

# Discussion Papers In Economics And Business

緊急事態宣言は誰の働き方を変えたか

大竹文雄

加藤大貴

Discussion Paper 21-12

September 2021

Graduate School of Economics  
Osaka University, Toyonaka, Osaka 560-0043, JAPAN

# 緊急事態宣言は誰の働き方を変えたか

大竹文雄<sup>†</sup>

加藤大貴<sup>‡</sup>

## 要旨

本研究は新型コロナウイルス感染症の流行を防ぐための小中高の休校措置や緊急事態宣言措置の実施によるテレワークの導入が推進されたこと背景に、どのような人にテレワークが定着したか、そしてそのような人の生産性にどのような影響を与えたのかを JILPT 調査を用いて検証した。主な結果は以下の通りである。第一に、緊急事態宣言解除後、仕事の評価基準が明確である労働者がテレワークで従事している傾向がみられた。第二に、緊急事態宣言の発令で ICT によるビデオ会議システムを利用する機会が増えたと考えられる労働者（会議や打合せが多い仕事やデスクワーク中心の仕事）が緊急事態宣言解除後もテレワークに従事している傾向があった。第三に、日本の伝統的な雇用制度である「メンバーシップ型」の人事管理制度はテレワークを阻害している傾向は観察されなかった。第四に、テレワークの周辺環境が悪い労働者（同居家族の存在やインターネットなどのテレワーク設備）はテレワークに従事していない傾向があった。第五に、観察不可能な要因で生じるバイアスの影響を差し引くと、テレワークは月収に影響を与えない一方で、労働時間は経時的に負の影響を与えることが予想される。

**JEL 分類コード:** J01, J24, M12.

---

<sup>†</sup>大阪大学 感染症総合教育研究拠点科学情報・公共政策部門行動経済学ユニット、大阪大学 経済学研究科.  
E-mail: ohtake@econ.osaka-u.ac.jp

<sup>‡</sup>大阪大学 経済学研究科. E-mail: vge008kh@student.econ.osaka-u.ac.jp

# 1 緊急事態宣言によってテレワークをした人の特徴とその生産性

2019年12月に中国武漢市で新型コロナウイルス（SARS-CoV-2）の感染急拡大をきっかけに、新型コロナウイルス感染症（COVID-19）が世界中に広がった。日本国内で初めて感染者が確認されたのは2020年1月16日で、2月下旬には北海道で感染者数の拡大があった。全国的な感染拡大を防ぐために、日本政府は2020年2月27日に全国の小学校、中学校と高校に臨時休校を要請した。これに伴い、内閣官房の新型コロナウイルス感染症対策本部は、緊急対応策としてテレワーク等を活用した柔軟な働き方の定着を推進した。

その後、感染が拡大したため、2020年4月7日に埼玉県、千葉県、東京都、神奈川県、大阪府、兵庫県と福岡県に最初の緊急事態措置が発出された。さらに、同年4月16日で政府は残りの道府県に緊急事態宣言を発出した。緊急事態宣言の実効性を高めるために、政府は国民に外出自粛の協力を要請し、テレワークの推進もなされた。そのため、日本でもテレワーク導入への動きは急速に拡大した。5月25日に最初の緊急事態措置が全国的に解除されたが、ソーシャルディスタンスを確保するための自発的な協力が引き続き求められた。感染はその後も繰り返し、2021年5月までに、4度の感染拡大と3度の緊急事態宣言が発出された。テレワークは、この間引き続き推奨されてきた。COVID-19の流行と政府のテレワークの積極的推進は、日本の働き方を大きく変えた可能性がある。

本研究では、独立行政法人労働政策研究・研修機構（JILPT）が実施したパネル調査を用いて以下の二点を明らかにする。第一に、緊急事態宣言は、テレワークを永続的に増やしたのかどうかを検証する。特に、労働者の属性・産業・職業による違いを明らかにする。第二に、テレワーク従事によって労働者の賃金・労働時間が影響を受けたかどうかを明らかにする。

緊急事態宣言によってどのような労働者がテレワークに従事したのかについては、高見(2020)が同じデータを使用して、緊急事態宣言期間中から7月最終週にかけての在宅勤務日数の増加率が個人属性や産業、職種とどのような相関があるかを検証した。その結果、情報通信業は7月最終週でもテレワークに従事している一方、建設業、サービス職や技能・労務職は7月最終週ではテレワークに従事している可能性が低いことを明らかにした。また、石井他(2020)は同じデータを使用して、緊急事態宣言期間中にどのような労働者がテレワークに移行したのかを検証した。その結果、大卒や正社員などの個人属性に加えて、キャリア支援などの人材マネジメントの環境が整っている人ほどテレワークに従事していることを明らかにした。

本研究は分析期間を11月最終週まで伸ばしたことに加えて、以下の仕事の特性や雇用形態について三つの新たな仮説を検証する。第一に、非定型な仕事に就いている人や成果主義に基づく仕事に就いている人はテレワークに従事しやすいという仮説である。Kawaguchi and Motegi (2020)は新型コロナウイルス感染症が流行する前のデータを用いて、ルーティン化されていない仕事やマニュアル化されていない仕事に就いている人、賃金が成果で決まる労働者やKPI（Key Performance Indicator）が導入されている人ほどテレワークに従事している可能

性が高いことを示した。テレワークは労働者の努力量を観察することを難しくするので、職務怠慢（shirking from home）という問題が生じやすくなる（Bloom et al., 2015）。後者の発見はそのような問題を防ぐような制度が確立されている企業はテレワークを積極的に活用するというを示唆している。本研究では、緊急事態宣言が解除された後も同じような傾向が観察されるかどうかを検証する。

第二に、ICT（Information and Communication Technology）の浸透によってテレワークが定着しているという仮説である。緊急事態宣言によるテレワーク実施によって、ビデオ会議システムのいわば強制的な導入が行われた結果、ICT技術がテレワーク可能なまで進展していることが広く知られるようになった。図1はオンライン会議ツール（zoom・skype・webex）に関するGoogleサーチトレンドの時系列データである。Googleサーチトレンドは対象期間（2019年1月1日から2020年12月31日）の中で最も関心度が高い週を100とした相対値で示されている。したがって、値が高ければ高いほど、その検索ワードが人気であることを示している。明らかに、緊急事態宣言以降、オンライン会議ツールに関する検索ワードが以前よりも多くなっていることがわかる。とくに、zoomやwebexという検索ワードはこの傾向が顕著である。テレワークに伴うテレビ会議システムの普及がICTの導入を促進したと考えられる。しかしながら、ICTを導入したとしても、インターネットが不安定な環境や同居家族の存在がテレワークを阻害している可能性がある。第二の仮説はビデオ会議システムの導入がICTの普及を促し、テレワークの定着を促進した一方、テレワークの周辺環境の条件が悪いことがテレワークの定着を阻害しているというものである。

第三に、日本的雇用制度がテレワークの定着を阻害しているという仮説である。伝統的な日本の雇用制度は「メンバーシップ型雇用」として捉えられている。メンバーシップ型雇用とは担当職務を限定せずに、ジョブローテーションを繰り返すことでゼネラリストとして育成する人事管理制度である。複数回のジョブローテーションを繰り返すために、企業が長い時間をかけて社員を育成することを前提とする。

この「メンバーシップ型雇用」に対立する概念として「ジョブ型雇用」がある。これは雇用契約時に職務記述書などで労働者の職務（ジョブ）の範囲が明確に定められている人事管理制度である。先に述べたように、テレワークは労働者の業務管理や評価が難しく、労働者の職務怠慢を促してしまう可能性がある。これは職務の範囲が明確に定められていない「メンバーシップ型」に起因するものであり、「ジョブ型」の雇用制度に切り換えないとテレワークを普及させることができないという可能性がある。我々はこのような可能性が妥当であるかどうかを検証する。

本研究の第二の目的は、テレワークによって生産性がどのように変化したかを検証することである。本研究では月収と労働時間を生産性の指標に用いて、緊急事態宣言後にテレワークがこれらのアウトカムにどのような影響を与えるかを検証する。

テレワークが生産性に与える影響についてはいくつかの先行研究がある。海外の研究では、中国の旅行代理店のコールセンターの従業員を対象にテレワークのフィールド実験を行ったものがある (Bloom et al., 2015)。彼らの実験はテレワークで従事した労働者の生産性がおよそ 13% 上昇したことを示した。国内の研究では、新型コロナウイルスによる在宅勤務の生産性をアンケート調査で明らかにしたものがある (森川, 2020a, 2020b)。この研究はオフィス勤務での生産性を 100 としたときに、在宅勤務の主観的な生産性について就労者と企業に対して調査を行ったものである。その結果、労働者が回答した調査では、テレワークによる生産性は平均で約 60% であった。さらに、以前からテレワークに従事していた労働者の生産性はそうでない人よりも高いことを明らかにしている。

一方、企業が回答した調査では、テレワークによる生産性は平均で約 68% であった。また、石井他 (2020) は本研究が使用するデータを用いて、操作変数法によるテレワークの因果効果を明らかにしている<sup>1</sup>。その結果、テレワークは新型コロナウイルス流行による月収や労働時間の減少を小さくしていた。

本研究の主な発見は以下の通りである。第一に、緊急事態宣言解除後、仕事の評価基準が明確である労働者がテレワークで従事している確率が高くなっていった。第二に、緊急事態宣言の発令に伴ってビデオ会議システムを利用することが増えたと考えられる労働者（会議や打合せが多い仕事やデスクワーク中心の仕事）は緊急事態宣言解除後もテレワークに従事している確率が高くなっていった。第三に、日本の伝統的な雇用制度である「メンバーシップ型」の人事管理制度はテレワークの導入とは統計的には有意な関係を持たなかった。第四に、テレワークの周辺環境が悪い労働者（同居家族の存在やインターネットなどのテレワーク設備）はテレワークを利用している確率が低かった。第五に、テレワークは月収に正の相関を持つ一方で、労働時間とは相関を持たなかった。この結果は観察不可能な要因がテレワークの従事的意思決定に影響を与えるセレクションバイアスによって生じている可能性が高い。このバイアスを考慮すると、テレワークと月収の相関はなくなり、労働時間とは経時的に負の相関があると予想される。

本論文の構成は以下の通りである。第 2 節はテレワーク従事と仕事の変数とテレワークに従事している人を明らかにするための分析手法を議論する。第 3 節はその結果を示し、テレワークに従事している人の特徴を明らかにする。第 4 節は月収と労働時間に関する変数を導入して、テレワークがこれらのアウトカムに与える効果についての分析手法とその結果を示す。最後に、第 5 節で結論を述べる。

<sup>1</sup>テレワークを実施するかどうかは観察不可能な要因で決まる可能性が十分に高い。たとえば、もともと生産性の高い人がテレワークに従事しているかもしれない。この場合、観察不可能な要因が所得や労働時間だけでなく、テレワークに影響を与えてしまうので、因果効果を過大に推定してしまうという問題がある。操作変数法はテレワークにのみ影響を与えるような要因を用いて、その要因によってテレワークの従事が変化した人の因果効果を推定する方法である。

## 2 データと分析方法

### 2.1 分析データと分析対象

本研究は独立行政法人労働政策研究・研修機構（JILPT）が実施した「新型コロナウイルス感染拡大の仕事や生活への影響に関する調査」（以降、JILPT 調査とする）を用いる。この調査は2020年の5月・8月・12月に実施したパネルデータである。JILPT 調査は基本的な個人属性や業種、産業や企業規模に関する情報に加えて、2020年3月以降のテレワーク従事日、月収や労働時間に関する情報を含んでいる。さらに、この調査は現在働いている仕事の特性について詳細に調査されているので、第1節で示したテレワークに関する我々の仮説を検証することができる。本節ではテレワークに関する変数と仕事の変数について議論する。月収や労働時間については第4節で議論する。

我々は、2020年4月1日時点における業種、職種や仕事の特性に焦点を当てるために、以下の二つの条件を満たす個人を分析対象とした。第一に、12月調査で2020年4月1日時点の就業形態が「正社員」「パートタイマー」「アルバイト」「契約社員」「派遣労働者」「嘱託」と回答した人である。第二に、12月調査で2020年4月2日以降から現在までに「転職していない」と回答した人である。12月調査の回答が欠損している場合は、12月調査の回答を8月調査の回答もしくは5月調査の回答で代替した。

### 2.2 アウトカム変数

JILPT 調査は3回の調査を通じて、コロナ流行前の通常月と2020年4月から2020年11月までの週当たりのテレワークの従事日を調査している。2020年4月から2020年11月の週当たりのテレワークの従事日は特定の週について調査している。4月は第2週におけるテレワーク従事日を調査している。5月は第2週に加えて、第4週のテレワーク従事日を調査している。6月以降は第4週におけるテレワーク従事日を調査している<sup>2</sup>。テレワークの従事日について、回答者は「1~2日」「3日」「4日」「5日以上」「行っていない」の選択肢のうち一つを選択する。この回答を数値化したものをアウトカム変数として使用する<sup>3</sup>。

図2はテレワーク従事に関する記述統計である。棒グラフはテレワーク従事者の割合を示しており、折れ線グラフはテレワーク従事者に限定した平均従事日数を示している。全国的に緊急事態宣言が発令されていた5月第2週のテレワークに従事した人の割合はコロナ流行

<sup>2</sup>4月の第2週は6日から12日である。この週で、政府は埼玉県、東京都、神奈川県、大阪府、兵庫県と福岡県に緊急事態宣言を発令した。5月第2週は7日から13日であり、全国的に緊急事態宣言が発令されていた週である。5月第4週は25日から31日であり、緊急事態宣言が解除された直後の週である。6月第4週は24日から30日である。7月第4週は25日から31日である。8月第4週は25日から31日である。9月第4週は24日から30日である。10月第4週は25日から31日である。11月第4週は24日から30日である。また、5月調査はコロナ流行前、4月第2週と5月第2週について調査し、8月調査は5月第4週から7月第4週までを調査し、11月調査は8月第4週以降を調査している。

<sup>3</sup>具体的に、「1~2日」を1.5日、「3日」を3日、「4日」を4日、「5日以上」を5日、そして「行っていない」を0日と処理をした。

前と比較して3倍になった。しかし、テレワーク従事者に限定した平均従事日数はコロナ流行前と比較して大きな差はなかった。緊急事態宣言が解除された後、テレワーク従事者の割合は徐々にコロナ流行前の水準まで低下した。また、テレワーク従事者に限定した平均従事日数は約3日であり、コロナ流行前と大きな差はなかった。以降では、時系列変化が大きいテレワーク従事比率に焦点を置いて議論する。

図3は2020年4月1日時点の業種別のコロナ流行前・5月第2週・11月第4週のテレワーク従事者割合を示している。明らかに、産業間でテレワーク従事比率に大きな差があることがわかる。コロナ流行前において、情報通信業や金融保険業がテレワークで従事している割合が高かった。その一方で、医療・福祉業や飲食・宿泊業はテレワークで従事している割合が低かった。この産業間による差は緊急事態宣言が発令されていた5月第2週でより大きくなる。医療・福祉業や飲食・宿泊業の増加分は10%ポイントにも満たないが、情報通信業や金融保険業の増加分は20%ポイント以上であった。緊急事態宣言が解除された後の11月第4週において、情報通信業を除くすべての産業のテレワーク従事比率はコロナ流行前の水準まで戻った。しかし、情報通信業のテレワーク従事比率はコロナ流行前と比較して約20%ポイント増加している。したがって、他の業種と比べて、テレワークは情報通信業に広く定着したといえる。

図4は2020年4月1日時点の職種別のコロナ流行前、5月第2週と11月第4週のテレワーク従事者割合を示している。業種別のテレワーク従事比率と同様に、職種間でもテレワーク従事比率に大きな差があることが観察される。コロナ流行前、管理職、専門・技術職や事務職は他の職種に比べてテレワーク従事比率が高かった。一方で、テレワーク従事比率が小さい職種は運搬・清掃・包装作業職や運輸・機械運転職であった。緊急事態宣言が発令されていた5月第2週において、この差はより大きくなった。管理職、専門・技術職や事務職のテレワーク従事比率はコロナ流行前と比較して20%ポイント以上増加した。しかし、運輸・機械運転職の増分は10%ポイントにも満たなかった。さらに、運搬・清掃・包装作業職のテレワーク従事比率はコロナ流行前と比較して若干減少していた。緊急事態宣言が解除された11月第4週において、管理職、専門・技術職、事務職や営業・販売職を除くすべての職種のテレワーク従事比率はコロナ流行前の水準近くまで減少したか、コロナ流行前よりも小さくなった。

図5は2020年4月1日時点の企業規模別のコロナ流行前、5月第2週と11月第4週のテレワーク従事者割合を示している。従業員の数という点で大規模な会社ほど、テレワーク従事割合はコロナ流行前よりも高くなっている。

産業、職種と企業規模とテレワークの関係は次の二点に要約することができる。第一に、他の業種や職種と比べて、情報通信業や管理職に就いている人がテレワークに従事しやすい。第二に、従業員の数が多い企業ほど、テレワークを利用しやすい傾向にある。これらの結果はこれまでの日本のテレワーク研究と整合的である。産業間、職種間や企業規模間のテレワーク従事比率の変動は仕事の特性や個人属性の差によって生じている可能性がある。第3節で

は、これらの要因を回帰分析によってコントロールした場合でも、産業・職種・企業規模の特徴が安定的かを検証する。

### 2.3 仕事の特性

仕事の特性に関する質問は8月調査（10項目）と12月調査（11項目）で行われている。このうち、我々の仮説と関連する12項目を本研究では使用する。その一覧を表1に示した。8月調査で、調査参加者は4月1日時点の仕事が各項目についてどの程度当てはまるかを4段階（「当てはまる」「どちらかという当てはまる」「どちらかという当てはまらない」「当てはまらない」）で回答する。12月調査で、調査参加者は現在の仕事の状況が以下の項目についてどの程度当てはまるかを5段階（「当てはまる」「どちらかという当てはまる」「どちらともいえない」「どちらかという当てはまらない」「当てはまらない」）で回答する。12月調査の仕事の特性の質問文はテレワークを経験した人とそうでない人によって異なる。一度でもテレワークを経験した人に対しては、「直近、テレワークを行っている、あるいは行っていた時点の仕事の状況」について調査した。一方で、テレワーク未経験者に対しては、「現在の仕事の状況」について調査した。表中の（T）という記号は逆転項目を示している。調査票の質問に対して、「どちらかという当てはまらない」もしくは「当てはまらない」と回答の際に1を取るダミー変数を作成した。表に記載した文章は調査票の質問の逆となるように著者らが書き換えたものである。また、我々は（T）という記号がついていない項目について「当てはまる」もしくは「どちらかという当てはまる」という回答を1とするダミー変数を作成した。

我々はそれぞれの項目で当てはまるか否かで2群に分けて、各期間のテレワーク従事比率が2群間で差があるかどうかをt検定で検証した。表2は定型的な仕事や成果主義に関連する項目の結果である。3期間（コロナ流行前、5月第2週と11月第4週）で、定型的な仕事や仕事のマニュアル等がある人のテレワーク従事確率はそうでない人よりも統計的に有意に低い。逆に、3期間で自律的な仕事が多い人のテレワーク従事比率はそうでない人よりも統計的に有意に高い。さらに、新型コロナウイルス流行後、仕事の評価基準が明確に定められている人のテレワーク従事確率はそうでない人よりも統計的に5%水準で有意に高い。これらの結果はKawaguchi and Motegi (2020)の結果と整合的である。すなわち、仕事に対して明確な評価基準があることで労働者がテレワークによる職務怠慢（shirking from home）を妨げることができるので、このような制度のもとで働いている労働者はリモートワークに従事しやすい。

表3はICTの普及に関する項目の結果である。その結果、3期間を通して会議や打合せが多い人やデスクワーク中心の仕事に就いている人のテレワーク従事確率はそうでない人よりも統計的に有意に高い。したがって、ICTを活用する機会が多い人（会議や打合せが多い仕事やデスクワーク中心の仕事）ほどテレワークに従事する可能性が高いといえる。この結果は新型コロナウイルス流行による物理的なソーシャルディスタンスの確保のために、オンライ



ン会議を代表とした ICT の半強制的な導入が進み、それがテレワークを定着することにつながっていることを示唆している。

表 4 は雇用制度に関する項目の結果である。第 1 節で定義したように、メンバーシップ型は職務記述書などで担当職務を限定せずにジョブローテーションを繰り返す人事管理制度である。t 検定の結果によると、様々な仕事に異動して働く（ジョブローテーションがある）人のテレワーク従事比率はそうでない人よりも統計的に有意に高い。また、新型コロナ流行前と 11 月第 4 週において、職務記述書などで仕事が明確に限定されていない人のテレワーク従事比率はそうでない人よりも低い。これは統計的に有意な差として検出されなかった。これらはメンバーシップ型雇用制度がテレワークの定着を阻害している要因ではないことを示唆している。

また、メンバーシップ型雇用制度は長期間のジョブローテーションを繰り返して企業に特化したゼネラリストとして育成するので、企業が長期間をかけて労働者を雇用し続けることを前提とし、企業が教育の機会を提供する。t 検定の結果によると、新卒採用による補充が中心である企業や定年まで働く人が多い企業に勤めている人のテレワーク従事比率はそうでない人よりも統計的に有意に高い。この結果もメンバーシップ型雇用制度がテレワークの定着を阻害している要因ではないことを示唆している。しかしながら、教育訓練の機会を提供する企業に勤めている人のテレワーク従事比率はそうでない人よりも統計的に有意に低い。すなわち、人的資本への投資の観点からメンバーシップ型とジョブ型を分類すると、メンバーシップ型の人事管理制度がテレワークを妨げている要因となっている可能性がある。

## 2.4 分析手法

仕事の特性で 2 群に分けて、そのテレワーク従事比率の差を比較して得られた結果は仕事の特性の影響だけでなく、年齢や性別などの個人属性や産業や職業などの影響を含んでいる。なぜなら、個人属性や企業属性の構成が群間で異なるからである。この問題に対処したうえで仕事の特性に関する仮説を検証するために、以下の回帰式を用いる。

$$\text{Telework}_i = \alpha + \beta Z_i + \delta X_i + \epsilon_i \quad (1)$$

ここで、 $\text{Telework}_i$  はテレワークに従事していたら 1 を取るダミー変数である。 $Z_i$  は表 1 で示した仕事の特性のダミー変数を含んだベクトルである。 $X_i$  は性別、未就学児ダミー、年齢（とその二乗項）、大卒ダミー、非正規ダミー、企業規模ダミー、業種ダミー、職種ダミーを含む。

我々の関心のあるパラメータは係数  $\beta$  である。この係数の正負の方向を用いて、第 1 節で提示した仕事の特性に関する三つの仮説が妥当であるかどうかを検証する。ただし、この係数を解釈するとき、テレワークの定着を促進するために仕事の特性が変化したという問題

点がある。8月調査は4月1日時点の仕事の特性を調査しているので、この問題は生じにくい。しかしながら、12月調査は現在の仕事について調査しているので、この問題は生じやすい。たとえば、新型コロナウイルス流行を契機に、企業がテレワークの定着を促進するために人事管理制度をメンバーシップ型からジョブ型に変えたとする。この場合、テレワークに従事している人の現在の人事管理制度がジョブ型である可能性は高い。したがって、人事管理制度によるテレワーク従事の差は負の方向にバイアスを伴っている。また、新型コロナウイルス流行を契機に、企業がテレワークの定着を促進するために仕事の評価基準を明確にしたり、デスクワーク中心の仕事に切り替えたならば、これらの仕事の特性によるテレワーク従事の差は正の方向にバイアスを伴っている可能性がある。12月調査で得られた仕事の特性に関する結果を解釈するとき、以上のようなバイアスが伴っていることに留意しながら解釈をする必要がある。

我々は式(1)を最小二乗法(OLS)で推定した。また、得られた係数値の統計的な検定を行うとき、我々は不均一分散の問題に対応したロバスト標準誤差を用いた。

### 3 分析結果

本節では、テレワーク従事の推定結果を示す。はじめに、第1節で導入したテレワークの定着に関する三つの仮説が成立しているかどうかを議論する。つぎに、この仮説に関する要因をコントロールしてもなお、産業間、職種間や企業規模間に差が生じるかどうかを議論する。

#### 3.1 仕事の特性によるテレワーク従事確率の差

はじめに、非定型的な仕事に就いている人や成果主義に基づく仕事に就いている人ほどテレワークに従事しやすいという仮説を検証する。図6はこの仮説に関連する変数の係数をプロットしたものである。その結果、この仮説と整合的な傾向が観察された。定型的な仕事やマニュアル等でやり方が決まっている仕事に就いている人はそうでない人よりもテレワークに従事している可能性が低かった。この傾向は緊急事態宣言措置が解除された5月第4週以降で統計的に有意に観察された。逆に、非定型的な仕事と強く関連する自律的な仕事に就いている人はそうでない人よりもテレワークに従事している可能性が高かった。この傾向は5月から7月にかけて統計的に有意に観察される。したがって、非定型的な仕事に就いている人ほどテレワークに従事しやすいという傾向が観察され、特に、緊急事態宣言措置の解除直後でこの傾向が強かった。

また、この図は仕事の評価基準が明確な人はそうでない人よりもテレワークに従事している可能性が高いことを示している。この傾向は(7月第4週を除く)緊急事態宣言措置の解除後で統計的に有意に観察される。したがって、成果主義に基づく仕事に就いている人ほどテレワークに従事しやすいという傾向は緊急事態宣言が解除された後に顕著になった。ただし、

評価基準が明確であるかどうかは12月調査の変数なので、この結果は別の可能性を含んでいる。企業がテレワークを促進するために、緊急事態宣言措置によるテレワークの導入と併せて仕事の評価基準を明確に設定したかもしれない。この可能性を排除できない限り、成果主義がテレワークを促進したと結論づけることは難しい。

次に、ビデオ会議（ICT）の浸透がテレワークを定着させたという仮説について議論する。図7はビデオ会議の普及によって大きな影響を受けたと考えられる仕事の特性の係数プロットである。その結果、仮説と整合的な結果を得られた。会議や打合せが多い人はそうでない人よりもテレワークに従事している可能性が高い。この傾向はコロナ流行前から観察されていたが、緊急事態宣言措置が実施されてから強くなった。特に、緊急事態宣言が発令されていた4月第2週と5月第2週で、この仕事の特性によるテレワーク従事確率の差は約9%にまで達した。また、デスクワークが中心の仕事に就いている人はそうでない人よりもテレワークに従事している可能性が高い。この傾向は緊急事態宣言が解除された6月以降で統計的に有意に観察される。

ただし、この変数は12月調査の変数なので、逆の因果関係の可能性もある。すなわち、テレワーク導入のために、企業が現場で行っていた仕事を現場に行かずに済むように調整したかもしれない。しかしながら、会議や打合せが多い仕事かどうかという特性は8月調査で行われており、この月の調査は4月1日時点での仕事の特性を調査しているので、テレワークの促進のために会議を増やしたという逆の因果関係が生じている可能性は低い。したがって、会議や打ち合わせが多い仕事はテレワークの定着につながったという解釈ができ、この結果はビデオ会議システムを代表としたICTの普及によって生じたと考えられる。

最後に、日本の雇用制度がテレワークの定着を妨げているという仮説について議論する。図8は業務の観点からメンバーシップ型の人事管理制度の特徴を有しているかどうかの変数の係数プロットである。その結果、日本の伝統的な雇用制度であるメンバーシップ型がテレワークの定着を阻害しているという傾向は観察されない。業務内容がすでに決まっておらず、上司などからその範囲を決められるような人はそうでない人よりもテレワークに従事している可能性が高い。

この傾向は8月第4週以降で統計的に有意に観察される。雇用契約時に職務記述書などで業務内容が定められているような人はそうでない人よりもテレワークに従事している可能性が低い。この傾向は4月第2週で統計的に有意に観察されるが、緊急事態宣言が解除された後、この傾向は5%水準で統計的に有意でなくなる。また、様々な仕事に異動するジョブローテーションがある人はそうでない人よりもテレワークに従事している可能性が高い。この傾向はコロナ流行前に統計的に有意であったが、それ以降は5%水準で統計的に有意でなくなり、テレワーク従事確率の差もゼロに近づく。

これらの変数は12月調査の変数なので、逆の因果関係の可能性もある。すなわち、企業

がテレワークの定着を阻害しているのは伝統的な人事管理制度であると信じ、テレワークを定着させるために人事管理制度を大きく変えたかもしれない。図8で示した係数値は、この逆の因果関係によってテレワーク従事確率の差を負の方向にバイアスを持っている。このバイアスの影響を差し引いて係数値の正負の方向を検討すると、図8で示した変数とテレワークは少なくとも負の相関をしているとはいえない。したがって、業務の観点からメンバーシップ型の人事管理制度であるかどうかを分類すると、日本の伝統的な雇用制度がテレワークの定着を妨げているという仮説は支持されなかった。

図9は雇用と社員教育の観点からメンバーシップ型の人事管理制度の特徴を有するかどうかの変数の係数プロットである。この図からも日本の伝統的な雇用制度であるメンバーシップ型がテレワークの定着を阻害しているという傾向を観察できなかった。

長い時間をかけて社員を教育するために欠員が新卒で補充されるような会社に勤めている人はそうでない人よりもテレワークに従事している可能性が高い。しかしながら、全期間を通して、この傾向は統計的に5%水準で非有意であった。定年まで働く人が多いような会社で働いている人はそうでない人よりもテレワークに従事している可能性が高い。この傾向は4月から9月にかけて統計的に有意であった。とくに、全国的に緊急事態宣言措置が取られていた5月第2週で、この特性によるテレワーク従事確率の差は最大となった。また、ゼネラリストとして育てるために教育訓練を提供する会社に勤めている人はそうでない人よりもテレワークに従事している可能性が低い。コロナ流行前においてこの傾向は統計的に有意であったが、それ以降は統計的に非有意であった。

これらの変数は12月調査の変数なので、先に議論したような逆の因果関係の可能性がある。このとき、図9で示した係数値は、この逆の因果関係によってテレワーク従事確率の差を負の方向にバイアスを持っている。このバイアスの影響を差し引いて係数値の正負の方向を検討すると、図9で示した変数とテレワークは少なくとも負の相関をしているとは言えない。したがって、メンバーシップ型人事管理制度であるかどうかを雇用と教育の観点から分類したとしても、日本の伝統的な雇用制度がテレワークの定着を妨げているという仮説は支持されなかった。

### 3.2 テレワーク周辺環境の変数

前節で、我々は会議や打ち合わせが多い仕事に就いている人はテレワークに従事している傾向があることを示した。そして、この傾向は新型コロナウイルス流行後に強くなっていた。この結果が生じた理由として新型コロナウイルス流行を契機にしたテレビ会議システムなどのICTの普及が挙げられる。しかしながら、仮にICTが普及されたとしても、その周辺環境が整っていなければ、テレワークの定着につながらない。

この点を検討するために、12月調査で行われた環境整備に関する変数とテレワークの関

係を分析した。12月調査では、「テレワーク時に同居家族がいることで業務に支障が出ている」「自宅以外の場所（サテライトオフィスやカフェ等）でテレワークすることもある」「テレワーク時の設備（インターネット環境やテレワークで利用するPCの性能等）は充実している」という周辺環境に関する文章についての程度当てはまるかを調査した。回答者は5段階（「当てはまる」「どちらかという当てはまる」「どちらともいえない」「どちらかという当てはまらない」「当てはまらない」）で回答する。我々は各質問について「当てはまる」もしくは「どちらかという当てはまる」と回答したら1を取るダミー変数を作成した。

この質問項目を使用するとき、留意すべきことが二つある。第一に、この質問はテレワークを一度でも経験した人のみが対象となっていることである。すなわち、テレワーク未経験の人はこの質問に回答していない。そこで、テレワークを一度でも経験した人にサンプルを限定して、回帰分析を行った。第二に、この質問項目は12月調査で行われているので、5月調査と8月調査のサンプルサイズはかなり減少する。したがって、5月調査と8月調査で行われたテレワーク従事（新型コロナ流行前から7月第4週）の回帰分析における係数の統計検定の検出力がかなり落ちる。

図10はテレワーク環境整備の係数プロットである。その結果、緊急事態宣言措置が解除された後、テレワークの周辺環境が整っている人はそうでない人よりもテレワークに従事している可能性が高かった。同居家族によって業務に支障が出ている人はそうでない人よりもテレワークに従事している可能性は低い。この傾向は緊急事態宣言が解除された5月第4週以降で観察され、7月を除いて、統計的に有意であった。逆に、インターネット環境などの設備が充実している人はそうでない人よりもテレワークに従事している可能性は高い。この傾向は緊急事態宣言が全国的に適用されて以降、統計的に有意であった。これらの結果はテレワークの定着のためにテレワークの周辺環境の整備が重要であることを示唆している。

### 3.3 産業間、職業間と企業規模間のテレワーク従事確率の差

次に、産業間、職業間と企業規模間によるテレワーク従事確率の差について議論する。テレワーク従事比率は産業間、職業間や企業規模間で大きな差があった。これが個人属性、仕事の特性やテレワークの周辺環境をコントロールしても、差が検出されるかどうかを分析する。

図11は産業ダミー変数の回帰係数をプロットしている。黒丸は産業ダミー変数のみを説明変数に入れたときの回帰係数であるので、この点はベースラインの産業（郵便局・協同組合業）とのテレワーク従事比率の差を示している。黒の三角は産業ダミー変数に加えて、個人属性と仕事の特性を説明変数に入れたときの回帰係数であるので、所与の個人属性と仕事の特性におけるベースラインの産業とのテレワーク従事比率の差を示している。最後に、黒の四角は産業ダミー変数に加えて、個人属性、仕事の特性、テレワークの周辺環境を説明変数に入れたときの回帰係数である。テレワーク周辺環境の変数はテレワーク経験者のみで得られ

るので、この回帰係数はサンプルをテレワーク経験者に限定した上での推計から得ている。

この図から、個人属性・仕事の特性・テレワークの周辺環境をコントロールしてもなお、ある期間において産業間で統計的に有意な差があることが明らかになった。たとえば、情報通信業と郵便局・協働組合業のテレワーク従事比率の差は仕事の特性やテレワークの周辺環境などをコントロールすることで若干縮まるものの、一部の期間（4月・5月・8月を除く）においては依然として統計的に有意な差であった。逆に、製造業と郵便局・協働組合業のテレワーク従事比率の差は仕事の特性やテレワークの周辺環境をコントロールすることで拡大し、一部の期間（4月・5月・8月を除く）においては統計的に有意な差であった。

図 12は職種ダミーの係数プロットである。図 12と同様に、コントロール変数がないケース（黒丸）、個人属性と仕事の特性をコントロールしたケース（三角）、個人属性・仕事の特性・テレワークの周辺環境をコントロールしたケース（四角）の係数をプロットした。個人属性と仕事の特性をコントロールすると、多くの職種の係数値がコントロールがないケースと比較して減少したが、依然として統計的に有意な差として観察される。また、テレワークの周辺環境までをコントロールすると、多くの職種の係数値がコントロールがないケースと比較して増加した。ただし、テレワークの周辺環境をコントロールするとき、サンプルをテレワーク経験者に限定しているため、サンプルセレクションの問題を含んだ推定値となっている。

最後に、図 13 は企業規模ダミーの係数値を示したものである。ベースラインの企業規模は 100 人未満である。図 11 と図 12 と同様に、コントロール変数がないケース（黒丸）、個人属性と仕事の特性をコントロールしたケース（三角）、個人属性・仕事の特性・テレワークの周辺環境をコントロールしたケース（四角）の係数をプロットした。その結果、仕事の特性やテレワークの周辺環境をコントロールすると、企業規模間によるテレワーク比率の格差は縮小することが明らかになった。しかしながら、3,000 人以上の規模と 100 人未満の規模のテレワーク従事比率の格差は統計的に有意であった。

これらの結果を総合すると、仕事の特性やテレワークの周辺環境が産業間・業種間・企業規模間のテレワーク従事の格差を完全に説明できないことを示唆している。たとえば、同じ仕事の特性や周辺環境でも、情報通信業に就いている人の方が郵便局・協働組合業で働いている人よりもテレワークに従事する可能性が高い。また、同じ仕事の特性や周辺環境でも、3,000 人以上の規模の会社に勤めている人の方が 100 人未満の規模の会社に勤めている人よりもテレワークに従事する可能性が高い。説明できていない産業間・職種間・企業規模間の格差が生じている要因を議論する必要がある（この点は第 5 節で言及する）。

## 4 月収や労働時間への効果

最後に、テレワークの生産性への効果を検証するために、月収や労働時間への効果を分析する。はじめに、月収と労働時間の変数について述べる。次に、分析手法について述べ、結果を

示す。

#### 4.1 アウトカム変数

3回のパネル調査を通じて、コロナ流行前の通常月と2020年3月～11月の月収と週当たりの労働時間を調査している。2020年4月から2020年11月の週当たりの労働時間はテレワーク従事日の調査と同じ週について調査している。月収と労働時間について回答者はどの区間に入るかを回答する。そこで、各区間の中央値を用いて、数値として処理した<sup>4</sup>。

図14はテレワークの実施の有無で分けた平均月収（パネルA）と平均労働時間（パネルB）の推移を示している<sup>5</sup>。緊急事態宣言措置が初めて実施された4月について、テレワークを実施した人の平均月収はコロナ流行前から減少していないが、テレワークを実施しなかった人のそれはコロナ流行前から大きく減少している。それ以降、テレワーク実施者の平均月収はコロナ流行前と比較して増加している。その一方で、テレワークを実施しなかった人の平均月収は4月から徐々に回復しているが、新型コロナウイルス流行前の水準まで戻っていない。労働時間について、緊急事態宣言措置が実施されていた4月第2週と5月第2週の平均労働時間はコロナ流行前と比較して、減少している。この減少幅はその時期にテレワークを実施しなかった人の方が大きい。それ以降の平均労働時間は徐々に回復するが、テレワークの実施の有無に関わらず新型コロナウイルス流行前の水準まで戻っていない。

#### 4.2 分析手法

月収や労働時間をアウトカム変数としてテレワークのダミー変数で線型回帰分析するとき、セレクションバイアスの問題が生じる。すなわち、単純な2群による平均値の差はテレワークの効果だけでなく、もともと生産性の高い人がテレワークに従事しやすいという可能性を含んでしまう。このセレクションバイアスが存在すれば、推定された係数値はテレワークの効果を過大に評価してしまう。

この問題に対処するために、テレワーク従事とアウトカム変数の両方に影響を与える交絡因子を説明変数に加えることでバイアスを制御する方法がある。そこで、我々は以下のよう

<sup>4</sup>月収の数値処理について、具体的に、「5万円未満」は2.5万円、「5万円以上、10万円未満」は7.5万円、「10万円以上、15万円未満」は12.5万円、「15万円以上、20万円未満」は17.5万円、「20万円以上、25万円未満」は22.5万円、「25万円以上、30万円未満」は27.5万円、「30万円以上、35万円未満」は32.5万円、「35万円以上、40万円未満」は37.5万円、「40万円以上、45万円未満」は42.5万円、そして、「45万円以上、50万円未満」は47.5万円とした。また、「なし」と回答した人は0万円、「50万円以上」と回答した人は50万円と処理し、「答えたくない」と回答した人は分析から除外した。次に、労働時間の数値処理について、具体的に、「15時間未満」は7.5時間、「15時間以上、20時間未満」は17.5時間、「20時間以上、25時間未満」は22.5時間、「25時間以上、30時間未満」は27.5時間、「30時間以上、35時間未満」は32.5時間、「35時間以上、40時間未満」は37.5時間、「40時間以上、45時間未満」は42.5時間、「45時間以上、50時間未満」は47.5時間、「50時間以上、55時間未満」は52.5時間、そして「55時間以上、60時間未満」は57.5時間とした。また、「0時間（働いていない）」と回答した人は0時間、「60時間以上」と回答した人は60時間とした。

<sup>5</sup>3月のテレワーク従事について調査をしていないので、3月の月収に対する影響を分析できない。また、5月のテレワーク従事は第2週と第4週で調査しているため、5月の月収に対する影響を分析するとき、我々は第4週のテレワーク従事を用いた。

な回帰式を推定する。

$$Y_{it} = \alpha_t + \theta \text{Telework}_{it} + \beta Z_i + \delta X_i + \eta_{it} \quad (2)$$

ここで、 $Y_{it}$  は  $t$  期における個人  $i$  の月収もしくは労働時間であり、 $\text{Telework}_{it}$  は  $t$  期に個人  $i$  がテレワークに従事していたら 1 を取るダミー変数である。また、 $Z_i$  と  $X_i$  はテレワーク従事者の特徴を分析するときに用いた説明変数である。すなわち、 $Z_i$  は表 1 で示した仕事の特徴のダミー変数を含んだベクトルであり、 $X_i$  は性別、未就学児ダミー、年齢（とその二乗項）、大卒ダミー、非正規ダミー、企業規模ダミー、業種ダミーと職種ダミーを含むベクトルである。 $\eta_{it}$  は誤差項である。

もし説明変数に加えた交絡因子（ $Z_i$  と  $X_i$ ）が完全にセレクションバイアスを説明できるならば、推定される係数値  $\theta$  はテレワークの効果として解釈することができる<sup>6</sup>。しかしながら、一般的に交絡因子でセレクションバイアスを完全に説明することはできず、説明変数に入れていない観察不可能な要因によってバイアスが生じていることがある。このとき、関心のあるパラメータ  $\theta$  はテレワークの効果を過大に推定している。

Oster (2019) はある仮定のもとで観察不可能な要因によって生じるバイアスの程度を計算できることを示した。はじめに、交絡因子を説明変数に加えないで回帰分析で、関心のあるパラメータの推定値  $\tilde{\theta}$  と説明変数でアウトカム変数の変動を説明できる割合を示した  $R^2$  値（ $\tilde{R}^2$  とする）を得る。次に、式 (2) を推定して、関心のあるパラメータの推定値  $\hat{\theta}$  と  $R^2$  値（ $\hat{R}^2$  とする）を得る。これらの値を用いることで、観察不可能な要因によって生じるバイアスの程度は以下のように計算することができる。

$$(\tilde{\theta} - \hat{\theta}) \frac{R_{max}^2 - \hat{R}^2}{\hat{R}^2 - \tilde{R}^2} \quad (3)$$

ここで、 $R_{max}^2$  は仮に観察不可能な要因を説明変数に加えて回帰分析できるならば、説明変数でアウトカム変数の変動を説明できる割合（ $R^2$  値）である。この値は推定することができないので、研究者の選択に依存する。Oster (2019) は、セレクションバイアスが生じないランダム比較試験の研究結果を用いて、 $R_{max}^2 = 1.3\hat{R}^2$  に設定することを推奨している。この推奨にしたがって、本稿は観察不可能な要因で生じるバイアスの程度を計算する。

### 4.3 月収と労働時間への影響

表 5 はテレワークの月収に対する影響の推定結果を示している。交絡因子を説明変数に加えたかどうかに関わらず、テレワークは月収に正の影響を与えることが分かった。また、交絡

<sup>6</sup> この仮定が成立するならば、式 (1) を推定して得られるテレワーク従事確率（傾向スコア）を用いて、傾向スコアマッチングや inverse probability weighting による因果効果の推定を行うことができる。しかしながら、後に示すように、式 (2) に加えた説明変数  $Z_i$  と  $X_i$  でセレクションバイアスを完全に制御することができなかつたので、本稿は傾向スコアを用いた因果効果の推定を行わなかつた。



因子を説明変数に加えた場合とそうでない場合の係数値を比較すると、交絡因子を制御することでテレワークの正の影響が小さくなった。これはもともと月収の高い人（生産性が高い人）がテレワークに従事しやすいというセレクションバイアスの存在を示唆している。Oster (2019) の方法で計算した観察不可能な要因によるバイアスの程度を右端の列（Oster Bias）示した。その結果、どの時点でも観察不可能な要因によるセレクションバイアスが残っていることが明らかになった。たとえば、11月の月収について、交絡因子を制御した場合、テレワークに従事している人の月収はそうでない人よりも約3万円高かった。しかしながら、この推定値は観察不可能な要因によるセレクションバイアスによってテレワークの効果を約3万円過大に推定している。よって、推定して得られた正の影響は観察不可能な要因によるバイアスによって生じているものであり、そのバイアスを差し引いたテレワークの効果はゼロに近い値となる。それ以前の月収についても、新型コロナウイルス流行前を除き、同様の結果を得ることができる。したがって、緊急事態宣言期間中および解除後において、テレワークは月収を高めるような効果を持っているとは言えなかったが、月収を大きく下げるような効果も観察されなかった。

表6はテレワークの労働時間に対する影響の推定結果を示している。交絡因子を制御しなかった場合、テレワークの従事は労働時間に正の影響を与えることが明らかになった。交絡因子を制御した場合、5月第2週と第4週の労働時間に対するテレワークの正の影響は小さくなるものの、統計的に有意であった。逆に、11月第4週の労働時間に対してテレワークは統計的に有意な負の影響を与えた。その他の時期の労働時間に対する影響は統計的に非有意となった。Oster (2019) による観察不可能な要因で生じるセレクションバイアスの程度を右端の列（Oster Bias）に示した。その結果、どの時点においても交絡因子を制御したときに得られる推定値は観察不可能な要因による正のバイアスを含んでいた。このバイアスを差し引くと、5月第2週と第4週の労働時間に対するテレワークの正の影響はなくなる（ゼロに近い値をとる）。逆に、11月第4週の労働時間に対する負の影響はより強くなることが予想される。

## 5 結論

本研究は新型コロナウイルス感染症の流行を防ぐための小中高の休校措置や緊急事態宣言措置の実施によるテレワークの導入が推進されたこと背景に、どのような人にテレワークが定着したかをJILPT調査を用いて検証した。本研究の主な発見は以下の5つにまとめられる。第一に、緊急事態宣言解除後、仕事の評価基準が明確である労働者がテレワークで従事している傾向がみられた。これはBloom et al. (2015) が指摘した *shirking from home* を防ぐような制度が整っている企業はテレワークを緊急事態宣言解除後も実施しつづけたことを示唆している。ただし、この結果は12月調査の変数に基づくものなので、企業がテレワークの定着を図るために評価基準を明確にしたという逆の因果関係が生じているかもしれない。第二に、緊

急事態宣言の発令によるテレワーク開始で半強制的に ICT を用いたビデオ会議システムを利用することになった労働者（会議や打合せが多い仕事やデスクワーク中心の仕事）が緊急事態宣言解除後もテレワークに従事している傾向があった。第三に、日本の伝統的な雇用制度である「メンバーシップ型」の人事管理制度はテレワークを阻害しているという傾向は観察されなかった。たとえば、「メンバーシップ型」の典型的な例である「日々の業務の範囲が上司などから明確に伝えられている」ような労働者は緊急事態宣言解除後もテレワークに従事している傾向があった。第四に、テレワークの周辺環境が悪い労働者（同居家族の存在やインターネットなどのテレワーク設備）はテレワークに従事していない傾向があった。第五に、以上のような要因と個人属性をコントロールすると、産業間、職業間や企業規模間のテレワーク従事の差は減少するものの、依然として業種間、職業間、企業規模間の差は統計的に有意であった。これらの結果はテレワークを促進するためにこれまでの雇用制度を大きく変える必要はなく、テレワークの周辺環境に対する投資や web 会議などの ICT 技術を積極的に活用しようという姿勢が重要であることを示唆している。

さらに、本研究は緊急事態宣言解除後のテレワークの生産性として、テレワークが月収や労働時間に与える影響について分析した。この分析の結果は以下の 2 点にまとめることができる。第一に、我々が制御した交絡因子だけではセレクションバイアスを完全に制御できず、テレワークの影響を過大に推定していた。第二に、観察不可能な要因で生じるセレクションバイアスの影響を差し引くと、テレワーク従事は月収に影響を与えないが、労働時間を下げる効果を持っていると予想される。操作変数法などを用いて観察不可能な要因で生じるバイアスを完全に制御した上で、この予想が妥当であるかどうかを分析することは今後の課題である。

## 参考文献

- 森川正之., 2020a. コロナ危機下の在宅勤務の生産性：就労者へのサーベイによる分析. RIETI discussion paper series.
- 森川正之., 2020b. 新型コロナと在宅勤務の生産性：企業サーベイに基づく概観. RIETI discussion paper series.
- 石井加代子., 中山真緒., 山本勲., 2020. コロナ禍における在宅勤務の実施要因と所得や不安に対する影響. JILPT discussion paper.
- 高見具広., 2020. 在宅勤務は誰に定着しているのか－「緊急時」を経た変化を読む－.
- Bloom, N., Liang, J., Roberts, J., Ying, Z.J., 2015. Does working from home work? Evidence from a chinese experiment. *The Quarterly Journal of Economics* 130, 165–218.
- Kawaguchi, D., Motegi, H., 2020. Who can work from home? The roles of job tasks and HRM practices who can work from home? The roles of job tasks and HRM practices. CREPE discussion paper.
- Oster, E., 2019. Unobservable selection and coefficient stability: Theory and evidence. *Journal of Business and Economic Statistics* 37, 187–204.

## Tables and Figures

表 1: 本研究で使用する仕事の特性の一覧と記述統計

仕事の特性	平均	N
<b>定型的な仕事と成果主義に関連する仕事の特性</b>		
【8月調査】定型的な仕事が多い	0.72	3053
【12月調査】マニュアル等で基本的なやり方が決まっている	0.49	3992
【8月調査】自律的な仕事が多い	0.74	3053
【12月調査】達成すべき目標の水準など、仕事（成果）の評価基準が明確に定められている	0.38	3992
<b>ICTの普及によって大きな影響を受けた仕事の特性</b>		
【8月調査】会議や打合せ、調整の手間が多い	0.30	3053
【12月調査】現場業務が中心の仕事ではなく、デスクワークが中心の仕事である（T）	0.53	3992
<b>メンバーシップ型雇用に関連する特性</b>		
【12月調査】日々業務を進める上で、担当する業務の範囲や期限は上司などから明確に伝えられている	0.42	3992
【12月調査】仕事が、雇用契約の際（入職時）に、職務記述書などによって明確に限定されていない（T）	0.66	3992
【12月調査】あなたの事業所において欠員を補充する際、中途採用ではなく新卒採用による補充が中心でない（T）	0.60	3992
【12月調査】勤め先は定年まで働く人が多い	0.35	3992
【12月調査】1つの仕事に限定して働いているのではなく、様々な仕事に異動する（T）	0.51	3992
【12月調査】教育訓練については、社外で自ら学ぶのではなく、あなたの会社が提供することが中心である（T）	0.78	3992

Note: (T) は逆転項目を示している。調査票の質問に対して、「どちらかという当てはまらない」もしくは「当てはまらない」と回答したら1を取るダミー変数を作成した。また、表に記載した文章は調査票の質問の逆となるように著者らが書き換えたものである。

表 2: 定型的な仕事、成果主義とテレワーク従事の関係

	流行前	5月第2週	11月第4週
<b>【8月調査】定型的な仕事が多い</b>			
当てはまる	0.094	0.264	0.102
当てはまらない	0.125	0.391	0.197
差分（当てはまる-当てはまらない）	-0.031	-0.127	-0.096
t検定（p値）	0.018	0.000	0.000
<b>【12月調査】マニュアル等で基本的なやり方が決まっている</b>			
当てはまる	0.082	0.233	0.091
当てはまらない	0.120	0.365	0.152
差分（当てはまる-当てはまらない）	-0.038	-0.132	-0.061
t検定（p値）	0.001	0.000	0.000
<b>【8月調査】自律的な仕事が多い</b>			
当てはまる	0.112	0.321	0.137
当てはまらない	0.079	0.243	0.106
差分（当てはまる-当てはまらない）	0.033	0.078	0.030
t検定（p値）	0.005	0.000	0.021
<b>【12月調査】達成すべき目標の水準など、仕事（成果）の評価基準が明確に定められている</b>			
当てはまる	0.115	0.326	0.153
当てはまらない	0.094	0.288	0.103
差分（当てはまる-当てはまらない）	0.020	0.038	0.050
t検定（p値）	0.081	0.030	0.000

表 3: ICTの普及とテレワーク従事の関係

	流行前	5月第2週	11月第4週
<b>【8月調査】会議や打合せ、調整の手間が多い</b>			
当てはまる	0.169	0.480	0.229
当てはまらない	0.075	0.224	0.087
差分（当てはまる-当てはまらない）	0.094	0.255	0.142
t検定（p値）	0.000	0.000	0.000
<b>【12月調査】現場業務が中心の仕事ではなく、デスクワークが中心の仕事である（T）</b>			
当てはまる	0.133	0.397	0.178
当てはまらない	0.064	0.188	0.060
差分（当てはまる-当てはまらない）	0.069	0.210	0.118
t検定（p値）	0.000	0.000	0.000

Note: (T) は逆転項目を示している。調査票の質問に対して、「どちらかという当てはまらない」もしくは「当てはまらない」と回答したら1を取るダミー変数を作成した。また、表に記載した文章は調査票の質問の逆となるように著者らが書き換えたものである。

表 4: メンバーシップ型雇用とテレワーク従事の関係

	流行前	5月第2週	11月第4週
<b>【12月調査】日々業務を進める上で、担当する業務の範囲や期限は上司などから明確に伝えられている</b>			
当てはまる	0.098	0.286	0.135
当てはまらない	0.105	0.315	0.113
差分(当てはまる-当てはまらない)	-0.006	-0.029	0.022
t検定(p値)	0.587	0.088	0.041
<b>【12月調査】仕事が、雇用契約の際(入職時)に、職務記述書などによって明確に限定されていない(T)</b>			
当てはまる	0.097	0.306	0.118
当てはまらない	0.111	0.295	0.129
差分(当てはまる-当てはまらない)	-0.014	0.011	-0.011
t検定(p値)	0.247	0.533	0.337
<b>【12月調査】あなたの事業所において欠員を補充する際、中途採用ではなく新卒採用による補充が中心でない(T)</b>			
当てはまる	0.113	0.329	0.132
当てはまらない	0.085	0.262	0.106
差分(当てはまる-当てはまらない)	0.029	0.068	0.026
t検定(p値)	0.009	0.000	0.013
<b>【12月調査】勤め先は定年まで働く人が多い</b>			
当てはまる	0.118	0.375	0.151
当てはまらない	0.093	0.263	0.107
差分(当てはまる-当てはまらない)	0.025	0.112	0.044
t検定(p値)	0.036	0.000	0.000
<b>【12月調査】1つの仕事に限定して働いているのではなく、様々な仕事に異動する(T)</b>			
当てはまる	0.123	0.348	0.140
当てはまらない	0.080	0.255	0.103
差分(当てはまる-当てはまらない)	0.043	0.093	0.037
t検定(p値)	0.000	0.000	0.000
<b>【12月調査】教育訓練については、社外で自ら学ぶのではなく、あなたの会社が提供することが中心である(T)</b>			
当てはまる	0.092	0.292	0.111
当てはまらない	0.138	0.344	0.162
差分(当てはまる-当てはまらない)	-0.046	-0.052	-0.051
t検定(p値)	0.002	0.013	0.000

Note: (T)は逆転項目を示している。調査票の質問に対して、「どちらかという当てはまらない」もしくは「当てはまらない」と回答したら1を取るダミー変数を作成した。また、表に記載した文章は調査票の質問の逆となるように著者らが書き換えたものである。

表 5: 月収に対するテレワークの影響

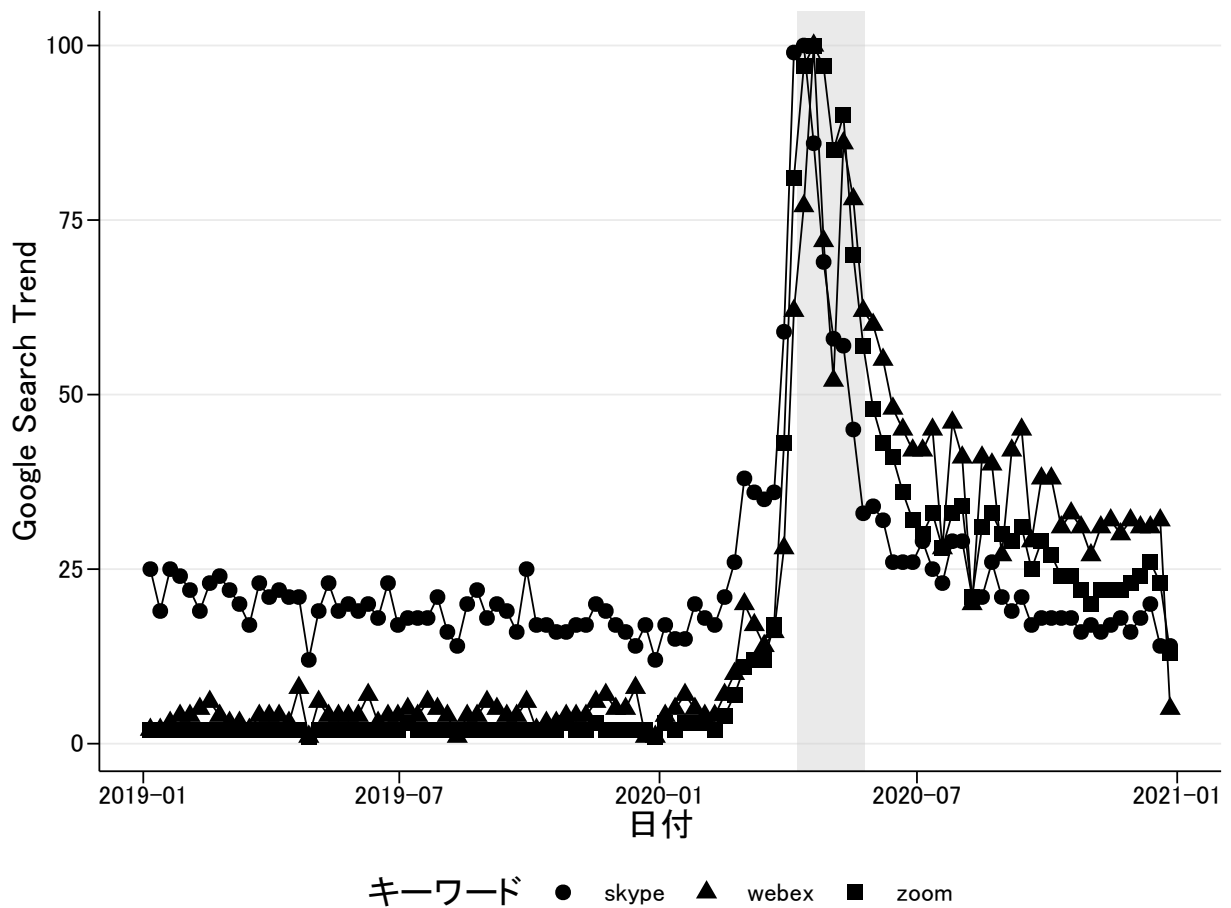
時期	コントロール変数なし				コントロール変数あり				Oster Bias
	推定値	標準誤差	N	R2値	推定値	標準誤差	N	R2値	
コロナ流行前	7.710***	0.803	2770	0.032	0.685	0.501	2639	0.677	2.213
2020年4月	10.832***	0.552	2762	0.123	2.511***	0.404	2634	0.674	3.052
2020年5月	12.433***	0.601	2795	0.133	3.791***	0.451	2718	0.659	3.247
2020年6月	12.268***	0.670	2792	0.107	3.356***	0.492	2717	0.646	3.206
2020年7月	12.086***	0.714	2792	0.093	3.177***	0.510	2717	0.649	3.120
2020年8月	11.280***	0.598	3670	0.088	2.962***	0.502	2684	0.635	2.899
2020年9月	11.445***	0.614	3669	0.087	3.527***	0.514	2682	0.637	2.749
2020年10月	11.229***	0.634	3668	0.079	3.162***	0.529	2682	0.631	2.766
2020年11月	11.099***	0.629	3668	0.078	2.922***	0.524	2685	0.626	2.804

Note: \*\*\* p < 0.01; \*\* p < 0.5; \* p < 0.1.

表 6: 労働時間に対するテレワークの効果

時期	コントロール変数なし				コントロール変数あり				Oster Bias
	推定値	標準誤差	N	R2 値	推定値	標準誤差	N	R2 値	
コロナ流行前	2.663***	0.737	3063	0.004	-0.575	0.611	2915	0.398	0.982
2020/4/6~2020/4/12	4.115***	0.575	3063	0.016	0.152	0.550	2915	0.365	1.245
2020/5/7~2020/5/13	5.619***	0.578	3063	0.030	1.162*	0.597	2915	0.347	1.463
2020/5/25~2020/5/31	5.545***	0.655	3080	0.023	1.306**	0.631	2992	0.356	1.359
2020/6/24~2020/6/30	5.006***	0.666	3080	0.018	0.582	0.620	2992	0.358	1.398
2020/7/25~2020/7/31	4.833***	0.705	3080	0.015	0.508	0.646	2992	0.352	1.355
2020/8/25~2020/8/31	4.475***	0.611	4074	0.013	-0.091	0.602	2991	0.373	1.419
2020/9/24~2020/9/30	4.247***	0.627	4071	0.011	-0.062	0.620	2989	0.366	1.333
2020/10/25~2020/10/31	3.738***	0.640	4072	0.008	-0.903	0.627	2990	0.369	1.424
2020/11/24~2020/11/30	3.645***	0.643	4070	0.008	-1.114*	0.629	2991	0.361	1.460

Note: \*\*\* p < 0.01; \*\* p < 0.05; \* p < 0.1.



Google Search Trendは指定期間の最高値を基準として検索による関心度を相対的に示したものである。  
 グレーの部分は最初の緊急事態措置の実施期間(2020年4月7日から2020年5月25日まで)である。

図 1: オンライン会議ツールに関する Google サーチトレンド



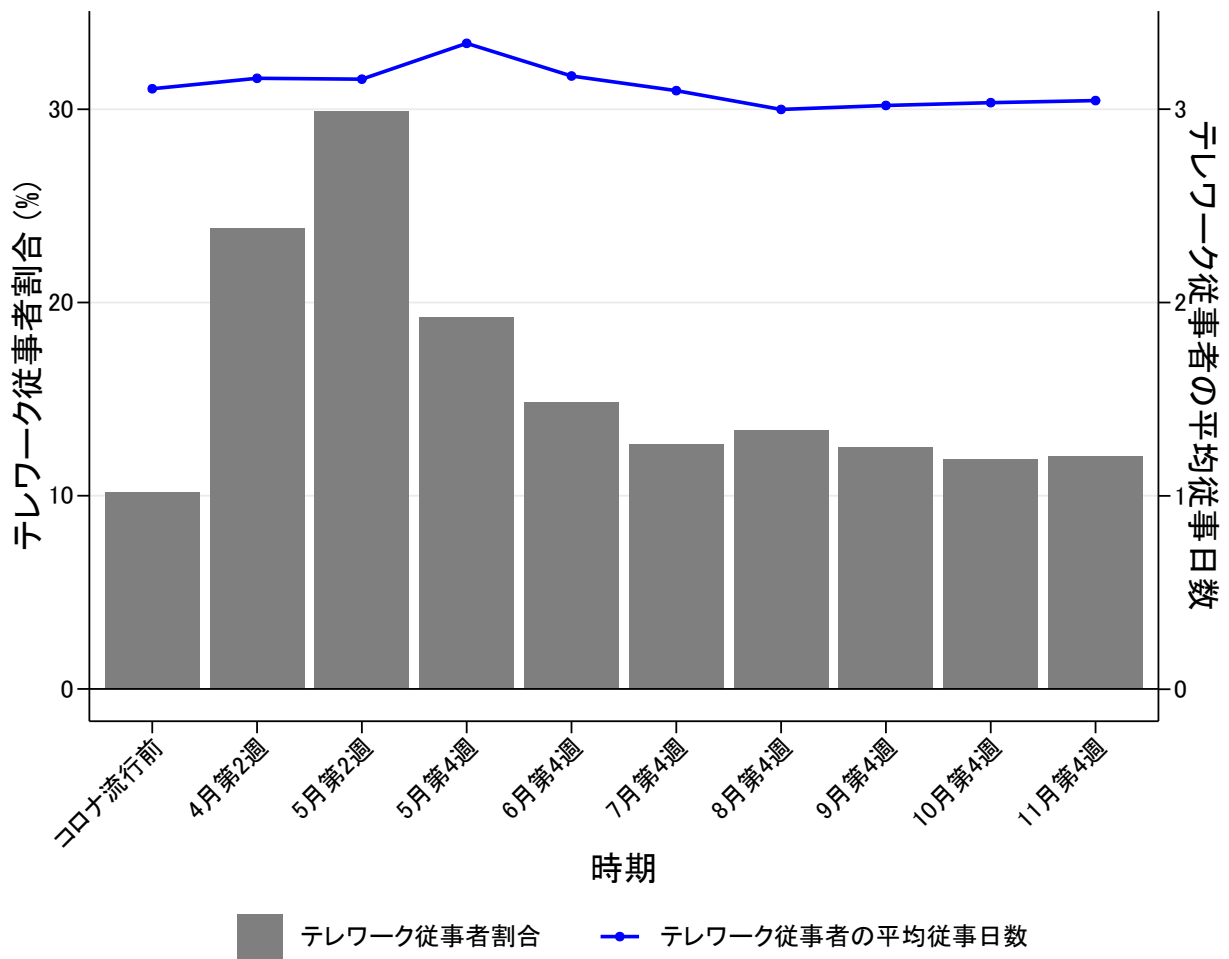


図 2: テレワーク勤務日数の記述統計

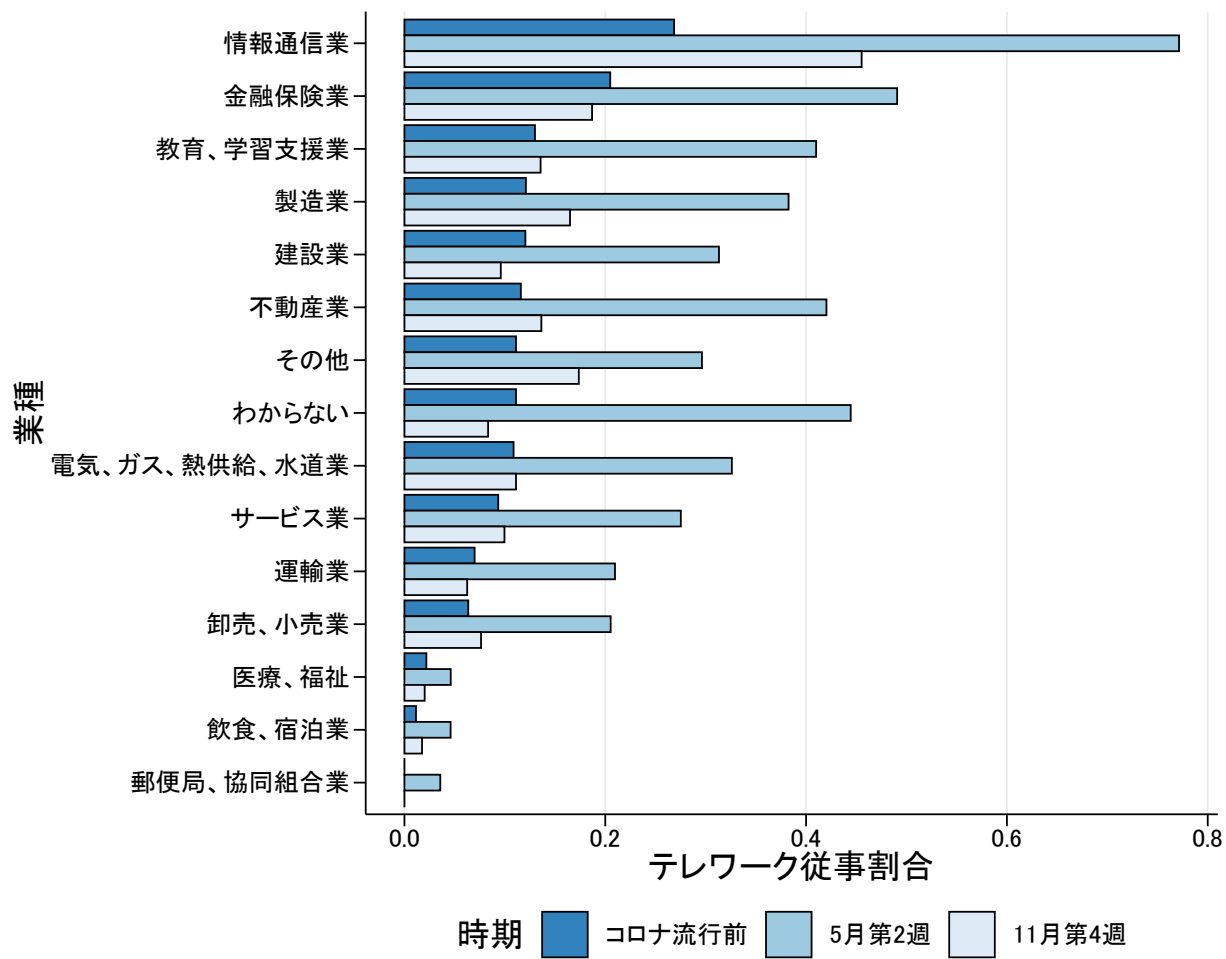


図 3: 業種別テレワーク従事者割合

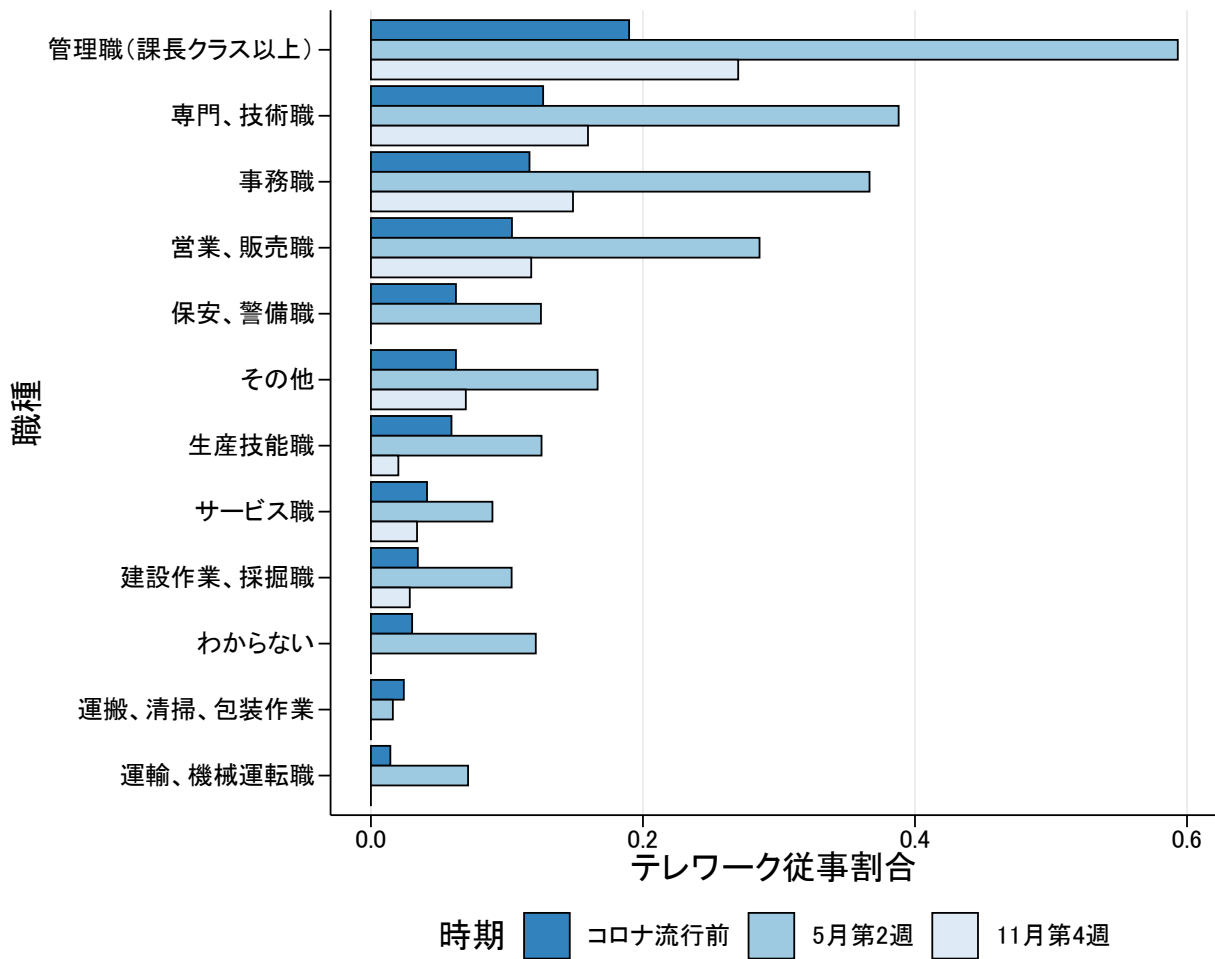


図 4: 職種別テレワーク勤務日数の記述統計

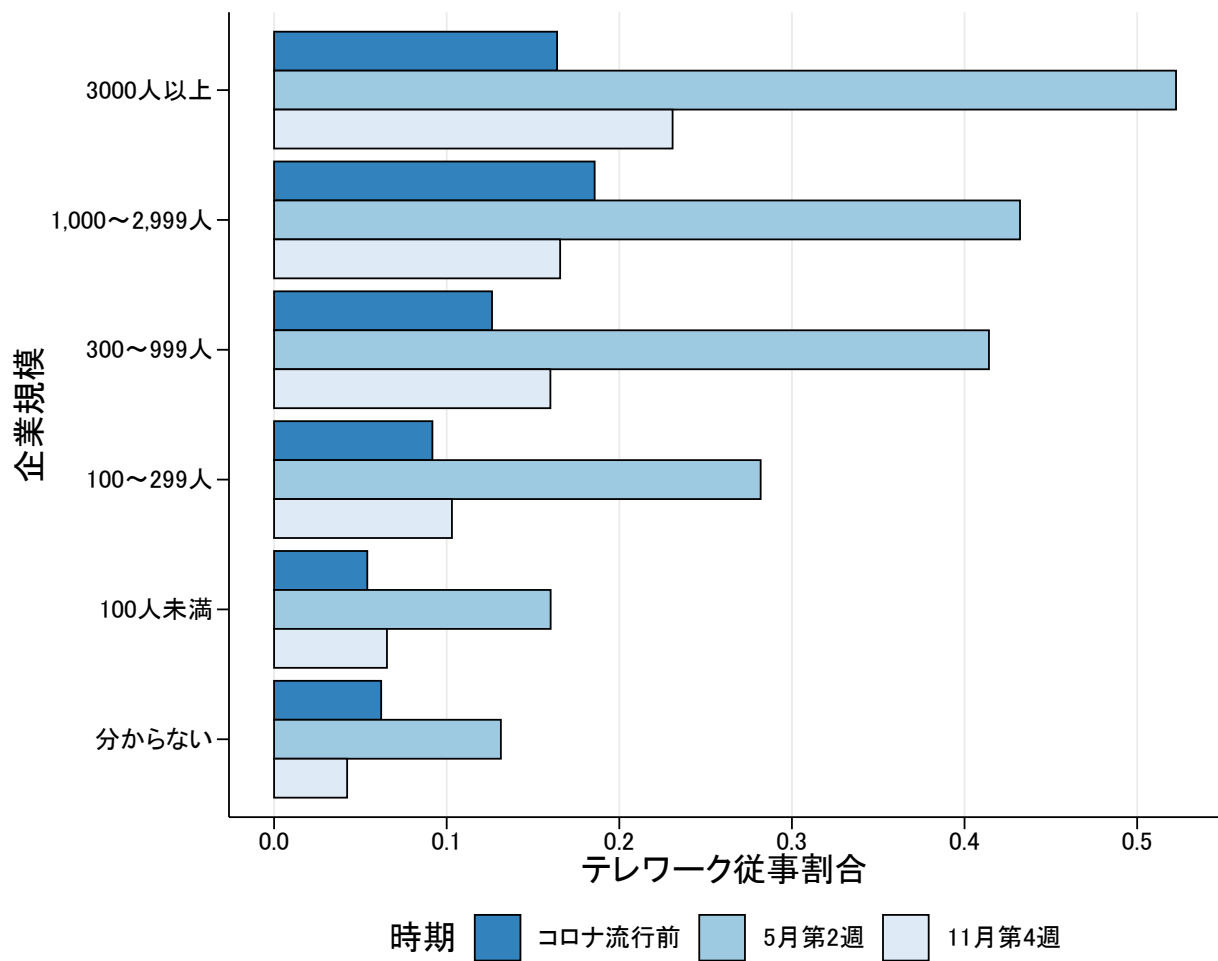


図 5: 企業規模別テレワーク勤務日数の記述統計

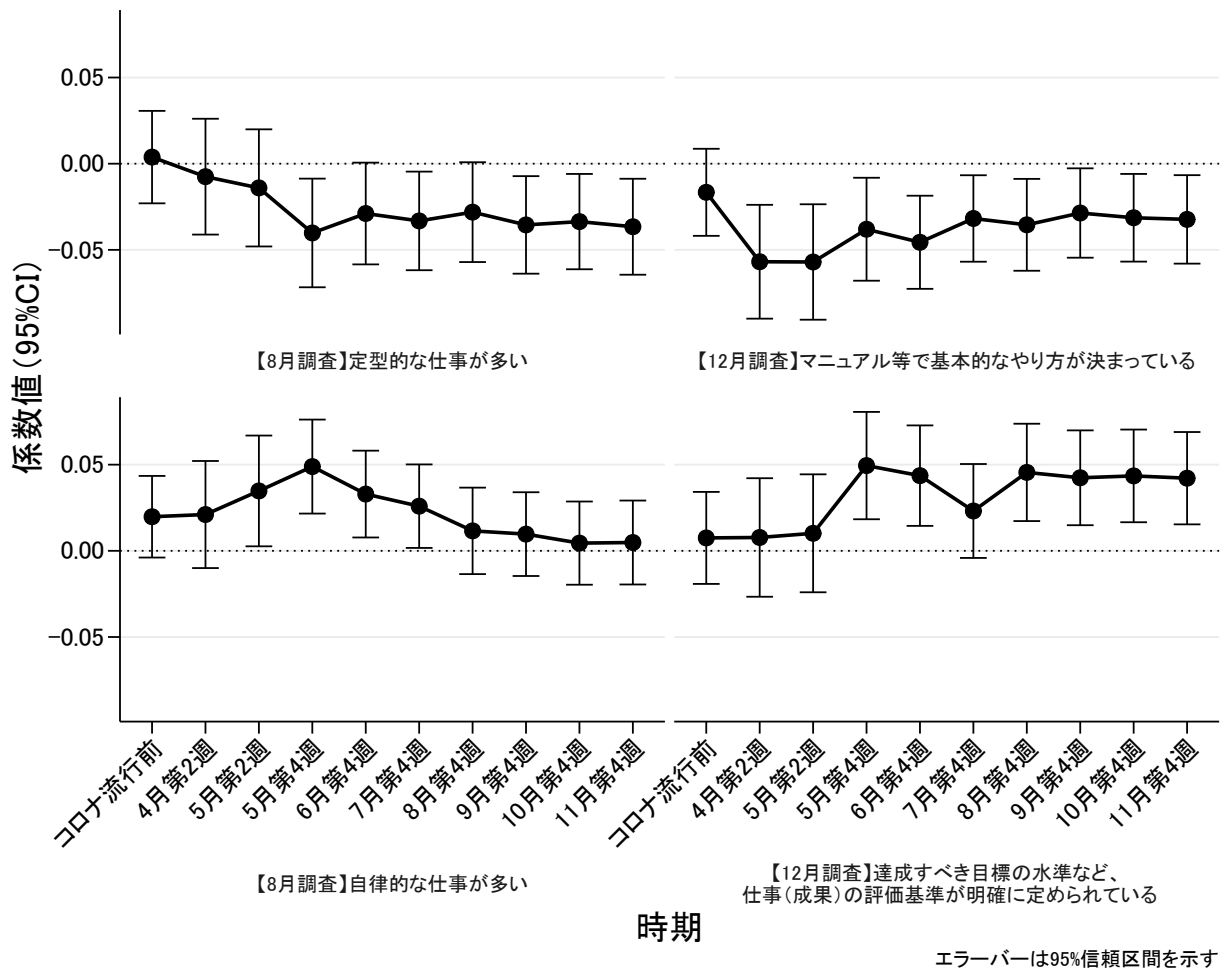


図 6: 定型的な仕事と成果主義に関連する特性とテレワーク従事確率の関係

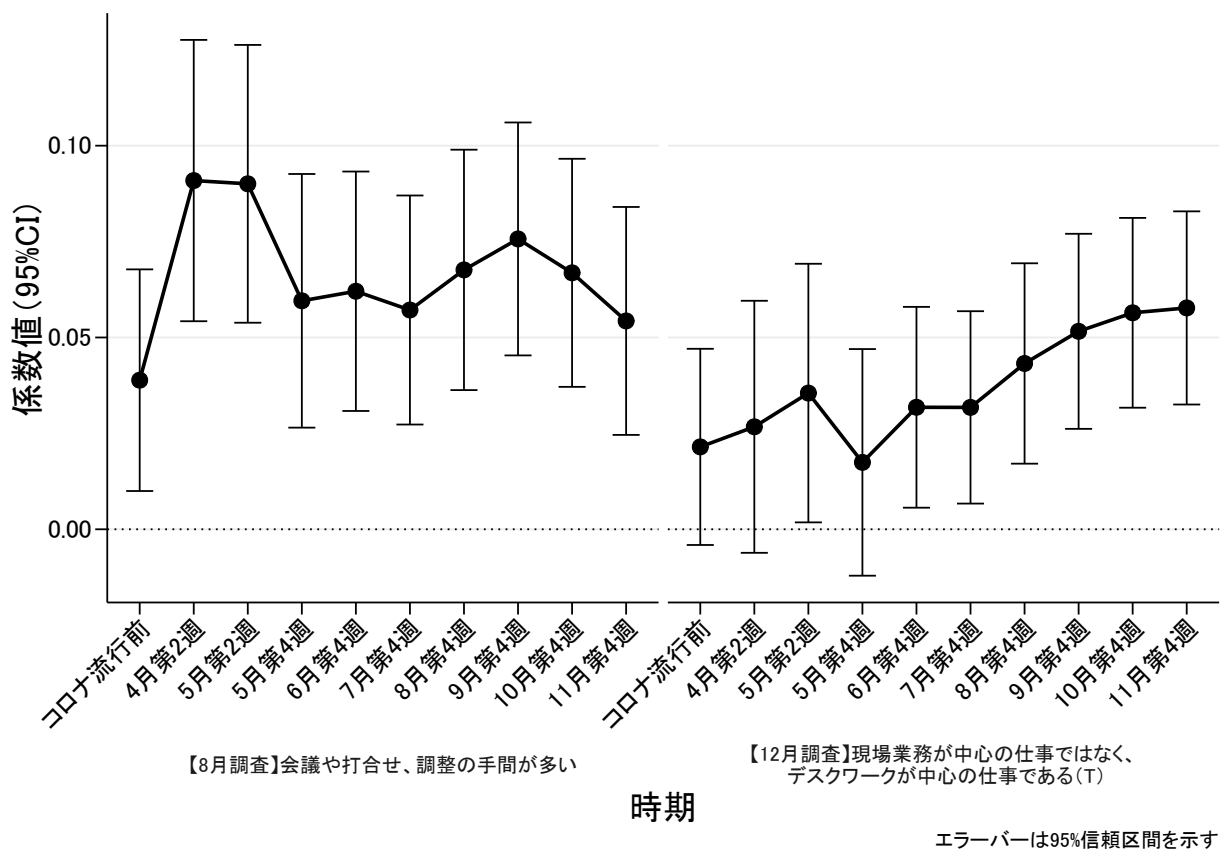


図 7: ICT の普及で影響を受けた特性とテレワーク従事確率の関係

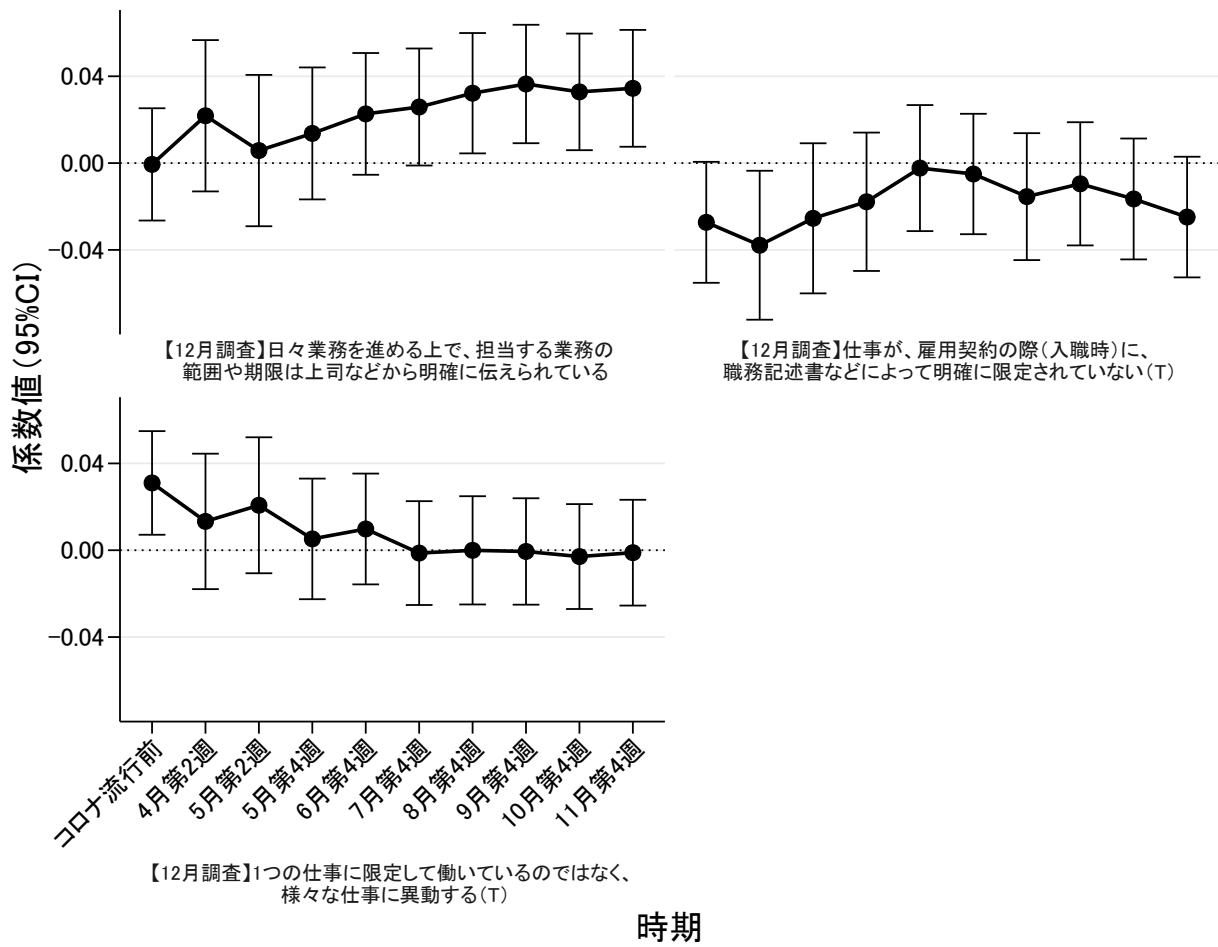


図 8: メンバーシップ型人事管理制度とテレワーク従事確率の関係 (1)

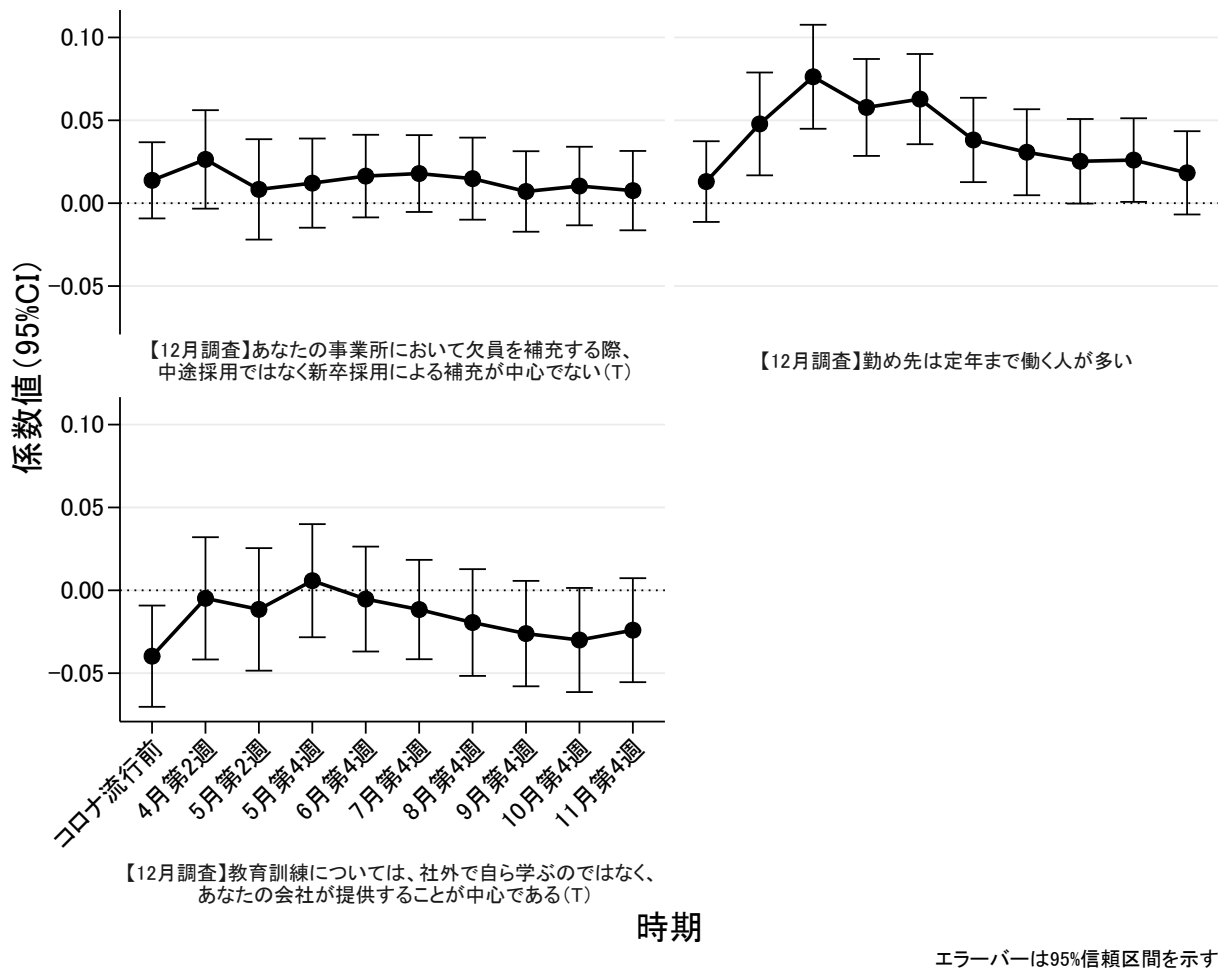


図9: メンバーシップ型人事管理制度とテレワーク従事確率の関係 (2)



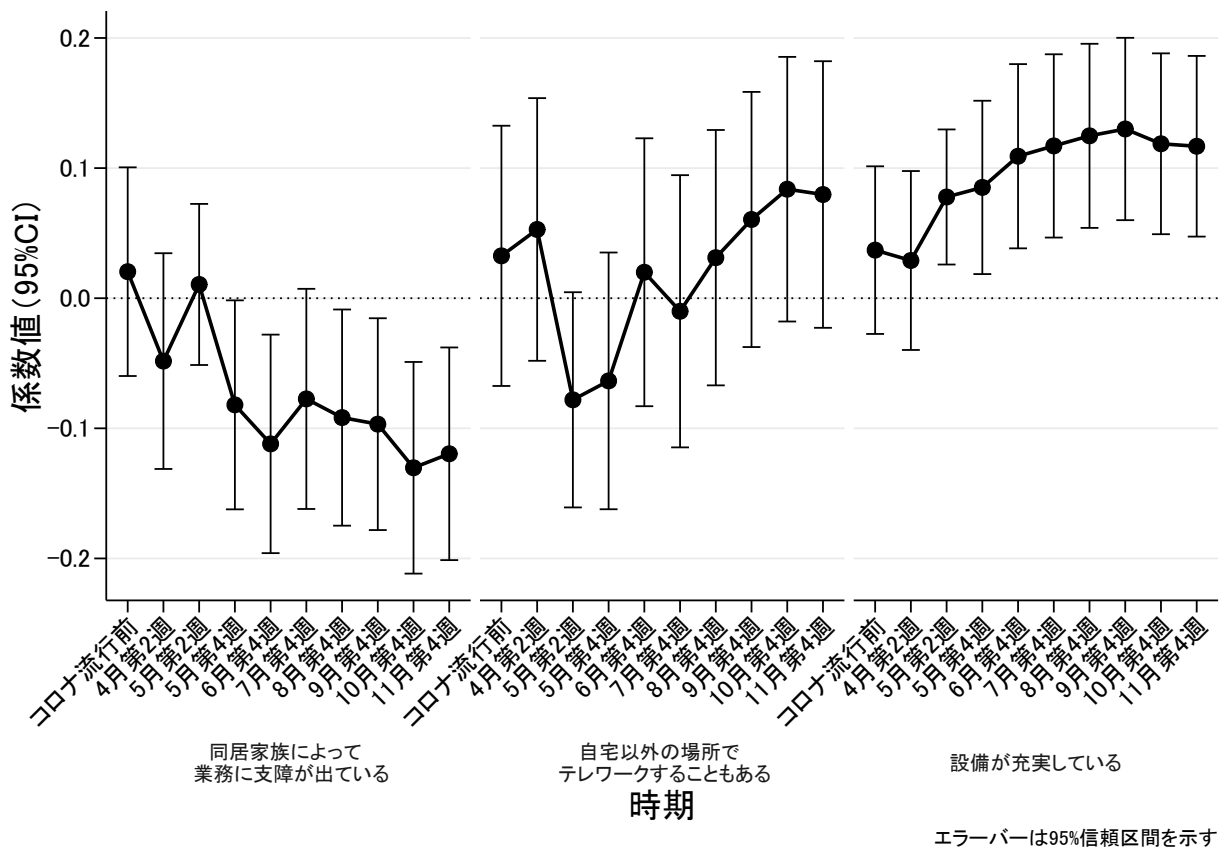


図 10: テレワーク周辺環境とテレワーク従事確率の関係

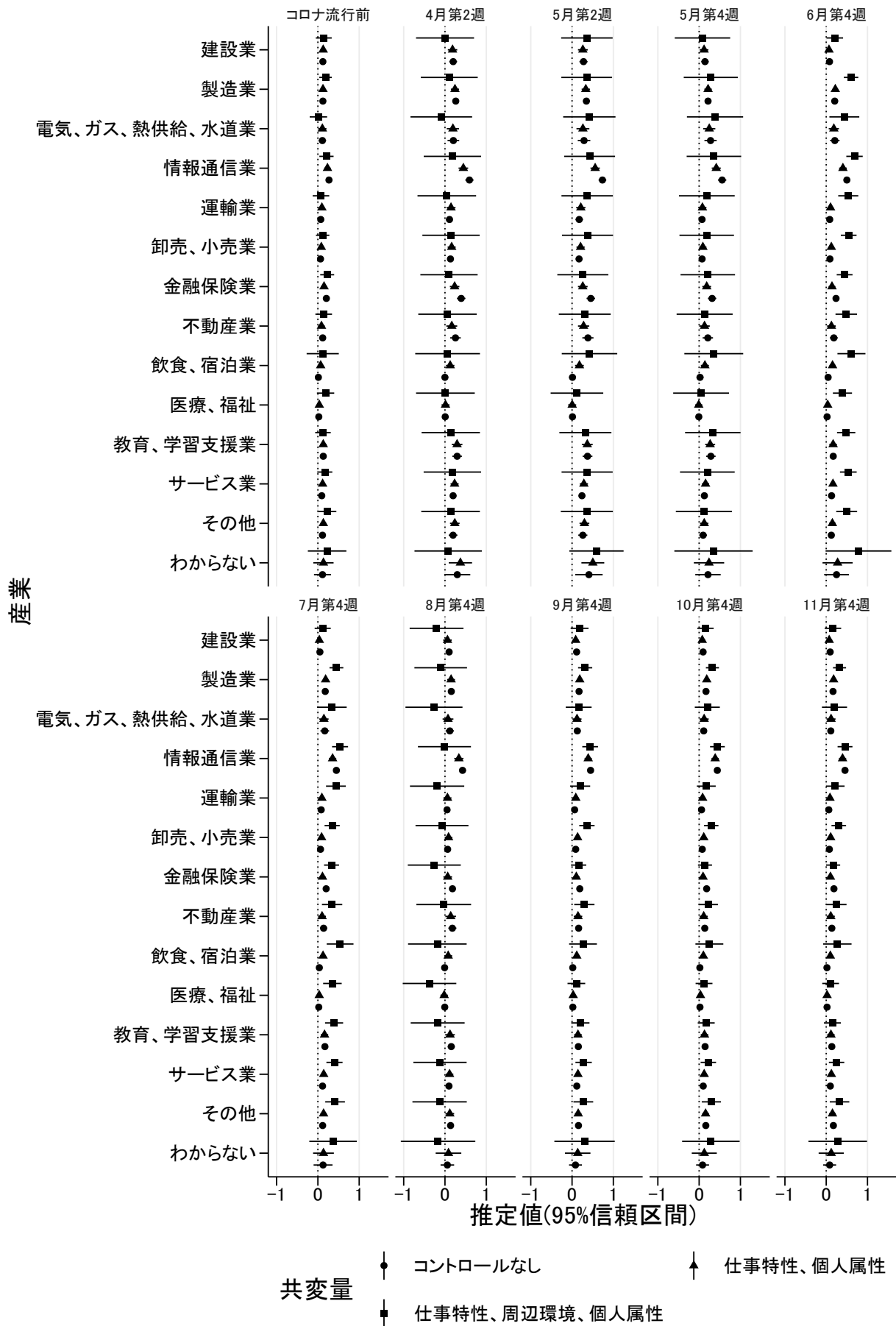


図 11: 産業ダミー変数の平均限界効果

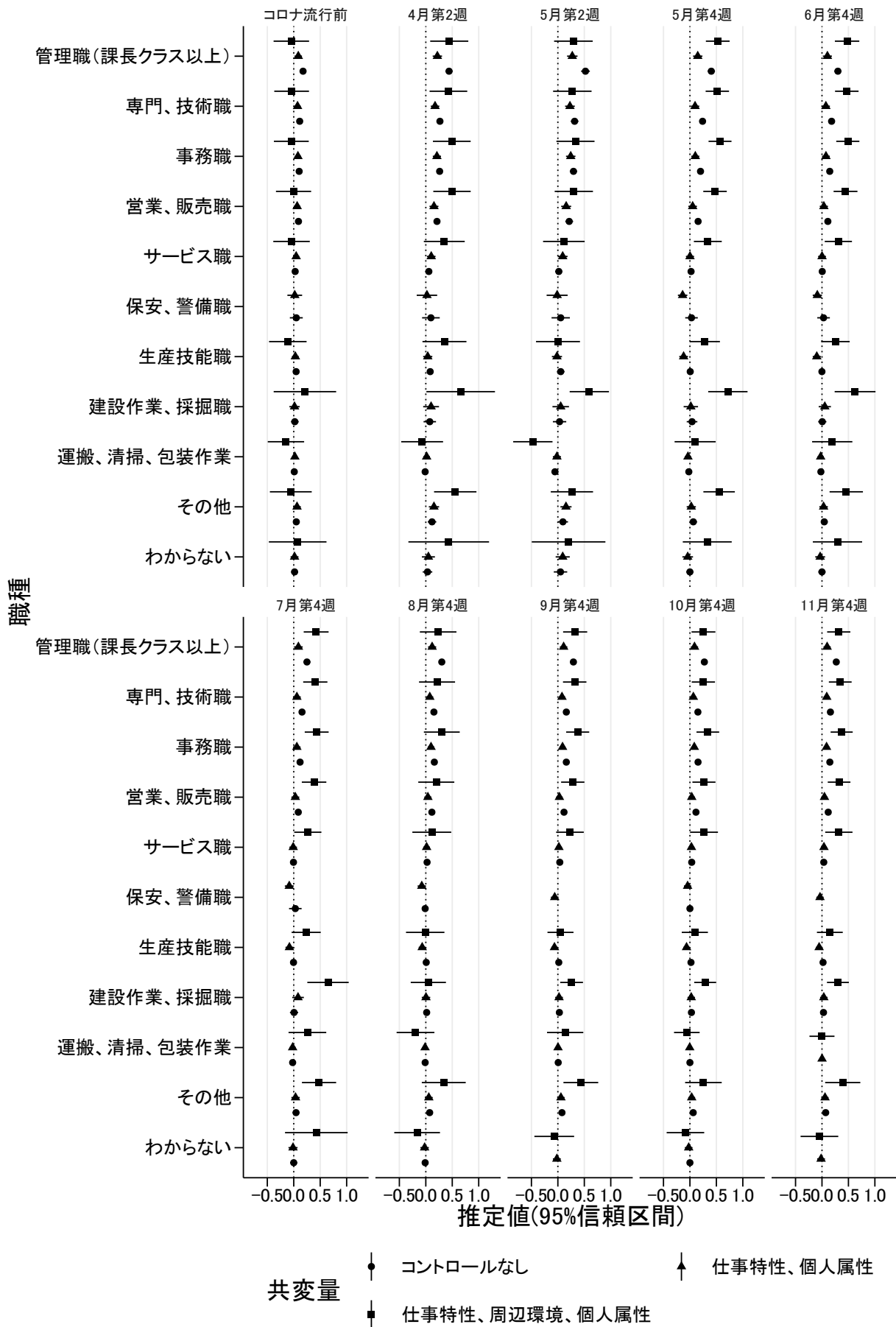


図 12: 職業ダミー変数の平均限界効果

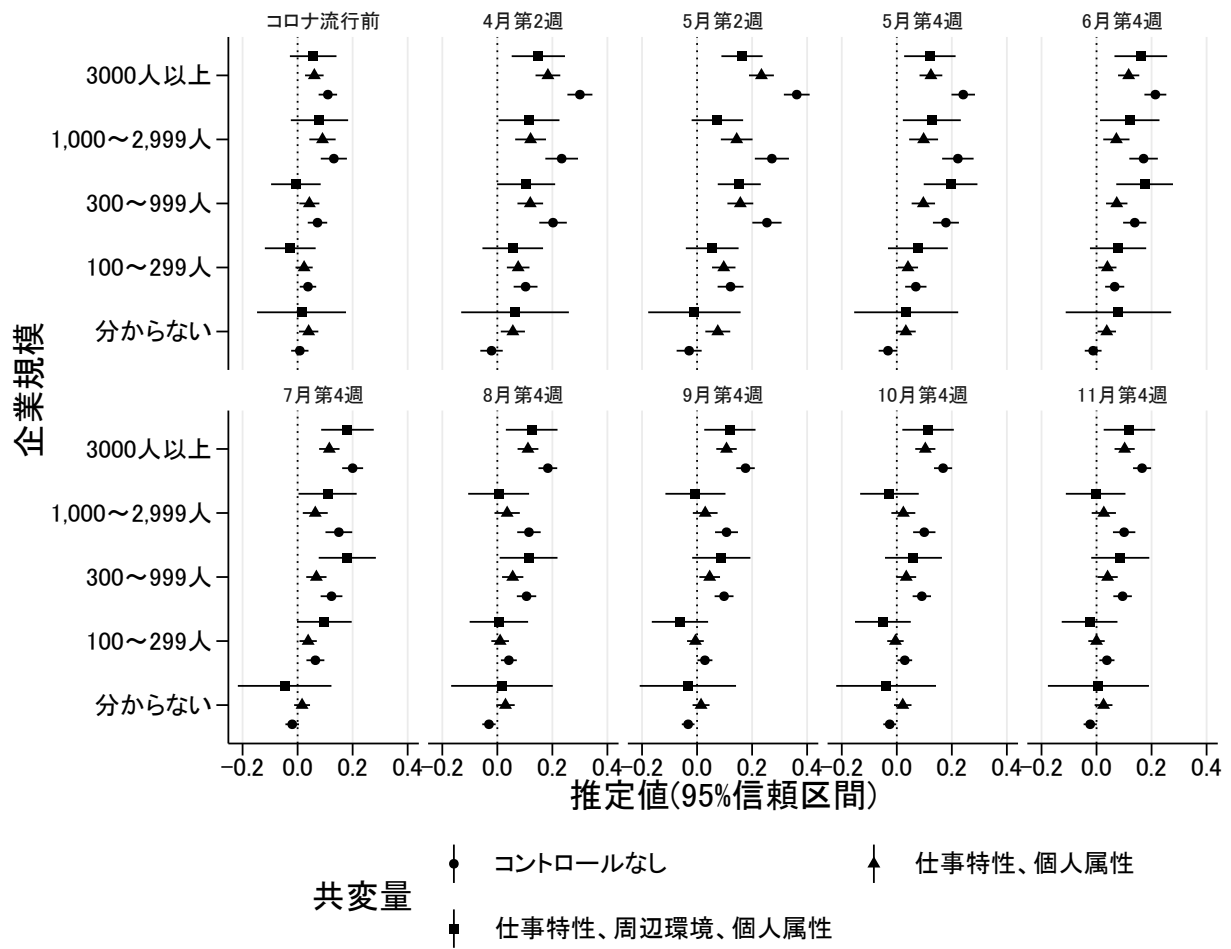


図 13: 企業規模ダミー変数の平均限界効果

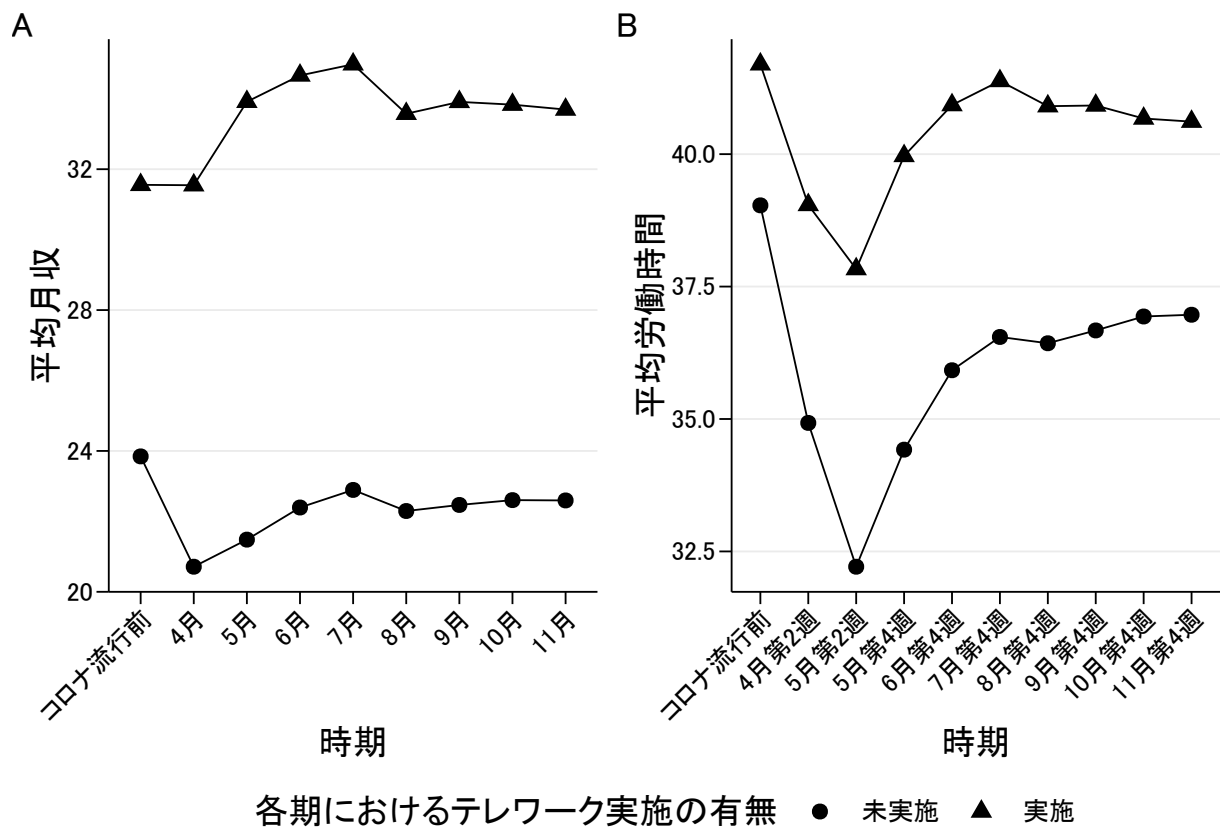


図 14: 月収と労働時間の平均値の推移

# Who Works from Home after First Declaration State of Emergency?

Fumio Ohtake <sup>††</sup>

Hiroki Kato <sup>‡‡</sup>

## Abstract

The Japanese government has promoted the introduction of working from home, having implemented elementary, junior high, and high school closure and the declaration of a state of emergency to prevent the epidemic of COVID-19. This research examines who has worked from home since the first declaration of a state of emergency, and how the productivity of such people has been changed, using the JILPT survey. The main results are as follows. First, after the first declaration was lifted, workers with clear work evaluation criteria have been more likely to work from home. Second, workers with many meetings and with jobs centered on desk work, who have increased opportunities to use ICT-based video conferencing due to the state of emergency, have tended to work from home even after the first state of emergency was lifted. Third, we cannot observe that the membership-based system, which is the traditional employment system in Japan, hindered working from home. Fourth, workers with a bad surrounding environment for working from home (existence of family members living together and equipment of working from home such as the Internet) are less likely to work from home. Fifth, subtracting biases caused by unobservables, we expect that working from home does not affect monthly income, but has a negative effect on working hours over time.

**Key words:** Working from home, ICT, Membership-based system, COVID-19, Declaration state of emergency.

**JEL codes:** J01, J24, M12.

---

<sup>††</sup>Center for Infectious Disease Education and Research (CiDER) and Graduate School of Economics, Osaka University.  
E-mail: ohtake@econ.osaka-u.ac.jp

<sup>‡‡</sup>Graduate School of Economics, Osaka University. E-mail: vge008kh@student.econ.osaka-u.ac.jp