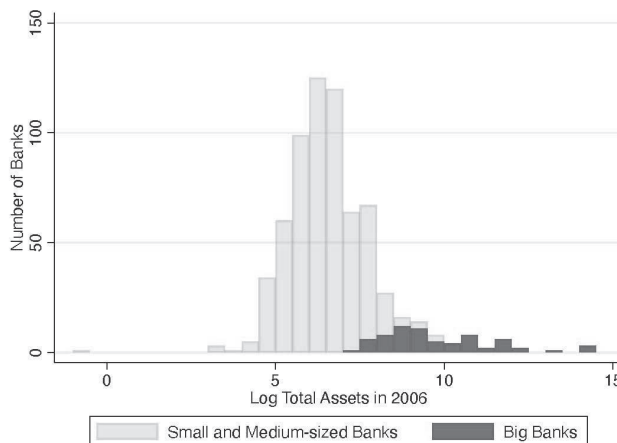
<sup>10</sup>A full sample of FS (2011) is 95 financial institutions which include both bank holding companies, and investment banks, which correspond to SIC codes between 6000 and 6300 for the fiscal year of 2006. Their subsample is 83 banks which remove nondepository banks from the full sample.

<sup>11</sup>Berger et al. (2016) has a total sample of 341 commercial banks from 2006Q1 to 2010Q3. They admit

Technical details to construct variables from S&P Capital IQ are described in Appendix A.1.

I create a subsample of S&P 1500 from the list of sample firms in the appendix of FS (2011). I hand-corrected the bank name if the name is not exactly the same. 69 banks are matched with my final sample. I call this group big banks or S&P 1500 bank. The remaining group of banks is named SMB (size distribution measured by total assets in Figure 1).<sup>12</sup>

Figure 1: SIZE DISTRIBUTION OF SMB AND BIG BANKS



## 2.2 Timeline of Returns and Failure in the Financial Crisis

In the regression analysis, I construct crisis period returns of banks from July 1, 2007, to December 31, 2008, as in FS (2011). Figure 2 shows the evolution of Return Of Asset (ROA) and Return Of Equity (ROE). The crisis does not end on December 31, 2008, but I leave subsequent periods out from the calculation of return to separate the threat of nationalization, which would affect the value of bank stocks and the incentives of CEOs.

that they put more effort into hand-collect data from failed banks than non-failed banks. Therefore, they have a potential issue of sample selection bias toward failed banks. My data collect almost twice as many non-failed banks to fix this data collection issue.

<sup>12</sup>Gandhi and Lustig (2012) use a definition of big banks as the first decile of total assets of commercial banks in CRSP. The number of banks for the years 2000 to 2008 is approximately 630 banks.

Figure 2: EVOLUTION OF THE RATE OF RETURNS FROM 2005Q3 TO 2011Q3

The figures show the time series of return of asset (ROA) and return of equity (ROE). The full sample is split into a group of S&P1500 banks and a group of SMB. S&P1500 consists of shares traded in NYSE, NYSE Arca, NYSE MKT, NASDAQ Global Select Market, NASDAQ Select Market, and NASDAQ Capital Market. The solid lines are the median of the rate of return, and the shaded region is 25-75% interval of the rate of return. ROA is defined as net income divided by total assets. ROE is defined as net income divided by equity. A sample of commercial banks for 24 quarters.

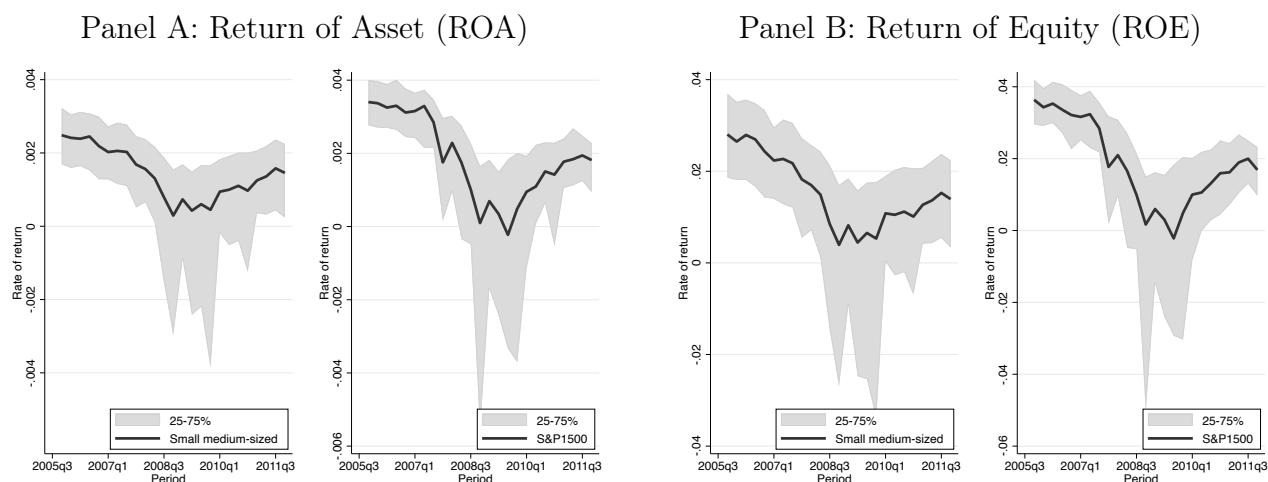
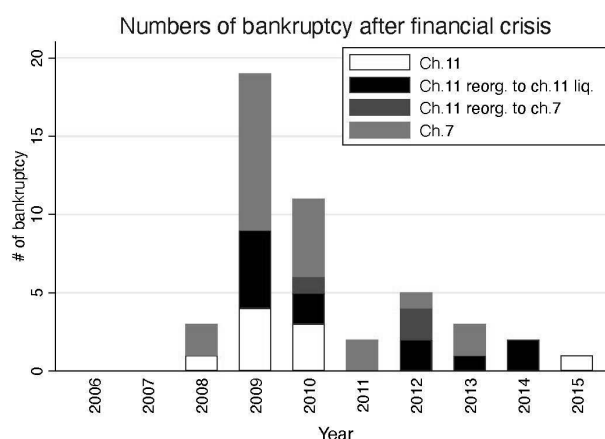


Figure 3 shows the evolution of the numbers of bankruptcy in our final sample. 2009 and 2010 record the first and second peaks of the number of bankruptcy in the financial crisis. The evolution of bankruptcy has a lag period for bank returns because the bankruptcy process takes time. I classify all the bankrupted banks between July 2007 to December 2010 as bankruptcy in the cross-sectional regression analysis to take into account the length of time for filing chapter 11 and chapter 7 bankruptcy. Total 42 banks file bankruptcy between July 2007 to December 2010.

Figure 3: EVOLUTION OF FAILED BANKS FROM 2006 TO 2015

The figure shows the evolution of the number of failed banks from 2006 to 2015. No bankruptcy is reported for 2006 and 2007. The number is a sum of banks filed chapter 11 or chapter 7 bankruptcy to the court at the period of a voluntary petition filing date. The sample includes both S&P 1500 banks and SMB.



## 2.3 Summary Statistics

Tables 1-2 report key summary statistics of banks' financial statements and CEO compensation for the fiscal year of 2006. The average size of SMB is 3.2 billion dollars. Buy-and-hold returns of SMB during the crisis is -39% on average. Bonus/revenue is a proxy of the elasticity of annual incentive on the performance measure.<sup>13</sup> The average of unexercisable options/total shares is 0.3% in SMB sample.<sup>14</sup> There is notable heterogeneity in compensation structure in the SMB sample. The SMB sample has 4 (5) times larger standard deviation of bonus/revenue ("Percentage ownership from shares") than FS (2011) sample. Scatter diagrams in Appendix A1 show negative correlations between buy-and-hold returns during crisis and compensations (bonus/revenues and unexercisable options/total shares) in 2006.

Table 1: SAMPLE SUMMARY STATISTICS OF BANKS FINANCIAL STATEMENTS FOR FISCAL YEAR 2006

Panel A: Comparison of 2006 financial characteristics of small and medium-sized banks and S&P1500								
	Small and medium-sized banks				S&P1500: Fahlenbrach and Stulz (2011)			
	Number	Mean	Median	Std. Dev	Number	Mean	Median	Std. Dev
Total assets (million dollars)	650	3,190.5	648.59	28,981.07	69	105,436.5	10,571.8	324,929.7
Total liabilities	650	2,848.4	588.34	25,841.19	69	96,257.1	9,804.3	299,782.3
Market capitalization	650	605.8	104.03	4,703.07	69	17,812.8	2,055.1	48,807.0
Buy-and-hold returns during crisis	599	-38.7	-41.52	34.92	62	-36.1	-38.4	34.6
Net income/total assets (%)	650	0.84	0.90	1.03	69	1.29	1.26	0.42
Net income/book equity (%)	650	9.36	9.96	6.19	69	13.32	12.92	4.87
Cash/total assets (%)	650	0.05	0.04	0.06	69	0.04	0.03	0.03
Dividend per share	650	1.02	0.34	5.98	69	1.67	1.00	3.13
Book-to-market ratio	650	0.62	0.60	0.22	69	0.52	0.50	0.16
Tier1 capital ratio (%)	650	13.44	11.84	13.50	69	10.14	9.80	2.69
Tangible common equity ratio	650	5.15	6.14	5.82	69	5.31	6.21	2.53

Panel B: Comparison of 2006 financial characteristics of group in total asset size								
	Full sample (group in total asset size)							
	1st quartile		2nd quartile		3rd quartile		4th quartile	
	Mean	Median	Mean	Median	Mean	Median	Mean	Median
Total assets (million dollars)	216.5	226.7	535.0	524.8	1,223.7	1,108.3	50,233.7	5,763.5
Total liabilities	192.5	204.0	486.5	476.0	1,112.4	1,000.0	45,638.6	5,006.8
Market capitalization	36.4	32.2	83.2	78.4	218.2	177.2	8,725.2	1,103.3
Buy-and-hold returns during crisis	-46.1	-45.9	-45.8	-47.6	-37.1	-38.6	-24.7	-20.6
Net income/total assets (%)	0.49	0.71	0.91	0.90	0.95	0.95	1.20	1.13
Net income/book equity (%)	6.33	7.19	10.20	10.66	10.72	11.37	11.72	11.97
Cash/total assets (%)	0.08	0.05	0.04	0.04	0.04	0.03	0.04	0.03
Dividend per share	0.25	0.00	1.04	0.36	1.06	0.46	2.00	0.76
Book-to-market ratio	0.70	0.67	0.62	0.62	0.56	0.55	0.56	0.50
Tier1 capital ratio (%)	16.86	13.28	12.64	11.95	12.00	11.11	11.01	10.51
Tangible common equity ratio	2.37	0.00	4.79	6.44	7.11	7.26	6.41	6.38

<sup>13</sup>Annual Incentive Plan Design Survey conducted in 1996–1997 by Towers Perrin shows that 19 U.S. finance and insurance corporations out of 21 are using earnings as one of the performance measures in annual incentive plans. Earnings include net income, pre-tax net income, and returns on assets, equity, and capital. However, these measures are not non-negative. Revenue is a good measure of earnings because it is non-negative. Therefore, the elasticity of annual incentive is non-negative.

<sup>14</sup>This is less than the average of exercisable options/total shares because unexercisable options are issued recently and exercisable options are issued in the past.

Table 2: SAMPLE SUMMARY STATISTICS OF BANK CEO COMPENSATION FOR FISCAL YEAR 2006

Panel A: Comparison of 2006 CEO compensation characteristics of small and medium-sized banks and S&P1500

	Small and medium-sized banks				S&P1500: Fahlenbrach and Stulz (2011)			
	Number	Mean	Median	Std. Dev	Number	Mean	Median	Std. Dev.
Annual compensation								
Total compensation (thousand dollars)	650	807.7	422.9	2,206.0	69	5,858.3	2,602.2	8,288.3
Cash compensation	650	543.5	348.0	994.9	69	2,417.7	1,495.7	2,897.8
Salary and others	650	473.2	307.5	933.1	69	1,885.7	1,187.7	1,990.9
Salary	650	287.5	240.0	155.2	69	730.6	737.5	260.8
Bonus	650	70.2	4.1	266.0	69	532.0	0.0	2,214.1
Annual stock grant	650	86.1	0.0	645.2	69	1,283.4	306.2	2,569.7
Annual option grant	650	81.6	0.0	519.9	69	1,554.7	389.9	3,602.8
All other compensation	650	82.4	27.7	639.8	69	207.5	119.5	276.1
Salary and others/total assets (%)	650	0.12	0.05	1.49	69	0.01	0.01	0.01
Salary/total assets (%)	650	0.10	0.04	1.26	69	0.01	0.01	0.01
Bonus/revenue (%)	647	0.18	0.01	0.32	69	0.03	0.00	0.08
Cash compensation/total compensation (%)	647	84.57	90.34	17.49	69	56.84	50.64	21.82
Equity portfolio value								
Value equity	650	545.3	0.0	2,255.1	69	14,761.1	3,574.0	31,440.4
Value shares	650	235.1	0.0	1,272.8	69	6,087.8	1,142.8	13,493.9
Exercisable options/total shares (%)	650	1.03	0.44	2.43	69	0.67	0.41	0.86
Unexercisable options/total shares (%)	650	0.23	0.00	0.51	69	0.24	0.12	0.59
Value unvested stock	650	130.0	0.0	729.8	69	3,869.8	451.6	11,540.2
Equity portfolio incentives								
Percentage ownership from shares (%)	527	2.66	0.86	5.92	60	0.66	0.28	1.15

Panel B: Comparison of 2006 CEO compensation characteristics of group in total asset size

	Full sample (group in total asset size)							
	1st quartile		2nd quartile		3rd quartile		4th quartile	
	Mean	Median	Mean	Median	Mean	Median	Mean	Median
Annual compensation								
Total compensation (thousand dollars)	268.4	238.5	417.3	362.5	678.5	544.3	3,817.4	1,346.5
Cash compensation	234.0	215.4	345.0	319.9	533.2	451.0	1,785.2	942.0
Salary and others	212.3	199.8	301.6	280.5	450.6	385.5	1,473.3	822.2
Salary	172.0	166.5	230.9	225.2	319.3	300.0	599.1	536.5
Bonus	21.7	5.0	43.4	10.0	82.6	0.0	311.8	0.0
Annual stock grant	4.8	0.0	8.1	0.0	21.6	0.0	772.7	74.2
Annual option grant	18.0	0.0	14.3	0.0	41.3	4.0	821.8	91.6
All other compensation	28.4	18.6	36.5	26.1	58.7	31.6	254.5	62.8
Salary and others/total assets (%)	0.33	0.10	0.06	0.06	0.04	0.03	0.02	0.01
Salary/total assets (%)	0.27	0.08	0.04	0.04	0.03	0.03	0.01	0.01
Bonus/revenue (%)	0.24	0.06	0.20	0.05	0.16	0.00	0.05	0.00
Cash compensation/total compensation (%)	91.51	99.18	87.03	91.86	82.45	86.29	66.65	68.28
Equity portfolio value								
Value equity	42.7	0.0	108.6	0.0	353.2	42.4	7,163.5	1,290.0
Value shares	10.4	0.0	31.7	0.0	77.3	0.0	3,080.5	386.2
Exercisable options/total shares (%)	1.21	0.50	1.00	0.50	0.84	0.41	0.95	0.36
Unexercisable options/total shares (%)	0.30	0.00	0.19	0.00	0.22	0.05	0.22	0.08
Value unvested stock	9.1	0.0	25.0	0.0	45.6	0.0	1,883.8	0.0
Equity portfolio incentives								
Percentage ownership from shares (%)	2.81	1.20	2.30	0.96	2.65	0.84	2.14	0.45

## 2.4 Empirical Results

In this section, I find that bonus/revenue and unexercisable options/total shares explain the bank performance and bankruptcy in the crisis for SMB. Bonus/revenue is a quantitatively more important factor than unexercisable options/total shares. A large number of a specification does not allow ownership from shares to find statistically significant relationship to

risk-taking.

The specification of cross-sectional regression:

$$\begin{aligned} \text{Risk-Taking}_i &= \beta_0 + \beta_1 \text{Salary and others/total assets}_i + \beta_2 \text{Bonus/revenue}_i \\ &+ \beta_3 \text{Ownership from shares}_i + \beta_4 \text{Unexercisable options/total shares}_i \\ &+ \text{Controls}_i + \varepsilon_i \end{aligned}$$

where risk-taking is measured in between crisis and right-hand variables are measured in pre-crisis.  $\beta_j$  are coefficients ( $j \in \{0, 1, 2, 3, 4\}$ ) and  $\varepsilon_i$  is error term where  $i$  is an index for bank CEO. The measure of risk-taking captures poor bank performance during the crisis period.

I run regression models for four different bank performance measures: buy-and-hold returns, ROA, ROE, and bank failure.

**Market Returns.** My benchmark specification is model (6) in Table 3. The dependent variable is buy-and-hold-returns. One standard deviation increase in bonus/revenue 0.32(%) explains  $-8.03\%(= -25.09 \times 0.32(\%))$  (or -0.21% in annual returns) drop of buy-and-hold returns. One standard deviation increase in unexercisable options/total shares 0.2(%) decreases  $-2.29\%(= -11.47 \times 0.2(\%))$  (or -1.53% in annual rate). Since the median drop of buy-and-hold returns in the crisis is 41.52%, bonus/revenue has quantitative significance as well. The quantitative impact is less pronounced for unexercisable options/total shares.

Table 3: BUY-AND-HOLD RETURNS DURING THE FINANCIAL CRISIS AND BONUS, OWNERSHIP, AND OPTIONS OF 2006 FOR SMB

The table shows results from cross-sectional regressions of buy-and-hold returns for commercial banks from July 1, 2007 to December 31, 2008. “Salary and others/total assets” is annual salary plus other cash compensation excluding bonus for the fiscal year of 2006 divided by total assets at the end of the fiscal year of 2006. “Bonus/revenue” is an annual bonus for the fiscal year of 2006 divided by annual revenue of the fiscal year of 2006. “Exercisable options/total shares” and “Unexercisable options/total shares” are ratios of the number of options and the total number of shares of common stock outstanding. “ln(market capitalization)” is a natural log of market capitalization. Market capitalization is a product of share price and shares outstanding at the end of the fiscal year of 2006. TCE ratio stands for tangible common equity ratio. Numbers in parentheses are *t*-statistics, and \*\*\*, \*\*, and \* indicate statistical significance at the 1%, 5%, and 10% level, respectively. The sample is for SMB.

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Salary and others/total assets	-0.640 (-0.70)					-12.50 (-0.26)	12.48 (0.26)
Bonus/revenue ( $\theta_B$ )		-23.12*** (-5.43)				-25.09*** (-3.95)	-26.31*** (-4.12)
Ownership from shares ( $\%, \theta_S$ )			0.000513 (0.19)			0.00177 (0.65)	0.000861 (0.31)
Exercisable options/ total shares				-0.0277 (-0.34)		0.0301 (0.38)	0.0351 (0.44)
Unexercisable options/ total shares ( $\theta_O$ )					-9.939*** (-3.70)	-11.47*** (-3.63)	-10.66*** (-3.36)
Stock return 2006						-0.000126 (-0.00)	0.00732 (0.11)
Book to market ratio						-0.101 (-1.14)	-0.0673 (-0.75)
ln(market capitalization)						0.0561*** (3.14)	0.0570*** (3.06)
Tier 1 capital ratio (%)						0.00876** (2.58)	
TCE ratio (%)							0.00119 (0.26)
Number of observations	598	595	485	598	598	476	476
R <sup>2</sup>	0.000813	0.0473	0.0000773	0.000193	0.0224	0.129	0.117

I run several robustness tests. First, I run a regression close to FS (2011) which uses cash bonus/salary as a measure of short-term cash compensation in Appendix A.2. Again, I reach the same conclusion that the big bank sample has no explanatory power, but the SMB sample brings back the statistical power of this link (Appendix Table A1). Second, I use salary/total assets instead of salary and others/total assets (results are reported in Appendix Table A2). The results are unchanged qualitatively and quantitatively. Third, I use cash bonus/salary in the regression analysis as a measure of reliance on bonuses. Appendix Table A2 shows that the main results still hold. Forth, I compared my main regression to a full sample excluding the top 10 banks for checking my result for a broader definition of SMB (Appendix Table A4). The largest banks in the U.S. are known to be different from other fringe banks. However, this also does not change my results in Table 3 qualitatively and quantitatively.

**ROA.** For my benchmark specification model (6) for ROA as the dependent variable (Table 4), one standard deviation increase in bonus/revenue 0.32(%) reduces ROA by  $-0.22\%$  ( $= -0.684 \times 0.32\%$ ) (or  $-0.15\%$  in annual returns). One standard deviation increase in unexercisable options/total shares 0.2(%) reduces ROA by  $-0.07\%$  ( $= -0.357 \times 0.2\%$ ) (or  $-0.05\%$  in annual returns). The quantitative implication is similar to buy-and-hold returns. Book to market ratio has negative sign and statistically significant. This is aligned with the finding in FS (2011). To compare these result with previous research, I report regression results for

big banks sample in Appendix Table A5. bonus/revenue is not statistically significant for big banks.

Table 4: RETURN OF ASSET DURING THE FINANCIAL CRISIS AND BONUS, OWNERSHIP, AND OPTIONS OF 2006 FOR SMB

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Salary and others/total assets	-4.744*** (-3.39)					-1.447 (-0.56)	-0.856 (-0.33)
Bonus/revenue ( $\theta_B$ )		-0.357 (-1.57)				-0.684** (-2.10)	-0.712** (-2.19)
Ownership from shares ( $\theta_S$ )			-0.0000294 (-0.19)			0.0000365 (0.25)	0.0000129 (0.09)
Exercisable options/ total shares				0.000599 (0.13)		0.00100 (0.25)	0.00117 (0.29)
Unexercisable options/ total shares ( $\theta_O$ )					-0.374** (-2.44)	-0.357** (-2.05)	-0.349** (-2.01)
Lagged ROA						0.189** (2.34)	0.205** (2.58)
Book to market ratio						-0.0160*** (-3.50)	-0.0151*** (-3.34)
ln(market capitalization)						-0.00202** (-2.30)	-0.00208** (-2.29)
Tier 1 capital ratio (%)						0.000189 (1.05)	
TCE ratio (%)							0.0000755 (0.33)
Number of observations	624	622	518	624	624	507	507
R <sup>2</sup>	0.0181	0.00394	0.0000678	0.0000261	0.00945	0.0635	0.0616

**ROE.** The model (6) is my benchmark specification for ROE (Table 5). One standard deviation increase in bonus/revenue 0.32(%) explains  $-2.83\%(= -8.864 \times 0.32(\%))$  (or -1.90% in annual returns) drop of ROE. One standard deviation increase in options/total shares 0.2(%) decreases  $-0.94\%(= -4.704 \times 0.2(\%))$  (or -0.62% in annual returns). The implication of quantitative impact looks similar to other returns.



Table 5: RETURN OF EQUITY DURING THE FINANCIAL CRISIS AND BONUS, OWNERSHIP, AND OPTIONS OF 2006 FOR SMB

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Salary and others/total assets	-22.14* (-1.88)					-16.90 (-0.74)	-10.06 (-0.44)
Bonus/revenue		-4.337** (-2.08)				-8.864*** (-2.98)	-8.987*** (-3.02)
Ownership from shares (%)			-0.000419 (-0.34)			-0.000871 (-0.69)	-0.00112 (-0.89)
Exercisable options/ total shares				0.00884 (0.23)		0.0168 (0.45)	0.0194 (0.52)
Unexercisable options/ total shares					-3.924*** (-3.08)	-4.704*** (-3.03)	-4.682*** (-3.01)
Lagged ROE						0.391*** (3.97)	0.389*** (3.94)
Book to market ratio						-0.117*** (-2.60)	-0.107** (-2.40)
ln(market capitalization)						-0.0172** (-2.10)	-0.0190** (-2.23)
Tier 1 capital ratio (%)						0.00213 (1.32)	
TCE ratio (%)							0.00177 (0.86)
Number of observations	621	619	514	621	621	503	503
R <sup>2</sup>	0.00570	0.00695	0.000220	0.0000826	0.0151	0.102	0.100

**Bank Failure.** The number of failed banks counts the number of bankruptcy and taken over by FDIC from July 2007 to December 2010 (Table 6). I measure the number of failed banks in two ways. “Only child” is a bank that is taken over by FDIC. “Child & parent” is a bank that its parent is taken over by FDIC. It is hard to say which is better or worse. “Child & parent” might be overweighting the managerial influence to the child subsidiaries who are taken over by FDIC. Moreover, some bank holding companies experience multiple times of taken over by FDIC. These bank holding companies might have been more distressed than the bank holding company experiences only one time of taken over by FDIC. I check results computed from both measures for concreteness. I do not count banks that were merged within a bank holding company as a failure because it is unclear whether these mergers happen because these banks are troubled or not.

Larger banks are more likely to bankrupt or taken over by FDIC (Table 6). 12% of banks fail in the SMB sample, while 32% of banks fail in the S&P1500 sample.

Table 6: SUMMARY STATISTICS OF BANK FAILURE FROM JULY 2007 TO DECEMBER 2010

The table shows the summary statistics of bank failure from July 2007 to December 2010. “Bankruptcy” is a sum of the number of banks filed Chapter 11, Chapter 11 reorganization to Chapter 7 liquidation, Chapter 11 reorganization to Chapter 7, and Chapter 7. “Taken over by FDIC” is the number of banks that are on the failed bank list by the FDIC. I match the commercial bank on the list of failed banks and the parent BHC.

	Small and medium-sized		S&P1500		Total	
	Number	Percentage	Number	Percentage	Number	Percentage
Failed bank	79		12		32	
Bankruptcy	37		6		7	
Taken over by FDIC (child & parent)	48		7		25	
Taken over by FDIC (only child)	16		2		4	
Total	652		100		721	

I run Probit models for three different dependent variables: the probability of failure, bankruptcy, and taken over by FDIC. Table 7 shows that bonus/revenue and unexercisable options/total shares have statistical power to explain the bankruptcy rate in the crisis. Bonus/revenue does not explain the probability of taken over by FDIC. I run similar regression models for the full sample in Appendix Table A7. The qualitative result is unchanged.

Table 7: BANK FAILURE DURING THE FINANCIAL CRISIS AND BONUS, OWNERSHIP, AND OPTIONS OF 2006 FOR SMB

The table reports the regression coefficients from running Probit model of the number of bankruptcies, the number of banks taken over by FDIC, and failed banks from July 2007 to December 2010. “Bankruptcy” is an indicator of banks declared bankruptcy under Chapter 11 or Chapter 7. “Taken over by FDIC” is an indicator of banks listed on FDIC. “Failed Bank” is an indicator of banks either declared bankruptcy or listed on the FDIC list. Numbers in parentheses are  $t$ -statistics, and \*\*\*, \*\*, and \* indicate statistical significance at the 1%, 5%, and 10% level, respectively. The sample is for SMB.

Dependent variables	Failure		Bankruptcy	Taken over by FDIC	
	Child & parent (1)	Only child (2)	(3)	Child & parent (4)	Only child (5)
Salary and others/total assets	247.8 (1.21)	113.4 (0.49)	48.04 (0.20)	350.2 (1.53)	268.3 (0.85)
Bonus/revenue ( $\theta_B$ )	48.74* (1.77)	74.95** (2.50)	87.05*** (2.76)	24.46 (0.76)	65.25 (1.58)
Ownership from shares ( $\theta_S$ )	0.0256** (2.26)	0.0276** (2.24)	0.0296** (2.33)	0.00888 (0.63)	-0.00449 (-0.17)
Exercisable options/ total shares	-0.471 (-0.22)	-0.178 (-0.19)	-2.617 (-0.83)	-0.0449 (-0.07)	0.0562 (0.10)
Unexercisable options/ total shares ( $\theta_O$ )	50.27*** (3.47)	65.53*** (4.73)	66.64*** (3.90)	17.51 (1.11)	43.98** (2.44)
Stock return 2006	-0.140 (-0.44)	-0.700 (-1.35)	-1.147* (-1.94)	0.267 (0.86)	0.176 (0.38)
Book to market ratio	0.00327 (0.01)	0.131 (0.26)	0.256 (0.49)	-0.444 (-0.81)	-0.667 (-0.72)
ln(market capitalization)	0.319*** (4.43)	0.155* (1.74)	0.187** (2.03)	0.298*** (3.72)	-0.0458 (-0.27)
Tier 1 capital ratio (%)	-0.0244 (-1.28)	-0.0381* (-1.71)	-0.0405* (-1.68)	-0.0102 (-0.47)	-0.0399 (-1.18)
Number of observations	516	516	516	516	516

### 3 Counterfactual Analysis

This section builds a model cast in discrete time with an infinite horizon ( $t = 1, 2, \dots$ ). The model frequency is annual. The variable  $x$  is the current period ( $t$ ) and  $x'$  is the next period ( $t + 1$ ) for simplified notation. There are two agents in the economy: the bank manager and a representative household. A representative household is the majority of the shareholder.

#### 3.1 The Model

**Bank Manager.** Endogenous risk-taking follows Allen and Gale (2000). Assume  $p(S) = 1 - S^\eta$  is the probability of success and  $S \in [0, 1]$  is the level of risk-taking where the elasticity of success among the level of risk-taking is a parameter  $\eta \in [0, 1]$ . Probability  $p$  satisfies:

$p(0) = 0$ ,  $p(1) = 1$ ,  $p' < 0$ , and  $p'' \leq 0$  for all  $S \in [0, 1]$ .<sup>15</sup> When the bank is subject to failure with the probability of  $1 - p$ , the bank manager and a representative household lose all benefits.<sup>16</sup> Failed banks lose their franchise value (Martinez-Miera and Repullo (2010)).

The bank manager lives two periods: the young bank manager decides (i) risk-taking, (ii) deposits, and (iii) next period equity; the old bank manager is replaced by a new bank manager. The old bank manager discounts his utility by the rate of  $\beta$ . The bank manager receives utility from three different types of compensation: shareholdings, bonuses, and stock options.<sup>17</sup>

The bank manager has access to decreasing returns to scale technology  $e^z S l^{\alpha_l}$  with fixed costs  $f$ .  $l$  is the outstanding of loans and returns to scale is  $\alpha_l \in (0, 1)$ . Productivity  $z$  is the idiosyncratic following AR(1) process ( $z' = \rho_z z + \sigma_z \varepsilon_z$ ) which  $\varepsilon_z$  is i.i.d. shocks from a normal distribution. Loans depreciate by the rate of  $\delta \in [0, 1]$  after production. The bank incurs external equity financing costs proportional to  $\lambda$  (Gomes (2001); Hennessy and Whited (2007)). The net deposit return is  $r + \alpha$  which  $r$  is the risk-free rate and  $\alpha$  is the deposit insurance costs. The share price is endogenous determined in the partial equilibrium model.

**Representative Household.** The representative household has limited power to enforce the bank manager not to deviate from the shareholder's interest. The risk-neutral household maximizes its own utility by choosing the portfolio of safe and risky assets with a discount rate of  $\beta$ .

**Optimization Problem and Equilibrium.** The risk-neutral (young) bank manager solves dynamic programming problem:

$$\begin{aligned} W(e, z) = & \max_{S, d \geq 0, e'} \theta_S (D(e, z, S, d, e') + p(S) \beta E_{z'|z} [V(e', z' | \Phi)]) \\ & + \theta_B e^z S l^{\alpha_l} \\ & + \theta_{OP} p(S) \beta E_{z'|z} [\max\{V(e', z' | \Phi) - \kappa(e, z | \Phi), 0\}] \end{aligned}$$

subject to

$$\begin{aligned} \tilde{D} &= e^z S l^{\alpha_l} - \delta l - (r_f + \alpha) d - (e' - e) - f \\ D &= (1 + \lambda \mathbb{1}_{\tilde{D} < 0}) \tilde{D} \\ \kappa(e, z | \Phi) &= ATM + \frac{\lambda_\kappa}{2} ATM^2 \\ ATM &= V(e, z | \Phi) - D \end{aligned} \tag{1}$$

<sup>15</sup>  $S$  increases returns in loans but decreases the probability of success ( $p'(S) = -\eta S^{\eta-1} < 0$ ).

<sup>16</sup> For technical reasons, I assume that the bank's internal fund is reduced to minimum value  $\underline{e}$  when the bank defaults. The bank distributes new bank's shares to households. Since I focus on the long-run effect, this assumption allows fixing the mass of banks across time.

<sup>17</sup> Since my regression exercises show that fixed compensation (salary and others/total assets) is statistically insignificant to explain bank performance and failure during the crisis, I do not include fixed compensation in my model for simplicity. Therefore, the bank CEO is feared to take a risk by losing his value of shareholding and stock options but not from fixed compensation in the model.

$$\begin{aligned} l &= d + e \\ \frac{e}{l} &\geq \chi \end{aligned}$$

$\tilde{D}$  is equity payout before external financing costs.  $D$  is equity payout after external financing costs. Equity financing costs have a linear relationship as in Gomes (2001). If  $D$  is negative, the bank manager and shareholders pay additional costs for equity issuance.  $\Phi$  is a set of policy functions with respect to control variables  $S$ ,  $d$ , and  $e'$ . The bank is not allowed to issue negative deposits ( $d < 0$ ). The bank manager earns income from stock holdings, short-term cash compensation, and stock options.  $\kappa(e, z|\Phi)$  is the “effective” strike price of stock option compensation. In practice, the strike price is set to at the money (ATM). At the same time, stock options are less frequently exercised in data even though the stock price is deeply in the money (ITM). I capture the hidden costs of the bank’s manager by assuming that the “effective” strike price is a quadratic decreasing function of the fair value of the current stock price. This functional form helps me to match data and to solve value function iteration by restoring local concavity.<sup>18</sup> Lastly, the stock option is not dividend protected, and therefore stock price (ATM) is an ex-dividend price which is a cum-dividend price  $V$  minus equity payout  $D$ .

The model reflects empirical findings of compensation in reduced-form analysis in this paper.  $\theta_S$  term represents the value of shareholdings. I assume that cash-bonus is a performance-based payment based on bank’s operating profit which is proportional to the parameter  $\theta_B$ .  $\theta_O$  term is the expected value of stock option over productivity  $z'$  evaluated at the current period. The bank manager loses all the option value when the bank defaults. The stock option is discounted by  $\beta$  which I assume that the stock option expires in the next period. As a special case of no agency conflict,  $\theta_S > 0$ ,  $\theta_B = 0$ ,  $\theta_O = 0$ , the bank manager maximizes the shareholder’s value.

$V$  is determined in the stock market by the mass of shareholders.

$$V(e, z|\Phi) = D(e, z, S, d, e'|\Phi) + p(S)\beta E_{z'|z}[V(e', z'|\Phi)]$$

Formal derivation of this Euler equation is in Appendix A.6.3. The representative household optimizes her portfolio by taken policy function  $\Phi$  as given. Therefore, the bank manager’s decision has direct effects from the performance of compensation and indirect equilibrium effects from the stock price.

### 3.2 Theoretical Prediction and Equilibrium Policy Function

This section explores policy function dependence to compensation parameters ( $\theta_S$ ,  $\theta_B$ ,  $\theta_O$ ) and state variable  $e$ . I am interested in risk-taking  $S$  since it has implication to findings in the empirical analysis section. I apply Topkis’s theorem to run comparative static. First, the marginal value of risk taking:

---

<sup>18</sup>The bank manager is not willing to save too much since the share price has a negative marginal value of ATM when  $ATM < \lambda_\kappa^{-1}$ . I calibrate  $\lambda_\kappa$  that matches the observed probability of option exercise in the data.

$$\begin{aligned}
\text{MVRT} &= \theta_S \left( \frac{\partial D}{\partial S} + \frac{\partial p}{\partial S} \beta E_{z'|z} [V(e', z'|\Phi)] \right) \\
&+ \theta_B e^z l^{\alpha_l} \\
&+ \theta_O \beta \left( p \frac{\partial \kappa}{\partial S} E_{z'|z} [\mathbb{1}_{V(e', z'|\Phi) - \kappa(e, z|\Phi) \geq 0}] \right. \\
&\left. + \frac{\partial p}{\partial S} E_{z'|z} [\max\{V(e', z'|\Phi) - \kappa(e, z|\Phi), 0\}] \right)
\end{aligned}$$

by assuming (i) equity payout is positive and (ii) capital constraints are not binding for simplicity. Second, concavity of value function w.r.t. risk-taking  $S$ :

$$\begin{aligned}
\frac{\partial \text{MVRT}}{\partial S} &= \theta_S \left( \frac{\partial^2 p}{\partial S^2} \right) \beta E_{z'|z} [V(e', z'|\Phi)] \\
&+ \theta_O \beta \left( \frac{\partial^2 p}{\partial S^2} \right) E_{z'|z} [\max\{V(e', z'|\Phi) - \kappa(e, z|\Phi), 0\}] < 0
\end{aligned}$$

where  $\frac{\partial^2 p}{\partial S^2} = -\eta(\eta-1)S^{\eta-1} < 0$  if  $\eta > 1$ . Topkis's theorem gives  $\frac{\partial S}{\partial \theta_i} = - \left( \frac{\partial \text{MVRT}}{\partial \theta_i} \right) / \left( \frac{\partial \text{MVRT}}{\partial S} \right)$  where  $i \in \{S, B, O\}$  and  $\frac{\partial S}{\partial e} = - \left( \frac{\partial \text{MVRT}}{\partial e} \right) / \left( \frac{\partial \text{MVRT}}{\partial S} \right)$ . Given the concavity of value function, risk-taking depends on the sign of marginal value of risk-taking s.t.  $\text{sign} \left( \frac{\partial S}{\partial \theta_i} \right) = \text{sign} \left( \frac{\partial \text{MVRT}}{\partial \theta_i} \right)$  and  $\text{sign} \left( \frac{\partial S}{\partial e} \right) = \text{sign} \left( \frac{\partial \text{MVRT}}{\partial e} \right)$ . The simplest application is

**Proposition 1 (Cash)**  $\frac{\partial S}{\partial \theta_B} \geq 0$

This proposition means that the manager takes more risk when the marginal value of risk-taking increases by compensations (Prop. 1). Short-term cash compensation ( $\theta_B$ ) increases the marginal value of risk-taking,  $\frac{\partial \text{MVRT}}{\partial \theta_B} \geq 0$ , since  $\frac{\partial p}{\partial S} = -\eta S^{\eta-1} \leq 0$ .

Another simple application is

**Proposition 2 (Size)**  $\frac{\partial S}{\partial e} \geq 0$

In turn, equity increases the probability of default (Prop. 2). I find this relationship from the sign of  $\frac{\partial \text{MVRT}}{\partial e}$  is positive s.t.

$$\begin{aligned}
\frac{\partial \text{MVRT}}{\partial e} &= \theta_S \frac{\partial}{\partial e} \left( \frac{\partial D}{\partial S} \right) \\
&+ \theta_B e^z \alpha_l l^{\alpha_l - 1} \\
&- 2\theta_O \beta \left( \frac{\partial p}{\partial S} \right) \left( \frac{\partial \kappa}{\partial e} \right) E_{z'|z} [\mathbb{1}_{V(e', z'|\Phi) - \kappa(e, z|\Phi) \geq 0}] \\
&\geq 0
\end{aligned}$$

If higher equity increases the strike price s.t.  $\frac{\partial \kappa}{\partial e} \geq 0$  to get the last inequality. The rise in strike price lowers the bank manager's utility. In order to keep the strike price  $\kappa$  low, the bank manager takes more risk.

However, the signs of  $\frac{\partial \text{MVRT}}{\partial \theta_S}$  and  $\frac{\partial \text{MVRT}}{\partial \theta_O}$  are ambiguous. The stock has a decreasing marginal value of risk-taking ( $\frac{\partial \text{MVRT}}{\partial \theta_S} \leq 0$ ) when the marginal costs of bankruptcy exceed the marginal benefit of equity payout. On the other hand, stock option has a positive marginal value of risk-taking ( $\frac{\partial \text{MVRT}}{\partial \theta_O} \geq 0$ ) when the marginal benefit of equity payout exceeds the marginal value of bankruptcy. This might be the case if the strike price is sufficiently high (the model assumes the exercise price is close or below of at the money).

Finally, I document

**Proposition 3 (Scale Invariance)** *Allocation is invariant to the scale of compensations:  $\theta_S$ ,  $\theta_B$ , and  $\theta_O$*

The absolute scale of compensation does not change any allocation in the economy. This proposition relies on the assumption that the bank manager is atomistic. Suppose compensations are scaled up by  $\alpha$ . Then, the bank manager's value is  $W$  times the scaling factor  $\alpha$ . Policy functions are invariant under the change of scale.<sup>19</sup>

### 3.3 Calibration and Validation

Calibrated parameters and targeted moments are reported in Table 8. Panel A contains parameters calibrate outside the model. The depreciation rate is set to charge-off rate, which is a loan deemed unlikely to be repaid by the creditor. Deposit insurance costs are premiums paid by banks at the rate of historically 30bps of insured deposits. Parameters of productivity process ( $\rho_z$  and  $\sigma_z$ ) are estimated outside the model (Appendix A.5). The parameter  $\lambda$  of external financing costs is consistent with underwriting fees of equity 10% observed in the data for non-financial firms.

Panel C contains parameters calibrate inside the model. I target 4 parameters in the model to 4 moments in the data. The default probability is informative to determine the elasticity of risky investment ( $\eta$ ). I compute the probability of failure from the post-crisis period.<sup>20</sup> The regulatory capital requirement ratio  $\eta$  is matched to the equity to loans ratio. Since regulatory capital requirement ratio uses granular information about the numerator ("capital") and denominator ("risk-weighted assets"). In turn, the model has the book value of loans and equity, and no further details. To fill in the gap, I calibrate capital requirement ratio  $\chi$  inside the model to observed equity to loans ratio in data. The data implies the model's capital requirement ratio  $\chi = 4.4\%$  is above the regulatory ratio 4% in the Basel II rule since my model overpredicts the regulatory capital, which is equal to the book value of equity inside the model. Finally, convex costs of the stock option are set to a value consistent with the frequency of option exercise between 2002 and 2006 for bank CEO reported by Ma (2015).

<sup>19</sup>This proposition might not true when the bank manager has sufficiently large compensations. A sizable compensation affects the distribution of cash to shareholders, and therefore the value of shareholding might appreciate or depreciate.

<sup>20</sup>I use the number of SMB who bankrupt from July 2007 to December 2010, and calculate the annual rate of failure. The model does not distinguish between non-crisis and crisis periods.

The model is solved numerically by an iterative procedure (details are in Appendix A.7.1). Appendix A.7.2 shows equilibrium policy functions for baseline calibration.

Table 8: CALIBRATED PARAMETERS

	Value	Description	Target	Data	Model
<i>Panel A: Technology and Financial Frictions Selected Outside Model</i>					
$\beta$	0.950	Discount Factor	Standard Parameter		
$\alpha_l$	0.333	Decreasing Returns to Scale	Standard Parameter		
$\delta$	0.0041	Depreciation Rate	Charge-off Rate		
$\alpha$	0.003	Deposit Insurance	Historical Average		
$\rho_z$	0.903	Persistency of Productivity	Interest Income on Loans		
$\sigma_z$	0.282	Standard Deviation of Productivity Shock	Interest Income on Loans		
$\lambda$	0.100	External Financing Costs	Hennessy and Whited (2007)		
<i>Panel B: Compensation Structure Selected Outside Model (Small and Medium-sized Bank)</i>					
$\theta_S$	0.0272	Total Stock Holding to Total Shares	Capital IQ		
$\theta_B$	0.0018	Bonus Payment to Operating Profit	Capital IQ		
$\theta_O$	0.0020	Total Unexercised Stock Option to Total Shares	Capital IQ		
<i>Panel C: Selected Inside Model</i>					
$\eta$	8.183	Elasticity of Risky Investment	Default Probability (bps)	162	164
$\chi$	0.044	Capital Requirement Ratio	Equity to Loans Ratio (%)	8.73	8.48
$f$	0.287	Fixed Costs	Frequency of Equity Issuance (%)	9.59	14.98
$\lambda_\kappa$	0.010	Convex Costs of Stock Option	Frequency of Option Exercise	0.29	0.35

**Average Bank.** The first part of validation explores comparative statics for different compensation structures and costs of financial friction. Table 9 shows key moments in the model for benchmark, three sets of compensation parameters, and an environment where convex costs of the stock option are set to zero ( $\lambda_\kappa = 0$ ). Stock  $+1\sigma$  uses a compensation parameter of an *average* SMB (see Table 2 and 8), adding one standard deviation of shareholdings. Bonus  $+1\sigma$  and option  $+1\sigma$  are calculated in similar ways. The average SMB is riskier if bonuses and options increase. The first observation about the bonus is consistent with the theoretical findings in Prop. 2. The second observation about the option fits the empirical results in Section 2. The magnitude of risk-taking is more significant for the bonus than the option. Lastly, an alternative model with parametrization of  $\lambda_\kappa = 0$  finds that quadratic costs of the stock option are necessary to match data. Linear exercise gives 82% of the probability of exercise, which is nearly 50%pts higher than data. Finally, I want to motivate my study to investigate heterogeneity effects on compensation regulation change for two reasons. First, data observes a considerable variation in the compensation package of bank CEO. Second, the model suggests a nonlinear response to compensation parameters  $\Theta$ .<sup>21</sup>

<sup>21</sup>Appendix Figure A2 plots the probability of default of the average SMB to the change in compensation parameters. I find a significant response for a slight shift in bonus ( $\theta_B$ ). Also, the response declines for a high fraction of the bonus.



Table 9: SIMULATED MOMENTS

	Benchmark	Stock ( $\theta_S$ )	Bonus ( $\theta_B$ )	Option ( $\theta_O$ )	Linear exercise
		$+1\sigma$	$+1\sigma$	$+1\sigma$	$\lambda_k=0$
Loans	8.26	8.12	9.08	8.28	8.47
Equity to loans ratio (%)	8.48	8.87	8.33	8.29	8.98
Default probability (bps)	164	161	190	173	169
Dividends/loans	0.06	0.07	0.06	0.06	0.06
Frequency of equity issuance (%)	14.98	14.94	14.67	15.08	15.00
Loan returns (%)	11.11	11.23	10.72	11.12	11.01
Exercise Probability	0.35	0.30	0.30	0.30	0.82

**Heterogeneous Banks.** The analysis extends to *heterogeneous* banks and studies size effects between SMB and big banks. I run regressions of the probability of default on compensation parameters and report the sample for SMB (big banks) in Panel A (B). The specification (4) in Table 10 is

$$p_i = \beta_0 + \beta_1\theta_{S,i} + \beta_2\theta_{B,i} + \beta_3\theta_{O,i} + \varepsilon_i$$

for bank  $i$ . The left-hand variable is the probability of default which is not perfectly observable in data. Proxies of the probability of default in data — buy-and-hold returns, ROA, ROE, and the actual default event during the financial crisis — are noisy measures of  $p$  inside the model. Although these regressions from simulated data have no measurement error compared to my empirical section, it is interesting to see the implication from standard OLS in this hypothetical setting. The simulated cross-sectional data is the long-run average of moments generated from the benchmark model, solving it for compensation parameter  $\Theta$  of each bank.

First, I find shareholdings, short-term cash compensation, and stock options have statistical power for SMB (Panel A) to explain the default probability in specifications (1-4). Second, the statistical power of these compensations to explain the probability of default becomes less important for big banks (Panel B) in the specification (4) and insignificant in specifications (1-2). This difference in big bank sample comes from two channels: (i) the size of the sample; (ii) the variation in compensation  $\Theta$ . In order to understand the difference (i), I run a bootstrap method to construct a sub-sample of 60 banks from SMB (the specification (6)). This approximately corresponds to the size of the sample of big banks. I find statistical power also decreases in sample size. Therefore, I conclude that empirical section results are partially driven by small sample size in big banks, and it could be fixed by using SMB sample while assuming that agency conflicts exist in throughout the banking industry. In specifications (5) and (7), I include control variables used in the empirical section. These controls contaminate the estimates of coefficient in the model since book to market ratio, log of market capitalization, and equity to loans ratio are endogenous variables, and therefore highly correlated with compensation  $\Theta$ . In the data, these financial variables might also depend on other bank characteristics, which is not fully captured by the model. Therefore, it is reasonable to include these variables in the empirical analysis to control unobservable bank characteristics which is orthogonal to the compensation structure.



Table 10: HETEROGENEOUS RESPONSE TO PROBABILITY OF DEFAULT

Dependent variables	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	Bootstrap	
						(6)	(7)
<i>Panel A: Small and Medium-sized Banks</i>							
Shareholdings ( $\theta_S$ )	-0.0383*** (-3.43)			-0.0452*** (-4.39)	-0.00283 (-1.03)	-0.0452 (-0.80)	-0.00283 (-0.45)
Bonus ( $\theta_B$ )		1.994*** (7.00)		1.885*** (6.82)	0.0281 (0.32)	1.885* (1.74)	0.0281 (0.09)
Stock options ( $\theta_O$ )			1.040*** (5.92)	0.856*** (5.11)	-0.0892** (-2.03)	0.856 (1.19)	-0.0892 (-0.28)
Book to market ratio					2.889*** (55.23)		2.889*** (5.64)
ln( $e$ )					-0.123*** (-32.66)		-0.123*** (-7.32)
Equity to loans ratio					-0.371*** (-8.78)		-0.371 (-1.56)
N	445	445	445	445	445	445	445
R-squared	0.0258	0.0996	0.0733	0.185	0.949	0.185	0.949
<i>Panel B: Big Banks</i>							
Shareholdings ( $\theta_S$ )	-0.146 (-1.54)			-0.162* (-1.84)	-0.000838 (-0.02)		
Bonus ( $\theta_B$ )		2.378 (1.54)		2.945** (2.06)	-1.536** (-2.18)		
Stock options ( $\theta_O$ )			0.600** (2.42)	0.617** (2.60)	0.156 (1.65)		
Book to market ratio					2.237*** (13.49)		
ln( $e$ )					-0.0918*** (-6.23)		
Equity to loans ratio					-0.514** (-2.40)		
N	49	49	49	49	49		
R-squared	0.0481	0.0483	0.110	0.227	0.915		

### 3.4 Counterfactual Simulation Results

In this section, I study the effect of policy counterfactuals to the *average* SMB to understand the key trade-offs. Then, I extend my analysis to the *heterogeneous* SMB to investigate the overall impact of compensation regulations on the banking industry. Each experiment fixes compensation structure  $\Theta = \{\theta_S, \theta_B, \theta_O\}$  and change the pay-offs to bank CEO and shareholders. One exception is FAS 123R. I assume a hypothetical ban on option ( $\theta_O = 0$ ). Counterfactual policy scenarios are (i) Dodd-Frank, (ii) pure debt-based compensation, (iii) the Euro bonus cap, (iv) U.K. remuneration code to a standard compensation plan, (v) hypothetical option ban, which is an extreme case of FAS 123R, and (vi) capital requirement ratio from Basel II to III. More details about policy designs are in Appendix A.8.

#### 3.4.1 Regulation to Compensation for SMB - Average Effect

**Dodd-Frank Wall Street Reform.**

$$\begin{aligned}
W(e, z) &= \max_{S, d \geq 0, e'} \theta_S \{ (p(S) \mathbb{1}_{D>0} + \mathbb{1}_{D<0}) D(e, z, S, d, e') + p(S) \beta E_{z'|z} [V(e', z'|\Phi)] \} \\
&+ \theta_B p(S) e^z S l^{\alpha_l} \\
&+ \theta_O p(S) \beta E_{z'|z} [\max\{V(e', z'|\Phi) - \kappa(e, z|\Phi), 0\}]
\end{aligned}$$

This reform takes a form of deferred dividend and deferred bonus. Deferred dividend (bonus) repays a fraction of  $1 - p$  of dividend (bonus). This alternative model induces to undertake corporate policies that lower the bank's default risk. I abstract the role as an inventory to offset financial losses from deferred cash because CEO's compensation is too small to cover the private costs associated with the bank's failure.<sup>22</sup>

#### Debt-based compensation.

$$\begin{aligned}
W(e, z) &= \max_{S, d \geq 0, e'} \theta_S (D(e, z, S, d, e') + p(S) \beta E_{z'|z} [V(e', z'|\Phi)]) \\
&+ \theta_B e^z S l^{\alpha_l} \\
&+ \theta_O p(S) \beta E_{z'|z} [\max\{V(e', z'|\Phi) - \kappa(e, z|\Phi), 0\}] \\
&+ \theta_D p(S) l
\end{aligned}$$

This adds debt contract which is contingent on default. I set  $\theta_D$  to 10bps of loans in the counterfactual study. This value is an upper bound, which is larger than bank CEO compensation in the current regime. The median of SMB has 346.5 thousand dollars of cash compensation and 648.59 million dollars of total assets in 2006, which corresponds to 5.3bps of total assets.

#### Euro Bonus Cap.

$$\begin{aligned}
W(e, z) &= \max_{S, d \geq 0, e'} \theta_S (D(e, z, S, d, e') + p(S) \beta E_{z'|z} [V(e', z'|\Phi)]) \\
&+ \theta_B \min\{e^z S l^{\alpha_l}, \underbrace{\tau f(l)}_{\text{bonus cap}}\} \\
&+ \theta_O p(S) \beta E_{z'|z} [\max\{V(e', z'|\Phi) - \kappa(e, z|\Phi), 0\}]
\end{aligned}$$

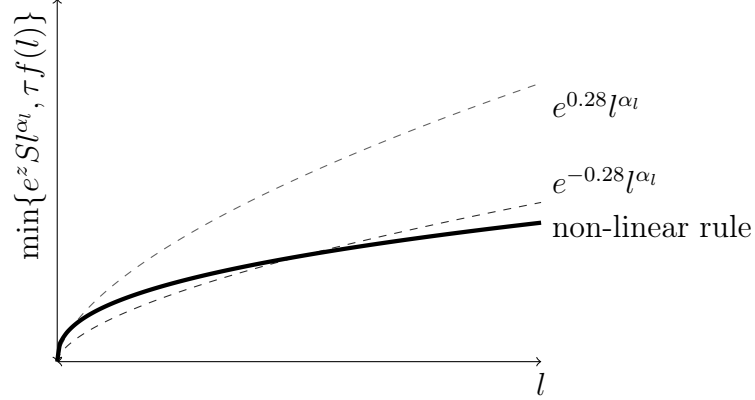
where  $\tau f(l)$  is the bonus cap where  $\tau$  is a parameter of the ratio of variable-to-fixed compensation. I set  $\tau$  at 100%. The non-linear function of fixed compensation takes  $f(l) = l^{\theta_C}$  where the elasticity parameter is estimated from data ( $\theta_C = 0.397$ ).<sup>23</sup> Figure 4 illustrates the case that the Euro bonus cap is binding (see also Appendix Figure A3 for distribution of banks before and after the reform).<sup>24</sup> Given this parametrization, the Euro bonus cap becomes a constraint for low productivity banks (dotted blue lines) and high productivity (dotted red lines) banks with smaller loan sizes.

<sup>22</sup>This role is pointed out by Mehran and Tracy (2016).

<sup>23</sup>I estimate the power law by regressing the logarithm of salary and others on the logarithm of total assets.

<sup>24</sup>The parameters of productivity 0.28 of up-state and -0.28 of down-state correspond to 2-state Markov process estimated in Appendix A.5 for illustrative purposes. In turn, the quantitative model uses 5-state Markov process.

Figure 4: EURO BONUS FIXED CAP WITHOUT RISK-TAKING



### U.K. Remuneration Code.

$$\begin{aligned}
 W(e, z) &= \max_{S, d \geq 0, e'} \theta_S (D(e, z, S, d, e') + p(S) \beta E_{z'|z} [V(e', z' | \Phi)]) \\
 &+ \theta_B \{ (1 - \tau) e^z S l^{\alpha_l} + \underbrace{\tau p(S) e^z S l^{\alpha_l}}_{\text{deferred bonus}} \} \\
 &+ \theta_{OP} p(S) \beta E_{z'|z} [\max \{ V(e', z' | \Phi) - \kappa(e, z | \Phi), 0 \}]
 \end{aligned}$$

where  $\tau = 60\%$  which follows the implementation in U.K.. This is a weighted deferred bonus. Increasing in bonus has less effect if the bank is restricted to defer short-term cash compensation since deferred bonus has less bonus payment and the default probability of survival marginally decreases in risk-taking.<sup>25</sup>

The average effects of the counterfactual experiment are reported in Table 11. Dodd-Frank Wall Street Reform has an overall positive impact. It increases loans and equity to loans ratio while it decreases the default probability. Dodd-Frank Wall Street Reform vastly improves welfare measured by consumption. Introducing debt-based compensation creates a safer economy while bank leverage is lower than the benchmark economy. 10bps of loans decrease the default probability by 6bps. However, debt-based compensation hurts welfare measured by household consumption. The Euro bonus cap and U.K. remuneration code have a similar impact on the average SMB. Another counterfactual experiment demonstrates that raising the capital requirement ratio from 4% to 6.5% significantly reduces bank's leverage and aggregate loans. The default probability decreases to promote financial stability. This view is shared by Admati et al. (2012), who argue a key benefit of increasing banks' capital requirements, but the effect is quantitatively small in my model.

<sup>25</sup>Suppose  $\tau = 100\%$  which corresponds to a perfect deferred bonus. Then, the increase in the marginal value of risk-taking to short-term cash compensation is  $\frac{\partial MVRT}{\partial \theta_B} = \left( p + \frac{\partial p}{\partial S} S \right) S e^z l^{\alpha_l} \leq S e^z l^{\alpha_l}$ . This relationship shows that the deferred bonus reduces  $\frac{\partial MVRT}{\partial \theta_B}$  since  $p \leq 1$  and  $\frac{\partial p}{\partial S} \leq 0$ .

Table 11: COUNTERFACTUAL SIMULATIONS FOR DODD-FRANK, DEBT-BASED COMPENSATION, EURO BONUS CAP, U.K. REMUNERATION CODE, AND FAS123 R (AVERAGE SMB)

	Benchmark	Dodd-Frank Wall Street Reform	Debt-based comp. (+0.10% of loans)	Euro Bonus Cap non-linear rule 100%	UK	FAS 123r	Capital Req. 4% to 6.5%
Loans	8.26	8.47	7.64	8.36	8.26	8.36	7.99
Equity to loans ratio (%)	8.48	12.00	4.39	8.60	8.48	8.60	12.41
Default probability (bps)	164	150	158	161	164	161	161
Dividends/loans	0.06	0.07	0.07	0.06	0.06	0.06	0.07
Frequency of equity issuance (%)	14.98	14.53	18.77	14.94	14.98	14.94	13.87
Loan returns (%)	11.11	10.97	12.13	11.06	11.11	11.06	11.36
Consumption	0.91	0.93	0.87	0.92	0.91	0.92	0.90
Change in % compared to benchmark	n.a.	1.65	-4.87	0.81	0.00	0.84	-2.07

Finally, I compared the benchmark model to a model without agency conflict (i.e.  $\theta_S > 0$ ,  $\theta_B = 0$ , and  $\theta_O = 0$ ). When agency conflict is absent, then the optimization problem collapses to a standard discounted future equity payout maximization problem s.t.

$$V(e, z) = \max_{S, d \geq 0, e'} D(e, z, S, d, e') + p(S)\beta E_{z'|z}[V(e', z')]$$

subject to same constraints. Shareholders' first-best benchmark has a higher loan, higher capital ratio, and lower default. Shareholder's first-best does not necessarily coincide with the social planner's first best. In my simulation study, Dodd-Frank outperforms shareholder's first-best under the presence of financial frictions.

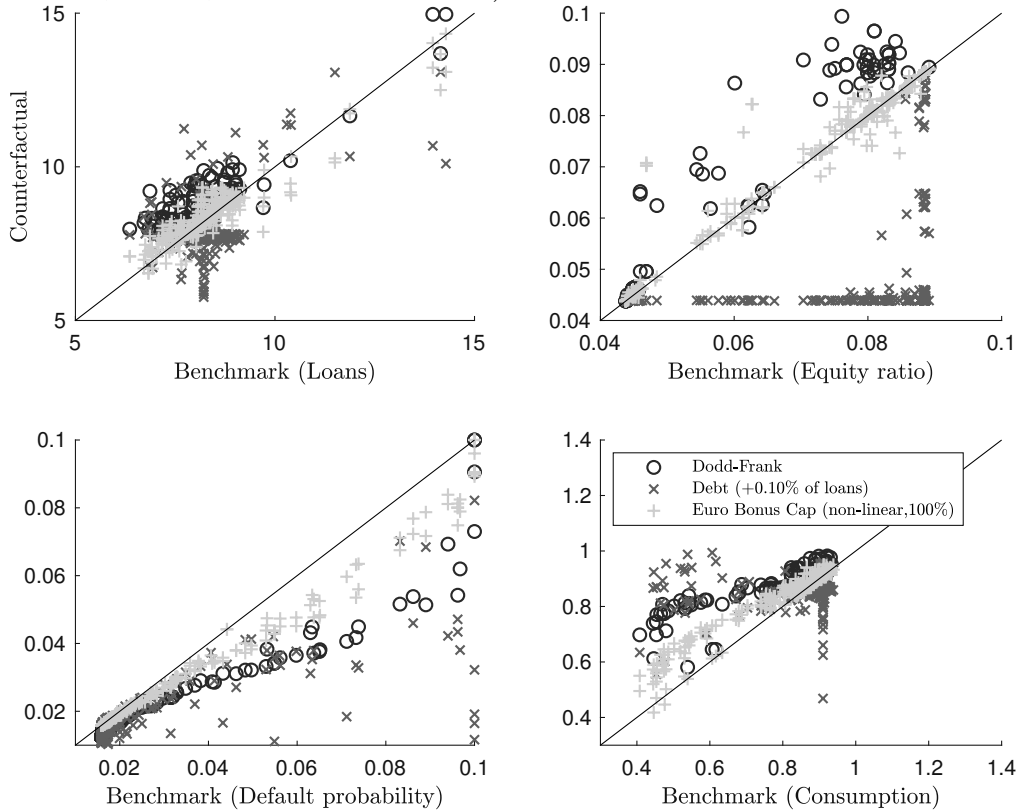
Table 12: COUNTERFACTUAL SIMULATIONS FOR AGENCY CONFLICT (AVERAGE SMB)

	Benchmark	Frictionless (a)	Frictionless (b)
<i>Panel A: Compensation</i>			
w/o agency conflict		✓	✓
w/o external equity financing costs			✓
<i>Panel B: Compensation</i>			
Stock ( $\theta_S$ )	0.0272	0.0272	0.0272
Bonus ( $\theta_B$ )	0.0018	0.0000	0.0000
Option ( $\theta_O$ )	0.0023	0.0000	0.0000
<i>Panel C: Moments</i>			
Loans	8.26	8.29	8.23
Equity to loans ratio (%)	8.48	8.89	16.70
Default probability (bps)	164	157	152
Dividends/loans	0.06	0.07	0.08
Frequency of equity issuance (%)	14.98	14.88	11.68
Loan returns (%)	11.11	11.13	10.79
Consumption	0.91	0.92	0.93
Change in % compared to benchmark	n.a.	0.85	1.70

### 3.4.2 Regulation to Compensation for SMB - Heterogeneous Effect

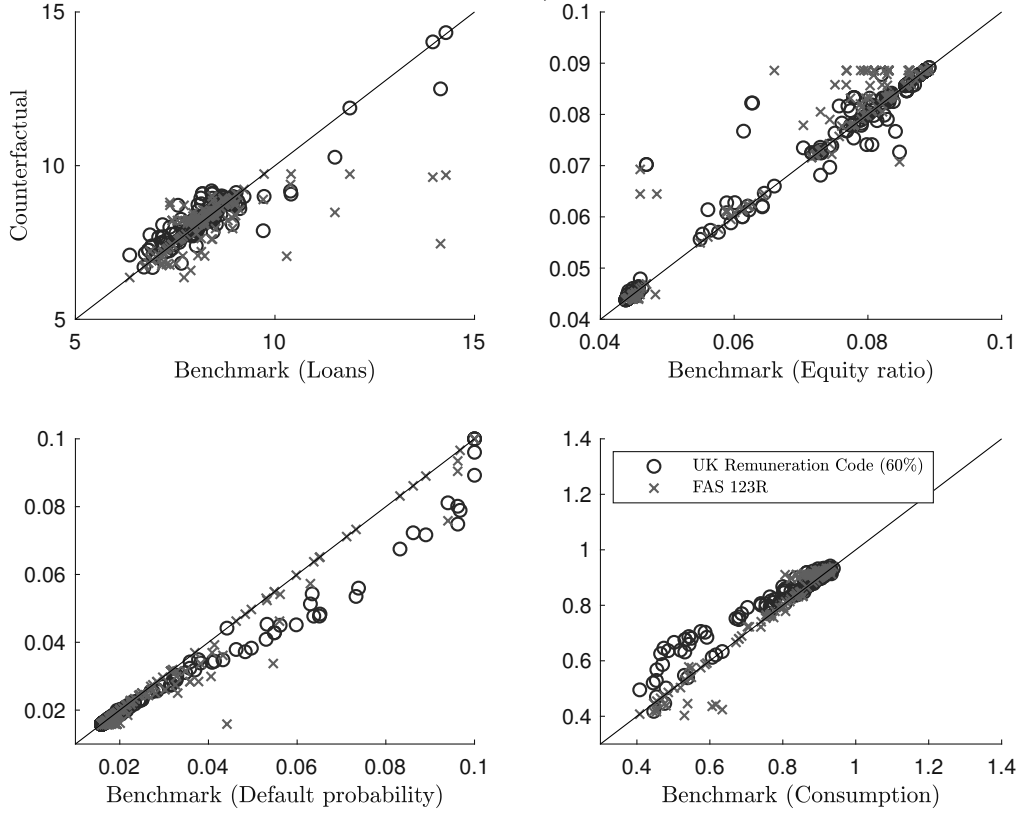
Figure 5 shows the individual bank loans, equity ratio, the default probability, and consumptions by the change of compensation for Dodd-Frank, debt compensation, and the Euro bonus cap in the long-run. The horizontal axis shows moments for the benchmark model. And the vertical axis shows moments for the counterfactual model. Dodd-Frank works well in the sense that it has sizable improvement across banks. On the other hand, debt compensation and the Euro bonus cap have heterogeneous effects across banks. Debt-based compensation creates less incentive to preserve the charter value. Therefore, a large mass of banks saves less for the future, which leads to a binding constraint of capital requirement ratio (Appendix Figure A3).

Figure 5: INDIVIDUAL EFFECTS OF SMB IN RESPONSE TO COUNTERFACTUAL POLICY (DODD-FRANK, DEBT, EURO BONUS CAP)



U.K. remuneration code has similar homogeneous improvement to banks as I find in the Euro bonus cap (Figure 6). FAS 123R reduces the default probability and increases equity ratio. However, the default probability drops less than U.K. remuneration code for risky banks.

Figure 6: INDIVIDUAL EFFECTS OF SMB IN RESPONSE TO COUNTERFACTUAL POLICY (U.K. REMUNERATION CODE AND FAS 123R)



Finally, I derive aggregate implications in SMB and big banks (Table 13). The aggregate moments are the sum of banks. The mass of banks is normalized to one. The most important finding is that Dodd-Frank has the most considerable improvement in SMB. The size of effects differs among SMB and big banks, but Dodd-Frank increases consumption by more than 2%. Option banning (FAS 123R) has more increase in big banks. This prohibition has a significant effect on big banks because they utilize more stock options than SMB.<sup>26</sup> The Euro bonus cap and U.K. remuneration code have a similar effect.

<sup>26</sup>The ratio of stock option to shareholdings on an average bank is 0.0846 ( $=0.0023/0.0272$ ) for SMB and 0.3636 ( $=0.0024/0.0066$ ).

Table 13: AGGREGATE SIZE EFFECTS BETWEEN SMB AND BIG BANKS

	Loans		Default Probability (bps)		Consumption	
	% Change		Change		% Change	
<i>Panel A: Small and Medium-sized Banks</i>						
Benchmark	8.24	n.a.	221	n.a.	0.87	n.a.
Dodd-Frank	8.34	1.17	180	-41	0.89	2.16
Debt (+0.10% of loans)	7.93	-3.74	174	-47	0.86	-0.39
Euro Bonus Cap (non-linear,100%)	8.27	0.35	211	-10	0.88	1.75
UK Remuneration Code (60%)	8.25	0.06	210	-11	0.88	1.08
FAS 123R	8.20	-0.53	209	-12	0.87	0.74
<i>Panel B: Big Banks</i>						
Benchmark	8.05	n.a.	207	n.a.	0.87	n.a.
Dodd-Frank	8.25	2.52	172	-35	0.89	2.88
Debt (+0.10% of loans)	7.73	-4.04	143	-64	0.86	-0.52
Euro Bonus Cap (non-linear,100%)	8.12	0.81	201	-6	0.88	1.30
UK Remuneration Code (60%)	8.12	0.89	200	-6	0.88	1.12
FAS 123R	8.22	2.16	167	-40	0.91	4.43

## 4 Conclusion

This paper’s contribution to the literature is twofold. First, this paper provides new evidence to link between bank performance and failure to CEO compensation structure. I construct a novel dataset for both big banks and SMB. I find an economically significant positive relationship between risk-taking and cash-bonus. This result is robust under different bank performance measures (buy-and-hold returns, ROE, ROA). When I restrict my sample size to big banks, the result is almost identical to FS (2011), which cannot support a statistically significant relationship. Therefore, I conclude that this missing link of incentive misalignment is due to the small sample size. A similar exercise is repeated using the model and reached the same conclusion, but it also suggests measurement errors of risk-taking create some difficulty to empirical analysis.

Second, I develop a quantitative banking model with dynamic financing choice to characterize the effect of shares owned, bonus, and stock option on risk-taking under financial frictions and regulations: external equity financing costs, capital requirement, and deposit insurance. I calibrate the model to U.S. data, and I show that my model is consistent with findings in the empirical section. Since I find a considerable variation in compensation structure from the novel dataset, it is vital to consider the cross-sectional effects of compensation regulation. The model is helpful for this dimension but also helps to understand the quantitative impact. Then, I perform counterfactual analysis and find Dodd-Frank proposal of 2016 improves the welfare measured by consumption and reduces the probability of bankruptcy. I arrive at this conclusion by solving the model with compensation parameters across bank CEOs in 2006. This policy, which is a combination of deferred dividends and bonuses, has less heterogeneity in improving the welfare of households and banks’ stability. On the contrary, the Euro bonus cap and U.K. remuneration code lead to more extensive heterogeneity in change of consumption and default. Therefore, the overall improvement in welfare is less pronounced.

## References

- Admati, A. R., P. M. DeMarzo, M. F. Hellwig, and P. C. Pfleiderer (2012). Debt overhang and capital regulation.
- Allen, F. and D. Gale (2000). *Comparing financial systems*. MIT press.
- Bai, G. and E. Elyasiani (2013). Bank stability and managerial compensation. *Journal of Banking and Finance* 37(3), 799–813.
- Bebchuk, L. A. and H. Spamann (2009). Regulating bankers’ pay. *Georgetown Law Journal* 98, 247.
- Bennett, R. L., L. Güntay, and H. Unal (2015). Inside debt, bank default risk, and performance during the crisis. *Journal of Financial Intermediation* 24(4), 487–513.
- Berger, A. N., B. Imbierowicz, and C. Rauch (2016). The roles of corporate governance in bank failures during the recent financial crisis. *Journal of Money, Credit and Banking* 48(4), 729–770.
- Blundell-Wignall, A. and P. Atkinson (2010). Thinking beyond basel iii: Necessary solutions for capital and liquidity. *OECD Journal: Financial Market Trends* 2010(1), 9–33.
- Cheng, I.-H., H. Hong, and J. A. Scheinkman (2015). Yesterday’s heroes: compensation and risk at financial firms. *The Journal of Finance* 70(2), 839–879.
- Coles, J. L., N. D. Daniel, and L. Naveen (2006). Managerial incentives and risk-taking. *Journal of Financial Economics* 79(2), 431–468.
- DeYoung, R., E. Y. Peng, and M. Yan (2013). Executive compensation and business policy choices at us commercial banks. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 48(1), 165–196.
- DiSalvo, J., R. Johnston, et al. (2016). Banking trends: The growing role of cre lending. *Economic Insights* 1(3), 15–21.
- Dudley, W. (2014). Enhancing financial stability by improving culture in the financial services industry. Technical report, Federal Reserve Bank of New York.
- Efing, M., H. Hau, P. Kampkötter, and J. Steinbrecher (2015). Incentive pay and bank risk-taking: Evidence from austrian, german, and swiss banks. *Journal of International Economics* 96, S123–S140.
- Fahlenbrach, R. and R. M. Stulz (2011). Bank ceo incentives and the credit crisis. *Journal of Financial Economics* 99(1), 11–26.
- Friend, K., H. Glenos, and J. B. Nichols (2013). An analysis of the impact of the commercial real estate concentration guidance. *Federal Reserve Board and Office of the Comptroller of the Currency*.
- Gandhi, P. and H. N. Lustig (2012). Size anomalies in u.s. bank stock returns. *The Journal of Finance* 70(2), 733–768.
- Glover, B. and O. Levine (2017). Idiosyncratic risk and the manager. *Journal of Financial Economics* 126(2), 320–341.
- Gomes, J. F. (2001). Financing investment. *American Economic Review* 91(5), 1263–1285.
- Gordon, J. N. (2010). Executive compensation and corporate governance in financial firms: The case for convertible equity-based pay.
- Hayes, R. M., M. Lemmon, and M. Qiu (2012). Stock options and managerial incentives for risk taking: Evidence from fas 123r. *Journal of Financial Economics* 105(1), 174–190.
- Hennessy, C. A. and T. M. Whited (2007). How costly is external financing? evidence from



- a structural estimation. *The Journal of Finance* 62(4), 1705–1745.
- Iqbal, J. and S. Vähämaa (2019). Managerial risk-taking incentives and the systemic risk of financial institutions. *Review of Quantitative Finance and Accounting* 53(4), 1229–1258.
- Kleymenova, A. and A. Tuna (2018). Regulation of compensation and systemic risk: Evidence from the uk. *Chicago Booth Research Paper* (16-07).
- Ma, Y. (2015). Bank ceo optimism and the financial crisis.
- Martinez-Miera, D. and R. Repullo (2010). Does competition reduce the risk of bank failure? *The Review of Financial Studies* 23(10), 3638–3664.
- Mehran, H. and J. S. Tracy (2016). Deferred cash compensation: Enhancing stability in the financial services industry. *Economic Policy Review, Issue Aug*, 61–75.
- Nikolov, B. and T. M. Whited (2014). Agency conflicts and cash: Estimates from a dynamic model. *The Journal of Finance* 69(5), 1883–1921.
- Tung, F. (2011). Pay for banker performance: structuring executive compensation for risk regulation. *Northwestern University Law Review* 105, 1205.

## 参 考



## 2020年度 研究助成募集要項

一般財団法人 ゆうちょ財団

### 1. 研究対象分野

- ① 助成対象分野は、「金融市場若しくは金融システムに関する調査研究又は郵便局が提供する貯金をはじめとする個人金融に関する調査研究」とします。助成の趣旨としては、経済の安定的な発展に資するために、金融仲介機能や各主体のファイナンスの在り方等に言及することを期待しています。
- ② 助成対象者は、上記の研究分野に関して研究を行う研究者または研究グループとしますが、特に、新進の研究者の応募を期待しています。ただし、研究内容が他の機関から助成を受けているもの、過去3年間に助成の対象になった研究者・研究グループからの応募は、原則として不可とします。

### 2. 助成金額

総額300万円以内、5件程度

### 3. 研究対象期間

2020年8月～2021年7月の1年間とします。

### 4. 申請受付

- ①受付期間 2020年4月1日～6月30日(必着)
- ②送付先 〒101-0061  
東京都千代田区神田三崎町3-7-4 ゆうビル2階  
一般財団法人 ゆうちょ財団 ゆうちょ資産研究センター  
研究助成担当宛  
TEL 03-5275-1814  
FAX 03-6831-8970  
E-Mail k-miyashita@yu-cho-f.jp

### 5. 選考及び決定通知

- ① 下記審査委員会による審査を行い、その結果を基に、研究助成対象を決定し、通知いたします。  
審査委員長 井堀 利宏(政策研究大学院大学 教授)  
審査委員 鯉淵 賢(中央大学 商学部 教授)  
審査委員 川崎 一泰(中央大学 総合政策学部 教授)  
審査委員 岡本 紀明(立教大学 経営学部 教授)  
審査委員 朝日 譲治(ゆうちょ財団 理事長)

- ② 選考方法は以下のとおりとします。
- ア. 研究助成申請者は 研究テーマ毎に、研究計画書(趣旨、視点、構成)を提出します。  
研究計画書は原則3ページとします。
- イ. 上記アについて、各審査委員が、
- ・ 研究テーマが、助成対象分野を踏まえた内容となっているか
  - ・ 研究テーマが、独創性、斬新性を含んだ内容となっているか
  - ・ 研究手法が、研究テーマにふさわしいものとなっているか
  - ・ 研究内容が、研究期間一年のうちに一定の成果が出せるものとなっているか
- 等の観点から、審査の上、総合的に評価します。
- ウ. 事務局において、上記イを整理し、評価の高いものから順位付けして委員会における合同審査に付します。
- ③ 上記ウの審査結果を尊重して、財団において、最終決定します。
- ④ 2020年度研究助成授与式は、2019年度研究助成論文報告会(2020年9月ごろ実施予定)の会場で実施します。

## 6. 研究助成論文の提出等

---

- ① 決定通知から9ヵ月を経過した時点で、ある程度まとまった研究成果を電子メール添付により提出していただきます。その研究成果を審査委員が評価、審査委員から具体的な指摘等があれば、研究者にフィードバックします。
- ② 研究助成論文は、2021年7月末までに提出していただきます。
- ③ 研究助成論文を提出する際、調査研究費の用途明細を提出していただきます。
- ④ 期日までに研究助成論文の提出がない等、助成対象者が遵守すべき義務の履行を怠ったとようちよ財団が認めた場合には、助成金を返還していただきます。
- ⑤ 2020年度研究助成論文報告会は、2021年9月ごろに実施する予定です。
- ⑥ 提出された研究助成論文は、1ヶ月以内に当財団のホームページに掲載し、また、3ヶ月以内に研究助成論文集として発行する予定です。
- ⑦ 研究助成論文は、できる限り、学会誌、学術誌等で発表してください。研究助成論文を発表するときは、「ようちよ財団 2020年度の助成による。」旨を明記してください。なお、発表された場合、発表論文名、書籍(掲載誌)の写しを、また、学会等での発表は、会場、日時、発表資料の概要をようちよ財団に送付してください。

## ゆうちょ財団の研究助成について

平成3年度から金融論、財政論等郵便貯金の運用と直接的または間接的に関係のある分野の研究に対し助成を始め、平成19年度からは金融市場に関する幅広い分野の研究に対して研究助成を行っております。

年度	応募件数	助成件数	研 究 テ ー マ	研 究 者
平成3	7	個人研究 1 共同研究 1	(1) 銀行信用重視のマクロ経済モデル (2) 金融恐慌と預金保険 <b>(共同研究)</b>	神戸大学 助教授 瀧 川 好 夫 東京都立大学 助教授 金 谷 貞 男 横浜市立大学 助教授 酒 井 良 清
平成4	6	個人研究 4	(1) アルゼンチンとブラジルにおける郵便貯金の比較研究 (2) 内外価格差のマクロ的分析 (3) 日英郵貯マーケティングの比較研究 (4) 地方拠点都市整備における財政投融資の役割に関する研究	東北学院大学 教授 上 田 良 光 京都学園大学 助教授 坂 本 信 雄 福岡大学 教授 山 中 豊 国 金沢大学 教授 佐々木 雅 幸
平成5	13	個人研究 4 共同研究 1	(1) 貯蓄と課税に関する理論的実証的研究 (2) 定額郵便貯金のオプション性評価（一般家計と機関投資家との比較） (3) 公的金融機関行動と地域金融サービス需給に関する研究 (4) 流動性制約に関する実証分析 (5) 短期金利の変動に関する理論的実証的研究 <b>(共同研究)</b>	東京大学 助教授 井 堀 利 宏 岡山大学 助教授 谷 川 寧 彦 長崎大学 教授 内 田 滋 慶応義塾大学 教授 牧 厚 志 横浜国立大学 助教授 森 田 洋 " 教授 笹 井 均
平成6	15	個人研究 6	(1) 家計の貯蓄性向の決定要因 (2) 安全第一基準に基づくポートフォリオ選択問題の理論的・実証的研究 (3) 地域金融の地域経済成長への影響についての実証分析 (4) 大都市圏における郵便貯金と銀行預金の競合・補完関係 (5) 郵便貯金事業創業・進展の役割と明治期金融財政に関する財政学的研究（明治財政と郵政事業活動展開の一つの理論的・実証的研究：序説） (6) 地方単独事業の拡大と地方債・地方交付税措置の財政効果（財政力指数の高い自治体と低い自治体の比較分析）	長崎大学 教授 松 浦 克 巳 広島大学 助手 土 肥 正 名古屋市立大学 教授 根 津 永 二 名古屋市立大学 助教授 福 重 元 嗣 神戸学院大学 教授 高 島 博 鹿児島経済大学 助教授 梅 原 英 治
平成7	12	個人研究 3 共同研究 3	(1) 明治期経済発展における郵便貯金・政策金融の役割 (2) 日本の財政投融資の経営的課題 (3) 今後の地方財政の役割と地方債資金を通じた財投資金の運用方法 <b>(共同研究)</b> (4) 「市場の失敗」と公的金融サービス－各国比較に基づく実証研究－ <b>(共同研究)</b> (5) 生活基盤社会資本整備における郵貯の役割 (6) 進展する情報化・国際化の下での社会構造の流動化と貯蓄行動の変化－消費行動との関連分析、日・米比較分析を含めて－ <b>(共同研究)</b>	小樽商科大学 教授 川 浦 昭 彦 千葉商科大学 教授 齊 藤 壽 彦 明海大学 教授 兼 村 高 文 明星大学 助教授 星 野 泉 広島大学 教授 小 村 衆 統 " 教授 北 岡 孝 義 " 専任講師 ジョセ・ミゲル・デュアルト・ライト・ド・ス・サン・ト・ス 熊本学園大学 教授 高 瀬 泰 之 シンガポール国立大学大学院 学生 NG MIEN WOON Old Dominion University U.S.A 教授 C. P. RAD

年度	応募 件数	助成件数	研 究 テ ー マ	研 究 者
平成 8	15	個人研究 1 共同研究 5	(1) 社債市場における資金の運用と管理に関する先端的な方法の研究 (2) 公共投資の地域間配分と地域間格差 <b>(共同研究)</b> (3) 地域経済における郵貯資金の活用のあり方-高齢化先進地域への資金活用と地場産業の育成という視点から- <b>(共同研究)</b> (4) 公的金融と準公共財供給の現状と課題・展望 <b>(共同研究)</b> (5) 電子マネーの決済システム、金融機関・郵貯、利用者に与える影響の研究 <b>(共同研究)</b> (6) マルチメディアのユニバーサル・サービスと郵貯資金 <b>(共同研究)</b>	大阪大学 教授 仁 科 一 彦  三重大学 教授 焼 田 党 <small>四日市地域経済研究所</small> 研究員 朝 日 幸 代 愛媛大学 教授 小 淵 港 " 助教授 松 本 朗 " 講師 丹 下 晴 貴 富山大学 教授 古 田 俊 吉 " 助教授 中 村 和 之 名古屋大学 教授 千 田 純 一 " 助手 西 垣 鳴 人 大阪大学大学院 教授 辻 正 次 名城大学 教授 手 嶋 正 章 帝塚山大学 教授 森 嶋 正 章 帝塚山大学 教授 森 嶋 正 章
平成 9	8	個人研究 4 共同研究 2	(1) アメリカにおける住宅関連公的金融の保証、リファイナンス、民営化のコストに関する実証的研究 - 日米の比較の視点から - (2) 日本の経済協力の現状と効率性 (3) 沖縄県経済における郵貯資金の役割に関する研究 - 地域振興の観点から - <b>(共同研究)</b>  (4) 最適な公的金融システムの設計についての - 試論 <b>(共同研究)</b> (5) 地域金融機関の効率性の計測 - 確率的フロンティア生産関数 - (6) 社会資本整備の地域社会への経済的効果-生活関連、通信分野の社会資本整備の地域貢献	中央大学 教授 井 村 進 哉  福岡大学 講師 高 瀬 浩 一 沖縄国際大学 教授 富 川 盛 武 " 助教授 広 瀬 牧 人 " 助教授 前 村 昌 健 " 講師 安 里 肇 " 講師 鶴 池 幸 雄 " 講師 大 井 肇 滋賀大学 助手 丸 茂 俊 彦 神戸大学 教授 滝 川 好 夫 新潟大学 教授 宮 越 龍 義  神奈川大学 講師 宮 原 勝 一
平成 10	13	個人研究 7 共同研究 2	(1) 金融不安時における郵便貯金に対する女性の意識と実態 (2) 広域型トータルヘルスケア・システムへの郵貯資金活用の可能性に関する研究 <b>(共同研究)</b>  (3) ベンチャー支援と郵貯資金の活用について (4) 郵貯資金の有価証券市場における関わりと役割 (5) 金融規制改革と地域における中小企業金融の変化 (6) 公的資金の市場運用と株主行動主義 (7) 日本の国債管理政策 - 近年における「満期構成の短期化」がマクロ経済に及ぼす影響について (8) 債券ポートフォリオの理論的実証的研究 <b>(共同研究)</b> (9) イールドカーブの形状に関するリスク分析	京都学園大学 専任講師 井 手 幸 恵  埼玉大学 教授 小笠原 浩 一 " 助教授 後 藤 和 子 埼玉県地方自治センター 主任 平 野 方 紹 埼玉県立衛生短期大学 助手 林 裕 栄 新潟大学大学院 野 澤 由 美 石巻専修大学 教授 木 伏 良 明 大阪府立大学 助教授 黒 木 祥 弘 青森公立大学 教授 今 喜 典  神戸大学 教授 榊 原 茂 樹 上智大学 助教授 竹 田 陽 介  一橋大学 教授 三 浦 良 造 " 専任講師 大 上 新 吾 横浜国立大学 助教授 森 田 洋

年度	応募 件数	助成件数	研究テーマ	研究者
平成 11	14	個人研究 5 共同研究 3	(1) 公的金融機関の貸出行動と企業の設備投資に与える効果の実証研究 (2) ATM相互接続におけるネットワーク外部性の分析 (3) 混合寡占的金融市場における公的金融の役割 (4) 情報・通信基盤等の社会資本整備が経済成長に与える影響に関する実証的研究 (5) 非対称情報下での社債発行の理論 <b>(共同研究)</b> (6) 郵貯資金運用手段の多様化と財政規律に関する研究 ―資産担保証券を中心に― (7) 地方自治体の公共サービス供給と郵便貯金の役割 <b>(共同研究)</b> (8) 1970年以降の日本における金融仲介 <b>(共同研究)</b>	横浜国立大学 助教授 井 上 徹 関西大学 専任講師 岡 村 秀 夫 新潟大学 助教授 芹 澤 伸 子 上智大学 専任講師 中 里 透 神戸大学 助教授 原 千 秋 一橋大学 助教授 大 橋 和 彦 長崎大学 教授 深 浦 厚 之 名古屋市立大学 教授 森 徹 四日市大学 教授 稲 垣 秀 夫 高千穂バンキング研究会 <small>代表：高千穂商科大学</small> 教授 宮 坂 恒 治 高千穂商科大学 教授 原 司 郎 ほか5名
平成 12	9	個人研究 4 共同研究 3	(1) 国民の貯蓄行動・金融資産選択に対する郵便貯金事業のITの意義 <b>(共同研究)</b> (2) 郵政事業におけるマーケティング戦略 ―ポータル・マーケティング戦略の展望― (3) 地域金融におけるメインバンク機能 (4) 財投改革後の公的金融の課題 ―アカウンタビリティを中心として― <b>(共同研究)</b> (5) 金融システムの安定化策と公的資金の役割 ―「予算制約のソフト化」をいかに防ぐか― <b>(共同研究)</b> (6) 「証券トラブル」についての実態調査 (7) エクイティファイナンスと郵貯資金の活用	岐阜大学 助教授 大 藪 千 穂 " 教授 杉 原 利 治 日本福祉大学 助教授 小 木 紀 親 摂南大学 助教授 加 納 正 二 千葉商科大学 教授 齊 藤 壽 彦 " 講師 山 根 寛 隆 名古屋市立大学 助教授 櫻 川 昌 哉 " 助教授 細 野 薫 神戸大学大学院 教授 滝 川 好 夫 北海道大学 教授 濱 田 康 行
平成 13	13	個人研究 4 共同研究 2	(1) 支出税としての401(K)年金プランと生涯税負担の水平的公平性 (2) 証券市場における銀行の役割に関する実証研究 (3) 経済発展における公的金融の役割と家計行動 ―東南アジア諸国と日本の比較考察― <b>(共同研究)</b> (4) スワップマーケット情報を用いた債券流通市場分析 (5) 日本における郵貯制度と消費者保護システム ―イギリス金融サービス機構(FSA)との比較を中心に― (6) 諸外国における公的金融サービスの再評価について <b>(共同研究)</b>	名城大学 助教授 鎌 田 繁 則 一橋大学大学院 助教授 小 西 大 名古屋文理大学 助教授 関 川 靖 中京学院大学 助教授 山 中 高 光 高千穂大学 教授 高 橋 豊 治 関西学院大学 教授 春 井 久 志 名古屋大学大学院 助教授 家 森 信 善 " 助教授 西 垣 鳴 人
平成 14	2	個人研究 1 共同研究 1	(1) 遠隔医療、遠隔教育事業への郵貯資金活用の可能性と方法に関する研究 (2) 地域活性化政策に対する郵貯資金の活用に関する研究 <b>(共同研究)</b>	京都教育大学 教授 田 岡 文 夫 大阪大学大学院 教授 辻 正 次 " 助教授 今 川 拓 郎
平成 15	11	個人研究 5 共同研究 1	(1) 金融機関の支援行動と公的資金注入の経済合理性 (2) 公表情報、私的情報と金融危機 (3) リスク・プレミアムとマクロ経済活動 (4) 金融業におけるユニバーサル・サービスと金融排除問題 (5) 公的企業のカバランス (6) 長期金融システム安定のための郵便貯金の役割 <b>(共同研究)</b>	神戸大学大学院 助教授 砂 川 信 幸 横浜私立大学 助教授 武 田 史 子 同志社大学 助教授 植 田 宏 文 関西学院大学 助教授 岡 村 秀 夫 新潟大学大学院 教授 芹 澤 伸 子 九州産業大学 教授 益 村 眞知子 長崎県立大学 助教授 矢 野 生 子



年度	応募 件数	助成件数	研究テーマ	研究者
平成 16	15	個人研究 5 共同研究 1	(1) セクター・スプレッドを利用した債券理論時価の導出 (2) 財政運営の安定性と公的金融の役割についての 実証的研究 (3) 日本の国債市場における郵便貯金資金 (4) わが国長期国債先物市場のマイクロストラクチャ (5) BIS規制の金融機関の行動への影響、金融機関 の合併（共同研究） (6) 家計の金融資産選択行動の長期的変化	東京国際大学 教授 渡 辺 信 一 上智大学 助教授 中 里 透 駒澤大学 教授 代 田 純 一橋大学大学院 教授 釜 江 廣 志 " 講師 山 根 寛 隆 東北大学 助教授 渡 部 和 孝 公正取引委員会経済取引局 荒 井 弘 毅 中村学園大学 助教授 吉 川 卓 也
平成 17	11	個人研究 2 共同研究 3	(1) 日本郵政公社の企業価値推定に関する実証研究 (2) コ・ホレト・ガバナンス改革の要因・効果と郵便貯金 (3) クレジットカードの普及と決済口座利用動向に関する 研究（共同研究） (4) 移行経済諸国における貯蓄銀行の比較研究 （共同研究） (5) 郵便貯金資金及び財政投融资と奨学金制度・ 政策の関係についての研究（共同研究）	佐賀大学 教授 大 坪 稔 北九州市立大学 助教授 内 田 交 謹 長崎大学 教授 須 齋 正 幸 助教授 山 下 耕 治 助教授 春 日 教 測 一橋大学 専任講師 杉 浦 史 和 助教授 岩 崎 一 郎 早稲田大学大学院 大学院生 白 川 優 治 同上 小 島 佐 恵 子
平成 18	7	個人研究 2 共同研究 2	(1) 地方における郵便局の配置と経済性 （共同研究） (2) 郵便貯金の市場運用への移行プロセスが資金循環 に与える金融連関分析とシミュレーション (3) 金融システム安定化とシステムリスク波及の研究 （共同研究） (4) 郵便貯金銀行の外資への売却によって生じうる マクロ経済構造の変化：ニュージーランドのケース	鹿児島大学 助教授 永 田 邦 和 鹿児島大学 教授 石 塚 孔 信 慶應義塾大学 玄 ソ ク 連携21COEプログラム研究員 長崎大学 助教授 阿 萬 弘 行 秋田経済法科大学 講師 宮 崎 浩 伸 龍谷大学 助教授 鈴 木 智 也
平成 19	4	個人研究 3	(1) 資本主義の精神と証券市場の役割 (2) 郵便貯金と地域金融市場 (3) 郵便貯金銀行は地域金融機関を混乱させるのか	埼玉大学 教授 相 沢 幸 悦 関東学院大学 准教授 黒 川 洋 行 神戸大学大学院 教授 滝 川 好 夫
平成 20	8	個人研究 3	(1) 地域金融機関の貸出しにおける横並び行動 (2) 証券化市場の拡大とメインストリート金融 (3) 金融コングロマリットのリスクと資本規制	関西大学 准教授 中 川 竜 一 茨城大学 教授 内 田 聡 武蔵大学 非常勤講師 茶 野 努
平成 21	9	個人研究 3 共同研究 1	(1) 欧州金融市場での金融危機と実体経済への影響 (2) 東京証券取引所の改革と証券市場の透明性 （共同研究） (3) 金融機関のリスク資本の評価・管理 (4) アメリカのコミュニティ投資と個人金融	関西大学 教授 高 屋 定 美 名古屋市立大学 講師 坂 和 秀 晃 大阪大学 助教 生 方 雅 人 神奈川大学 准教授 菅 野 正 泰 ソーシャル・ファイナンス 代表 唐 木 宏 一
平成 22	6	個人研究 3 共同研究 1	(1) 世界金融危機における資金調達の逼迫度に関 する研究 (2) 戦前日本の地方預貯金市場の実証的研究 － 新潟県を事例に － (3) 企業が証券会社及び銀行に求める保険的役割に 関する実証研究 (4) 現代女性のライフコースと金融行動－生活経済 リスクとしての非婚・晩婚・離婚に女性はどう対応 するか－（共同研究）	新潟大学 教授 伊 藤 隆 康 東京大学 博士課程 早 川 大 介 佐賀大学 准教授 三 好 祐 輔 ニッセイ基礎研 主任研究員 栗 林 敦 子 ニッセイ基礎研 研究員 井 上 智 紀

年度	応募 件数	助成件数	研 究 テ ー マ	研 究 者
平成 23	9	個人研究 3 共同研究 1	(1) 地域金融機関に関する経済の外部性効果の計測 － 愛知県の工業メッシュデータをういた例 － (2) イギリスにおける金融排除問題への取組みに関する 考察 － クレジットユニオン業界を中心として － (3) 固定資産税を活用した地域再生ファンドの可能性 (4) 銀行業における財務業績の価値関連性の国際比較 <b>(共同研究)</b>	愛知大学 教授 打 田 委千弘 成城大学 研究員 峯 岸 信 哉 東海大学 准教授 川 崎 一 泰 東京富士大学短期大学部 准教授 井 手 健 二 武蔵大学 非常勤講師 松 澤 孝 紀
平成 24	9	個人研究 4 共同研究 1	(1) 長期不況下における郵便貯金の資金的役割 － 定額貯金満期資金をめぐる － (2) リテールバンキングの変容と金融機関行動の研究 － 日英米の住宅金融をめぐる － (3) 世界金融危機下の日中米株式市場の比較分析 <b>(共同研究)</b> (4) 金融商品取引法の証券市場への影響 (5) 家計調査資料を用いた日韓貯蓄行動に関する 比較分析	青山学院大学 助教 伊 藤 真利子 和歌山大学 講師 築 田 優 福岡女子大学 准教授 張 艶 廈門大学 副教授 劉 振 涛 立命館大学 講師 渡 辺 直 樹 横浜市立大学 教授 鞠 重 鎬
平成 25	11	個人研究 4 共同研究 1	(1) 複雑な金融商品の評価に伴う外部専門家の利用 に関する国際比較研究 (2) ニュージーランドの住宅取引及び住宅金融に関する 調査分析－我が国の住宅金融への示唆－ (3) 最適貯蓄計画の数値解析手法の開発と経済実験 による検証 <b>(共同研究)</b> (4) 銀行救済における公的資金の最適配分問題と その経済効果 (5) ゆうちょ銀行 vs. 民間預金取扱金融機関の店舗展開 の決定要因：全国市区町村データを用いた実証研究	流通経済大学 准教授 岡 本 紀 明 滋賀大学大学院 博士課程 中 尾 彰 彦 近畿大学 准教授 マルデワ・グジェゴ シュ 立命館大学 教授 井 澤 裕 司 北海道大学大学院 教授 鈴 木 輝 好 神戸大学大学院 教授 滝 川 好 夫
平成 26	13	個人研究 6	(1) 近年の流動性供給における金融商品価格に関する 研究 (2) 中国の外貨準備資金によるアクティブ株式運用の 実証研究 (3) 大規模金融機関縮小のインパクト－公社化以降の 郵貯減少が都道府県別預金市場に与えた影響の 分析－ (4) 銀行リテール事業における最適店舗チャネルの 研究 (5) 機関投資家が市場流動性に及ぼす影響に関する 実証分析 (6) 金融機関における成年後見制度の必要性－地域 金融機関による見解と認識の分析を通して－	中京大学 准教授 英 邦 広 長崎県立大学 准教授 小 原 篤 次 中央大学 准教授 鯉 渕 賢 成蹊大学 教授 永 野 護 名古屋市立大学 准教授 坂 和 秀 晃 東京大学大学院 博士課程 税 所 真 也
平成 27	18	個人研究 5 共同研究 1	(1) 大学生の金融リテラシーと金融教育 (2) 新規公開により企業の知名度は向上するのか <b>(共同研究)</b> (3) 日本の銀行業の市場規律 (4) 高速取引の普及が個人投資家の投資環境に もたらす影響 (5) 個人少額貯蓄の地域経済に対する社会経済的 な影響 (6) ESG(環境・社会・ガバナンス)の情報と評価基準	明治大学 准教授 浅 井 義 裕 名古屋大学大学院 講師 高 橋 秀 徳 関西学院大学 教授 岡 田 克 彦 鹿児島大学 教授 永 田 邦 和 長崎大学 教授 森 保 洋 神戸大学大学院 講師 田 中 光 愛知学泉大学 講師 浅 野 礼美子

年度	応募件数	助成件数	研究テーマ	研究者
平成28	9	個人研究 5 共同研究 1	(1) 戦時期の郵便貯金 ー1930年代預貯金市場を中心として (2) どうすれば景気に左右されずに資産を運用できるのか (3) アベノミクスは成長期待を高めたのか ー株価予測の考察から (4) マレーシアにおけるイスラム金融と従来型金融の比較 分析：金融政策の予想が市場に与える影響の検証 (5) マイナス金利政策の経験 ーユーロ圏と欧州小国の経験から学ぶ (6) 公共投資と証券市場との関係に関する実証研究： 産業別データを用いた分析 <b>（共同研究）</b>	静岡英和学院大学 准教授 伊藤 真利子  北海学園大学 准教授 吉川 大介 東京理科大学 専任講師 土屋 陽一  明治大学 教授 伊藤 隆康  関西大学 教授 高屋 定美  神戸大学大学院 准教授 宮崎 智視 流通科学大学 准教授 小塚 匡文 東海大学 准教授 平賀 一希
平成29	21	個人研究 4 共同研究 1	(1) 郵便ネットワークの金融包摂効果に関する研究 ー戦後日本の所得格差に与えた影響 (2) 非伝統的金融政策が日本の金融市場や家計の 貯蓄・消費行動に与えた影響に関する分析 (3) 大規模災害が金融市場にどのような効果を与えるか (4) 実験経済学による個人のポートフォリオ選択の 決定要因分析ーあいまいさ選好、リスク選好、 時間選好率および金融リテラシー <b>（共同研究）</b> (5) 資金余剰経済における銀行リスクの決定要因 ーアベノミクス導入後における検証	神戸大学大学院 准教授 井上 武  名古屋大学大学院 教授 清水 克俊  名古屋大学大学院 教授 渡辺 直樹  敬愛大学 教授 和田 良子 慶應義塾大学 修士課程 大塚 崇夫  一橋大学大学院 教授 安田 行宏
平成30	15	個人研究 4 共同研究 2	(1) Financial Acceleratorと金融政策 (2) 同族企業が市場流動性に与える効果の検証 (3) クラウドファンディングの成功要因に関する実証研究 (4) 長生きリスクに対するリスク・マネジメント ：介護予防に向けた政策提言 <b>（共同研究）</b> (5) 日本銀行によるETF買入政策と日経平均銘柄への 影響 <b>（共同研究）</b> (6) 日本における消費者のキャッシュレス化に関する 実証研究	東京大学大学院 専任講師 平野 智裕 名古屋市立大学大学院 准教授 坂和 秀晃 神戸大学大学院 教授 藤原 賢哉 早稲田大学 准教授 尾崎 祐介 明治大学 准教授 藤井 陽一朗 中央大学 教授 原田 喜美枝 オーストラリア国立大学 准教授 沖本 竜義 城西大学 教授 竹村 敏彦
2019	18	個人研究 3 共同研究 3	(1) デフレ下における資産価格変動と金融政策運営 (2) 低金利政策下における銀行のリスクテイク行動と 銀行間競争 (3) 視線計測実験による金融商品選択行動の研究 <b>（共同研究）</b> (4) 取締役会の構造・個人ネットワークが日本企業の 不正発生・発覚に与えた影響 <b>（共同研究）</b> (5) 金融システム安定化と銀行規制一元化への挑戦 ：ヨーロッパから学ぶシステミックリスクの事前防止策 (6) 1903年の普通銀行は預金銀行だったか ー『銀行通信録』データを用いた分析ー <b>（共同研究）</b>	専修大学 教授 奴田原 健悟 長崎大学 教授 式見 雅代  早稲田大学大学院 博士課程 小林 伸 マーサージャパン(株) アナリスト 新井 拓也 埼玉大学 准教授 長田 健 日本銀行 企画役 橋本 武敏 金沢大学 准教授 佐藤 秀樹  愛知大学 准教授 早川 大介 常葉大学 准教授 三浦 一輝 法政大学 名誉教授 露見 誠良
2020	16	個人研究 6	(1) 新型コロナウイルス感染症(COVID-19)が金融市場 に及ぼすリスクの分析 (2) 独立財政機関と国債市場 ：国際比較と日本への政策的含意 (3) 経営者報酬契約とESG投資  (4) 非伝統的金融政策がマクロ経済変数に与えた影響 (5) 定性情報が企業価値評価に与える影響 (6) 商業銀行の役員報酬制度が金融システムの安定に 及ぼす影響の実証分析	日本大学 教授 菅野 正泰  神戸大学大学院 准教授 宮崎 智視  KKBS associate professor 佐藤 愛 神戸大学経済経営研究所 ジュニア・リサーチ・フェロー 横浜国立大学大学院 客員准教授 中園 善行 九州大学 准教授 三輪 宏太郎 Asia School of Business in collaboration with MIT Sloan ファイナンス助教授 竹井 郁夫



令和 3 年10月発行

〒101-0061 東京都千代田区神田三崎町 3 丁目 7 番 4 号  
ゆうビル 2 階

一般財団法人 ゆうちょ財団 ゆうちょ資産研究センター

TEL 03-5275-1814 FAX 03-6831-8970

印刷 錦明印刷株式会社