

# コロナ禍初期の緊急事態宣言下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

石井加代子

(慶應義塾大学特任准教授)

中山 真緒

(慶應義塾大学特任助教)

山本 勲

(慶應義塾大学教授)

本稿では、2020年4～5月に実施された労働者へのアンケート調査を用いて、コロナ禍での在宅勤務の実施要因と、在宅勤務の実施が収入や労働時間、不安に与えた影響について検証した。第一に、大卒や正社員、高収入、大規模企業、人材マネジメントの良好な企業の労働者などで在宅勤務実施率が高いことが明らかになった。さらに、業務特性による在宅勤務のしやすさをコントロールしても、在宅勤務実施の格差は依然として残ることもわかった。こうした結果は、特定の属性を持つ労働者が在宅勤務のしやすい職種に偏在しており、在宅勤務可能性に格差が存在することを示唆すると同時に、同じような業務特性を持つ職業であっても、企業や職場における人材マネジメント上の理由でパンデミック時の在宅勤務実施に格差が存在していた可能性を示唆する。今後は、中長期的には業務内容の見直しやデジタル化などを進めて在宅勤務可能性を高めていくこと、短期的には就業条件を理由とする在宅勤務実施の格差の是正が重要といえる。第二に、操作変数法で逆の因果性を考慮しながら、在宅勤務の実影響を検証した結果、不安に対する効果は見られないものの、感染症の流行が深刻な地域を中心に、在宅勤務の実施が収入や労働時間の減少幅を緩和させており、パンデミックに対する脆弱性を弱めることに寄与した可能性が見出された。つまり、労働者や企業の属性によるコロナ禍の在宅勤務実施の格差は、労働者の収入や労働時間の格差にもつながると指摘できる。

【キーワード】労働問題一般、労働条件一般、労働者生活

## 目次

- I はじめに
- II 先行研究
- III 利用データと変数
- IV 在宅勤務の実施要因に関する分析
- V 在宅勤務実施が収入・労働時間・不安に与えた影響に関する分析

## VI おわりに

### I はじめに

新型コロナウイルス感染症のパンデミックは労働者の就業環境を大きく変え、感染防止の観点から世界各国で職場勤務から在宅勤務への移行が加

速した。パンデミックを契機に働き方が大きく変わる可能性があるが、4～5月の緊急事態宣言下において、どのような労働者が職場勤務から在宅勤務への移行をスムーズにできたのだろうか。在宅勤務への移行にあたって、雇用形態や所得水準、学歴、性別、仕事・職場特性、地域などでの格差は生じていたのだろうか。在宅勤務の移行によって新型コロナウイルス感染症の所得や労働時間、不安などへの影響は緩和されたのだろうか。

パンデミックによる在宅勤務への移行に大きな格差が生じているのならば、政策的に格差を是正することで、労働者の厚生を高めるとともに、在宅勤務のさらなる普及が実現し、結果的に感染拡大防止にも役立つといえる。そこで、本稿では、日本の緊急事態宣言発令前後の2020年4月と5月に実施された労働者へのアンケート調査の個票データを用いて、雇用形態や所得水準などの格差に注目しながら、在宅勤務への移行要因と所得や不安に対する影響を定量的に検証する。

新型コロナウイルス感染症のパンデミックによる在宅勤務への移行要因を検証した研究としては、Bick, Blandin and Mertens (2020) や Brynjolfsson et al. (2020)、森川 (2020)、高見 (2020)、Okubo (2020) などがある。これらは在宅勤務の実施率を労働者の属性別に比較しているが、在宅勤務の実施が業務特性によるものなのか、もしくは、労働者の交渉力や職場の管理方針といったものによるものなのかといった要因分解に言及した研究は少ない。本稿では、従事する仕事の在宅勤務のしやすさ（在宅勤務可能性）の影響を制御したうえで、雇用形態や所得水準、学歴、性別などの労働者の属性や、企業規模や人材マネジメントといった企業の属性による在宅勤務の実施の格差に注目する。在宅勤務の実施の有無がもともとの業務特性によって生じているものなのか、あるいは、雇用形態や企業のマネジメントなどの違いによって生じているものなのかを識別しようとする点で先行研究と異なる。

Dingel and Neiman (2020) をはじめとして、パンデミック以降、仕事特性から在宅勤務の実施のしやすさ（在宅勤務可能性）を指標化する研究が進んでいるが、例えば、在宅勤務可能性やその他

の供給要因をコントロールしても正規雇用ほど実際の在宅勤務実施確率が高い場合、パンデミックへの対応として正規雇用と非正規雇用の間に就業条件上の格差が生じていた可能性があり、在宅勤務などの勤務体制においても均等処遇を実現するような規制の強化などの政策介入が正当化される。

逆に、在宅勤務可能性をコントロールすると、雇用形態による在宅勤務実施確率の違いが検出されないとしたら、そもそも正規雇用者ほど在宅勤務可能性の高い職業に偏っているために在宅勤務が進んでいただけで、パンデミック対応における就業条件上の格差は生じていなかったといえる。この場合、在宅勤務がしにくい職業であっても、業務内容・プロセスなどを見直して在宅勤務可能性を高めるような働き方改革を進めていくことが重要となる。

一方、在宅勤務が労働者や企業に与える影響を検証した研究として、Angelucci et al. (2020) や森川 (2020)、Okubo (2020) などがある。これらの先行研究では失職や主観的生産性への影響を検証しているが、収入や労働時間、さまざまな不安に与える影響を検証する点で本稿は異なる。さらに、在宅勤務実施の内生性を考慮した操作変数法を活用して影響の因果推論を行う点でも、本稿の分析は先行研究とは異なる。

森川 (2020) が指摘するように、パンデミックによる在宅勤務の実施は新型コロナウイルス感染症の流行という外生的な要因によって生じた自然実験の一種と考えられる。しかし、緊急事態宣言下の日本の在宅勤務の実施率が3割程度であることを考えると、実施の有無には企業や労働者による選択の余地があったとみなせる<sup>1)</sup>。その場合、在宅勤務の実施には内生性があり、生産性や収入が下がるような仕事だから在宅勤務は選択しないといった逆の因果性の存在が懸念される。そこで、本稿では、在宅勤務可能性指標やパンデミック前の通常月の在宅勤務日数を操作変数とした操作変数法を用いることで、内生性の問題を考慮しながら、在宅勤務の収入・労働時間・不安への影響を識別する。在宅勤務可能性が高く、また、通常の在宅勤務日数が多い労働者ほど、パンデミッ

ク後に在宅勤務に移行しやすかった一方で、それらの要因はパンデミック後の収入・労働時間・不安とは独立とみなせるため、操作変数として適していると考えられる。

以下、次節では先行研究を展望する。その後、Ⅲでは、分析に利用するデータと変数について説明するとともに、在宅勤務の実施状況や労働者の属性による格差を記述的に確認する。続くⅣでは格差に注目しながら在宅勤務実施の要因を回帰分析によって検証し、Ⅴでは、操作変数法を用いて在宅勤務が収入・労働時間・不安に与えた影響を検証する。最後にⅥでは、本稿のまとめとディスカッションを行う。

## Ⅱ 先行研究

### 1 在宅勤務の実施要因

新型コロナウイルス感染症のパンデミック以前に、在宅勤務の実施を規定する要因について検証した学術研究は少ない (Baruch and Nicholson 1997 や Belzunegui-Eraso and Erro-Garcés 2020)。一方、パンデミック後には、在宅勤務に関する実証研究が急速に蓄積されつつある。例えば、仕事特性から在宅勤務の実施のしやすさ (在宅勤務可能性) を指標化した研究として、Dingel and Neiman (2020) や Leibovici, Santacreu and Famiglietti (2020), Alon et al. (2020), Su (2020), Mongey, Pilossoph and Weinberg (2020) などがある。また、Bick, Blandin and Mertens (2020) は、在宅勤務可能性と実際のパンデミック後の在宅勤務実施率を比較しているほか、Brynjolfsson et al. (2020) は在宅勤務実施者が以前から在宅勤務を実施していたかどうかなどを検証している。日本でも、Okubo (2020), 森川 (2020), 渡邊 (2020), 高見 (2020) がパンデミックによる在宅勤務の移行が労働者の属性によってどのように異なるかを分析している。

理論的に在宅勤務の実施に影響を与える要因として、Baruch and Nicholson (1997) は①個人、②組織、③仕事、④家庭の4つ、Belzunegui-Eraso and Erro-Garcés (2020) は⑤環境も加えた5つが

重要であることを指摘している。このうち、新型コロナウイルス感染症は社会的・疫学的な要請から在宅勤務の実施を促進したという意味で、広く⑤の環境要因と捉えることができる。この点を踏まえ、本稿の分析では、都道府県別に感染者数が異なることが在宅勤務実施率に影響を与えることを考慮する。

また、コロナ禍での在宅勤務要請に応じやすいかどうかは、在宅勤務に適した業務かどうか左右されるため、パンデミック後の分析では特に③の仕事要因が注目されている。Dingel and Neiman (2020) は米国の職業情報データベースであるO\*NET (Occupational Information Network) に基づいて、968の職業毎に在宅勤務可能性を定義した。これにより、コロナ禍でどのくらいの労働者が在宅勤務したかを実際に調査しなくても、従事しているタスクの特性から在宅勤務の実施率の上限ともいえる在宅勤務可能性指標が作成でき、米国の労働者の37%で在宅勤務が可能であるとの試算結果を示している。同様の試算は小寺 (2020) でも実施されており、Dingel and Neiman (2020) の試算結果をベンチマークとして日本版O-NETのデータで日本の状況を反映するような補正を行ったところ、日本では3割前後の労働者で在宅勤務が可能との結果が示されている。また、Mongey, Pilossoph and Weinberg (2020) は、学歴や所得が低く流動資産が少ないなど、経済的脆弱性の高い労働者ほど、在宅勤務可能性が低い傾向があることを報告している。

これらの先行研究を踏まえ、本稿の分析では、小寺 (2020) の試算結果を職業大分類に集計し、職業大分類レベルで在宅勤務可能性が異なることをコントロールしたうえでも、①の個人や②の組織、④の家庭といった要因が緊急事態宣言前後の在宅勤務の実施に影響を与えていたかを検証する。

なお、上述したBick, Blandin and Mertens (2020) はパンデミック後のデータを用いて米国では在宅勤務可能性の高い職業に就いている7割強の労働者が実際に在宅勤務にシフトできていたことを示している。また、彼らはパンデミック後に高学歴、高収入、白人の労働者ほど在宅勤務に

移行できていたことを記述的に示しているが、在宅勤務可能性をコントロールしたうえでも同様の観察事実が得られるかは検証していない。この点については Okubo (2020) や森川 (2020) などの研究でも焦点が当てられておらず、雇用形態や所得水準、学歴、性別、仕事・職場特性などによる格差の可能性を幅広く検証することと並んで、本稿の分析の特徴といえる<sup>2)</sup>。

## 2 在宅勤務実施の影響

在宅勤務の実施が満足度やワークライフバランス、労働時間、生産性、収入などに与える影響については、パンデミック前から多数の研究蓄積がある。例えば、Noonan and Glass (2012) は米国の家計パネル調査を用いて、在宅勤務はワークファミリーコンフリクトの削減にはつながらず、労働時間を延ばす可能性があることを示している。また、Bellmann and Hübler (2020) はドイツの家計パネル調査を用いて、在宅勤務の実施は一時的に仕事満足度を高めるもの、ワークライフバランスへの影響はみられないことを示している。さらに、Kouki and Sauer (2020) は在宅勤務によって女性の時間当たり賃金が3割程度減少する可能性を指摘している。在宅勤務とメンタルヘルスに関する先行研究の多くも、在宅勤務によるストレス (Song and Gao 2020) や孤立感 (Mann and Lynn Holdsworth 2003) が指摘されている。このほか、ICTを活用した在宅勤務の影響をサーベイした Eurofound and the International Labour Office (2017) では、在宅勤務は生産性を高める可能性があるものの、労働時間が長くなりうるなど、ワークライフバランスの実現に対しては正と負の影響が混在することを指摘している。

一方、Bloom et al. (2015) 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ランダム化実験を実施し、在宅勤務が全要素生産性や仕事満足度にプラスの影響をもたらす可能性を指摘している。また、米国特許商標庁の審査官の生産性を検証した Choudhury, Foroughi and Larson (2019) も、特許審査官の組合の交渉結果によって勤務形態が外生的に変化した状況を自然実験として捉えて分析し、在宅勤務によって労働者の生産性が向

上した可能性を指摘している。また、Rupietta and Beckmann (2016) もドイツの家計パネル調査を用いて、過去の在宅勤務経験を操作変数とした推計を行った結果、在宅勤務が労働者の努力度 (work effort) を高める効果があることを示している。Mas and Pallais (2017) は、柔軟な働き方の1つとして、労働者が在宅勤務にもっとも価値を見出していることを実証実験により示している。

日本では、Morikawa (2018) が独自の労働者へのアンケート調査の個票データを用いて、在宅勤務 (テレワーク) が労働者の幸福度を高めることを示している。また、萩原・久米 (2017) は「全国就業実態パネル調査」(リクルートワークス研究所)の個票データを用いて、在宅勤務 (テレワーク) によって労働時間は必ずしも長くないことを指摘している。このほか古川 (2007) や渋谷・荒井・吉田 (2019)、千野 (2019)、Kazekami (2020) などでも在宅勤務 (テレワーク) が生産性やウェルビーイング、賃金などへ与える影響が検証されている。

新型コロナウイルス感染症のパンデミック後についても、Angelucci et al. (2020) が米国の高頻度パネル調査の個票データを用いて、在宅勤務を行わなかった人ほど失職確率が高く、健康状態が悪い傾向にあることを示している。一方、森川 (2020) は独自のアンケート調査データを用いて、労働者が回答した在宅勤務の主観的生产性を検証しており、職場勤務の6~7割程度に生産性が低下する可能性を示している。コロナ禍の在宅勤務がメンタルヘルスに与える影響として、パーソル総合研究所 (2020) は不安感の増大を示している。

パンデミック後の研究の多くは、コロナ禍での在宅勤務の実施を外生的な変数と捉え、生産性や収入が下がるような仕事だから在宅勤務は選択しないといった逆の因果性を考慮したものは少ない。本稿では、在宅勤務におけるこうした内生性も考慮し、在宅勤務可能性や平時での在宅勤務日数を操作変数とした操作変数法を活用することで、パンデミックによる在宅勤務の実施が収入・労働時間・不安に与えた影響を識別する点で、これまでの研究とは異なる。

### Ⅲ 利用データと変数

#### 1 利用データ

以下の分析では、独立行政法人労働政策研究・研修機構（以下、JILPT）が、公益財団法人連合総合生活開発研究所（以下、連合総研）と共同で実施した調査「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」のデータと、連合総研により実施された「第39回勤労者短観調査」のデータを用いる<sup>3)</sup>。2020年4月に行われた「第39回勤労者短観調査」の調査対象者は、全国に居住する20代から60代前半までの民間企業に雇用される者であり、インターネット調査会社のモニター登録会員より、『平成29年就業構造基本調査』を参考に、性・年齢階層・就業形態別の分布割合で算出した割付基準をもとに抽出された。回答方式はWeb調査であり、4307人の回答を得ている<sup>4)</sup>。

「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」は、上記調査の回答者に新規モニター会員を加え、5月中旬にWeb調査として実施された。有効回収数は、民間企業の雇用者が4307人（うち、「第39回勤労者短観調査」からの継続回答者が3600人）、フリーランスで働く者が580人となっている。

本稿では、継続回答者3600人のうち、必要な情報が揃う3312人を対象に分析を行う<sup>5)</sup>。民間企業の雇用者に分析対象を限定することと、在宅勤務実施に対して重要な要因となりうる職場特性・仕事特性に関する情報が、「勤労者短観調査」で把握できることがその理由である。

#### 2 記述統計量と在宅勤務実施者の属性

本稿の分析で用いる変数の記述統計量は表1のとおりであり、分析対象全サンプルに加え、4月、5月の第2週に在宅勤務を1日でも実施したと回答したサンプルにおける各変数の平均値・標準偏差も示している<sup>6)</sup>。全サンプルに占める在宅勤務実施者割合は、4月は25.4%、5月は31.9%である。就業形態や企業規模、業種など就業に関する属性情報は、4月1日時点のものであり、職場環境・

特性に関する5つの項目は、いずれも4月初旬の「勤労者短観調査」時点の回答となっている。一方、在宅勤務の影響を測定するアウトカム変数として用いる仕事と生活についての不安は、5月中旬に実施された追跡調査時点の回答を利用する。年収は、過去1年間の個人の賃金年収を用いる。

表1をみると、全サンプルの特性とともに、在宅勤務を実施した労働者の特性を把握できる。全サンプルと在宅勤務実施者の労働者特性を比較すると、男性、高学歴者、正規雇用者、勤続年数の長いもの、規模の大きい企業に勤めるもの、年収の高いもの、こうした属性にあるものほど、在宅勤務の実施割合が高いことがわかる。非正規雇用者をより詳細に分類してみると、パートやアルバイトは在宅勤務実施割合が著しく低いが、契約社員、派遣社員、嘱託においては平均的な在宅勤務実施割合と差異がほとんど見られない。業種については、飲食店・宿泊業、医療・福祉など対面での仕事がメインとなる業種で、在宅勤務実施が難しいことが顕著に表れている。

#### 3 在宅勤務の可能性と実際の実施状況

男性や高学歴、正規雇用者、高所得者ほど在宅勤務実施割合が高いのは、そうした属性の労働者がそもそも在宅勤務のしやすい仕事に就いているといった、職種や仕事の分布が属性によって異なるからであろうか。これを確認するために、本稿では在宅勤務のしやすさを表す在宅勤務可能性指標を職種別に算出し、分析に利用する。日本の在宅勤務可能性指標は、Dingel and Neiman (2020) による米国の指標を補正して日本に適用する形で小寺 (2020) が職業小分類レベルで作成している。本稿で利用するデータでは大分類レベルでしか職業が把握できないため、小寺 (2020) による職業小分類単位の在宅勤務可能性指標を、『平成27年国勢調査』（総務省）の職業小分類単位の就業者シェアをウエイトとして加重平均し、職業大分類レベルの在宅勤務可能性指標として各サンプルに割り当てる。

図1は、在宅勤務可能性指標と実際の在宅勤務実施率の関係を散布図で示したものである。図の横軸は職業大分類ごとの在宅勤務可能性指標、縦

表1 記述統計

|                    | A. 全体  |        | B. 4月在宅勤務実施サンプル |        | C. 5月在宅勤務実施サンプル |        |
|--------------------|--------|--------|-----------------|--------|-----------------|--------|
|                    | 平均     | 標準偏差   | 平均              | 標準偏差   | 平均              | 標準偏差   |
| <b>【在宅勤務】</b>      |        |        |                 |        |                 |        |
| 在宅勤務可能性指標          | 0.441  | 0.307  | 0.576           | 0.262  | 0.581           | 0.258  |
| 通常月の在宅勤務日数         | 1.243  | 0.846  | 1.882           | 1.431  | 1.714           | 1.332  |
| 4月在宅勤務実施ダミー        | 0.254  | 0.435  | 1.000           | 0.000  | 0.757           | 0.429  |
| 5月在宅勤務実施ダミー        | 0.319  | 0.466  | 0.951           | 0.215  | 1.000           | 0.000  |
| <b>【個人属性】</b>      |        |        |                 |        |                 |        |
| 男性ダミー              | 0.556  | 0.497  | 0.677           | 0.468  | 0.668           | 0.471  |
| 年齢                 | 43.714 | 11.047 | 44.379          | 10.796 | 44.652          | 10.733 |
| 20代ダミー             | 0.150  | 0.357  | 0.127           | 0.333  | 0.124           | 0.330  |
| 30代ダミー             | 0.222  | 0.416  | 0.217           | 0.413  | 0.208           | 0.406  |
| 40代ダミー             | 0.300  | 0.458  | 0.297           | 0.457  | 0.304           | 0.460  |
| 50代ダミー             | 0.242  | 0.428  | 0.278           | 0.448  | 0.284           | 0.451  |
| 60代ダミー             | 0.087  | 0.281  | 0.081           | 0.273  | 0.079           | 0.270  |
| 中学・高校卒ダミー          | 0.325  | 0.469  | 0.164           | 0.370  | 0.175           | 0.380  |
| 専修・各種学校卒・短大・高専卒ダミー | 0.216  | 0.411  | 0.153           | 0.360  | 0.160           | 0.367  |
| 大卒以上ダミー            | 0.459  | 0.498  | 0.683           | 0.466  | 0.665           | 0.472  |
| 既婚ダミー              | 0.532  | 0.499  | 0.591           | 0.492  | 0.587           | 0.493  |
| 12歳以下の子どもあり        | 0.205  | 0.404  | 0.238           | 0.426  | 0.230           | 0.421  |
| 要介護者ありダミー          | 0.091  | 0.288  | 0.086           | 0.280  | 0.088           | 0.283  |
| <b>【就業】</b>        |        |        |                 |        |                 |        |
| 勤続年数               | 10.991 | 9.851  | 13.609          | 11.026 | 13.893          | 11.153 |
| 労働組合参加ダミー          | 0.264  | 0.441  | 0.356           | 0.479  | 0.352           | 0.478  |
| <b>【企業規模】</b>      |        |        |                 |        |                 |        |
| 規模29人以下            | 0.204  | 0.403  | 0.088           | 0.283  | 0.093           | 0.290  |
| 規模30～99人           | 0.163  | 0.370  | 0.108           | 0.311  | 0.114           | 0.318  |
| 規模100～999人         | 0.270  | 0.444  | 0.305           | 0.461  | 0.302           | 0.460  |
| 規模1000人以上          | 0.275  | 0.447  | 0.455           | 0.498  | 0.449           | 0.498  |
| 規模不明               | 0.088  | 0.284  | 0.044           | 0.205  | 0.042           | 0.200  |
| <b>【雇用形態】</b>      |        |        |                 |        |                 |        |
| 正規社員ダミー            | 0.697  | 0.460  | 0.855           | 0.352  | 0.850           | 0.358  |
| パートダミー             | 0.166  | 0.372  | 0.037           | 0.188  | 0.034           | 0.181  |
| アルバイトダミー           | 0.046  | 0.211  | 0.010           | 0.097  | 0.009           | 0.092  |
| 契約社員ダミー            | 0.054  | 0.227  | 0.059           | 0.236  | 0.060           | 0.239  |
| 派遣社員ダミー            | 0.028  | 0.165  | 0.029           | 0.167  | 0.035           | 0.184  |
| 嘱託ダミー              | 0.008  | 0.088  | 0.011           | 0.103  | 0.012           | 0.110  |
| <b>【個人年収】</b>      |        |        |                 |        |                 |        |
| 年収200万円未満ダミー       | 0.249  | 0.433  | 0.080           | 0.271  | 0.073           | 0.260  |
| 年収200万～400万円ダミー    | 0.334  | 0.472  | 0.230           | 0.421  | 0.249           | 0.432  |
| 年収400万～600万円ダミー    | 0.232  | 0.422  | 0.295           | 0.456  | 0.299           | 0.458  |
| 年収600万～800万円ダミー    | 0.105  | 0.306  | 0.200           | 0.400  | 0.193           | 0.395  |
| 年収800万～1000万円ダミー   | 0.049  | 0.216  | 0.113           | 0.317  | 0.112           | 0.316  |
| 年収1000万円以上ダミー      | 0.030  | 0.171  | 0.083           | 0.276  | 0.075           | 0.263  |
| <b>【勤め先の業種】</b>    |        |        |                 |        |                 |        |
| 建設業                | 0.062  | 0.241  | 0.055           | 0.228  | 0.060           | 0.237  |
| 製造業                | 0.247  | 0.432  | 0.301           | 0.459  | 0.303           | 0.460  |
| 電気・ガス・熱供給・水道業      | 0.016  | 0.127  | 0.017           | 0.128  | 0.017           | 0.130  |
| 情報通信業              | 0.062  | 0.242  | 0.160           | 0.366  | 0.151           | 0.358  |
| 運輸業                | 0.062  | 0.241  | 0.036           | 0.186  | 0.042           | 0.200  |
| 卸売・小売業             | 0.138  | 0.345  | 0.093           | 0.290  | 0.087           | 0.282  |
| 金融・保険業             | 0.062  | 0.241  | 0.101           | 0.302  | 0.100           | 0.300  |
| 不動産業               | 0.025  | 0.157  | 0.030           | 0.170  | 0.033           | 0.179  |
| 飲食店、宿泊業            | 0.034  | 0.181  | 0.006           | 0.077  | 0.006           | 0.075  |
| 医療、福祉              | 0.088  | 0.283  | 0.019           | 0.137  | 0.016           | 0.126  |
| 教育、学習支援業           | 0.029  | 0.169  | 0.042           | 0.200  | 0.044           | 0.204  |
| 郵便局・協同組合           | 0.009  | 0.093  | 0.001           | 0.035  | 0.003           | 0.053  |
| サービス業              | 0.137  | 0.344  | 0.114           | 0.318  | 0.112           | 0.315  |
| その他の業種             | 0.028  | 0.166  | 0.026           | 0.160  | 0.027           | 0.164  |

(つづき)

|   | A. 全体  |        | B. 4月在宅勤務ありサンプル |        | C. 5月在宅勤務ありサンプル |        |
|---|--------|--------|-----------------|--------|-----------------|--------|
| <b>【職場環境・特性】</b>                                  |        |        |                 |        |                 |        |
| 仕事に働きがいを感じている                                     | 0.435  | 0.496  | 0.481           | 0.500  | 0.474           | 0.500  |
| 職業能力やキャリアを高めるための機会や支援がある                          | 0.264  | 0.441  | 0.386           | 0.487  | 0.373           | 0.484  |
| 精神的に過度なストレスがない                                    | 0.326  | 0.469  | 0.372           | 0.484  | 0.369           | 0.483  |
| 職場の人間関係がよい  | 0.517  | 0.500  | 0.544           | 0.498  | 0.557           | 0.497  |
| 仕事と生活のバランスが適度にとれている                               | 0.514  | 0.500  | 0.555           | 0.497  | 0.553           | 0.497  |
| <b>【月収・労働時間】</b>                                  |        |        |                 |        |                 |        |
| 通常月を100とした4月の月収                                   | 94.285 | 16.927 | 96.421          | 11.845 | 96.587          | 11.694 |
| 通常月を100とした4月の労働時間                                 | 92.320 | 17.090 | 91.664          | 17.215 | 92.503          | 16.541 |
| 通常月を100とした5月の労働時間                                 | 87.273 | 24.889 | 89.029          | 19.953 | 88.273          | 20.715 |
| <b>【仕事についての不安】</b>                                |        |        |                 |        |                 |        |
| 「勤め先の経営状況の悪化あるいは企業倒産・事業所閉鎖」に対する不安があれば1となるダミー      | 0.247  | 0.431  | 0.243           | 0.429  | 0.233           | 0.423  |
| 「解雇や雇止め（雇用不安）」に対する不安があれば1となるダミー                   | 0.125  | 0.331  | 0.125           | 0.331  | 0.122           | 0.327  |
| 「収入の減少」に対する不安があれば1となるダミー                          | 0.400  | 0.490  | 0.374           | 0.484  | 0.364           | 0.481  |
| 「感染予防や感染者発生時の対応などの会社の衛生管理」に対する不安があれば1となるダミー       | 0.257  | 0.437  | 0.222           | 0.416  | 0.220           | 0.415  |
| 「一斉休校」などに伴う休暇や業務調整に対する会社のマネジメント」に対する不安があれば1となるダミー | 0.080  | 0.271  | 0.093           | 0.290  | 0.092           | 0.289  |
| 「ご自身の仕事の調整」に対する不安があれば1となるダミー                      | 0.204  | 0.403  | 0.286           | 0.452  | 0.294           | 0.456  |
| 「職場の人間関係の変化」に対する不安があれば1となるダミー                     | 0.063  | 0.244  | 0.080           | 0.271  | 0.078           | 0.269  |
| <b>【生活についての不安】</b>                                |        |        |                 |        |                 |        |
| 「感染の収束が見えない」に対する不安があれば1となるダミー                     | 0.604  | 0.489  | 0.605           | 0.489  | 0.624           | 0.485  |
| 「正しい情報がわからない」に対する不安があれば1となるダミー                    | 0.148  | 0.355  | 0.159           | 0.366  | 0.151           | 0.358  |
| 「感染予防物資（マスクやアルコール消毒品）の不足」に対する不安があれば1となるダミー        | 0.308  | 0.462  | 0.316           | 0.465  | 0.317           | 0.465  |
| 「生活物資の不足」に対する不安があれば1となるダミー                        | 0.071  | 0.256  | 0.069           | 0.253  | 0.066           | 0.249  |
| 「一斉休校に伴う子どもの預け先」に対する不安があれば1となるダミー                 | 0.029  | 0.167  | 0.034           | 0.182  | 0.031           | 0.174  |
| 「休校による子どもの学習への影響」に対する不安があれば1となるダミー                | 0.135  | 0.341  | 0.151           | 0.358  | 0.148           | 0.356  |
| 「ご自身やご家族の持病などによる通院や入院」に対する不安があれば1となるダミー           | 0.083  | 0.276  | 0.082           | 0.274  | 0.081           | 0.273  |
| 「旅行やイベント、冠婚葬祭などの参加や実施」に対する不安があれば1となるダミー           | 0.129  | 0.336  | 0.150           | 0.357  | 0.151           | 0.358  |
| 「感染拡大防止に向けた政府の対応」に対する不安があれば1となるダミー                | 0.153  | 0.360  | 0.165           | 0.371  | 0.175           | 0.380  |
| 「不況の長期化・深刻化」に対する不安があれば1となるダミー                     | 0.380  | 0.485  | 0.419           | 0.494  | 0.426           | 0.495  |
| 「収入の減少に伴う生活への支障」に対する不安があれば1となるダミー                 | 0.200  | 0.400  | 0.152           | 0.359  | 0.154           | 0.361  |
| <b>【コロナ陽性者数】</b>                                  |        |        |                 |        |                 |        |
| 4月6日の都道府県別人口10万人当たりのコロナ陽性者数（人）                    | 3.003  | 2.214  | 3.749           | 2.358  | 3.628           | 2.356  |
| 5月7日の都道府県別人口10万人当たりのコロナ陽性者数（人）                    | 12.798 | 10.154 | 16.220          | 11.063 | 15.632          | 11.012 |

注：サンプルサイズはA.3312, B.842, C.1058である。

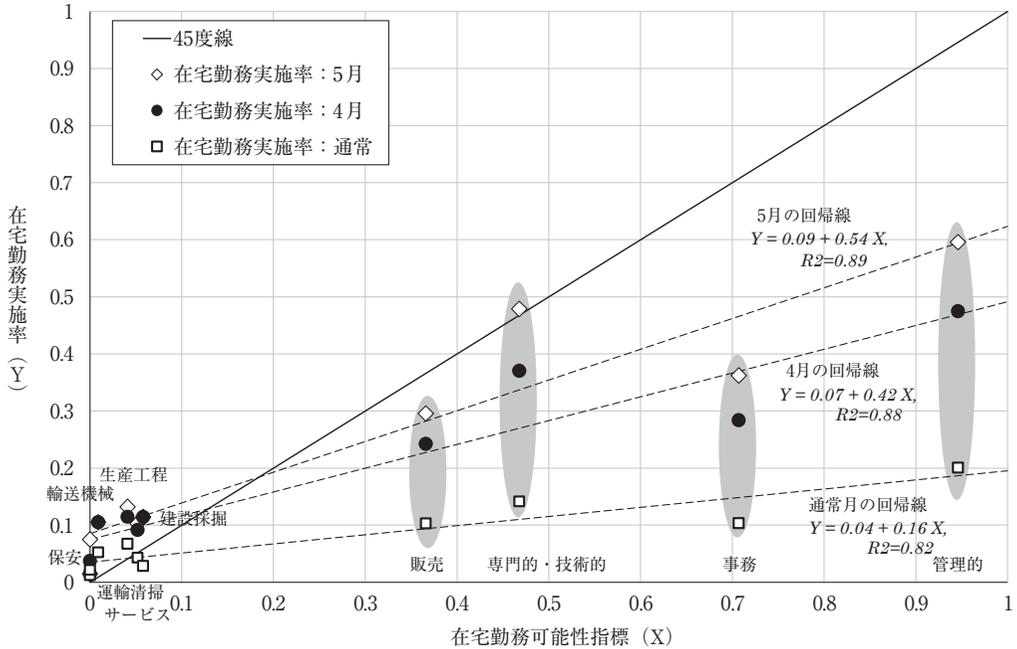
軸は実際の在宅勤務実施率として、パンデミック以前の通常月（四角印）、緊急事態宣言中の4月第2週（丸印）、5月第2週（菱形印）の3つの時点についてプロットしている。両者の関係をみることで、在宅勤務の潜在的な可能性に対して、在宅勤務が実際にどの程度進んでいたのかを把握できる。図の45度線は、各職種で潜在的な在宅勤務の可能性に対して、100%フルで在宅勤務を実施している状況を示しており、在宅勤務可能性よりも実際の在宅勤務実施率が低いと45度線の下側にプロットされる。

図1について、まず、横軸に示された職種ごと

の在宅勤務可能性指標に注目すると、もっとも高い値は管理的職業従事者の0.946で、約95%の仕事が在宅勤務可能と示されている。続いて事務従事者で0.707、専門的・技術的職業従事者で0.468、販売従事者で0.366となっている。これら以外の職種の在宅勤務可能性指標は0.1を下回り、業務の特性上、在宅での仕事の遂行は難しいことが示されている。

次に、縦軸に示された職業ごとの実際の在宅勤務実施率をみると、在宅勤務の可能性が低い職種では、通常月とコロナ禍の4月・5月で在宅勤務実施率に大差はないが、在宅勤務可能性が高い管

図1 職種大分類 在宅勤務可能性指標と実際の在宅勤務実施率



注：図の横軸は職業大分類ごとの在宅勤務可能性指標、縦軸は実際の在宅勤務実施率として、パンデミック以前の通常月（四角印）、緊急事態宣言中の4月第2週（丸印）、5月第2週（菱形印）の3つの時点についてプロットしている。在宅勤務の潜在的な可能性に対して、在宅勤務が実際にどの程度進んでいたのかを把握することを目的としており、図の45度線は各職種で潜在的な在宅勤務の可能性に対して、100%フルで在宅勤務を実施している状況を示している。

理的、事務、専門的・技術的、販売の職種においては、通常月に比較して4月に大幅に在宅勤務実施割合が高まり、5月にさらに高まったことがわかる。

3つの時点のプロットの回帰線を推計すると、係数は通常月で0.16、4月で0.42、5月で0.54となる。いずれも定数項がゼロに近いことを踏まえると、在宅勤務可能性に対して通常月は平均して16%の在宅勤務が実施されているのに対して、パンデミックを契機に、4月では42%、5月では54%と実施確率が大きく高まったといえる。

回帰線と実際の在宅勤務実施率のプロットを比較すると、管理的職種や販売職種ではいずれの時点も回帰線と近い状況にあり、平均的な実施状況にあることがわかる。一方、事務職種では平均よりも在宅勤務の実施率が低く、逆に、専門的・技術的職種では平均よりも高く、在宅勤務がかなり浸透していたといえる。このように、図1からは、在宅勤務のしやすさ（在宅勤務可能性指標）によって、実際の在宅勤務実施率が異なることが

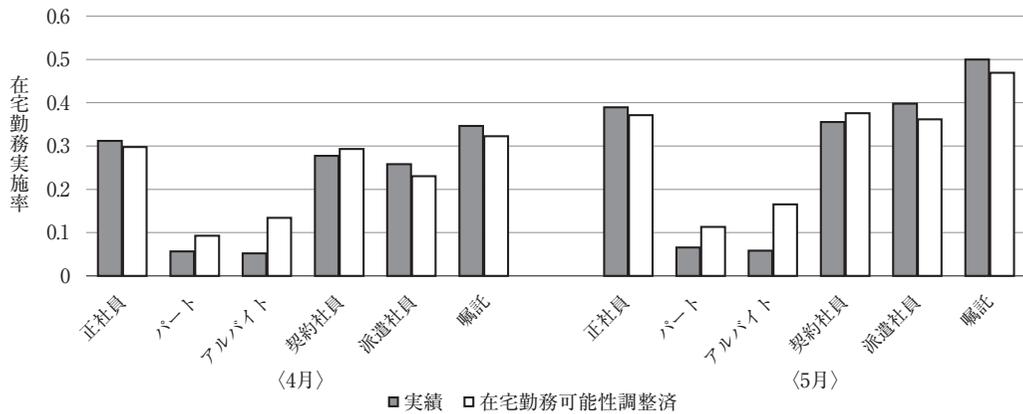
わかるが、同時に、その差異の大きさは職種大分類レベルでも区々であり、職場や労働者の何らかの要因によっても実際の在宅勤務実施率に差が生じていることが把握できる。

#### 4 属性による在宅勤務可能性と在宅勤務実施の違い

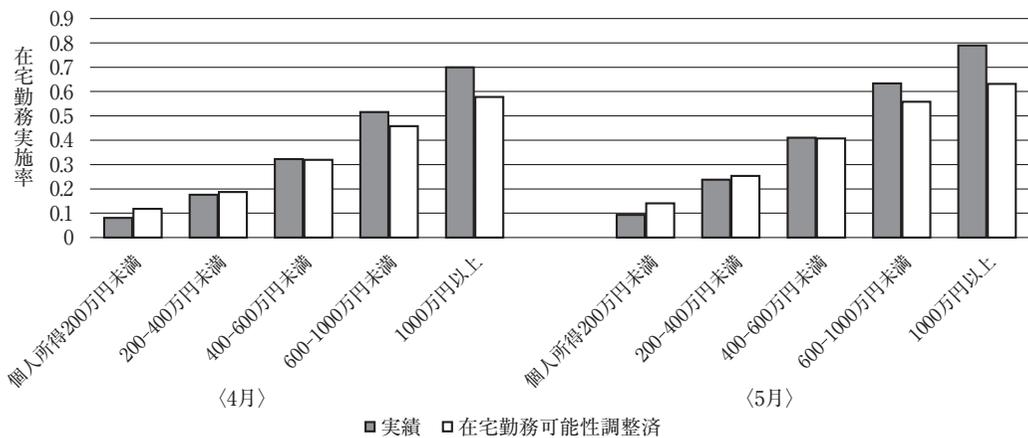
次に、在宅勤務可能性指標とそれ以外の要因によって実際の在宅勤務実施割合がどの程度異なるかを検証するため、図2では、雇用形態別・所得水準別・学歴別・企業規模別に、4月・5月の実際の在宅勤務実施率と、在宅勤務可能性を調整した在宅勤務実施率を示している。在宅勤務可能性調整済み在宅勤務実施率は、各労働者の職種別の在宅勤務可能性を一定にしたうえでの在宅勤務実施率であり、線形確率モデルで在宅勤務の有無を在宅勤務可能性指標で単純回帰し、推計された残差を在宅勤務の有無の平均値（在宅勤務実施率）に足すことで算出している。この調整済み在宅勤務実施率を属性別に比較することで、職種大分類レ

図2 在宅勤務実施率と在宅勤務可能性調整済み在宅勤務実施率

(A) 雇用形態別



(B) 年収別



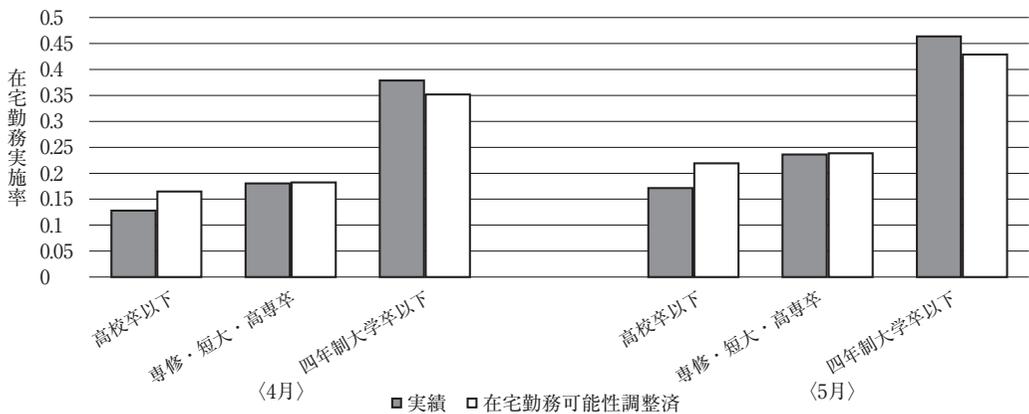
ベルの業務特性による在宅勤務のしやすさをコントロールしたうへでも、在宅勤務の実施に差異をもたらす要因を把握することができる。

図2(A)では、雇用形態別の在宅勤務実施率を示しており、在宅勤務の実施状況には雇用形態で大きな差がある。正規雇用で在宅勤務実施率が高いが、非正規雇用のなかでも、雇用形態による在宅勤務実施率の差は大きく、パートやアルバイトでは実施率が著しく低い。特筆すべきは、この傾向は、在宅勤務可能性を調整してもほとんど変わらないことである。すなわち、雇用形態による在宅勤務実施率の格差は、パートやアルバイトで就業している人が在宅勤務しにくい仕事に就いているといった雇用形態による在宅勤務可能性の格差によるものだけでなく、雇用形態によって適用する勤務体系が異なるなどの運用上の要因でも生

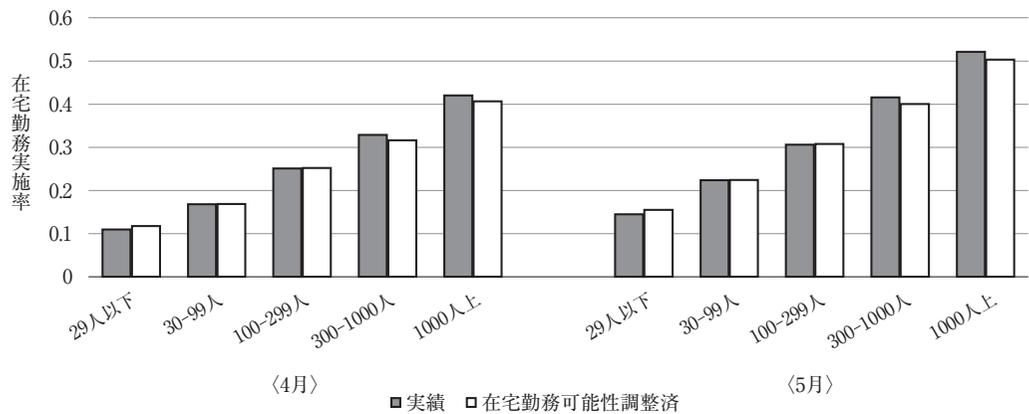
じている可能性があるといえる。

同様に、図2(B)では所得階層別に、(C)では学歴別に、(D)では企業規模別に、実際の在宅勤務実施率と在宅勤務実施可能性調整済みの在宅勤務実施率を示している。いずれのパネルにおいても、所得水準が高いほど、学歴が高いほど、企業規模が大きいほど、実際の在宅勤務実施率が高いこと、また、業務特性上の在宅勤務可能性を調整するとその差は縮まる傾向はあるものの、大きくは変わらないことがわかる。すなわち、在宅勤務がしにくい職種に就いていることを考慮したうへでも、所得水準や学歴、企業規模により、在宅勤務の実施に格差が生じている可能性がある。在宅勤務が奨励されるパンデミック下においても、こうした格差が顕在していることは、政策により解決すべき課題ともいえよう。次節では、こ

(つづき)  
(C) 学歴別



(D) 企業規模別



注：雇用形態別・所得水準別・学歴別・企業規模別に、4月・5月の実際の在宅勤務実施率と、在宅勤務可能性を調整した在宅勤務実施率を示している。在宅勤務可能性調整済み在宅勤務実施率は、各労働者の職種別の在宅勤務可能性を一定にしたうえでの在宅勤務実施率であり、線形確率モデルで在宅勤務の有無を在宅勤務可能性指標で単純回帰し、推計された残差を在宅勤務の有無の平均値（在宅勤務実施率）に足すことで算出している。属性別に両者を比較することで、在宅勤務のしやすさをコントロールしたうえで、これらの属性間で在宅勤務の実施に差異があることが把握できる。

こうした観察事実について、多変量解析でさまざまな要因をコントロールしたうえで、統計的に示せるかを分析する。

#### IV 在宅勤務の実施要因に関する分析

本節では、前節で確認したコロナ禍での在宅勤務の実施の有無に対する影響について、学歴や所得、雇用形態などの個人の属性や人材マネジメントの善し悪しといった企業の属性に注目しながら、回帰分析によって検証する。

##### 1 労働者の属性による格差

表2は4月時点で在宅勤務を実施していれば1

をとるダミー変数を被説明変数としたプロビットモデルの推定結果であり、限界効果を掲載している。まず、在宅勤務可能性をコントロールしていない表2の(1)～(2)列をみると、学歴、企業規模、雇用形態、年収の影響に関して、これまでと同様の結果が確認できる。

続いて表2の(3)～(4)列では、前節で説明した在宅勤務可能性指標とともに、新型コロナウイルス感染症が流行する前の通常月の在宅勤務実施日数をコントロールする。これにより業務特性による在宅勤務のしやすさ以外の要因で在宅勤務実施確率がどの程度異なるかを再推定している。

(3)～(4)列の結果のうち、在宅勤務可能性指標と通常月の在宅勤務実施日数をみると、いずれ

表2 個人属性が在宅勤務実施確率に与える影響

|                    | 被説明変数：4月の在宅勤務実施ダミー      |                        |                        |                         |                    | 被説明変数：4月の在宅勤務実施ダミー     |                        |                        |                        |
|--------------------|-------------------------|------------------------|------------------------|-------------------------|--------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
|                    | (1)                     | (2)                    | (3)                    | (4)                     |                    | (1)                    | (2)                    | (3)                    | (4)                    |
| 在宅勤務可能性指標          |                         |                        | 0.180***<br>(0.0217)   | 0.152***<br>(0.0218)    | 100～999人ダミー        | 0.134***<br>(0.0222)   | 0.111***<br>(0.0219)   | 0.0897***<br>(0.0197)  | 0.0784***<br>(0.0197)  |
| 通常月の在宅勤務日数         |                         |                        | 0.171***<br>(0.0186)   | 0.169***<br>(0.0183)    | 1000人以上ダミー         | 0.198***<br>(0.0226)   | 0.157***<br>(0.0226)   | 0.150***<br>(0.0201)   | 0.126***<br>(0.0203)   |
| 男性ダミー              | -0.0102<br>(0.0162)     | -0.0477***<br>(0.0168) | 0.0134<br>(0.0148)     | -0.0194<br>(0.0156)     | 不明ダミー              | 0.0921***<br>(0.0340)  | 0.0614*<br>(0.0317)    | 0.0604**<br>(0.0301)   | 0.0436<br>(0.0280)     |
| 年齢層ダミー（ベース＝20代）    |                         |                        |                        |                         | 雇用形態ダミー（ベース＝正社員）   |                        |                        |                        |                        |
| 30代ダミー             | 0.0150<br>(0.0240)      | -0.00852<br>(0.0235)   | 0.00802<br>(0.0215)    | -0.00876<br>(0.0210)    | パート                | -0.198***<br>(0.0187)  |                        | -0.139***<br>(0.0176)  |                        |
| 40代ダミー             | 0.0370<br>(0.0243)      | -0.00751<br>(0.0238)   | 0.0148<br>(0.0218)     | -0.0164<br>(0.0213)     | アルバイト              | -0.186***<br>(0.0331)  |                        | -0.121***<br>(0.0324)  |                        |
| 50代ダミー             | 0.0811***<br>(0.0267)   | 0.0252<br>(0.0261)     | 0.0412*<br>(0.0243)    | 0.00476<br>(0.0235)     | 契約社員               | -0.0302<br>(0.0322)    |                        | 0.00174<br>(-0.0304)   |                        |
| 60代ダミー             | 0.0702*<br>(0.0362)     | 0.0438<br>(0.0329)     | 0.0363<br>(0.0328)     | 0.0256<br>(0.0300)      | 派遣社員               | -0.00376<br>(0.0470)   |                        | -0.0125<br>(0.0406)    |                        |
| 学歴ダミー（ベース＝中学・高校卒）  |                         |                        |                        |                         | 嘱託                 | 0.0334<br>(0.0863)     |                        | 0.0248<br>(0.0756)     |                        |
| 専修・各種学校卒・短大・高専卒ダミー | 0.0600***<br>(0.0212)   | 0.0604***<br>(0.0204)  | 0.0359*<br>(0.0187)    | 0.0380**<br>(0.0181)    | 年収ダミー（ベース＝200万円未満） |                        | 0.0889***<br>(0.0169)  |                        | 0.0591***<br>(0.0155)  |
| 大卒以上ダミー            | 0.159***<br>(0.0164)    | 0.135***<br>(0.0166)   | 0.105***<br>(0.0152)   | 0.0921***<br>(0.0151)   | 400万～600万円ダミー      |                        | 0.205***<br>(0.0228)   |                        | 0.157***<br>(0.0212)   |
| 既婚ダミー              | 0.0182<br>(0.0164)      | -0.00578<br>(0.0163)   | 0.0134<br>(0.0148)     | -0.00324<br>(0.0148)    | 600万～800万円ダミー      |                        | 0.320***<br>(0.0326)   |                        | 0.210***<br>(0.0314)   |
| 12歳以下の子どもありダミー     | 0.0242<br>(0.0201)      | 0.0163<br>(0.0199)     | 0.0134<br>(0.0176)     | 0.00903<br>(0.0174)     | 800万～1000万円ダミー     |                        | 0.357***<br>(0.0457)   |                        | 0.241***<br>(0.0416)   |
| 要介護者ありダミー          | -0.0265<br>(0.0234)     | -0.0238<br>(0.0229)    | -0.00347<br>(0.0203)   | -0.00178<br>(0.0200)    | 1000万円以上ダミー        |                        | 0.431***<br>(0.0564)   |                        | 0.293***<br>(0.0553)   |
| 勤続年数               | 0.00200**<br>(0.000836) | 0.000437<br>(0.000856) | 0.000559<br>(0.000810) | -0.000327<br>(0.000807) | 4月陽性者割合            | 0.0265***<br>(0.00296) | 0.0219***<br>(0.00293) | 0.0202***<br>(0.00271) | 0.0173***<br>(0.00267) |
| 労働組合参加ダミー          | 0.0271<br>(0.0167)      | 0.0178<br>(0.0164)     | 0.0306**<br>(0.0148)   | 0.0211<br>(0.0147)      | 観測数                | 3.312                  | 3.312                  | 3.312                  | 3.312                  |
| 企業規模ダミー（ベース＝30人未満） |                         |                        |                        |                         | 対数尤度               | -1550.11               | -1523.01               | -1284.48               | -1268.88               |
| 30～99人ダミー          | 0.0564**<br>(0.0257)    | 0.0551**<br>(0.0251)   | 0.0383*<br>(0.0228)    | 0.0401*<br>(0.0224)     | Wald統計量            | 483.61***              | 592.63***              | 530.06***              | 597.95***              |
|                    |                         |                        |                        |                         | McFadden指標         | 0.175                  | 0.189                  | 0.316                  | 0.324                  |

注：1）\*\*\*，\*\*，\*はそれぞれ1%，5%，10%の水準で有意であることを示している。

2）上段は限界効果を，（ ）内は不均一分散がある場合にも頑健な標準誤差を示している。

も正で有意であり、もともと在宅勤務を実施しやすい環境にあった人ほど、コロナ禍の4月での在宅勤務確率が高かったことがわかる。次に、労働者の属性に注目すると、学歴や企業規模、雇用形態、年収が統計的に有意に正であるものの、限界効果は(1)～(2)列よりも小さくなっている。例えば、同じ職業に従事していても、大企業の労働者ほど中小企業の労働者よりも実際の在宅勤務の実施確率が高くなっている傾向があるといえる。この傾向は、学歴や雇用形態、年収についても当てはまっており、パンデミックへの対応としての在宅勤務の実施に、在宅勤務可能性の偏り以外の点で格差が生じていることを示唆しているだろう<sup>7)8)</sup>。このほか、都道府県別の人口当たりのコロナ陽性者数は正で有意であり、陽性者の割合が高い地域でより在宅勤務の実施が進んだことがわか

る。

## 2 企業の属性による格差

コロナ禍で速やかに在宅勤務に移行できたかは、勤務先や職場の方針などの企業の属性によっても異なりうる。そこで、表3では、表2でみた労働者の属性や在宅勤務のしやすさに加えて、労働者の職場での人材マネジメントの善し悪しといった企業の属性が4月の在宅勤務確率に与える影響を推定した結果を示している。ここでは、人材マネジメントの善し悪しを反映する指標として、「仕事に働きがいを感じている」「職業能力やキャリアを高めるための機会や支援がある」「精神的に過度なストレスがない」「職場の人間関係がよい」「仕事と生活のバランスが適度にとれている」（いずれも4月調査の情報）が当てはまるか

表3 仕事特性が在宅勤務実施確率に与える影響

|                             | 被説明変数：4月の在宅勤務実施ダミー    |                       |                      |                                  | 被説明変数：4月の在宅勤務実施ダミー    |                       |                      |
|-----------------------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|----------------------------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|
|                             | (a)                   | (b)                   | (c)                  |                                  | (a)                   | (b)                   | (c)                  |
|                             | 全体                    | 特定警戒<br>都道府県          | その他の県                |                                  | 全体                    | 特定警戒<br>都道府県          | その他の県                |
| (1) 仕事に働きがいを感している           | 0.0342***<br>(0.0122) | 0.0510***<br>(0.0161) | 0.00653<br>(0.0167)  | (2) 職業能力やキャリアを高める<br>ための機会や支援がある | 0.0495***<br>(0.0133) | 0.0563***<br>(0.0176) | 0.0392**<br>(0.0188) |
| 観測数                         | 3,312                 | 2,174                 | 1,138                | 観測数                              | 3,312                 | 2,174                 | 1,138                |
| 対数尤度                        | -1280.6415            | -945.66               | -303.50              | 対数尤度                             | -1277.6933            | -945.53               | -301.38              |
| Wald 統計量                    | 531.23***             | 401.91***             | 124.57***            | Wald 統計量                         | 550.78***             | 409.27***             | 135.59***            |
| McFadden 指標                 | 0.318                 | 0.301                 | 0.341                | McFadden 指標                      | 0.320                 | 0.301                 | 0.345                |
| (3) 精神的に過度なストレスがない          | 0.0401***<br>(0.0129) | 0.0561***<br>(0.0170) | 0.00219<br>(0.0183)  | (4) 職場の人間関係がよい                   | 0.0246**<br>(0.0124)  | 0.0356**<br>(0.0164)  | -0.00425<br>(0.0172) |
| 観測数                         | 3,312                 | 2,174                 | 1,138                | 観測数                              | 3,312                 | 2,174                 | 1,138                |
| 対数尤度                        | -1279.7374            | -945.24               | -303.56              | 対数尤度                             | -1282.5104            | -948.17               | -303.54              |
| Wald 統計量                    | 533.29***             | 399.47***             | 123.68***            | Wald 統計量                         | 526.27***             | 399.43***             | 123.64***            |
| McFadden 指標                 | 0.318                 | 0.301                 | 0.341                | McFadden 指標                      | 0.317                 | 0.299                 | 0.341                |
| (5) 仕事と生活のバランスが適度に<br>とれている | 0.0328***<br>(0.0125) | 0.0510***<br>(0.0167) | -0.00480<br>(0.0172) |                                  |                       |                       |                      |
| 観測数                         | 3,312                 | 2,174                 | 1,138                |                                  |                       |                       |                      |
| 対数尤度                        | -1281.039             | -945.85               | -303.53              |                                  |                       |                       |                      |
| Wald 統計量                    | 531.51***             | 401.81***             | 123.49***            |                                  |                       |                       |                      |
| McFadden 指標                 | 0.318                 | 0.301                 | 0.341                |                                  |                       |                       |                      |

注：1) \*\*\*, \*\*, \* はそれぞれ1%, 5%, 10%の水準で有意であることを示している。

2) 上段は限界効果を、( )内は不均一分散がある場合にも頑健な標準誤差を示している。

3) その他のコントロール変数は、表2の(3)列と同じである。

を示す5つのダミー変数を用いる。

推定結果のうち全体(a列)をみると、人材マネジメントの善し悪しを示す5つの変数すべてが、在宅勤務の実施確率を有意に高める傾向があることがわかる。ここでの推定は、業種ごとの在宅勤務のしやすさを表す在宅勤務可能性指標や通常月の在宅勤務日数、労働者の属性をコントロールした上での結果であり、在宅勤務を実施できるかどうかは、もともとの業務の特性や労働者の属性によってだけでなく、労働環境や職場管理の方針などの人材マネジメントの善し悪しによっても影響を受けるといえる。

さらに表3では、こうした傾向が新型コロナウイルスの感染状況によって異なるかを検証するため、特定警戒都道府県(b列)とそれ以外の県(c列)に居住地で分けた推定を行っている。推定結果のb列とc列を比較すると、特定警戒都道府県に指定された都道府県の方が、他の県に比べて5つの変数の限界効果が大きくなっており、人材マネジメントの善し悪しによる在宅勤務実施の格差は、新型コロナウイルスの感染拡大が深刻であった地域でより顕著に生じていたと解釈できる。

## V 在宅勤務実施が収入・労働時間・不安に与えた影響に関する分析

本節では、1週間のうち1日でも在宅勤務を行っている場合を在宅勤務の実施とみなし、新型コロナウイルス感染症が流行した初期時点の労働者の収入や労働時間、不安に対して在宅勤務実施がどのような影響を与えたのかを分析する。ただし、先述の通り、在宅勤務の実施は企業や労働者による選択の余地があった可能性が高く、例えば、新型コロナウイルス感染症に対する不安が大きい人ほど、在宅勤務を選択しやすいと予想される。このとき、在宅勤務の実施の有無は内生変数となってしまう。この点を考慮するため、本節では、在宅勤務の実施を説明する操作変数として業種別の在宅勤務可能性指標と通常月の在宅勤務日数を用いた操作変数法によって、在宅勤務が収入、労働時間、不安に与える因果効果を推定する。在宅勤務可能性指標と通常月の在宅勤務日数は、前節で確認したように在宅勤務の実施に影響を与える一方で、コロナ禍での収入や労働時間、不安に対しては直接的な影響は与えにくいと考えられるため、操作変数として適していると考えら

れる。

### 1 収入および労働時間への影響

表4は、在宅勤務の実施が通常月と比べた月収と労働時間に与えた影響を推定した結果である。Aでは最小自乗法による推定結果を、Bでは操作変数法による推定結果を提示している。ここでは、感染症の流行による景気後退の影響の違いをコントロールするため、企業規模に加えて業種もコントロールしている。(1a)～(1c)は月収、(2a)～(2c)は4月の労働時間、(3a)～(3c)は5月の労働時間を被説明変数としており、いずれも全サンプル、特定警戒都道府県、その他の県のそれぞれをサンプルにした3通りの推計を行っている<sup>9)</sup>。

る<sup>9)</sup>。

まず、最小自乗法による推定結果に注目すると、全サンプルおよび特定警戒都道府県について、4月の月収と5月の労働時間の在宅勤務実施ダミーの係数が統計的に有意に正となっていることがわかる。一方で、4月の労働時間については有意な影響は確認されない。同様の結果は在宅勤務実施の内生性に対処した操作変数法を用いた推定でも確認される。表1の記述統計によると、通常月と比べコロナ禍での月収と労働時間は平均的に減少していたといえる。よって表4の推定結果は、在宅勤務の実施はコロナ禍での月収と労働時間の低下を緩和する効果をもつと解釈できる。ただし、特定警戒都道府県以外の県では、在宅勤務

表4 在宅勤務の実施が月収・労働時間に与える影響

#### (A) 最小自乗法による推定

|                           | 被説明変数：通常月を100とした<br>4月の月収 |                      |                  | 被説明変数：通常月を100とした<br>4月の労働時間 |                      |                   | 被説明変数：通常月を100とした<br>5月の労働時間 |                      |                  |
|---------------------------|---------------------------|----------------------|------------------|-----------------------------|----------------------|-------------------|-----------------------------|----------------------|------------------|
|                           | (1a)<br>全体                | (1b)<br>特定警戒<br>都道府県 | (1c)<br>その他の県    | (2a)<br>全体                  | (2b)<br>特定警戒<br>都道府県 | (2c)<br>その他の県     | (3a)<br>全体                  | (3b)<br>特定警戒<br>都道府県 | (3c)<br>その他の県    |
| 4月在宅勤務ありダミー               | 1.449**<br>(0.635)        | 1.568**<br>(0.731)   | 0.625<br>(1.282) | -1.039<br>(0.791)           | -0.665<br>(0.961)    | -1.432<br>(1.312) |                             |                      |                  |
| 5月在宅勤務ありダミー               |                           |                      |                  |                             |                      |                   | 3.409***<br>(1.038)         | 4.245***<br>(1.351)  | 1.955<br>(1.625) |
| 決定係数                      | 0.078                     | 0.090                | 0.084            | 0.067                       | 0.069                | 0.088             | 0.083                       | 0.095                | 0.089            |
| F値(すべての変数の係数が同<br>時に0の検定) | 5.02***                   | 3.97***              | 1.88***          | 6.69***                     | 4.47***              | 2.61***           | 7.19***                     | 5.31***              | 3.23***          |
| 観測数                       | 2,981                     | 1,951                | 1,030            | 3,306                       | 2,170                | 1,136             | 3,306                       | 2,170                | 1,136            |

注：1) \*\*\*, \*\*, \*はそれぞれ1%, 5%, 10%の水準で有意であることを示している。

2) 上段は係数を、( )内は不均一分散がある場合にも頑健な標準誤差を示している。

3) 通常月の月収が0の者はサンプルから除いている。

4) その他のコントロール変数は、表2の(3)列に加え業種ダミーを用いている。また、5月の労働時間については5月の陽性者割合を用いている。

#### (B) 操作変数法による推定

|             | 被説明変数：通常月を100とした<br>4月の月収 |                      |                  | 被説明変数：通常月を100とした<br>4月の労働時間 |                      |                  | 被説明変数：通常月を100とした<br>5月の労働時間 |                      |                  |
|-------------|---------------------------|----------------------|------------------|-----------------------------|----------------------|------------------|-----------------------------|----------------------|------------------|
|             | (1a)<br>全体                | (1b)<br>特定警戒<br>都道府県 | (1c)<br>その他の県    | (2a)<br>全体                  | (2b)<br>特定警戒<br>都道府県 | (2c)<br>その他の県    | (3a)<br>全体                  | (3b)<br>特定警戒<br>都道府県 | (3c)<br>その他の県    |
| 4月在宅勤務ありダミー | 4.586**<br>(1.906)        | 5.603**<br>(2.357)   | 1.631<br>(3.174) | 2.393<br>(1.829)            | 3.377<br>(2.421)     | 0.102<br>(2.566) |                             |                      |                  |
| 5月在宅勤務ありダミー |                           |                      |                  |                             |                      |                  | 8.797***<br>(2.895)         | 9.584***<br>(3.663)  | 6.288<br>(4.546) |
| 決定係数        | 0.073                     | 0.080                | 0.083            | 0.061                       | 0.061                | 0.087            | 0.068                       | 0.082                | 0.072            |
| 1段階目推計F値    | 297.455                   | 167.14               | 164.184          | 332.966                     | 187.101              | 182.245          | 253.073                     | 153.722              | 107.815          |
| 過剰識別制約検定    | 22.46<br>[0.000]          | 14.32<br>[0.000]     | 7.96<br>[0.005]  | 11.34<br>[0.001]            | 6.86<br>[0.009]      | 3.91<br>[0.048]  | 6.17<br>[0.013]             | 2.54<br>[0.111]      | 3.61<br>[0.057]  |
| 観測数         | 2,981                     | 1,951                | 1,030            | 3,306                       | 2,170                | 1,136            | 3,306                       | 2,170                | 1,136            |

注：1) \*\*\*, \*\*, \*はそれぞれ1%, 5%, 10%の水準で有意であることを示している。

2) 上段は係数を、( )内は不均一分散がある場合にも頑健な標準誤差を示している。

3) 操作変数として在宅勤務可能性指標と通常月の在宅勤務日数を用いている。

4) [ ]内はJ統計量のP値を示している。

5) 通常月の月収が0の者はサンプルから除いている。

6) その他のコントロール変数は、表2の(3)列に加え業種ダミーを用いている。また、5月の労働時間については5月の陽性者割合を用いている。

実施ダミーは統計的に有意ではなく、在宅勤務の影響には地域差があるといえる。新型コロナウイルスの感染が深刻な地域では、比較的大規模かつ長期の休業要請や時短営業要請が実施されたため、通常通りの勤務が難しかったと予想される。そのような地域では在宅で勤務できたかの違いが、月収や労働時間の変化に直接的な影響を与えたのであろう。また、労働時間への影響が4月では確認できず、5月に顕著にみられるのは、4月には自宅待機で実質的な仕事が与えられなかった労働者が多くいた可能性や、時間の経過とともに在宅勤務の制度や環境が整ったことで労働時間が増加された可能性などが考えられる。なお、1段階目のF値はどの推計でも十分に大きいため、弱操作変数の問題は小さいと思われる。また、内生性の検定でも多くの推定で棄却されるため、操作変数による推定が望ましいと考えられる。ただし、過剰識別検定では多くの推定で棄却される点は注意が必要である<sup>10)</sup>。

表には記載していないが、その他の変数について簡単に触れておくと、5月の労働時間は、男性に比べて女性で、正社員と比べてアルバイトや派遣社員で、また、12歳以下の子どもがいる場合で短くなっていることが確認される<sup>11)</sup>。さらに、非正規雇用者は収入面でも不利な影響を受けていることが示唆される。

## 2 不安への影響

表5は、在宅勤務の実施が新型コロナウイルス感染症発生以降の仕事や生活に関する不安の有無に与えた影響を推定した結果である。Aではプロビットモデルによる推定結果を、Bでは操作変数法による推定結果を提示している。在宅勤務実施の内生性を考慮しない通常のプロビットモデルによる推定を行うと、在宅勤務実施ダミーは特に生活に関する不安を統計的に高める。一方、操作変数法を用いた推定結果によると、在宅勤務の実施は、「正しい情報がわからない」という不安を高めるものの、それ以外のすべての不安に対して有意な影響を持たない。なお、不安についての推定でも弱操作変数の問題は小さく、過剰識別検定も多くが棄却されないため操作変数法は妥当である

と考えられる。ここから、在宅勤務の不安への影響がAでのみ正に観察されるのは、通常のプロビットモデルによる推定結果は不安が大きいため在宅勤務を実施するという逆の因果性を反映した結果であると考えられる。また、在宅勤務とメンタルヘルスに関する先行研究の知見と照らし合わせると、在宅勤務の内生性を考慮することにより、在宅勤務により本来生じうるメンタルヘルスへの負の効果が、所得の下支えや感染不安の緩和といったコロナ禍特有の在宅勤務の正の効果と相殺しあっている可能性が示唆される。

表には記載していないが、その他の説明変数が不安に与える影響をまとめると、女性の方が仕事と生活のどちらに対しても不安を持ちやすいこと、また、要介護者の存在は感染予防などの生活不安だけでなく、解雇や収入の減少、仕事の調整などの労働に関する不安も高めていることが確認される<sup>12)</sup>。さらに、正規社員に比べ契約社員や派遣社員など非正規雇用で働く人々はより解雇や雇止めに対する不安をもっていることがわかる。2020年6月の非正規の雇用者数は前年同月比で100万人超の減少となっており、解雇や雇止めに対する強い不安は、新型コロナウイルスの感染拡大に伴い、特に非正規雇用で働く人々にとって厳しい雇用情勢が続いていることを反映した結果と解釈できる。

## VI おわりに

新型コロナウイルス感染症の流行が本格化し、緊急事態宣言が出される中で、通勤勤務から在宅勤務へと速やかに移行した労働者とそうでない労働者の間にどのような要因の違いがあり、また、在宅勤務の有無によってどのような影響の違いが生じたのか。2020年4～5月に実施された労働者へのアンケート調査の個票データを用いて、本稿では、在宅勤務実施の要因とその影響を検証した。

まず、在宅勤務の実施要因についての分析を行ったところ、大卒や正社員、高収入、企業規模の大きい企業の労働者などで在宅勤務実施率が高くなっており、学歴や雇用形態、年収、企業規模

表5 在宅勤務の実施が不安に与える影響

(A) プロビットモデルによる推定

|             | (1)                                | (2)                  | (3)                 | (4)                    | (5)   | (6)                              | (7)                     | (8)                 |
|-------------|------------------------------------|----------------------|---------------------|------------------------|---|----------------------------------|-------------------------|---------------------|
|             | 勤め先の経営<br>状況の悪化・<br>企業倒産・事<br>業所閉鎖 | 解雇や雇止め<br>(雇用不安)     | 収入の減少               | 会社の衛生管<br>理            | 「一斉休校」な<br>どに伴う休暇<br>や業務調整に<br>対する会社の<br>マネジメント | ご自身の仕事<br>の調整                    | 職場の人間関<br>係の変化          | 感染の収束が<br>見えない      |
| 5月在宅勤務実施ダミー | -0.0278<br>(0.0613)                | 0.0984<br>(0.0745)   | -0.0416<br>(0.0569) | -0.112*<br>(0.0618)    | -0.0330<br>(0.0829)                             | 0.360***<br>(0.0619)             | 0.0456<br>(0.0850)      | 0.0952*<br>(0.0564) |
| 対数尤度        | -1769.984                          | -1143.871            | -2125.016           | -1808.797              | -837.687  | -1603.635                        | -756.455                | -2186.447           |
| Wald 統計量    | 159.4***                           | 210.27***            | 201.21***           | 153.44***              | 160.61***                                       | 136.57***                        | 45.750                  | 65.97***            |
| McFadden 指標 | 0.0431                             | 0.0842               | 0.0452              | 0.0407                 | 0.0875  | 0.0408                           | 0.0294                  | 0.015               |
| 観測数         | 3.306                              | 3.306                | 3.306               | 3.306                  | 3.306   | 3.306                            | 3.306                   | 3.306               |
|             | (9)                                | (10)                 | (11)                | (12)                   | (13)  | (14)                             | (15)                    | (16)                |
|             | 正しい情報が<br>わからない                    | 感染予防物資<br>の不足        | 生活物資の不<br>足         | 一斉休校に伴<br>う子どもの預<br>け先 | ご自身やご家<br>族の持病など<br>による通院や<br>入院                | 旅行やイベン<br>ト、冠婚葬祭<br>などの参加や<br>実施 | 感染拡大防止<br>に向けた政府<br>の対応 | 不況の長期<br>化・深刻化      |
| 5月在宅勤務実施ダミー | -0.0289<br>(0.0685)                | 0.159***<br>(0.0588) | 0.00525<br>(0.0864) | -0.0568<br>(0.131)     | 0.142*<br>(0.0836)                              | 0.116*<br>(0.0705)               | 0.138**<br>(0.0674)     | 0.131**<br>(0.0566) |
| 対数尤度        | -1355.7369                         | -1974.7774           | -812.60758          | -324.66603             | -897.62792                                      | -1227.3107                       | -1384.8575              | -2143.4331          |
| Wald 統計量    | 52.41**                            | 136.13***            | 51.05**             | 185.31***              | 98.9***   | 93.39***                         | 63.46***                | 103.65***           |
| McFadden 指標 | 0.019                              | 0.033                | 0.031               | 0.222                  | 0.052   | 0.037                            | 0.022                   | 0.024               |
| 観測数         | 3.306                              | 3.306                | 3.306               | 3.306                  | 3.306   | 3.306                            | 3.306                   | 3.306               |

注：1) \*\*\*, \*\*, \* はそれぞれ 1%, 5%, 10% の水準で有意であることを示している。

2) 上段は限界効果を、( ) 内は不均一分散がある場合にも頑健な標準誤差を示している。

3) その他のコントロール変数は、表2の(3)列と同じである。ただし、陽性者割合については5月時点の情報を用いている。

(B) 操作変数法による推定

|             | (1)                                | (2)                | (3)                | (4)                    | (5)   | (6)                              | (7)                     | (8)                |
|-------------|------------------------------------|--------------------|--------------------|------------------------|---|----------------------------------|-------------------------|--------------------|
|             | 勤め先の経営<br>状況の悪化・<br>企業倒産・事<br>業所閉鎖 | 解雇や雇止め<br>(雇用不安)   | 収入の減少              | 会社の衛生管<br>理            | 「一斉休校」な<br>どに伴う休暇<br>や業務調整に<br>対する会社の<br>マネジメント | ご自身の仕事<br>の調整                    | 職場の人間関<br>係の変化          | 感染の収束が<br>見えない     |
| 5月在宅勤務実施ダミー | 0.0538<br>(0.167)                  | -0.0405<br>(0.204) | -0.0706<br>(0.154) | 0.185<br>(0.167)       | 0.163<br>(0.230)                                | 0.261<br>(0.170)                 | 0.0268<br>(0.233)       | -0.0204<br>(0.154) |
| Wald 統計量    | 149.06***                          | 187.07***          | 188.13***          | 146.13***              | 147.68***                                       | 99.86***                         | 41.55                   | 62.22***           |
| 過剰識別制約検定    | 0.651<br>[0.4198]                  | 3.329<br>[0.0681]  | 20.911<br>[0.000]  | 0.172<br>[0.6787]      | 4.09<br>[0.0431]                                | 7.624<br>[0.0058]                | 0.204<br>[0.6515]       | 1.352<br>[0.2448]  |
| 観測数         | 3.306                              | 3.306              | 3.306              | 3.306                  | 3.306   | 3.306                            | 3.306                   | 3.306              |
|             | (9)                                | (10)               | (11)               | (12)                   | (13)  | (14)                             | (15)                    | (16)               |
|             | 正しい情報が<br>わからない                    | 感染予防物資<br>の不足      | 生活物資の不<br>足        | 一斉休校に伴<br>う子どもの預<br>け先 | ご自身やご家<br>族の持病など<br>による通院や<br>入院                | 旅行やイベン<br>ト、冠婚葬祭<br>などの参加や<br>実施 | 感染拡大防止<br>に向けた政府<br>の対応 | 不況の長期<br>化・深刻化     |
| 5月在宅勤務実施ダミー | 0.383**<br>(0.179)                 | 0.0914<br>(0.160)  | 0.00776<br>(0.227) | 0.00292<br>(0.348)     | 0.174<br>(0.224)                                | 0.233<br>(0.195)                 | -0.0733<br>(0.186)      | -0.0535<br>(0.156) |
| Wald 統計量    | 53.78**                            | 126.73***          | 45.37              | 139.08***              | 92.51***  | 88.13***                         | 57.94**                 | 96.08***           |
| 過剰識別制約検定    | 0.001<br>[0.9802]                  | 0.039<br>[0.8433]  | 5.279<br>[0.0216]  | 0.223<br>[0.637]       | 1.663<br>[0.1973]                               | 4.408<br>[0.0358]                | 0.305<br>[0.5811]       | 2.883<br>[0.0895]  |
| 観測数         | 3.306                              | 3.306              | 3.306              | 2.874                  | 3.306   | 3.306                            | 3.306                   | 3.306              |

注：1) \*\*\*, \*\*, \* はそれぞれ 1%, 5%, 10% の水準で有意であることを示している。

2) 上段は限界効果を、( ) 内は不均一分散がある場合にも頑健な標準誤差を示している。

3) 操作変数として在宅勤務可能性指標と通常月の在宅勤務日数を用いている。

4) [ ] 内はJ統計量のP値を示している。

5) その他のコントロール変数は、表2の(3)列と同じである。ただし、陽性者割合については5月時点の情報を用いている。

などの点で格差が生じていることが明らかになった。また、職種別の在宅勤務可能性指標や通常月の在宅勤務日数を用いて、業務特性による在宅勤務のしやすさをコントロールすると、在宅勤務実施の格差は多少小さくなったものの、統計的に有意な格差は依然として残ることもわかった。

こうした結果は、特定の属性の労働者が在宅勤務しやすい職種に偏在しているだけではなく、同じような業務特性を持つ職業であっても、企業や職場における人材マネジメント上の理由でパンデミック時の在宅勤務実施の有無に格差が存在していた可能性を示唆している。事実、本稿の分析では、労働者の属性だけでなく、人材マネジメントなどの企業の属性によっても、在宅勤務の実施の有無に格差が生じていることが明らかになった。均等処遇や感染症対策を進める働き方改革を重視し、従業員のウェルビーイングを高めるような人材マネジメントを推進するなどして、就業条件上の在宅勤務の実施にかかる格差を是正していくことが重要といえよう。中長期的には、業務内容の見直しやデジタル化の推進により、あらゆる職種で在宅勤務可能性を高めることも重要だ。

次に、在宅勤務の影響については、操作変数法で逆の因果性を考慮しながら、在宅勤務の実施によって収入や労働時間、不安が変わるかを検証した。その結果、新型コロナウイルス感染症の流行が深刻な地域を中心に、在宅勤務の実施がコロナ禍での収入や労働時間の減少幅を緩和させており、パンデミックに対する脆弱性を弱めることに寄与した可能性が見出された。一方、パンデミック以降の仕事や生活に関する不安については、在宅勤務に移行したからといって必ずしも不安が大きくなったり小さくなったりするとは限らないことがわかった。以上の結果は、労働者や企業の属性によるコロナ禍の在宅勤務実施の格差は、労働者の収入や労働時間の格差につながることを示すものであり、在宅勤務に関する格差が拡大しないよう注意する必要があると指摘できる。

最後に本稿の分析上の課題を述べたい。まず、本稿の分析は2020年4～5月の時点の調査に基づいているため、得られた結果がその後も継続するものなのかは自明ではなく、パネルデータなど

を用いた継続的な検証が必要である。次に、本稿で用いたデータはインターネット調査会社のモニターに対するアンケート調査から得られたものであるため、サンプルの代表性は担保されておらず、利用変数の計測誤差も小さいとは限らない点には留意が必要といえる。さらに、本稿では在宅勤務のしやすさを捉える変数として、職種大分類レベルの在宅勤務可能性指標を用いたが、同じ職業大分類であっても在宅勤務可能性は大きく異なることも予想される。今後は、より詳細な職業分類や個々の労働者の業務特性にもとづく在宅勤務可能性指標を利用することが求められる。

- 1) 例えば、コロナ禍での在宅勤務（テレワーク）の全国の実施率は、NIRA 総研「第2回テレワークに関する就業実態調査」では4～5月の時点で25%（N=12,138人）、内閣府「新型コロナウイルス感染症の影響下における生活意識・行動の変化に関する調査」では5月末～6月初の時点で34.6%（N=10,128人）となっている。
- 2) Kikuchi, Kitao and Mikoshiya (2020) は、職種と業種により在宅勤務の可能性を分類し、女性や非正規雇用者ほど在宅勤務しにくい職に就いておりでコロナショックの影響が大きいことを示しているが、実際の在宅勤務の実施については分析されていない。
- 3) データや調査の詳細な特徴については、労働政策研究・研修機構（2020）を参照されたい。
- 4) 調査の詳細な情報については、連合総合生活開発研究所（2020）を参照されたい。
- 5) 「第39回勤労者短観調査」の回答者のうち「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」の継続回答傾向をプロビット分析したところ、わずかではあるが、正社員や年齢が高いほど継続回答した傾向があった。
- 6) 本稿で利用するデータにおける在宅勤務は、「勤めている会社で行われている就労面の取り組み」として「在宅勤務・テレワークの実施」として定義されている。そのため、会社の許可なく持ち帰り残業するような在宅勤務とは明確に識別される。
- 7) 雇用形態と年収の間の相関が高いために、表2では両者を別々に説明変数に用いた結果を掲載している。両者を同時に説明変数に用いた場合には、雇用形態は統計的に有意でなくなる一方で、年収は統計的に有意となる。
- 8) 以上の結果は、掲載は省略するが、4月の在宅勤務の有無をコントロールした上で、被説明変数を5月の在宅勤務実施確率に変えても確認できる。すなわち、在宅勤務可能性指標と通常月の在宅勤務日数に加えて、4月時点の在宅勤務状況は所与として、追加的に5月に在宅勤務をするようになった要因に注目した場合でも同様の推定結果が得られるため、学歴が高いことや企業規模が大きいことや年収が高いことが、5月以降もさらに在宅勤務を実施しやすくさせていたと解釈できる。
- 9) 月収については、通常月を100としたときの5月の月収が調査票に含まれていなかったため、4月の月収のみを分析対象に取り上げる。
- 10) 在宅勤務の実施可能性が外生的である場合でも、在宅勤務で成果を出せる人ほど在宅勤務を選択するといったセルフセレ

- クションが働く可能性がある。この可能性に対処するために、一段階目と二段階目の誤差項の相関を想定する Treatment Effect モデルによる推定も行ったが、主要な結果は変わらなかった。
- 11) 12歳以下の子どもありダミーと在宅勤務実施ダミーの交差項を説明変数に含めた推定も行ったが、交差項は統計的に有意ではなく、在宅勤務によって子どもを持つ親の月収や労働時間の減少が緩和されるとはいえないことがわかった。
- 12) 要介護者ありダミーと在宅勤務実施ダミーの交差項を説明変数に含めた推定も行ったが、交差項は統計的に有意ではなく、在宅勤務によって要介護者の不安の増大は緩和されるとは限らないことがわかった。
- 参考文献
- 小寺信也 (2020) 「在宅勤務はどこまで進むか」『みずほインサイト』みずほ総合研究所。
- 渋谷恵・荒井親・吉田万貴子 (2019) 「テレワーク導入による Well-being の向上——個人と組織の Well-being」『デジタルプラクティス』10(4), pp.687-704.
- 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」JILPT リサーチアイ 第46回, 労働政策研究・研修機構。
- 千野翔平 (2019) 「テレワークが従業員に与える影響についての予備的研究」Recruit Works Institute Discussion Paper No.25.
- 萩原牧子・久米功一 (2017) 「テレワークは長時間労働を招くのか——雇用型テレワークの実態と効果」Works Review, 12, pp.58-67.
- パーソル総合研究所 (2020) 「テレワークにおける不安感・孤独感に関する定量調査 調査結果」. <https://rc.persol-group.co.jp/thinktank/research/assets/telework-anxiety.pdf>
- 古川靖洋 (2007) 「テレワーカーの生産性と信頼」『三田商学研究』50(3), pp.105-120.
- 森川正之 (2020) 「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, 20-J-034.
- 連合総合生活開発研究所 (2020) 「第39回勤労者短観【報告書】」. (<https://www.rengo-soken.or.jp/work/%E7%AC%AC39%E5%9B%9E%E5%8B%A4%E5%8A%B4%E8%80%85%E7%9F%AD%E8%A6%B3.pdf>)
- 労働政策研究・研修機構 (2020) 「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」(一次集計) 結果 (5月調査・連続パネル個人調査). (<https://www.jil.go.jp/press/documents/20200610.pdf>)
- 渡邊木綿子 (2020) 「‘コロナショック’は、仕事や生活にどのような影響を及ぼしているのか——JILPT「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」結果より」『Business Labor Trend』2020年8・9月号。
- Alon, Titan M, Matthias Doepke, Jane Olmstead-Rumsey and Michèle Tertilt (2020) "The Impact of Covid-19 on Gender Inequality," NBER Working Paper No.26947.
- Angelucci, Manuela, Marco Angrisani, Daniel M. Bennett, Arie Kapteyn and Simone G. Schaner (2020) "Remote Work and the Heterogeneous Impact of COVID-19 on Employment and Health," NBER Working Paper No. 27749.
- Baruch and Nicholson (1997) Baruch, Y. and Nicholson, N., 1997, "Home, Sweet Work: Requirements for Effective Home Working," *Journal of General Management*, 23(2), pp.15-30.
- Bellmann, Lutz and Olaf Hübler (2020) "Job Satisfaction and Work-Life Balance: Differences between Homework and Work at the Workplace of the Company," IZA Discussion Paper No.13504.
- Belzunegui-Eraso, Angel and Amaya Erro-Garcés (2020) "Teleworking in the Context of the Covid-19 Crisis," *Sustainability*, 12, pp.1-20.
- Bick, Alexander, Adam Blandin and Karel Mertens (2020) "Work from Home after the Covid-19 Outbreak," CEPR Discussion Paper, No.15000.
- Bloom, Nicholas, James Liang, John Roberts and Zhichun Jenny Ying (2015) "Does Working from Home Work? Evidence from a Chinese Experiment," *Quarterly Journal of Economics*, 130(1), pp.165-218.
- Brynjolfsson, Erik, John J. Horton, Adam Ozimek, Daniel Rock, Garima Sharma and Hong-Yi TuYe (2020) "COVID-19 and Remote Work: An Early Look at US Data," NBER Working Paper, No.27344.
- Choudhury, Prithwiraj (Raj), Cirrus Foroughi and Barbara Larson (2019) "Work-From-Anywhere: The Productivity Effects of Geographic Flexibility," Harvard Business School Working Paper 19-054.
- Dingel, Jonathan I. and Brent Neiman (2020) "How Many Jobs Can be Done at Home?," NBER Working Paper No.26948.
- Eurofound and the International Labour Office (2017) "Working Anytime, Anywhere: The Effects on the World of Work," Publications Office of the European Union, Luxembourg, and the International Labour Office, Geneva.
- Kazekami, Sachiko (2020) "Mechanisms to Improve Labor Productivity by Performing Telework," *Telecommunications Policy*, 44(2).
- Kikuchi, Shinnosuke, Sagiri Kitao and Minamo Mikoshiba (2020) "Who Suffers from the COVID-19 Shocks? Labor Market Heterogeneity and Welfare Consequences in Japan," *Journal of The Japanese and International Economics*, 59.
- Kouki, Amairisa and Robert M. Sauer (2020) "Child Health, Remote Work and the Female Wage Penalty," IZA Discussion Paper No.13648.
- Leibovici, Fernando, Ana Maria Santacreu and Matthew Famiglietti (2020) "Social Distancing and Contact-Intensive Occupations," On the Economy Blog, Federal Reserve Bank of St. Louis. ([www.stlouisfed.org/on-the-economy/2020/march/social-distancing-contact-intensive-occupations](http://www.stlouisfed.org/on-the-economy/2020/march/social-distancing-contact-intensive-occupations))
- Mann Sandi, and Lynn Holdsworth (2003) "The Psychological Impact of Teleworking: Stress, Emotions and Health," *New Technology, Work and Employment*, 18(3), pp.196-211.
- Mas, Alexandre and Amanda Pallais (2017) "Valuing Alternative Work Arrangements," *American Economic Review*, 107(12), pp.3722-3759.
- Mongey, Simon, Laura Pilossoph, and Alex Weinberg (2020) "Which Workers Bear the Burden of Social Distancing Policies?" NBER Working Paper No.27085.
- Morikawa, Masayuki (2018) "Long Commuting Time and the Benefits of Telecommuting," RIETI Discussion Paper, 18-E-025
- Noonan, Mary C, and Jennifer L. Glass (2012) "The Hard Truth about Telecommuting," *Monthly Labor Review*, pp.38-45.
- Okubo, Toshihiro (2020) "Spread of COVID-19 and Telework: Evidence from Japan," *Covid Economics*, 32, pp.1-25.
- Rupietta, Kira and Michael Beckmann (2016) "Working from Home - What is the Effect on Employees' Effort?" Center of Business and Economics (WWZ) Working Paper 2016/07.
- Song, Younghwan and Jia Gao (2020) "Does Telework Stress Employees Out? A Study on Working at Home and Subjec-

tive Well-Being or Wage/ Salary Workers," *Journal of Happiness Studies*, 21, pp.2649-2668.

Su, Yichen (2020) "Working from Home During a Pandemic: It's Not for Everyone," Dallas Fed Economics, Federal Reserve Bank of Dallas. ([www.dallasfed.org/research/economics/2020/0407](http://www.dallasfed.org/research/economics/2020/0407))

〈投稿受付 2020 年 12 月 1 日, 採択決定 2021 年 4 月 5 日〉

いしい・かよこ 慶應義塾大学経済学部特任准教授。主著に『格差社会と労働市場——貧困の固定化をどう回避するか』慶應義塾大学出版会（共著，2018年）。社会政策専攻。

なかやま・まお 慶應義塾大学経済学部特任助教。主な論文に『保育所がもたらす母親の就業促進効果——認可保育所が提供するサービスに注目して』日本労働研究雑誌，No.719（単著，2020年）。労働経済学専攻。

やまもと・いさむ 慶應義塾大学商学部教授。主著に『労働時間の経済分析——超高齢社会の働き方を展望する』日本経済新聞出版社（共著，2014年）。労働経済学専攻。