

在宅勤務日数の増加が心理的ストレスへ 与える影響

—自律性とソーシャルサポートとの関連—

岩 田 一 哲

はじめに

本稿は、以下の2つの内容について、実証的検討を行う。第1に、COVID-19蔓延期の状況についての回答と、COVID-19以前の状況についての回顧的な回答との比較を行い、COVID-19によって、日本企業の従業員の勤務状況、特に心理的状況がどのように変化したのかを検討する。第2に、在宅勤務日数の増加が、従業員の心理的ストレスに与えた影響について検討する。具体的には、在宅勤務日数の増加した従業員の心理的ストレスは低かったのか、また、在宅勤務による自由度の増大に関連の深い従業員の自律性と、在宅勤務による従業員間のコミュニケーションの減少に関連の深いソーシャルサポートに影響を与えたのか、についても検討する。

1. COVID-19と在宅勤務

COVID-19感染予防や緊急事態宣言の発令に伴って在宅勤務が浸透したこともあり、日本企業の従業員の働き方が急速に変化した。在宅勤務やテレワークに対する大きな関心と注目が集まっている昨今ではあるが、在宅勤務は今に始まった制度ではなく、以前から、新しい働き方の1つとして議論されてきた。在宅勤務は、テレワークの1つとして、政府の働き方改革の中でも議論されており、テレワークと密接な関係にある¹⁾。日本テレワーク協会によれば、テレワークとは、「情報通信技術（IT）を利用した場所・時間に

とらわれない柔軟な働き方」である。テレワークにおける在宅勤務の位置づけについては、佐藤（2012）は、雇用形態と労働空間を軸にとり、在宅勤務型、モバイルワーク型、在宅ワーク型、自営モバイルワーク型の4つに分類しており、在宅勤務はテレワークの1形態として議論されている。近年では、「リモートワーク」として語られることが多いが²⁾、これは、ICT（Information and Communication Technology）がより多様化したことによって、SNSやモバイルデバイスが普及したことが大きな理由の1つであろう。

COVID-19以降のテレワーク利用率の推移については、既に多くの調査結果が提示されている。例えば、大久保・NIRA 総合研究開発機構（2023）は、2020年から2023年間の継続的なテレワーク利用率を調査している。2023年度の最新の調査では、2023年3月時点のテレワーク利用率は全国平均で13%であり、テレワーク利用率はほぼ横ばいで推移していたが、このところ低下していること、また、テレワークや在宅勤務に対する環境がより整っていると言われている東京圏のテレワーク利用率も、全国と同様、このところ、低下していることを指摘している。COVID-19の蔓延とそれに伴う緊急事態宣言の発令は、テレワークを選択するというよりも、テレワークを「しなければならなくなった」状況を引き起こしたと考えられる。稲水ら（2021）は、COVID-19の感染拡大とそれに伴う緊急事態宣言の発令によって、半ば強制的に在宅勤務がなされたことを指摘し、この状況を「異常な」在宅勤務と捉えている。また、在宅勤務を代表とするテレワークが常態化していく中で、従業員の職場での状況に関する調査も行われてきた。例えば、総務省（2021）は、テレワークの利点として通勤時間に関連する要因を挙げている一方、テレワークの課題・障壁の上位に、仕事内容や職場のコミュニケーションの問題を挙げている。三菱UFJリサーチ & コンサルティング

¹⁾ 厚生労働省は、『テレワークで始める働き方改革』を提示し、テレワークによる働き方改革を推進している。

²⁾ e.x. 高橋・加藤編著（2022）。

(2021)は、テレワークのメリットは、通勤時間に関連する内容がトップにあるが、「仕事で感じるストレスが減少する」「仕事の生産性・効率性が向上する」という内容も上位にある、としている。他方、テレワークのデメリットは、「同僚や部下とのコミュニケーションがとりにくい」「上司とのコミュニケーションがとりにくい」という内容が1位、2位である、としている。

COVID-19が在宅勤務に与えた影響は、大きく2つあったと考えられる。第1に、半ば強制的にテレワークにせざるを得なくなり、在宅勤務日数が急激に増加した段階を経て、出勤を伴う勤務形態への揺り戻しがあったことである。ただし、COVID-19以前の状態に完全に戻ったというよりは、在宅勤務日数が低下した、つまり、在宅勤務の強度が減ったというべきであろう。第2に、在宅勤務が与えた職場における影響については、通勤時間の減少、仕事におけるストレスの減少、生産性の向上、といった肯定的な意見もある一方、職場でのコミュニケーションがとりづらい、といった否定的な意見もあり、肯定・否定の両者が存在していることが、在宅勤務推進への課題と考えられる。

2. 在宅勤務、自律性、ソーシャルサポートの関係

本稿は、在宅勤務、自律性、ソーシャルサポートの関係についての検討を目的としており、このことは、前述した在宅勤務の肯定的意見と否定的意見に関連する。このため、在宅勤務、自律性、ソーシャルサポートに関する知見をもとに、本稿における仮説を提示する。古川(2002)は、在宅勤務のメリットの中で、柔軟的に個々の業務に取り組むことが可能となる点を指摘しており、この内容は、自律性に近いと考えられる。後の研究(古川, 2014)では、「テレワークが上司や同僚と一定の時間離れて仕事をするため、高い自律性が求められる(p.17)」とし、Hackman & Oldham(1980)の内容をもとに、自律性がモラルの向上につながる点を指摘している。他方、在宅勤務のデメリットは、孤立感や疎外感が生じ、ストレスやモラルダウンなどの感情的な不満を引き起こすこと、業務を行うスペースを自宅に確保でき

ないこと、家族とのコンフリクトが生じることを挙げている³⁾。脇（2015）は、在宅勤務には、ワーク・ライフ・バランスの向上、転職を減らす、モチベーションの向上等のメリットがあることを指摘している。この他、従業員が自ら進んで働くことで自身の裁量の下で仕事を進められ、企業にとっても負担が軽くなる可能性がある⁴⁾、としている。後藤・濱野（2020）は、COVID-19のテレワークの実態に関する調査を収集・整理する中で、テレワークのメリットとして、通勤時のストレスやウイルス感染のリスクを軽減でき、仕事に対する集中力や成果にも良い影響を与えたとしているのに対して、デメリットとして、仕事仲間との日常的なコミュニケーションが発生しにくく、人と人との触れ合いが少なくなることを指摘している。これらの議論を見てみると、在宅勤務によって自律的な仕事ができるという積極的な評価がある一方で、コミュニケーションに問題が生じることによる消極的な評価があることが把握できる。また、COVID-19による影響について、職場を越えた範囲の影響から検討した内容もある。Shimazu et al.（2020）は、COVID-19の蔓延によるソーシャルサポートの低下や、孤立・孤独の拡大を懸念している。この点は、上司・同僚とのコミュニケーションの減退だけでなく、より広い社会的なコミュニケーションの減退と、それに伴うソーシャルサポートの減退につながっている可能性があることを指摘している。

以上、在宅勤務の消極的評価については、上司・同僚との関係だけでなく、家族や友人といった職場外の人々との関係にも注目すること、また、コミュニケーションだけでなく、実際にサポートを受けているかどうかも視野に入れることが必要であると考えられる。

欧米における在宅勤務に関する研究では、メタ分析の手法を用いて、在宅勤務とその関連要因を検討した内容がある。Gajendran & Harrison（2007）は、テレワーク（柔軟な勤務地）が、知覚された自律性、仕事と家庭の葛藤、関係の質（上司・同僚）に影響をもたらし、職務満足、（職務）成果、

³⁾ 古川（2002）pp.25-26。

⁴⁾ 脇（2015）p.48。

離職意図、役割ストレス、知覚されたキャリア見通しに、直接・間接の影響を与える、という分析枠組みを提示した。本稿との関連では、在宅勤務との関連の深いテレワークによって、自律性と、上司・同僚のソーシャルサポートに関連の深い関係の質（上司・同僚）に影響をもたらし、心理的ストレスに関連の深い役割ストレスに直接・間接の影響を与えるという枠組みが想定される。この研究の中で、テレワークにおける特徴的な内容は、テレワークの強度が媒介要因となるという点である。テレワークの強度について、週2.5日以上在宅勤務は、仕事と家庭の葛藤を低下させるが、同僚との関係を悪化させることを指摘している。在宅勤務の強度としての在宅勤務日数は、在宅勤務に関する評価の分かれる原因の1つと考えられる。Allen et al. (2015) も、既存文献の包括的なレビューを行い、仕事関連の成果の1つとしてストレスに関連する内容を挙げている。この研究では、在宅勤務中の仕事内容の中で自律性をポジティブな結果に導くものとして挙げている一方、対人プロセスの中で職場の人間関係を挙げ、この内容は、在宅勤務の程度によって異なる影響を与えることを指摘している。

以上から本稿は、心理的ストレス、自律性、ソーシャルサポートについて、COVID-19によって在宅勤務日数が増加した従業員を対象として検討を行う。具体的には、先行研究の結果から、在宅勤務日数の増加による自律性の増加やソーシャルサポートの減少、さらに、心理的ストレスへの影響を念頭に入れて、仮説として以下の内容を提示する。

仮説1：在宅勤務日数の増加した従業員は、心理的ストレスが低い

仮説2：在宅勤務日数の増加した従業員は、自律性が高い

仮説3：在宅勤務日数の増加した従業員は、ソーシャルサポートが低い

仮説4：在宅勤務日数の増加した従業員は、自律性の増加によって、心理的ストレスが低くなる

仮説5：在宅勤務日数の増加した従業員は、ソーシャルサポートの減少によって、心理的ストレスが高くなる

仮説6：在宅勤務日数の増加は、自律性と心理的ストレスを媒介する

仮説7：在宅勤務日数の増加は、ソーシャルサポートと心理的ストレスを媒介する

以上の仮説に関連した調査分析結果を提示し、考察を行いたい。

3. アンケート調査の概要

3.1. 調査方法

本調査は、日本に在住する20～59歳の正規従業員を対象に、2020年12月22日～12月31日にかけて、Webによる質問紙調査を行った内容である⁵⁾。質問紙は該当者が回答に進めるように開発され、調査対象者は調査会社の保有するモニターより任意に抽出された。調査対象者は、専門・技術職：136名（20.6%）、研究・開発職：130名（19.7%）、事務職：293名（44.4%）、営業職：101名（15.3%）のそれぞれを分析対象とし、全体で660名であった。性別は、男性：395名（59.8%）、女性：265名（40.2%）、であり、年齢構成は、20～29才：113名（17.1%）、30～39才：149名（22.6%）、40～49才：188名（28.5%）、50～59才：210名（31.8%）であった。役職は、役職なし：349名（52.9%）、主任・係長（級）：93名（14.1%）、課長（級）：134名（20.3%）、部長（級）56名（8.5%）、その他：28名（4.2%）であった。

3.2. 質問紙の作成

3.2.1. 在宅勤務増加日数・在宅勤務継続日数

在宅勤務の状況を把握するために、池添ら（2015）を参考にして、回答項目について、在宅勤務をしていた（「月に1日未満」(1)、「月に1-3日程度」(2)、「週に1-2日程度」(3)、「週に3-4日程度」(4)、「ほぼ毎日」

⁵⁾ 調査委託先：株式会社マクロミル。

(5) と、在宅勤務をしていなかった、の2つの群とした質問紙を作成した。次に、在宅勤務ダミー（在宅勤務なし=0、在宅勤務あり=1）を作成し、在宅勤務ダミーにおける「在宅勤務あり」の群について、在宅勤務継続日数と在宅勤務増加日数を設定した。まず、「あなたの最近6か月間の勤務状況についてお聞きします。在宅勤務をしていましたか。またそれはどれくらいの頻度でしたか。」として、調査時当時の在宅勤務日数を尋ねた。次に、「あなたの今年の1月の勤務状況についてお聞きします。在宅勤務をしていましたか。またそれはどれくらいの頻度でしたか。」について、前述の質問紙と同じ5段階の回答項目を用いて、その中から1つを選択する形で回答を求めた。この両者の回答について、調査当時（2020年12月）の在宅勤務日数と約1年前（2020年1月）の差を取った。この差が正である場合を在宅増加者、この差がない場合を在宅継続者とした。また、両時点とも「在宅勤務をしていなかった」群は、在宅なし継続者とした。したがって、2020年1月も2020年12月も在宅勤務ではなかった群は「在宅なし継続者」、2020年1月も2020年12月も在宅勤務であり、その日数も同じであった群は「在宅継続者」、2020年1月よりも2020年12月の在宅勤務日数が増加した群は「在宅増加者」となる。在宅増加者と在宅継続者は、それぞれ、1ヶ月当たりの日数について、各質問項目の中央に当たる値を割り当てた。具体的には、「ほぼ毎日」は20日、「週に3-4日程度」は14日、「週に1-2日程度」は6日、「月に1-3日程度」は2日、「月に1日未満」は1日を割り当て、在宅勤務増加日数、在宅勤務継続日数とした。在宅増加者も在宅継続者も、調査対象者によって日数に差が生じるため、その日数が多いほど、在宅勤務日数が多いこととなる⁶⁾。

本調査の調査時期は、日本における COVID-19の第2波と第3波の間に当たり、ここから1年前の在宅勤務の状況を聞いた2020年1月は、

⁶⁾ 約1年前（2020年1月）の方が在宅勤務日数の多かった群は、調査対象としなかった。

COVID-19の感染状況については、専門家以外はあまり把握していなかった時期である⁷⁾。本調査の調査時期は、日本で緊急事態宣言の発令が議論されていた時期であったのに対して、その1年前を回顧的に質問した在宅勤務状況は、COVID-19以前の在宅勤務について尋ねていたと考えられる。したがって本調査は、COVID-19の影響がなかった時期であるいわゆる通常の時期と、COVID-19に注目が集まっていた時期である、稲水ら(2021)の言う「異常な」時期について、回顧的な回答ではあるものの比較した内容となる。

3.2.2. 自律性

自律性は、新職業性ストレス簡易調査票における仕事のコントロールを利用した。新職業性ストレス簡易調査票は、川上・下光・島津ら(2012)が職業性ストレス簡易調査票をさらに改定した調査票である。回答は、「仕事について最もあてはまるもの」を「ちがう」(1)、「ややちがう」(2)、「まあそうだ」(3)、「そうだ」(4)、の4段階で評定を求めた。

3.2.3. ソーシャルサポート

ソーシャルサポートは、新職業性ストレス簡易調査票における上司、同僚、家族・友人のサポートに注目し、具体的には、ソーシャルサポートの4つの対象(上司、同僚、配偶者・家族、友人)を利用した。回答は、「上司、同僚、家族・配偶者、友人について最もあてはまるもの」を「全くない」(1)、「多少」(2)、「かなり」(3)、「非常に」(4)、の4段階で評定を求めた。

3.2.4. 心理的ストレス反応⁸⁾

心理的ストレス反応は、新職業性ストレス簡易調査票における「イラ

⁷⁾ 総務省(2020)によると、COVID-19が日本で初めて報道されたのは2019年12月31日であった(p.138)。

イラ感」、「疲労感」、「不安感」、「抑うつ感」の4つを利用した。回答は、「最近1か月間の本人の状態について最もあてはまるもの」を「ほとんどなかった」(1)、「ときどきあった」(2)、「しばしばあった」(3)、「ほとんどいつもあった」(4)、の4段階で評定を求めた。

3.2.5. デモグラフィック変数

デモグラフィック変数は、性別（男性 = 0, 女性 = 1）、年齢、職種（専門・技術職、研究・開発職、事務職、営業職）、職位（役職なし、主任・係長、課長、部長）、年収、のそれぞれを質問項目とした⁹⁾。

4. 調査結果¹⁰⁾

4.1. 因子分析

4.1.1. 因子構造の分析

本調査は自記式の質問紙調査であり、独立変数と従属変数に関するデータを同一の回答者から得ている。このため、コモモンメソッドバイアス (Podsakoff & Organ, 1986) の影響が懸念される。そこで、コモモンメソッドバイアスの影響を検証するために、ハーマンの単一因子テスト (Podsakoff & Organ, 1986) を実施した。モデルを構成する尺度（自律性、ソーシャルサポート、心理的ストレス反応）について固有値1以上を抽出条件とした探索的因子分析（主因子法、回転なし）を行ったところ、5つの因子が抽出された。5つの因子によって説明される分散の割合は64.73%であり、第1因子の寄与率は30.46%であった。このことから、本調査において、コモモンメソッドバイアスが生じている可能性は低いと判断した。

⁸⁾ 本稿は、「心理的ストレス反応」は質問項目として表記し、分析結果の際に使用する。このため、概念としては、「心理的ストレス」と表記する。

⁹⁾ デモグラフィック変数は、年齢と年収を除いて、全てダミー変数である。

¹⁰⁾ 分析にあたっては、SPSS Ver.27を利用した。

4.1.2. 因子分析結果

自律性、ソーシャルサポート、心理的ストレス反応について、因子分析（主因子法・Promax 回転）を実施した（表1）¹¹⁾。

因子分析の結果、心理的ストレス反応、ソーシャルサポート（配偶者・家族、上司、友人、同僚）、自律性の6因子を抽出した。自律性は、固有値が1を超えていなかったが、0.982と1に近似していることと、新職業性ストレス簡易調査票において取り扱われている点を考慮して、

表1. 因子分析の結果

	I	II	III	IV	V	VI
心理的ストレス反応（固有値：8.224, $\alpha=.932$ ）						
気分が晴れない	.808	.002	.018	.006	-.073	-.013
イライラしている	.799	.068	-.015	-.029	.004	.027
ゆううつだ	.794	-.005	.001	.050	-.088	.033
内心腹立たしい	.743	.094	-.075	-.041	-.037	.072
怒りを感じる	.743	.037	-.101	.001	-.022	.078
不安だ	.740	-.035	.037	.041	-.040	.060
何をするのも面倒だ	.724	-.049	.069	.062	-.173	.055
ひどく疲れた	.711	-.052	-.072	-.083	.264	-.018
だるい	.708	-.061	.089	-.031	.001	-.099
へとへとだ	.693	-.058	-.049	.013	.204	-.122
気がはりつめている	.679	.058	-.051	-.055	.147	-.070
物事に集中できない	.622	-.007	.158	.070	-.195	-.027
配偶者・家族のソーシャルサポート（固有値：4.613, $\alpha=.885$ ）						
気軽に話ができる（配偶者、家族）	-.011	.890	-.096	-.048	.019	.063
個人的な相談ができる（配偶者、家族）	.015	.834	.114	.004	-.007	-.081
頼りになる（配偶者、家族）	.007	.787	.023	.113	-.027	-.047
上司のソーシャルサポート（固有値：2.001, $\alpha=.859$ ）						
頼りになる（上司）	-.008	-.031	.895	-.026	.017	-.056
個人的な相談ができる（上司）	.009	.008	.797	.048	.058	.006
気軽に話ができる（上司）	.001	.068	.634	-.064	.084	.145
友人のソーシャルサポート（固有値：1.530, $\alpha=.872$ ）						
頼りになる（友人）	-.001	-.032	-.002	.892	.026	-.037
個人的な相談ができる（友人）	.009	.020	.006	.838	.025	.011
気軽に話ができる（友人）	-.008	.144	-.057	.620	.095	.061
同僚のソーシャルサポート（固有値：1.111, $\alpha=.839$ ）						
個人的な相談ができる（同僚）	.041	-.044	.064	.085	.789	.007
気軽に話ができる（同僚）	-.042	.069	-.004	-.018	.710	.111
頼りになる（同僚）	-.019	-.019	.092	.052	.689	-.066
自律性（固有値：0.982, $\alpha=.695$ ）						
自分で仕事の順番・やり方を決めることができる	.044	-.025	-.028	-.015	.061	.747
自分のペースで仕事ができる	-.049	-.040	-.013	.072	-.072	.701
職場の仕事の方針に自分の意見を反映できる	.007	.016	.149	-.069	.085	.472
因子間相関						
I	-					
II	-.183	-				
III	-.289	.331	-			
IV	-.128	.624	.386	-		
V	-.231	.437	.550	.493	-	
VI	-.297	.256	.352	.208	.288	-

¹¹⁾ 不安感の中の「落ち着かない」、抑うつ感の中の「仕事を手につかない」「悲しいと感じる」は、フロー効果のため削除した。

6 因子として分析を行なうこととした。また、信頼性分析の結果については、自律性が $\alpha = .695$ と若干低いが、分析には影響を与えないと判断した。

4.2. 在宅勤務状況による各変数・因子の差異の分析

在宅勤務状況による各変数・因子の差異を分析するために、在宅なし継続者、在宅継続者、在宅増加者の3群の差を一元配置分散分析と多重比較を用いて検討した¹²⁾。3群で有意な差異のあった変数・因子は、以下のとおりである(表2)。

年齢は、在宅増加者が、在宅なし継続者よりも有意に高かった。ただし、在宅継続者も有意ではないものの、在宅増加者よりも低く、在宅なし継続者と近い平均値であったことから、在宅増加者は他の群よりも年齢が高い傾向にあると考えられる。年収は、在宅継続者や在宅増加者の方が、在宅なし継続者よりも有意に高かった。年齢と年収との関係から見ると、在宅増加者は年齢も高く年収も高いことから、日本企業の正規従業員を調査対象者とした本調査では、いわゆる管理職、その中でもより上位の管理職が多いと考えられる。この点に関連して、調査結果からは、部長の割合

表2. 在宅勤務状況による各変数・因子の差異¹³⁾

	全体 (N=645)		a. 在宅なし継続者 (n=384)		b. 在宅継続者 (n=78)		c. 在宅増加者 (n=183)		F 値	post hoc test
	M	SD	M	SD	M	SD	M	SD		
年齢	42.62	10.488	41.65	10.583	41.95	11.015	44.94	9.727	6.380	a<c
年収	550.95	315.644	466.38	279.040	628.47	291.889	696.60	338.205	35.612	a>b, a>c
自律性	2.81	.628	2.79	.648	2.80	.684	2.86	.557	.763	
上司のソーシャルサポート	2.46	.755	2.40	.756	2.55	.724	2.54	.758	2.646	
同僚のソーシャルサポート	2.61	.706	2.59	.718	2.58	.718	2.67	.674	.928	
配偶者・家族のソーシャルサポート	2.83	.846	2.88	.850	2.59	.856	2.83	.821	3.944	a>b
友人のソーシャルサポート	2.63	.774	2.63	.805	2.59	.779	2.64	.706	.150	
心理的ストレス反応	2.08	.705	2.11	.704	2.20	.734	1.96	.682	4.336	a>c, b>c

¹²⁾ 在宅増加者183名のうち、2020年1月も在宅勤務であった調査対象者は30名、2020年1月は在宅勤務ではなく、2020年12月時点で在宅勤務であった調査対象者は153名であった。したがって、1ヵ月間の在宅勤務日数が0日から増加した調査対象者は153名、1日以上から増加した調査対象者が30名であった。

¹³⁾ 年収については、「答えたくない・わからない」に回答した対象者を除いている。

が顕著に異なっており、在宅なし継続者：6.5%、在宅継続者：3.8%、在宅増加者：13.8%であった。配偶者・家族のソーシャルサポートは、在宅なし継続者は、在宅継続者よりも有意に高かった。ただし、在宅増加者も有意ではないものの、在宅継続者よりも高かった。したがって、在宅継続者は、他の調査対象者と比較して配偶者・家族のソーシャルサポートは少ない傾向にあったと考えられる。心理的ストレス反応は、在宅なし継続者、在宅継続者よりも、在宅増加者の方が有意に低かった。自律性、ソーシャルサポート（上司、同僚、友人）は、在宅勤務状況による差異は見られなかった。

以上の結果から、心理的ストレスは、在宅なし継続者、在宅継続者に比べて、在宅増加者が有意に低いことが把握できた。この理由をより詳細に分析し、在宅勤務日数が増加した従業員の心理的ストレスが低かった理由を把握したい。そこで、在宅増加者に焦点を当てた分析から、在宅増加者の心理的ストレスが低下した理由を検討する。

4.3. 在宅増加者の心理的ストレスへの影響因に関する分析

在宅なし継続者、在宅継続者、在宅増加者の一元配置分散分析と多重比較の分析結果から、心理的ストレスは、在宅増加者が在宅なし継続者、在宅継続者と比べて有意に低いことが示された。この点についてのより詳細な分析を行うため、在宅増加者の心理的ストレスへの影響因に関する分析を行った。まず、在宅増加者の各変数・因子の相関分析を行った。結果は以下のとおりである（表3）。

心理的ストレス反応との関係について、有意な相関関係がみられた変数・因子は、年齢、自律性、上司のソーシャルサポート、同僚のソーシャルサポート、配偶者・家族のソーシャルサポート、友人のソーシャルサポート、そして、在宅勤務日数であった。これらの変数・因子は、心理的ストレス反応に対して全て負の相関であった。年齢については、本稿は正社員を対象にしているため、年齢が高くなるほど役職が高いことが想定さ

表3. 在宅増加者における各変数・因子の相関分析結果

	M	SD	n	1	2	3	4	5	6	7	8	9
1. 年齢	44.94	9.727	183	-								
2. 年収	696.60	338.205	162	.287**	-							
3. 自律性	2.86	.557	183	.105	.102	-						
4. 心理的ストレス反応	1.96	.682	183	-.144**	-.087	-.323**	-					
5. 上司のソーシャルサポート	2.54	.758	183	.001	.004	.280**	-.294**	-				
6. 同僚のソーシャルサポート	2.67	.674	183	-.012	.016	.219**	-.160**	.452**	-			
7. 配偶者・家族のソーシャルサポート	2.83	.821	183	.016	-.018	.211**	-.174**	.357**	.451**	-		
8. 友人のソーシャルサポート	2.64	.706	183	-.045	-.075	.149**	-.137*	.361**	.466**	.492**	-	
9. 在宅勤務日数	10.05	7.164	183	-.003	.038	.099	-.149**	-.037	.042	-.090	.051	-

*: p<.05, **: p<.01

れ、役職との関連が強いと考えられる。したがって、年齢に伴って昇進すると想定すれば、職務遂行能力が増大しており、ストレスフルな状況にも対応できるため、結果として、心理的ストレスが低かったと考えられる。この点は、後述する階層的重回帰分析の結果において、職種・役職等のデモグラフィック変数を投入した内容を提示し、より詳細に分析する。自律性とソーシャルサポートの各因子は、心理的ストレス反応との有意な負の相関関係を示したため、これらの各因子は心理的ストレスを低下させる要因と考えられる。この点に関連して、川上・下光・堤ら（2012）は、「健康いきいき職場モデル」を提示する中で、自律性とソーシャルサポートはともに仕事の資源として、ストレスを低下させる要因としている。

次に、相関分析の結果、心理的ストレス反応と相関関係があった変数・因子を中心に、各変数・因子の心理的ストレス反応との関係を把握するために、階層的重回帰分析を行った。Step1は、性別、職種ダミー（専門・技術職、研究・開発職、事務職）、役職ダミー（役職なし、課長、部長）、在宅勤務日数、を投入した（model 1）¹⁴⁾。Step2は、自律性（model 2）、上司のソーシャルサポート（model 3）、同僚のソーシャルサポート（model 4）、配偶者・家族のソーシャルサポート（model 5）、友人のソーシャルサポート（model 6）、をそれぞれ投入した。Step3は、Step2の各因子（自律性、上司、同僚、配偶者・家族、友人のソーシャルサポー

¹⁴⁾ 年齢と年収は、役職との関係が強いと考えられる。このため、役職を投入することによって、投入しなかった。

ト) と在宅勤務日数の交互作用項をそれぞれ投入した (model 7～11)。交互作用項の作成にあたっては、多重共線性の問題を避けるために、自律性、上司、同僚、配偶者・家族、友人のソーシャルサポート、在宅勤務日数の得点をセンタリングした値を用いた (ex. Aiken & West, 1991; Cohen et al., 2003)。Step1、Step2では強制投入法を用い、Step3ではそれぞれの交互作用項を単独で投入し、 R^2 の増分を確認した (表4)。

階層的重回帰分析の結果は、以下のとおりである。まず、自律性 ($\beta=-.538, p<.001$)、上司のソーシャルサポート ($\beta=-.353, p<.001$)、同僚のソーシャルサポート ($\beta=-.171, p<.01$)、配偶者・家族のソーシャルサポート ($\beta=-.204, p<.01$)、友人のソーシャルサポート ($\beta=-.174, p<.05$) は、単独で心理的ストレス反応に負の影響を与えており、在宅勤務日数は、全ての model で有意に負の影響を与えていた ($\beta=-.017\sim-.023$)。相関分析の結果から負の相関があった因子については、投入した全ての因子が心理的ストレスに正の影響を与えていた。この他、課長ダミーは、model 1、4～6、9～11で、心理的ストレスに対して直接負の影響を与えていた。

また、自律性と友人のソーシャルサポートは、在宅勤務日数との交互作用項について、有意に R^2 の増分がみられた。そこで、自律性と友人のソーシャルサポートの $\pm 1SD$ を基準に、単純傾斜分析を行った。結果は、自律性が高い時は、在宅勤務日数による有意な影響はなかったが ($\beta=-.002, n. s.$)、自律性が低い時は、在宅勤務日数が少ない群で心理的ストレスが有意に高かった ($\beta=-.034, p<.001$) (図1-1)。友人のソーシャルサポートが低い群では、在宅勤務日数が少ない群で心理的ストレスが有意に高かったが ($\beta=-.040, p<.001$)、友人のソーシャルサポートが高い群は、在宅勤務日数による有意な影響はなかった ($\beta=-.001, n. s.$) (図1-2)。

表 4. 在宅勤務日数による心理的ストレス反応への影響

従属変数：心理的ストレス反応 (n=180)	model1	model2	model3	model4	model5	model6	model7	model8	model9	model10	model11
定数	2.185 **	2.138 **	2.167 **	2.156 **	2.200 **	2.179 **	2.112 **	2.160 **	2.125 **	2.190 **	2.146 **
性別 (男性=0, 女性=1)	-1.36	-0.11	-1.147	-1.36	-1.28	-1.37	0.17	-1.147	-1.29	-1.21	-1.29
専門・技術職ダミー	-.092	.039	-.057	-.050	-.108	-.088	.036	-.052	-.040	-.069	-.067
研究・開発職ダミー	-.065	-.044	-.067	-.053	-.124	-.094	-.033	-.068	-.040	-.122	-.106
事務職ダミー	-.097	-.137	-.098	-.066	-.079	-.065	-.127	-.094	-.072	-.072	-.063
役職なしダミー	-.073	-.152	-.066	-.069	-.077	-.058	-.156	-.059	-.058	-.068	-.038
課長ダミー	-.346 *	-.228	-.281 *	-.322 *	-.359 *	-.348 *	-.228	-.273	-.311 *	-.351 *	-.333 *
部長ダミー	-.108	.050	-.019	-.079	-.073	-.104	.078	-.015	-.047	-.072	-.053
在宅勤務日数	-.021 **	-.017 *	-.022 **	-.019 **	-.022 **	-.019 **	-.018 **	-.022 **	-.021 **	-.023 **	-.020 **
自律性		-.538 **					-.531 **				
上司のソーシャルサポート			-.353 **	-.171 *				-.355 **	-.178 *		
同僚のソーシャルサポート					-.204 **	-.174 *				-.199 **	
配偶者・家族のソーシャルサポート											-.149 *
友人のソーシャルサポート											
在宅勤務日数×自律性							.025 *	.003	.017		
在宅勤務日数×上司のソーシャルサポート										.012	
在宅勤務日数×同僚のソーシャルサポート											.026 *
在宅勤務日数×配偶者・家族のソーシャルサポート											
在宅勤務日数×友人のソーシャルサポート											
R ²	.080	.248 **	.231 **	.107 *	.136 **	.110 **	.269 **	.232 **	.120 *	.144 **	.138 **
ΔR ²		.168 **	.152 **	.027 *	.056 **	.030 *	.021 *	.001	.013	.008	.028 *

*: p<.05, **: p<.01, ***: p<.001

図1-1. 心理的ストレス反応への自律性と在宅勤務日数の交互作用

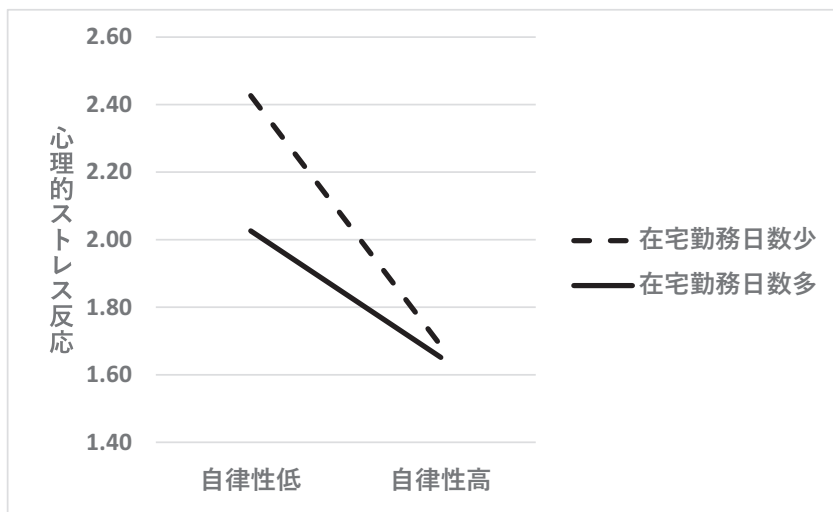
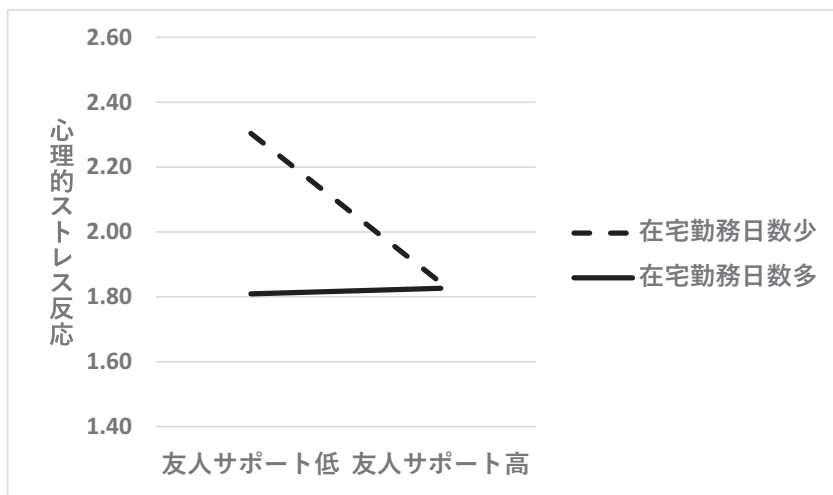


図1-2. 心理的ストレス反応への友人のソーシャルサポートと在宅勤務日数の交互作用



5. 考察

本稿は、COVID-19下の在宅勤務日数の増加に着目し、在宅勤務日数の増加によって、心理的ストレスが低下したのかについて、在宅勤務ではなかった従業員や、COVID-19以前と同じ日数で在宅勤務を継続していた従業員との比較から検討した。また、自律性やソーシャルサポートといった心理的ストレスを削減する仕事の資源と考えられている要因が、在宅勤務日数の増加を通じて、心理的ストレスに与える影響についても検討した。

5.1. 在宅勤務状況による心理的ストレス、自律性、ソーシャルサポートの差異

在宅勤務状況と心理的ストレスとの関係を把握するために、在宅なし継続者、在宅継続者、在宅増加者の3群の差を一元配置分散分析と多重比較を用いて検討した。結果として、心理的ストレス反応は、在宅増加者が在宅なし継続者や在宅継続者と比べて、有意に低いことが明らかとなった。よって、仮説1は支持された。自律性については、在宅勤務状況による差異は見られなかったため、在宅勤務状況の変化があっても、自律性の増大にはつながらなかったと考えられる。在宅増加者における自律性が数値上では最も高かったが有意差はなかったため、調査対象者に限り、在宅増加者の自律性は高い傾向がある、とするに留めたい。よって、仮説2は棄却された。配偶者・家族のソーシャルサポートは、在宅継続者において少なかった点を指摘した。この点については、在宅継続者はCOVID-19以前から在宅勤務が導入されており、また、調査時も在宅勤務日数が変化せずに継続していた群であるため、これまでの状況と変わらず、配偶者・家族から特別なサポートを受けてはいないと認識したためと推測される。在宅継続者は、COVID-19下で職場の状況が変化したにもかかわらず、在宅勤務が以前と変わらない日数で継続しているため、調査対象者と配偶者・家族との家庭における関係はあまり変化していない。したがって、配偶者・家族からソーシャルサポートを受けたと感じる可能性は低く、配偶者・家

族のソーシャルサポートが低い結果になったと考えられる。最後に、上司、同僚、友人のソーシャルサポートは、在宅勤務状況による差異は見られなかった。既存研究では、上司、同僚のソーシャルサポートが在宅勤務状況に大きく関連すると考えられているが、本調査の結果からは、差異は見られなかった。この点については、本調査の時期が、緊急事態宣言発令前の COVID-19に最も注目がされていた時期でもあり、職場全体で在宅勤務への移行が検討されていた時期であったことが大きな理由の1つと考えられる。職場全体で在宅勤務が進められていたことから、調査対象者は、企業側の施策として在宅勤務が進められていたと認識した。このため、上司、同僚から特段のソーシャルサポートを受けているとは認識しなかったと考えられる。よって、仮説3は棄却された。

5.2. 在宅勤務日数の増加による心理的ストレスへの影響

前節では、一元配置分散分析と多重比較の結果から、仮説1を支持する内容となったことを挙げた。このため、在宅勤務日数の増加は、何らかの形で心理的ストレス反応を低下させている可能性があるかと推測した。この点をより詳細に検討するために、在宅増加者における、自律性とソーシャルサポートの心理的ストレスへの影響について検討した。前述のように、ストレス研究では、自律性とソーシャルサポートは、心理的ストレスを低下させる要因として考えられてきた。本稿は、この傾向について、在宅勤務日数が増加した従業員についても適合するののかについて、階層的重回帰分析を用いて検討を行った。結果は、自律性、ソーシャルサポートともに、単独で心理的ストレス反応へ負の影響を与えていた。したがって、仮説4は支持され、仮説5は逆の解釈ではあったものの支持された。また、在宅増加者において、在宅勤務日数によって心理的ストレスが低下するのについても検討した結果、在宅勤務日数は心理的ストレスに負の影響を与えていた。この結果から、在宅増加者において、在宅勤務日数が多い従業員は、在宅勤務日数が少ない従業員と比べて、心理的ストレスが少ないこ

とも把握できた。

階層的重回帰分析の結果に関連して、課長ダミーが、多くのモデルで心理的ストレス反応に単独で負の影響を与えていた。この点について、課長の職務から若干の考察をしたい。課長を代表とするミドル・マネジメントに位置する従業員は、部下に対する業務指示だけでなく、自身の職務も行うプレイング・マネジャーであることが多い。また、管理職と非管理職のストレスについて検討した田中・美奈川（2012）は、過度の負担（処理能力を超えた業務上の要求）と過度の圧迫（業務への過度の責任、時間やノルマによる過重負担）の2尺度からなる量的ストレスサーが、管理職が非管理職に比べて有意に高いことを調査結果として指摘している。以上から、課長を中心とした管理職の仕事の量的負荷は大きいと推察される。このような職務を遂行する課長は、在宅勤務日数の増加によって、仕事の量的負荷、特に、外出の必要な内容について、在宅勤務になることで負担が減ったと感じ、結果として、心理的ストレスが低下したと考えられる。

次に、心理的ストレス反応における、在宅勤務日数による自律性とソーシャルサポートの交互作用について検討し、2つの交互作用があった。1つ目は、自律性が高い群では、在宅勤務日数との交互作用はみられないが、自律性が低い群では、自律性と在宅勤務日数との交互作用がみられた。この点については、自律性が高い従業員は、在宅勤務日数に関わりなく、心理的ストレスは低い状態である。ただし、自律性が低い従業員は、在宅勤務日数による心理的ストレスへの影響をもたらし、在宅勤務日数が少ないと心理的ストレスは高いが、在宅勤務日数が多いと心理的ストレスは低くなる。したがって、自律性の低い従業員にとっては、在宅勤務日数が増加することで、心理的ストレスを削減する効果がある。2つ目は、友人のソーシャルサポートが高い群では、在宅勤務日数との交互作用による心理的ストレスの削減効果は見られないが、友人のソーシャルサポートが低い群では、友人のソーシャルサポートと在宅勤務日数との交互作用がみられた。この点については、友人のソーシャルサポートが高い群の従業員

は、在宅勤務日数に関わりなく、心理的ストレスは低い状態である。ただし、友人のソーシャルサポートが少ない従業員にとって、在宅勤務日数が増加することは、心理的ストレスを低下させる効果がある。友人のソーシャルサポートが在宅勤務日数を介して心理的ストレスに影響を与えていた点については、友人からのサポートが得られていない従業員は、職場外の人間関係によるメリットを享受できていない従業員と考えられる。ここで、在宅勤務日数が増加することによって、在宅勤務による自由度が増大した結果、当事者の心理的ストレスを低下させたと考えられる。逆に、友人からのサポートが受けられている調査対象者は、このサポートが在宅勤務日数のメリットを超えたため、有意な数値にはならなかったと考えられる。よって、仮説6、仮説7はともに一部支持された。

以上、仮説検証を行った。ここからは、仮説検証以外の内容も含めて、より詳細に検討したい。第1に、上司・同僚のソーシャルサポートについて、在宅勤務状況を介して心理的ストレスを低下させる効果は見られなかった点である。この点について、1つの可能性を提示したい。それは、コミュニケーションとソーシャルサポートが異なる概念であることである。コミュニケーションは、「複数の人間や動物などが、感情、意志、情報などを受け取り合うこと、あるいは、伝え合うことである」（岡村，2011，p.572）とされており、何らかの形で、受け取り合いや伝え合いが起こっている状況を指しているのに対して、ソーシャルサポートは「ある人を取り巻く重要な他者（家族、友人、同僚、専門家など）から得られるさまざまな形の援助（support）」（久田，1987，p.170）」とされており、何らかの「援助」があるかどうかの概念である。本調査は、ソーシャルサポートを受けていたかを質問項目としたため、仮に、職場でのコミュニケーションに障害があっても、サポートされていない状態にまでは至っていないのではないかと推測する。本調査の実施期間は、2020年12月であり、緊急事態宣言が発令される前の段階である。この時期に在宅勤務日数が増加して、コミュニケーションが取りにくい状況になっていたものの、

在宅勤務日数が増加してからの期間が短かったため、ソーシャルサポートを受ける必要に迫られていなかった可能性がある。したがって、在宅勤務日数の増加を媒介としたソーシャルサポートの不足までは感じられず、職場における「援助」に関連の深い上司、同僚のソーシャルサポート不足に関わる回答がされなかったと考えられる。

第2に、在宅勤務者が、在宅勤務について、上司ないしは会社と交渉することによって特別扱的な内容を認められている (Gajendran et al., 2015)¹⁵⁾、という議論もあり、職場や所属企業全体で既に進められていることに対して、調査対象者が上司あるいは同僚から「援助」を受けたと感じているかが問題となる。本調査は、職場レベル・企業レベルで急激に在宅勤務にシフトする時期の内容と推察され、誰かの「援助」というよりは、職場や所属企業全体で在宅勤務を認めやすい状況にあったと考えられる。その意味で、上司や同僚との交渉があったとしても、交渉のハードルはかなり低く、上司や同僚からの特別扱いの感覚は生じなかった可能性がある。

第3に、在宅勤務日数が増加した場合の悪影響についてである。本調査における在宅増加者の月平均の在宅勤務日数は10.5日であり、前述の、Gajendran & Harrison (2007) の言う、週平均在宅勤務日数が2.5日を超えると同僚とのコミュニケーションに悪影響を与えるという内容と比較すると、ほぼ同日数程度かそれ以上であった可能性がある。このため、本調査においても、同僚とのコミュニケーションへの悪影響が予想された。ただし、本調査の結果は、在宅増加者について、同僚のソーシャルサポートが、在宅なし継続者や在宅継続者に比べて有意に低くはならなかった。この理由は、前述したが、本調査が2020年12月の調査結果であり、緊急事態宣言前の状況であることに起因している。この時期は、COVID-19がさら

¹⁵⁾ この研究では、i-deals (idiosyncratic deals) という概念を用いて、従業員と雇用主が双方に利益になるような諸項目に関して、個々の従業員が雇用主との間で交渉していることを指摘している。

に進行し、在宅勤務による弊害が出てきた時期よりも早い時期であった可能性がある。このため、同僚のソーシャルサポートの低下にはつながらなかったと考えられる。

5.3. 含意と課題

本稿は、COVID-19時点の回答と COVID-19以前の状況を回顧的に回答した結果との比較から、在宅勤務日数の増加が心理的ストレスを削減するか、また、自律性とソーシャルサポートがどのように影響あるいは関連するかについて、実証的検討から把握した。在宅勤務日数の増加は、心理的ストレスを削減する効果があり、自律性、ソーシャルサポートは単独で心理的ストレスを削減するだけでなく、自律性の低い、あるいは、友人のソーシャルサポートの低い従業員において、在宅勤務日数の増加によって心理的ストレスを低下させていた。したがって、自律性や友人のソーシャルサポートが乏しい従業員については、在宅勤務日数の増加は、より大きな心理的ストレスの削減につながる可能性があることが把握できた。

ただし、本稿にも課題はある。まず、配偶者・家族のソーシャルサポートについてである。この点については、本稿では、在宅継続者は、在宅なし継続者、在宅増加者に比べて、配偶者・家族のソーシャルサポートが低かったことを指摘し、この理由が、調査対象者と配偶者・家族との関係について、家庭ではあまり変化がないことにあるとした。ただし、ワーク・ライフ・バランスとの関連からの検討を行うことによって、その影響が把握できる可能性がある。前述の Gajendran & Harrison (2007) のモデルでは、ワーク・ファミリー・コンフリクトに、テレワークの状況が影響をもたらすことによって、ストレスに影響を与えるモデルが考えられている。そこで、配偶者・家族のソーシャルサポートが在宅勤務日数を介してワーク・ファミリー・コンフリクトに影響を与えることを分析すれば、その効果を測定できる可能性がある。

次に、在宅勤務日数には限りがある点である。COVID-19下のような

「異常な」時期であれば完全在宅勤務まで在宅勤務の範囲を拡大できたかもしれないが、それでも在宅勤務日数には限りがある。この意味で、在宅勤務日数は、Herzberg (1966) の言う衛生要因であり、在宅勤務日数のみの対応には限界がある。この点に関連して、自律性の低い従業員は、在宅勤務日数の増加を媒介にして、心理的ストレスが低下していた。そこで、自律性の低い従業員に対して、徐々に在宅勤務日数を増加させて心理的ストレスを低下させることによって、まずは衛生要因を充足した上で、Herzberg の言う動機づけ要因を喚起する契機にする方法があると考えられる。

【参考文献】

- 1) Allen, T. D., Golden, T. D., and Shockley, K. M. (2015). How Effective is Telecommuting? Assessing the Status of Our Scientific Findings, *Psychological Science in the Public Interest*, 16(2), pp. 40-68.
- 2) Aiken, L. S., and West, S. G. (1991). *Multiple Regression: Testing and Interpreting Interactions*, Newbury Park, CA: Sage Publications.
- 3) Cohen, J., Cohen, P., West, S. G., & Aiken, L. S. (2003). *Applied Multiple Regression/Correlation Analysis for the Behavioral Sciences* (3rd edition). Mahwah, NJ: Erlbaum.
- 4) Gajendran, R. S., and Harrison, D. A. (2007). The Good, the Bad, and the Unknown about Telecommuting: Meta-Analysis of Psychological Mediators and Individual Consequences, *Journal of Applied Psychology*, 92(6), pp. 1524-1541.
- 5) Gajendran, R.S., Harrison, D. A., and Delaney-Klinger, K. (2015). Are Telecommuters Remotely Good Citizens? Unpacking Telecommuting's Effects on Performance Via I-Deals and Job Resources, *Personnel Psychology*, 68(2), pp. 353-393.
- 6) Hackman, J. R., and Oldham, G. R. (1980) *Work Redesign*, Addison-

Wiley.

- 7) Herzberg, F. (1966). *Work and the Nature of Man*, Ty Crowell Co. (北野利信訳『仕事と人間性』東洋経済新報社, 1968年)
- 8) 久田満 (1987) 「ソーシャル・サポート研究の動向と今後の課題」『看護研究』, 20(2), pp.170-179.
- 9) 古川靖洋 (2002) 「日本におけるテレワークの成功要因」, 『総合政策研究』, 13, pp.25-40.
- 10) _____ (2014) 「テレワークとオフィスワーカーの動機付け」『日本テレワーク学会誌』 12(1), pp.14-27.
- 11) 池添弘邦・高見具広・小倉一哉・藤本隆史 (2015) 『情報通信機器を利用した多様な働き方の実態に関する調査結果 (企業調査結果・従業員調査結果)』, JILPT 調査シリーズ, No.140, 独立行政法人労働政策研究・研修機構.
- 12) 稲水伸行・塚本裕介・牧島満・里政幸 (2021) 「コロナ禍における働き方のデジタル・トランスフォーメーション」『研究 技術 計画』 36(1), pp.32-46.
- 13) 川上憲人・下光輝一・島津明人・原谷隆史・堤明純・吉川徹・小田切優子・井上彰臣 (2012) 「新職業性ストレス簡易調査票について」, 平成21-23年度総合研究報告書, 厚生労働科学研究費補助金 労働安全衛生総合研究事業, pp.297-335.
- 14) 川上憲人・下光輝一・堤明純・島津明人・原谷隆史・吉川徹・小田切優子・井上彰臣 (2012) 「職場のメンタルヘルスの第一次予防の新しい枠組み(2)「健康いきいき職場」の理論モデル、評価法および推進方策」, 平成21-23年度総合研究報告書, 厚生労働科学研究費補助金 労働安全衛生総合研究事業, pp.348-358.
- 15) 後藤学・濱野和佳 (2020) 「新型コロナウイルス感染症流行下でのテレワークの実態に関する調査動向」『INSS Journal』 27, pp.252-274.
- 16) 岡村尚昌 (2011) 「コミュニケーション」(ストレス科学学会・パブリッ

- クヘルスリサーチセンター監修『ストレス科学事典』) p. 572.
- 17) Podsakoff, P. M., & Organ, D.W. (1986). Self-Reports in Organizational Research: Problems and Prospects, *Journal of Management*, 12(4), pp. 531-544.
- 18) 佐藤彰男 (2012) 「テレワークと「職場」の変容」『日本労働研究雑誌』 54(10), pp. 58-66.
- 19) Shimazu, A., Nakata, A., Nagata, T., Arakawa, Y., Kuroda, S., Inamizu, N., and Yamamoto, I. (2020). Psychosocial Impact of COVID-19 for General Workers, *Journal of Occupational Health*, 62, p. 351.
- 20) 高橋潔・加藤俊彦編著 (2022) 『リモートワークを科学する I 調査分析編 データで示す日本企業の課題と対策』白桃書房。
- 21) 田中健吾・美奈川悠 (2012) 「管理職・非管理職のソーシャルスキルと職場ストレスサー・コーピングの特徴」『大阪経大論集』 62(5), pp. 65-73.
- 22) 脇夕希子 (2015) 「在宅勤務の可能性—自律性の観点から—」『日本テレワーク学会研究発表大会予稿集』 17, pp. 47-51.

(参考 URL)

- 1) 厚生労働省『テレワークで始める働き方改革』(<https://telework.mhlw.go.jp/info/pdf/H28hatarakikatakaikaku.pdf>, 閲覧日2023年10月25日)
- 2) 三菱UFJリサーチ & コンサルティング (2021) 『テレワークの労務管理等に関する実態調査【概要版】』(<https://www.mhlw.go.jp/content/11911500/000782363.pdf>, 閲覧日2023年10月25日)
- 3) 大久保敏弘・NIRA 総合研究開発機構 (2023) 「第9回テレワークに関する就業者実態調査(速報)」(<https://www.nira.or.jp/paper/report032304.pdf>, 閲覧日2023年10月25日)
- 4) 総務省 (2020) 『令和2年度版情報通信白書 ICT 白書—5G が促すデジタル改革と新たな日常の構築—』(<https://www.soumu.go.jp/johotsusintokei>

/whitepaper/ja/r02/pdf/02honpen.pdf 閲覧日2023年10月25日)

- 5) 総務省 (2021) 『令和3年度版情報通信白書 ICT 白書—デジタルで支える暮らしと経済—』 (<https://www.soumu.go.jp/johotsusintokei/whitepaper/ja/r03/pdf/01honpen.pdf>/ 閲覧日10月25日)