

COVID-19 とディスクロージャー  
COVID-19 and corporate disclosure in Japan:  
An early picture

金 鉉玉  
東京経済大学 経営学部

藤谷 涼佑  
東京経済大学 経営学部

Kim Hyonok  
Tokyo Keizai University

Ryosuke Fujitani  
Tokyo Keizai University

July 2020, Revised in August 2020

*No.238*

## COVID-19 とディスクロージャー\*

This Version: August 2020

The latest version: <https://sites.google.com/view/r-fujitani/ryosuke-fujitani/research/covid-19>

金 鉉玉

東京経済大学 経営学部

[hokim@tku.ac.jp](mailto:hokim@tku.ac.jp)

藤谷 涼佑

東京経済大学 経営学部

[r\\_fuji@tku.ac.jp](mailto:r_fuji@tku.ac.jp)

---

\* 本稿の作成においては、TKU ファイナンスセミナーおよび日本経済会計学会第 37 回年次大会の参加者から有益なコメントを頂いた。

# COVID-19 とディスクロージャー

This Version: August 2020

**要旨:** COVID-19 の大流行によって経済の不確実性が上昇し、また人の移動が制約されたことでモビリティが低下した。さらに、情報開示に関する規制が緩和された。こういった経済環境や制度環境の変化は、経営者による情報開示の意思決定に影響を与えると考えられる。本稿は、日本の制度的特徴に注目しながら、COVID-19 の大流行が経営者の情報開示に与えた影響を分析する。2020 年 3 月決算企業の開示実態を調査したところ、次のようなことが明らかになった。第 1 に、決算短信の開示速度が低下した。第 2 に、半分以上の企業が、実質的に強制されていると考えられてきた経営者予想を開示していなかった。第 3 に、経営者による適時開示が増加していた。第 4 に、決算書類の作成のために、地理的な移動が伴うと考えられる企業において、より COVID-19 の影響が観察されるという考えと整合する証拠が得られた。第 5 に、経営者以外の経済主体による情報生産も減少していることが明らかになった。本稿の発見は、COVID-19 の大流行によって株式市場の情報環境が大きく変化したことを示唆している。

キーワード: COVID-19、不確実性、モビリティ、適時開示、決算短信、経営者予想、アナリスト予想、ジャーナリスト予想

## COVID-19 and corporate disclosure in Japan: An early picture

**Abstract:** This study investigates how COVID-19 pandemic impacts corporate disclosure in Japan where institutional backgrounds are unique. COVID-19 increased economic uncertainty and decreased human mobility. It also results in deregulation of corporate disclosure regulation. These changes in economic environment are likely to affect corporate disclosure. Using sample with fiscal year end in March 2020, we find several significant changes in corporate disclosure in Japan. First, the days from fiscal year end to earnings announcement has increased indicating declined reporting speed. Second, more than a half of firms did not disclose management forecast which has been effectively mandatory in Japan. Third, managers increased timely disclosure. Forth, geographic distance is an important driver of COVID-19 impact on corporate disclosure. Fifth, analysts and journalists also has decreased their forecast disclosure. These findings suggest that COVID-19 significantly changed information environment of security market.

Keyword: COVID-19, uncertainty, human mobility, timely disclosure, earnings announcement, management forecast, analyst forecast, journalist forecast

## 1. はじめに

本稿の目的は、COVID-19の大流行 (COVID-19 epidemic/pandemic) に関連する経済ショックが、日本企業の情報開示に与えた影響を分析することである<sup>1</sup>。COVID-19は2019年11月に中国湖北省の武漢で初めて検出されたSARSコロナウイルス2(SARS-CoV-2)によって生じる急性呼吸器疾患である。このCOVID-19は、2020年初頭に世界的な大流行を引き起こし、多くの感染者および死者を出しただけではなく、感染していない人々の行動にも大きな影響を与えている。

またCOVID-19の大流行は、経済にも大きな影響を与えている。図1は米国と日本の市場リターンの趨勢を示したものである。Panel Aは、日経平均株価 (*cbhr\_NKI*) とダウ平均株価 (*cbhr\_DJ*) をそれぞれ2020年2月1日から保有し続けた場合の累積リターンを5月30日までプロットしている。これによると、日経平均の累積リターンは3月19日に-30.4%、ダウ平均株価は3月23日に-39.5%である。この株価の下落は、1987年10月のブラックマンデーや世界金融危機下にあった2008年9月以降と並んで大きな騰落率である。COVID-19の大流行が経済に与える影響が大きいことを示唆している。

一方で、この影響は産業ごとに大きく異なっている。Panel Bは、東証の産業分類ごとの株価指数の累積異常リターンをプロットしたものである。これによると、非常事態宣言が発令された3月末前後から、累積異常リターンの動きが産業ごとに異なっていることがわかる。このリターンの異質性は、COVID-19の経済的影響が産業ごとに異なっていることを示唆している。これは、COVID-19の経済的影響の異質性を企業のミクロレベルのデータから明らかにすることに意義があることを示唆している。

\*\*図1をここに挿入\*\*

事業環境が不透明である状況では、情報優位である経営者が有する情報の価値が大きくなると考えられる。それらの情報が開示されるか否かは、多くの経済主体の意思決定に影響を与えるだろう。そのため、COVID-19の大流行によって、経営者が開示する情報の経済的重要性が増す可能性がある。しかし、将来の見通しが不透明であると、経営者が情報開示に消極的になるとも考えられる。なぜなら、平時には情報優位であると考えられている経営者であっても、経済全体が不確実になっている状況では企業の将来に関する見通しが立てず、正確な情報を開示できない可能性があるからである。さらに、COVID-19に関連する要素として、移動制限などによるモビリティの低下も情報開示の状況に影響を与えると考えられる。なぜなら、モビリティが低下すると、経営者の情報収集が阻害される可能性があるからである。いずれの考えが支持されるかは、重要な実証的な課題である。経営者による情報開示へのCOVID-19の影響を検証することは興味深い研究課題であると考えられる。

---

<sup>1</sup> 開示規制主体の文書等では「新型コロナウイルス感染症」という語が用いられている。文中でもこれについて言及する際には、元の文書での語をそのまま用いる。そのため、本稿においては、「COVID-19」と「新型コロナウイルス感染症」を交換可能な語として用いる。

本稿の分析対象は、日本企業の情報開示である。なぜなら、COVID-19の大流行と情報開示との関係を観察するためには、日本が優れたリサーチグラウンドであると考えられるからである。その理由は2つある。第1に、多くの日本企業が3月決算であるという点である。2019年3月時点において上場企業のうち3月決算企業は、会社数では約65%、時価総額では約83%を占めている。一方で、米国や欧州諸国では12月決算企業が多い。世界保健機関 (World Health Organization, WHO) がCOVID-19の大流行をパンデミックとして宣言したのが3月11日であり、日本において全国レベルの緊急事態宣言が発令されたのが4月7日である。COVID-19に関連するこれらの重要な事象は、3月決算企業の決算続きのタイミングと重なっている (図2)。したがって、COVID-19の大流行が経営者の情報開示に与える影響を観察するためには、日本企業のデータを用いることが望ましいと考えられる<sup>2</sup>。

\*\*図2をここに挿入\*\*

第2に、日本において経営者による業績予想 (以下、経営者予想) の制度が特異であるというである。経営者予想の開示は金融商品取引所の指導に基づく自発的開示である。そしてこれは、会社法や金融商品取引法による規制とは異なり法的な拘束力はない。しかし、実際には約9割前後の企業が経営者予想を発表しており、「実質的な強制 (effectively mandate)」開示であると議論されることがある<sup>3</sup>。経営者予想は決算短信において開示されているが、既述の通り、COVID-19の大流行の影響は、決算資料を作成する時期に大きくなっていると考えられる。また特に、経営者予想には将来情報を織り込む必要があるため、不確実性が増加したことの影響を観察しやすいと考えられる。したがって、経営者予想の開示はCOVID-19の影響を分析するにあたって、有益な研究対象となり得る。

本稿では、COVID-19の大流行が企業の情報開示に与える影響を明らかにするために、2000年から2020年までのデータを用いる。分析の結果、次のようなことが明らかになった。第1に、COVID-19の大流行は2020年3月期の企業業績に負の影響を与えたものの、その影響はまだ部分的にしか反映されていない可能性がある。第2に、決算短信の開示速度が低下している。2020年3月決算企業では、前年に比べて、決算短信の開示が平均的に4日遅れた。また、2020年6月30日まで決算を発表した3月決算企業2,363社のうち、決算日から50日以内に決算発表を行えなかった企業が20%程度存在した。さらに、決算発表を延期した企業も573社 (24%) 存在し、その平均的な延期日数は平均11日であった。第3に、実質的に強制されていると考えられてきた経営者予想を開示しない企業が増加している。具体的には、決算短信を開示した2,363社のうち、1,346社 (57%) が経営者予想を開示してい

<sup>2</sup> 四半期決算を行なっている米国などの国においても、1月から3月までの決算に対してCOVID-19の大流行の影響が観察されると思われる。しかし、四半期決算はその決算手続きや情報開示レベルが本決算に比べると簡素であることから、COVID-19の大流行が決算と関連した開示行動に与える影響は本決算においてより観察されることが考えられる。

<sup>3</sup> 東京証券取引所 (2011b) では、経営者予想開示を実質的に強制するものと理解されている可能性のある実務 (業績予想を行わない場合又は独自の形式で行う場合の東証への事前相談など) を廃止するなど、自発的開示の要素を強めた後でも、依然として上場企業は経営者予想を開示する実務を維持している。

なかった。さらに、経営者予想を開示した企業のうち 453 社 (45%) は、通期のみ・半期のみ・四半期のみ・純利益のみといった限定的な開示に留まっていた。第 4 に、経営者による適時開示が増加している。具体的には、COVID-19 の大流行に関連したその他適時開示書類の増加や非財務情報において COVID-19 関連情報の開示が増えた。第 5 に、決算手続きのために、地理的な移動が伴うと考えられる企業において COVID-19 の影響がより観察される、という考えと整合する証拠が得られた。第 6 に、経営者以外の経済主体による情報生産も減少していることが明らかになった。このように COVID-19 の大流行が日本企業の情報開示に与えた影響は大きく、過去の大きな経済ショックである世界金融危機 (2008 年 9 月、以下 GFC) や東日本大震災 (2011 年 3 月、以下 3.11) と比べても、その影響の大きさは著しい。特に、経営者予想は日本の証券市場の期待形成に重要な役割を果たしてきたことから、それが開示されないことは証券市場における情報不足を引き起こす可能性がある。

本稿および本稿の発見から議論を拡張して COVID-19 と情報開示との関係を分析する研究には次のような 3 つの貢献があると考えられる。第 1 に、不確実性やモビリティが企業の情報開示に与える影響に注目しているという点である。不確実性やモビリティの経済的影響に注目する研究はいくつか存在するものの、企業の情報開示との関係を議論する研究は限られている。例外として、経済政策の不確実性と経営者による情報開示との関係に光を当てたいいくつかの研究が存在する。たとえば Nagar et al (2019) は、経済政策の不確実性が高い期間に、米国では自発的開示である経営者予想の修正の開示頻度が増加していることを発見している。これは、不確実性が高まると、経営者が不確実性を軽減するために追加的な情報開示を試みるという考えと整合する証拠である。他にも、経済政策の不確実性と企業の会計行動の関係に焦点を当てている研究も存在する。たとえば、Stein and Wang (2016) は不確実性が高いほど企業は利益圧縮型利益調整を行うことを、Yung et al. (2019) は不確実性が企業の利益調整のインセンティブを高めること明らかにしている。また、Jin et al. (2019) は、政策の不確実性が高い期間には、銀行が裁量的に貸倒引当金を操作しており、財務情報の不透明性を高めていることを明らかにしている。COVID-19 の大流行というイベントを用いて不確実性が経営者による情報開示に与える影響に注目しているという点で、本稿の調査はこれらの研究と関連している。

また、筆者が知る限り、モビリティが情報開示に与える影響を検証している研究は存在しない。関連しうる研究としては、地理的な近接性 (geographical proximity) に注目している研究がある (e.g., Ayers et al., 2011; Choi et al., 2012)。これらの研究は、地理的な近接性が異なる経済主体間の情報の非対称性や交渉のコストの代理変数となりうる点に注目している。本稿が光を当てているモビリティの低下という現象は、この地理的な近接性と関連しうる。COVID-19 の拡大を抑制するためにモビリティが極端に低下したことによって、これまで観察されえなかった現象が生じていると考えられる。そのため、COVID-19 がモビリティを通じて経営者の情報開示に影響を与えている可能性を検証することは、先行研究にはない新しい視点であると考えられる。

第2に、COVID-19の経済的影響を検証する研究の蓄積に貢献していると期待される。この論文の執筆時点では、COVID-19の大流行の経済的影響は多くの研究者によって検証されている<sup>4</sup>。たとえば、COVID-19の大流行が不確実性の増加や経済活動に与える効果の検証が試みられている (Altig et al., 2020; Baker et al., 2020; Barrero et al., 2020; Gormsen and Koijen 2020; Watanabe, 2020; Watanabe and Omori, 2020)。特に企業や金融機関レベルのデータを用いた研究を見ると、例えば、経営者の将来予想の変化 (Bartik et al., 2020; Fairlie, 2020; Kawaguchi et al. 2020)、企業レベルのエクスポージャー (Hassan et al., 2020; Koren and Peto, 2020)、サプライチェーンを通じたリスク波及のシミュレーション (Inoue and Todo, 2020) や企業の組織対応 (佐々木ほか, 2020; 服部ほか, 2020; 原ほか, 2020)、企業・投資ファンドのストレステスト (De Vito and Gomez, 2020; Galato et al., 2020)、中小企業の倒産 (宮川ほか, 2020; Miyakawa, 2020)、銀行への流動性の需要の増加 (Li et al., 2020)、アナリスト予想の変化 (Landier and Thesmar, 2020)、株式市場の反応 (Alfaro et al, 2020; Aono and Hori, 2020; Baker et al., Forthcoming; Mamaysky, 2020; Takahashi and Yamada, 2020; Thorbecke, 2020) といった、いくつかの優れた研究が既に発表されている<sup>5</sup>。本稿は、COVID-19の大流行が経営者による情報開示に与える影響に注目しているという点で、これらの先行研究とは異なる。また、制度的背景の特異性という点を除いたうえで、日本企業を対象に同様の研究課題を検証している研究は存在しない。

いくつかの研究が、COVID-19の大流行と経営者の情報開示との関係を検証している<sup>6</sup>。Wang and Xing (2020) は米国企業のカンファレンスコールと2020年の第1四半期に提出された10-Kを分析し、COVID-19に関連する言及に対して株式市場が反応していることを明らかにしている。また Loughran and McDonald (2020a) は、COVID-19の流行前から10-Kにおいて感染症リスクについて言及している企業が21%にとどまっていることを発見した。10-Kの複雑性と株式リターンとの関係を検証している Loughran and McDonald (2020b) は、COVID-19の影響が顕著である期間において、複雑な情報開示を行っている企業ほど負のリターンが大きくなっていることを発見している。本稿は決算短信の開示速度や経営者予想の開示の有無に注目しているという点で、これらの研究とは異なっている。また本稿は、COVID-19の情報開示への影響がより観察できるような制度的背景がある日本企業に注目することで、COVID-19の経済的影響に関する新しい証拠を蓄積することに貢献している。

第3に、大きな経済ショックの影響に関する研究の蓄積に貢献している。特に、1997年のアジア通貨危機、2001年の9.11同時多発テロ、2008年の世界金融危機、2011年の東日本

---

<sup>4</sup> 経済学以外の分野においても、COVID-19に関連する膨大な学術的研究が蓄積されている。2020年7月19日にGoogle Scholarで「COVID-19」をキーワードに検索したところ、2020年1月以降に約32,400の研究が登録されていることがわかった。

<sup>5</sup> ここに挙げられている以外にも膨大な研究の蓄積が進んでいる。まとめられているものとして、雑誌 *Covid Economics* や *NBER Working Paper* の COVID-19 関連研究の特集サイト ([https://www.nber.org/wp\\_covid19\\_07132020.html](https://www.nber.org/wp_covid19_07132020.html)) を参照のこと。

<sup>6</sup> 以前の原稿では、「COVID-19の企業の情報開示に与える影響に光を当てている研究は、本稿執筆時点では存在しない」と述べて本稿の新規性をアピールしていたが、極めて速く研究が蓄積されていることから、状況が変化し続けている点については十分に注意したうえで本稿の位置づけを考察されたい。

大震災の経済的影響を分析する研究が蓄積されている (e.g., Bloom, 2009; Campello et al, 2010; 2011; Carvalho et al., 2020; Johnson et al., 2000; Morris et al., 2011)が、本稿も COVID-19 に関連する経済ショックに焦点を当てているという点でこれらの研究と関連している。また、本稿では、過去の経済ショックと今回の COVID-19 の大流行の情報開示への影響の比較を試みている。特に、過去の経済ショックとして、2008 年 9 月以降日本経済に大きな影響を与えた GFC と 2011 年 3 月 11 日に発生した 3.11 を比較対象としている。

本稿は次のように構成されている。第 2 節では、COVID-19 の大流行による不確実性およびモビリティの変化を概観し、情報開示に関連する規制の緩和についてレビューする。これらの調査は、情報開示の影響を観察する予備的分析として位置づけられる。第 3 節では経営者の情報開示の実態分析を行う。具体的には、決算短信の開示速度、経営者予想の開示、そして適時開示に焦点を当てる。第 4 節では、決算短信の開示遅延と経営者予想の開示の意思決定の決定要因を検証するための多変量分析を行う。第 5 節では、本稿の発見事項を考察し、第 6 節で経営者以外の経済主体の情報開示の実態を調査して上で、将来の研究課題の可能性について論じる。

## 2. COVID-19 に起因する事業環境および制度環境の変化

### 2.1 不確実性の増加

COVID-19 の大流行の経済的影響が生じうる要素はいくつか考えられる。本稿では、不確実性、モビリティ、規制の緩和の 3 点に注目しその影響を調査する。これらの要素が COVID-19 の拡がりによってどのように変化したのかを観察しておくことは、企業の情報開示への影響を考察する上で重要であると考えられる。

COVID-19 の経済的影響のひとつが、不確実性の上昇である。ここで不確実性とは、Knight (1921) に従い、「起こりうる事象を想定できない状況」と定義する。ただし、データで不確実性を測定するという段階になると、Knight (1921) が議論するように不確実性をリスクから明確には分離することができない (Bloom, 2014)。そのため、以下の議論では、不確実性という語を Knight (1921) 流の不確実性とリスクが高い状況を含み持った概念として用いる。

COVID-19 の大流行に伴った不確実性の変化を観察するために 2 つの指標に注目する。1 つが、オプション価格のインプライドボラティリティである。ここでは米国および日本の株式市場の不確実性を観察するために、VIX (Volatility Index) および VXJ (Volatility Index of Japan) を用いる。もうひとつの不確実性を測定する指標が、政策の不確実性指数 (EPU, Economic Policy Uncertainty index) である。これは、Baker et al. (2016) が開発した、新聞記事のテキスト分析を用いて作成する不確実性の指標である。具体的には、政策とその不確実性に関連する新聞記事の頻度を数え上げ、それをもとに指標を作成している。Arbatli et al. (2019) は Baker et al. (2016) と同様の方法を用いて、日本の主要新聞 4 紙 (読売新聞、朝日新聞、毎日新聞および日経新聞) をもとに日本版の EPU 指数を作成している。Baker et al. (2016) や Arbatli et al. (2019) が作成した EPU 指数は、Baker らが開設した Web ページで公開されている (<https://www.policyuncertainty.com/index.html>)。さらに、Arbatli et al. (2019) の



日本の EPU 指数については、経済産業研究所 (Research Institute of Economy, Trade and Industry: RIETI) の Web ページにおいても指標や関連するレポートが公開されている (<https://www.rieti.go.jp/jp/database/policyuncertainty/>)。

図 3 の Panel A は、1990 年 1 月から 2020 年 7 月までの期間の VIX および VXJ (それぞれ、*vix* および *vxj*) の月次平均をプロットしている。これによれば、日本と米国の株式市場の不確実性の趨勢は概ね相関していることがわかる。COVID-19 の大流行の影響が反映されると考えられる 2020 年 3 月以降についても、2 つの指標ともに上昇していることが見て取れる。この図において VIX と VXJ が最大であるのが 2008 年 11 月である ( $vix = 63.00$ ;  $vxj = 78.90$ ) が、これは、GFC に伴った不確実性の上昇がピークになったタイミングを示していると考えられる。他にも、2001 年 9 月にも値が大きくなっている ( $vix = 35.00$ ;  $vxj = 48.17$ )。これは、9.11 同時多発テロを受けた株式市場の混乱を反映していると考えられる。COVID-19 の大流行の影響を受けた期間 (2020 年 3 月以降) では、いずれも 4 月が最大値であり、*vix* が 57.7 であり *vxj* が 58.1 である (表 1, Panel A)。これらの値は、VIX と VXJ の定義が現在の測定方法となってから過去 2 番目の高水準である<sup>7</sup>。インプライドボラティリティが株式市場における不確実性を捉えていることを踏まえれば、2020 年 4 月に COVID-19 に関連する不確実性が株価に反映されたと推測される。

Panel B は、1990 年 1 月から 2020 年 7 月までの期間の月次の EPU の趨勢をプロットしている。日本の政策の EPU (*JPN\_epu*) は RIETI の Web ページ (<https://www.rieti.go.jp/jp/database/policyuncertainty/>) から、米国およびグローバルレベルの政策の EPU (*US\_epu* および *GL\_epu*) は EPU の Web ページ (<https://www.policyuncertainty.com/index.html>) からデータを取得している。この図から、今年における米国およびグローバルレベルの EPU が歴史的に高い水準であることがわかる (それぞれ、5 月に 505 および 419)。これは、9.11 (273 および 182.28) や GFC (241.77 および 201.30)、Brexit (233.96 および 236.48)、2016 年米国大統領選挙 (254.10 および 244.25) などの大きな不確実性の要因よりも経済政策の不確実性が高い水準である。続いて日本の EPU の趨勢に目を移すと、米国やグローバルレベルの EPU と同じように、2020 年 3 月から大きく EPU が増加していることがわかる。

これら 3 つの EPU 間の水準を比較すると、あたかも日本の EPU は米国などと比較するとそこまで高くない水準であるという印象を与えるかもしれない。しかし、EPU は国ごとに数値を基準化することによって作成されているため、異なる国の指標間の比較ができない。すなわち、日本、米国、グローバルレベルの EPU を比較することができない。そこで、各 EPU 指数の中での時系列の変化を確認するために、表 1 に COVID-19 が大流行する以前と以後のそれぞれの EPU の水準を報告している。これを見ると、日本の EPU も、COVID-19 の大流行後にその前より大きく増加していることがわかる。2019 年には米国と中国間の貿

---

<sup>7</sup> 日次では、2008 年 10 月 24 日の 89.53 が歴史上の最高値であり、2020 年 3 月 18 日の 85.47 は歴史上第 2 位の高水準である。なお、2003 年 9 月まで VIX と称されていた VXO (S&P 100 のインプライドボラティリティ) の最高値は、ブラックマンデー後の 1987 年 10 月 20 日に 172.79 であった。そのため、より長期の異時点間比較が可能である VXO を見ると、COVID-19 の流行に伴ったインプライドボラティリティは歴史上 3 番目の高値であると考えられることもできる。

易戦争がより深刻になっていたことや (Davis, 2019)、日本では 2019 年 10 月から実施された消費税増税で既に GDP 成長が下降気味であった (Thorbecke, 2020) という背景をふまえると、COVID-19 の大流行は極めて大きな不確実性の増加を引き起こしたと考えられる。

\*\*図 3 をここに挿入\*\*

\*\*表 1 をここに挿入\*\*

## 2.2 モビリティの低下

続いて、COVID-19 の大流行の経済的影響を議論する上で重要な要素として、モビリティ (human/geographic mobility) があげられる。ここでモビリティとは、人間の物理的な可動性のことを指す<sup>8</sup>。

モビリティが SARS-CoV-2 の感染を拡大させることが明らかにされてきた (e.g., Badr et al., 2020; Leung et al., 2020) こともあり、世界各国の行政府は COVID-19 の大流行を抑制するために、ロックダウン (lockdown) や移動制限 (cordon sanitaire) および外出自粛 (quarantine) をはじめとする社会的/対人距離政策 (social distancing measure) を実施し、人の移動を大きく制約するよう試みてきた (e.g., Fang et al., 2020)。たとえば、中国では武漢での COVID-19 の大量感染が確認されて以降、モビリティを制限するために移動制限を行った結果、モビリティが大きく減少した (Kraemer et al., 2020)。しかし、モビリティの低下は COVID-19 の拡大を抑制する効果がある可能性がある一方で、経済活動を抑制するという負の側面がある。たとえば、移動制限によってモビリティが低下している地域で事業活動を行う企業ほど倒産確率が上昇していることが明らかになっている (宮川ほか, 2020)。

本稿では、宮川ほか (2020) が用いている Google の人出変動データを用いてモビリティの趨勢を観察する。この Google の人出変動データは、2020 年 1 月 3 日から 2 月 6 日の曜日ごとの平均的な人出の程度をベースにどれほど人手が変化しているかを指数化したものである。そして、人出の測定は 6 つの場所の種類ごとに行われている。この 6 つの場所とは、レストラン・カフェ・ショッピングセンター・テーマパーク・美術館・図書館・映画館などを対象とした“Retail & Recreation”、食料品市場・食品倉庫・食料品店・ドラッグストア・薬局などを対象とした“Grocery & Pharmacy”、公園・ビーチなどを対象とした“Parks”、地下鉄・バス・駅などの公共交通機関のハブなどを対象とした“Transit Stations”、職場・オフィスなどを対象とした“Workplaces”、居住地・住宅地域を対象とした“Residential”である。

データは Google Community Mobility Report の Web ページから取得できる (<https://www.google.com/covid19/mobility/>)<sup>9</sup>。この Web ページでは、世界各国の人手変動データが CSV の形式で取得可能である。このファイルの中から日本全国および東京都の人手変動データを

<sup>8</sup> 「モビリティ (mobility)」という語を流動性の意として用いる場合があるが、本稿で用いるモビリティはこれとは異なる点には注意する必要がある (e.g., factor mobility, Grossman and Shapiro, 1982)。

<sup>9</sup> Apple の位置情報データ (移動傾向レポート, <https://www.apple.com/covid19/mobility>) も利用可能であるが、当該データは 5 月に欠損値があるため本稿では利用していない。

取り出し、7日間の移動平均を計算する。本稿で使用されているデータの範囲は、2月15日から7月8日までである。

図4のPanel Aは東京都のモビリティの趨勢を、Panel Bは日本全国のモビリティの趨勢をプロットしたものである<sup>10</sup>。Y軸の単位はいずれも%であり、2020年1月3日から2月6日の曜日ごとの平均的な人出の程度からどれだけ乖離しているかを示している。なお、*Grocery & Pharmacy* は期間を通じて顕著な変化が観察されなかったためグラフにはプロットしていない。図から、3月25日から始まった東京都外出自粛要請や4月7日の非常事態宣言発令によって、外出先 (*Grocery & Pharmacy, Transit Stations, Workplaces*) での人出が減少した一方、居住地域 (*Residential*) の人出が増加していることがわかる。これに対して、非常事態宣言が解除された5月25日以降には、外出先での人出が増加し居住地域での人出が減少していることもわかる。これらの結果は、外出自粛要請によって人々が居住地域で勤務をし、都市部での人出が減少したという直観と整合する。

\*\*図4をここに挿入\*\*

### 2.3 開示規制の緩和

最後に、情報開示規制の緩和も注目しておくべきである。COVID-19の大流行を受けて、日本取引所グループは2020年2月10日に「新型コロナウイルス感染症の影響を踏まえた適時開示実務上の取り扱い」(日本取引所グループ, 2020)を公表している。これは、COVID-19の広まりが財務報告の作成プロセスに影響を与えることを考慮し、一部の規制についてのガイドラインを提供したものである。

日本取引所グループ(2020)の重要な点は次の2つである。第1に、決算発表の遅延の容認である。決算短信の開示については、2000年代後半からその開示の迅速化が試みられてきた。たとえば、東京証券取引所(2006)では、決算日から45日以内での開示が望ましいことを明記したほか、50日以内に決算発表を行わなかった場合にはその理由の開示が求められている。しかし、日本取引所グループ(2020)は、「通期の決算内容及び四半期決算内容につきまして、今般の新型コロナウイルス感染症の影響により決算手続き等に遅延が生じ、速やかに決算内容等を確定することが困難となった場合には、「事業年度の末日から45日以内」などの時期にとらわれず、確定次第にご開示いただくことで差し支えありません」と、制度上の配慮を示している。

第2に、経営者予想を開示しないことが容認されている点である。経営者予想は、東京証券取引所が1974年末に「決算等の迅速なる公表についての要望文」を上場会社に送付して以来、決算短信において開示されている(太田, 2006)。すなわち、経営者予想は金融商品取引所の指導に基づく自発的開示であり、会社法や金融商品取引法による規制とは異なり法

<sup>10</sup> モビリティの影響を識別するために、Kraemer et al. (2020)はDifference-in-Differenceのような識別戦略を用いている。これに対して、筆者がアクセス可能なデータの範囲では、前後比較デザインを採用せざるをえない。そのため、日本や東京におけるモビリティの低下がCOVID-19の流行によるものであるか、単純なトレンドであるかを識別することができない点には注意が必要である。

的な拘束力はないものの、多くの企業が決算短信においてその予想値を発表している。このことから、経営者予想の開示は、日本においては実質的な強制的開示であると認識されている。しかし、日本取引所グループ (2020) では、「今般の新型コロナウイルス感染症が事業活動及び経営成績に与える影響により、決算内容の開示に際して経営者予想の合理的な見積もりが困難となった場合や、開示済みの経営者予想の前提条件に大きな変動が生じた場合などにあつては、その旨を明らかにして、経営者予想を「未定」とする内容の開示を行い、その後合理的な見積もりが可能となった時点で、適切にアップデートを行うことなどが考えられます」と述べられており、経営者予想を開示しないことが条件付きで容認されている<sup>11</sup>。

このような情報開示規制の緩和は、前述の不確実性の上昇やモビリティの低下といった事業環境の変化が企業の情報開示に影響を与える上で重要な役割を果たす。もし、事業環境が変化したとしても開示実務に関する規制が変わらなければ、それが実際の企業開示に与える影響は限定的でしか観察されないからである。したがって、次節以降では、開示規制の緩和が見られた決算短信開示の遅延および経営者予想の非開示に注目し、開示実態を調査していく<sup>12</sup>。

### 3. COVID-19 とディスクロージャー：実態分析

#### 3.1 サンプルとデータ

本節では、COVID-19 の大流行が日本企業の情報開示に与えた影響を分析する。その影響の特徴を捉えるために過去 20 年間をまとめて分析する。ただし、2020 年 3 月 11 日の WHO によるパンデミックの宣言や同月 25 日の東京都外出自粛要請に続く 4 月 7 日の非常事態宣言発令の時期を考慮し、その影響が顕著に観察されると考えられる 3 月決算企業に限定する。すなわち、ここでの分析サンプルは 2000 年 3 月から 2020 年 3 月までの 3 月決算企業である<sup>13</sup>。なお、2020 年 3 月決算企業については、2020 年 6 月 30 日までに決算短信を開示した企業を分析対象とする。そして、6 月 30 日まで有価証券報告書を提出した企業については有価証券報告書の数値を、決算短信は開示したものの有価証券報告書を提出していない企業については決算短信の数値を用いている。また、連結数値を開示した企業は連結数値を、

---

<sup>11</sup> 他にも、COVID-19 の影響に対応するために、いくつかの開示・会計上の対応が発表されている。たとえば、金融庁は 2020 年 4 月 14 日に「新型コロナウイルス感染症緊急事態宣言を踏まえた有価証券報告書等の提出期限の延長について」(金融庁, 2020a) を公表し、3 月決算企業の有価証券報告書の提出を一律に 9 月末まで延長している。また、企業会計基準委員会 (ASBJ) は「会計上の見積りを行う上での新型コロナウイルス感染症の影響の考え方」(2020 年 4 月 10 日) や会計上の見積りを行う上での新型コロナウイルス感染症の影響の考え方 (追補) (2020 年 5 月 11 日) を公表し、減損処理などを判断する際の仮定が結果的に異なつたとしても会計上の誤りにはあたらず決算訂正の必要はない見解を明らかにした。さらに、日本公認会計士協会も 3 月 18 日以降「新型コロナウイルス感染症に関連する監査上の留意事項 (その 1)」を公表し続け、監査上の対応を行なっている。

<sup>12</sup> 日本取引所グループ (2020) は、COVID-19 が各社の事業活動や経営成績に及ぼす影響に係る情報の開示も求めている。しかし、本稿を執筆している時点では情報が広く開示されていないことから、調査対象からは除外している。

<sup>13</sup> 3 月決算企業のうち、事業年度最終日が 3 月 31 日ではない企業は除く。なお、2020 年 3 月決算企業では 18 社存在した。

そうでない企業は単独数値を使用する。なお、本稿で用いる財務データは Astra Manager より、その他適時開示書類および有価証券報告書のデータは eol より入手した。なお、これ以降の分析によってサンプルサイズは異なってくる。

### 3.2 COVID-19 の業績への影響

まずは、COVID-19 が業績に与えた影響を観察する。分析サンプルは 2000 年 3 月から 2020 年 3 月決算企業のうち、金融関連業を除いた延べ 50,495 社である。図 5 は、売上高、営業利益、経常利益および当期純利益についてその推移を示したものである。Panel A はそれぞれの数値を期首総資産で割った値、Panel B は前期からの変動値を期首総資産で割った値である。Panel A および Panel B 共に 2020 年 3 月決算において、営業利益・経常利益・当期純利益とも減少していることを示している。しかし、売上高に関してはそれほど変化が見られない。一方で、COVID-19 の影響がより顕著に観察されうるのは、1 月から 3 月までの第 4 四半期であるだろう。したがって図 6 で、第 4 四半期の業績とその変化をプロットしている。これを見ると、2020 年の売上高についても、2019 年に比べて減少していることが見て取れる。

\*\*図 5 をここに挿入\*\*

\*\*図 6 をここに挿入\*\*

COVID-19 の企業業績への影響をより明確にするために、各四半期別当期純利益の、年次の当期純利益への寄与率に注目する。図 7 は 2003 年から 2020 年までの各四半期の当期純利益が通期の当期純利益に占める割合を示している。これによると、2020 年 3 月決算企業は第 4 四半期、すなわち 1 月から 3 月までの当期純利益が通期の当期純利益に占める割合が過去 20 年間で最も低いことがわかる。

\*\*図 7 をここに挿入\*\*

これらの分析結果は、COVID-19 の大流行が企業業績、特に 1 月から 3 月までの業績を押し下げたことを示す。一方で、2020 年 3 月の減収・減益幅は、GFC の影響を受けた 2009 年 3 月決算よりは小さい。すなわち、GFC の経済効果と比較すると、COVID-19 の大流行が企業業績に与えた影響は小さいということがいえるかもしれない。これは、第 2.1 節および第 2.2 節で見たように、不確実性やモビリティの影響が最も大きかったのが 3 月から 5 月であったという発見と整合的とも考えられる。すなわち、この期間に COVID-19 の影響が大きかったとしても、3 月末に締められてしまう決算には、その影響が一部しか反映されていないと考えることができる。

ところが、2020 年 3 月期の決算内容を観察するだけでは、投資家は COVID-19 の大流行が企業に与える影響を予想するだけの十分な情報が獲得できないかもしれない。そのため、決算情報とは異なる情報源の重要性が高まると推測される。

### 3.3 決算短信の開示速度

決算短信で開示される決算情報に含まれる情報は主として過去の情報であるものの、一部将来の見積もりが反映された情報も存在する。そのため、不確実性が増加すると、決算短信を作成することが困難になると考えられる。また、移動制限などによってモビリティが制約されると、過去の情報を収集・処理することが困難になるかもしれない。そのため、COVID-19の大流行によって、決算短信の開示速度が低下していると予想される。

分析サンプルは、金融関連業を含んだ2000年3月から2020年3月までの3月決算企業である。決算短信を開示した日を決算発表日と定義しているが、それが決算日から91日を超えて開示される場合は異常値として分析から外している<sup>14</sup>。その結果、サンプルサイズは延53,674社となった。

まず、2020年3月決算企業の決算短信の開示状況をみると、6月30日までに決算短信を開示した企業は2,363社であった。2019年3月決算企業数(2,390社)を基準に考えると、まだ27社が決算短信を開示していないことになる。さらに、日本取引所グループ(2020)によって、COVID-19の大流行の影響により大幅に決算発表が遅れる場合はその旨を開示することが推奨されたが、実際、2,363社のうち573社(24%)が決算短信の開示を延期している。なお、その延期日数は平均11日であった。

続いて、決算日から決算短信開示日までにかかった平均日数の趨勢を見ると(図8のPanel A)、2000年以降は決算短信の開示までの日数が一貫して減少していることがわかる。これは、東京証券取引所によって決算の早期化が図られてきたことがその背景にあると考えられる(東京証券取引所, 2006)<sup>15</sup>。具体的には、決算日から決算発表までにかかった平均日数が2000年には約53.71日であったのが2007年には約42.73日まで低下した後もその日数は減り続け、2019年には約39.91日まで短縮されている。それが2020年3月決算企業では平均44.51日と、前年より4日ほど決算短信の開示が遅れている。

図8のPanel Bでは、決算日から決算短信日までの日数が50日を超える企業の割合の趨勢が報告されている。前述の東京証券取引所(2006)によって、決算日から50日以内に決算短信の開示を行わなかった場合にはその理由の開示が求められているが、それが適用された2009年3月決算までは50日を超えて決算短信を開示する企業が一定数存在していることがわかる。一方で、2009年3月以降の期間においては、約99%の企業が決算日から50日以内に決算短信を開示している。この期間はGFCや3.11が影響する決算も含まれていることから、これらの経済ショックが決算発表日数にはほとんど影響を与えていないと考えられる。一方で、2020年3月決算企業では、決算日から50日を超えて決算短信を開示した企業が約20%存在することがわかる。

<sup>14</sup> 金融商品取引法において決算日から3ヶ月以内(3月決算の場合91日)に有価証券報告書の提出が求められているが、決算短信は必ずその前に開示されるはずなので、決算発表が91日を超える場合は異常値とした。

<sup>15</sup> ここでは、決算短信は期末後45日以内での開示が適当であり、30日以内(期末が月末の場合は翌月内)での開示がより望ましいことが述べられている。

**\*\*図 8 をここに挿入\*\***

図 9 の Panel A は決算日から決算短信日までの日数の累積分布を示している。なお、2020 年 3 月決算については、2019 年 3 月決算企業数を分母とした割合を計算している。2020 年の比較対象として、GFC の影響を受けていると考えられる 2009 年と、東日本大震災の影響を受けていると考えられる 2011 年の日数の累積分布を併せて示している。ここからは、2020 年 3 月期の決算短信の開示速度は、比較対象のそれよりも遅いことがわかる。特に、45 日以降の開示の遅延が顕著である。

しかし、Panel B をみると、有価証券報告書の提出の遅れは、決算短信ほど大きくはないことがわかる。具体的には、6 月 30 日時点で 2,243 社が有価証券報告書を提出している (2019 年 3 月決算企業数を基準に約 94%)。法務省は、定款で定めた時期に定時株主総会を開催することができない場合には、その状況が解消される時期まで株主総会を延期することを容認している (法務省, 2020)。しかし、定款で定時株主総会の議決権行使のための基準日が定められている場合、会社法上、基準日における株主は基準日から 3 ヶ月以内に権利を行使する必要がある。そのため、決算発表は遅れても株主総会は決算日から 3 ヶ月以内に開催した企業が多かったのではないかと考えられる。そして、株主総会の開催に伴って有価証券報告書を提出した企業が多かったため、結果として有価証券報告書の開示速度は決算短信ほど顕著ではなかったと考えられる<sup>16</sup>。

**\*\*図 9 をここに挿入\*\***

ここでの分析は、2020 年 3 月決算企業の決算短信の開示が過去の期間に比べて明らかに遅れていることを示すものである。しかも、決算短信の開示遅延は過去の経済ショックでは目立たず、今回の COVID-19 の大流行において特に顕著に見られるといえる。

### 3.4 経営者予想

決算情報以外に将来予想の際に有用な情報として、経営者予想が挙げられる。ここでは、決算短信において開示される経営者予想の実態を概観する。分析サンプルは 2000 年 3 月から 2020 年 3 月までの 3 月決算企業 (金融関連業含む) の延べ 53,674 社である。

まず、2020 年 3 月決算企業の経営者予想の開示状況をまとめると、2020 年 6 月 30 日まで決算を発表した 2,363 社のうち、1,346 社 (57%) が経営者予想を未定としている。前年度に予想を開示した企業で限定しても、約 58% の企業 (2,104 社中 1,223 社) が経営者予想を

---

<sup>16</sup> なお、2009 年 12 月 11 日の「連結財務諸表等の用語、様式及び作成方法に関する規則等の一部を改正する内閣府令」により、2009 年 12 月 31 日以後に終了する事業年度から定時株主総会前の有価証券報告書等の提出が認められたが、2020 年 3 月決算企業のほとんどは株主総会開催日やその後に有価証券報告書を提出している。株主総会前に同報告書を提出した企業は 20 社弱に留まった。なお、これは前年と同水準である。

開示していない。また、経営者予想を開示した 1,017 社のうち 453 社 (45%) は、通期のみ・半期のみ・四半期のみ・純利益のみなどの限定的な開示に留まっている。さらに、経営者予想を開示した 1,017 社のうち 960 社が配当予想も同時に開示している一方で、304 社は経営者予想を開示していないものの配当予想は開示している。

続いて経営者予想の開示の趨勢をみると、3.11 の影響があると考えられる 2011 年 3 月決算を除いては、90%以上の企業が経営者予想を開示していることがわかる (図 10 の Panel A)。経営者予想は金融商品取引所による要請であるため法的拘束力はないものの、ほとんどの企業がその要請に応じているといえる。これは、日本において経営者予想が実質的に強制的な開示であるという議論と整合する。一方で、2020 年 3 月決算においては、前述の通り 60%に近い企業が経営者予想を開示しておらず、その非開示率は過去 20 年間で最も高い。特に、非開示企業数が開示企業数を上回ったことは初めての現象である。

\*\*図 10 をここに挿入\*\*

経営者予想が開示されていないことに対して、株式市場はどのように反応したのだろうか。図 11 は、経営者予想開示日 (決算短信開示日) をイベント日 (Day0) とし、その後 3 日を含む期間における経営者予想の開示・非開示グループの累積異常リターンの推移を表したものである。なお、すでに行われた経営者予想やその修正情報はマーケットが織り込んでいると仮定し、決算発表直前の予想値あるいは修正値を (当期純利益) を達成したグループを Good、直前の予想値を達成できなかったグループを Bad としている。また、異常リターンは個別銘柄のリターンから市場リターン (TOPIX リターン) を控除する方法で計算した。

図では、直前の予想を達成し、かつ次期の経営者予想を開示した企業のパフォーマンスが最も高い一方で、直前の予想を達成しない、かつ次期の経営者予想を開示しなかった企業のパフォーマンスが最も低いことがわかる<sup>17</sup>。経営者予想を開示しない企業については、マーケットの判断材料が少ないことから、投資家にとっての見通しが立てにくいことが影響している可能性がある。

\*\*図 11 をここに挿入\*\*

### 3.5 開示書類

経営者は、適時開示を行うことによって、投資家に対して情報を伝達することができる。適時開示とは、金融商品取引所の要請によって投資判断に重要と思われる情報を開示することである。したがってここでは、適時開示書類に COVID-19 の大流行の影響がどのように現れるかを見ていく。なお、経済ショックと直接に関連した開示に注目するために、通常の事業活動と関連する開示情報については調査から除外する。具体的には、決算短信 (四半期

---

<sup>17</sup> なお、Day0 より Day1 でマーケットが反応しているように見えるのは、ほとんどの決算短信がマーケットの開場後 (15 時以降) に開示されることが原因であると考えられる。



決算短信)・業績予想修正や配当予想・株式および新株予約権の発行・自己株式の取得・開示資料の追加および訂正・PR 情報等・英文資料・数値データ追加や訂正・コーポレート・ガバナンス報告書が含まれる。本稿では、これらの開示書類を除いた適時開示書類を、その他適時開示書類とする。金融商品取引所の適時開示情報の閲覧サービス (たとえば、Timely Disclosure network; TDnet) で取得可能な開示資料のデータは、過去 30 日間のみである。そのため、本稿はより長期間のデータが入手可能な eol から開示書類のデータを取得した。

図 12 の Panel A は 2004 年 1 月から 2020 年 6 月までの期間において、3 月決算企業が提出したその他適時開示書類の開示数の趨勢を報告している。その他適時開示書類が最も多く提出されるのは 5 月であるが、これは 3 月決算企業の決算発表が 4 月末から 5 月に集中していることが関連していると考えられる。そこで、このような月ごとの傾向を調整するために、月ごとの開示数の平均値を除外したのもプロットしている (図の点線)。この月調整済みの開示数を見ると、2009 年 5 月、2011 年 3 月および 2020 年 3 月以降において、開示数の多さが目立つ。これらの期間は、それぞれ GFC、3.11 および COVID-19 の大流行といった経済ショックが日本企業に影響を与えた時期と一致する<sup>18</sup>。これは、経済ショックが発生するとその影響や対応に関連する情報が開示されるという直感と整合する発見である。実際に、2020 年 2 月以降に増加しているその他適時開示書類の多くに、COVID-19 の大流行と関連した情報が記載されている。

最後に、有価証券報告書の「事業等のリスク」の開示内容に注目する。ここでは、現在や将来の経営成績および財政状態に関する目標達成に影響を与える可能性のある事象に関する情報が記述されている。この項目に注目することで、COVID-19 を含む感染症に対する企業の認識を観察することができるだろう (Loughran and McDonald, 2020a)。分析期間は「事業等のリスク」の開示が始まった 2004 年 3 月期から 2020 年 3 月期までの 16 年間である (3 月決算企業に限定)。図 12 の Panel B は「事業等のリスク」に各キーワードが含まれている企業の割合を示したものである。これによると、2020 年 3 月決算企業において COVID-19 関連開示が急増している (約 90%)。ほとんどの企業が COVID-19 を重要なリスク事象として認識していることがわかる。なお、金融庁 (2020b) が「事業等のリスク」において COVID-19 の影響やその対応策に関連する情報の開示を求めたことも、この結果に影響していると考えられる<sup>19</sup>。

\*\*図 12 をここに挿入\*\*

## 4. 回帰分析: 決算短信の開示速度と経営者予想開示の決定要因

### 4.1 モデル

<sup>18</sup> 2015 年 5 月も開示書類数が多くなっているが、これは、2015 年 3 月 5 日に金融庁と東京証券取引所が公表した「コーポレートガバナンス・コード原案」に関連した様々な対応の結果と考えられる。

<sup>19</sup> なお、米国でも同様の開示が求められている (SEC, 2020)。

これまでの調査では、日本企業の平均的な情報開示の実態に光を当ててきた。その結果、日本企業は、COVID-19の大流行により、①決算短信の開示を遅らせており、②経営者予想の開示を控えていることが明らかになった。ここでは、どのような企業属性がこれらの現象に影響を与えているかを分析する。企業の属性に注目することによって、第3節の発見事項が不確実性やモビリティによって生じていることをより深く検証できると考えられるからである。ただし、本稿では特定のメカニズムを想定しないため、明示的な仮説は設定せずに経営者による開示の意思決定の決定要因分析を試みる。

本節では次の3点に焦点を当てる。第1に、不確実性である。第2節で明らかにしたように、COVID-19の大流行によって経済全体の不確実性が上昇した。不確実性が高まると将来の見通しが不透明になることから次期の経営者予想を開示しにくくなると考えられる。一方で、決算手続きにおいて将来の見積もりが介在する部分はあるものの、決算手続きの速度に不確実性の増加が与える影響は限定的であると予想される。したがって、不確実性の上昇は決算短信の開示速度には影響を与えないものの、次期の経営者予想の開示には負の影響を与えると考えられる。本稿では、不確実性の代理変数として、過去1年分の株価ボラティリティを用いる。

第2に、モビリティである。モビリティの低下を引き起こした移動制限は、実地棚卸などの決算手続きや次期予想に必要な情報収集の困難さを引き起こす可能性が高い。したがって、モビリティの低下による情報収集の困難さは決算発表の遅れと次期の経営者予想の非開示に影響を与えると考えられる。本稿では、モビリティ低下による情報収集の困難さを代理する変数として、総売上高に占める海外売上高の比率、連結子会社数、本社と主要な設備間の距離を用いる。本社と主要な設備間の距離を測定するために、まず日経NEEDS企業基本データ「設備状況/設備計画」より主要な設備の住所を、Astra Managerから本社の住所を取得した。続いて、東京大学空間情報科学研究センターのGeocoding Service (<http://newspat.csis.u-tokyo.ac.jp/geocode/cgi/geocode.cgi>) を利用して、本社と主要な設備の住所を緯度・経度データに変換する。続いて、Stataのgeodistコード (<http://fmwww.bc.edu/repec/bocode/g/geodist.html>) を用いて、これらの緯度・経度データから本社と主要な設備との間の距離を計算した<sup>20</sup>。企業は複数の設備を所有することが多いことから、本稿では本社から設備までの距離の平均値を計算する。なお、同距離はkmで表現されることから、最終的には自然多数をとった値を用いている<sup>21</sup>。

第3に、不確実性の上昇やモビリティの低下の影響を緩和するような要素に注目する。企業外部からの情報開示のプレッシャーが高い場合には、モニタリングによって経営者の努力が促される。すると、急激な事業環境の変化があつたとしても、決算発表の遅れや次期の経営者予想の未開示はそれほど顕著にならないと予想される。同じく、内部の情報システム

---

<sup>20</sup> なお、取得できた経度・緯度情報は Geocoding Service が設定する信頼度レベル ([http://newspat.csis.u-tokyo.ac.jp/geocode/modules/addmatch/index.php?content\\_id=7](http://newspat.csis.u-tokyo.ac.jp/geocode/modules/addmatch/index.php?content_id=7)) が5のみを利用している。

<sup>21</sup> ただし、主要な設備は企業のすべての設備を網羅しているわけではないので、結果の解釈には注意が必要である。たとえば、海外の主要施設や国内であっても十分な情報開示がされていない施設については分析には反映されていない。

が整備されている企業は、不確実性の上昇やモビリティの低下によって決算手続きや次期の見通しに関連する情報を収集することが困難となった中でも、比較的早く情報収集ができる可能性がある。したがって、外部からの情報開示のプレッシャーが高く、内部の情報システムが整備されている企業ほど、決算発表の遅れや次期の経営者予想の非開示は比較的に見られないと予想される。本稿では、情報開示のプレッシャーについては、アナリストカバレッジを、内部情報の質の変数として前期の決算日から決算発表までの日数を用いる (Gallemore and Labro, 2015; 藤谷, 2019)。

これらの予想を検証するために、次のようなロジットモデルを推定する:

$$\begin{aligned} \Pr (y_{i,2020} = 1) = \Phi (\alpha_0 + \alpha_1 vol_{i,2019} + \alpha_2 oversea_{i,2019} + \alpha_3 subs_{i,2019} \\ + \alpha_4 distance_{i,2019} + \alpha_5 analyst_{i,2019} + \alpha_6 r\_lag_{i,2019} \\ + \alpha_7 roa_{i,2019} + \alpha_8 size_{i,2019} + \alpha_9 cash_{i,2019} + \alpha_{10} lev_{i,2019} + \delta_i) \end{aligned} \quad (1)$$

Where:  $y_{i,2020} = Over50_{i,2020}$  or  $Delay_{i,2020}$  or  $MFyes_{i,2020}$

ここで、被説明変数は、*Over50* (2020年3月期の決算短信を決算日から50日を超えて開示した企業は1、50日以内に開示した企業は0)、*Delay* (2020年3月期決算発表を延期した企業は1、延期していない企業は0) および *MFyes* (2020年3月の決算短信において次期の経営者予想を開示している企業は1、開示していない企業は0) である。関心変数は、不確実性を測定している過去1年分の株式リターンのボラティリティ (*vol*)、モビリティ低下による情報収集の困難さの代理変数である、海外売上高比率 (*oversea*)、連結子会社数 (*subs*)、本社と主要な設備間の平均距離の自然対数 (*distance*)、外部からのモニタリングの代理変数であるアナリストカバレッジ (*analyst*) と、内部情報の質を測定する前期の決算速度 (*r\_lag*) である。

関心変数以外に、企業の収益性や財務健全性が開示の意思決定に与える影響を考慮するために、収益性 (*roa*)、規模規模 (*size*)、現金保有比率 (*cash*) および財務レバレッジ (*lev*) をコントロールしている。また、産業の特性をコントロールするために、産業の固定効果 ( $\delta_i$ ) も加えている。なお、モデルは最尤法によって推定し、係数の有意水準の計算には、Whiteの標準誤差を用いている。分析に必要なデータがすべて入手できる最大のサンプルサイズは2,158である。ただし、変数によってはデータが欠損している場合があるため、推定モデルによってその数は異なる。その他分析に必要なデータは *Astra Manager* より入手した。

## 4.2 結果

表2は決算短信の開示に関する変数を被説明変数にした場合の、モデル(1)の結果を報告している。第1列から第4列までは被説明変数を *Over50* にした場合、第5列から第8列までは被説明変数を *Delay* にした場合の結果である。

海外売上高比率 (*oversea*) の係数は1列において1%水準、5列において10%水準で有意な正の値となっている。また、連結子会社数 (*subs*) の係数は2、4、6および8列において

1%水準で有意に正である。本社と主要な設備間の平均距離の自然対数 (*distance*) の係数は3列では有意ではないものの、7列および8列において5%水準で正の結果を示している。すなわち、海外売上高の割合が高い企業ほど、そして連結子会社が多い企業ほど50日以内に決算短信を開示できておらず、決算短信の開示も延期していることがわかる。また、本社から設備までの距離が長い企業ほど、決算短信の開示を延期している。

続いて、内部情報の質の代理変数 (*r\_lag*) の係数は1列から7列において1%水準で有意な負の結果となっている。決算短信の開示速度が速い傾向にある企業ほど50日以内に決算発表しており、開示の延期もしていなかったことがわかる。一方、不確実性の代理変数 (*vol*) およびアナリストカバレッジ (*analyst*) はすべての列において統計的に有意でない。これらの結果は、モビリティの低下によって決算手続きに必要な情報を収集することが困難となった可能性が高い企業ほど決算発表のスピードは遅れるものの、内部情報システムが整備されている企業はそのスピードが遅れないことを示唆している。

\*\*表2をここに挿入\*\*

表3は、経営者予想の開示に関する変数を被説明変数にした場合の、モデル(1)の結果を報告している。第1列から第4列までは被説明変数を *MFyes* にした場合、第5列から第8列までは前年度の経営者予想を開示したサンプルに限定した場合の結果である。海外売上高比率 (*oversea*) の係数はいずれのモデルでも統計的に有意な水準で負の値となっている。子会社の数 (*subs*) の係数も、2列および8列において統計的に有意な水準で負の結果となっている。ただし、その有意水準は高くない。すなわち、海外売上高の割合が高く連結子会社が多い企業ほど、経営者予想を開示していないことがわかる。

一方で、アナリストカバレッジ (*analyst*) の係数は、一部統計的な有意水準が弱いものもあるものの、すべての列において有意に正の値を示している。すなわち、アナリストカバレッジが高い企業ほど経営者予想を開示しているのである。一方、内部情報の質の代理変数 (*r\_lag*) はすべての推計において有意な結果は見られなかった。これらの結果は、モビリティの低下によって情報収集が困難となった可能性が高い企業ほど経営者予想は開示しないものの、外部からの情報開示プレッシャーが企業は情報を開示する可能性を示唆している。

興味深いのは、不確実性の代理変数 (*vol*) の係数が第4列を除いて正に有意であるという点である。この結果は、不確実性が高い企業ほど経営者予想を開示していることを示す。予想に反した結果となった理由の1つに、不確実性の代理変数としてヒストリカルボラティリティを用いた点が考えられる。元々不確実性が高い企業ほどCOVID-19の大流行による不確実性の増加の影響を強く受け、将来の不確実性も高くなったかもしれない。あるいは、元々不確実性が高い企業ほど、さらなる不確実性の増加を恐れ、将来情報を出した可能性もある。いずれにしても、不確実性に関するさらなる分析が必要である。なお、以上の分析では厳密なメカニズムの想定を試みているわけではなく、また内生性といった計量経済学的な問題に対処しているわけではないため、結果を解釈する際には慎重になる必要がある。

\*\*表 3 をここに挿入\*\*

## 5. 考察

ここまでの分析から、COVID-19 の大流行が上場企業の決算発表の遅れと経営者予想の非開示に影響を与えたことがわかった。一方で、過去の大きな経済ショックである GFC 時には、決算発表の遅れや経営者予想の非開示はほとんど見られない。3.11 時には多少その傾向が見られるものの、その程度は今回と比べると小さい。これまでの外生的な経済ショックと今回の COVID-19 の大流行が企業の開示行動に与えた影響が異なるのはなぜか。この点について、不確実性やモビリティ低下といった事業環境の変化と制度環境の変化の観点から考察していく。

まず、GFC 時にも不確実性の上昇が観察される。しかも、その上昇は COVID-19 の大流行による上昇より大きい。一方で、GFC は金融危機であるため、それによって人の移動が制限されることはなく、モビリティの低下は想定されない。また、開示規制の緩和が GFC によって行われた事実もないようである。すなわち、GFC 時には不確実性の増加による事業環境の変化はあったものの、モビリティの低下や規制緩和は見られなかったことから、企業の情報開示に大きな変化は現れなかったと考えられる。

3.11 は自然災害によるショックである点で、COVID-19 の大流行と類似している。ただ、不確実性の上昇は GFC や COVID-19 の大流行ほどではない。また原子力発電所事故の影響を受けた一部の地域への立ち入り禁止や、地震や津波の被害を大きく受けた地域への移動インフラの喪失などを除いては、人の移動が大きく制限されたわけではなく、COVID-19 の大流行による日本を含む全世界的な外出禁止や移動制限と比べると、そのモビリティの低下は著しいものではない。一方、開示規制緩和はこの時も確認できる。東京証券取引所は 2011 年 3 月 18 日に「東日本大震災を踏まえた決算発表等に関する取扱いについて」を公表し、決算発表の遅延や経営者予想の非開示を容認した。その結果、3.11 時にも一部企業の決算の遅れや経営者予想の非開示が観察されている。しかし、この時の規制緩和は基本的に被災を受けた上場企業を対象としたもので、すべての上場企業に対する開示規制の緩和が図られた COVID-19 の大流行とはその適用範囲が異なると考えられる。すなわち、3.11 時においては COVID-19 の大流行と比較して、事業環境および制度環境の変化がよりは著しくなかったため企業の開示行動の変化の程度は今回より小さかったと考えられる。

まとめると、COVID-19 の大流行は、それによる不確実性の増加およびモビリティの低下に加え、開示規制の緩和といった制度的配慮が相まって企業の開示行動に大きな変化を引き起こしたと考えられるだろう。

## 6. おわりに代えて

経営者予想は、前述した通り、金融商品取引所の規制であるため法的拘束力はないものの、長年の間、ほとんどの上場企業がその予想値を公表する実務が続いている。東京証券取引所

が 2011 年 12 月「業績予想開示に関する実務上の取扱いの見直し方針について」を公表し、経営者予想開示を実質的に強制するものと理解されている可能性のある実務（業績予想を行わない場合又は独自の形式で行う場合の東証への事前相談など）を廃止するなど、自発的開示の要素を強めた後でも、依然として上場企業は経営者予想を開示する実務を維持している。このような慣行は他国では見られない日本特有のものである。

ところで、本稿での分析は COVID-19 の大流行により、平時には経営者によって伝達されていた情報が株式市場に行き渡らなかつたという実態を明らかにしている。このような状況では、経営者予想の他にも、アナリストやジャーナリストのような洗練された経済主体が開示する情報の重要性が高まると考えられる<sup>22</sup>。アナリストやジャーナリストは、個人投資家といった洗練されていない投資家と比較すると情報探索の能力やインセンティブが高いため、より多くの情報を有していると考えられる。経営者と比較したとしても、マクロ経済的な要素によっては彼らの方が正確な利益予想が可能である場合がある (Hutton et al., 2012)。また、経済状況が悪い場合には、アナリスト予想の情報価値が高くなることも明らかになっている (Loh and Stulz, 2018)。そのため、経営者予想が正確でない、あるいは開示されないような場合であったとしても、アナリストやジャーナリストによって情報生産ができれば情報の不足を補うことができる可能性がある。

図 13 は 3 月決算企業に関する経営者予想と、アナリストおよびジャーナリストによる業績予想の更新頻度の趨勢をプロットしている。期間は 2020 年 7 月末までである。これを見ると、経営者予想だけではなくジャーナリスト予想の更新も減少していることがわかる。また、アナリスト予想の更新頻度もやや減少している。移動制限などから、アナリストやジャーナリストが、ヒアリング調査等ができず予想を出すために必要な情報が十分得られなかつた可能性がある。あるいは、アナリストやジャーナリスト予想において経営者予想が重要な情報源 (太田, 2002) であるならば、経営者予想の不足がアナリストやジャーナリストによる業績予想の減少を招いた可能性もある。

\*\*図 13 をここに挿入\*\*

いずれにしても、COVID-19 の大流行は、マーケットの期待形成に非常に重要な役割を果たしてきた情報 (e.g., 太田, 2006; 村宮, 2011) の不足を引き起こした可能性が高い。このような状況で株式市場がどのように企業価値を評価するかは非常に重要な論点になりうるだろう。

---

<sup>22</sup> 本稿では、東洋経済や日本経済新聞の記者による予想を本稿ではジャーナリストによる業績予想とする。一方、太田 (2006) はこれらもアナリスト業績予想としている。

## 参考文献

- Alfaro, L., Chari, A., Greenland, A. N., and Schott, P. K. (2020). Aggregate and firm-level stock returns during pandemics, in real time. *NBER Working Paper 26950*.
- Altig, D., Baker, S. R., Barrero, J. M., Bloom, N., Bunn, P., Chen, S., Davis, S. J., Leather, J., Meyer, B., Mihaylov, E., Mizen, P., Parker, N., Renault, T., Smietanka, P., and Thwaites, G. (2020). Economic uncertainty before and during the COVID-19 pandemic. *NBER Working Paper 27418*.
- Aono, K., and Hori, K. (2020). Can cash be a ventilator for firms suffering from COVID-19? Evidence from stock market in Japan, *School of Economics, Kwansei Gakuin University Discussion Paper 214*.
- Arbatli, E. C., Dacis S. J., Ito A., Miake N., and Saito. I. (2019) Policy Uncertainty in Japan, *Working Paper*.
- Ayers, B. C., Ramalingegowda, S., and Yeung, P. E. (2011). Hometown advantage: The effects of monitoring institution location on financial reporting discretion. *Journal of Accounting and Economics* 52(1), 41-61.
- Badr, H. S., Du, H., Marshall, M., Dong, E., Squire, M. M., and Gardner, L. M. (2020). Association between mobility patterns and COVID-19 transmission in the USA: a mathematical modelling study. *Lancet Infectious Diseases*.
- Baker, S. R., Bloom, N., and Davis, S. J. (2016). Measuring economic policy uncertainty. *Quarterly Journal of Economics* 131(4), 1593-1636.
- Baker, S. R., Bloom, N., and Davis, S. J. (2019). The extraordinary rise in trade policy uncertainty. *Vox.org*, September 17.
- Baker, S. R., Bloom, N., Davis, S. J., Kost, K. J., Sammon, M. C., and Viratyosin, T., (Forthcoming). The unprecedented stock market impact of COVID-19. *Review of Asset Pricing Studies*.
- Baker, S. R., Bloom, N., Davis, S. J., and Terry, S. J., (2020). Covid-induced economic uncertainty. *NBER Working Paper 26983*.
- Barrero, J. M., Bloom, N., and Davis, S. J. (2020). COVID-19 is also a reallocation shock. *NBER Working Paper 27137*.
- Bartik, A. W., Bertrand, M., Cullen, Z. B., Glaeser, E. L., Luca, M., and Stanton, C. T. (2020). How are small businesses adjusting to covid-19? early evidence from a survey. *NBER Working Paper 26989*.
- Bloom, N. (2009). The impact of uncertainty shocks. *Econometrica* 77(3), 623-685.
- Bloom, N. (2014) Fluctuations in uncertainty. *Journal of Economic Perspectives* 28 (2), 153-76.
- Buchheim, L., Krolage, C., and Link, S. (2020). Sudden stop: When did firms anticipate the potential consequences of COVID-19? *Covid Economics* 36, 25-44.
- Campello, M., Giambona, E., Graham, J. R., and Harvey, C. R. (2011). Liquidity management and corporate investment during a financial crisis. *Review of Financial Studies* 24(6), 1944-1979.

- Campello, M., Graham, J. R., and Harvey, C. R. (2010). The real effects of financial constraints: Evidence from a financial crisis. *Journal of financial Economics* 97(3), 470-487.
- Carvalho, V. M., Nirei, M., Saito, Y., and Tahbaz-Salehi, A. (2020). Supply chain disruptions: Evidence from the Great East Japan Earthquake. *Columbia Business School Research Paper*, (17-5).
- Choi, J. H., Kim, J. B., Qiu, A. A., and Zang, Y. (2012). Geographic proximity between auditor and client: How does it impact audit quality? *Auditing: A Journal of Practice & Theory* 31(2), 43-72.
- De Vito, A., and Gomez, J. P. (2020). Estimating the COVID-19 cash crunch: Global evidence and policy. *Journal of Accounting and Public Policy*, 106741.
- Fairlie, R. W. (2020). The Impact of COVID-19 on small business owners: Continued losses and the partial rebound in May 2020. *NBER Working Paper* 27462.
- Falato, A., Goldstein, I., and Hortaçsu, A. (2020). Financial fragility in the COVID-19 crisis: The case of investment funds in corporate bond markets. *NBER Working Paper* 27559.
- Fang, H., Wang, L., and Yang, Y. (2020). Human mobility restrictions and the spread of the novel coronavirus (2019-ncov) in china. *NBER Working Paper* 26906.
- Gallemore, J., and Labro, E. (2015). The importance of the internal information environment for tax avoidance. *Journal of Accounting and Economics* 60(1), 149-167.
- Gormsen, N. J., and Koijen, R. S. (2020). Coronavirus: Impact on stock prices and growth expectations. *NBER Working Paper* 27387.
- Grossman, G.M. and Shapiro, C. (1982). A theory of factor mobility. *Journal of Political Economy* 90(5), 1054-1069.
- Hassan, T. A., Hollander, S., van Lent, L., and Tahoun, A., (2020). Firm-level exposure to epidemic diseases: Covid-19, SARS, and H1N1. *NBER Working Paper* 26971.
- Inoue, H., and Todo, Y. (2020). The propagation of the economic impact through supply chains: The case of a mega-city lockdown to contain the spread of COVID-19. *Covid Economics* 2, 43-59.
- Jin, J. Y., Kanagaretnam, K., Liu, Y., and Lobo, G. J. (2019). Economic policy uncertainty and bank earnings opacity. *Journal of Accounting and Public Policy* 38(3), 199-218.
- Johnson, S., Boone, P., Breach, A., and Friedman, E. (2000). Corporate governance in the Asian financial crisis. *Journal of financial Economics* 58(1-2), 141-186.
- Kawaguchi, K., Kodama, N., and Tanaka, M. (2020). Small business under the COVID-19 crisis: Expected short- and medium-run effects of anti-contagion and economic policies. *Working Paper*.
- Knight, F. H. (1921). *Risk, Uncertainty and Profit*. Boston: Houghton-Mifflin.
- Koren, M., and Peto, R. (2020). Business disruptions from social distancing. *Covid Economics* 2: 13-31.

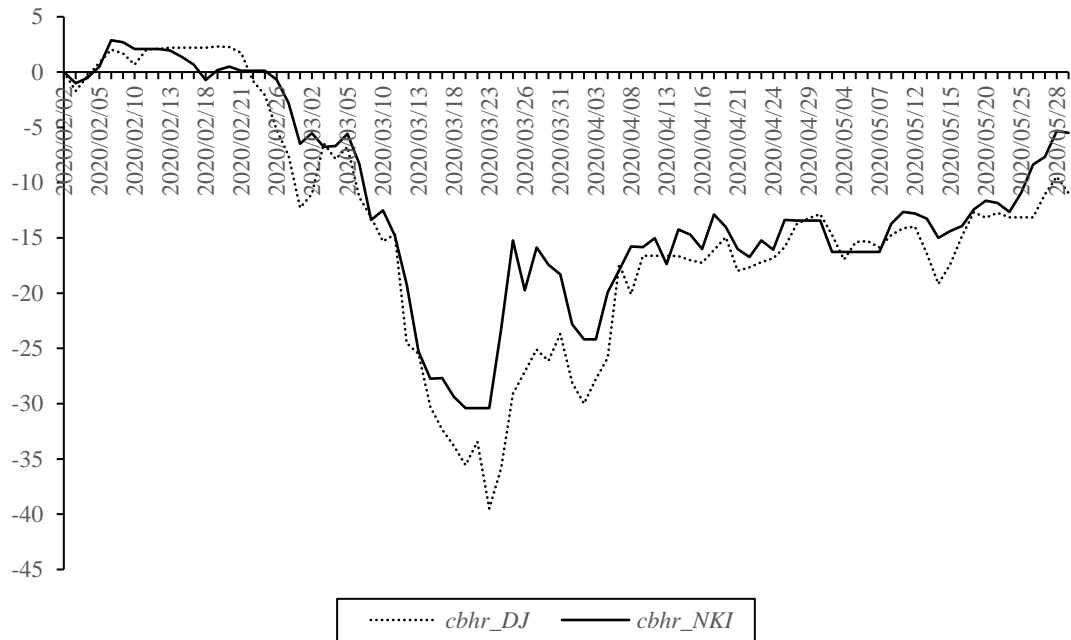


- Kraemer, M. U., Yang, C. H., Gutierrez, B., Wu, C. H., Klein, B., Pigott, D. M., du Plessis, L., Faria, N., Li, R., Hanage, W., Brownstein, J., Layan, M., Vespignani, A., Tian, H., Dye, C., Pybus, O., and Scarpino, S. (2020). The effect of human mobility and control measures on the COVID-19 epidemic in China. *Science* 368(6490), 493-497.
- Landier, A., and Thesmar, D. (2020). *Earnings expectations in the COVID crisis*. NBER Working Paper 27160.
- Leung, K., Wu, J. T., Liu, D., and Leung, G. M. (2020). First-wave COVID-19 transmissibility and severity in China outside Hubei after control measures, and second-wave scenario planning: a modelling impact assessment. *Lancet*.
- Li, L., Strahan, P. E., and Zhang, S. (2020). Banks as lenders of first resort: Evidence from the COVID-19 crisis. NBER Working Paper 27256.
- Loh, R. K., and Stulz, R. M. (2018). Is sell-side research more valuable in bad times?. *Journal of Finance* 73(3), 959-1013.
- Loughran, T., and McDonald, B. (2020a). Management disclosure of risk factors and COVID-19. Working Paper: [https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\\_id=3575157](https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=3575157)
- Loughran, T., and McDonald, B. (2020b). Measuring Firm Complexity. Working Paper: [https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\\_id=3645372](https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=3645372)
- Mamaysky, H. (2020). Financial Markets and News about the Coronavirus. *Covid Economics* 38, 68-128.
- Miyakawa, D., Oikawa, K., and Ueda, K. (2020). Firm exit during the COVID-19 pandemic: Evidence from Japan. *RIETI Discussion Paper Series 20-E-065*.
- Morris, R. D., Pham, T. A. M., and Gray, S. J. (2011). The value relevance of transparency and corporate governance in Malaysia before and after the Asian financial crisis. *Abacus* 47(2), 205-233.
- Nagar, V., Schoenfeld, J., and Wellman, L. (2019). The effect of economic policy uncertainty on investor information asymmetry and management disclosures. *Journal of Accounting and Economics* 67(1), 36-57.
- SEC., (2020). CF Disclosure Guidance: Topic No. 9. <https://www.sec.gov/corpfin/coronavirus-covid-19>
- Stein, L. C., and Wang, C. C. (2016). Economic uncertainty and earnings management, *HBS Working Paper 16-103*.
- Takahashi, H., Yamada, K. (2020). When Japanese stock market meets COVID-19: Impact of ownership, trading, ESG, and liquidity channels. Working Paper.
- Thorbecke, W. (2020). How the coronavirus crisis affected Japanese industries. *RIETI Discussion Paper Series 20-E-061*.

- Wang, V. X., and Xing, B. B. (2020). Battling uncertainty: Corporate disclosures of COVID-19 in earnings conference calls and annual reports. *Working Paper*: [https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\\_id=3586085](https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=3586085)
- Watanabe, T. (2020). The responses of consumption and prices in Japan to the COVID-19 crisis and the Tohoku earthquake, *Center on Japanese Economy and Business Working Papers* 373.
- Watanabe, T., and Omori, Y. (2020). Online consumption during the covid-19 crisis: Evidence from Japan. *Covid Economics* 32, 208-241.
- Yung, K., and Root, A. (2019). Policy uncertainty and earnings management: International evidence. *Journal of Business Research* 100, 255-267.
- 太田浩司 (2002) 「経営者予想利益の価値関連性およびアナリスト予想利益に与える影響」『証券アナリストジャーナル』40 (3), 85-109.
- 太田浩司 (2006) 『経営者予想情報の特性と有用性』筑波大学審査学位論文 (博士)。
- 企業会計基準委員会 (2020) 『会計上の見積りを行う上での新型コロナウイルス感染症の影響の考え方』2020年4月10日。
- 金融庁 (2020a) 『新型コロナウイルス感染症緊急事態宣言を踏まえた有価証券報告書等の提出期限の延長について』2020年4月14日。
- 金融庁 (2020b) 『新型コロナウイルス感染症の影響に関する企業情報の開示について』2020年5月21日。
- 佐々木将人, 今川智美, 塩谷剛, 原泰史, 岡嶋裕子, 大塚英美, 神吉直人, 工藤秀雄, 高永才, 武部理花, 寺畑正英, 中園宏幸, 中川功一, 服部泰宏, 藤本昌代, 宮尾学, 三崎秀央, 谷田貝孝, HR 総研 (2020) 「新型コロナウイルス感染症への組織対応に関する緊急調査: 第三報」*IIR* ワーキングペーパー, 20-12.
- 東京証券取引所 (2006) 『決算短信の総合的な見直しに係る決算短信様式・作成要領の公表について』2006年7月28日。
- 東京証券取引所 (2011a) 『東日本大震災を踏まえた決算発表等に関する取扱いについて』2011年3月18日。
- 東京証券取引所 (2011b) 『業績予想開示に関する実務上の取扱いの見直し方針について』2011年12月28日。
- 日本公認会計士協会 (2020) 『新型コロナウイルス感染症に関連する監査上の留意事項』も3月18日以降。
- 日本取引所グループ (2020) 『新型コロナウイルス感染症の影響を踏まえた適時開示実務上の取り扱い』2020年2月10日。
- 服部泰宏, 岡嶋裕子, 神吉直人, 藤本昌代, 今川智美, 大塚英美, 工藤秀雄, 高永才, 佐々木将人, 塩谷剛, 武部理花, 寺畑正英, 中川功一, 中園宏幸, 宮尾学, 三崎秀央, 谷田貝孝, 原泰史, HR 総研 (2020) 「新型コロナウイルス感染症への組織対応に関する緊急調査: 第二報」*IIR* ワーキングペーパー, 20-11.

- 原泰史, 今川智美, 大塚英美, 岡嶋裕子, 神吉直人, 工藤秀雄, 高永才, 佐々木将人, 塩谷剛, 武部理花, 寺畑正英, 中園宏幸, 服部泰宏, 藤本昌代, 三崎秀央, 宮尾学, 谷田貝孝, 中川功一, *HR 総研* (2020)「新型コロナウイルス感染症への組織対応に関する緊急調査: 第一報」*IIR ワーキングペーパー*, 20-10.
- 藤谷涼佑 (2019)「内部情報の質と企業の投資行動」*Hitotsubashi University Center for Financial Research Working Paper*, No. G-2-13
- 法務省 (2020)『定時株主総会の開催について』2020年3月28日.
- 宮川大介・尻高洋平・武政孝師・原田三寛・柳岡優希 (2020)「コロナショック後の人出変動と企業倒産: Google ロケーションデータと TSR 倒産データを用いた実証分析」*RIETI Working Paper*.
- 村宮克彦 (2011)「業績予想の開示・非開示が情報の非対称性に及ぼす影響」『証券アナリストジャーナル』49 (6), 18-29.

Panel A 日米の市場リターンの累積リターンの趨勢:



Panel B 日本の産業指数の CAR の趨勢:

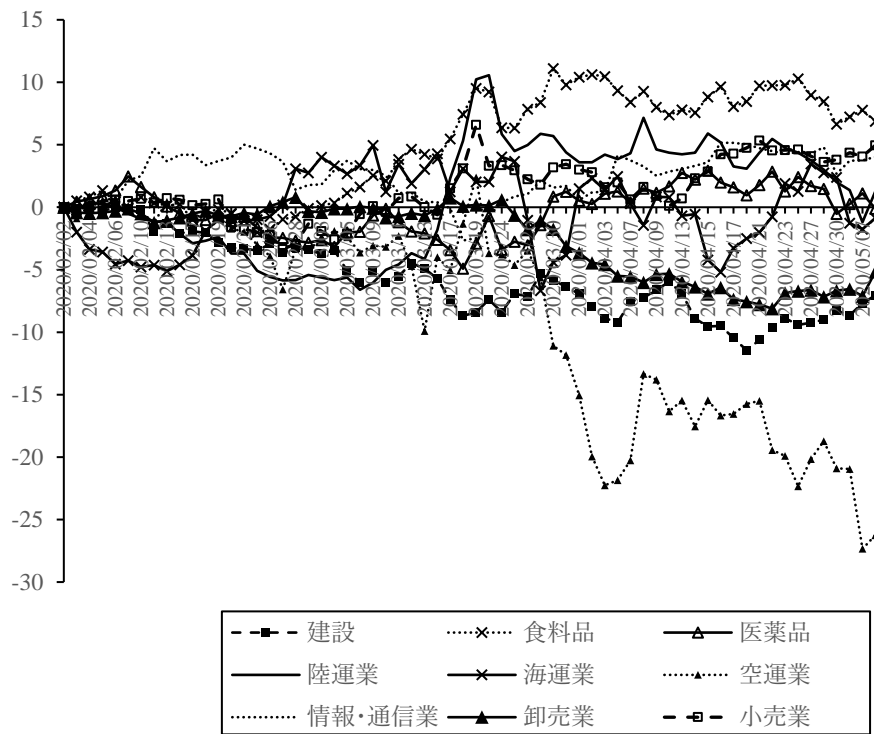
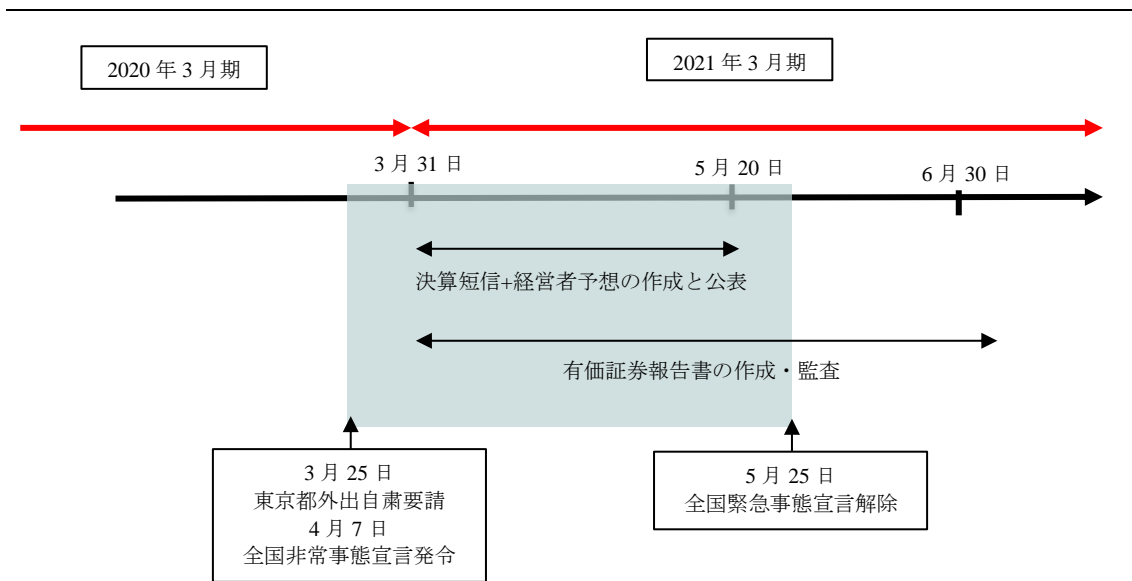


図 1 市場リターンの趨勢:

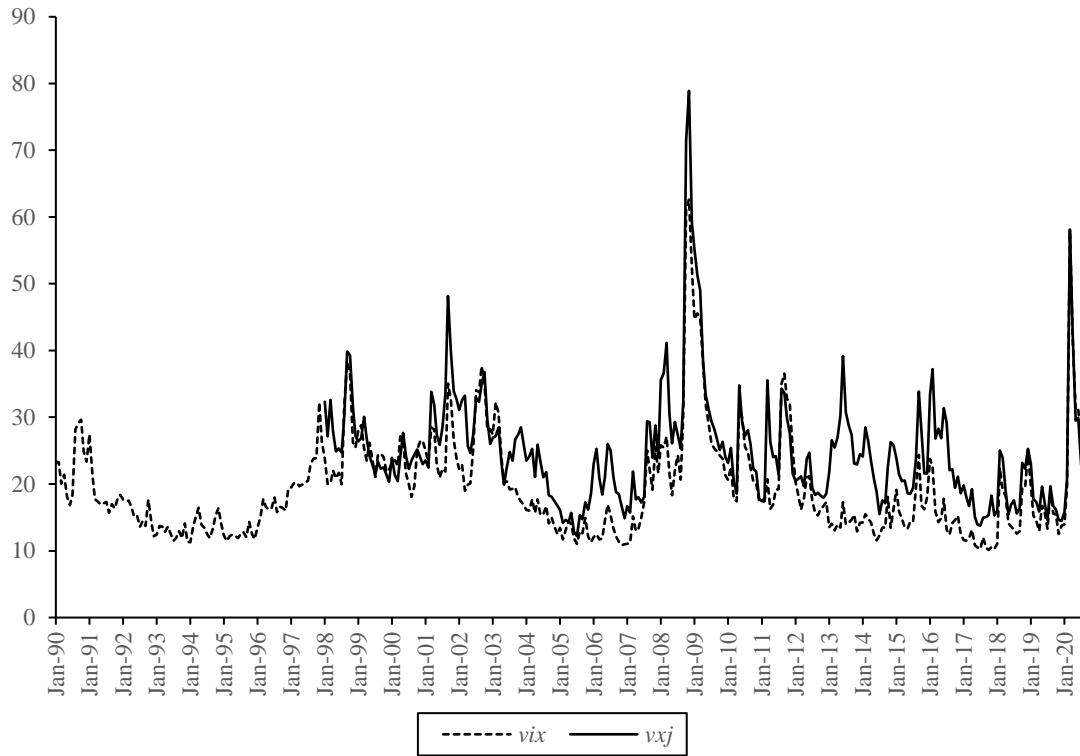
Panel A は、日経平均株価 (*cbhr\_NKI*) とダウ平均株価 (*cbhr\_DJ*) の 2020 年 2 月 1 日から 2020 年 5 月 30 日までの累積リターンをプロットしている。Panel B は、東証の産業ごとの株式指数の 2020 年 2 月 1 日から 2020 年 5 月 30 日までのそれぞれの累積異常リターンをプロットしている。産業ごとの異常リターンの計算には、CAPM を用いている。ここで、市場リターンには日経平均のリターンを、リスクフリーレートには国債の 10 年連続利回りを用いている。



**図2 決算と COVID-19 に関連する政策のタイミング:**

この図は、日本における移動制限や自粛要請と、3月決算企業の決算資料作成のプロセスのタイムラインを示している。

Panel A インプライドボラティリティの月次平均:



Panel B 月次 EPU:

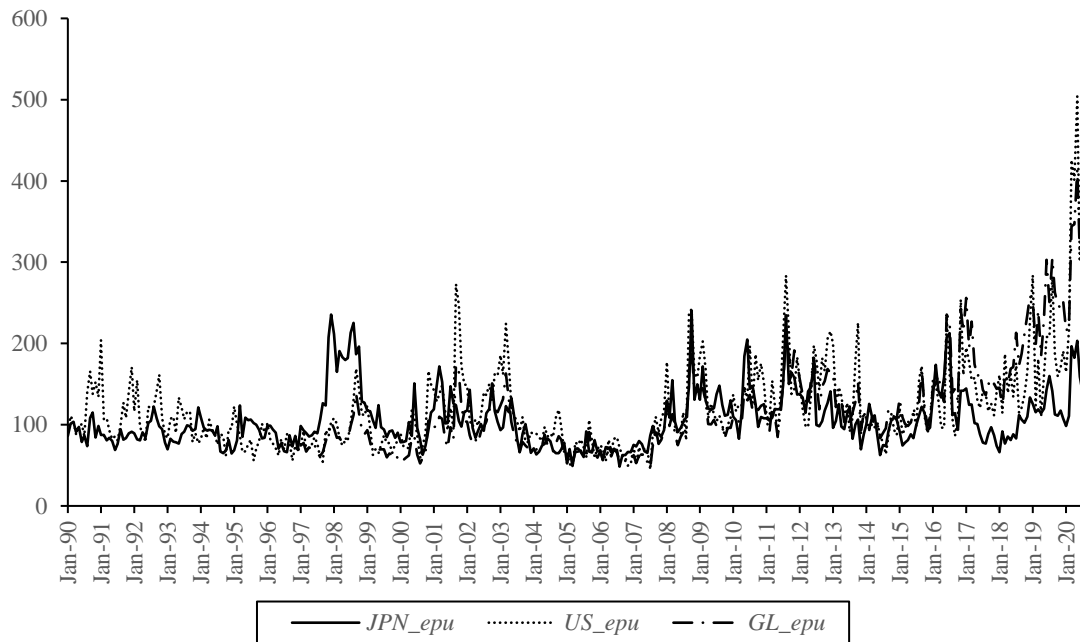
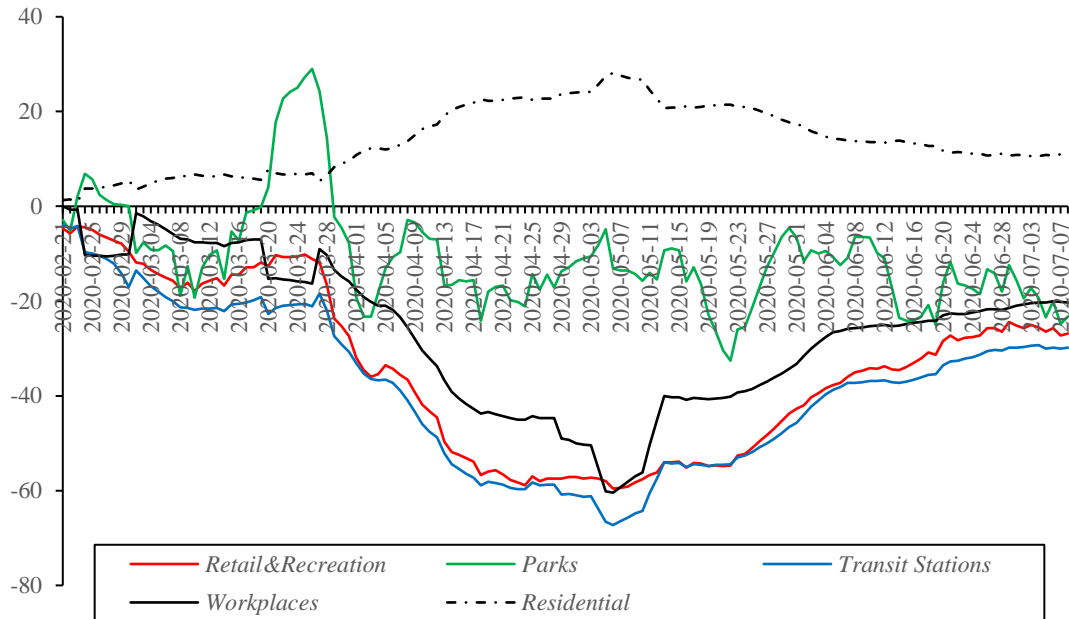


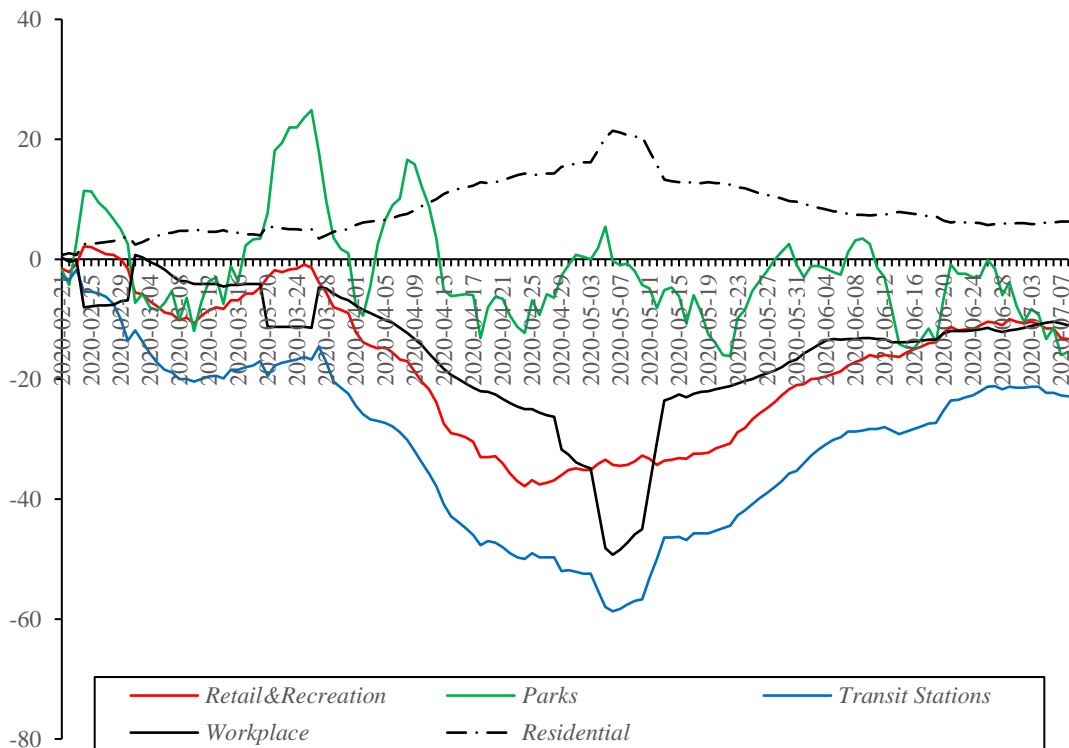
図 3 不確実性の趨勢:

ここでは不確実性に関連する指標の、1990年1月から2020年7月までの趨勢を示している。Panel A が日次の VIX (*vix*) と VXJ (*vxj*) の月ごとの平均値の趨勢を示している。Panel B は、Baker et al. (2016) の手法で計算された、日本、米国、グローバルレベルの月次 EPU の趨勢を示している (それぞれ、*JPN\_epu*, *US\_epu*, *GL\_epu*)。

**Panel A 東京都のモビリティの趨勢 (7日間移動平均):**



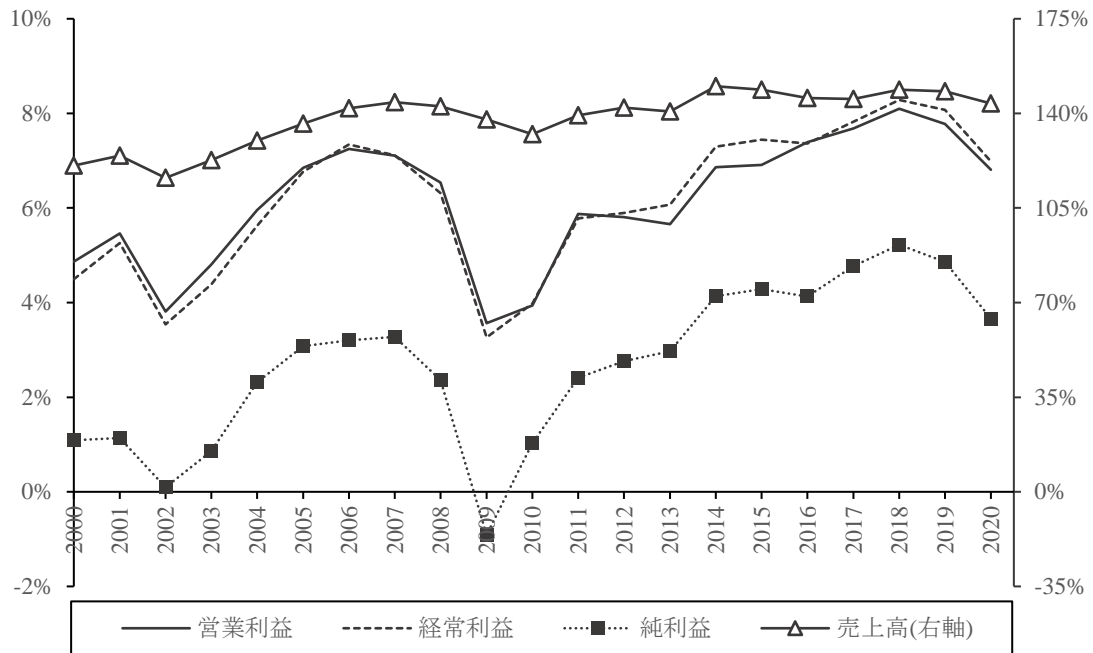
**Panel B 日本全国のモビリティの趨勢 (7日間移動平均):**



**図 4 モビリティの趨勢:**

ここでは、Google の Community Mobility Report で公開されている、2020 年 2 月 12 日から 2020 年 7 月 8 日までの人出変動データの 7 日間移動平均をプロットしている。Panel A は東京のモビリティの趨勢を、Panel B は全国のモビリティの趨勢を示している。この指標は、2020 年 1 月 3 日から 2 月 6 日の曜日ごとの平均的な人手の程度をベースにどれほど人出が変化しているかを、単位をパーセントとして計算している。このグラフでは系列相関や曜日のトレンドを均すために、7 日間の移動平均を計算している。

Panel A 業績の趨勢:



Panel B 業績変動の趨勢:

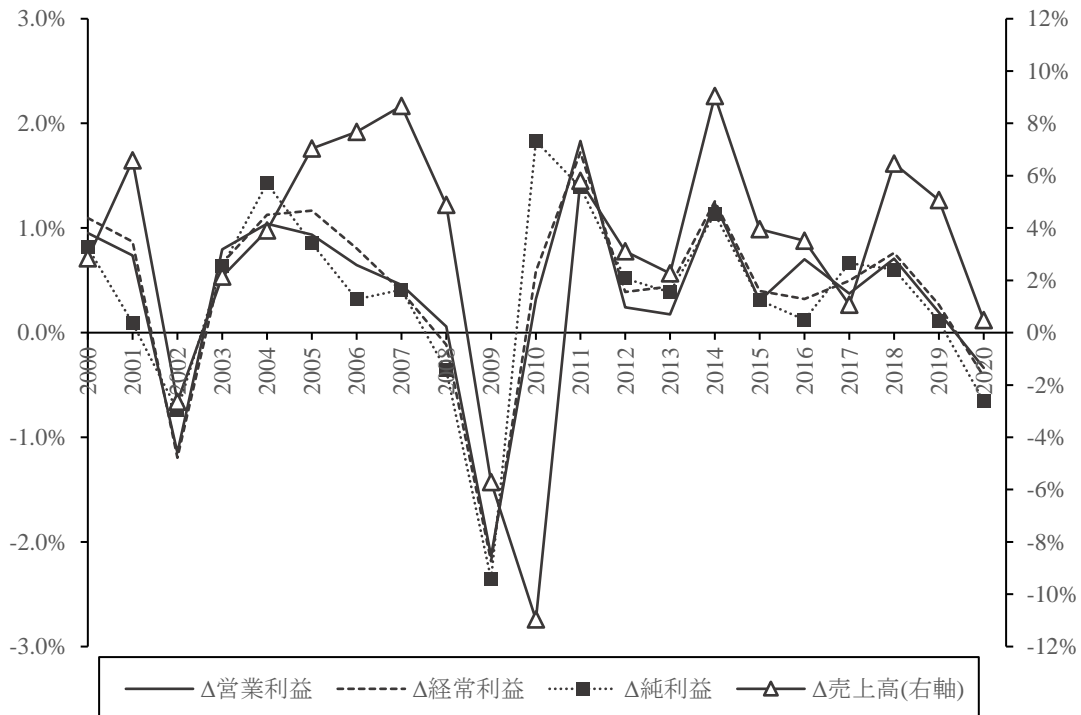
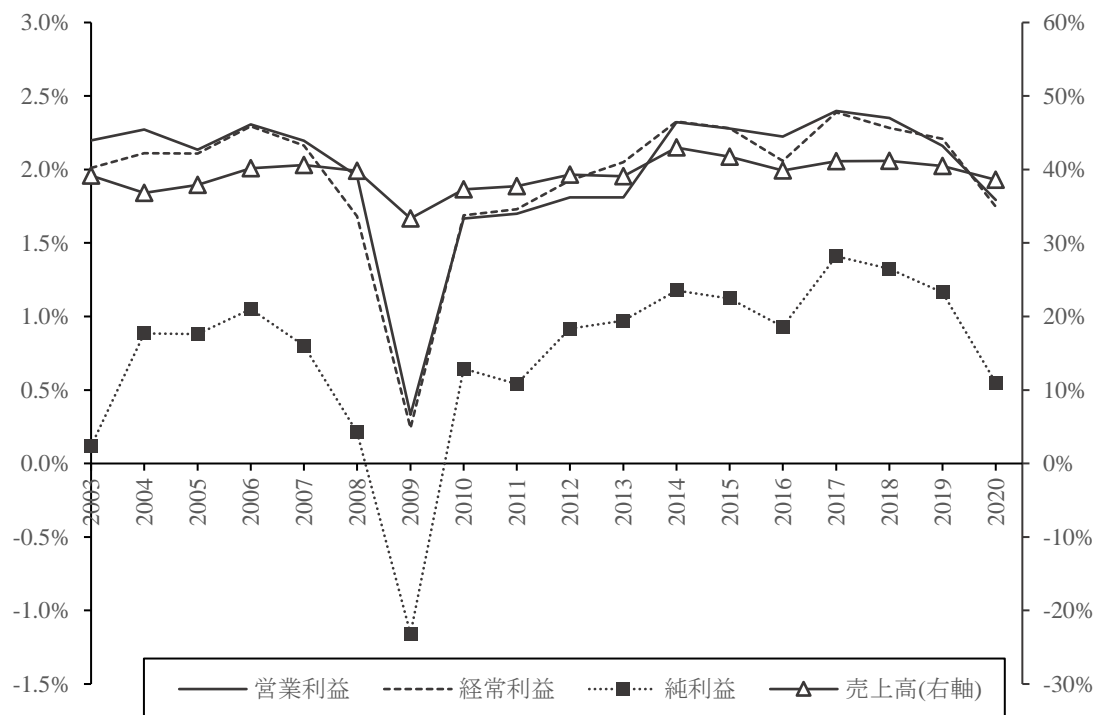


図5 業績(通期)の趨勢:

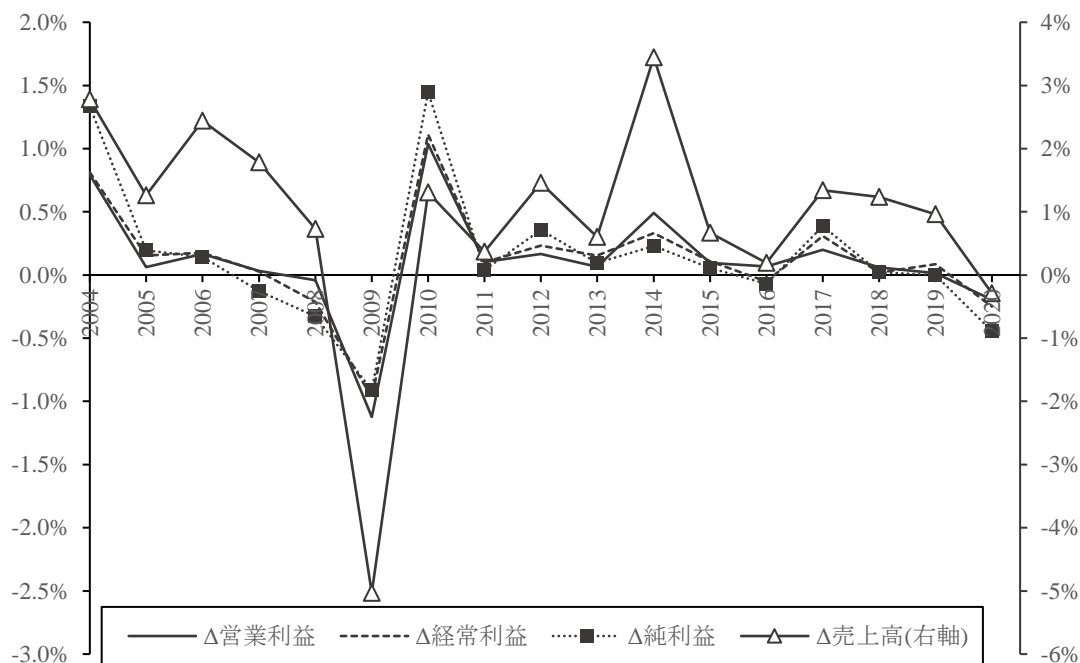
ここでは、2000年から2020年にかけての、各年における日本企業の平均的な年次の業績の趨勢を報告している。Panel Aは、売上高、営業利益、経常利益および当期純利益を期首総資産で割った値をプロットしている。Panel Bでは、同期間における業績の変化をプロットしている。ここで業績の変化は、前期からの業績に関する変数の変動を期首総資産で割った値として計算している。



**Panel A 四半期 (1~3月) 業績の趨勢:**

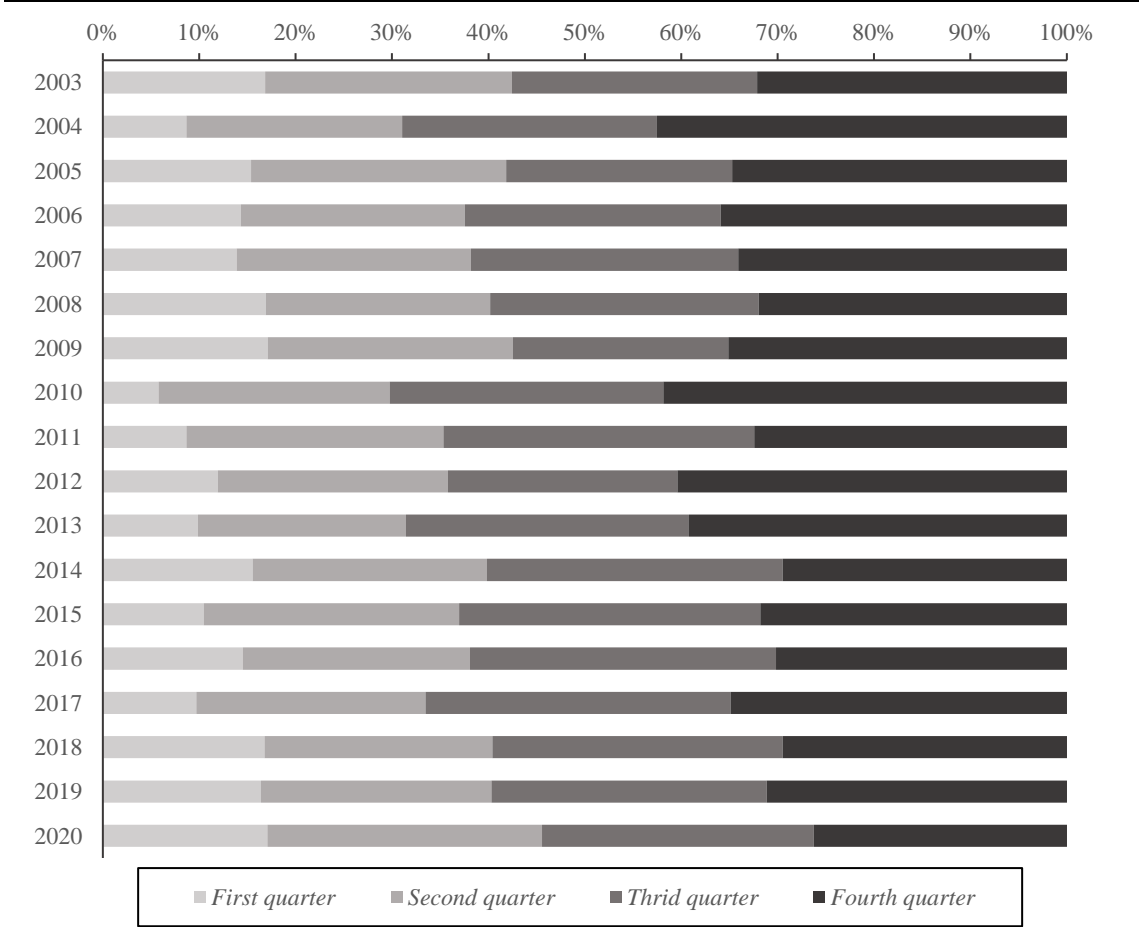


**Panel B 四半期 (1~3月) 業績変動の趨勢:**



**図 6 第 4 四半期 (1~3月) 業績の趨勢:**

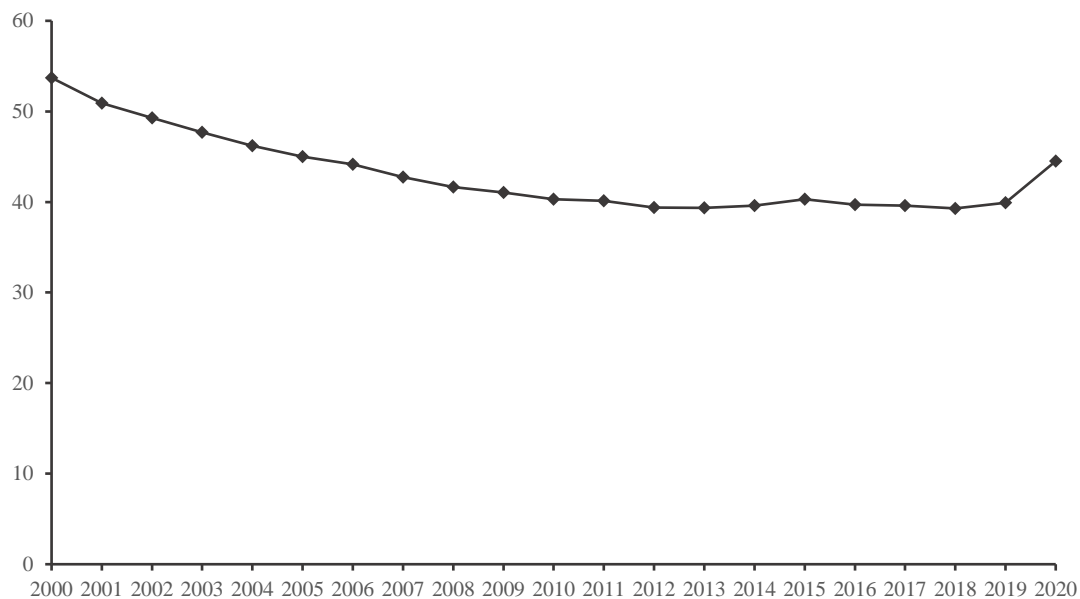
ここでは、2004 年から 2020 年にかけての、各年の第 4 四半期における日本企業の平均的な業績の趨勢を報告している。Panel A は、売上高、営業利益、経常利益および当期純利益を期首総資産で割った値をプロットしている。Panel B では、同期間における業績の変化をプロットしている。ここで業績の変化は、前期からの業績に関する変数の変動を期首総資産で割った値として計算している。



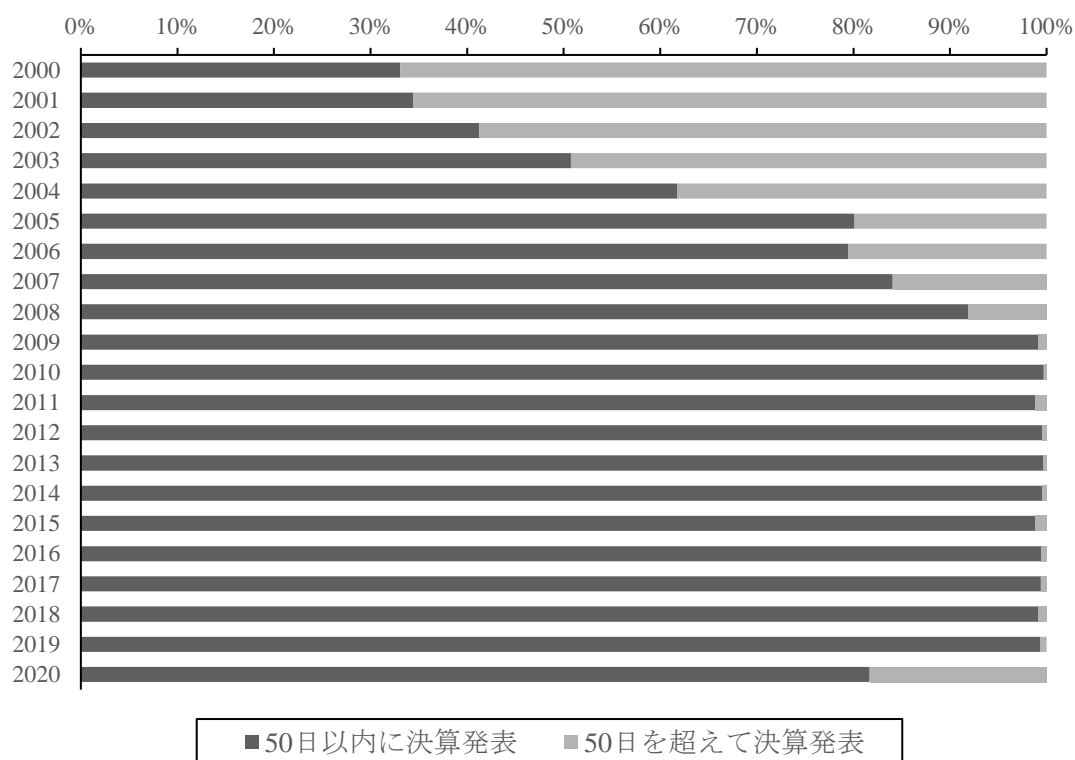
**図7 四半期利益の貢献度の推移:**

このグラフは、各年における各四半期の当期純利益が通期の当期純利益に占める割合を報告している。

**Panel A** 平均的な決算短信の報告速度の趨勢:



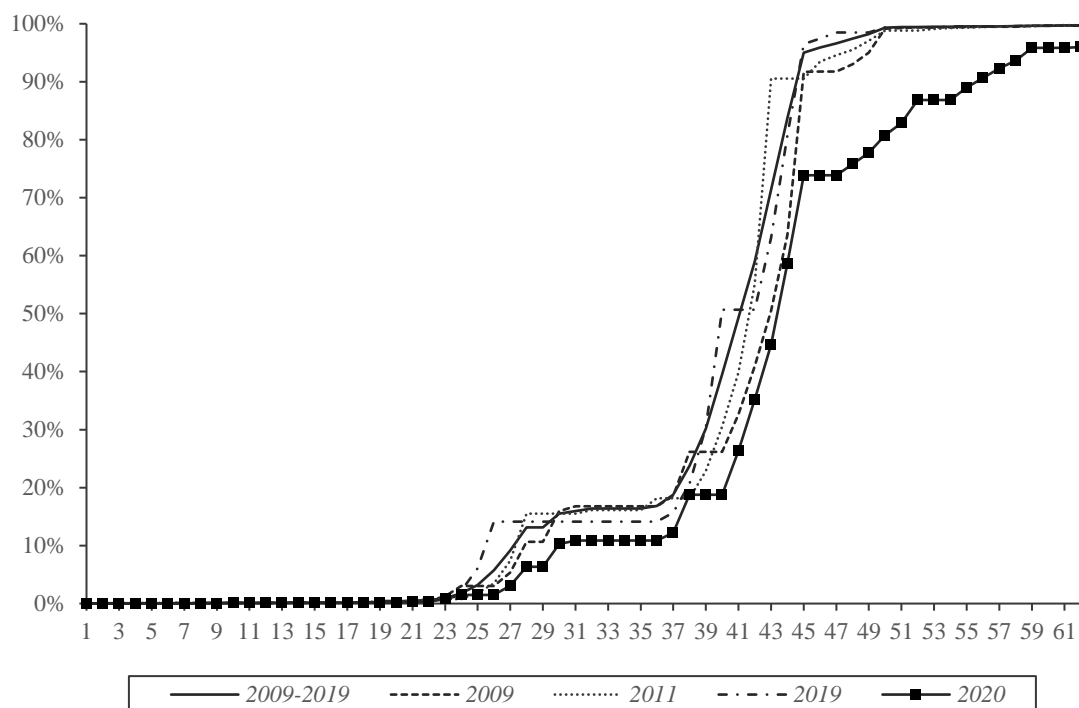
**Panel B** 事業年度最終日から 50 日以内に決算発表を行った企業の割合:



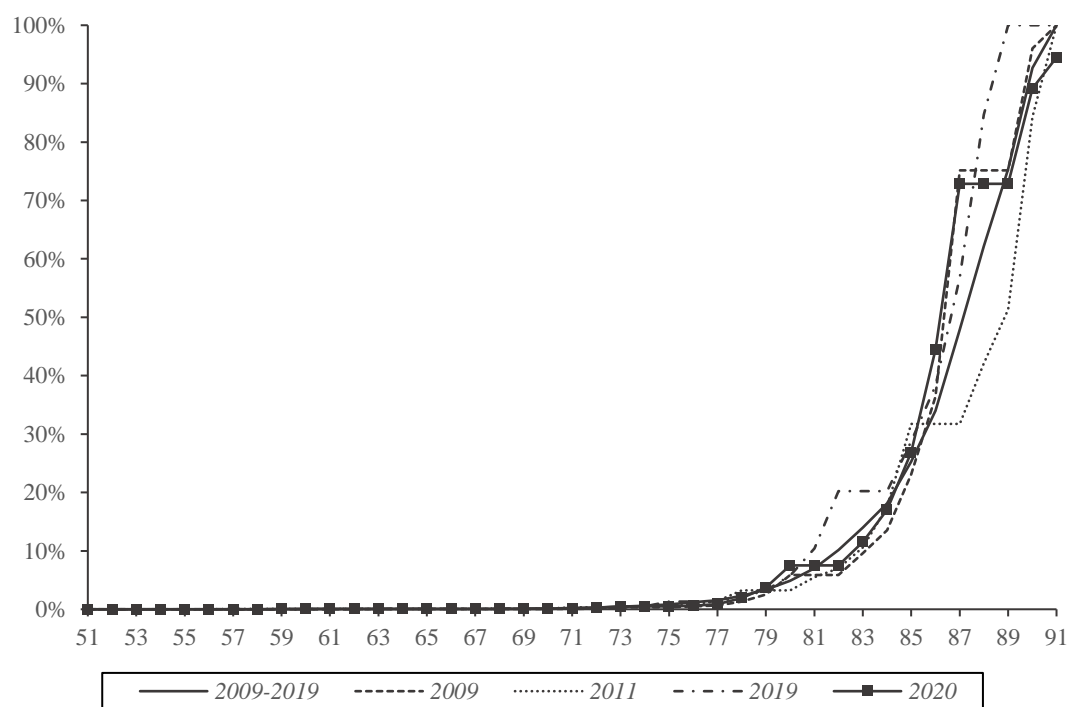
**図 8 決算短信の報告速度:**

Panel A は各年の事業年度最終日から決算発表までの平均日数をプロットしている。Panel B は事業年度最終日から 50 日以内に決算を発表した企業の割合の趨勢を報告している。

**Panel A 決算短信の報告速度の累積分布:**



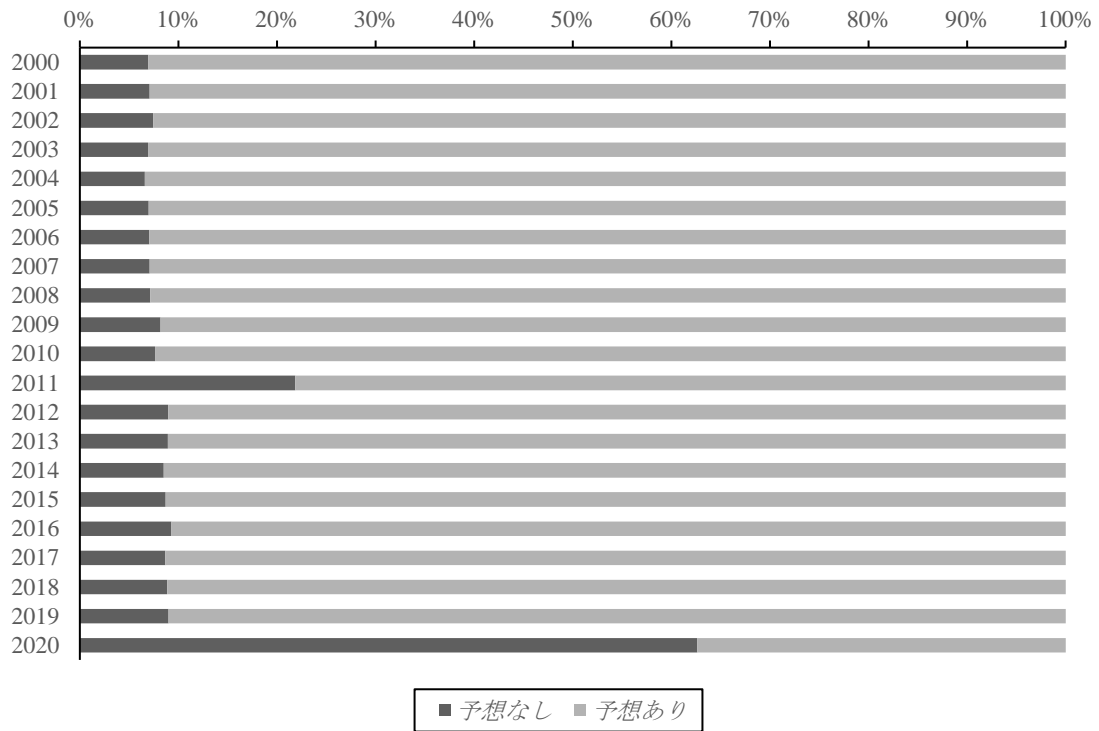
**Panel B 有価証券報告書の決算短信の報告速度の累積分布:**



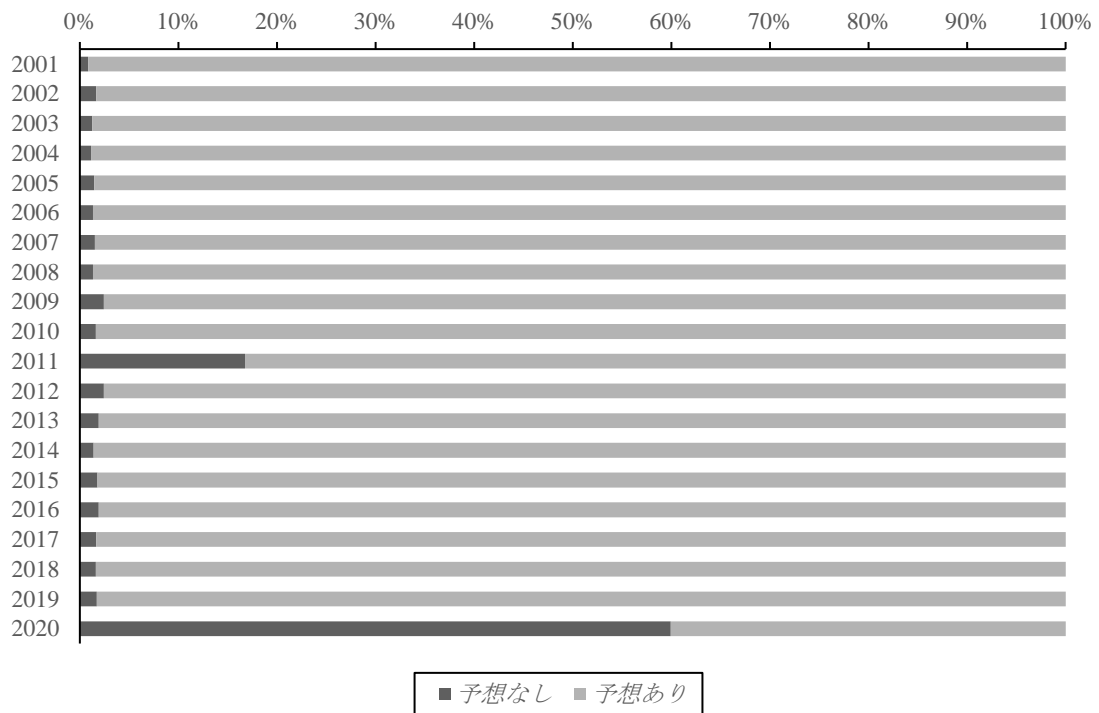
**図9 決算短信・有価証券報告書の報告速度の累積分布:**

Panel A は事業年度最終日から決算発表までの日数の分布を、Panel B は事業年度最終日から有価証券報告書の提出までの日数の分布をプロットしている。いずれのグラフにおいても、2020年の比較対象として、GFCの影響を受けていると考えられる2009年の報告速度を、東日本大震災の影響を受けていると考えられる2011年の報告速度を示している。

**Panel A 経営者予想の開示割合:**



**Panel B 経営者予想の開示割合 (前年度開示企業に限定):**



**図 10 経営者予想の開示割合:**

Panel A は経営者予想を開示している企業の各年における比率の推移を、Panel B は前年度に経営者予想を開示した企業に限った場合の経営者予想を開示している企業の各年における比率の推移を示している。

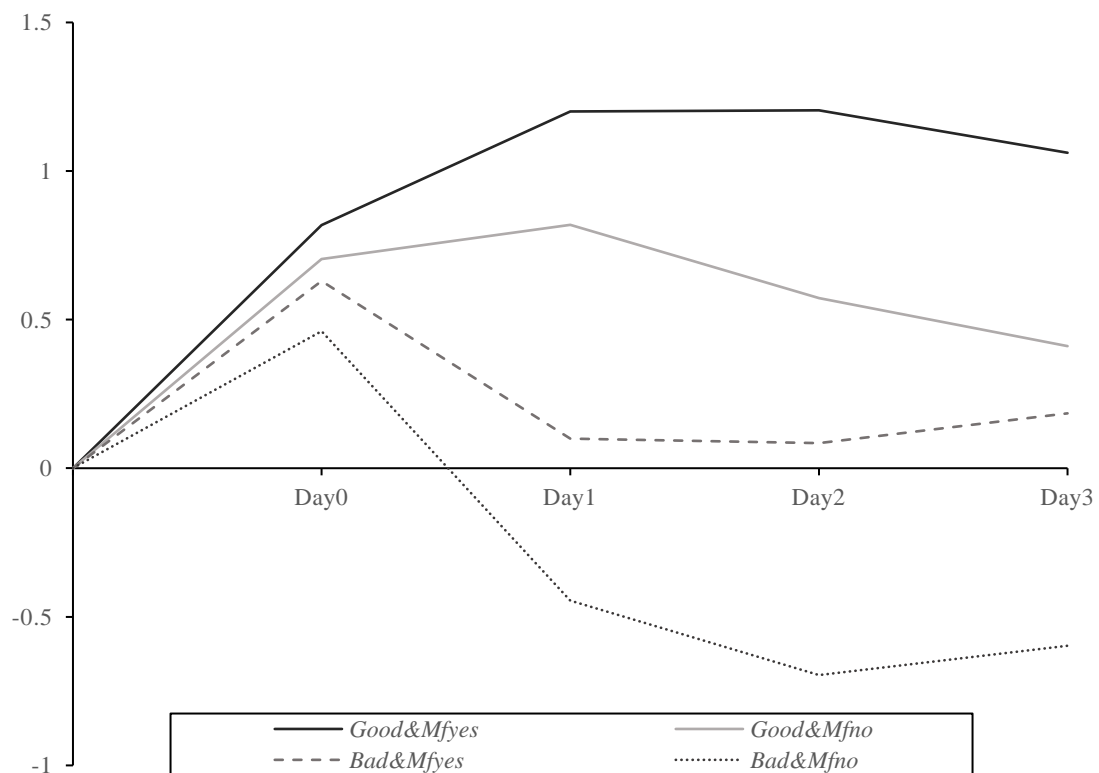
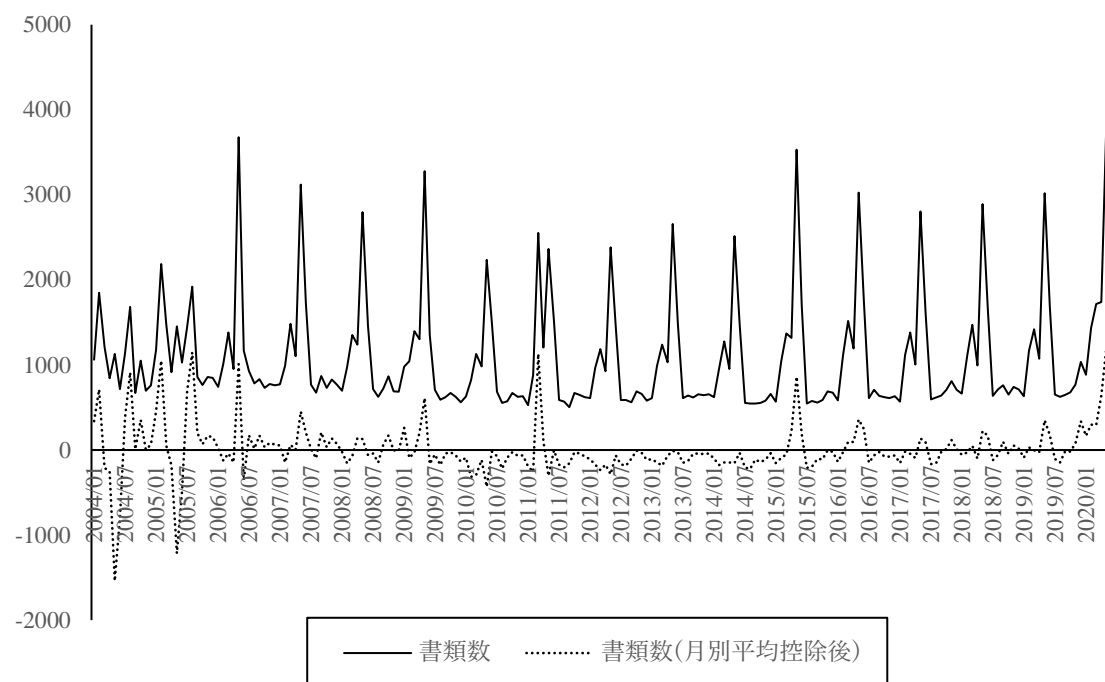


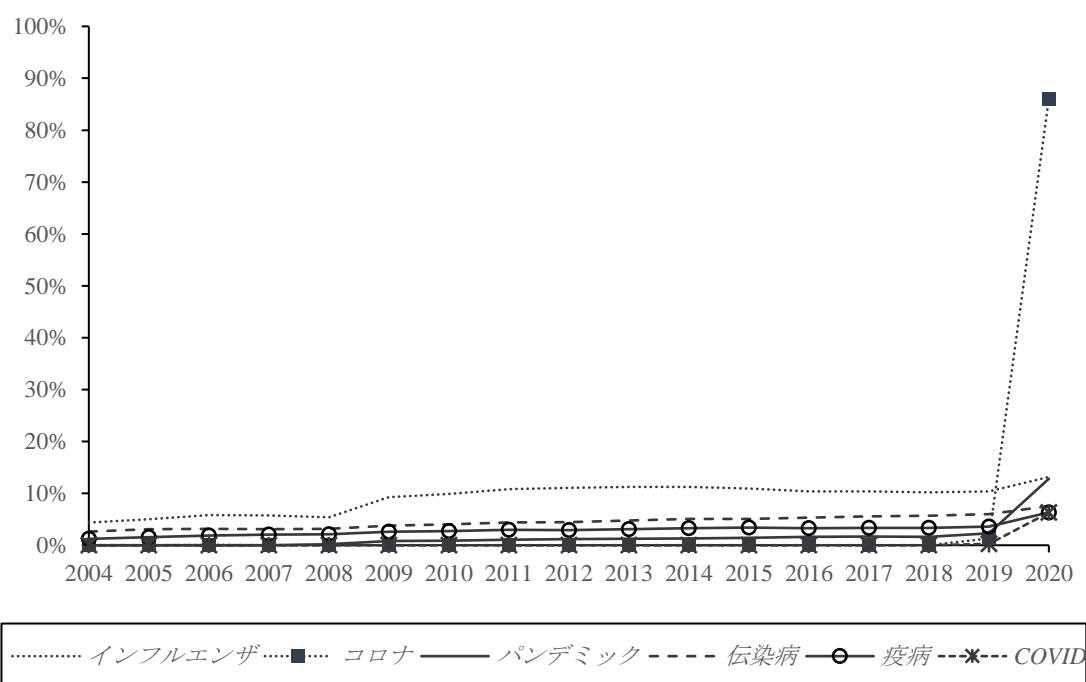
図 11 累積異常リターン (経営者予想開示 vs. 経営者予想非開示):

このグラフは、経営者予想の開示の有無 (Mfyes) と報告された決算のニュースの属性の 2 つを条件として、これらの条件で分けられた 4 つのポートフォリオの累積異常リターンを報告している。なお、決算発表のニュースの属性については、決算発表の予想・修正 (当期純利益) を達成したグループを Good、直前の経営者予想を達成できなかったグループを Bad と定義している。

**Panel A** その他適時開示書類数の開示頻度の趨勢:



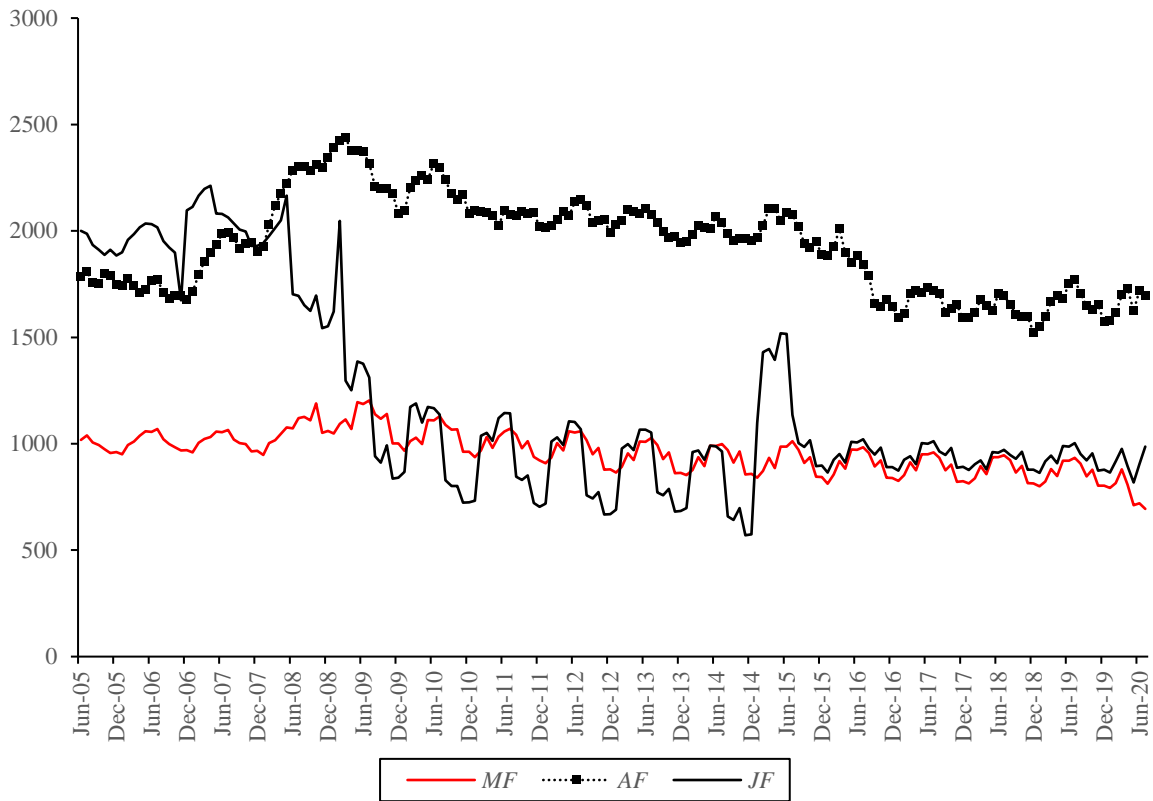
**Panel B** 「事業等のリスク」における感染症関連開示の趨勢:



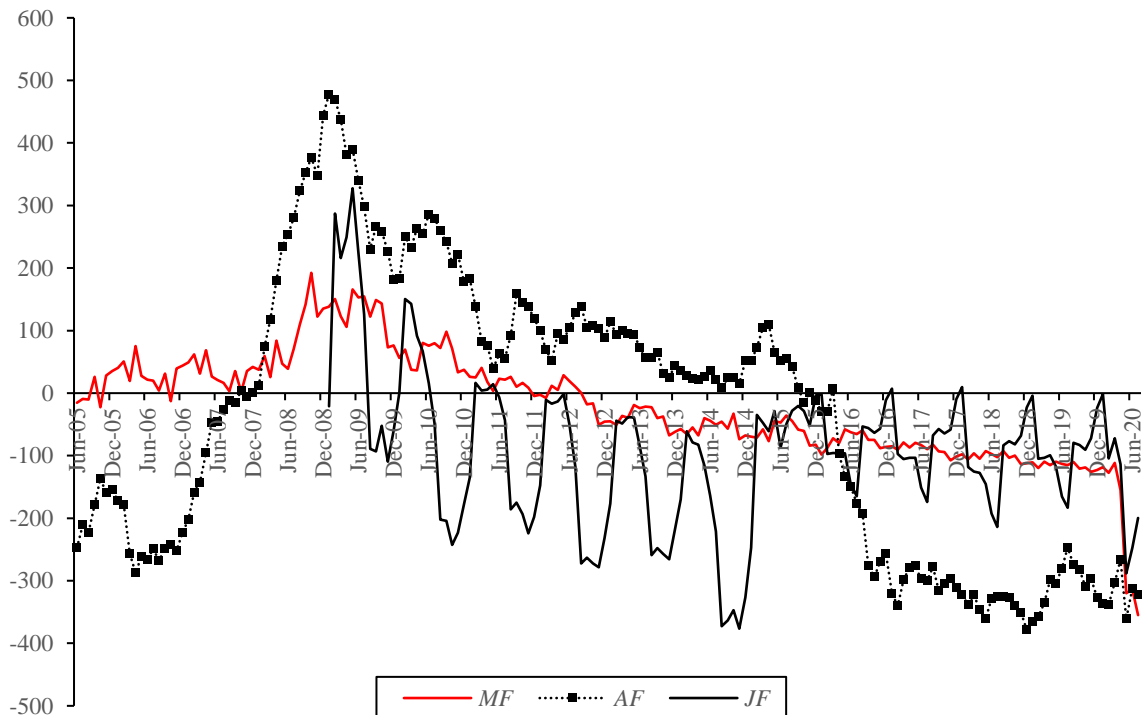
**図 12** その他開示の推移:

Panel A は 2003 年 1 月から 2020 年 5 月までのその他開示書類の月次の開示頻度を報告している。Panel B は、各年の 3 月決算企業の有価証券報告書上の「事業等のリスク」において、感染症に関連するキーワード（インフルエンザ；コロナ；パンデミック；伝染病；疫病；COVID）が含まれている企業の割合をプロットしている。

**Panel A** 経営者、アナリスト、ジャーナリストの予想の更新頻度 (6ヶ月移動平均):



**Panel B** 経営者、アナリスト、ジャーナリストの予想の月調整済み更新頻度 (6ヶ月移動平均):



**図 13** 経営者、アナリスト、ジャーナリストの業績予想の趨勢:

Panel A は経営者 (MF)、アナリスト (AF)、ジャーナリスト (JF) による業績予想の更新頻度の 6 か月の移動平均を月ごとにプロットしている。Panel B はそれぞれの業績予想の月次の更新頻度から分析期間の各月の平均値を除いたものの 6 ヶ月移動平均をプロットしている。



**表 1 不確実性の趨勢:**

この表は、不確実性の指標の趨勢を示している。“Before COVID-19”の列では 2020 年 2 月以前の不確実性の指標の値を、“Post COVID-19”の列では 2020 年 3 月以降の不確実性の指標の値を報告している。

	Before COVID-19		Post COVID -19			
	Mean 2019Nov -2020Jan	2020Jan	Mean 2020Mar -2020May	Peak	Peak Month	Peak/ 2020Jan (%)
<b>Implied Volatility</b>						
<i>vix</i> (Monthly Average)	13.4	13.9	43.4	57.7	2020 Mar	414.2
<i>vixj</i> (Monthly Average)	15.0	15.8	43.2	58.1	2020 Mar	366.7
<b>EPU</b>						
Japan	108	99	198	208	2020 May	209.6
US	175	165	444	505	2020 May	306.3
Global	238	217	373	419	2020 May	193.0

表 2 決算発表の遅延の決定因子:

この表は、決算短信の報告速度や報告の遅延の決定要因を検証している第 (1) 式の推定結果を報告している。第 1 列から第 4 列では決算日から 50 日を超えて決算短信を開示した企業で 1 を取るインディケータ (*Over50*) を、第 5 列から第 8 列は決算短信の開示の遅延を発表した企業で 1 を取るインディケータ (*Delay*) を被説明変数として用いた結果を報告している。主たる関心変数は、海外売上高比率 (*oversea*)、子会社数 (*subs*)、主要な設備までの距離の平均値 (*distance*)、アナリストカバレッジ (*analyst*)、報告ラグ (*r\_lag*) である。コントロール変数として、企業の業績 (*roa*)、企業規模 (*size*)、現金保有比率 (*cash*)、財務レバレッジ (*lev*) を加えている。全ての特定化において、産業の固定効果をコントロールしている。係数の下のカッコには、White の標準誤差を用いて計算した係数の Z 値を示している。\*\*\*は 1%水準、\*\*は 5%水準、\*は 10%水準で有意である。

		<i>Over50</i> <sub>2020</sub> (50 日を超えて決算短信を開示= 1)				<i>Delay</i> <sub>2020</sub> (決算短信の開示を延期 = 1)			
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
1	<i>vol</i> <sub>2020</sub>	1.003 (0.66)	1.002 (0.37)	-0.999 (-0.24)	-0.997 (-0.41)	1.005 (1.09)	1.006 (1.10)	1.002 (0.38)	1.003 (0.54)
2	<i>oversea</i> <sub>2019</sub>	1.009*** (2.71)			1.004 (1.06)	1.006* (1.91)			1.002 (0.51)
3	<i>subs</i> <sub>2019</sub>		1.584*** (4.51)		1.612*** (3.67)		1.424*** (4.03)		1.455*** (3.23)
4	<i>distance</i> <sub>2019</sub>			1.031 (0.73)	1.018 (0.42)			1.082** (2.07)	1.090** (2.12)
5	<i>analyst</i> <sub>2019</sub>	-0.930 (-0.61)	-0.924 (-0.62)	-0.908 (-0.64)	-0.817 (-1.27)	-0.869 (-1.31)	-0.863 (-1.29)	-0.860 (-1.11)	-0.825 (-1.31)
6	<i>r_lag</i> <sub>2019</sub>	1.082*** (5.25)	1.072*** (4.83)	1.072*** (4.11)	1.061*** (3.83)	1.037*** (4.18)	1.032*** (3.56)	1.032*** (3.12)	1.026** (2.51)
7	<i>roa</i> <sub>2019</sub>	-0.155** (-2.18)	-0.285 (-1.44)	-0.046** (-2.29)	-0.097 (-1.61)	-0.456 (-1.04)	-0.805 (-0.27)	-0.246 (-1.21)	-0.573 (-0.43)
8	<i>size</i> <sub>2019</sub>	1.071 (1.22)	-0.823** (-2.37)	1.125 (1.60)	-0.826* (-1.69)	1.078 (1.48)	-0.871* (-1.90)	1.094 (1.33)	-0.830* (-1.82)
9	<i>cash</i> <sub>2019</sub>	-0.926 (-0.26)	-0.774 (-0.78)	-1.605 (1.08)	-1.074 (0.14)	-0.961 (-0.15)	-0.773 (-0.85)	1.295 (0.61)	-0.742 (-0.61)
10	<i>lev</i> <sub>2019</sub>	1.662 (1.32)	1.019 (0.04)	2.729** (2.03)	1.593 (0.86)	1.361 (0.87)	-0.874 (-0.35)	2.139 (1.63)	1.274 (0.47)
	Constant	-0.005*** (-5.72)	-0.048*** (-2.89)	-0.005*** (-4.69)	-0.102* (-1.68)	-0.018*** (-3.13)	-0.111 (-1.62)	-0.013*** (-3.08)	-0.149 (-1.24)
	Observations	2,158	1,907	1,387	1,225	2,177	1,929	1,390	1,229
	Industry FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
	Pseudo R <sup>2</sup>	0.0808	0.0834	0.0888	0.0941	0.0342	0.0367	0.0424	0.0463

表3 経営者予想開示の決定因子:

この表は、経営者予想の開示の決定要因を検証している第(1)式の推定結果を報告している。2020年3月期の決算短信において2021年3月期の経営者予想を開示している企業に1を取るインディケータ(MFyes)を被説明変数として用いた結果を報告している。第5列から第8列では、前期の期首に経営者予想を開示している企業に限った場合の結果を示している。主たる関心変数は、海外売上高比率(oversea)、子会社数(subs)、主要な設備までの距離の平均値(distance)、アナリストカバレッジ(analyst)、報告ラグ(r\_lag)である。コントロール変数として、企業の業績(roe)、企業規模(size)、現金保有比率(cash)、財務レバレッジ(lev)を加えている。全ての特定化において、産業の固定効果をコントロールしている。係数の下のカッコには、Whiteの標準誤差を用いて計算した係数のZ値を示している。\*\*\*は1%水準、\*\*は5%水準、\*は10%水準で有意である。

	MFyes <sub>2020</sub> (次期経営者予想開示 = 1)				MFyes <sub>2020</sub> (当期&次期経営者予想開示 = 1)			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
1 vol <sub>2020</sub>	1.010** (2.38)	1.010** (2.19)	1.009* (1.71)	1.010 (1.53)	1.013*** (3.00)	1.013*** (2.70)	1.011** (1.97)	1.011* (1.80)
2 oversea <sub>2019</sub>	-0.991*** (-3.31)			-0.991** (-2.33)	-0.991*** (-3.20)			-0.991** (-2.29)
3 subs <sub>2019</sub>		-0.873* (-1.75)		-0.848 (-1.53)		-0.894 (-1.39)		-0.833* (-1.68)
4 distance <sub>2019</sub>			1.015 (0.45)	1.017 (0.45)			1.019 (0.53)	1.018 (0.47)
5 analyst <sub>2019</sub>	1.417*** (3.52)	1.329*** (2.71)	1.340** (2.32)	1.387** (2.35)	1.361*** (2.98)	1.271** (2.20)	1.245* (1.70)	1.303* (1.85)
6 r_lag <sub>2019</sub>	1.004 (0.62)	1.007 (0.95)	1.002 (0.18)	-1.000 (-0.02)	1.002 (0.27)	1.003 (0.34)	-0.999 (-0.14)	-0.996 (-0.37)
7 roa <sub>2019</sub>	29.152*** (4.29)	37.880*** (4.04)	71.446*** (3.55)	149.117*** (3.34)	41.034*** (4.13)	50.583*** (3.92)	58.706*** (3.05)	98.904*** (2.84)
8 size <sub>2019</sub>	-0.926* (-1.65)	-0.998 (-0.03)	-0.891* (-1.77)	1.040 (0.41)	-0.955 (-0.95)	1.015 (0.22)	-0.926 (-1.16)	1.084 (0.83)
9 cash <sub>2019</sub>	1.046 (0.18)	-0.847 (-0.59)	-0.830 (-0.47)	-0.707 (-0.76)	1.115 (0.39)	-0.887 (-0.40)	1.141 (0.31)	1.056 (0.11)
10 lev <sub>2019</sub>	1.086 (0.23)	1.244 (0.57)	1.538 (0.94)	2.256 (1.58)	-0.977 (-0.06)	1.062 (0.15)	1.425 (0.74)	2.276 (1.57)
Constant	-0.429 (-1.35)	-0.242* (-1.87)	-0.510 (-0.83)	-0.143* (-1.81)	-0.302* (-1.79)	-0.208* (-1.95)	-0.340 (-1.26)	-0.096** (-2.10)
Observations	2,180	1,931	1,394	1,233	2,046	1,825	1,330	1,183
Industry FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Pseudo R <sup>2</sup>	0.0892	0.0818	0.0925	0.0944	0.0930	0.0847	0.0939	0.0950

補論：COVID-19 とディスクロージャー

Appendix on “COVID-19 and corporate disclosure in Japan: An early picture”

This Version: August 2020

金 鉉玉

東京経済大学 経営学部

[hokim@tku.ac.jp](mailto:hokim@tku.ac.jp)

藤谷 涼祐

東京経済大学 経営学部

[r\\_fuji@tku.ac.jp](mailto:r_fuji@tku.ac.jp)

## A.1 変数の定義

表 A1 は本稿で用いている変数の定義と、変数の作成に必要なデータのソースを示している。

**\*\*表 A1 をここに挿入\*\***

## A.2 マクロ変数

Baker et al. (2016) は EPU 指数をいくつかの政策カテゴリーに分解した指標も作成している。日本の EPU 指数についても同様に、Arbatli et al. (2019) が作成している。日本の政策カテゴリーごとの EPU 指数として、財政政策の不確実性、金融政策の不確実性、通商政策の不確実性、為替政策の不確実性、の 4 つの指標が作成されている。EPU に関連する記事を数え上げた後のプロセスについては、Baker et al. (2016) と同様の方法を用いている。

図 A1 の Panel A および Panel B が、それぞれ日本および米国の長期的な EPU の構成要素の趨勢を示している。ここでは日米それぞれのカテゴリー別 EPU 指数のシェアをプロットしている。近年の特徴として、日米両国において通商政策の不確実性の比率が増加していることが見て取れる。これは、2019 年に日米貿易戦争が深刻化したという議論と整合する。ところが 2020 年に入ってから通商政策の不確実性のシェアが低下していることがわかる。

COVID-19 の影響が観察されると考えられる直近の傾向を観察するために、図 A2 の Panel A および Panel B が、それぞれ日本および米国の直近の EPU の構成要素の趨勢を示している。ここから、日本では金融政策や財政政策の不確実性が増加していることがわかる。これは、COVID-19 の経済ショックを受けて、企業に対する支援に関連する不確実性や大きな株安 (図 1) をうけた金融政策に関する不確実性が増加したことを反映していると考えられる。また米国では、エンタイトルメント・プログラムやヘルスケアの不確実性が増加していることがわかる。これは、文字通り、COVID-19 の大流行に対するヘルスケアや生活保障に関する不確実性が増加したことを示唆している。これらの観察事項から、COVID-19 の経済ショックに伴って、政策の不確実性の質が変化していることがわかる。ただし、日本の EPU 指数ではこれらのカテゴリーが用意されていないため、単純に比較することは困難である点には注意が必要である。

**\*\*図 A1 をここに挿入\*\***

**\*\*図 A2 をここに挿入\*\***

## A.3 日経業種分類の累積異常リターン

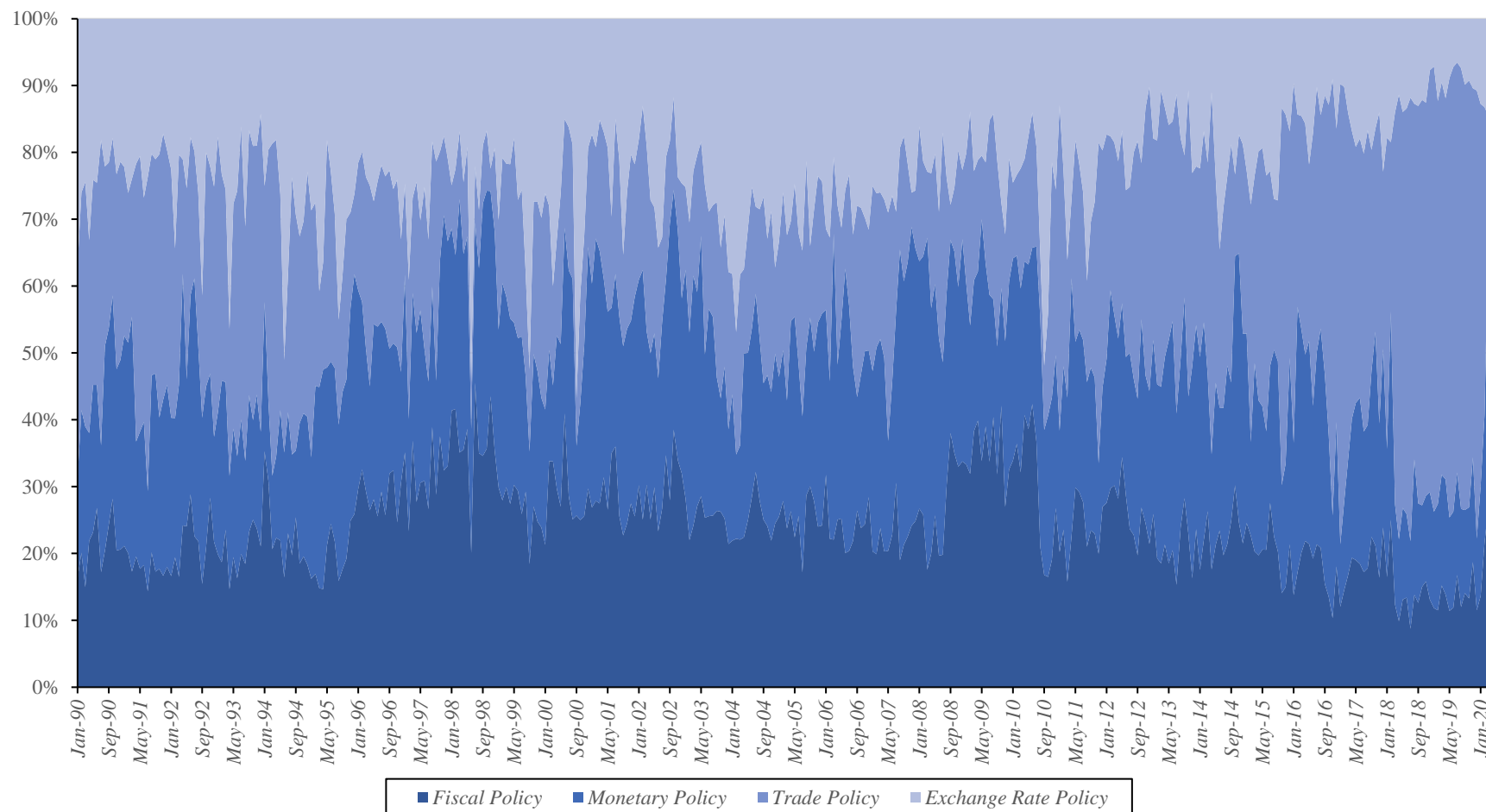
図 A3 が、日経業種中分類ごとの累積異常リターンをプロットしている。

**\*\*図 A3 をここに挿入\*\***

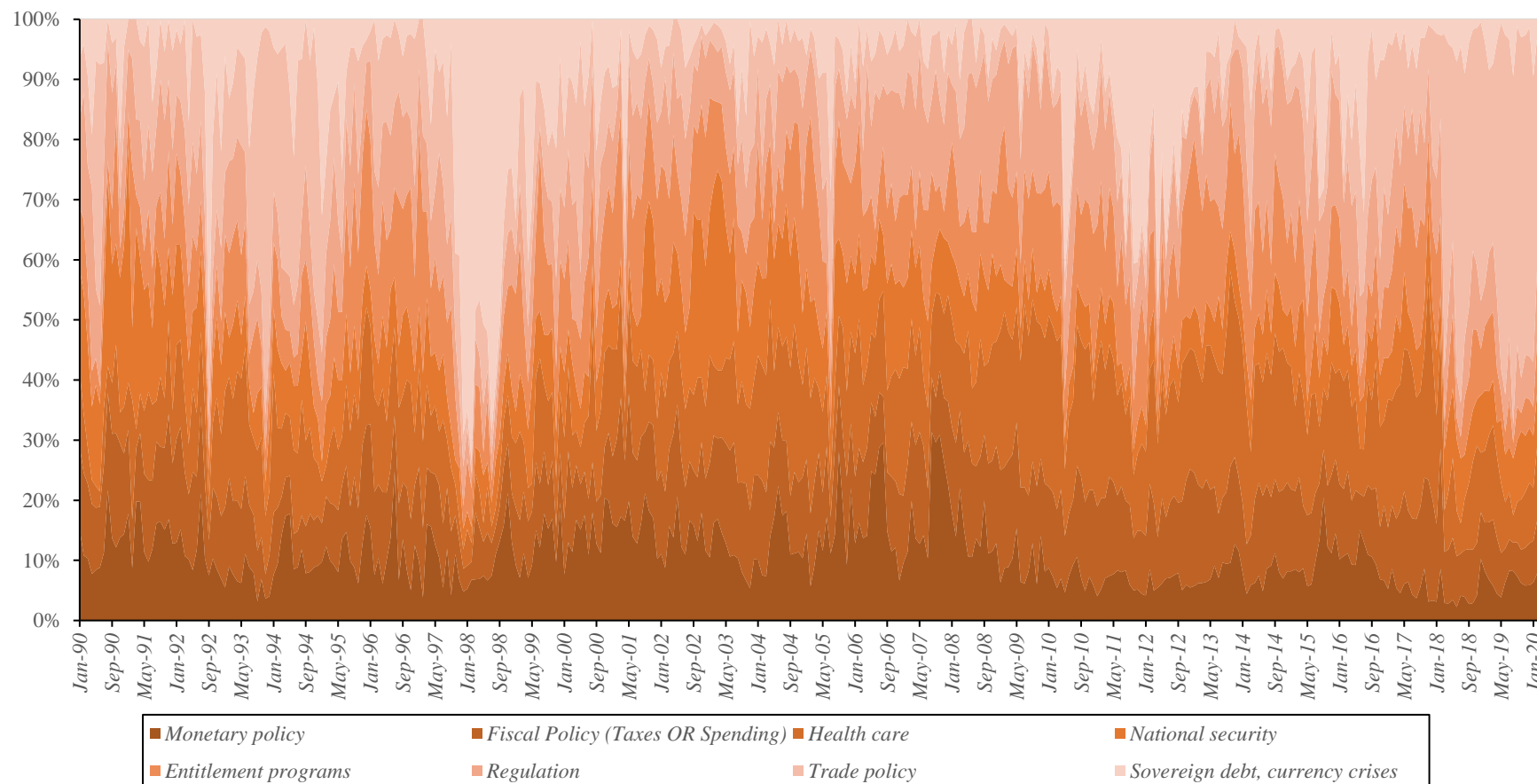
表 A1 変数の定義:

Variable	Definition	Source
<b>不確実性指標</b>		
<i>JPN_epu</i>	: 日本の月次政策不確実性指数	RIETI web page
<i>US_epu</i>	: 米国の月次政策不確実性指数	EPU web page
<i>GL_epu</i>	: グローバルレベルの月次政策不確実性指数	EPU web page
<i>vix</i>	: S&P 500 のオプションのインプライドボラティリティ	Federal Reserve Bank of St. Louis
<i>vixj</i>	: 日経 225 のオプションのインプライドボラティリティ	MMSD
<b>株価</b>		
<i>cbhr_NKI</i>	: 日経平均株価の 2020 年 2 月 1 日から 2020 年 5 月 30 日までの累積リターン	QUICK Astra Manager
<i>cbhr_DJ</i>	: ダウ平均株価の 2020 年 2 月 1 日から 2020 年 5 月 30 日までの累積リターン	QUICK Astra Manager
<b>業績変数</b>		
<i>rev</i>	: 売上高	QUICK Astra Manager
<i>opi</i>	: 営業利益	QUICK Astra Manager
<i>ord</i>	: 経常利益	QUICK Astra Manager
<i>net</i>	: 親会社株主に帰属する当期純利益	QUICK Astra Manager
<b>被説明変数</b>		
<i>Over50</i>	: 決算日から 50 日を超えて決算短信を開示した企業で 1、そうでない企業では 0 を取るインディケータ	QUICK Astra Manager
<i>Delay</i>	: 決算短信の開示が遅延するという適時開示をした企業で 1、そうでない企業では 0 を取るインディケータ	eol
<i>Mfyes</i>	: 決算短信において次期の経営者予想を開示した企業で 1、そうでない企業では 0 を取るインディケータ	QUICK Astra Manager
<b>決定要因</b>		
<i>vol</i>	: 過去 1 年間の株式のヒストリカルボラティリティ	QUICK Astra Manager
<i>oversea</i>	: 海外売上高の売上高に対する比率	QUICK Astra Manager
<i>subs</i>	: 子会社数	QUICK Astra Manager
<i>distance</i>	: 本社と主要な設備間の距離の平均値の自然対数	日経 CD-ROM/DVD 企業基本データ
<i>analyst</i>	: QUICK コンセンサスに収録されているアナリストカバーレッジ	QUICK Astra Manager
<i>r_lag</i>	: 決算期末日から決算短信開示日までの日数	QUICK Astra Manager
<i>roa</i>	: 親会社株主に帰属する当期純利益を期首の総資産で割ったもの	QUICK Astra Manager
<i>size</i>	: 総資産の自然対数	QUICK Astra Manager
<i>cash</i>	: 現金を総資産で割ったもの	QUICK Astra Manager
<i>lev</i>	: 総負債を総資産で割ったもの	QUICK Astra Manager

Panel A 日本のEPUの構成要素のシェア (1990年-2020年5月):



**Panel B** 米国の EPU の構成要素のシェア (1990 年-2020 年 5 月):

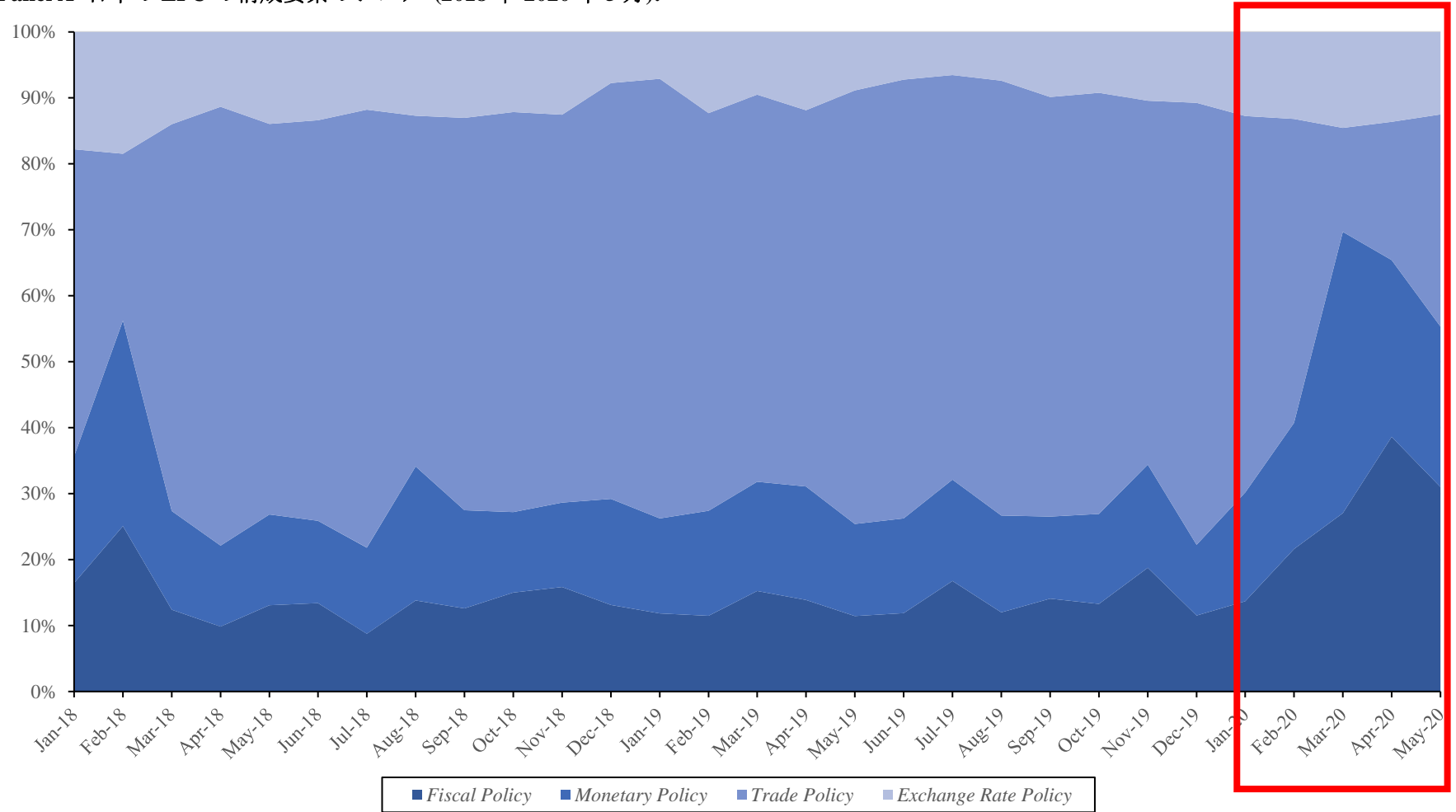


**図 A1** 日本と米国の EPU の長期的な趨勢:

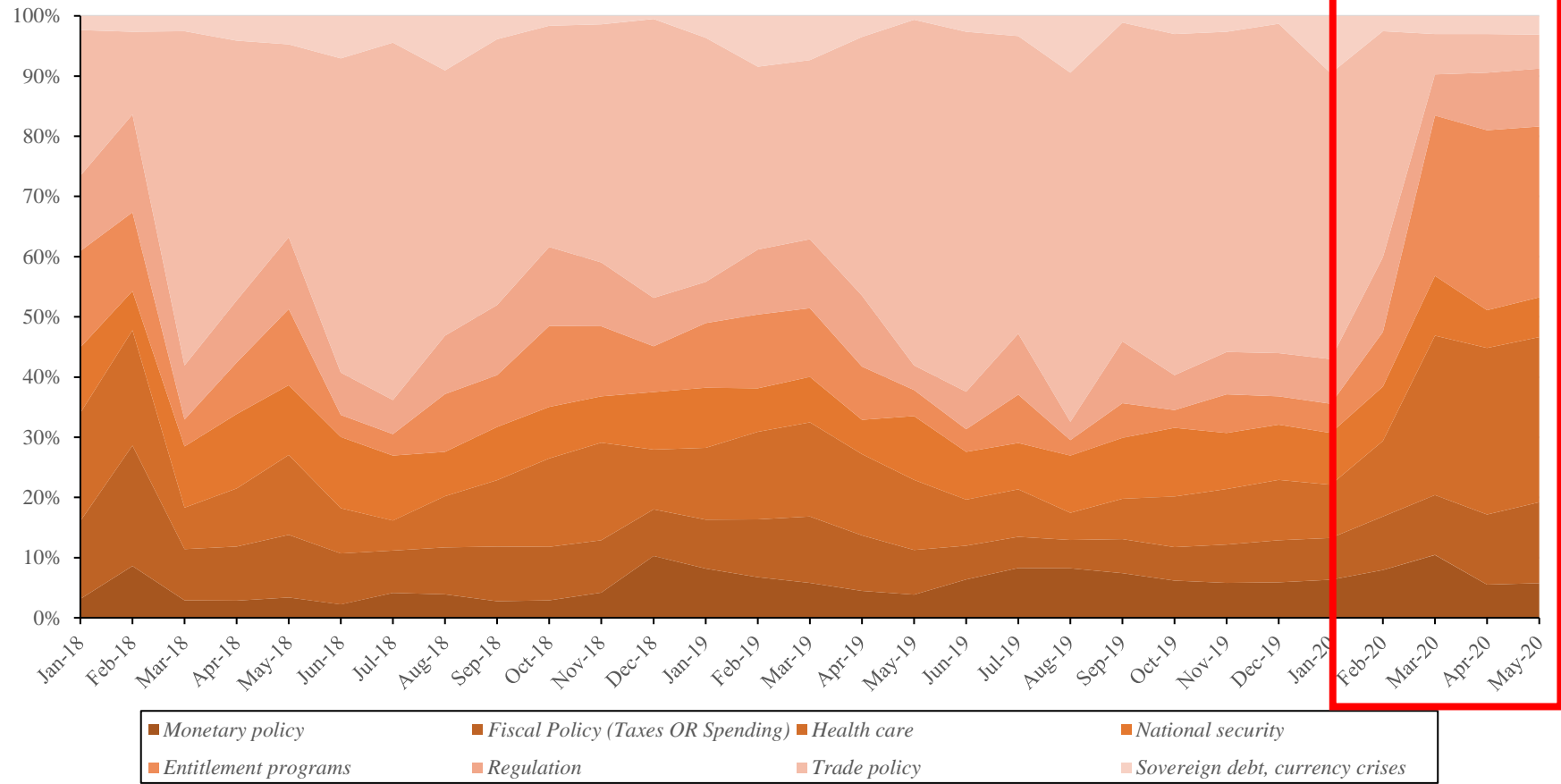
Panel A および Panel B はそれぞれ日本と米国の EPU のサブカテゴリーの趨勢を、1990 年 1 月から 2020 年 5 月までプロットしている。



Panel A 日本のEPUの構成要素のシェア (2018年-2020年5月):



**Panel B 米国の EPU の構成要素のシェア (2018 年-2020 年 5 月):**



**図 A2 日本と米国の EPU の短期的な趨勢:**

Panel A および Panel B はそれぞれ日本と米国の EPU のサブカテゴリーの趨勢を、2018 年 1 月から 2020 年 5 月までプロットしている。

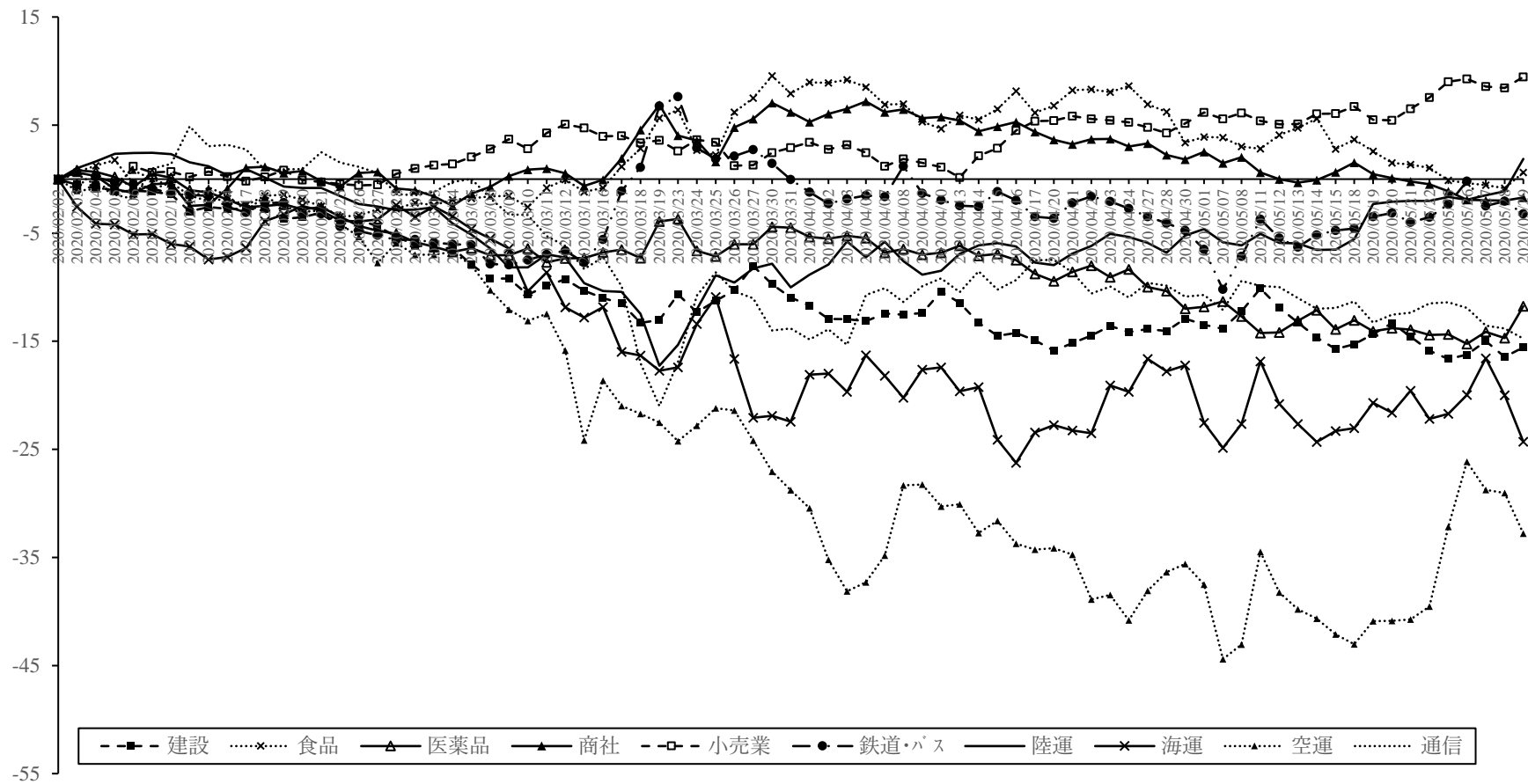


図 A3 日経中分類を用いた産業ごとの CAR:

このグラフは、日経産業分類の産業ごとの株式指数の2020年2月1日から2020年5月30日までのそれぞれの累積異常リターンをプロットしている。産業ごとの異常リターンの計算には、CAPMを用いている。ここで、市場リターンには日経平均のリターンを、リスクフリーレートには国債の10年連続利回りをを用いている。