

コロナショックと非正規雇用者
—2020年夏までの状況を中心に—

独立行政法人 労働政策研究・研修機構
副主任研究員 高橋 康二

《要旨》

本稿の目的は、コロナショックにより非正規雇用者が仕事と生活において被った影響を明らかにし、今後の雇用ポートフォリオの動向も踏まえつつ、将来の類似の経済ショックに備えた含意を得ることである。そのため、官庁統計の公表データおよびJILPTが実施した個人アンケート調査、企業アンケート調査を分析した。第1に、コロナショックによる雇用調整は全体として労働時間の減少を中心とした雇用維持志向のものであったが、正規／非正規雇用の区分で見ると非正規雇用者の雇用が大きく減少していた。しかし自発的離職者、離職後に非労働力化する者も多かったことから、リーマンショック時のように失業者数が急増することはなかった。第2に、特に5月を中心として、非正規雇用者ほど労働時間が減少しており、それに伴って収入も減少し、それに伴って家計も赤字化していた。非正規雇用者はフォーマル／インフォーマル双方のセーフティネットが脆弱であり、僅かな労働時間減少が家計の赤字化に直結しやすい状況にあった。第3に、非正規雇用者の方が生活満足度の低下幅が大きかった。そして生活満足度の低下幅の格差は、休業命令を受けた経験や、5月の月収減少などにより説明された。第4に、アフターコロナにおいて雇用ポートフォリオの形はすぐには大きくは変わらず、非正規雇用者が「雇用のバッファ」であることにも変化がないと予想された。以上を踏まえ、雇用者全体の扱いについて言えば日本企業の対応は優等生的であったが、緊急雇用安定助成金の積極的な活用が望まれること、休業支援金・給付金についての一層の周知が求められること、低所得世帯へのセーフティネットの強化が必要であること、大きな経済ショックをできる限り回避することが肝要であること、などが結論づけられる。

(備考) 本論文は、執筆者個人の責任で発表するものであり、独立行政法人 労働政策研究・研修機構としての見解を示すものではない。

コロナショックと非正規雇用者

高橋 康二

目 次

第1節	はじめに	1
1	目的と背景	1
2	先行研究と本稿の課題	2
3	本稿の構成	5
第2節	方法とデータ	6
第3節	官庁統計からみたコロナショック	7
1	リーマンショックとコロナショック	7
2	非正規雇用者の減少	11
3	小括	15
第4節	コロナショックと正規／非正規間の影響の差異	16
1	概観	17
2	労働時間の減少	19
3	収入の減少	24
4	家計の赤字化	31
5	生活満足度の低下	34
6	小括	39
第5節	アフターコロナの雇用ポートフォリオ	40
1	人手不足下の正規雇用シフト	40
2	コロナショックと雇用ポートフォリオ	41
3	小括	43
第6節	おわりに	44
1	考察	44
2	結論	46
	文献	48

第1節 はじめに

1 目的と背景

本稿の目的は、新型コロナウイルス感染拡大に伴う経済への打撃（コロナショック）により非正規雇用者が仕事と生活において被った影響を明らかにし、今後の雇用ポートフォリオの動向も踏まえつつ、将来の類似の経済ショックに備えた含意を得ることである¹。なお、コロナ感染拡大が止まらないなか、そのことが雇用・労働のあり方に影響を与え続けていること、また、その影響が時々刻々と変化しつつあることを承知しつつも、本稿では、コロナショックが最も深刻であり²、また、比較的データが整っている2020年夏頃までの状況を中心に扱うこととする。

2019年12月に中国・武漢市で発見された新型コロナウイルス（以下、コロナ）は³、2020年に入るとアジア、欧米へと急速に感染を拡大した。各国政府は、感染拡大を防ぐ観点からロックダウンや飲食店等の営業規制により経済活動を制限し、市民も消費行動を自粛した。そういったなか、多くの国では雇用維持策が講じられたが、失われた雇用は決して少なくなかった。

WHOによれば、世界のコロナ感染者数は、2020年6月末に1000万人に達した（WHO 2020）⁴。コロナ感染拡大が進むなか、2020年第2四半期の実質GDP成長率（前期比）はアメリカで-9.0%、イギリスで-18.8%、ドイツで-9.7%、フランスで-13.7%と激減した⁵。コロナショック後の最高失業率はアメリカで14.8%（4月、+11.2）⁶、イギリスで5.0%（10月、+1.2）、ドイツで4.6%（12月、+1.4）、フランスで9.4%（7月、+1.2）となった⁷。

¹ 本稿では、もっぱらコロナショックのネガティブな影響に注目し、ポジティブな影響については扱わない。参考までに、ポジティブな影響が想定されるものとしては、まず在宅勤務の普及が挙げられる。コロナショック時の在宅勤務の動向については、高見（2021）、小林（2020a）、石井・中山・山本（2020）を参照（ただし、森川（2020a, 2020b）のように在宅勤務が生産性に与えるマイナス効果を指摘する研究もある）。また、Alon et al.（2020）は、コロナショックによる経済の縮小過程では女性就業がネガティブな影響を被ったが、そこからの回復過程では柔軟な働き方が浸透し、女性就業を後押ししている。厚生労働省（2020b）の表現を借りるならば、「新型コロナウイルス感染症が社会経済活動へ与える影響については、一時的なショックである面と、デジタル技術等の活用による非対面・非接触の生活様式である『新たな日常』が求められるように不可逆的な面がある」が、本稿はもっぱらその前者に焦点を当てるものである。

² 事態が最も深刻だった時期として、全国に緊急事態宣言が発せられていた2020年4月16日から5月14日の期間が挙げられる。

³ 中国・武漢市の李文亮医師が、2019年12月30日に発見報告をしている。

⁴ 感染者数はその後さらに増加し、本稿執筆時点（2021年2月7日）では1億539万4301人でとなっている。WHO神戸センター「新型コロナウイルス感染症（COVID-19）WHO公式情報特設ページ」（https://extranet.who.int/kobe_centre/ja/covid）を参照（2021年2月9日閲覧）。

⁵ OECD.Stat “Quarterly National Accounts”を参照（2021年2月12日閲覧）。その結果、IMF（2020）によれば、2020年の世界経済の成長率は-4.4%と大幅減速し、2021年に5.5%となり次第に回復していくと予測されている。

⁶ アメリカに関しては、レイオフ人員も失業者としてカウントされているため、注意が必要である。

⁷ OECD.Stat “Monthly Unemployment Rate”を参照（2021年2月12日閲覧）。カッコ内数値は該当月および2019年第4四半期平均からの上昇ポイント。

ILO によれば、2020 年第 2 四半期には世界で 17.3%の労働時間、フルタイム換算で 4 億 9500 万人分の雇用が失われたとされる (ILO 2020) ⁸。

日本社会については、コロナ感染症の拡大状況、経済活動への打撃とも、先進国のなかでは「軽傷」の部類に入るが、「医療崩壊」の可能性も含めて社会全体が未曾有の危機に直面していることに変わりはない。具体的には、国内のコロナ感染者数は 6 月末で 1 万 8593 人 (厚生労働省 2020a) ⁹、2020 年第 2 四半期の実質 GDP 成長率 (前期比) は-8.3%で戦後最悪となっている ¹⁰。他方で、失業率はコロナショック後に上昇を続けているが、それでも 10 月末で 3.1%であり、2019 年第 4 四半期平均から 0.9 ポイント上昇したに止まっている ¹¹。戦後最悪の GDP の落ち込みにもかかわらず失業率が低水準に保たれている背景としては、人手不足下での企業の雇用維持行動と、それを支援する雇用調整助成金の大規模な要件緩和、事業主向け各種助成金の設置などがあると考えられる ¹²。

とはいえ、日本のなかでも雇用・労働の面で大きな影響を被った層の存在が懸念される。本稿では、その実態を明らかにする。具体的には、大きな影響を被った層として非正規雇用者に注目し、彼ら (彼女ら) の仕事と生活の現状を正規雇用者のそれとの比較により明らかにし、今後の雇用ポートフォリオの動向も踏まえつつ、将来の類似の経済ショック時に必要となる対策を検討することとする。

2 先行研究と本稿の課題

コロナ感染拡大により、雇用・労働の面で誰が苦境に陥っているのか。世界の動向を見ると、第 1 に、サービスセクター労働者が挙げられる ¹³。Mongey et al. (2020) によれば、アメリカにおいて他人と接触する仕事、自宅でできない仕事に従事する人々が、コロナ禍において経済的弱者となったという。Adams-Prassl et al. (2020) も同様に、米英独いずれの国においても宿泊業・飲食サービス業において失職率が高いことを指摘している。

⁸ 欧米諸国では既存および新規のスキームを用いた雇用維持政策が講じられたが、それでも失業率の上昇は避けられなかった。労働政策研究・研修機構調査部海外情報担当 (2020) を参照。

⁹ 日本でも感染者数はその後さらに増加し、本稿執筆時点 (2021 年 2 月 8 日) では 40 万 2809 人となっている。厚生労働省「国内の発生状況など」 (https://www.mhlw.go.jp/stf/covid-19/kokunainohasseijoukyou.html#h2_1) を参照 (2021 年 2 月 9 日閲覧)。

¹⁰ 内閣府「国民経済計算」より。その後、第 3 四半期の実質 GDP 成長率 (前期比) は 5.3%とリバウンドしている。JILPT の企業アンケート調査に基づく中井 (2020c) から、5 月に比べて 9 月には、企業の生産・売上額が一定の回復を示していることが読み取れる。参考までに、内閣府「中長期の経済財政に関する試算 (令和 3 年 1 月 21 日経済財政諮問会議提出)」 (https://www5.cao.go.jp/keizai-shimon/kaigi/minutes/2021/0121/shiryo_04-1.pdf) によれば、2020 年度の実質 GDP 成長率 (前年度比) は-5.2%、2021 年度は 4.0%と試算されている。

¹¹ 総務省「労働力調査 (基本集計)」より。

¹² その他にも、離職者のうち少なからずが非労働力化したことも考えられる。ちなみに、コロナショックによる離職者の非労働力化は、アメリカでも指摘されている (Coibion et al. 2020)。

¹³ ここでは、広義のサービス業と広義のサービス職の両方の意味で「サービスセクター」の語を使っている。

第2に、女性が挙げられる。Alon et al. (2020)、Adams-Prassl et al. (2020) は、アメリカのデータから、サービスセクターで働くことが多く、コロナ禍で子どものケアの負担が増した女性が多数仕事から離れたことを、今般のコロナショックの特徴として指摘している。McKinsey Global Institute (2020) も、世界的に見てコロナショックによる女性の失職率は男性のその1.8倍であると推計する。第3に、エスニック・マイノリティが挙げられる。Groshen (2020) によれば、アメリカにおいて、ヒスパニック系・ラテン系住民がコロナショックにより高い比率で仕事の中断を迫られたという¹⁴。ちなみに、米国疾病管理予防センターによれば、ヒスパニック系・ラテン系住民は、コロナ感染リスク自体も高い (Centers for Disease Control and Prevention 2020)。

日本でも、サービスセクター労働者が雇用・労働の面で大きな影響を被っていることが指摘されている。総務省「家計調査」、野村総合研究所「新型コロナウイルス感染拡大に伴う生活・消費行動に関するアンケート」(2020年4~6月)は¹⁵、コロナ感染拡大により外食・娯楽・旅行関連消費が大きく落ち込んだことを示している。それを受けて、サービスセクターにおいて倒産が急増し(宮川 2020)、雇用調整も多発し(北 2020;濱口 2020)、在職労働者についても労働時間の削減がより大規模に行われたことが報告されている(高橋 2020a)。

また、女性の苦境を指摘する先行研究も多い。その背景としては、アメリカで報告されているのと同様に、サービスセクターに女性労働者が多いことに加え(菊池・北尾・御子柴 2020)、女性が子育てや介護に責任を持つことが多く、学校休校やケア施設の閉鎖などの影響を受けやすかったことがある(周 2020a, 2020b; 矢島 2020)。周(2020a)、矢島(2020)によれば、コロナ感染が拡大するなかで女性は男性よりも離職・失業しやすかった。高橋(2020a)によれば、4月から5月の時期において、産業、職業、企業規模をコントロールしてもなお、在職女性の労働時間は有意に減少しやすかった。

サービスセクター労働者、女性に加えて、日本では非正規雇用者がコロナショックによって大きな影響を被っていると考えられる。言うまでもなく、日本企業には正規雇用と非正規雇用の間での雇用管理の分断と労働条件の格差があり(菅野 2019; 神林 2017; 経済協力開発機構 2008)、それゆえ非正規雇用者が集中的にコロナショックの影響を被っている可能性が否定できないからである。実際、後述のようにコロナ禍において非正規雇用者数が減少しているなか、労働組合系メディアでは、正規/非正規雇用者が雇用保障や休業補償において異なる扱いを受けている事例が多数報告されている(オリエンタルランドユニオン 2020; 山根木 2020; 千葉正直屋ユニオン 2020; POSSE 編集部 2020)¹⁶。

¹⁴ 他方で、Moen et al. (2020) のように、エスニシティとコロナショック後の就業状況との関係は複雑であって、性別、年齢、学歴、エスニシティの組み合わせによって高リスク層が形成されていることを指摘するものもある。

¹⁵ 同社ホームページ (<https://www.nri.com/jp/journal/2020/0923>) を参照。

¹⁶ また、労働側弁護士からは、コロナ禍での派遣労働者、特に登録型派遣労働者の雇用の危うさが問題視

しかし、それらの事例報告の多くはジャーナリスティックな視点で書かれており、扱われている論点も断片的である。そこで本稿では、将来の類似の経済ショックに備えた含意を得るべく、コロナ禍において非正規雇用者が置かれた状況を、アカデミックな視点で包括的に分析する¹⁷。具体的な分析課題は、以下の4つである。

第1に、コロナショックが非正規雇用者の量に与えた影響を確認することである。その際、非正規雇用者の量が減少していることは既に指摘されているので（高橋 2020b；中井 2020b；Kikuchi et al. 2020）、本稿ではリーマンショック時の状況との比較を念頭に置きつつ、どのような減り方なのかを明らかにする。リーマンショック時に「非正規切り」、「派遣切り」が多発し、多くの非正規雇用者が失職したことは記憶に新しい（厚生労働省編 2009；高橋 2017）。しかし、当時と現在とでは無視できない状況の違いもある。一方で、労働法制を見ると、リーマンショック後に、非正規雇用者の雇用を保護し¹⁸、セーフティネットを補修・整備する動きが進んだ（水町 2020）¹⁹。しかし他方で、今般のコロナショックの影響を強く受けたサービスセクターでは、もともと非正規雇用者が多数働いている（菊池・北尾・御子柴 2020）。そのこともあり、米英独の各国においては、テンポラリー労働者が雇用を失いやすかったことが報告されている（Adams-Prassl et al. 2020）²⁰。日本において、全体として見れば失業率が低水準に保たれているなかで、非正規雇用者の雇用がどの程度、どのように失われたのかを、改めて確認したい。

第2に、雇用が維持されている非正規雇用者について、労働時間がどの程度減少しているのか、それに伴い収入がどの程度減少してしているのか、それに伴い家計がどの程度悪化しているのかといった仕事と生活を取り巻く一連の因果連鎖を、客観的に明らかにすることである。その際には、休業命令による労働時間の減少に対しては休業手当が支給されるのが原則であるが、非正規雇用者の場合、その休業手当を補填する雇用調整助成金の支給基準を満たしにくいことを考慮する必要がある（濱口 2020）。また、そもそも非正規雇用者の世帯は低所得である場合が多いため（福井 2014）²¹、わずかな収入減少であっても生活難に直結する可能性が高いことも予想される。

されている（中野 2020a, 2020b）。

¹⁷ 以下の第2、第3の分析課題については、石井ほか（2021）においてアカデミックかつ包括的な分析がなされている。具体的には、雇用者の就業、生活、ウェルビーイングの変化について、性別、雇用形態、企業規模、年齢層、学歴、職種、業種を説明変数とした分析がなされている。これに対し本稿では、（たとえば）労働時間減少と収入減少の関係、収入減少と家計悪化の関係、それらと生活満足度低下の関係など、一連の因果連鎖を明らかにする点に特徴がある。

¹⁸ 厚生労働省に設置された「有期労働契約研究会」の報告書も、リーマンショックが有期契約労働者の保護を検討するきっかけとなったことに言及している（厚生労働省 2010）。

¹⁹ ただし、週20時間未満の労働者が雇用保険の適用除外となっているなど、非正規雇用者のセーフティネットは未だ完璧とは言えない。ちなみに、非正規雇用者が雇用保険の適用条件を満たしにくくセーフティネットが脆弱である状況は、国際的にも見受けられる（OECD 2020a）。

²⁰ OECD（2020b）によれば、非正規雇用者がサービスセクターに集中している傾向は、（日本だけでなく）国際的にも見受けられる。

²¹ 国際的に見ても、非正規雇用者は世帯の貧困率が高い（OECD 2020a）。

第3に、非正規雇用者のウェルビーイングがどう変化したのか、それはなぜなのかを明らかにすることである。上述したように非正規雇用者を生活難へと追いやる客観的な因果関係が働いていたとしても、非正規雇用者は必ずしも仕事を生活の中心に置いていないがゆえに、コロナショックに遭っても問題を感じていなかったかもしれない。JILPT「第2回 日本人の就業実態に関する総合調査」(2014年)によれば²²、「自分」が世帯での生活費の主な負担者である割合は、正規雇用者で65.0%に対し、非正規雇用者で25.3%と大きな差がある。また、総務省「労働力調査」(2020年第2四半期詳細集計)によれば、非正規雇用者が現在の雇用形態についている主な理由の第1位は、「自分の都合のよい時間に働きたいから」(28.6%)である²³。本稿では、ウェルビーイングの指標としての生活満足度の変化の分析を通じて、非正規雇用者のウェルビーイングがどう変化したのか、それはなぜなのかを明らかにしたい。

第4に、アフターコロナの雇用ポートフォリオがどのようなものになるのかを予想することである。仮に上記の分析により、非正規雇用者の量が減少し、労働時間や収入の面で不利益を被っていることが浮かび上がるとするならば、それは、非正規雇用者を雇用のバッファとして利用する雇用慣行があつてのことである。しかし、長期的に見れば日本の労働市場は人手不足の状態にあり²⁴、また雇用形態にかかわらない公正な待遇を確保する動きも進んでいる(菅野 2019)。そう考えると、企業(および正規雇用者)が非正規雇用者を雇用のバッファとして利用する状態が長く続くかどうかは分からない。本稿では、今後の正規雇用者比率、非正規雇用者比率に関する企業の方針を分析することを通じて、アフターコロナの雇用ポートフォリオのあり方を予想し、将来の類似の経済ショックに備えた含意を得るための一助としたい。

3 本稿の構成

本稿の構成は、次の通りである。第2節では、方法とデータについて説明する。第3節では、もっぱら経済・雇用・労働に関する官庁統計の公表値を用いて、コロナショックが非正規雇用者の量に与えた影響を、リーマンショック後の状況との比較を念頭に置きつつ確認する。第4節では、個人アンケート調査の分析により、コロナ禍における非正規雇用者の仕事と生活の現状を正規雇用者のそれとの比較により明らかにする。第5節では、企業アンケート調査の分析により、アフターコロナの雇用ポートフォリオがどのようなものになるのか、予想する。第6節では、本節で示した分析課題に沿って分析結果の意味する

²² 調査対象は、全国から無作為に抽出された20~65歳の男女8000人である。有効回答者数は4573人、有効回答率は57.2%である。

²³ 以下、「家計の補助・学費等を得たいから」(19.6%)、「正規の職員・従業員の仕事がないから」(10.9%)と続く。

²⁴ 厚生労働省「職業安定業務統計」によれば、2018年、2019年の有効求人倍率(年平均)はそれぞれ1.61倍、1.60倍であり、オイルショック直前の1973年(1.76倍)に次ぐ高さだった。

ところを考察し、将来の類似の経済ショックに備えた含意を述べる。前項で述べた分析課題と本稿の構成、具体的な分析項目の関係をまとめると、表 1 のようになる。

表 1 分析課題・本稿の構成・分析項目

	第3節 (官庁統計)	第4節 (個人アンケート)	第5節 (企業アンケート)
(1)非正規雇用者の量	正規／非正規雇用者数		
(2)仕事と生活の因果連鎖		労働時間、収入、家計	
(3)ウェルビーイング		生活満足度	
(4)将来の雇用ポートフォリオ			今後の正規／非正規比率

資料出所：筆者が作成。

第2節 方法とデータ

本稿では、官庁統計、個人アンケート調査、企業アンケート調査を用いて、前節で示した分析課題に取り組む。

第3節においては、「国民経済計算」、「労働力調査」、「毎月勤労統計調査」、「労働経済動向調査」といった官庁統計の公表データを用いる。

第4節においては、JILPTが2020年に実施した「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（第1回調査・第2回調査）」を用いる。この調査は、インターネットモニター調査であり、第1回調査（通称・5月調査）は、連合総研が2020年4月に実施した「第39回勤労者短観」のサンプルを引き継ぎつつ新規サンプルを追加して2020年5月18日～27日に実施された。第2回調査（通称・8月調査）は、第1回調査のサンプルを引き継ぎつつ新規サンプルを追加して8月1日～7日に実施された。

第1回調査、第2回調査とも、本稿の集計・分析対象となる民間企業雇用者については、性別×年齢層×居住ブロック×正／非正社員別に層化割付回収された。割付には総務省「就業構造基本調査」を台帳として用いており、回答者はどちらの調査とも4307名である²⁵。

なお、「第39回勤労者短観」、第1回調査、第2回調査の3時点のデータはパネルデータ化可能であるが、本稿では一部の集計を除いて「第39回勤労者短観」の回答は用いない²⁶。集計・分析対象は、「第1回調査と第2回調査の連続回答者」のうち4月1日時点で民間企業雇用者だった者とする。

第5節においては、JILPTが2020年6月1日～15日に実施した「新型コロナウイルス感染症が企業経営に及ぼす影響に関する調査」を用いる。この調査は、民間の企業データベースに登録された企業から、地域×企業規模別（計30セル）に3000社を層化抽出し、

²⁵ この他、5月調査では580人の、8月調査では574人の「フリーランスで働く者」から回答を得ている。調査実施概要の詳細は、渡邊（2020a, 2020b）を参照。

²⁶ その理由は、「第39回勤労者短観」まで遡れるサンプルに限りがある、別言すれば5月調査で相当数のサンプルを追加しているからである。

インターネットで調査票を配信したものである。回答企業数は 1293 社（回収率 43.1%）である²⁷。

本稿の方法上の制約は 2 つある。ひとつは、企業についても個人についても、インタビュー調査を実施できなかったことである。この点については、コロナ感染拡大下で、調査対象者に直接接触することが難しかったことや、緊急性を要するテーマであるため調査準備期間が短いインターネットでのアンケート調査が選好されたことなどが理由として挙げられる²⁸。いまひとつは、個人アンケート調査の一部において回顧的な設問が含まれていることである。具体的には、生活満足度に関する設問などにおいて、回顧バイアスがかかっている可能性がある。この点については、リアルタイムパネルデータを用いた先行研究の知見と照合させるなどして、データの頑健性を確認したい。

第 3 節 官庁統計からみたコロナショック

本節では、もっぱら経済・雇用・労働に関する官庁統計の公表値を用いて、コロナショックが非正規雇用量に与えた影響を、リーマンショック後の状況との比較を念頭に置きつつ確認する。

1 リーマンショックとコロナショック

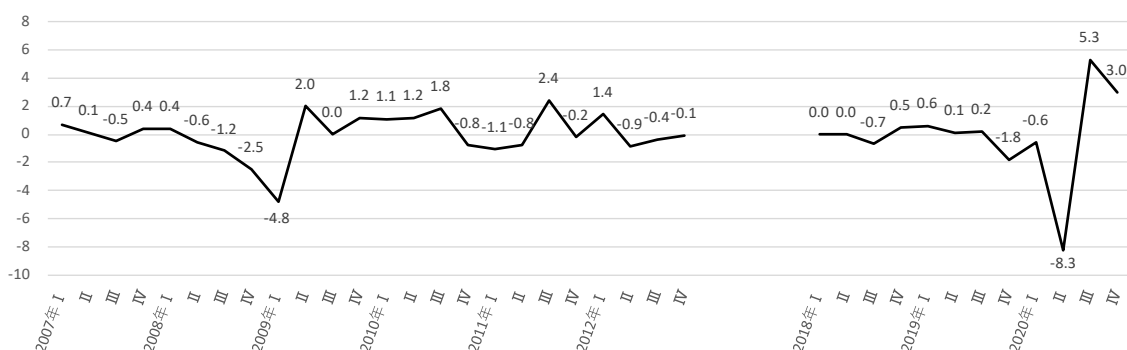
はじめに確認したいのは、経済活動の総量をあらわす GDP の落ち込みである。図 1 は、四半期ごとの実質 GDP 成長率の推移を示したものである。ここから、リーマンショックによる最大の落ち込みが 2009 年第 1 四半期の -4.8%であったのに対し、コロナショックによる最大の落ち込みは 2020 年第 2 四半期の -8.3%であり、リーマンショックによる落ち込みよりも深いことが分かる。また、リーマン・ブラザーズの破綻が 2008 年 9 月だったので、リーマンショックの「底」は、発端となる出来事の翌々四半期におとずれたことになるが、日本でコロナ感染症が拡大し始めたのが 2020 年 2 月から 3 月であるとする、コロナショックの「底」は、発端となる出来事の翌四半期におとずれたことになる²⁹。すなわち、コロナショック時の方が、早く深く GDP の落ち込みに見舞われたと言える。

²⁷ 調査実施概要の詳細は、中井（2020a）を参照。

²⁸ 調査方法に関する同様のエクスキューズは、江夏ほか（2020）においても見られる。

²⁹ 一般に、GDP は四半期ごとに集計されているため、2020 年第 2 四半期のうち何月が最も落ち込みが深かったのかは、公式には分からない。ただし、近年ではインターネット上の検索履歴に基づいてリアルタイムの経済統計を作成する技術が開発されており、その技術を用いた推計によれば、多くの国において 4 月が最も落ち込みが深かったという。Woloszko（2020）を参照。

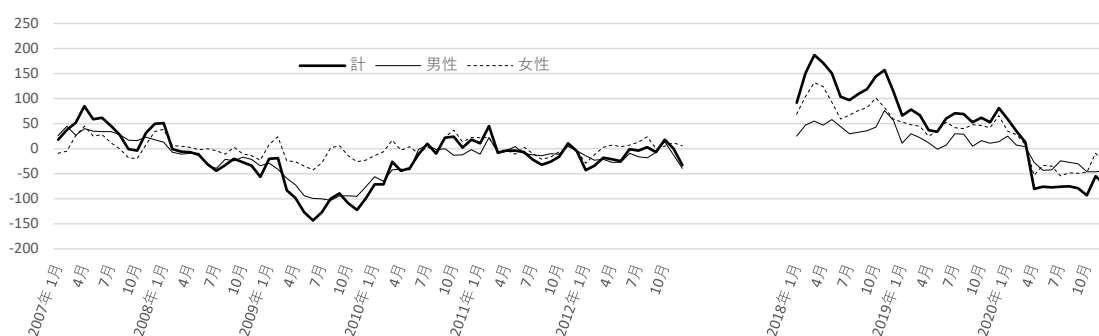
図1 実質 GDP 成長率の推移（前期比：％）



資料出所：内閣府「国民経済計算」より（内閣府ホームページより取得）。
注：実質季節調整系列（前期比）（2020年10-12月期1次速報値）。

GDPの落ち込みに伴い、就業者数はどう変化したか。図2は、総務省「労働力調査」により就業者数の推移（前年同月差）を示したものである。ここから、リーマンショック時は、GDPの落ち込みが大きかった2009年第1四半期以降に就業者数が大きく減少し、2009年6月には前年同月差マイナス143万人となっていることが分かる。ちなみに、就業者数の減少幅は男性の方が大きい。これに対し、コロナショック時の2020年第2～4四半期にも就業者数は大きく減少しているが、2020年4月に前年同月差でマイナス80万人、10月に同マイナス93万人となるにとどまっている。ちなみに、就業者数の減少幅は女性でも大きい。いずれにせよ、リーマンショック時に比べコロナショック時は、GDPの落ち込みの深さにもかかわらず、就業者数の減り方が小さいと言える。

図2 就業者数の推移（前年同月差：万人）

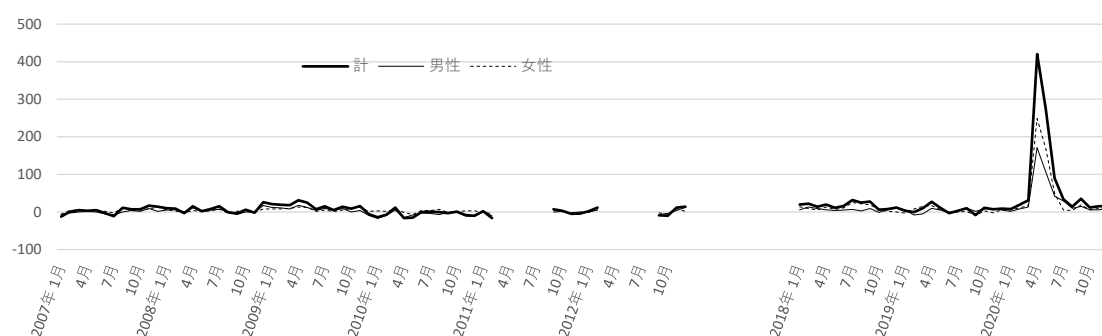


資料出所：総務省「労働力調査（基本集計）」より（e-Statより取得）。

他方、コロナショック時に際立っていたのが、休業者数の増加である。図3は、同じく

「労働力調査」により休業者数の推移（前年同月差）を示したものである³⁰。ここから、リーマンショック時にはほとんど増加しなかった休業者数であるが、コロナショック時には前年同月差で420万人（2020年4月）を記録していることが分かる。ちなみに、休業者数の増加幅は女性の方が大きい。いずれにせよ、コロナショック時には、「就業」というステータスを保持したまま「休業」していた人々が多数していたことが窺える。

図3 休業者数の推移（前年同月差：万人）



資料出所：総務省「労働力調査（基本集計）」より（e-Statより取得）。

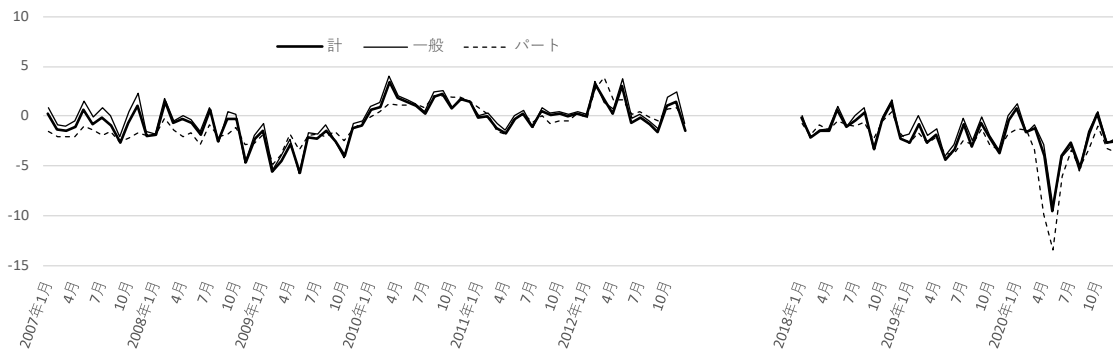
注：東日本大震災の影響により、2011年と2012年の一部は前年同月差の休業者数が集計できない。

「労働力調査」における休業者の定義に該当しなくとも、労働時間が減少することはある。その点を捉えているのが、厚生労働省「毎月勤労統計調査」である。図4は、同調査から、1人あたりの総実労働時間の推移（前年同月比）を示したものである。ここから、リーマンショック時に労働時間が大きく減少したのは、2009年2月のマイナス5.6%、5月のマイナス5.7%であること（一般労働者、パートタイム労働者計）、その際には一般労働者の方がパートタイム労働者より減り方が大きかったことが読み取れる。他方、コロナショック時に労働時間が大きく減少したのは、2020年5月のマイナス9.5%であること（一般労働者、パートタイム労働者計）、その際にはパートタイム労働者の方が一般労働者より減り方が大きかったことが読み取れる。いずれにせよ、コロナショック時には1人あたり労働時間の減少がより顕著になっている。

総じて、コロナショック時の特徴は、GDPの深い落ち込みを、パートタイム労働者など非正規雇用者の（休業を含む）労働時間の減少で吸収した点にあると考えられる。

³⁰ 「労働力調査」において「休業者」は、「仕事を持ちながら、調査週間中に少しも仕事をしなかった者のうち、(1)雇用者で、給料・賃金の支払を受けている者又は受けることになっている者、(2)自営業主で、自分の経営する事業を持ったままで、その仕事を休み始めてから30日にならない者」を指している。

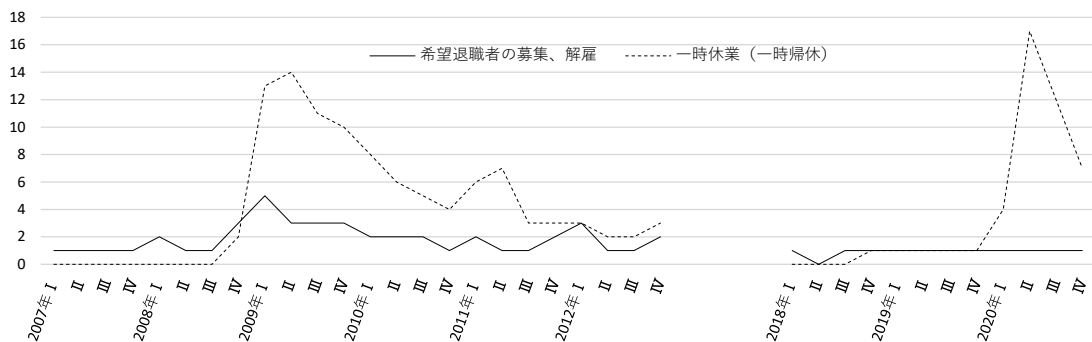
図4 総実労働時間の推移（前年同月比：％）



資料出所：厚生労働省「毎月勤労統計調査」より（e-Stat より取得）。2020年12月は速報値。

コロナショック時に労働時間の減少という対応がなされたことは、事業所の雇用調整行動からも読み取れる。図5は、厚生労働省「労働経済動向調査」より、「希望退職者の募集、解雇」と「一時休業（一時帰休）」の実施状況の推移を示したものである。ここから、リーマンショック時について、GDPの落ち込みが最も甚だしかった2009年第1四半期に「希望退職者の募集、解雇」が5%、その翌四半期に「一時休業（一時帰休）」が14%であったのに対し、コロナショック時について、GDPの落ち込みが最も甚だしかった2020年第2四半期にそれぞれ1%、17%であったことが分かる³¹。もっとも、「労働経済動向調査」の調査対象は「常用労働者30人以上を雇用する民営事業所」であるため、コロナショック時に大きな打撃を受けた小零細の飲食業、宿泊サービス業、小売業などの状況が反映されていない点に留意が必要であるが（川口ほか2020）、その点を差し引いたとしても、より雇用維持志向の雇用調整行動であったことは間違いないであろう。

図5 雇用調整実施状況の推移（％）



資料出所：厚生労働省「労働経済動向調査」より（e-Stat より取得）。

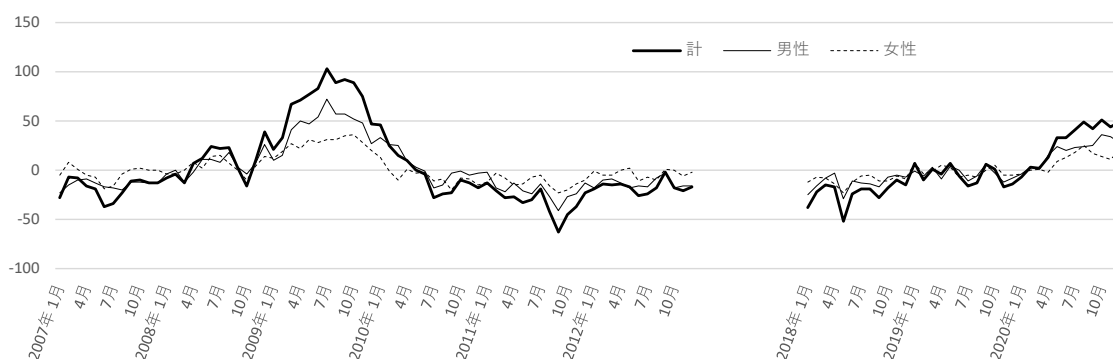
注1：2020年第4四半期は、実績予定。

注2：2008年第3四半期以前は、集計対象産業が異なる。

³¹ 宿泊業・飲食サービス業について言えば、「一時休業（一時帰休）」の実施割合は42%に達している。

リーマンショック時とコロナショック時の企業の対応の違いを象徴的に表しているのが、完全失業者数の推移である。図 6 は、「労働力調査」より完全失業者数の推移（前年同月差）を示したものであるが、リーマンショック時の 2009 年 7 月には前年同月差で 103 万人を記録したのに対し、コロナショック時には 2020 年 10 月に同 51 万人に達したにとどまっている。もっとも、完全失業者数は時間とともに増えていく可能性があるため³²、引き続きデータを注視していく必要はあるが、2020 年 11 月時点の完全失業者数（原数値）は 195 万人であり、これがリーマンショック時の最高水準（2009 年 9 月、363 万人）を越えることは、現時点では考えにくいだろう。

図 6 完全失業者数の推移（前年同月差：万人）



資料出所：総務省「労働力調査（基本集計）」より（e-Stat より取得）。

2 非正規雇用者の減少

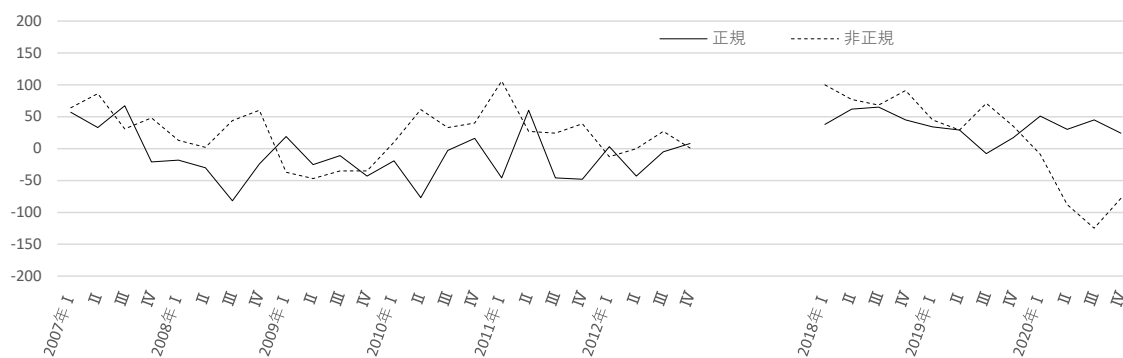
前項にて、リーマンショック時に比べコロナショック時には雇用調整行動がより雇用維持志向であり、就業者数が減少し完全失業者数が増加する代わりに、就業者の労働時間が減少する形となったことを示した。しかし、コロナショックにより大きな影響を被った層はある。結論から先に言えば、非正規雇用者である。

図 7 は、「労働力調査」より正規／非正規雇用者数の推移を示したものである（前年同期差）。ここから、リーマンショック時の 2009 年を通じて非正規雇用者数が前年同期差で 40～50 万人程度のマイナスであったのに対し、コロナショック時の 2020 年第 3 四半期には同マイナス 125 万人と大幅に減少していることが分かる。さらに、2009 年には正規雇用者数もおおむね前年同期差でマイナスであったのに対し、2020 年第 2～4 四半期には同プラスとなっている。コロナショック時には、正規雇用者は前年同期差でプラスが続いているが、非正規雇用者は減っているという、明らかな差異が見出せる。なお、完全失業者数の増加幅が小さいことと照らし合わせると、コロナショック時には非労働力化した非正規雇用者が多かったものと考えられる。

³² 小林（2020b）によれば、日本は諸外国と比べてコロナショック後の雇用調整速度が遅い。

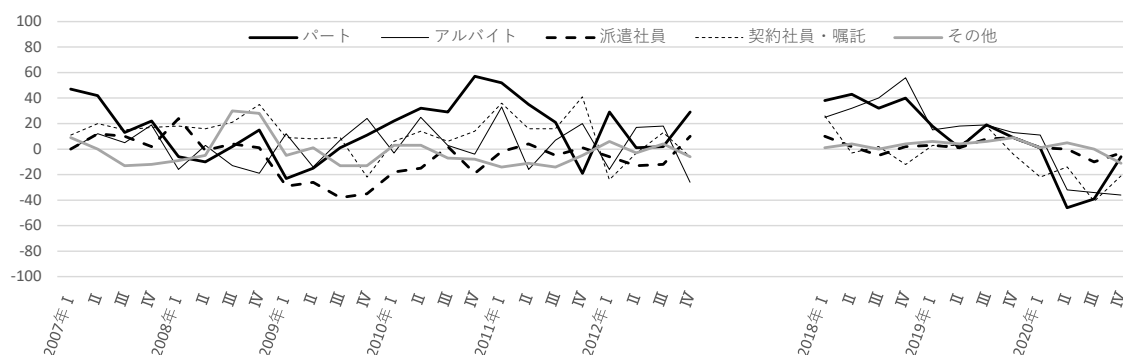
非正規雇用者のなかで、どのような雇用形態の者が減少したのだろうか。図8を見ると、リーマンショック時には派遣社員が大きく減少したこと、これに対しコロナショック時にはパート・アルバイト、契約社員・嘱託といった直用の非正規雇用者が大きく減少していることが読み取れる。別言すれば、コロナショック時の非正規雇用者の減少は、必ずしも派遣社員に集中していない。

図7 正規／非正規雇用者数の推移（前年同期差：万人）



資料出所：総務省「労働力調査（詳細集計）」より（e-Statより取得）。

図8 雇用形態別にみた非正規雇用者数の推移（前年同期差：万人）



資料出所：総務省「労働力調査（詳細集計）」より（e-Statより取得）。

コロナ禍のなかでの正規／非正規雇用者数の増減を、もう少し詳しく見てみたい。表2は、同じく「労働力調査」により、産業別、男女別、年齢階級別の正規／非正規雇用者数の増減（2019年4～9月平均と2020年4～9月平均の差）を示したものである。ここから、以下のことが読み取れる。

第1に、非正規雇用の増減の仕方は、産業によって大きく異なっている。製造業、卸売業・小売業、医療・福祉といった大規模な産業に着目すると、増減率はそれぞれ-5.8%、-5.6%、-0.3%であり、コロナ対応で需要が増した医療・福祉の産業で減少率が低い。中規模

な産業に目をやると、もともと非正規雇用者比率が高い宿泊業・飲食サービス業で-14.5%と激減している。他方、情報通信業のように、正規雇用は10.3%増加しているが、非正規雇用は12.9%減少している産業もある。いずれにせよ、大半の産業において、(正規雇用に比べ)非正規雇用の方が増加率が小さい、あるいは、減少率が大きい。

ところで、ここまで見てきた非正規雇用者数の増減の仕方を、「労働経済動向調査」における「臨時・パートタイム労働者の再契約停止・解雇」実施率と対照させると何が言えるか(図9)。まず、リーマンショック時の方が全体として再契約停止・解雇実施率が高いことが読み取れる。このデータは、図7で見た、コロナショック時に非正規雇用者が雇用を大きく減らしている事実と食い違う。その理由としては、まず、「労働経済動向調査」が30人以上の事業所に実施されており、コロナショックの影響を強く受けた小零細の飲食業、宿泊サービス業、小売業などの状況を反映できていないことが考えられる。加えて、第4節で見るように、コロナショック時には自発的離職も相当数あったことも関係していると考えられる³³。他方で、それらの食い違いはあるものの、図9は、リーマンショック時に比べコロナショック時には宿泊業・飲食サービス業において非正規雇用者の雇用調整が大規模に行われたことも物語っており、この点は図7で見た傾向と一致する。

第2に、先行研究では女性の雇用減少を強調するものがあつたが、増減率を見ると、むしろ男性の方が増加率が小さい、あるいは、減少率が大きい。正規雇用では男女の増加率がそれぞれ0.2%、2.8%であり、非正規雇用では男女の減少率がそれぞれ-5.3%、-4.7%となっている。たしかに非正規雇用の減少幅を実数で見ると、男性が-37万人、女性が-69万人であり、女性の減少幅が大きい。雇用者計を見ても男性が-31万人、女性が-36万人であり女性の方が減少していると言えるが、それは女性に非正規雇用者が多いからであり、「女性だから」減らされた、「女性だから」離職したというわけではなさそうである。

第3に、非正規雇用の減少率が、年齢によって顕著に異なっている。具体的には、15～24歳では-10.1%、25～34歳では-7.2%であるのに対し、55～64歳では-3.3%、65歳以上では-1.0%であり、若年層において減少率が大きくなっている。他方で、正規雇用の増減率を見ると、必ずしも年齢と明確な相関は見られない。若年層の非正規雇用者が、今般減少著しい宿泊業・飲食サービス業などサービスセクターで働いている場合が多いからだと考えられる³⁴。

総じて、宿泊業・飲食サービス業のようにもともと非正規雇用者比率が高いカテゴリで雇用が大きく減少している傾向もあるが、同一カテゴリのなかを見ても正規雇用者より非

³³ 参考までに、「労働力調査」によれば、2009年第1四半期において完全失業者に占める自発的な離職者の割合は28.8%であったが、2020年第2四半期においては37.1%であった。ここでの完全失業者の前職(雇用形態)までは分からないが、いずれにせよ、コロナショック時には自発的離職者が多かったことが示唆される。

³⁴ 雇用の減少が若年層に集中していることについては、酒光(2020)を参照。

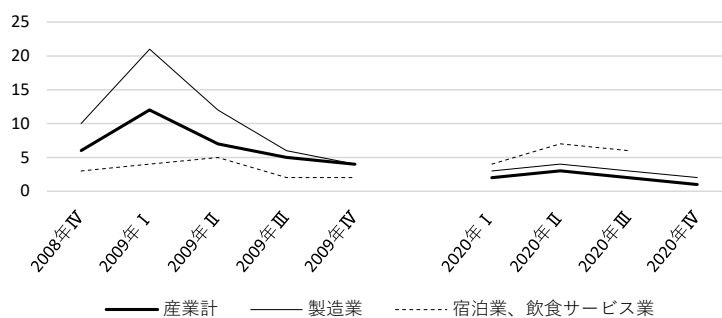
正規雇用者の方が減少傾向が強い。非正規雇用者は、産業、性別、年齢などのカテゴリをコントロールしても、減少傾向が強いと言える。

表2 産業別、男女別、年齢階級別にみた正規／非正規雇用者数の増減（万人／％）

	正規				非正規			
	2019年	2020年	増減	増減	2019年	2020年	増減	増減
	4～9月平均	4～9月平均	(実数)	(%)	4～9月平均	4～9月平均	(実数)	(%)
計	3503	3540	38	1.1	2157	2050	-107	-4.9
鉱業、採石業、砂利採取業	2	3	1	25.0	0	0	0	0.0
建設業	279	277	-2	-0.7	62	57	-5	-8.1
製造業	742	739	-3	-0.3	266	251	-16	-5.8
電気・ガス・熱供給・水道業	22	30	9	39.5	7	5	-2	-30.8
情報通信業	155	171	16	10.3	35	31	-5	-12.9
運輸業、郵便業	227	224	-3	-1.3	103	102	-1	-1.0
卸売業、小売業	463	453	-11	-2.3	463	437	-26	-5.6
金融業、保険業	125	121	-4	-2.8	30	32	2	5.0
不動産業、物品賃貸業	48	64	16	33.7	36	36	0	0.0
学術研究、専門・技術サービス業	125	117	-8	-6.0	40	42	2	5.1
宿泊業、飲食サービス業	84	79	-5	-5.4	265	227	-39	-14.5
生活関連サービス業、娯楽業	75	73	-3	-3.3	102	97	-5	-4.4
教育、学習支援業	181	200	19	10.5	120	121	1	0.4
医療、福祉	499	517	19	3.7	309	308	-1	-0.3
複合サービス事業	39	36	-4	-9.0	20	16	-5	-22.5
サービス業(他に分類されないもの)	185	191	6	3.2	191	182	-10	-5.0
公務(他に分類されるものを除く)	200	200	-1	-0.3	37	44	7	17.6
男性	2331	2336	6	0.2	695	658	-37	-5.3
女性	1172	1204	33	2.8	1461	1392	-69	-4.7
15～24歳	290	297	7	2.4	283	254	-29	-10.1
15～24歳（在学中を除く）	285	291	6	1.9	97	88	-10	-9.8
25～34歳	794	793	-1	-0.1	258	239	-19	-7.2
35～44歳	891	869	-23	-2.5	358	328	-31	-8.5
45～54歳	926	949	23	2.5	433	422	-11	-2.5
55～64歳	491	517	26	5.3	436	422	-15	-3.3
65歳以上	113	118	6	4.9	390	386	-4	-1.0

資料出所：総務省「労働力調査（詳細集計）」より（e-Statより取得）。

図9 産業別に見た「臨時・パートタイム労働者の再契約停止・解雇」実施率（％）

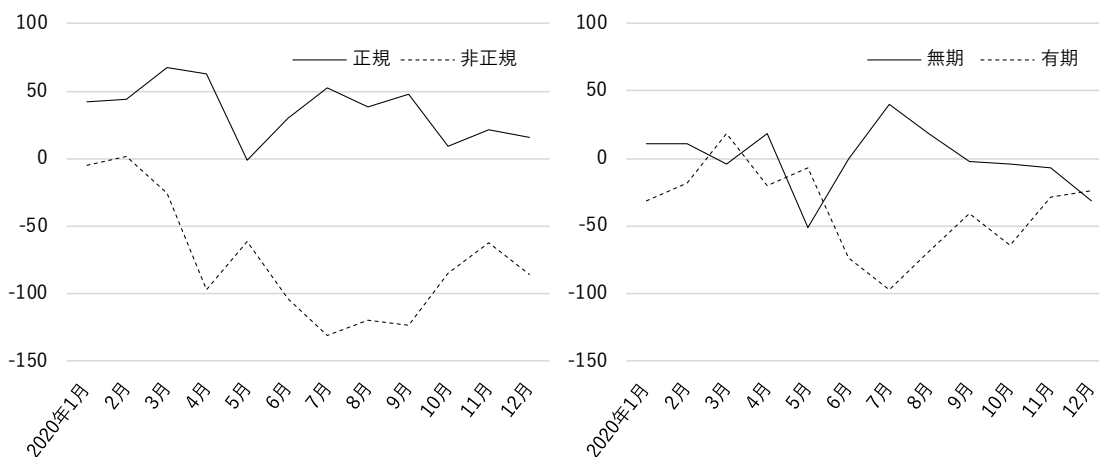


資料出所：厚生労働省「労働経済動向調査」より（e-Statより取得）。

注：2020年第4四半期は、実績予定。

ところで、「労働力調査」における正規／非正規雇用の別は、勤め先での呼称により定義されている。しかし、企業の雇用調整行動に即して考えるならば、無期／有期雇用の別で人数推移を見た方がよいかもしれない。そこで、**図 10**にて、正規／非正規雇用の推移と無期／有期雇用の推移（いずれも前年同月差）を対照させた。ここから、GDP が深く落ち込んだ 2020 年 4 月以降の時期について見ると、正規雇用者数が増加し非正規雇用者数が減少する傾向の方が、無期雇用者数が増加し有期雇用者数が減少する傾向よりも、顕著であることが分かる。すなわち、無期／有期雇用の別を切り口とするよりも、正規／非正規雇用の別を切り口とした方が、コロナショックによる影響の差異が明確に読み取れると言える。

図 10 正規／非正規雇用者数の推移（左）と無期／有期雇用者数の推移（右）
（前年同月差：万人）



資料出所：総務省「労働力調査（基本集計）」より（e-Stat より取得）。

3 小括

本節では、経済・雇用・労働に関する官庁統計の公表値を用いて、コロナショックが非正規雇用の量に与えた影響を、リーマンショック後の状況との比較を念頭に置きつつ確認してきた。

まず、実質 GDP 成長率の推移を見ると、リーマンショック時に比べ、コロナショック時の方が、早く深く GDP の落ち込みに見舞われたことが分かる。しかし、コロナショック時には就業者数の減少幅は小さかった。リーマンショック時は、2009 年 6 月に就業者数が前年同月差マイナス 143 万人となっているのに対し、コロナショック時には、2020 年 4 月時点で前年同月差でマイナス 80 万人、10 月時点で同マイナス 93 万人となるにとどまっている。他方で、コロナショック時に際立っていたのが、休業者数の増加である。リーマンショック時にはほとんど増加しなかった休業者数であるが、コロナショック時には

前年同月差で 420 万人（2020 年 4 月）を記録している。また、休業者数の増加等も反映して、コロナショック時には 1 人あたり労働時間の減少がより顕著であった。その際にはパートタイム労働者の方が一般労働者より減り方が大きかったことも読み取れる。総じて、コロナショック時の特徴は、GDP の深い落ち込みを、パートタイム労働者など非正規雇用者の（休業を含む）労働時間の減少で吸収した点にあると考えられる。

コロナショック時に労働時間の減少という雇用維持志向の対応がなされたことは、事業所の雇用調整行動からも読み取れる。リーマンショック時について、GDP の落ち込みが最も甚だしかった 2009 年第 1 四半期には「希望退職者の募集、解雇」が 5%、「一時休業（一時帰休）」が 14%であったのに対し、コロナショック時について、2020 年第 2 四半期にはそれぞれ 1%、17%である。その結果、完全失業者数の推移も異なるものとなっている。すなわち、リーマンショック時の 2009 年 7 月には前年同月差で 103 万人を記録したのに対し、コロナショック時には 2020 年 10 月に同 51 万人に達したにとどまっている。

このように、リーマンショック時に比べコロナショック時には企業の雇用調整行動はより雇用維持を志向していた。しかし、労働時間の減少がパートタイム労働者において顕著だったことから想像できるように、正規／非正規雇用者の間には無視できない影響の差異があった。すなわち、リーマンショック時の 2009 年を通じて非正規雇用者数が前年同月差で 40～50 万人程度のマイナスであったのに対し、コロナショック時の 2020 年第 3 四半期には同マイナス 125 万人と大幅に減少した。非正規雇用者の減少率は年齢や産業によっても顕著に異なっており、若年層や宿泊業・飲食サービス業において特に大きかった（むしろ、同一カテゴリのなかを見ても非正規雇用者の方が減少傾向が強い）。他方、女性の非正規雇用者の減少率は必ずしも大きくなかった。また、無期／有期雇用者の別を切り口とするよりも、正規／非正規雇用者の別を切り口とした方が、コロナショックによる影響の差異が明確に読み取れることが確認された。ちなみに、減少した非正規雇用者の中には、自発的に離職した者、離職後に非労働力化した者も多数含まれると考えられる。

第 4 節 コロナショックと正規／非正規間の影響の差異

本節では、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（5 月調査・8 月調査）」を用いて、コロナ禍における非正規雇用者の仕事と生活の現状を正規雇用者のそれとの比較により明らかにする。具体的には、コロナショックにより正規／非正規雇用者が被った影響を概観した上で、労働時間の増減、収入の増減、家計の状況、生活満足度の変化を順に扱う。なお、特にことわりのない限り集計・分析対象は 5 月調査と 8 月調査の両方に回答した 4 月 1 日時点の雇用者で、4 月 1 日以降に離職をしていない 3575 名である。これら 3575 名の基本的プロフィールは、表 3 の通りである。

表3 集計・分析対象者（3575名）の基本的プロフィール
（年齢、教育年数のみ平均値、他は列%）

		雇用者計	正規	非正規			雇用者計	正規	非正規
N		3575	2403	1172	職業	管理職	9.0	13.1	0.5
性別	男性	54.9	69.0	26.0		専門・技術職	20.1	24.1	11.8
	女性	45.1	31.0	74.0		事務職	25.4	24.6	27.0
年齢（平均）		43.6	42.6	45.6		営業・販売職	14.2	13.3	16.0
教育年数（平均）		14.2	14.5	13.6		サービス職	9.8	6.0	17.7
生計維持者	自分	63.8	76.5	37.8		保安・警備職	0.5	0.5	0.5
	自分以外	36.2	23.5	62.2		生産技能職	9.5	9.8	8.8
産業	建設業	5.4	6.9	2.3		輸送・機械運転職	2.2	2.9	0.8
	製造業	23.1	27.7	13.7		建設作業・採掘職	1.1	1.4	0.4
	電気・ガス・熱供給・水道業	1.5	1.6	1.2		運搬・清掃・包装作業	4.0	2.2	7.6
	情報通信業	5.4	6.9	2.2		その他	3.1	1.5	6.2
	運輸業	5.9	7.2	3.2		わからない	1.2	0.5	2.6
	卸売・小売業	12.8	9.9	18.6	企業規模	99人以下	36.5	36.1	37.5
	金融・保険業	5.4	5.8	4.4		100～999人	26.9	30.1	20.5
	不動産業	2.3	2.5	1.9		1000人以上	27.2	30.6	20.2
	飲食店・宿泊業	3.1	1.5	6.5		わからない	9.3	3.2	21.8
	医療・福祉	13.5	13.7	13.1	地域	首都圏	30.9	31.6	29.4
	教育、学習支援業	3.3	1.5	6.9		関西圏	13.5	12.7	15.3
	郵便局・協同組合	0.9	0.6	1.6		その他	55.6	55.7	55.4
	サービス業	13.5	11.4	17.6					
	その他の業種	3.6	2.5	6.1					
わからない	0.4	0.2	0.7						

資料出所：JILPT（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」を筆者が集計。本節の以下の図表においても同じ。

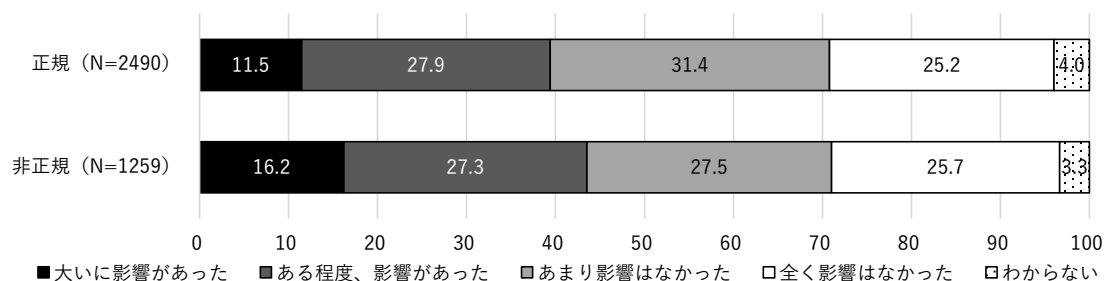
注：雇用形態は4月1日現在のもの。本節の以下の図表においても同じ。

1 概観

本項では、コロナ禍において正規／非正規雇用者が被った影響を概観したい。なお、本項では、4月1日時点の雇用者で、4月1日以降の離転職者を含めた3749名が集計対象となっている。

まず、図11は、8月までの間にコロナ感染拡大に関連して雇用や収入に関わる影響があったかを、正規／非正規雇用の別に示したものである。これを見ると、「大いに影響があった」とする割合が非正規雇用で16.2%と高い。

図11 コロナに関連した雇用や収入に関わる影響の有無（%）

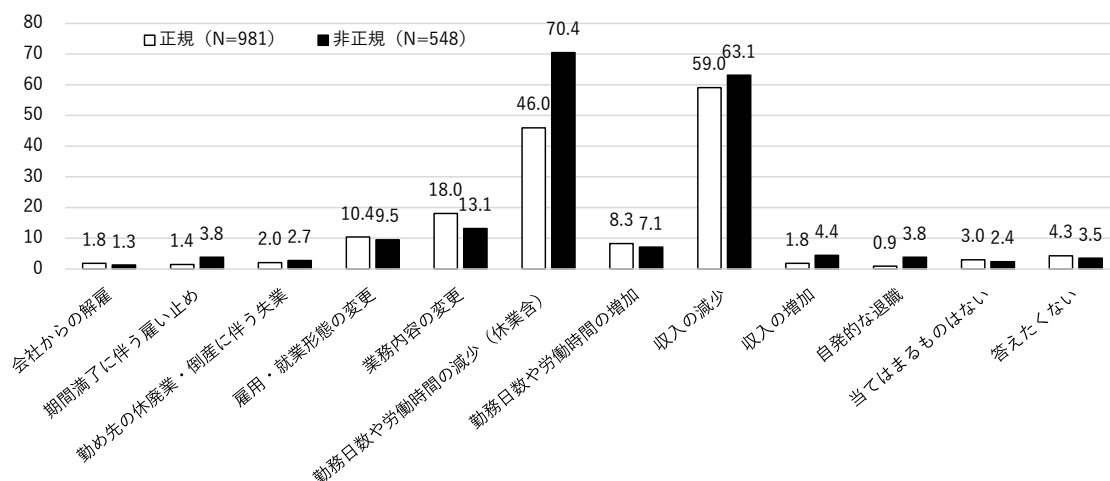


注：4月1日以降に離転職をしている者も集計対象に含む。図12、図13においても同じ。

次に、**図 12** は、雇用や収入に関わる影響があった（＝「大いに影響があった」＋「ある程度、影響があった」）と回答した者に対して、その具体的内容を複数回答でたずねた結果である。これを見ると、「勤務日数や労働時間の減少（休業含む）」を選択した割合が、正規雇用者で 46.0%に対し非正規雇用者では 70.4%と圧倒的に高い。また、「収入の減少」を選択した割合も、正規雇用者で 59.0%に対し非正規雇用者では 63.1%と高い。

さらに、全体的に選択割合は高くないが、「期間満了に伴う雇い止め」、「勤め先の休業業・倒産に伴う失業」、「自発的な退職」の選択割合が、非正規雇用者の方が高くなっている。特に「自発的な退職」において正規／非正規雇用者の差が大きい。

図 12 コロナに関連した具体的な影響（MA、%）



注：雇用や収入に関わる影響について、「大いに影響があった」、「ある程度、影響があった」と回答した者のみ回答。

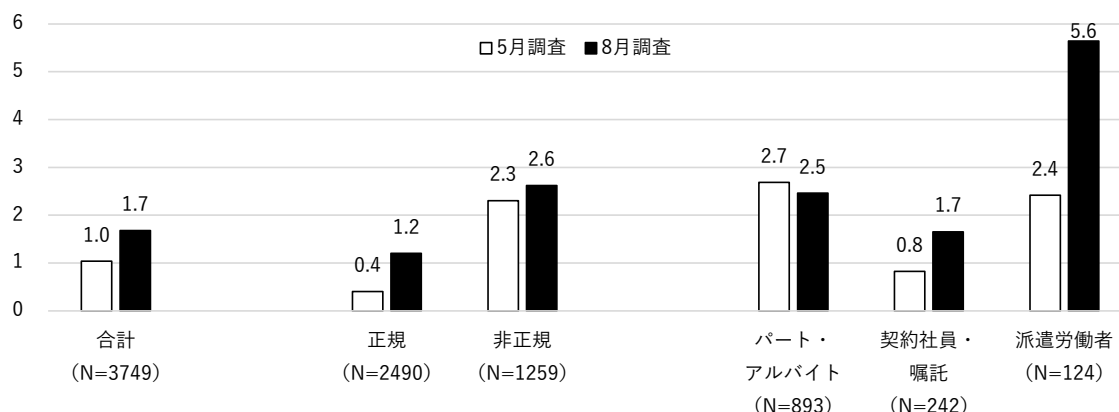
そして**図 13** は、5月調査、8月調査の各時点での無業率を示している。5月調査は、全国に緊急事態宣言が敷かれていた時期の直後に実施されているが、5月調査では 1.0%であった無業率が 8月調査では 1.7%にむしろ上昇している。この変化は、コロナショック後に完全失業率が徐々に高まっていった動きと整合的である³⁵。

この図表は、正規雇用だった者よりも非正規雇用だった者の方が無業率が高いことも示している。その値は、5月調査ではそれぞれ 0.4%と 2.3%、8月調査では 1.2%と 2.6%となっている。また、非正規雇用の中で、（サンプルサイズが小さいため確たることは言えないが）派遣労働者において 8月調査での無業率が高くなっている³⁶。

³⁵ 2020年3月から10月にかけての月別の完全失業率（季節調整値）は、2.5%、2.6%、2.9%、2.8%、2.9%、3.0%、3.0%、3.1%である。

³⁶ **図 8** で見たように、コロナショック後の派遣労働者の減少はさほど顕著ではない。そう考えると、ここでの 5.6%という数字には、少なからず誤差が含まれていると考えるべきであろう。

図 13 4月1日時点の雇用者の各調査時点での無業率 (%)



総じて、非正規雇用者は正規雇用者よりも労働時間の減少とそれに伴う収入の減少を経験しており、また、データ上の該当件数は多くはないが非正規雇用者は正規雇用者よりも離職を経験する傾向にあったと言える。

2 労働時間の減少

上述の通り、正規雇用者に比べ、非正規雇用者には「勤務日数や労働時間の減少」を被ったとする者が多い。それでは、実際にどの程度、労働時間は減少したのだろうか。表 4 は、コロナ問題発生前の通常の 1 週間の実労働時間を 100 として、「4 月第 2 週」、「5 月第 2 週」、「5 月最終週」、「6 月第 4 週」、「7 月最終週」の実労働時間（労働時間指数）を示したものである³⁷。

表 4 正規／非正規別にみた労働時間指数（通常週＝100）

	N	4月第2週	5月第2週	5月最終週	6月第4週	7月最終週
雇用者計	3575	92.9	87.4	92.6	96.3	97.8
正規	2403	93.4	89.5	95.3	97.5	98.5
非正規	1172	91.7	83.2	87.2	93.6	96.5
非正規-正規	-	-1.7	-6.3	-8.0	-3.9	-2.0
F値	-	7.156	46.863	36.939	9.669	2.557
p値	-	0.008	0.000	0.000	0.002	0.110

ここから、雇用者計、正規雇用者、非正規雇用者のいずれを見ても、5月第2週の実労働時間が最も短かったことが分かる。また、どの時点を見ても、非正規雇用者の方が労働時

³⁷ 実労働時間は、「15 時間未満」、「15 時間以上、20 時間未満」、「20 時間以上、25 時間未満」、「25 時間以上、30 時間未満」、「30 時間以上、35 時間未満」、「35 時間以上、40 時間未満」、「40 時間以上、45 時間未満」、「45 時間以上、50 時間未満」、「50 時間以上、55 時間未満」、「55 時間以上、60 時間未満」、「60 時間以上」、「働いていない」のカテゴリでたずねている。労働時間指数の算出には階級値を用いた。

間指数が低くなっている。特に5月第2週、5月最終週で両者の開きが大きい³⁸。図12で非正規雇用者ほど労働時間が減少した旨の回答をしていたが、そのことがデータによっても裏付けられたと言える。

労働時間指数は、非正規雇用であること以外に、どのような変数の影響を受けているのだろうか。また、それらの変数を説明変数として投入することで、非正規雇用者ダミーのマイナス効果はどの程度弱まるだろうか。その点を明らかにするため、表5にて、個人属性（性別、年齢、教育年数、生計維持者か否か）を、表6にて、個人属性と職場属性（産業、職業、企業規模、地域）を説明変数として投入したOLSの結果を示した³⁹。

まず表5で個人属性の効果を見ると、5月第2週と5月最終週において女性が、4月第2週から5月最終週にかけて若年者ほど、労働時間指数が低くなっている。若年者ほど労働時間が短くなったという分析結果は、表2で見たように若年者ほど雇用の減少率が大きかった事実とも符合する。

非正規雇用のマイナス効果は、表4と同じく4月第2週、5月第2週、5月最終週、6月第4週の4時点にわたって1%水準で有意である。ただし、係数の絶対値を見ると表4の「非正規-正規」の絶対値より若干小さくなっている時点もあり、非正規雇用のマイナス効果の一部は、ここで投入した個人属性の効果によって説明されることが分かる。

表5 労働時間指数の規定要因 (OLS) (モデル①：個人属性のみコントロール)

被説明変数：	4月第2週		5月第2週		5月最終週		6月第4週		7月最終週	
	B	S.E.	B	S.E.	B	S.E.	B	S.E.	B	S.E.
労働時間指数										
非正規	-2.292	0.725 **	-5.884	1.051 **	-6.679	1.521 **	-3.348	1.454 **	-0.985	1.434
女性	-0.643	0.711	-3.200	1.030 **	-4.510	1.492 **	-1.653	1.426	-0.911	1.406
年齢	0.122	0.027 **	0.170	0.040 **	0.140	0.058 *	0.038	0.055	-0.035	0.054
教育年数	-0.199	0.152	-0.073	0.220	-0.359	0.319	0.062	0.305	0.176	0.301
生計維持者	-0.877	0.737	-1.093	1.068	0.428	1.546	-0.199	1.478	0.909	1.457
定数	92.000	2.664 **	85.096	3.859 **	95.605	5.586 **	95.709	5.342 **	97.014	5.266 **
N		3575		3575		3575		3575		3575
F値		6.080 **		15.325 **		11.531 **		2.361 *		0.930
調整済みR2乗		0.007		0.020		0.015		0.002		0.000

注：**：p<0.01、*：p<0.05。

次に表6で個人属性の効果を見ると、表5におけるそれと変わらない。他方、職場属性の効果を見ると、飲食店・宿泊業、サービス業、営業・販売職、サービス職、生産技能職、首都圏、関西圏でマイナス効果が大きく、医療・福祉の産業でプラス効果が大きい⁴⁰。教

³⁸ ちなみに、5月第2週、5月最終週においては、(労働時間指数ではなく)労働時間数で見ても非正規雇用者の方が減少幅が大きい。

³⁹ 地域変数は、厳密に言えば個人属性であるが、コロナ禍においては営業規制や消費の減退などを通じて職場側の要因として作用した部分が大いと思われるため、ここでは(疑似的に)職場属性として扱うこととした。

⁴⁰ プラス効果と言っても、レファレンス・グループである製造業と比べてプラスであるという意味であって、労働時間指数が100を越えたかどうかは分からない。

育・学習支援業については、当初はマイナス効果が見られたが、やがてプラス効果が見られるようになってきている。なお、職場属性に関する変数の係数の絶対値を見ると、特に産業の効果が大きかったことが分かる。

非正規雇用のマイナス効果は5月第2週と5月最終週の2時点においてのみ5%水準で有意となっている。様々な変数をコントロールしてもなお非正規雇用のマイナス効果があったのはこの2時点であり、4月第2週と6月第4週における非正規雇用の効果は、彼らが働いている職場の属性によりもたらされたと言える。

表6 労働時間指数の規定要因 (OLS) (モデル②: 個人属性+職場属性をコントロール)

被説明変数: 労働時間指数	4月第2週		5月第2週		5月最終週		6月第4週		7月最終週	
	B	S.E.	B	S.E.	B	S.E.	B	S.E.	B	S.E.
非正規	-1.107	0.779	-3.454	1.122 **	-4.164	1.662 *	-2.134	1.596	-0.268	1.577
女性	-0.976	0.765	-3.580	1.103 **	-5.611	1.633 **	-2.161	1.568	-1.371	1.549
年齢	0.092	0.028 **	0.126	0.041 **	0.087	0.060	-0.005	0.058	-0.072	0.057
教育年数	-0.223	0.164	-0.095	0.236	-0.233	0.349	-0.027	0.336	0.147	0.332
生計維持者	-0.950	0.726	-1.267	1.047	0.552	1.550	0.021	1.488	1.161	1.470
建設業 (ref.製造業)	2.100	1.562	1.855	2.252	4.549	3.334	5.841	3.202	5.614	3.164
電気・ガス・熱供給・水道業	5.338	2.478 *	5.471	3.573	3.633	5.290	4.387	5.081	2.641	5.019
情報通信業	1.285	1.469	1.691	2.118	5.530	3.136	4.038	3.012	4.330	2.976
運輸業	-0.592	1.629	-0.833	2.348	4.052	3.477	5.946	3.339	5.081	3.299
卸売・小売業	0.016	1.209	0.592	1.744	4.437	2.582	5.435	2.479 *	4.578	2.449
金融・保険業	-2.054	1.489	-4.779	2.146 *	0.913	3.178	3.081	3.052	3.703	3.015
不動産業	-0.297	2.058	-2.978	2.967	-1.844	4.393	-1.769	4.219	0.544	4.168
飲食店・宿泊業	-7.050	1.991 **	-16.643	2.871 **	-13.710	4.250 **	-8.720	4.082 *	-4.511	4.033
医療・福祉	2.976	1.151 **	4.718	1.659 **	5.601	2.456 *	4.970	2.359 *	3.782	2.331
教育、学習支援業	-1.067	1.815	-7.202	2.616 **	-2.231	3.874	9.044	3.720 *	9.527	3.676 **
郵便局、協同組合	7.850	3.139 *	8.077	4.525	8.969	6.699	5.580	6.434	2.044	6.356
サービス業	-6.309	1.164 **	-9.784	1.678 **	-4.681	2.484	-0.347	2.386	0.413	2.357
その他の業種	1.671	1.721	-0.776	2.481	2.950	3.674	1.095	3.528	-2.647	3.486
わからない	8.188	4.967	2.488	7.160	13.209	10.601	25.990	10.181 *	16.847	10.059
管理職 (ref.事務職)	-0.245	1.230	-0.513	1.773	-2.710	2.625	-0.088	2.521	1.165	2.491
専門・技術職	0.069	0.961	0.614	1.385	-4.310	2.051 *	-2.129	1.969	-1.156	1.946
営業・販売職	-4.235	1.069 **	-5.800	1.540 **	-4.853	2.281 *	-1.819	2.190	-1.778	2.164
サービス職	-3.563	1.240 **	-5.582	1.787 **	-4.911	2.647	-1.805	2.542	1.019	2.511
保安・警備職	4.327	4.179	6.973	6.025	2.612	8.921	3.527	8.567	1.932	8.464
生産技能職	-2.628	1.313 *	-4.595	1.893 *	-2.763	2.803	-0.948	2.692	-0.807	2.659
輸送・機械運転職	-1.285	2.341	-0.852	3.374	-5.352	4.996	-5.311	4.798	-3.361	4.740
建設作業・採掘職	-2.034	3.070	-1.023	4.426	3.484	6.553	7.611	6.293	4.527	6.218
運搬・清掃・包装作業	0.760	1.672	0.597	2.410	-5.823	3.568	-4.486	3.427	-3.642	3.386
その他	-1.501	1.790	-3.639	2.581	-3.474	3.821	-2.362	3.670	-0.407	3.625
わからない	-2.992	2.911	0.780	4.197	-11.999	6.214	-5.927	5.968	-2.449	5.896
99人以下 (ref.1000人以上)	0.386	0.787	0.005	1.135	0.768	1.680	0.036	1.614	1.679	1.594
100~999人	1.618	0.806 *	0.638	1.162	0.514	1.721	-1.158	1.652	-0.055	1.633
わからない	2.254	1.199	2.741	1.728	-0.801	2.558	-2.837	2.457	-1.028	2.427
首都圏 (ref.その他の地域)	-3.249	0.671 **	-4.291	0.967 **	-4.737	1.431 **	-1.430	1.375	-1.704	1.358
関西圏	-2.193	0.881 *	-3.858	1.271 **	-1.966	1.881	0.098	1.807	-0.150	1.785
定数	95.662	3.142 **	91.448	4.529 **	98.922	6.706 **	98.213	6.441 **	97.053	6.363 **
N		3575		3575		3575		3575		3575
F値		6.885 **		9.372 **		3.921 **		1.719 **		1.073
調整済みR2乗		0.054		0.076		0.028		0.007		0.001

注: **: p<0.01、*: p<0.05。(ref.)はレファレンス・グループ。

では、5月第2週と5月最終週の2時点において、様々な変数をコントロールしても非正規雇用のマイナス効果が見られるのはなぜか。考えられる要因の1つは、仕事の性質である。すなわち、同じ職種であっても非正規雇用者は接客・対人サービスの仕事や、職場にしかない機械・器具を用いた仕事に従事している場合が多いため、この時期に労働時間が減少したという可能性がある。その点を検証するため、表6に、自分の仕事について「顧客対応など接客・対人サービスを伴う」程度、「仕事を行うには、勤め先にある特殊な機械・器具やシステムなどが必要になる」程度を説明変数として追加投入した。しかし、それらの変数を追加投入しても、非正規雇用のマイナス効果は変わらなかった(図表略)。ゆえに、ここで見られた正規/非正規雇用者の労働時間減少幅の格差は、仕事の性質によってではなく、人事管理上の理由によりもたらされた可能性が高いと言える。

それでは、いかなる人事管理上の理由か。ここで、非正規雇用者には在宅勤務が適用されることが少なく、そのことが非正規雇用者の労働時間の減少を招いた可能性もあるだろう。実際、このアンケート調査によれば、緊急事態宣言期間前後の在宅勤務適用率は、正規雇用者32.8%、非正規雇用者14.5%と大きな差がある。しかし、表6の(緊急事態宣言中の)5月第2週のモデルに、説明変数として在宅勤務適用有無ダミーを投入しても、非正規雇用のマイナス効果は変わらなかった(図表略)。非正規雇用者に在宅勤務が適用されにくいことは確かだが、必ずしもそれゆえに労働時間が減少したというわけではなさそうである。

非正規雇用者の中で、労働時間の減少の仕方に違いは見られるだろうか。表7は、表6の「非正規」ダミーを「パート・アルバイト」、「契約社員・嘱託」、「派遣労働者」に細分したものである。これを見ると、コロナショックの初期においては派遣労働者の労働時間減少が目立つが、5月最終週になるとパート・アルバイトのみが統計的に有意に労働時間が減少したことが分かる。暫定的な解釈の域を出ないが、これらの雇用形態にあっては、時給制であったりシフト勤務であったりすることが多く、それゆえに労働時間の調整対象となりやすかったのかもしれない。

表7 労働時間指数の規定要因(OLS)(モデル③:非正規を細分)

被説明変数:	4月第2週		5月第2週		5月最終週		6月第4週		7月最終週	
	B	S.E.	B	S.E.	B	S.E.	B	S.E.	B	S.E.
労働時間指数										
パート・アルバイト (ref.正規)	-0.772	0.908	-2.398	1.308	-5.472	1.938 **	-2.969	1.862	-0.880	1.839
契約社員・嘱託	-0.524	1.232	-2.568	1.775	-0.024	2.630	0.756	2.527	1.604	2.497
派遣労働者	-4.327	1.828 *	-11.282	2.632 **	-7.261	3.901	-4.715	3.747	-1.565	3.703
定数	95.944	3.145 **	92.096	4.529 **	99.449	6.712 **	98.612	6.448 **	97.284	6.372 **
N	3575		3575		3575		3575		3575	
F値	6.620 **		9.180 **		3.827 **		1.689 **		1.041	
調整済みR2乗	0.055		0.078		0.028		0.007		0.000	

注1 **: p<0.01、*: p<0.05。(ref.)はレファレンス・グループ。

注2: 上記の他、性別、年齢、教育年数、生計維持者か否か、産業、職業、企業規模、地域を説明変数に投入している。

ところで、労働時間の減少にあたり休業命令を受けた者や休業手当を支給された者はどのくらいいるのだろうか。ここでは、「休業命令なし」、「休業命令あり、手当半分以上」、「休業命令あり、手当半分未満」の3区分で実態を整理した⁴¹。表8は、その結果を示したものである。

表8 労働時間指数別、雇用形態別にみた休業命令・手当支給の状況（行%）

労働時間指数 (5月第2週)	雇用形態	N	休業命令あり、		
			休業命令なし	手当半分以上	手当半分未満
計	計	3575	85.8	7.9	6.3
	正規	2403	89.1	7.3	3.6
	非正規	1172	78.9	9.2	11.9
	パート・アルバイト	838	77.3	8.6	14.1
	契約社員・嘱託	233	86.3	8.2	5.6
	派遣労働者	101	75.2	16.8	7.9
100%以上	計	2143	95.5	2.8	1.7
	正規	1467	96.0	2.9	1.1
	非正規	676	94.5	2.4	3.1
100%未満75%以上	計	753	82.2	10.6	7.2
	正規	550	86.9	10.0	3.1
	非正規	203	69.5	12.3	18.2
75%未満50%以上	計	346	69.1	14.7	16.2
	正規	215	75.3	11.2	13.5
	非正規	131	58.8	20.6	20.6
50%未満	計	333	48.3	28.2	23.4
	正規	171	54.4	31.6	14.0
	非正規	162	42.0	24.7	33.3

表の上段からは、正規雇用者よりも非正規雇用者の方が「休業命令なし」の割合が低いこと、すなわち休業命令を受けた割合が高いことが分かる。そしてより重要なことに、「休業命令あり、手当半分未満」の割合が、正規雇用者では3.6%にとどまるのに対し、非正規雇用者では11.9%、なかでもパート・アルバイトでは14.1%と高いことも読み取れる⁴²。

⁴¹ 調査票では、使用者から「休業」を命じられたことがあるかをたずね、「ある」と回答した者に休業手当の状況をたずねている。休業命令の有無を問う設問は、「あなた自身は働きたい・働ける状態なのに、（通常月なら勤務予定だった日に）勤め先から、自宅待機（一切、働けない「休業」）を命じられたことはありますか」である。休業手当の状況は、「1. 休業日（休業時間数）の半分以上が、支払われた」、「2. 休業日（休業時間）の一部が、支払われた」、「3. （これまでのところ）全く支払われていない」の3択であるが、集計の際には2と3を「半分未満」として統合した。ただし、調査票の設計上、休業命令の有無を問う設問自体が、「新型コロナウイルス感染症に関連して、あなたの仕事や収入に関わる影響」があると回答した者で、その内容として「勤務日数や労働時間の減少（休業を含む）」を挙げた者に対してのみたずねられている点に留意が必要である。とはいえ、他の調査（リクルートワークス研究所「全国就業実態パネル調査 2020 臨時追跡調査」）において6月までの期間に「要請されて休業した」雇用者の割合は17.2%となっており、本調査における14.2%と大きく異なっていない。同研究所ホームページ（https://www.works-i.com/research/works-report/item/jpsed2020_rinji.pdf）を参照。

⁴² 「休業命令あり」に占める「休業命令あり、手当半分未満」の割合を計算すると、正規雇用者で32.8%、非正規雇用者で56.3%、パート・アルバイトでは62.1%となる。参考までに、野村総合研究所が実施した

休業命令・手当支給の状況は、労働時間の減少の程度とどのような関係にあるだろうか。そのことを探索的に捉えるため、表を5月第2週の労働時間指数ごとに層化して見たところ、労働時間指数が小さくなるにつれて休業命令を受けた割合が高くなっていることが分かる。労働時間を大幅に減少させる際に、休業命令が用いられやすいようである。これに対し、労働時間の小幅な減少の場合には、(1)残業時間の削減、(2)有給休暇・特別休暇などの取得⁴³、などが考えられる。なお、非正規雇用者において手当を十分に支給されていない休業命令が多い傾向は、労働時間指数ごとに層化しても見受けられる。

ちなみに、休業命令・手当支給の状況には、労働組合への加入有無が若干影響を与えている。サンプルサイズが小さいため確たることは言えないが、非正規雇用者のうち「休業命令なし」、「休業命令あり、手当半分以上」、「休業命令あり、手当半分未満」の割合は、組合加入者(N=138)でそれぞれ83.3%、10.1%、6.5%、組合非加入者(N=840)でそれぞれ78.7%、9.6%、11.7%となっており、組合加入者において「休業命令なし」の割合が高く「休業命令あり、手当半分未満」の割合が低い⁴⁴。

3 収入の減少

本項では、コロナショックによる収入の増減を分析する。

はじめに、収入の変化を表す指標として何を用いるかを検討する必要がある。調査票には、(a)「新型コロナウイルス問題が発生する前の通常月の月収」、「3月に働いた分の月収」、「4月に働いた分の月収」、「5月に働いた分の月収」、「6月に働いた分の月収」、「7月に働いた分の月収」それぞれを5万円刻みの金額でたずねた設問(金額ベース)と、(b)「新型コロナウイルス感染症の問題が発生する前の、もともと(通常月)の月収と比較して、あなたの直近の月収はどうなりましたか」を「1~2割減少」、「3~4割減少」といった割合でたずねた設問(割合ベース)とがある。一見すると、金額ベースでたずねている前者の方が精度が高いように思われるが、前者を用いると、非正規雇用者の収入減少を扱う上で問題が生じる。

表9は、試みに通常月の月収金額別にみた5月の月収指数を示したものである⁴⁵。左側は(a)の設問により、右側は(b)の設問より指数を算出したものである。ここから、(a)の金額ベースで指数を算出すると、もともと月収5万円未満だった層において月収指数が130.7と極端に高くなってしまふことが分かる。5~10万円未満でもほぼ100に近い。金額ベー

「コロナによる休業者の実態と今後の意向に関する調査」を見ても、休業中のパート・アルバイト女性の69.1%は休業手当を受け取っていないことが分かる (<https://www.nri.com/jp/knowledge/report/1st/2020/cc/mediaforum/forum299>)。

⁴³ 神吉(2020)によれば、今回のコロナ禍において、任意の特別休暇や有給休暇が重要な役割を果たしたという。

⁴⁴ 労働組合への加入有無は、5月調査、8月調査の前段調査としての連合総研「第39回勤労者短観」の回答から把握した。

⁴⁵ 正確に言えば、(a)は5月に働いた分の月収の指数、(b)は5月調査の直近の月収の指数である。

スの月収指数では、もともとが低収入のカテゴリに属している場合、収入が低下してもそれより下にカテゴリがないため、低収入層において収入の増減が適切に反映されないのだと考えられる。これに対し、(b)の割合ベースで指数を算出すると、もともと月収5万円未満だった層において月収指数が最も低く、もともとの月収が上がるにつれて月収指数も高くなる分布になっている。

本稿の目的は、コロナショックにより非正規雇用者が被った影響を明らかにすることにある。その意味で、低収入層の収入の増減が適切に反映される(b)の割合ベースの月収指数を用いる方が適切だと考えられる。以下、月収指数という時には、(b)の割合ベースの月収指数を用いることとする。

表9 通常月の月収金額別にみた5月の月収指数（通常月＝100）

	(a)月収指数 (金額ベース)		(b)月収指数 (割合ベース)	
	平均値	N	平均値	N
合計	97.5	3113	90.2	3575
5万円未満	130.7	88	77.5	93
5万円以上、10万円未満	98.5	371	84.7	387
10万円以上、15万円未満	94.0	325	85.6	339
15万円以上、20万円未満	96.4	468	90.2	491
20万円以上、25万円未満	97.0	516	92.3	536
25万円以上、30万円未満	96.3	357	91.7	373
30万円以上、35万円未満	96.9	331	92.3	342
35万円以上、40万円未満	95.7	216	91.8	221
40万円以上、45万円未満	97.9	156	92.7	161
45万円以上、50万円未満	93.6	83	92.8	86
50万円以上	96.2	202	94.8	209

注：(1)「金額ベース」は通常月の月収を100とした時の5月に働いた分の月収をあらわしている（回答は5万円刻みの金額であり、階級値から平均値を計算）。通常月について「月収なし」、「答えたくない」、5月に働いた分について「答えたくない」と回答した者は集計から除外。(2)「割合ベース」は、通常月の月収と比較した5月調査の直近の月収の状況を「1～2割減少」、「3～4割減少」、「5～6割減少」、「7～8割減少」、「9割以上減少」、「1～2割増加」、「3～4割増加」、「5割以上増加」、「ほぼ同じ」の選択肢で回答したものであり、階級値から平均値を計算している。

それでは、コロナショックにより正規／非正規雇用者の月収はどの程度落ち込んだのだろうか。表10は、5月調査、8月調査それぞれから得られる月収指数を、正規／非正規雇用者の別に示したものである。

ここから、3つのことが読み取れる。第1に、正規／非正規雇用者のいずれを見ても5月調査の方が月収指数の落ち込みが大きい。第2に、5月調査と8月調査のいずれを見ても非正規雇用者の方が月収指数の落ち込みが大きい。第3に、正規／非正規雇用者の差異は、8月調査よりも5月調査において大きい。

表 10 正規／非正規別にみた月収指数（通常月＝100）

	N	5月調査	8月調査
雇用者計	3575	90.2	93.1
正規	2403	92.9	94.2
非正規	1172	84.8	90.8
非正規-正規	—	-8.1	-3.4
F値	—	120.692	30.878
p値	—	0.000	0.000

月収指数は、非正規雇用であること以外に、どのような変数の影響を受けているのだろうか。また、それらの変数を説明変数として投入することで、非正規雇用者ダミーのマイナス効果はどの程度弱まるだろうか。その点を明らかにするため、表 11 にて個人属性を、表 12 にて個人属性と職場属性を説明変数として投入した OLS の結果を示した。

個人属性をコントロールした表 11 を見ると、個人属性の効果としては年齢が若いほど月収指数が低い傾向が、5 月調査、8 月調査ともに見受けられる。前述のように、若年の非正規雇用者ほど雇用が減少していることと整合的である。他方、非正規雇用のマイナス効果は表 10 とほとんど変わらない。

表 11 月収指数の規定要因（OLS）（モデル①：個人属性をコントロール）

被説明変数：	5月調査		8月調査	
	B	S.E.	B	S.E.
調査直近の月収指数				
非正規	-8.288	0.845 **	-4.303	0.705 **
女性	0.323	0.829	1.361	0.692 *
年齢	0.182	0.032 **	0.208	0.027 **
教育年数	0.112	0.177	0.326	0.148 *
生計維持者	1.007	0.859	0.098	0.717
定数	82.618	3.104 **	80.124	2.591 **
N		3575		3575
F値		31.986 **		19.741 **
調整済みR2乗		0.042		0.026

注：**：p<0.01、*：p<0.05。

職場属性を追加的にコントロールした表 12 を見ると、飲食店・宿泊業、サービス業、サービス職、生産技能職、輸送・機械運転職、その他の職種、首都圏でマイナス効果が大きく、医療・福祉の産業でプラス効果が大きい⁴⁶。また、教育・学習支援業は、（統計的に有意ではないが）5 月調査では係数がマイナスだったのに対し、8 月調査では係数がプラスになっている。これらの傾向のほとんどは、労働時間指数の増減傾向と一致している。

⁴⁶ 労働時間指数の場合と同様、プラス効果と言っても、レファレンス・グループである製造業と比べてプラスであるという意味であって、月収指数が 100 を越えたかどうかは分からない。

表 12 月収指数の規定要因 (OLS) (モデル②：個人属性+職場属性をコントロール)

被説明変数： 調査直近の月収指数	5月調査		8月調査	
	B	S.E.	B	S.E.
非正規	-5.600	0.906 **	-2.535	0.758 **
女性	-1.182	0.891	0.120	0.745
年齢	0.122	0.033 **	0.158	0.027 **
教育年数	-0.164	0.191	-0.008	0.159
生計維持者	0.832	0.845	-0.010	0.707
建設業 (ref.製造業)	1.894	1.818	3.473	1.522 *
電気・ガス・熱供給・水道業	6.214	2.885 *	5.152	2.414 *
情報通信業	3.795	1.710 *	4.111	1.431 **
運輸業	1.801	1.896	0.781	1.587
卸売・小売業	2.467	1.408	3.286	1.178 **
金融・保険業	2.681	1.733	2.756	1.450
不動産業	2.286	2.396	3.538	2.005
飲食店、宿泊業	-12.241	2.318 **	-3.429	1.940
医療、福祉	4.417	1.340 **	3.712	1.121 **
教育、学習支援業	-3.340	2.113	2.034	1.768
郵便局、協同組合	7.611	3.654 *	3.721	3.057
サービス業	-4.519	1.355 **	-1.821	1.134
その他の業種	-0.313	2.003	-0.663	1.676
わからない	6.722	5.782	1.955	4.838
管理職 (ref.事務職)	-1.033	1.431	0.017	1.198
専門・技術職	-3.712	1.118 **	-1.297	0.936
営業・販売職	-3.833	1.244 **	-1.829	1.041
サービス職	-7.711	1.443 **	-8.249	1.208 **
保安・警備職	-1.192	4.865	1.893	4.071
生産技能職	-4.984	1.529 **	-4.467	1.279 **
輸送・機械運転職	-11.796	2.725 **	-8.613	2.280 **
建設作業・採掘職	-3.772	3.574	-2.658	2.990
運搬・清掃・包装作業	-5.300	1.946 **	-1.463	1.628
その他	-6.730	2.084 **	-5.361	1.744 **
わからない	-3.896	3.389	-5.446	2.836
99人以下 (ref.1000人以上)	-0.833	0.916	-0.925	0.767
100~999人	-0.530	0.938	-1.260	0.785
わからない	-1.539	1.395	-0.988	1.168
首都圏 (ref.その他の地域)	-2.334	0.781 **	-2.009	0.653 **
関西圏	-0.831	1.026	0.142	0.859
定数	93.289	3.657 **	89.333	3.060 **
N		3575		3575
F値		11.045 **		8.594 **
調整済みR2乗		0.090		0.069

注：**：p<0.01、*：p<0.05。(ref.)はレファレンス・グループ。

非正規雇用のマイナス効果は相変わらず 1%水準で有意であり、若いほど月収指数が低い傾向も表 11 におけるのと同じであるが、非正規雇用の係数の絶対値は表 11 に比べて小

さくなっている。産業、職業、企業規模、地域といった職場属性によって、非正規雇用のマイナス効果の一部が説明されると言える。

労働時間指数の傾向と大きく異なるのは、輸送・機械運転職である。あくまで推測の域を出ないが、これらの職種では、仮に労働時間が同じであっても、乗客や積み荷の多寡によって月収が上下するからかもしれない。

また、労働時間指数の場合と同様に、全体として正規／非正規雇用者よりも産業、職業の方が、月収指数に強い影響を与えているものと考えられる。

非正規雇用者の中で、月収の減少の仕方に違いは見られるだろうか。表 13 は、表 12 の「非正規」ダミーを「パート・アルバイト」、「契約社員・嘱託」、「派遣労働者」に細分したものである。これを見ると、パート・アルバイトと派遣労働者がほぼ同程度に月収の減少を経験していることが分かる。

表 13 月収指数の規定要因 (OLS) (モデル②：非正規を細分)

被説明変数： 調査直近の月収指数	5月調査		8月調査	
	B	S.E.	B	S.E.
パート・アルバイト (ref.正規)	-7.220	1.056 **	-3.144	0.884 **
契約社員・嘱託	-1.661	1.433	-0.629	1.200
派遣労働者	-6.534	2.125 **	-3.921	1.780 *
定数	93.641	3.656 **	89.573	3.063 **
N	3575		3575	
F値	10.824 **		8.252 **	
調整済みR2乗	0.092		0.070	

注 1：**：p<0.01、*：p<0.05。(ref.) はレファレンス・グループ。

注 2：上記の他、性別、年齢、教育年数、生計維持者か否か、産業、職業、企業規模、地域を説明変数に投入している。

さて、当然のことながら、月収の減少は労働時間の減少によりもたらされていると考えられるが⁴⁷、前項で見たように、非正規雇用者の労働時間指数が小さいこと、非正規雇用者は休業命令を受けたケースは多いが手当支給を受けたケースは少ないことに鑑みるならば、労働時間指数や休業命令・手当支給の状況をコントロールすることによってこれまで見てきた分析結果が変わるかもしれない。

表 14 は、表 12 の 5 月調査のモデルを再掲した上で、5 月第 2 週の労働時間指数 (モデル②)、さらには休業命令・手当支給の状況 (モデル③) を説明変数として追加投入したものである。

モデル②から、5 月調査直近の月収指数に影響を与えていると考えられる 5 月第 2 週の労働時間指数をコントロールすると、確かに非正規雇用の係数の絶対値は小さくなるが、

⁴⁷ もちろん、企業業績の悪化により賃金が削減されている可能性もあるが、ここでは労働時間の減少により月収が減少している可能性に着目する。

それでもゼロにはならないことが分かる。そしてモデル③から、休業命令・手当支給の状況をコントロールすると、やはりゼロにはならないが、非正規雇用の係数の絶対値がかなり小さくなることが分かる⁴⁸。つまり、非正規雇用者の月収指数の低さには、労働時間をよりたくさん削られたことや、その際に（手当支給なしで）休業命令を受けていたことが関係していると考えられる。

表 14 5月調査直近の月収指数の規定要因 (OLS)

被説明変数： 5月調査直近の月収指数	モデル① (再掲)		モデル②		モデル③	
	B	S.E.	B	S.E.	B	S.E.
非正規	-5.600	0.906 **	-4.410	0.821 **	-2.978	0.784 **
労働時間指数 (5月第2週)			0.345	0.012 **	0.265	0.013 **
休業命令あり、手当半分以上 (ref.休業命令なし)					-8.314	1.142 **
休業命令あり、手当半分未満					-24.632	1.289 **
定数	93.289	3.657 **	61.774	3.493 **	71.921	3.373 **
N		3575		3575		3575
F値		11.045 **		35.014 **		46.761 **
調整済みR2乗		0.090		0.255		0.327

注1：**：p<0.01、*：p<0.05。(ref.)はレファレンス・グループ。

注2：モデル①②③とも、上記の他、性別、年齢、教育年数、生計維持者か否か、産業、職業、企業規模、地域を説明変数に投入している。

ここで、労働時間指数と月収指数の関係について、踏み込んで検討してみたい。

先に、休業命令の有無、手当支給の有無が正規／非正規雇用者の月収指数の格差に影響を与えている旨を述べた。そうだとすると、労働時間指数を横軸に、月収指数の平均値を縦軸にプロットすると、正規／非正規雇用者で傾きが異なるものになると予想される。図14は、実際に5月第2週の労働時間指数と5月調査直近の月収指数を用いて、そのようなプロット図を描いたものである。

これを見ると、正規雇用者や契約社員・嘱託では、労働時間指数が50でも月収指数の平均が80前後ある⁴⁹。これに対し、パート・アルバイトでは、労働時間指数が50になると月収指数も50前後にまで落ちている。派遣労働者はその中間である。予想通り、非正規雇用者、特にパート・アルバイトは、労働時間指数と月収指数の対応がよりダイレクトであると言える。

⁴⁸ 「休業命令あり、手当半分以上」が、「休業命令なし」よりマイナス効果が大きい理由として、「休業命令なし」には有給休暇などで対応したケース（月収を削減していないケース）が含まれていることなどが考えられる。

⁴⁹ 契約社員・嘱託と正規雇用者の共通点として、月給制である場合が多く、労働時間が減少しても月収が削減されないケースが多いことが想定できる。

図 14 雇用形態別にみた労働時間指数（5月第2週）と月収指数（5月調査直近：平均値）の関係

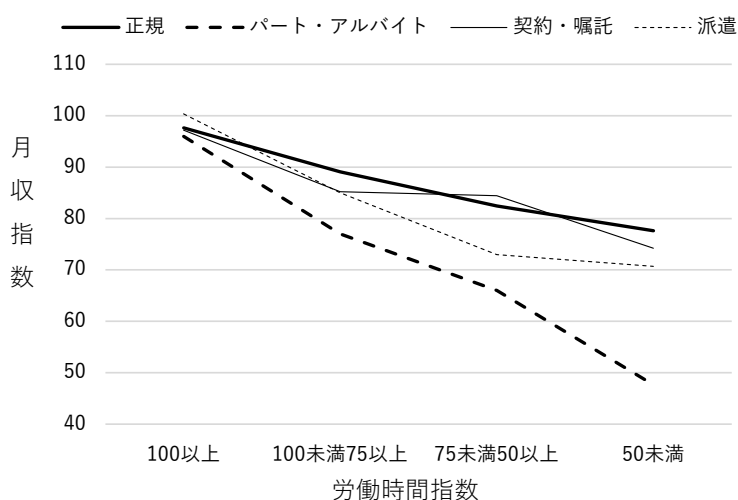


表 15 は、正規／非正規雇用者で労働時間指数と月収指数の結びつきの強さが異なることを、より厳密に検証したものである。具体的には、5月調査直近の月収指数を被説明変数、非正規雇用者ダミー、5月第2週の労働時間指数、非正規雇用者ダミーと5月第2週の労働時間指数の交互項を説明変数、個人属性と職場属性をコントロール変数としてOLSを行っている。その結果、非正規×労働時間指数の効果がプラスで有意であり、非正規雇用者の方が労働時間指数と月収指数の結びつきがより強いことが分かる。

表 15 5月調査直近の月収指数の規定要因（OLS）

被説明変数：5月調査直近の月収指数	B	S.E.
非正規	-16.311	2.193 **
労働時間指数（5月第2週）	0.270	0.018 **
非正規×労働時間指数（5月第2週）	0.140	0.024 **
定数	68.895	3.684 **
N		3575
F値		35.312 **
調整済みR2乗		0.262

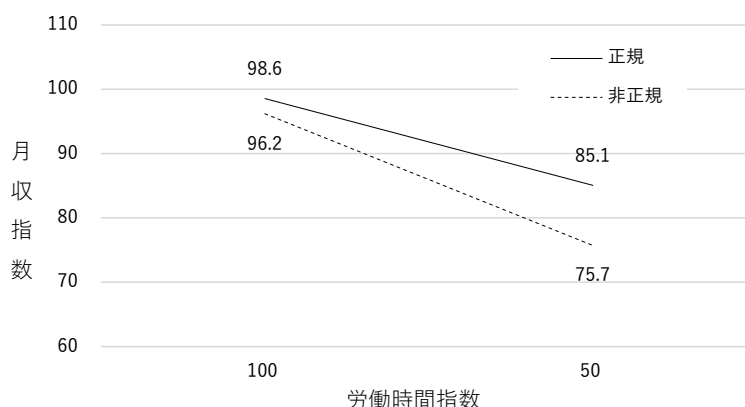
注1：**：p<0.01、*：p<0.05。

注2：上記の他、性別、年齢、教育年数、生計維持者が否か、産業、職業、企業規模、地域を説明変数に投入している。

図 15 は、この分析結果から予測値を算出したものである。ここから、労働時間指数が100の時の月収指数の予測値は、正規雇用者で98.6、非正規雇用者で96.2とほとんど差

がないのに対し、労働時間指数が 50 の時の月収指数の予測値は、それぞれ 85.1、75.7 となり、大きな差が開くことが分かる。

図 15 正規／非正規別にみた労働時間指数と月収指数の関係（予測値）



注：表 15 に基づき、男性、40 歳、高校卒、生計維持者、製造業、事務職、1000 人以上、首都圏・関西圏以外の地域に居住の正規雇用者、非正規雇用者それぞれについて、労働時間指数と月収指数の関係（予測値）を示している。

4 家計の赤字化

本項では、コロナショックにより正規／非正規雇用者の世帯の家計が被った影響を分析する。なお、本項では、4 月 1 日時点の雇用者で、4 月 1 日以降に離転職をしていない 3575 名から、家計収支が「わからない」と回答した者、世帯年収が「わからない」と回答した者を除いた 2862 名を集計・分析対象としている。

表 16 は、世帯の家計収支の状況を、生計維持者か否か別、正規／非正規雇用者の別に示したものである⁵⁰。ここでは、世帯の家計収支が「やや赤字」、「赤字」である場合に、コロナショックの影響を被っていると考えることとする⁵¹。

まず、上段の「計」を見ると、正規雇用者では「やや赤字」が 16.9%、「かなり赤字」が 8.6%であるのに対し、非正規雇用者ではそれぞれ 21.9%、13.8%と割合が高い。非正規雇用者の世帯の家計の方がコロナショックの影響を強く被っていると言える。

この傾向は、サンプルを生計維持者（中段）、生計維持者以外（下段）に分割しても同様に見出せる。非正規雇用者自身が生計維持者であれ生計維持者以外であれ、非正規雇用者の世帯の家計の方がコロナショックの影響を強く被っているのである。

⁵⁰ 設問文は、「過去 3 ヶ月間の、あなたの世帯全体の家計収支は、以下のどれに当てはまりますか」である。

⁵¹ 当然、「やや赤字」、「赤字」と回答した者の中には、コロナショックの以前から赤字だった者も含まれるだろう。しかし、永続的に赤字であれば家計は成り立たないことから、ここではコロナショックにより赤字になったものと仮定している。もちろん、この仮定が現実から遊離していることは言うまでもない。

表 16 生計維持者か否か別、正規／非正規別にみた家計収支の状況（行％）

		N	収支				
			かなり 黒字	やや黒字	トントン	やや赤字	かなり 赤字
計	雇用者計	2862	6.4	25.4	39.7	18.4	10.1
χ^2 乗=52.437 p=0.000	正規	2000	7.5	27.7	39.4	16.9	8.6
	非正規	862	3.7	20.1	40.5	21.9	13.8
生計維持者	雇用者計	2015	6.5	25.5	39.3	19.0	9.8
χ^2 乗=48.455 p=0.000	正規	1645	7.3	27.7	38.8	17.4	8.8
	非正規	370	3.0	15.4	41.4	25.7	14.6
生計維持者以外	雇用者計	847	6.0	25.3	40.9	17.0	10.9
χ^2 乗=16.827 p=0.002	正規	355	8.5	27.6	42.3	14.1	7.6
	非正規	492	4.3	23.6	39.8	19.1	13.2

注：家計収支、世帯年収が「わからない」と回答した者を除いた 2862 名について集計。表 17～20 においても同じ。

非正規雇用者の世帯の家計の方がコロナショックの影響を強く被っているのはなぜか。単純に考えれば、前項でみたように非正規雇用者の方が月収が大きく減少しているからであろう。そこで、家計赤字（「やや赤字」＋「かなり赤字」）を被説明変数、正規／非正規雇用者の別、5月調査と8月調査の月収指数の平均を説明変数として、二項ロジスティック回帰分析を行った。表 17 は、その結果を示したものである。

まず、「計」を見ると、月収指数がマイナスで有意であることが分かる。月収の減少幅が大きいほど家計は赤字になりやすいと言える。しかし、月収指数でコントロールしてもなお、非正規雇用者の世帯ほど家計が赤字になりやすい傾向は変わらない。

これらの結果は、サンプルを生計維持者、生計維持者以外に分割しても変わらない。つまり、非正規雇用者の世帯は、非正規雇用者自身の月収が大幅に減少したがゆえに家計が赤字になりやすいが、しかし月収の減少幅をコントロールしてもなお非正規雇用者であること自体の効果は残るということになる。

表 17 家計赤字の規定要因（二項ロジスティック回帰分析）

被説明変数：	計		生計維持者		生計維持者以外	
	限界効果	S.E.	限界効果	S.E.	限界効果	S.E.
家計赤字（「やや」＋「かなり」）	0.067	0.017 **	0.100	0.024 **	0.084	0.031 **
月収指数平均（5月調査、8月調査）	-0.005	0.000 **	-0.006	0.001 **	-0.004	0.001 **
N	2862		2015		847	
χ^2 乗	156.89 **		132.84 **		42.00 **	
疑似決定係数	0.0459		0.0549		0.0419	

注：**：p<0.01、*：p<0.05。

それでは、非正規雇用者であること自体の効果とは何か。考えられるのは、非正規雇用者が低所得世帯に属している場合が多いということである。表 18 は、生計維持者か否か別、正規／非正規雇用者の別に、昨年 (2019 年) の世帯年収の平均値を求めたものである。

まず、左列の「計」を見ると、正規雇用者の世帯の平均年収が 678.4 万円であるのに対して、非正規雇用者の世帯の平均年収が 500.3 万円と低いことが分かる。同様に、中列にて「生計維持者」について見ても正規雇用者と非正規雇用者の世帯年収はそれぞれ 651.9 万円と 366.2 万円、右列にて「生計維持者以外」について見てもそれぞれ 801.1 万円と 601.1 万円であり、非正規雇用者の世帯の方が低い。非正規雇用者が低所得世帯に属している傾向があると言える。

表 18 生計維持者か否か別、正規／非正規別にみた世帯年収 (平均値：万円)

	計	生計維持者	生計維持者以外
雇用者計	624.8	599.5	684.9
N	2862	2015	847
正規	678.4	651.9	801.1
N	2000	1645	355
非正規	500.3	366.2	601.1
N	862	370	492
非正規-正規	-178.1	-285.7	-200.0
F値	164.547	235.113	67.746
p値	0.000	0.000	0.000

そのような傾向を確認した上で、表 17 の二項ロジスティック回帰分析に、説明変数として世帯年収の対数変換値を追加投入したのが、表 19 である。これを見ると、「計」、「生計維持者」、「生計維持者以外」のいずれであっても、非正規雇用であること自体の効果が有意でなくなっていることが分かる。

表 19 家計赤字の規定要因 (二項ロジスティック回帰分析)

被説明変数：	計		生計維持者		生計維持者以外	
	限界効果	S.E.	限界効果	S.E.	限界効果	S.E.
非正規	0.010	0.018	0.008	0.026	0.030	0.031
月収指数平均 (5月調査、8月調査)	-0.005	0.000 **	-0.006	0.001 **	-0.003	0.001 **
Ln (世帯年収)	-0.142	0.013 **	-0.132	0.017 **	-0.167	0.025 **
N		2862		2015		847
χ^2 乗		267.88 **		192.40 **		85.14 **
疑似決定係数		0.0783		0.0795		0.0849

注：** : p<0.01、* : p<0.05。

本項のここまでの分析をまとめると、非正規雇用者の世帯の家計はもともと世帯年収が低く、僅かな月収減少でも赤字化するような状況であったわけであるが、コロナショックにより大幅な月収減少に直面し、実際に赤字化する世帯が噴出したということになる。

ところで、これらの非正規雇用者は本当に困窮したと認識しているのだろうか。そのことを傍証するため、表 20 に、一律 10 万円の「特別定額給付金」を申請したか否かを被説明変数とする二項ロジスティック回帰分析の結果を示した。モデル①は、非正規雇用者ダミーだけを投入したもので、モデル②はそれに加え家計赤字ダミーを投入したものである。ここから、非正規雇用者ほど給付金を申請する傾向にあること、その傾向は家計の状況をコントロールしてもなお残ることが読み取れる。

言うまでもなく、「家計赤字ダミー」だけでは家計の状況を十分に反映できていない可能性があるが、いずれにせよ、非正規雇用者ほど生活に困窮していると認識して（あるいは、生活の困窮を予測して）給付金を申請したことは疑い得ない。コロナショックにより、非正規雇用者は主観的により強く生活の逼迫を感じたと考えられる。

表 20 特別定額給付金の申請の規定要因（二項ロジスティック回帰分析）

被説明変数：	モデル①		モデル②	
	B	S.E.	B	S.E.
特別定額給付金を申請した				
非正規	0.051	0.019 **	0.047	0.019 *
家計赤字			0.034	0.019
N	2862		2862	
χ^2 乗	7.570 **		10.810 **	
Nagelkerke R ² 乗	0.002		0.003	

注：**：p<0.01、*：p<0.05。

5 生活満足度の低下

本項では、コロナショックにより正規／非正規雇用者の仕事満足度および生活満足度が受けた影響を分析する。

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」の8月調査では、「ご自身の仕事」と「生活全般」のそれぞれについて、「新型コロナ問題の発生前」と「新型コロナ問題の発生後（現在）」における満足度を5段階でたずねている⁵²。ここでは、「発生前」から「発生後（現在）」にかけて満足度がどう変化したかを、+4点から-4点にスコア化し、集計・分析対象とする。ここでの関心は、元々の性格特性や評価傾向をコントロールした、文字通りコロナショックによる満足度の変化にある。

表 21 は、正規／非正規雇用者の仕事満足度の変化、生活満足度の変化の平均値を示し

⁵² 選択肢は、「かなり満足」、「やや満足」、「どちらともえない」、「やや不満」、「かなり不満」の5つである。

たものである。ここから、雇用者計を見ると仕事満足度の変化は-0.29点、生活満足度の変化は-0.43点であり、低下していることが分かる。また、正規雇用者と非正規雇用者を比べると、仕事満足度の低下幅は0.12点、生活満足度の低下幅は0.16点、非正規雇用者の方が大きくなっている。そのことを踏まえ、以下では雇用者計での低下幅が大きく、正規／非正規雇用者の低下幅の格差も大きい、生活満足度に注目することとする⁵³。

表 21 正規／非正規別にみたコロナ前後での仕事満足度・生活満足度の変化（スコア）

	N	仕事満足度			生活満足度		
		コロナ前	コロナ後	変化	コロナ前	コロナ後	変化
雇用者計	3575	2.18	1.88	-0.29	2.25	1.82	-0.43
正規	2403	2.12	1.87	-0.26	2.24	1.86	-0.38
非正規	1172	2.29	1.92	-0.37	2.28	1.74	-0.54
非正規-正規	-	0.17	0.05	-0.12	0.04	-0.12	-0.16
F値	-	22.756	1.863	18.251	2.329	10.014	28.830
p値	-	0.000	0.172	0.000	0.127	0.002	0.000

注：コロナ前後の満足度は0点（かなり不満）～4点（かなり満足）のスコア。満足度の変化は-4点～4点のスコア。

ちなみに、表 22 は、生計維持者か否か別にみた、正規／非正規雇用者の生活満足度の変化である。ここから、総じて生計維持者以外の方が生活満足度の低下幅が大きいことが分かる。また、生計維持者についても生計維持者以外についても、正規雇用者より非正規雇用者の方が生活満足度の低下幅が大きい。表 22 で見た傾向は、生計維持者か否かにかかわらず当てはまると言える。

表 22 生計維持者か否か別、正規／非正規別にみたコロナ前後での生活満足度の変化（スコア）

	生計維持者	生計維持者以外
雇用者計	-0.386	-0.515
N	2282	1293
正規	-0.359	-0.447
N	1839	564
非正規	-0.497	-0.568
N	443	729
非正規-正規	-0.137	-0.121
F値	10.156	5.911
p値	0.001	0.015

⁵³ リアルタイムパネルデータを用いた石井ほか（2021）においても、2月～5月にかけてのメンタルヘルス指標、幸福感の悪化が確認されている。

生活満足度の変化は、非正規雇用であること以外に、どのような変数の影響を受けているのだろうか。また、それらの変数を説明変数として投入することで、非正規雇用者ダミーのマイナス効果はどの程度弱まるだろうか。その点を明らかにするため、**表 23**にて、個人属性と職場属性を説明変数として投入した OLS の結果を示した。

モデル①は、非正規雇用者ダミーのみを説明変数としたモデルであり、**表 21** の生活満足度の「変化」欄と等価である。モデル②で個人属性を説明変数として追加投入すると、女性であることのマイナス効果が大きいことが分かる。そして非正規雇用者ダミーの係数の絶対値はモデル①の半分程度になり、有意水準も 1%水準から 5%水準に下がる。正規／非正規雇用の生活満足度の低下幅の格差の半分程度は、非正規雇用者に女性が多く含まれることにより説明されると考えられる。モデル③で職場属性を追加投入すると、生産技能職のマイナス効果が大きいことが分かる。ただし、非正規雇用者ダミーの係数はモデル②とほとんど変わらない。

生活満足度の低下について、女性が多く含まれることにより説明される部分があるとはいえ、非正規雇用者であること自体の効果も残されていることが確認された。それでは、この効果は、どのような変数によって説明されるだろうか。その点を明らかにするため、モデル③に、5月第2週と7月最終週の労働時間、休業命令・手当支給の状況、5月調査と8月調査における月収指数、家計赤字ダミー、世帯年収の対数変換値の各変数を説明変数として追加投入した。なお、家計収支、世帯年収に「わからない」と回答した者は分析対象から除いている⁵⁴。**表 24**は、その結果を示したものである。

ここから、5つのことが読み取れる。第1に、労働時間指数の効果を見ると、5月第2週のみ 1%水準で有意である。また、非正規雇用者ダミーの係数の絶対値を見ても、5月第2週の変数を投入した時の方が若干小さい。第2に、休業命令・手当支給の状況の効果を見ると、1%水準で有意である。特に、「休業命令あり、手当半分未満」の場合に生活満足度の低下幅が大きいことが分かる。また、これらの変数を投入すると、非正規雇用者ダミーは有意でなくなる。第3に、月収指数の効果を見ると、5月調査直近の月収、8月調査直近の月収ともに 1%水準で有意であり、月収が減少しているほど生活満足度の低下幅が大きい。なお、非正規雇用者ダミーの係数の絶対値は、僅かにではあるが5月調査直近の月収を投入した時の方が小さく、統計的に有意でなくなっている。第4に、家計の赤字は、1%水準で有意であり、生活満足度の低下幅を大きくしている。しかし、この変数を投入した時の非正規雇用者ダミーの係数の絶対値は、月収を投入した時のそれほどには小さくならない。第5に、世帯年収（の対数変換値）は、統計的に有意でない。

これらをまとめると、非正規雇用の生活満足度の低下幅の大きさは、(1)休業命令・手当支給の状況により説明されること、(2)世帯の家計の状況よりも本人の月収の状況により

⁵⁴ それゆえ、**表 23** のモデル③と**表 24** のモデル①は、投入している変数は同じであるが、分析結果は同じではない。

説明されること、(3)労働時間にせよ月収にせよ、生活満足度の回答時点（8月調査）に近い時点の状況よりも、5月の状況により説明されること⁵⁵、などが読み取れる。

表 23 生活満足度の変化の規定要因（その1）(OLS)

被説明変数：	モデル①		モデル②		モデル③	
	B	S.E.	B	S.E.	B	S.E.
生活満足度の変化						
非正規	-0.161	0.030 **	-0.086	0.034 *	-0.084	0.038 *
女性			-0.190	0.034 **	-0.239	0.037 **
年齢			0.001	0.001	0.001	0.001
教育年数			-0.007	0.007	-0.007	0.008
生計維持者			0.003	0.035	-0.001	0.035
建設業 (ref.製造業)					0.085	0.076
電気・ガス・熱供給・水道業					0.118	0.120
情報通信業					0.043	0.071
運輸業					-0.003	0.079
卸売・小売業					0.003	0.059
金融・保険業					0.145	0.072 *
不動産業					0.040	0.100
飲食店・宿泊業					-0.084	0.096
医療、福祉					0.048	0.056
教育、学習支援業					-0.153	0.088
郵便局、協同組合					0.082	0.152
サービス業					0.026	0.056
その他の業種					-0.041	0.083
わからない					-0.035	0.241
管理職 (ref.事務職)					-0.126	0.060 *
専門・技術職					-0.069	0.047
営業・販売職					-0.068	0.052
サービス職					-0.043	0.060
保安・警備職					0.061	0.202
生産技能職					-0.202	0.064 **
輸送・機械運転職					-0.130	0.113
建設作業・採掘職					0.014	0.149
運搬・清掃・包装作業					-0.077	0.081
その他					-0.148	0.087
わからない					0.240	0.141
99人以下 (ref.1000人以上)					0.016	0.038
100～999人					0.029	0.039
わからない					0.110	0.058
首都圏 (ref.その他の地域)					-0.047	0.032
関西圏					0.056	0.043
定数	-0.380	0.017 **	-0.239	0.126	-0.211	0.152
N		3575		3575		3575
F値		28.830 **		13.577 **		3.377 **
調整済みR2乗		0.008		0.017		0.023

注：**：p<0.01、*：p<0.05。(ref.)はレファレンス・グループ。

⁵⁵ 暫定的な解釈であるが、非常時の経験ほど印象に残りやすいことなどが考えられる。

表 24 生活満足度の変化の規定要因（その 2）（OLS）

被説明変数：	モデル①		モデル②		モデル③		モデル④	
	B	S.E.	B	S.E.	B	S.E.	B	S.E.
生活満足度の変化								
非正規	-0.108	0.043 *	-0.094	0.043 *	-0.107	0.043 *	-0.068	0.043
労働時間指数（5月第2週）			0.003	0.001 **				
労働時間指数（7月最終週）					0.001	0.000		
休業命令あり、手当半分以上（ref.休業命令なし）							-0.285	0.057 **
休業命令あり、手当半分未満							-0.567	0.067 **
定数	-0.264	0.172	-0.559	0.180 **	-0.347	0.178	-0.168	0.170
N		2862		2862		2862		2862
F値		2.856 **		3.570 **		2.872 **		5.193 **
調整済みR2乗		0.022		0.031		0.023		0.051

被説明変数：	モデル⑤		モデル⑥		モデル⑦		モデル⑧	
	B	S.E.	B	S.E.	B	S.E.	B	S.E.
生活満足度の変化								
非正規	-0.084	0.043	-0.093	0.043 *	-0.097	0.043 *	-0.128	0.045 **
月収指数（5月調査）	0.004	0.001 **						
月収指数（8月調査）			0.007	0.001 **				
家計赤字					-0.158	0.035 **		
Ln（世帯年収）							-0.049	0.031
定数	-0.599	0.185 **	-0.884	0.189 **	-0.182	0.172	0.036	0.256
N		2862		2862		2862		2862
F値		3.418 **		4.400 **		3.348 **		2.847 **
調整済みR2乗		0.030		0.041		0.029		0.023

注 1：**：p<0.01、*：p<0.05。（ref.）はレファレンス・グループ。

注 2：いずれのモデルとも、上記の他、性別、年齢、教育年数、生計維持者か否か、産業、職業、企業規模、地域を説明変数に投入している。

注 3：家計収支、世帯年収が「わからない」と回答した者は、集計から除外。

ここまで、4月1日から8月の調査時点まで離転職をしていない者のみを集計・分析対象としてきた。それでは、その間に無業状態を経験した者の生活満足度はどの程度低下しているのだろうか。表 25 は、4月1日時点の正規／非正規雇用者について、5月調査時点で有業だったか無業だったか、8月調査時点で有業だったか無業だったかにより、生活満足度の変化（低下幅）がどの程度異なるかを示したものである。

表 25 無業者の生活満足度の変化（スコア）

	5月調査			8月調査		
	有業	無業	無業-有業	有業	無業	無業-有業
正規	-0.38	-1.20	-0.82	-0.38	-0.47	-0.09
(N)	2480	10	-	2460	30	-
非正規	-0.55	-0.83	-0.28	-0.55	-0.76	-0.21
(N)	1230	29	-	1226	33	-

注 1：正規／非正規は 4月1日時点の状況。「5月調査」、「8月調査」は、それぞれの調査時点で有業であったか無業であったかをあらわす。

注 2：調査時点までに離転職している者も含めて集計している。

ここから、正規雇用者について見ると、5月調査時点の無業者は有業者に比べて生活満足度の低下幅が0.82点大きく、8月調査時点の無業者は有業者に比べて同じく低下幅が0.09点大きいことが分かる。非正規雇用者について見ても同様であり、5月調査時点の無業者は有業者に比べて生活満足度の低下幅が0.28点大きく、8月調査時点の無業者は有業者に比べて同じく低下幅が0.21点大きい。無業者のサンプルサイズが小さいため結果の頑健性には留保が必要であるが、無業状態を経験した場合に（特に5月調査時点で無業状態を経験した場合に）、生活満足度が大きく低下していると言える⁵⁶。

6 小括

本節では、JILPTが実施した個人アンケート調査を用いて、コロナ禍における非正規雇用者の仕事と生活の現状を正規雇用者のそれとの比較により明らかにした。

第1項では、調査結果を概観して、非正規雇用だった者の方がコロナ感染拡大に関連して雇用や収入に関わる影響を受けやすかったこと、その具体的内容としては「勤務日数や労働時間の減少（休業含む）」が挙げられること、正規雇用だった者よりも非正規雇用だった者の方がその後の無業率が高いこと、を明らかにした。

第2項では、コロナショックに伴う労働時間の増減を分析し、総じて非正規雇用者の方が減少幅が大きいこと、特に5月第2週、5月最終週において正規雇用者との差が大きいことを明らかにした。労働時間の変化は、個人属性では女性、若年者においてマイナス効果が大きく、職場属性では飲食店・宿泊業、サービス業、営業・販売職、サービス職、生産技能職、首都圏、関西圏でマイナス効果が、医療・福祉の産業でプラス効果が大きかった。教育・学習支援業については、当初はマイナス効果が見られたが、やがてプラス効果が見られるようになっていた。なお、職場属性に関する変数の係数の絶対値を見ると、特に産業の効果が大きかった。また、細かな雇用形態別の傾向を見ると、コロナショックの初期においては派遣労働者の労働時間減少が目立つが、5月最終週になるとパート・アルバイトのみが統計的に有意に労働時間が減少していた。さらに、休業命令・手当支給の状況について見ると、非正規雇用者において手当を十分に支給されていない休業命令が多い傾向があった。

第3項では、コロナショックに伴う収入の増減を分析し、総じて非正規雇用者の方が収入の減少幅が大きいこと、5月において正規／非正規雇用者の収入の減少幅の差異が大きいことが明らかになった。個人属性の効果としては、年齢が若いほど収入の落ち込みが大きいことが、職場属性の効果としては、飲食店・宿泊業、サービス業、サービス職、生産

⁵⁶ ちなみに、5月調査時点の無業者は、8月調査時点の無業者に比べ、「新型コロナウイルス感染症に関連して、あなたの仕事や収入に影響がありましたか」との問いに対し、「大いに影響があった」、「ある程度、影響があった」と回答する割合が高い。また、それらの回答者のなかで、「会社からの解雇」があったとする割合が高く、「自発的な退職」をしたとする割合が低い。総じて、5月調査時点の無業者の方が仕事において深刻な状況に直面していたものと考えられる。

技能職、輸送・機械運転職、その他の職種、首都圏で収入の落ち込みが大きく、医療・福祉の産業で落ち込みが小さいことが明らかになった。ところで、労働時間の増減と収入の増減の関係を分析したところ、非正規雇用者、なかでも特にパート・アルバイトにおいてよりダイレクトに結びついていることが読み取れた。その一因として、パート・アルバイトが手当を十分に支給されない休業命令を受ける傾向にあることが挙げられた。

第4項では、正規／非正規雇用者の世帯の家計が被った影響を分析した。一言でまとめると、非正規雇用者の世帯の家計はもともと世帯年収が低く、僅かな月収減少でも赤字化するような状況であったわけであるが、コロナショックにより大幅な月収減少に直面し、実際に赤字化する世帯が噴出した、ということになる。加えて、非正規雇用者ほど生活に困窮していると認識して（あるいは、生活の困窮を予測して）特別定額給付金を申請したことが示唆された。

第5項では、コロナショックにより正規／非正規雇用者の生活満足度が受けた影響を分析した。分析の結果から、非正規雇用者の生活満足度の低下幅の大きさは、(1)休業命令・手当支給の状況により説明されること、(2)世帯の家計の状況よりも本人の月収の状況により説明されること、(3)労働時間にせよ月収にせよ、生活満足度の回答時点（8月調査）に近い時点の状況よりも、5月の状況により説明されること、などが読み取れた。加えて、サンプルサイズが小さいため結果の頑健性には留保が必要であるが、無業状態を経験した場合に（特に5月調査時点で無業状態を経験した場合に）、生活満足度が大きく低下していることが明らかになった。

第5節 アフターコロナの雇用ポートフォリオ

本節では、JILPTが実施した「新型コロナウイルス感染症が企業経営に及ぼす影響に関する調査」（2020年6月）を用いて、アフターコロナの雇用ポートフォリオがどのようなものになるのかを予想する。

1 人手不足下の正規雇用シフト

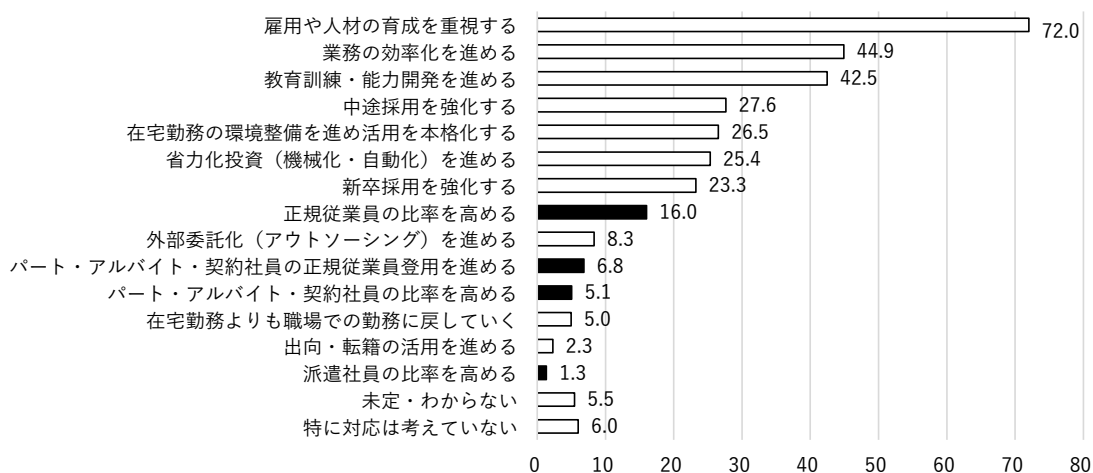
第3節で見たように、コロナショック後、非正規雇用者数が減少するなか、正規雇用者数は前年同月差でプラスが続いている。それでは、中長期的に見て、日本企業の雇用ポートフォリオはどうなるのだろうか。

JILPT「新型コロナウイルス感染症が企業経営に及ぼす影響に関する調査」では、今後の事業における人材活用と人材マネジメントの方針についてたずねている⁵⁷。その結果を示した図16によれば、「雇用や人材の育成を重視する」が72.0%と突出して高い割合となっているものの、雇用形態別の従業員比率に関する選択肢に注目すると、「正規従業員の比

⁵⁷ 設問文は、「事業を継続する場合には、現時点と比較し、今後の人材活用と人材マネジメントについてどのように対応する予定ですか」である。

率を高める」が 16.0%、「パート・アルバイト・契約社員の正規従業員登用を進める」が 6.8%と相対的に高く、「パート・アルバイト・契約社員の比率を高める」が 5.1%、「派遣社員の比率を高める」が 1.3%と相対的に低くなっている。アフターコロナの雇用ポートフォリオは、全体として見るならば正規雇用にシフトするものと考えられる。その背景としては、長期的に見れば労働市場が人手不足の状態にあり、正規従業員の囲い込みを意図している企業が相対的に多い状況があると考えられる⁵⁸⁵⁹。

図 16 今後の事業における人材活用と人材マネジメント (MA、%)



資料出所：JILPT（2020）「新型コロナウイルス感染症が企業経営に及ぼす影響に関する調査」を筆者が集計。本節の以下の図表においても同じ。

注：N=1187。今後の事業継続について「分からない」と回答した企業等 106 社は、集計から除外。

2 コロナショックと雇用ポートフォリオ

それでは、正規従業員の比率を高める方針を持つのは、どのような企業だろうか。表 26 は、「正規従業員の比率を高める」と回答したか否かを被説明変数、産業、企業規模、地域をコントロール変数とした上で、「業績回復見込み」と「3～5 月の正規従業員の減少度」を説明変数とした、二項ロジスティック回帰分析の結果を示したものである。なお、「業績回復見込み」は、業績回復にかかる期間が短い旨の回答をした企業ほど高い値をとる 1 点

⁵⁸ 厚生労働省「労働経済動向調査」によれば、2020 年 2 月、5 月、8 月、11 月の「正社員等」の過不足状況の D.I.指数（「不足」・「過剰」）は、それぞれ 38、24、21、25 であり、「臨時」、「パートタイム」、「派遣労働者」のそれより不足感が強い。JILPT の企業アンケート調査（2020 年 10 月実施）においても、2020 年 9 月末の労働者の過不足状況の D.I.指数（「不足+やや不足」・「過剰+やや過剰」にて算出。「該当者なし」は除外。）は、パート・アルバイト・契約社員で 1.0、派遣労働者で-0.6 であるのに対し、正社員・正規従業員は 7.9 であり、特に正社員において不足感が強い。また、同調査にて、労働者に過剰感のある企業に対して、過剰な人員を抱えている理由をたずねたところ、「将来的に人手不足が見込まれているため」が「最も該当する回答」の第 1 に挙げられている（中井 2020c）。

⁵⁹ 2020 年春闘においても、コロナ感染症と賃金交渉・協議は別物であるという認識が、労使で共有されていた（荻野 2020）。

から6点のスコアであり⁶⁰、「3～5月の正規従業員減少度」は、2020年3月、4月、5月それぞれの正規従業員について、前年同月と比べて人数が減少していれば+1、ほぼ同じであれば0、増加していれば-1の値を与え、3ヶ月分合算したスコアである。

ここから、業績回復見込みが良好であるほど、正規従業員の比率を高める方針を持ちやすいことが分かる。別の表現をすれば、総じて日本企業の雇用ポートフォリオは正規雇用にシフトすることが予想されるが、業績回復に時間がかかる企業にあっては、その動きは鈍くなると言える。

表 26 今後、正規従業員比率を高める方針の規定要因（二項ロジスティック回帰分析）

被説明変数： 正規従業員の比率を高める	モデル①		モデル②		モデル③	
	限界効果	S.E.	限界効果	S.E.	限界効果	S.E.
建設業 (ref.製造業)	0.067	0.035	0.023	0.039	0.063	0.036
運輸業	0.033	0.041	0.023	0.044	0.040	0.041
情報通信業	0.031	0.044	0.025	0.046	0.014	0.046
卸売業	-0.061	0.034	-0.084	0.037 *	-0.073	0.035 *
小売業	0.043	0.051	0.036	0.054	0.005	0.055
サービス業	0.010	0.034	-0.005	0.037	0.010	0.035
その他	0.037	0.055	0.010	0.064	0.031	0.059
99人以下 (ref.300人以上)	-0.028	0.031	-0.038	0.034	-0.029	0.032
100～299人	-0.015	0.029	-0.026	0.031	-0.009	0.029
北海道 (ref.南関東)	0.152	0.048 **	0.156	0.051 **	0.169	0.049 **
東北・北関東	-0.009	0.038	-0.039	0.044	-0.009	0.040
北陸・東海	0.049	0.032	0.042	0.035	0.064	0.033 *
近畿	0.051	0.032	0.055	0.034	0.055	0.032
中国・四国・九州	0.012	0.034	-0.003	0.037	0.014	0.035
業績回復見込み (良好=高スコア)			0.019	0.009 *		
3～5月の正規従業員減少度					-0.004	0.008
N		1187		1001		1122
χ^2 乗		25.580 *		30.840 **		29.560 *
疑似決定係数		0.025		0.035		0.030

注1：**：p<0.01、*：p<0.05。(ref.)はレファレンス・グループ。

注2：「業績回復見込み」は、今後、業績回復にかかる期間が短い旨の回答をした企業ほど高い値をとる6段階スコア。「分からない」は対象外。「3～5月の正規従業員減少度」は、2020年3月、4月、5月それぞれの正規従業員について、前年同月と比べて人数が減少していれば+1、ほぼ同じであれば0、増加していれば-1の値を与え、3ヶ月分合算したスコア。該当者がいない企業は対象外。

逆に、非正規従業員の比率を高める方針を持つのは、どのような企業だろうか。表 27 は、「パート・アルバイト・契約社員の比率を高める」と回答したか否かを被説明変数として、表 26 と同様のコントロール変数、説明変数を投入した二項ロジスティック回帰分析の結果を示したものである。

⁶⁰ 元の回答は、スコアの高い方から順に、「もともと業績は悪化していない」、「半年以内に回復して元の水準に戻る」、「回復して元の水準に戻るには半年超から1年くらいかかる」、「回復して元の水準に戻るには1年超から2年くらいかかる」、「回復して元の水準に戻るには2年超かかる」、「回復しない（元の水準に戻らない、戻る見込みが立たない）」である。

ここから、3～5月にパート・アルバイト・契約社員を減少させた企業は、それらの非正規従業員の比率を高める傾向にあることが分かる。また、小売業、サービス業など、第3節で見たように非正規雇用者の減少率が高い産業において、非正規従業員の比率を高める傾向にある。すなわち、全体として見れば正規雇用シフトしていくなか、コロナショックで非正規従業員を減らした産業・企業においては、その事実にもかかわらず、今後も非正規比率を高めていく意向を持っているようである。

表 27 今後、パート・アルバイト・契約社員比率を高める方針の規定要因
(二項ロジスティック回帰分析)

被説明変数： パート・アルバイト・契約社員の比率を高める	モデル①		モデル②		モデル③	
	限界効果	S.E.	限界効果	S.E.	限界効果	S.E.
建設業 (ref.製造業)	-0.050	0.036	-0.046	0.038	-0.040	0.040
運輸業	0.029	0.027	0.035	0.030	0.039	0.031
情報通信業	-0.047	0.049	-0.042	0.052	-0.038	0.055
卸売業	0.012	0.019	0.019	0.021	0.017	0.022
小売業	0.078	0.024 **	0.081	0.028 **	0.087	0.028 **
サービス業	0.051	0.018 **	0.055	0.021 **	0.053	0.021 *
その他	0.006	0.036	-0.017	0.052	0.007	0.041
99人以下 (ref.300人以上)	0.050	0.020 *	0.054	0.023 *	0.068	0.024 **
100～299人	-0.005	0.021	0.000	0.024	-0.003	0.024
北海道 (ref.南関東)	0.002	0.030	0.003	0.032	0.011	0.035
東北・北関東	0.000	0.020	-0.002	0.022	0.005	0.024
北陸・東海	-0.032	0.023	-0.050	0.028	-0.026	0.026
近畿	-0.008	0.019	-0.027	0.023	0.000	0.022
中国・四国・九州	-0.003	0.018	0.000	0.019	-0.001	0.022
業績回復見込み (良好=高スコア)			-0.002	0.005		
3～5月のパート・アルバイト・契約社員減少度					0.014	0.006 *
N		1187		1001		947
χ^2 乗		44.580 **		42.160 **		46.870 **
疑似決定係数		0.094		0.100		0.112

注1：**：p<0.01、*：p<0.05。(ref.)はレファレンス・グループ。

注2：「業績回復見込み」は、今後、業績回復にかかる期間が短い旨の回答をした企業ほど高い値をとる6段階スコア。「分からない」は対象外。「3～5月のパート・アルバイト・契約社員減少度」は、2020年3月、4月、5月それぞれのパート・アルバイト・契約社員について、前年同月と比べて人数が減少していれば+1、ほぼ同じであれば0、増加していれば-1の値を与え、3ヶ月分合算したスコア。該当者がいない企業は対象外。

なお、派遣社員の比率を高める方針の規定要因についても、表 26、表 27 と同様の二項ロジスティック回帰分析を行ったが、モデル①②③ともにモデル自体が統計的に有意にならなかった。

3 小括

本節では、JILPT が実施した企業アンケート調査を用いて、アフターコロナの雇用パートフォリオがどのようなものになるのかを予想する作業を行った。

その結果、アフターコロナの雇用ポートフォリオは、全体として見るならば正規雇用にシフトするものと予測された。その背景としては、長期的に見れば労働市場が人手不足の状態にあり、正規従業員の囲い込みを意図している企業が相対的に多い状況があると考えられる。ただし、それに加えて業績回復見込みが良好であるほど正規従業員の比率を高める方針を持ちやすいこと、コロナショックで非正規従業員を減らした産業・企業は、その事実にもかかわらず非正規従業員の比率を高めていく方針であることも明らかになった。

すなわち、アフターコロナの雇用ポートフォリオは、人手不足を背景に全体として正規雇用にシフトしていくが、業績回復に時間がかかる企業にあってはその動きは鈍くなること、また、コロナショックにおいて非正規雇用者を雇用のバッファとして活用した産業・企業においては、引き続き非正規雇用者を雇用のバッファとして確保していくことが予想される。減少した非正規雇用者数があるままの状態では据え置かれるわけではなさそうである。

第6節 おわりに

1 考察

これまで、官庁統計の公表データ、JILPT が実施した個人アンケート調査と企業アンケート調査を用いて、新型コロナウイルス感染拡大に伴う経済への打撃により非正規雇用者が仕事と生活において被った影響を明らかにするとともに、今後の雇用ポートフォリオの動向を予想してきた。本節では、それらの結果の意味するところを、第1節で提示した4つの分析課題に沿って考察したい。

第1の分析課題は、コロナショックが非正規雇用者の量に与えた影響を確認することであった。その際、リーマンショック時との比較を念頭に置きつつ分析を進めた。その結果、そもそもの前提認識として、コロナショックによる雇用調整は全体として雇用維持を志向して実施されたことが確認された。すなわち、GDPの落ち込みの割には就業者の減り方も完全失業者の増え方も小さかった。代わりに際立っていたのは休業者の増え方と労働時間の減り方であり、コロナショックは雇用・労働の面では（休業を含む）労働時間の減少という形で吸収されていた。

しかし、正規／非正規雇用という区分で見ると、非正規雇用者の雇用が大きく減少していた。もっとも、自発的離職者、離職後に非労働力化した者も多数いたと思われ、また、リーマンショック時のように派遣労働者が集中的に雇用を削減されることもなかったことから、リーマンショック時に「年越し派遣村」が設営され社会的・政治的関心を集めたのとは状況が異なっていた⁶¹。

⁶¹ リーマンショック時には、震源地であった製造企業において製造業務の派遣労働者が集中的に削減されたのに対し、コロナショックの影響を強く受けた中小サービスセクターにはもともと派遣労働者が少なかったという事情も関係していると考えられる。

なお、先行研究では女性の離職者の多さを強調するものも少なくなかったが、本稿での集計によれば女性の離職者が多いのは非正規雇用者の離職が多いことによってもたらされた疑似相関であったと言える⁶²。また、無期／有期雇用の区分で見ると、正規／非正規雇用の区分で見た方が、コロナショックの影響は明確だった。その意味で、影響の分断線は男女の間でもなく、無期／有期雇用の間でもなく、あくまで正規／非正規雇用の間にあったと言える。他方、宿泊・飲食サービス業に代表されるように、サービスセクターにおいては明らかに離職者が多く、非正規雇用者への影響とは別種の（独立の）影響が把握できた。ちなみに、サービスセクター労働者の不利益は、労働時間の減少幅、収入の低下幅の大きさにおいても確認できた。

総じて、非正規雇用者はコロナショックにより雇用の量という意味で大きな影響を被ったと言える。そこには、第1節で述べた正規／非正規雇用者の雇用管理の分断が関係している。しかし、自発的離職者、離職後に非労働力化する者も多かったことから、リーマンショック時のように失業者数が急増することはなかった。

第2の分析課題は、雇用が維持されている非正規雇用者について、仕事と生活を取り巻く一連の因果連鎖を、客観的に明らかにすることであった。その際、非正規雇用者は様々なセーフティネットが脆弱である可能性を視野に入れた。その結果、特に5月の時期を中心として、非正規雇用者ほど労働時間が減少しており、それに伴って収入も減少し、それに伴って家計も赤字化していたことが明らかになった。しかも、非正規雇用者の場合には、手当が十分に支給されない状況で休業命令を受けることが多いこともあってか、労働時間減少と収入減少が正規雇用者の場合よりもダイレクトに結びついていた。加えて、非正規雇用者の世帯はもともと世帯年収が低かったため、コロナショックによる月収の減少により家計の赤字化が頻発した。総じて、非正規雇用者はフォーマルなセーフティネット、インフォーマルなセーフティネットのいずれも脆弱であり、僅かな労働時間減少が家計の赤字化に直結しやすい状況にあった。そしてその労働時間の減少にあたっては、暫定的な解釈にとどまるが、時給制やシフト勤務といった諸制度が関係していたと考えられる。

第3の分析課題は、非正規雇用者のウェルビーイングがどう変化したのかを明らかにすることであった。非正規雇用者は必ずしも仕事を生活の中心に置いていないがゆえに、コロナショックに遭っても問題を感じていない可能性もあると考えられたからである。しかし、現実とは違っていた。まずはっきりしていたことは、正規／非正規を問わないことであるが、離職者は生活満足度の低下幅が非常に大きいということである。それゆえ、雇用の量の面で大きな影響を被った非正規雇用者は、主観的にも大きなダメージを受けたと言え

⁶² ただし、女性は男性に比べコロナショック時に労働時間が減少する傾向にあった。また、女性は生活満足度の低下幅も大きかった。育児や介護などのケア負担の増加により生活時間が歪められたことが一因だと考えられる。ちなみに、この間の女性のウェルビーイングの大幅な低下は、リアルタイムパネルデータを用的石井ほか（2021）においても観察されている。

る。在職者に関しても、非正規雇用者の方が生活満足度の低下幅が大きかった。そして、その生活満足度の低下幅の格差は、主として休業命令を受けた経験や、5月の月収減少などにより説明された。これに対し、(調査時点に近い)7~8月の労働時間減少や月収減少、家計の悪化などは、必ずしも生活満足度の低下幅の格差を説明していなかった。総じて、非正規雇用者はコロナショックを主観的にネガティブな出来事として受け止めており、そのことは(世帯全体としてではなく)非正規雇用者本人が仕事で被った経験、特に休業命令を受けた経験や5月の本人の収入減少によってもたらされたと言える。

第4の分析課題は、アフターコロナの雇用ポートフォリオがどのようなものになるのかを予想することであった。企業(および正規雇用者)が非正規雇用者を「雇用のバッファ」として利用する状態が長く続くかどうかは分からないからである。分析の結果、日本企業全体として人手不足を背景に正規雇用にシフトしていくが、業績回復に時間がかかる企業にあってはその動きは鈍くなること、コロナショックで非正規雇用者を削減した産業・企業では、再び非正規雇用者を増員する方針であることが分かった。この前者の点について、本稿執筆時点(2021年2月)においてコロナ禍が長引いており、正規化のペースはアンケート調査の実施時点(2020年6月)の見込みより鈍くなると考えられることから、雇用ポートフォリオの形はすぐには大きく変わらないと予想される。後者の点については、非正規雇用者を削減した産業・企業の雇用ポートフォリオが元に戻る動きと捉えることができる。そのように考えると、「雇用のバッファ」としての非正規雇用者活用も、当分は存続するのではなかろうか。もちろん、非正規雇用者を再び増員した産業・企業がこれまでとは異なる雇用管理を適用する可能性もなくはない。しかし、第3節で見たように、無期/有期の違いよりも正規/非正規の違いの方が雇用者数の増減に大きな影響を与えているのが現状であり、そのことを踏まえるならば、非正規雇用者の扱いがすぐに変化するとは考えにくい。

2 結論

上述より、人手不足対策としての労働力の困り込みにより、正規雇用者は趨勢的に増えていく可能性があるが、業績回復に時間がかかる企業にあってはその動きは鈍くなることが明らかになった。また、コロナショックで一時的に非正規雇用者を減らした産業・企業では、いずれ非正規雇用者を増員する方針である。よって、アフターコロナの時期においても、雇用ポートフォリオの形はさほど大きく変わらないと予想される。それゆえ、日本企業の雇用管理のあり方が抜本的に変わらない限り、「雇用のバッファ」としての非正規雇用者の役割は残ると考えられる。

そのことを前提として、将来の類似の経済ショックに備えた含意として何が言えるだろうか。

第1に、非正規雇用者に限らず、雇用者全体の扱いについて言えば、日本企業の対応は

優等生的であった。雇用者を失業者として労働市場に放逐するのではなく、休業を含む労働時間の減少という形でショックを吸収し、雇用関係を繋ぎ止めたことの意義は大きい。その際には、雇用調整助成金の支給要件緩和・拡充・手続き簡素化、事業主向けの各種助成金が大きな役割を果たしたと考えられる⁶³。加えて、リーマンショック時とは異なり、必ずしも派遣労働者に不利益が集中しなかった点も評価すべきであろう。この点に関しては、リーマンショックとコロナショックの被害セクターの違いにとどまらず、コロナショックに際して派遣先企業や派遣元事業所の対応が紳士的であったことや、そのような紳士的な対応を求める厚生労働省からの働きかけが奏功したことも関係しているだろう⁶⁴。

第2に、雇用者全体の扱いこそ優等生的であったものの、正規／非正規雇用者の間には大きな影響の差異が生じた。非正規雇用者数の減少幅はリーマンショック時のそれを上回り、雇用が継続している非正規雇用者についても労働時間と収入の減少に苛まれた。この現状には日本企業における雇用管理の分断という根深い問題がかかわっており、また非正規雇用者が自発的に離職している場合も多いことから、一朝一夕での抜本的な解決は難しいと考えられる。これに対し、対処療法的な制度的対応として、雇用調整助成金の給付対象の拡大に期待がかかる。従前において（週の労働時間が短く）雇用保険被保険者でない労働者は雇用調整助成金の給付対象ではなかったからである。ちなみに、コロナショック時には特例により雇用保険被保険者でない労働者も緊急雇用安定助成金の給付対象となり、積極的な活用が望まれる。休業手当が支給されない労働者への休業支援金・給付金についても同様であり⁶⁵、周知に一層注力し、申請を促進することが求められる。

第3に、低所得世帯へのセーフティネットの強化が求められる。本稿での分析により、非正規雇用者には低所得世帯で暮らす者が多いという事実が再確認された。雇用弱者は生活弱者であるという「二重苦」の存在を前提に、低所得世帯への特別の給付金が維持・拡充されてよいだろう⁶⁶。また、その観点からするならば、国民全員を対象に支給された特別定額給付金については、その配分方法を検討する余地があったと言えよう⁶⁷。他方、特別定額給付金に関して評価されてよいのは、申請用紙は世帯主に届くが、申請するか否か

⁶³ 具体的には、中小企業、大企業それぞれに対する助成率の引上げ、教育訓練を施した場合の加算、雇用保険被保険者でない労働者の休業も対象にしたこと（緊急雇用安定助成金）、などが挙げられる。

⁶⁴ たとえば、厚生労働省「新型コロナウイルス感染症に係る派遣労働者の雇用維持等に対する配慮に関する要請書」（2020年3月5日）（<https://www.mhlw.go.jp/content/000609457.pdf>）などを参照。

⁶⁵ 正式名称は「新型コロナウイルス感染症対応休業支援金・給付金」である。ちなみに同支援金・給付金に関しては、2021年1月以降の緊急事態宣言下でシフト制労働者の労働時間短縮も対象に含まれることが明記されるとともに、（当初中小企業労働者のみを対象としていたところ）大企業労働者への対象拡大も検討されるなどしている。このような制度改訂についても速やかに周知されることが望まれる。

⁶⁶ コロナショック時には、「低所得のひとり親世帯への臨時特別給付金」、「緊急小口資金・総合支援資金」、「社会保険等（社会保険料、税金、公共料金など）の猶予」、「住居確保給付金」などが導入された。

⁶⁷ 第4節で分析した「5月調査直近の月収」がコロナ前の通常月の月収より低下していた者は31.5%にとどまっており、大半の者は「変化なし」であった。なお、特別定額給付金をめぐっては、当初は所得要件を課す案もあったが、迅速な支給を優先する観点などから一律支給となった経緯がある。

は世帯員ごとに選択できた点である。本稿での分析において、世帯レベルの「家計赤字」よりも個人レベルの「月収指数」の方が非正規雇用者の生活満足度（の変化）に影響を与えていたことに鑑みるならば、個人単位の申請の仕組みの方が適していると考えられるからである。

第4に、労働時間にせよ収入にせよ、経済ショックが大きかった5月において正規／非正規雇用者間の影響の差異が大きかった。また、非正規雇用者は正規雇用者より生活満足度の低下幅が大きかったわけであるが、調査時点に近いはずの7～8月の労働時間や収入よりも5月の労働時間や収入の方が、低下幅の格差の説明要因になっていた。これらに鑑みるならば、雇用弱者であり生活弱者である非正規雇用者を守るためには、大きな経済ショックをできる限り回避することが肝要であると言える。仮に4～5月の緊急事態宣言の発出が大きな経済ショックの発生因となっているとするならば、再び緊急事態宣言が出されることがないように、国民も日頃から行動に気を配ることが求められる。

文献

Adams-Prassl, Abi, Teodora Boneva, Marta Golin, and Christopher Rauh (2020)

“Inequality in the Impact of the Coronavirus Shock: Evidence from Real Time Survey” *Journal of Public Economics*

(<https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2020.104245>).

Alon, Titan, Matthias Doepke, Jane Olmstead-Rumsey, and Michèle Tertilt (2020a)

“The Impact of Covid-19 on Gender Equality” NBER Working Paper 26947

(<https://www.nber.org/papers/w26947>).

Centers for Disease Control and Prevention (2020) “COVID-19 Hospitalization and

Death by Race/Ethnicity” (<https://www.cdc.gov/coronavirus/2019-ncov/covid-data/investigations-discovery/hospitalization-death-by-race-ethnicity.html>).

Coibion, Olivier, Yuriy Gorodnichenko, and Michael Weber (2020) “Labor Markets

During the COVID-19 Crisis: A Preliminary View” Becker Friedman Institute for Economics at the University of Chicago Working Paper No. 2020-41

(<https://bfi.uchicago.edu/working-paper/labor-markets-during-the-covid-19-crisis-a-preliminary-view/>).

Groschen, Erica (2020) “How COVID-19’s Job Disruptions Vary by Gender, Race and

Hispanic Ethnicity in August 2020” (<https://www.ilr.cornell.edu/work-and-coronavirus/public-policy/how-covid-19s-job-disruptions-vary-gender-race-and-hispanic-ethnicity-august-2020>).

- ILO (2020) “ILO Monitor: COVID-19 and the World of Work (Sixth edition)” (https://www.ilo.org/wcmsp5/groups/public/@dgreports/@dcomm/documents/briefingnote/wcms_755910.pdf).
- IMF (2020) *World Economic Outlook: A Long and Difficult Ascent* (<https://www.imf.org/en/Publications/WEO/Issues/2020/09/30/world-economic-outlook-october-2020>).
- Kikuchi, Shinnosuke, Sagiri Kitao, and Minamo Mikoshiba (2020) “Who Suffers from the COVID-19 Shocks?: Labor Market Heterogeneity and Welfare Consequences in Japan” RIETI Discussion Paper Series 20-E-064 (<https://www.rieti.go.jp/jp/publications/dp/20e064.pdf>).
- McKinsey Global Institute (2020) “COVID-19 and Gender Equality: Countering the regressive effects” (<https://www.mckinsey.com/featured-insights/future-of-work/covid-19-and-gender-equality-countering-the-regressive-effects>).
- Moen, Phyllis, Joseph H. Pedtke, and Sarah Flood (2020) “Disparate Disruptions: Intersectional COVID-19 Employment Effects by Age, Gender, Education, and Race/Ethnicity” *Work, Aging and Retirement*, Vol. 6, No. 4, pp. 207–228.
- Mongey, Simon, Laura Pilossoph, and Alex Weinberg (2020) “Which Workers Bear the Burden of Social Distancing Policies?” Becker Friedman Institute for Economics at the University of Chicago Working Paper No. 2020-51 (<https://bfi.uchicago.edu/working-paper/which-workers-bear-the-burden-of-social-distancing-policies/>).
- OECD (2020a) *OECD Employment Outlook 2020: Worker Security and the COVID-19 Crisis* (https://www.oecd-ilibrary.org/employment/oecd-employment-outlook-2020_1686c758-en).
- OECD (2020b) “Distributional Risks Associated with Non-standard Work: Stylised Facts and Policy Considerations” (<http://www.oecd.org/coronavirus/policy-responses/distributional-risks-associated-with-non-standard-work-stylised-facts-and-policy-considerations-68fa7d61/>).
- WHO (2020) “WHO Director-General's Opening Remarks at the Media Briefing on COVID-19 (29 June 2020)” (<https://www.who.int/director-general/speeches/detail/who-director-general-s-opening-remarks-at-the-media-briefing-on-covid-19---29-june-2020>).
- Woloszko, Nicolas (2020) “Can Google Trends be Used to Track Economic Activity in Real-time? [1]” (<https://oecdecoscope.blog/2020/12/14/can-google-trends-be-used-to-track-economic-activity-in-real-time1/>).

- 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 20-SJ-01.
- 石井加代子・山本勲・樋口美雄（2021）「新型コロナウイルス感染症流行初期の雇用者の就業・生活・ウェルビーイング——パンデミック前後のリアルタイムパネルデータを用いた検証」PDRC Discussion Paper Series DP2020-006 (<https://www.pdrc.keio.ac.jp/publications/dp/6842/>).
- 江夏幾太郎・神吉直人・高尾義明・服部泰宏・麓仁美・矢寺顕行（2020）「新型コロナウイルス流行下で就労者や企業が経験する変化——デモグラフィック要因の影響」RIEB Discussion Paper Series DP2020-J08 (<https://www.rieb.kobe-u.ac.jp/academic/ra/dp/Japanese/dp2020-J08.pdf>).
- 荻野登（2020）「2020年春季労使交渉を巡る動向と今後の課題」『労政時報』No.3993, 70-74頁.
- オリエンタルランドユニオン（2020）「今こそ同一労働同一賃金を——正社員と同じ休業補償と休暇制度求める」『月刊労働組合』No.674, 18-21頁.
- 川口康平・児玉直美・田中万里（2020）「COVID不確実性と小規模企業経営者の認識・対応（5月中間レポート）」(https://www.rieti.go.jp/jp/special/special_report/117.html).
- 神吉知郁子（2020）「コロナ禍における休業と労働法上の諸問題」『ジュリスト』No.1549, 48-53頁.
- 神林龍（2017）『正規の世界・非正規の世界——現代日本経済学の基本問題』慶應義塾大学出版会.
- 菊池信之介・北尾早霧・御子柴みなも（2020）「新型コロナ危機による労働市場への影響と格差の拡大」小林慶一郎・森川正之編著『コロナ危機の経済学——提言と分析』日本経済新聞出版, 257-270頁.
- 北健一（2020）「コロナ危機が非正規労働者を襲う——『新しい当たり前』をめざして声をあげる人びと」『ピープルズ・プラン』第89号, 41-47頁.
- 経済協力開発機構（2008）「OECD対日経済審査報告書 2008年版（要旨）」(<https://www.oecd.org/japan/40377219.pdf>).
- 厚生労働省（2010）「有期労働契約研究会報告書」(<https://www.mhlw.go.jp/stf/shingi/2r9852000000uowg-att/2r9852000000uq8t.pdf>).
- 厚生労働省（2020a）「新型コロナウイルス感染症の現在の状況と厚生労働省の対応について（令和2年6月30日版）」(https://www.mhlw.go.jp/stf/newpage_12154.html).
- 厚生労働省（2020b）「2020年度雇用政策研究会報告書」(https://www.mhlw.go.jp/stf/shingi2/0000204414_00010.html).
- 厚生労働省編（2009）『平成21年版労働経済白書』日経印刷.
- 小林徹（2020a）「2～5月の新型コロナウイルス流行下の企業業績と採用・雇用維持——「新

- 型コロナウイルス感染症が企業経営に及ぼす影響に関する調査」の二次分析」JILPT
リサーチアイ第44回 (https://www.jil.go.jp/researcheye/bn/044_200821.html).
- 小林徹 (2020b) 「新型コロナ影響下の雇用減少と雇用調整速度の国際比較」JILPT リサ
ーチアイ第49回 (https://www.jil.go.jp/researcheye/bn/049_201201.html).
- 酒光一章 (2020) 「若年者に厳しい新型コロナの雇用・収入面への影響——JILPT 個人調査
の年齢別分析」JILPT リサーチアイ第50回 (https://www.jil.go.jp/researcheye/bn/050_201202.html).
- 周燕飛 (2020a) 「女性に集中するコロナ禍の被害——追跡調査で浮かびあがる実情と今後
の課題」『月刊労働組合』2020年11月号, 42-45頁.
- 周燕飛 (2020b) 「コロナショックで変わる女性の働き方——男女の雇用格差解消への契機
に」『都市問題』2020年7月号, 29-34頁.
- 菅野和夫 (2019) 『労働法 [第十二版]』弘文堂.
- 高橋康二 (2017) 「総論——基礎的指標による日本的雇用システムの概観」労働政策研究・
研修機構編『日本的雇用システムのゆくえ』労働政策研究・研修機構, 20-94頁.
- 高橋康二 (2020a) 「労働時間の減少と賃金への影響——新型コロナ「第一波」を振り返っ
て」JILPT リサーチアイ第37回 (https://www.jil.go.jp/researcheye/bn/037_200618.html).
- 高橋康二 (2020b) 「正規・非正規雇用とコロナショック——回復しない非正規雇用、底堅
い正規雇用 (6月「労働力調査」から)」JILPT 緊急コラム・2020年8月4日 (<https://www.jil.go.jp/tokusyuu/covid-19/column/019.html>).
- 高見具広・山本雄三 (2021) 「緊急事態宣言 (2020年4~5月) 下の在宅勤務の検証」
JILPT Discussion Paper 21-01.
- 千葉正直屋ユニオン (2020) 「パートの休業補償勝ち取るも今度は廃業・解雇の提案」『月
刊労働組合』No.677, 40-44頁.
- 中井雅之 (2020a) 「『新型コロナウィルス感染症が企業経営に及ぼす影響に関する調査』
(一次集計) 結果 (2、3、4、5月の変化を6月に調査・企業調査)」JILPT 記者発表・
2020年7月16日 (<https://www.jil.go.jp/press/documents/20200716.pdf>).
- 中井雅之 (2020b) 「コロナショックの雇用面への影響は、特定の層に集中——女性、非正
規の雇用動向を引き続き注視」JILPT 緊急コラム・2020年10月9日 (<https://www.jil.go.jp/tokusyuu/covid-19/column/022.html>).
- 中井雅之 (2020c) 「『第2回 新型コロナウィルス感染症が企業経営に及ぼす影響に関する
調査』(一次集計) 結果 (5、6、7、8、9月の変化を10月に調査・2月からの連続パ
ネル企業調査)」JILPT 記者発表・2020年12月16日 ([https://www.jil.go.jp/press/d
ocuments/20201216.pdf](https://www.jil.go.jp/press/documents/20201216.pdf)).
- 中野麻美 (2020a) 「コロナ禍における派遣労働者——派遣切りを中心とする諸問題」『労働

- と経済』No.1656, 2-9 頁.
- 中野麻美 (2020b) 「働き方改革とコロナ時代の (非正規) 雇用・人事管理・コミュニケーション」『労働法学研究会報』No.2730, 4-49 頁.
- 濱口桂一郎 (2020) 『新型コロナウイルスと労働政策の未来』労働政策研究・研修機構.
- 福井康貴 (2014) 「若年・壮年非正規労働者の生活実態——経済状況、生活意識に着目して」労働政策研究・研修機構編『壮年非正規労働者の仕事と生活に関する研究——現状分析を中心として』(労働政策研究報告書 No.164) 147-178 頁.
- POSSE 編集部 (2020) 「ルポ・非正規雇用労働者とともに闘う北海道のユニオン運動——三密職場、雇い止め、解雇をめぐる」『POSSE』2020 年 7 月号, 64-71 頁.
- 水町勇一郎 (2020) 「コロナ危機と労働法」『中央労働時報』No.1264, 16-29 頁.
- 森川正之 (2020a) 「コロナ危機と在宅勤務の生産性」小林慶一郎・森川正之編著『コロナ危機の経済学——提言と分析』日本経済新聞出版, 285-299 頁.
- 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 20-J-041 (<https://www.rieti.go.jp/jp/publications/dp/20j041.pdf>).
- 宮川大介 (2020) 「コロナ危機後の行動制限政策と企業業績・倒産——マイクロデータの活用による実態把握」小林慶一郎・森川正之編著『コロナ危機の経済学——提言と分析』日本経済新聞出版, 239-255 頁.
- 矢島洋子 (2020) 「新型コロナ感染拡大と緊急事態宣言の『女性の就業』への影響」(https://www.murc.jp/wp-content/uploads/2020/07/survey_covid-19_200729.pdf).
- 山根木晴久 (2020) 「連合の電話相談に切実な声——解雇・雇止め、休業補償なしなど多数」『月刊労働組合』No.675, 26-29 頁.
- 労働政策研究・研修機構調査部海外情報担当 (2020) 「コロナ禍における雇用維持スキームと給付プロセス——アメリカ、イギリス、ドイツ、フランス」『ビジネス/レーバー/トレンド』2020 年 12 月号, 52-65 頁.
- 渡邊木綿子 (2020a) 「『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)」JILPT 記者発表・2020 年 6 月 10 日 (<https://www.jil.go.jp/press/documents/20200610.pdf>).
- 渡邊木綿子 (2020b) 「『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 (6~7 月の変化を中心に 8 月に調査・4 月からの連続パネル個人調査)」JILPT 記者発表・2020 年 8 月 26 日 (<https://www.jil.go.jp/press/documents/20200826.pdf>).