



RIETI Policy Discussion Paper Series 21-P-021

COVID-19下における労働供給と 配偶関係について(2020年の分析)

庄野 嘉恒

経済産業省 / 経済産業研究所

菅井 郁

経済産業省 / 経済産業研究所

長谷部 拓也

上智大学 / 経済産業省



Research Institute of Economy, Trade & Industry, IAA

独立行政法人経済産業研究所

<https://www.rieti.go.jp/jp/>

COVID-19 下における労働供給と 配偶関係について（2020年の分析）*

庄野 嘉恒（経済産業省、RIETI コンサルティングフェロー）
菅井 郁（経済産業省、RIETI コンサルティングフェロー）
長谷部 拓也（上智大学、経済産業省）

要 旨

本稿は、COVID-19 下の労働市場や家計についてのエビデンス蓄積への一貢献を目指したものである。具体的には、配偶関係の視点から、公的統計である労働力調査のマイクロデータを用いてクロス集計等による記述的分析を行った。配偶関係については、収入ショックに対してのリスクシェアリング機能が Weiss (1997)等の文献で指摘されており、COVID-19 下の経済厚生について考える上で重要な一要素になると考えられる。本稿の主な結果は以下のとおりである。第1に、第1回緊急事態宣言下である2020年4月、5月に非正規女性の休業者数が増加したが、25歳から64歳の現役層における有配偶率は約7割であった。なお、有配偶率については、年齢層別に異なる傾向がみられた。第2に、2020年4月に休業した非正規女性の配偶者の年収層は幅広く、同4月時点の回答で、299万円以下が約15%である一方、700万円以上は約27%であった。無配偶の非正規女性については、COVID-19前において約6割5分が年収200万円未満、約9割が年収300万円未満であり、また一定の仮定の下で推計を行うと、4月に休業した者の平均値（4月回答時）は130万円程度であったと推定される。第3に、2020年3月から4月にかけての就業状態から非労働力人口への移動については特に有配偶の女性が目立ち、女性の就業状態から非労働力人口への推移確率は有配偶者が無配偶者に比べて有意に高かった。第4に、2020年10月にかけての完全失業者の動向については、無配偶男性の増加が目立った。2020年1月からの失業確率の変化を確認すると、男性において無配偶と有配偶で6月以降有意な差が見られ無配偶の方が高くなっていた。

キーワード：COVID-19、配偶関係、労働市場、非正規、休業、失業、非労働力人口

JEL Classification：D14, E24, J21

RIETI ポリシー・ディスカッション・ペーパーは、RIETI の研究に関連して作成され、政策をめぐる議論にタイムリーに貢献することを目的としています。論文に述べられている見解は執筆者個人の責任で発表するものであり、所属する組織及び（独）経済産業研究所としての見解を示すものではありません。

*本稿は、独立行政法人経済産業研究所（RIETI）における研究の成果の一部である。本稿の分析に当たっては、総務省の労働力調査の調査票情報を利用し、独自に集計、分析を行った。また、本稿の原案に対して、経済産業研究所ポリシー・ディスカッション・ペーパー検討会の方々から多くの有益なコメントを頂いた。ここに記して、感謝の意を表したい。

1. はじめに

2020年より新型コロナウイルス（COVID-19）の感染拡大は日本経済に甚大な影響を及ぼしてきた。日本においては、2020年4月7日に東京、神奈川、埼玉、千葉、大阪、兵庫、福岡の7都府県に対して第1回目緊急事態宣言が発出され、4月16日には対象都道府県が全国に拡大された。これに伴い、例えば東京都では、不要不急の外出の自粛や商業施設等への休業要請、食事提供施設への時短要請、夜7時以降の酒類提供の自粛等の要請が発出され、需要・供給の両面に対して政策的措置がとられることとなった。その後、第1回目緊急事態宣言は、5月14日に北海道・東京・埼玉・千葉・神奈川・大阪・京都・兵庫を除く都道府県を対象に解除され、5月21日に大阪・京都・兵庫の3府県を対象に解除となり、5月25日に首都圏と北海道を含む全都道府県について解除されることとなった。第1回緊急事態宣言終了後も2021年にかけて、感染状況等を踏まえ、計4回の緊急事態宣言が発せられてきた。

数多ある経済ショックの中でも、COVID-19ショックの特徴はパンデミックショックである点にある。日本は第2次世界大戦後、2度に渡るオイルショックやバブル崩壊、リーマンショックなど様々な経済ショックに直面してきたが、このように大規模なパンデミックショックは稀であると考えられる。本分析は、(現在の)日本におけるパンデミックショックについてのエビデンスの蓄積を目的として行った。

本稿では、特に配偶関係の視点から、労働力調査（総務省）のマイクロデータを用いて独自の分析を行った。配偶関係は、Doepke and Tertilt (2016)が指摘するように、家庭内において収入リスクをシェアする要因となる。例えば、1人暮らしの無配偶者が1か月間休業を余儀なくされた場合、(親等と同居していなければ)家計として収入がゼロとなることが想定されるが、有配偶者であれば、配偶者の収入がゼロにならない限り、家計収入がゼロになることはない¹。こうしたリスクシェアリング機能について、Weiss (1997)は、所得リスクが存在する環境における配偶者の存在は、リスクシェアリングを通じて家計の期待効用を高めることを示している。また、(カリブレーションのターゲットはCOVID-19ショックより前の米国経済であるが) Ortigueira and Siassi (2013)は、配偶者の失業に際しての労働供給の変化について理論的な分析を行っており、資産が限られた家計では、夫の失業に際して、妻が労働供給を増加させることを示唆している²。こうした文献を踏まえると、労働ショックが生じたCOVID-19下の経済厚生を考える際には、配偶関係は家計にとって重要な一要素となると考えられる。

¹この場合は親との金銭的なつながりが重要となると考えられるが、本稿では分析は行っていない。この点は、本稿の限界の1つである。

² Ortigueira and Siassi (2013)は Aiyagari-Hugget タイプの不完備市場モデルに配偶関係を導入することで、配偶関係が家計の労働供給に対して持つインプリケーションを分析している。彼らは特に流動性制約に直面する家計に着目して分析を行い、そうした資産水準の低い家計は、男性(夫)が失業した場合、女性(妻)は約8%労働供給を増加させることを示唆している。

本分析は、3つの要素から構成される。第1に、非正規女性の休業についての分析である。本分析では、2020年4月、5月に休業による労働供給の減少が顕著であった非正規女性に焦点を当てている。具体的には、休業した非正規女性の年齢層別の有配偶率や、若年世代については親との同居割合を労働力調査のマイクロデータを集計することで推計している。また、無配偶及び有配偶の非正規女性の（配偶者である夫も含めた）家計収入についても分析を行った。第2に、非労働力化についての分析である。COVID-19下においては、2020年3月から4月にかけて非労働力人口の増加が目立った。本分析では、労働力調査のパネルデータとしての性質を用いることで、配偶関係の視点を交えながら、どのような者が非労働力化したかについて分析を行った³。第3に、完全失業者についての分析である。COVID-19下においては、2020年の後半にかけて完全失業者が増加した。本分析では、配偶関係の視点から、完全失業者について分析を行った。

本分析の特徴は、公的統計である労働力調査を用いている点にある。労働力調査は毎月実施される公的統計調査であり、標本設計も経済の現況が把握できるよう入念に行われている。また、労働力調査のうち、特定調査票では年間収入についての情報も調査されており、個人の就業状態のみならず、各家計の収入状況も推察できる。さらに、インターネットと紙による2種類の回答方法が確保されており、インターネットへのアクセス可否から生じる回答バイアスも、インターネットのみの調査と比較すれば生じにくいと考えられる⁴。

本研究の結果は以下のとおりである。第1に、先行研究においても指摘されているとおり、2020年4月から発出された第1回緊急事態宣言による労働市場へのショックは、人数ベースでは、特に非正規女性の休業によって吸収された。休業した非正規女性について配偶関係を確認すると、25歳以上64歳以下の現役世代については、約7割が有配偶者であった。年齢層別に分析すると、最も休業者数が多かった35歳から54歳の中年層における有配偶率は約8割であったが、25歳から34歳にかけての若年層における有配偶率は約5割であった。一方、25歳から34歳の休業した無配偶の非正規女性のうち、2020年4月時点で約5割が親と同居していた。このため、25歳から34歳の休業した非正規女性については、約8割が有配偶もしくは親と同居していたと推定される。

第2に、2020年4月に休業した非正規女性の配偶者（夫）については、非労働力人口でない者を除けば約92%が（休業を含まない）就業状態であり、残りのうち約5%ポイントについては正規職であった。また、配偶者（夫）の年収層については、4月時点の回答で、299万円以下が約15%である一方、700万円以上は約27%程度であった。

³ 後述するが、労働力調査は、連続した2ヵ月について、2年間調査が行われる。本分析では、2020年3月と4月の両方に回答している家計を対象に分析を行った。

⁴ 他方、オンライン調査の利点は分析までの迅速性にあり、COVID-19下における詳細な現状を推察するにあたり非常に有用であったと考えられる。

このことから、非正規女性の休業は、様々な収入層の有配偶家計に影響を与えたと考えられる。一方、(学生を含まない65歳未満の)無配偶の非正規女性については、COVID-19前の2020年1月において年収200万円未満が約6割5分、年収300万円未満が約9割であった。また、無配偶の非正規女性のうち4月に休業した者の年収の平均値は、一定の仮定の下、130万円程度であったと推定される⁵。

第3に、COVID-19下においては、2020年3月から4月にかけて非労働力人口の増加が目立ったが、男・女、正規・非正規の4区分内では特に有配偶女性の非労働力化が目立ち、就業状態から非労働力人口に移動した者のうちの約6割を占めていた。また女性の就業状態から非労働力人口への推移確率を推計すると、有配偶者が無配偶者と比較して有意に高かった。

第4に、COVID-19下においては、2020年10月にかけて完全失業者が増加したが、(第1回緊急事態宣言前の2020年3月と比較した場合)増加の約8割5分は無配偶者によって説明され、特に無配偶の男性の増加が目立った。また、1月からの失業確率の変化を確認すると、男性において有配偶と無配偶で6月以降有意な差が見られ、無配偶者の方が高くなっていた。

先行研究

COVID-19下における日本の労働市場や家計について分析した研究を挙げる。Kikuchi et al. (2021) は、労働力調査等の統計を用いることにより、COVID-19の影響を強く受けた者の特徴を分析した。彼らは、雇用については、非正規労働者や、対面的サービス業に従事しかつリモートでの業務が難しい者、性別では女性が強い影響を受けたことを明らかにした。また、収入については、対面的サービス業に従事する非正規労働者が最も影響を受けたことを明らかにした⁶。

Fukai et al. (2021) は、労働力調査を用いて機械学習の手法を活用し、どのような属性の者が雇用面で影響を受けたのかを分析した。彼らは飲食、宿泊業に従事する者や、若年層や女性ほど雇用の影響を受けやすかったことを明らかにした。

Hoshi et al. (2021) は、労働力調査やGoogleのモビリティ情報を用いて、COVID-19下における行動抑制が労働市場へ与えた影響を分析した。彼らは、休業者数が全ての属性において増加したものの、その影響は特に非正規労働者、低学歴者、女性、31歳から45歳の中年者で大きいことを明らかにした。

高橋(2021)は、オンライン調査である「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)」を活用して、COVID-19下の家計を分析した。高橋(2021)は、「家計が赤字か否か」についてのアンケート結果を活用する

⁵ 労働力調査において年間収入は、「〇万円～〇万円」と範囲で回答をするため、平均の計算には一定の仮定が必要となる。4月時点の回答は、COVID-19の影響を受けていることに留意が必要である。

⁶ 正確には、Kikuchi et al. (2021)は、対面的サービス業に相当する業種を「Social Sector」と称しており、相当する業種を定義している。

ことで、非正規雇用者がいる世帯ほど、「家計が赤字」だと回答する傾向にあることを示した。

周（2021）は、「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、12月調査）」及び「新型コロナウイルスと雇用・暮らしに関するNHK・JILPT共同調査」を用いてCOVID-19下の家計について分析した。後者の調査もオンライン調査として実施されている。周（2021）は女性ほど解雇・雇止め直面しやすく、労働時間や収入の下落幅も女性が男性より大きいことを明らかにした。また、女性の収入が1割以上減少した世帯のうち約2割が「家での食費の切詰めに転じた」ことを明らかにした⁷。

内閣府（2021）は、労働力調査を用いてCOVID-19の労働市場や家計への影響を分析した。内閣府（2021）は、労働市場について、第1回緊急事態宣言時は特に世帯主の配偶者が休業者となったことを指摘している。また、女性の非労働力化の背景として、学校の一斉休業の影響があった可能性を指摘している。さらに、家計調査（二人以上の世帯のうち勤労者世帯）の結果を分析し、有配偶女性の就業者数はCOVID-19下で2020年の第2四半期以降減少したが、これはパートやアルバイト等の副次的な所得稼得者層が減少したことを反映していると考察しており、一方で、中高収入層の正規雇用者として働く配偶者は増加傾向が続いていると指摘している。

以上を踏まえると、本研究の特徴は、第1に、公的統計のマイクロデータを用いてエビデンスを構築している点、第2に、配偶関係を中心に分析を行っている点にある。上記の先行研究の中でも内閣府（2021）が配偶関係を考慮した分析を行っているが、本稿では、労働市場における変化も大きく、かつ経済的な影響も懸念される非正規女性の休業について、年齢や配偶関係、収入の視点からデータの整理を行っている。また、非労働力化や完全失業者の特性について、配偶関係を軸に分析を行っている点も上記と異なる。

本分析の構成は以下である。最初に、COVID-19下における2020年の労働市場の特性を概観し、次に、休業者、特に影響を被った非正規女性の休業について分析を行う。次に非労働力人口について分析を行い、完全失業者について分析を行う。最後に結語とし、本分析の限界や留意点について言及する。

2. 労働供給に関する集計

2.1 データ

本分析では、総務省が実施する労働力調査のマイクロデータを用いて独自に集計を行った。用いるデータの対象期間は2020年1月から2021年1月である。

⁷ これは「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（8月調査）」の結果として紹介されている。

労働力調査は日本に居住する全人口を対象とした標本調査であり、完全失業率の推定等に用いられるなど、家計の就業状態を把握することを目的として実施される。調査期日は毎月末日である。労働力調査は、家計の属性（性別、配偶関係、従事する産業、就業状態など）の情報を含むことから、これらの様々な観点から、家計が直面した状況について分析を行うことができる。

労働力調査には基礎調査票と特定調査票の2種類の調査票がある。基礎調査票は主に就業状態などを調査する調査票であり、特定の連続する2か月について2年間調査が行われる。特定調査票では、前職や年間の収入見込み、学歴などのバックグラウンドについて調査が行われ、基礎調査が行われる4度のタイミングのうち、最終月において調査が実施される。本分析では、労働力調査の基礎調査票及び特定調査票のミクロデータを活用することで分析を行った。

2.2 COVID-19 下での労働市場について

最初に2020年における、COVID-19の労働市場へのショックの全体像を確認する。図1は、COVID-19下における就業者（休業者除く）、休業者、完全失業者、非労働力人口の規模を示している。図2は、それらについて、平時との比較をするため2020年1月との差分を表している。第1回緊急事態宣言を反映する形で、4月は休業者数が増加し、休業者を除いた就業者数が特に減少した。図2によれば、4月に発出された第1回緊急事態宣言による労働市場へのショックは、労働者数をベースにみると、主に休業者数の増加によって現れたとみられる⁸。第1回緊急事態宣言発令時の4月、5月の後は、休業者数については6月、7月には1月と同水準程度まで回復している。休業者を除く就業者数については9月には1月と同水準まで回復した後、11月にかけて増加している点が確認される。

2.3 休業者の基本的な属性について

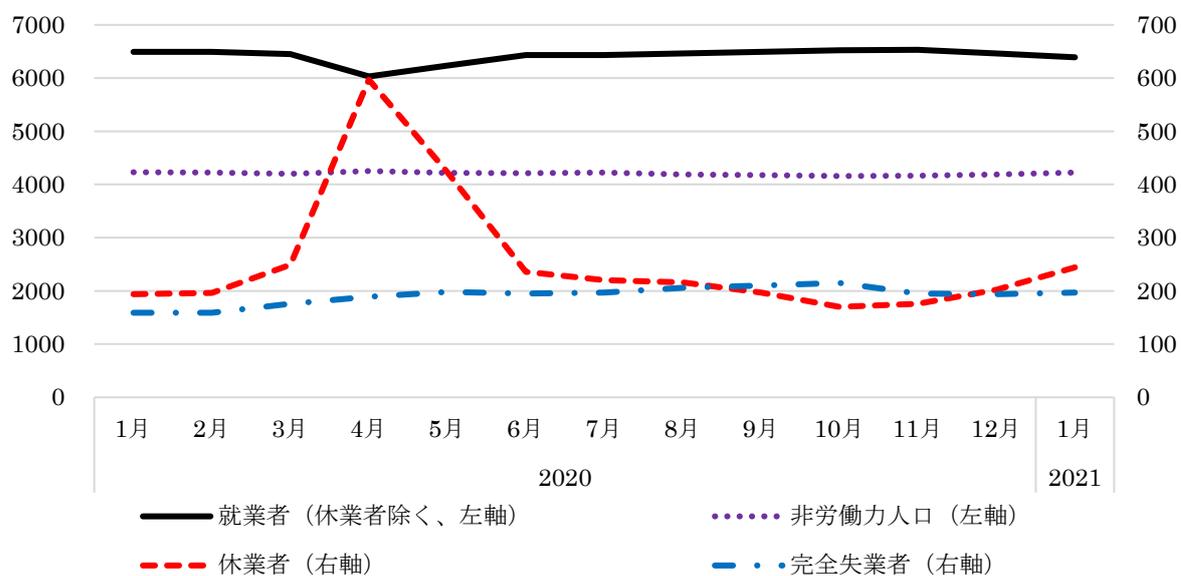
第1回緊急事態宣言下の2020年4月、5月において増加が顕著であった休業者の属性について整理を行う。図3は、2020年1月からの差分を取ることで、増加した休業者の属性（男女別、正規・非正規別、自営業主）を分析したものである⁹。図3からは、休業者の中でも非正規女性の休業者数が4月において著しく増加しており、他の属性と比較しても顕著であることが確認される。

⁸ 本分析は、Fukai et al. (2021) と同様に専ら人数ベースで議論を行っており、労働時間の変化については扱っていない。

⁹ 以下、本稿において「非正規」は、労働力調査において「パート」、「アルバイト」、「派遣社員」、「契約社員」、「嘱託」、「その他」に属する者としている。

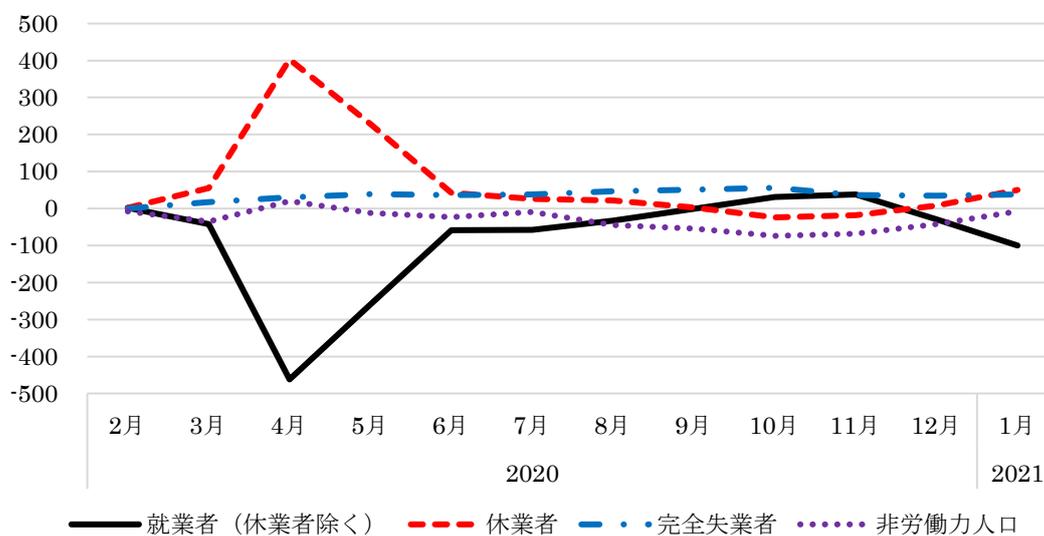
非正規の休業者の属性について詳しくみるため、図4では、4月と5月に休業者した非正規の男女について、年齢層別にその人数を示している。なお、男性については、サンプル数が限られることから、一部の年齢層の幅を広くとっている。図4によれば、非正規女性の休業者については、35歳から54歳の層が最も多く、また男女合わせて最も多い層であったことが分かる。また、図4によれば、非正規男性の休業者については、15歳から24歳の層と65歳以上の層で人数が最も多かった。COVID-19下の非正規雇用者の休業については、年齢階層別にみれば、男女で異なった傾向がみられる。

図1 就業者、休業者、完全失業者の推移（万人）



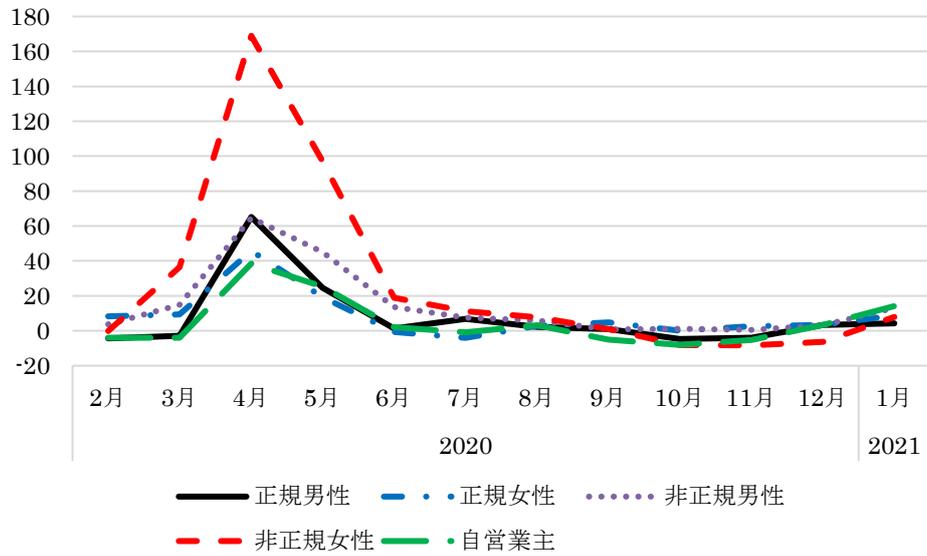
出典：労働力調査。集計にあたっては集計用乗率を使用。

図2 就業者、休業者、完全失業者の推移（万人、2020年1月との差分）



出典：労働力調査。就業者数、休業者数、完全失業者数について2020年1月との差分を計算した。集計にあたっては集計用乗率を使用。

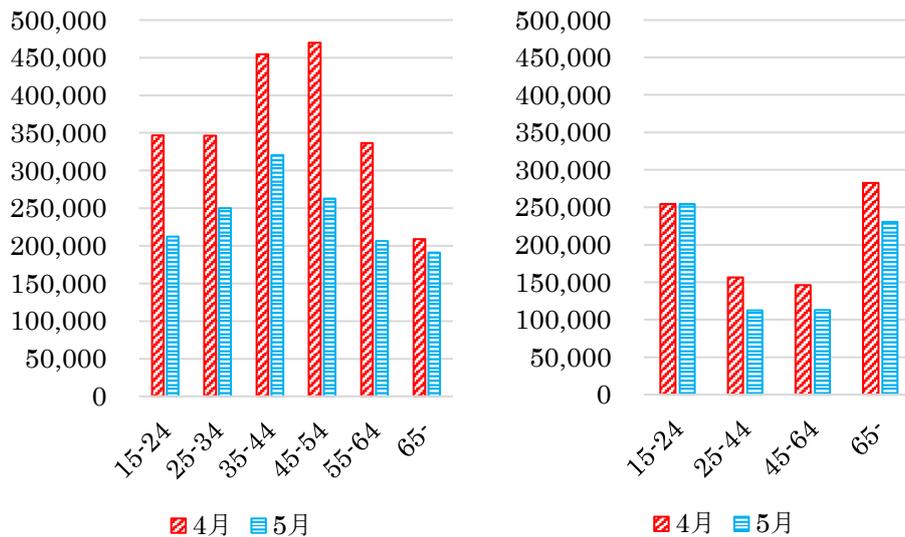
図3 属性別の休業者数の推移（万人、2020年1月との差分）



出典：労働力調査。各属性の休業者数について2020年1月との差分を計算した。以下、本稿において「非正規」は、労働力調査において「パート」、「アルバイト」、「派遣社員」、「契約社員」、「嘱託」、「その他」に属する者とした。集計にあたっては集計用乗率を使用。

図4 非正規の休業者数（人、年齢階層別）

左：女性、右：男性



出典：労働力調査。集計にあたっては集計用乗率を使用。

2.4 休業者が増加した背景について

2020年4月の労働ショックは主に非正規女性により吸収されたことが図3から示された。非正規女性の休業者が増加した背景については、Kikuchi et al. (2021)と周(2021)が分析しており、彼らは要因として女性雇用者が多い対面的サービス業が影響を受けたことや、非正規雇用者が雇用調整の対象となりやすい点などを挙げている。ここでは、こうした点について、改めて労働力調査からデータの整理を行う。

図5は非正規女性の休業者の増加が、どの産業によって説明されるかを示している。具体的には、各産業について2020年1月と、4月、5月を比較した休業者の増分を算出、総計し、各産業についての割合を計算の上、4月における上位5業種を抽出している。計算式は以下のとおりである。

$$r_j = \frac{\Delta_j}{\sum_s \Delta_s}$$

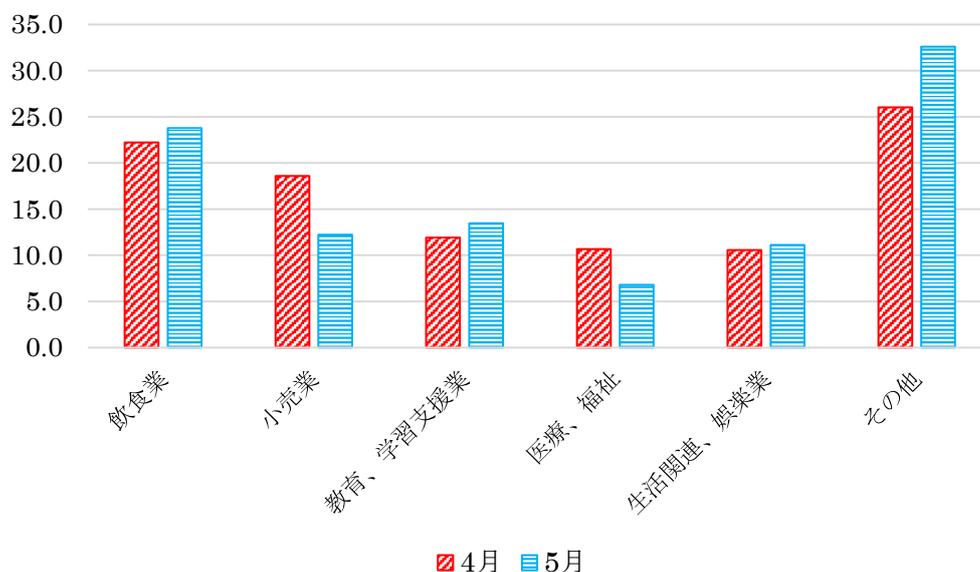
ただし、 j は各産業、 Δ_j は2020年1月から比較した産業 j の非正規女性の休業者の増分、分母は全産業での増分の合計であり、 r_j は産業 j の説明分である（したがって、全産業を合わせれば1になる）。

図5によれば、非正規女性の休業者の増加の約7割が上位5業種で掲げられたサービス業によって説明されることが分かる。COVID-19ショックはパンデミックショックであることから、対面的サービス業に対して影響が大きかった。特に、飲食業及び小売業によって、非正規女性の休業者の増分の約4割が説明されることが分かる。

図6は、2020年1月時点で非正規女性が属していた上位10業種を示している。図6によれば、非正規女性は、小売業、医療、福祉業、飲食業、教育、学習支援業などの対面的サービス業に多く従事していたことが分かる。したがって、Kikuchi et al. (2021)や周(2021)が指摘するように、もとより非正規女性が対面的サービス業に多く従事しており、こうした業種がCOVID-19ショックを受けたことから、非正規女性の休業者が増加したと考えられる。

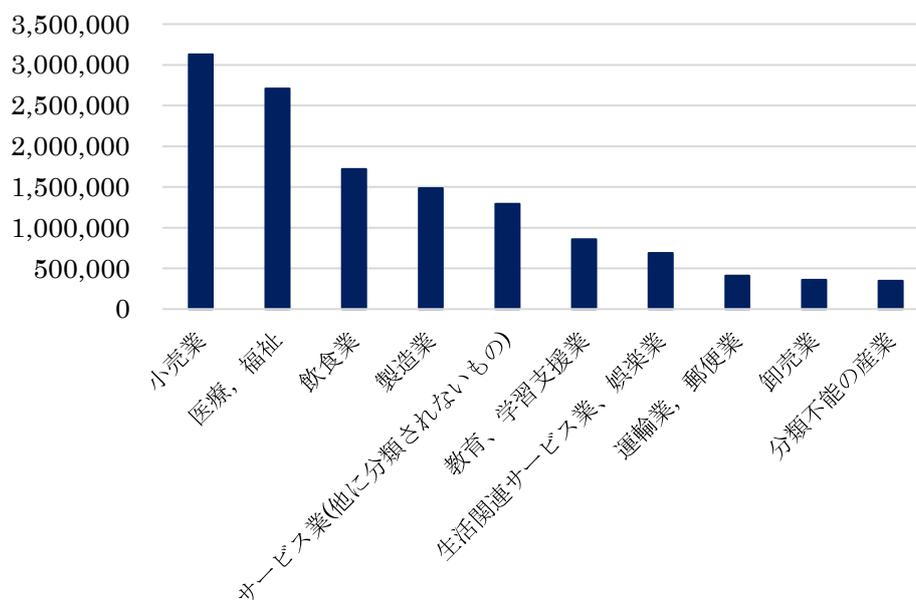
図7と図8は非正規男性について同様の分析を行った結果である。図7によれば、非正規男性についても非正規女性と同様に、特に対面的サービス業において休業者が増加したことが分かる。図8は、2020年1月時点で非正規男性が属していた上位10業種を示している。非正規男性についても、もとより多くが対面的サービス業に従事していたことが分かる。非正規男性は特に製造業に多く従事しており、休業者の増加の中でも製造業が1割程度の説明力を持つ点が非正規女性とは異なる。図6と図8を比較すると、非正規女性の方が非正規男性よりもこうした対面的サービス業により多く従事していることが分かる。このため、非正規女性の休業者が非正規男性と比較して特に増加したと考えられる。

図5 非正規女性の休業者の増分（%、産業別）



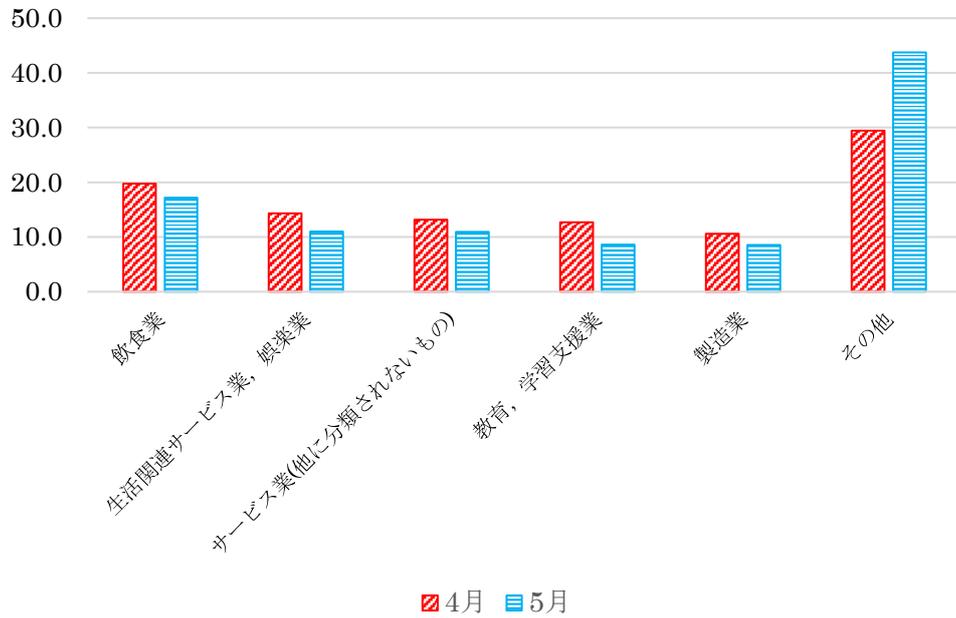
出典：労働力調査。各業種について非正規の女性の休業者数の2020年1月との差分を計算。その後、増分の上位5業種（4月時点）について、増分の総計に占める割合を計算した。5月についても、同じ産業を対象にして分析を行った。集計にあたっては集計用乗率を使用。

図6 非正規女性の属する産業 上位10業種（人、2020年1月）



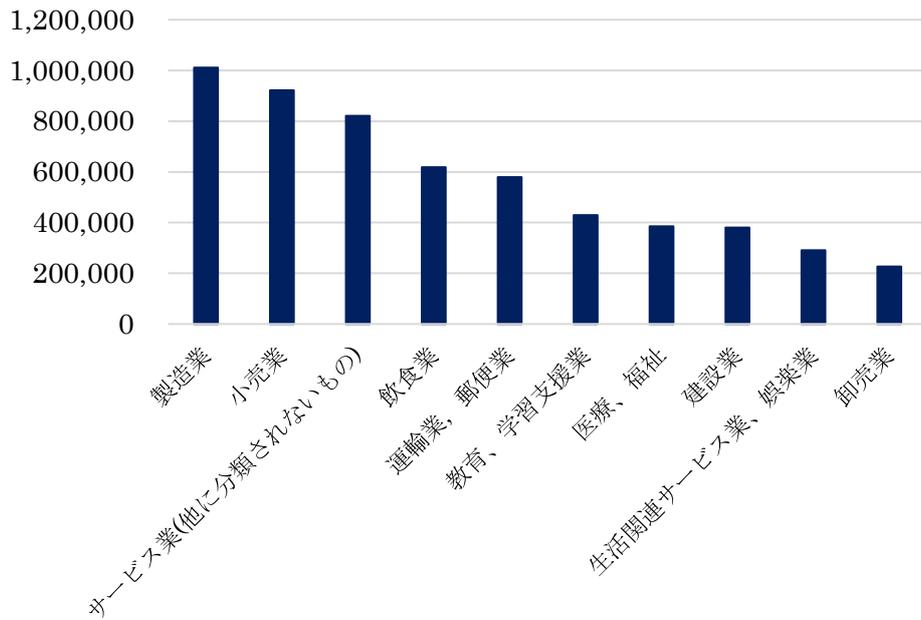
出典：労働力調査。集計にあたっては集計用乗率を使用。

図7 非正規男性の休業者の増分（%、産業別）



出典：労働力調査。各業種について非正規の女性の休業者数の2020年1月との差分を計算。その後、増分の上位5業種（4月時点）について、増分の総計に占める割合を計算した。5月についても、同じ産業を対象にして分析を行った。集計にあたっては集計用乗率を使用。

図8 非正規男性の属する産業 上位10業種（人、2020年1月）



出典：労働力調査。集計にあたっては集計用乗率を使用。

2.5 非正規女性の休業者の配偶状況について

休業した非正規女性の配偶関係について整理をする。既に記したように、配偶関係は家計において収入リスクをシェアする要因となり得る。以下では、25歳未満の年齢層では有配偶者のデータが限られることから、主に25歳以上を分析の対象とする。

図9は、2020年1月、4月、5月について、休業している非正規女性の有配偶割合を計算したものである。図9によれば、4月、5月において、25歳から64歳の現役層では約7割が有配偶者であった。年齢層別に分析すると、35歳から54歳の層の休業者のボリュームゾーンでは約8割が有配偶であり、55歳から64歳の層においても約7割5分が有配偶となっている。特徴的であるのが、25歳から34歳の若年層であり、有配偶率は約5割と、これらの中年層と比較して低くなっている。1月の時点では約9割であった点と比較すると、顕著に減少している点も特徴的である。

図10は、1月と比較して、どの程度非正規女性の休業者が増加したのかを、配偶関係・年齢層別に示している。図10からは、非正規女性の増加は、有配偶者については、35歳から54歳の層での増加が顕著であったことが分かる。一方、無配偶者の中では、(15歳から24歳の層を除けば)25歳から34歳の休業者の増加が著しい。25歳から34歳の層については、無配偶者が有配偶者よりも相対的に多く増加しており、結果として、25歳から34歳の休業者の有配偶率が減少したと考えられる。

こうした背景について分析するため、図11では(図5で掲げた)サービス5業種とその他の業種、そしてこれら全体について、25歳から64歳の現役世代を対象に1月時点の非正規女性の有配偶率を示している。図11によれば、サービス5業種及び全体について、有配偶率は、もとより7割から8割程度であったことが分かる。休業が特に増えたサービス5業種とそれ以外の業種で非正規女性の有配偶率に大きな差は確認されない。図11からは、図9における約7割の有配偶率は、COVID-19前からの傾向が反映されたものであると推察される。

なお、配偶関係のみでなく、親との同居も収入リスクをシェアする要因となり得ると考えられる¹⁰。若年層を対象に推定を行うと、2020年4月に休業した無配偶の25歳から34歳の非正規女性のうち、53%が親と同居をしていた。したがって、25歳から34歳の若年層の非正規女性の休業者は、中年層と比較して有配偶率が低いものの、4月については約8割が配偶者もしくは親と同居している試算となる¹¹。

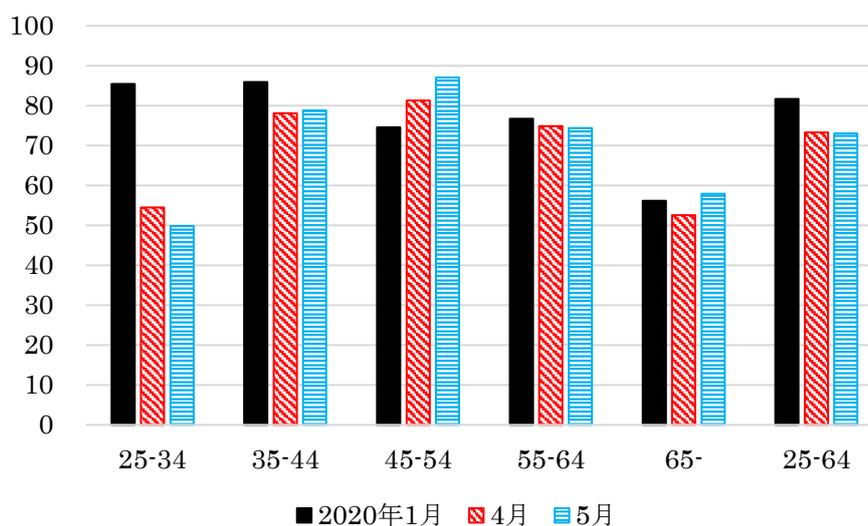
最後に、15歳から24歳の年齢層については、上述のとおり、有配偶者のデータが限定的であるため個別に有配偶率は試算しないが、当該年齢区分の非正規女性のう

¹⁰ 例えば、子が同居に際して生活費を一部支払っているが、子の収入ショックの際には親が全て支払うなどの可能性が考えられる。

¹¹ 5月についても約5割が親と同居しており、結果として約7割が配偶者もしくは親と同居している試算となる。

ち、有配偶もしくは無配偶かつ親と同居している者の割合を推計すると、4月は約7割となる¹²。

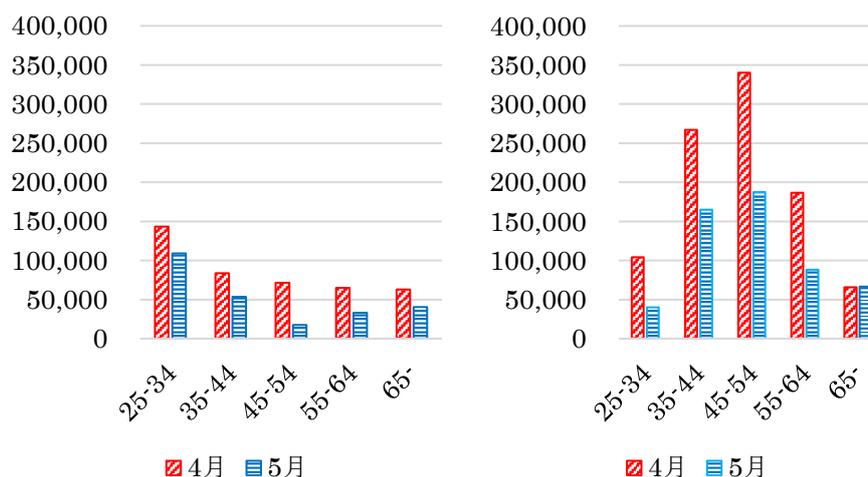
図9 休業した非正規女性に占める有配偶者の割合（%、年齢階層別）



出典：労働力調査。2020年1月、4月、5月について集計した。集計にあたっては集計用乗率を使用。

図10 休業した非正規女性の増加分（人、2020年1月との差分）

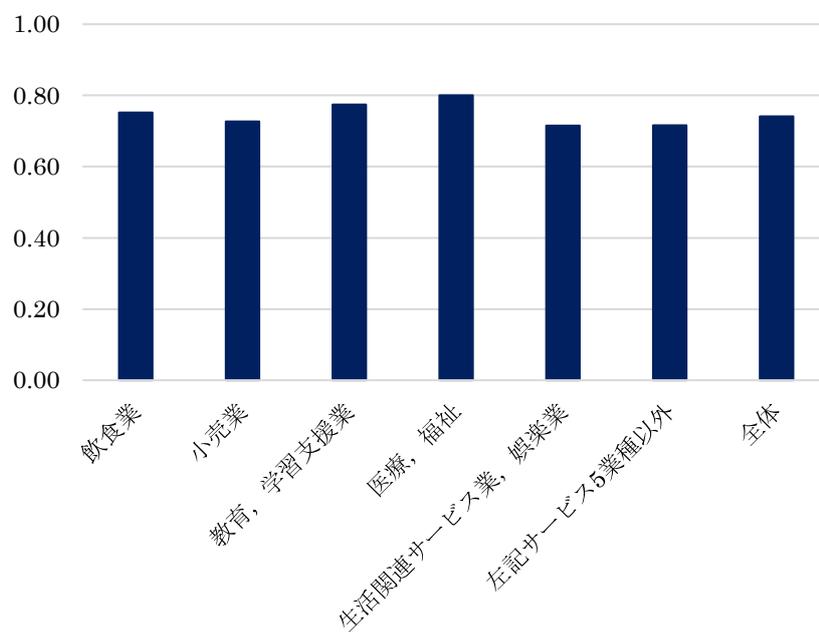
左：無配偶、右：有配偶



出典：労働力調査。年齢別に非正規女性の休業者数を集計し、2020年1月との差分を計算した。集計にあたっては集計用乗率を使用。

¹² 5月については約6割が有配偶もしくは、無配偶かつ親と同居している。

図 11 非正規女性の有配偶割合（2020年1月、割合）



出典：労働力調査。集計にあたっては集計用乗率を使用。25歳から64歳の現役世代を対象に分析した。

2.6 非正規女性の収入状況について

2020年4月、5月に特に休業者が増加した非正規女性は、どのような収入環境にあったと推察されるだろうか。ここでは、非正規女性の収入環境について配偶関係の観点を踏まえて整理をする。最初に無配偶の非正規女性、次に有配偶の非正規女性についてデータの整理をする。

図12は2020年1月時点の非正規女性の（労働力調査における）「この1年間の収入」を示しており、毎月の給料や残業手当、期末手当等を含めた1年間の税込みの収入総額を示している¹³。なお、ここでは在学者は除き、かつ65歳未満の者を対象として推計をした。図12によれば、非正規女性のうち、有配偶の女性については、50万から149万円の範囲に分布が集中している。これは、いわゆる「103万円の壁」などの税制上の措置に対応したものであると考えられる。一方、無配偶の非正規女性については、こうした傾向は明確には確認できない。

図13は図5で示したサービス5業種に従事する者について、その分布を示している。図12と比較すると、有配偶、無配偶ともに、同様の分布の形状をしていることが確認される。

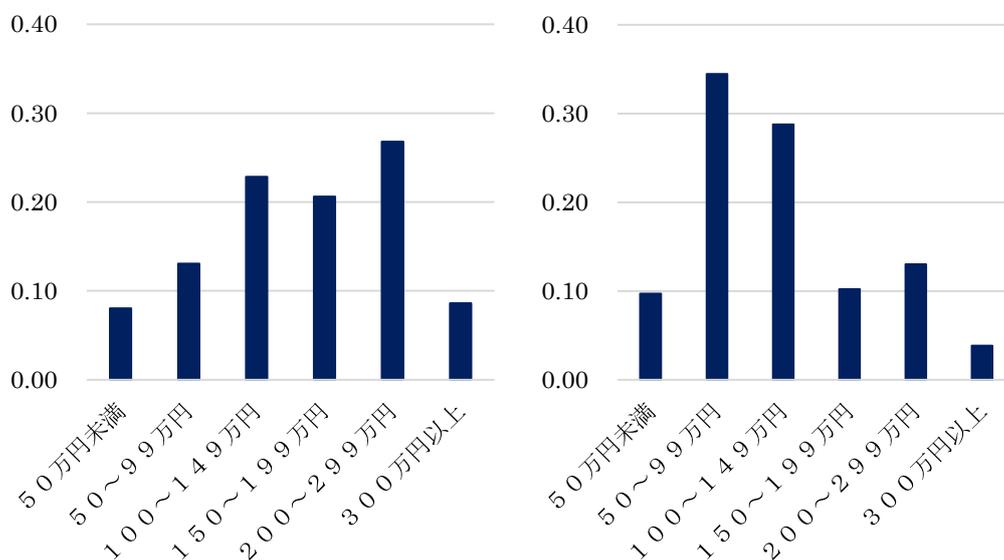
無配偶の非正規女性の収入については、特に200万円未満の者の割合が、図12でみた際に約6割5分、図13でみた際に約7割となっている。また、300万円未満の者は、図12でみた際に約9割、図13でみた際に約9割5分となっている。仮に1か月の間無給で休業をしたとすれば、図12と図13で示されているような年収のうち、単純に計算をすれば、約1/12（約8.3%）を失うと推定される。また、無配偶の非正規女性のうち2020年4月に休業状態であった者について分析すると、平均は、一定の仮定のもとで計算を行うと約130万円となる¹⁴。当該推計はCOVID-19の影響下のものであるため一定の留意が必要ではあるが、休業ショックは無配偶の非正規女性の中でも高所得者に限らず影響が及んだことが推察される。

¹³ 労働力調査の「この1年間の収入」では、「毎月の給料、賃金、残業手当、チップなどのほか、期末手当やボーナスなども含めたこの1年間における仕事からの収入総額（税込み）」が調査されている。自営業の場合は営業利益が記入されており、また、この1年間に仕事を変えたり、新たに仕事についた人は、今の仕事についた時から現在までの実績をもとにして、1年間の収入額を見積もって回答をする。（この時、前の仕事からの収入は含めない。）なお、年期や保険などの給付金や、財産収入などは、仕事からの収入でないため含まれない。

¹⁴ 労働力調査では実額でなく、収入がどのカテゴリーに属するかによって回答することから、「aからb万円」の場合はaとbの平均額をその者の収入として計算している。「1500万円以上」は1500万円としている。これについて、集計用乗率を用いて加重平均をして、平均値を推計した。

図12 非正規女性の「この1年間の収入」の分布（2020年1月）

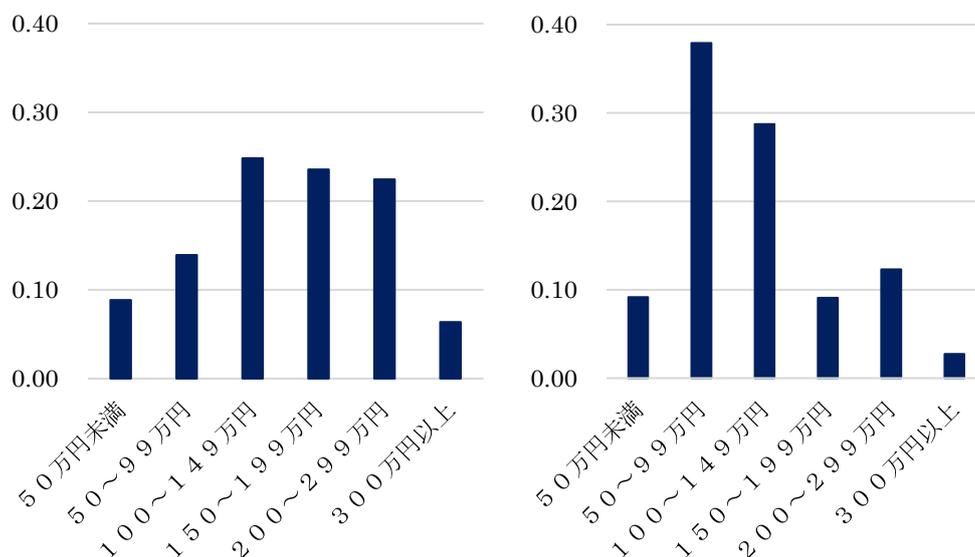
左：無配偶、右：有配偶



出典：労働力調査。集計にあたっては集計用乗率を使用。対象は、学校を卒業済みの者を対象としており、在学中の者は対象に含んでいない。65歳未満の者を対象としている。

図13 非正規女性の「この1年間の収入」の分布（サービス5業種、2020年1月）

左：無配偶、右：有配偶



出典：労働力調査。サービス5業種は、図5に示している5業種。集計にあたっては集計用乗率を使用。対象は、学校を卒業済みの者を対象としており、在学中の者は対象に含んでいない。65歳未満の者を対象としている。

有配偶の非正規女性について考えるにあたっては、配偶者の男性の就業状態や収入が重要である。最初に就業状態の全体像をみるため、表1では、有配偶の非正規女性の配偶者について、その就業状態を2020年1月と4月で比較している。なお、以下の有配偶家計についての分析は、配偶者の男性が65歳未満である家計を対象に行っている。表1から明らかであるように、4月は1月と比較して「就業」（ここでの就業には休業者は含まれない）の割合が減っており、全体としてみれば、有配偶の男性もCOVID-19下において就業上の影響を受けていることが推察される¹⁵。

表2は、2020年4月に休業した非正規女性の配偶者の就業状態を示している。表2によれば、休業した非正規女性の配偶者のうち、非労働力状態である者を除けば、92%が就業状態にあった。また、「休業もしくは完全失業状態」である者のうち、5%ポイントが正規雇用の休業者であったことが分かる¹⁶。

次に収入について整理をする。表3は、有配偶の非正規女性の家計のCOVID-19前（2020年1月）における収入状況を示している。当該分析では、労働力調査における「この1年間の収入」の結果を用いている。男性についてみると、年収が300万から499万の層は全体の31%を占めており、299万以下の層は全体の14%を占めている。また、500万から699万円の層は全体の27%を占めており、700万円以上の世帯は全体の28%を占めている。表3からは、どの層にも一定数の家計が存在するなど、家計収入についての不均一性が見て取れる。

表4は、2020年4月に非正規女性が休業した家計について同様の集計を行ったものである。表3と同じ粒度で分析した場合、データ数が限定的となることから、男性の収入を軸に集計している。男性の収入の分布は、表3のCOVID-19前の分布と似ており、幅広い所得層において影響があったことが推察される¹⁷。（ただし、男性の収入もCOVID-19の影響を受けている可能性に留意する必要がある。）

COVID-19が有配偶の非正規女性の家計に及ぼした影響（労働収入に与えた影響）は、これらの表が示唆するとおり不均一であったと考えられる。有配偶の場合、例えば、男性の年収が250万円でその非正規女性の妻の年収が150万円であり、妻が1か月無給で休業した場合、当該年の収入は、粗い計算をすれば、約3%が失われる試算となる¹⁸。一方、男性の年収が700万円であり同じく非正規女性の妻の年収が150万円である場合は、約1%が失われることになる。なお、表3のサンプルを用いて計算した非

¹⁵ 表1から表4の分析において、集計用乗率は個人単位で推定されるため、計算にあたっては男性と女性の集計用乗率の2種類の計算方法があることに留意する必要がある。ここでは女性側の集計用乗率を用いているが、男性を用いても傾向は大きくは変わらない。

¹⁶ 同様に、世帯主である親（65歳未満）と同居している2020年4月に休業した非正規女性を対象に、その親の就業状態を確認したところ、同じく92%が就業状態にあった。休業者のうち正規がどれだけの割合であったかについては、データ数が限られるため、試算は行わない。

¹⁷ COVID-19以前より休業している者なども含めた集計であるが、4月の有配偶の非正規女性の休業者数は1月（平時）の4倍であるため、COVID-19の影響を相当程度反映していると考えられる。

¹⁸ 男性の収入が250万円である場合は、 $(150 \div 12) / (250 + 150) \approx 0.03$ となる。また、非正規女性の年収が家計の21%を占める場合は、 $21 / (100 \times 12) = 0.0175$ となる。

正規女性の収入が家計の収入に占める割合の平均は約 21%であり、これは周（2021）で推定された 23.8%に近い。この 21%という数字を用いれば、非正規女性の 1 か月の休業により当該年の家計収入の約 1.8%が失われる試算となる¹⁹。

表 1 非正規女性（有配偶）の配偶者の就業状況
(2020 年 1 月)

	業務状況(人)	割合
就業	6,838,160	0.97
休業・完全失業	247,499	0.03

(2020 年 4 月)

	業務状況(人)	割合
就業	6,226,250	0.95
休業・完全失業	335,647	0.05

出典：労働力調査。集計にあたっては集計用乗率を使用。男性の年齢が 65 歳未満である家計を抽出し分析を行った。なお、「就業」とは労働力調査において「おもに仕事」、「通学のかたわらに仕事」、「家事などのかたわらに仕事」と回答した者である。割合は、「就業」と「休業・完全失業」の和に対する割合。

表 2 休業した非正規女性（有配偶）の配偶者の就業状況
(2020 年 4 月)

	業務状況(人)	割合
就業	937,003	0.92
休業・完全失業	78,683	0.08
うち、休業(正規)	52,799	0.05

出典：労働力調査。集計にあたっては集計用乗率を使用。男性の年齢が 65 歳未満である家計を抽出し分析を行った。なお、「就業」とは労働力調査において「おもに仕事」、「通学のかたわらに仕事」、「家事などのかたわらに仕事」と回答した者である。「うち、就業(正規)」は、休業した者のうち、男性が正規で合った者である。割合は、「就業」と「休業・完全失業」の和に対する割合。

¹⁹ 21%の算出にあたっては、労働力調査では実額でなく、収入がどのカテゴリーに属するかによって回答することから、「a から b 万円」の場合は a と b の平均額をその者の収入として計算している。「1500 万円以上」は 1500 万円としている。こうして計算した各家計において非正規女性の収入が占める割合を加重平均して、全体平均を算出した。

表3 非正規女性（有配偶）の家計の年間収入

（2020年1月時点の世帯数、縦軸は男性、横軸は非正規女性、括弧内は全体に対する割合）

（万円）	-99	100-199	200-	計
-299	311,603 (0.05)	394,308 (0.06)	202,670 (0.03)	908,581 (0.14)
300-499	837,008 (0.13)	860,221 (0.13)	382,792 (0.06)	2,080,021 (0.31)
500-699	904,702 (0.14)	677,197 (0.10)	241,682 (0.04)	1,823,581 (0.27)
700-	906,189 (0.14)	643,356 (0.10)	304,974 (0.05)	1,854,519 (0.28)
計	2,959,501 (0.44)	2,575,082 (0.39)	1,132,117 (0.17)	6,666,701 (1.00)

出典：労働力調査。労働力調査における「この1年間の収入」の結果を用いている。集計にあたっては集計用乗率を使用。男性の年齢が65歳未満である家計を抽出し分析を行った。

表4 非正規女性（有配偶かつ休業）の家計の年間収入

（2020年4月時点、縦軸は男性の年間収入、括弧内は全体に対する割合）

（万円）	-299	300-499	500-699	700-
世帯数	147,373 (0.15)	295,935 (0.30)	284,557 (0.29)	268,532 (0.27)

出典：労働力調査。労働力調査における「この1年間の収入」の結果を用いている。集計にあたっては集計用乗率を使用。非正規女性が4月に休業しており、かつ、男性の年齢が65歳未満である家計を抽出し分析を行った。

2.7 COVID-19 下における非労働力化について

次に、COVID-19 下における非労働力化の特徴について分析を行った。図 14 は非労働力人口について、2020 年 1 月との差分を計算したものである。図 14 によれば、非労働力化は主に 4 月に生じている。4 月は新年度の初めであり、就労状況の変化の多い月であるため、4 月に顕著に表れる非労働力化が COVID-19 にどこまで起因するのかの判断は留意が必要であるが、2014 年より 2019 年の直近 5 年間はいずれも当年 1 月比で 4 月に非労働力人口が減少しており、2020 年 4 月の非労働力化は COVID-19 下の一つの特徴である。ただし、その後のトレンドは減少傾向にあり、規模としても休業者の増加に比べれば小さく、短期的な現象にもみられる。

どのような属性の者が非労働力化したのか。非労働力化には就業状態、完全失業状態、非労働力状態からの推移の 3 つの経路があり、これを厳密に分析するためには、同一の個人について分析をすることが望ましい。労働力調査では同一の個人について 2 ヶ月連続で調査を行うため、連続した月のデータをマッチングすることにより、就業状態の変化を観察することができる。これを用いれば、非労働力人口が急増した 2020 年 3 月と 4 月の間で、どのような個人が非労働力化したのかを分析することができる。

図 15 は 3 月から 4 月にかけて非労働力化した者のうち、非正規雇用者が所属していた産業について、その割合を計算したものである。非労働力化した人口が多い上位 5 業種を抽出している。図 15 によれば、飲食業と小売業が 4 割を占めており、休業者と同様の傾向がある（図 5 と同様の傾向が見て取れる）。

表 5 は 2020 年 3 月から 4 月にかけて非労働力人口へ移動した者の属性別の推計値を表している。以下では、25 歳から 64 歳の現役世代を対象に分析を行っている²⁰。表 5 によれば、3 月から 4 月にかけて就業状態から非労働力人口に最も移動したのは女性の有配偶者であった。女性の有配偶者は当該移動のうち約 6 割を占める。また、男女を合わせれば、有配偶者の割合は約 7 割 5 分となる。

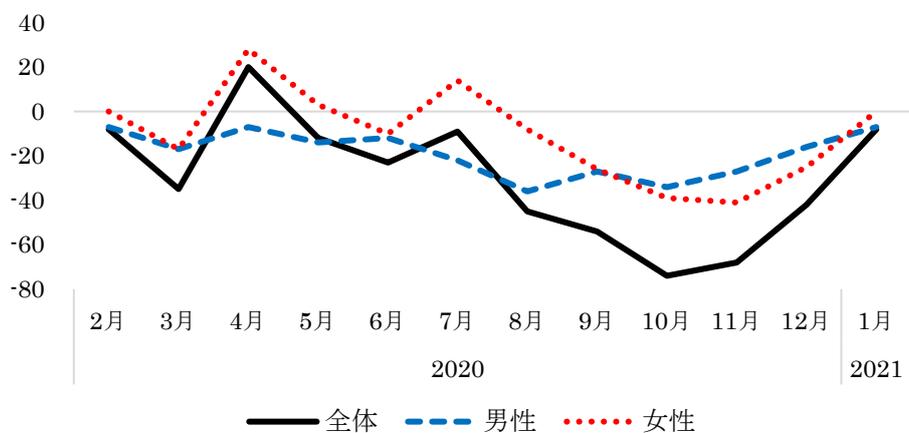
表 6 は男女別と、正規・非正規に分けて、就業状態から非労働力人口に移った者を分析した結果である。表 6 では、正規雇用者と非正規雇用者であった者に限って分析を行っている（したがって、表 5 の 1 行目の計と規模が異なる）。表 6 によれば、就業状態から非労働力人口に移動した者のうち、非正規女性が全体の約半数を占めていたことが分かる。男女を合わせると、就業から非労働力人口へと移動した者の約 6 割 5 分が非正規雇用者であった。

最後に、表 5 と表 6 で見られた傾向を同時に確認するため、単純な回帰分析を行った。サンプルを 3 月に就業していた労働者に限り、従属変数として 4 月に非労働力人口か否かを表すダミー変数を、独立変数として配偶者の有無のダミー変数（無しがベース）、非正規か正規かのダミー変数（正規がベース）、それらの交差項を設定し回帰

²⁰ 在学者の影響を除き、現役世代を対象とするため、25 歳から 64 歳を対象としている。

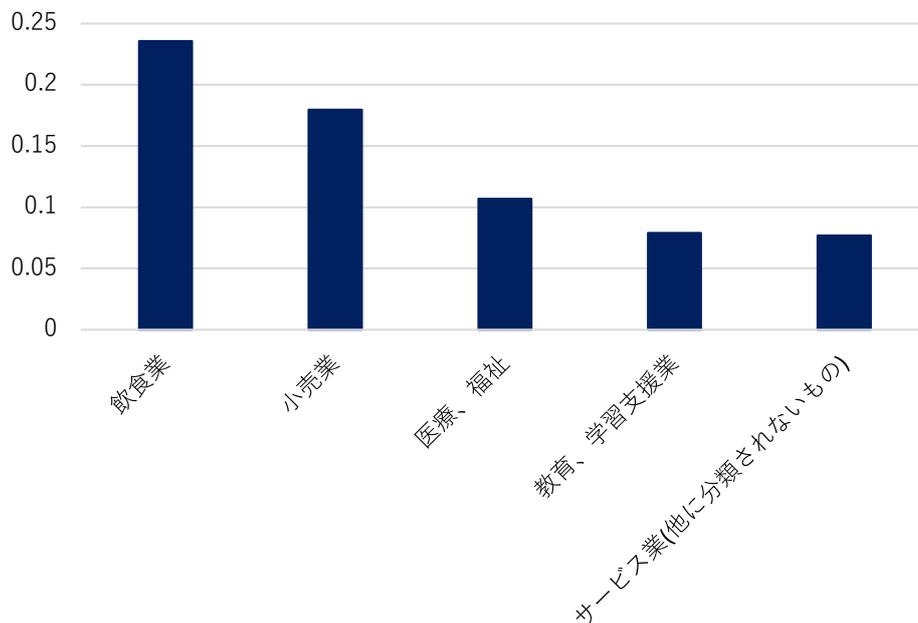
を行った。男性と女性に対して、別々の回帰分析を行っている。表7が結果をまとめたものである。女性について、有配偶者ダミーが1%水準で有意になっており、限界効果をみると、配偶者の有無で3%ポイントほど非労働力化への転移確率に差がある。また、非正規ダミーについても10%水準で有意である。これは表5や表6で見られた傾向と一致する。加えて、結果の頑健性を確認するため、年齢ダミーを入れた分析も行っている。女性の有配偶ダミーや非正規ダミーについては表7と同様の結果となっており、頑健性が推察されている。

図 14 非労働力人口の推移（万人、2020年1月からの差分）



出典：労働力調査。集計にあたっては集計用乗率を使用。

図 15 2020年3月から4月にかけて非労働力化した者（非正規雇用）が属していた産業（割合）



出典：労働力調査。2020年の3月と4月の両方において回答している者をマッチングして集計。非労働力化した人口が多い5業種を抽出した。集計にあたっては4月の集計用乗率を用いた。

表5 2020年3月から4月にかけて非労働力化した者（25-64歳）の人数の推計値
 （「就業から非労働力」の括弧内は計に対する割合）

	男性 有配偶	男性 無配偶	女性 有配偶	女性 無配偶	計
就業から 非労働力	66,185 (0.12)	85,763 (0.16)	347,244 (0.63)	49,882 (0.09)	549,074 (1.00)
失業から 非労働力	12,507	36,521	47,026	45,346	141,401
非労働力から 非労働力	398,895	1,228,354	5,539,657	1,134,669	8,301,575

出典：労働力調査。2020年の3月と4月の両方において回答している者をマッチングして推計。就業、失業、非労働力は労働力調査における定義を用いている。集計にあたっては、①最初に3月と4月の両方に回答している家計を抽出し、4月の集計用乗率を用いて総計を算出（全年齢で行う）。②その後、4月の全体の集計用乗率の和と①で算出した集計用乗率の和を計算し、その比を推計。推定された比は2.035であり、①の対象は全サンプルの半分程度となっており、これは労働力調査の標本設計方法と整合的であると言える。その後、上記の区分について年齢を25歳から64歳に絞って集計した後、推定された比を掛け合わせることで、規模を全体へと膨らませた。

表6 2020年3月から4月にかけて非労働力化した者（25-64歳）の人数の推計値
 （括弧内は計に対する割合）

	男性 正規	男性 非正規	女性 正規	女性 非正規	計
就業から 非労働力	46,268 (0.11)	45,769 (0.11)	94,878 (0.23)	217,949 (0.54)	404,863 (1.00)

出典：労働力調査。2020年の3月と4月の両方において回答している者をマッチングして推計。推計方法は表5と同様である。

表7 2020年3月から4月への就業から非労働力人口化への転移確率

	男性		女性		
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	
有配偶ダミー	-0.1769	0.1371	1.6882	0.3585	***
非正規ダミー	0.1928	0.3481	0.8085	0.4255	*
有配偶ダミー × 非正規ダミー	0.5904	0.5607	-0.6731	0.6006	
定数項	0.3722	0.1239	0.5263	0.1856	***
N	9091		7403		
R-squared	0.0012		0.0029		
限界効果					
有配偶 (無配偶に対して)	-0.1092	0.1365	1.3627	0.2976	***
非正規 (正規に対して)	0.5916	0.3177	0.3553	0.3175	**

労働力調査の個票データを用いた OLS 推定結果。サンプルは3月時点で就業していた25歳からの64歳の労働者で、4月の調査とマッチできる者。係数と標準誤差は推定値に100を掛けており%ポイント変化を表す。標準誤差は heteroscedasticity robust standard error。***1%水準で有意、** 5%水準で有意、* 10%水準で有意であることを示す。

2.8 完全失業者の動向について

以下では、COVID-19 下における完全失業者の特性について分析を行った。なお、ここでの完全失業者の定義は、労働力調査の定義に従っている。

図 16 は完全失業者について、2020 年 1 月との差分を示している。完全失業者は、1 月以降増加傾向にあり、10 月には 1 月から約 57 万人増加した。休業者が 4 月に顕著に増加していた点と比べ、完全失業者の増加のペースは緩やかである。

図 17 では、完全失業者の 2020 年 1 月からの差分を配偶者の有無別に示している。4 月から 10 月にかけて、前者は横ばいで推移した一方、後者は増加傾向にあることが分かる。結果として、第 1 回緊急事態宣言前の 3 月からピークである 10 月までの完全失業者の増加の約 8 割 5 分は、配偶者がいない求職者の増加によって説明される。また、無配偶者のうち、親と同居している者（15 歳から 44 歳）の割合を図 18 で示した。年齢層別によって動きに違いがあるものの、1 月と同水準で推移しているように見て取れる。

図 19 では配偶の有無別、男女別の完全失業者数の 2020 年 1 月からの差分を示している。男女共に COVID-19 下において無配偶者が有配偶者を上回る傾向がみられるが、特に男性でその傾向が顕著である。こうした傾向は、非正規女性の動向が目立った休業や非労働力化とは異なる。

図 20 では、完全失業者の増加について、2020 年 1 月からの差分を年齢層ごとに示している（20 歳から 64 歳以下を対象として分析した。）最も増加が顕著であった無配偶の男性については、20 代から 40 代のいずれにおいても増加がみられる。各年齢層のものの水準を確認するため、図 21 では、2020 年 1 月時点の各年代の完全失業者数の水準を示している。無配偶者については、男女共に、年齢が低いほど完全失業者が高い傾向がある。

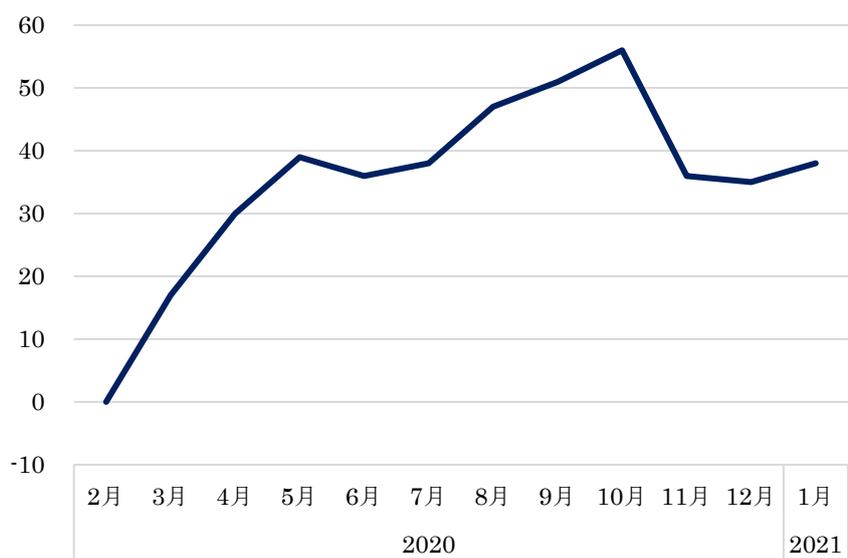
最後に、配偶の有無の観点から、COVID-19 下における失業確率の増加の差について検証を行った。具体的には、各月の 2020 年 1 月との失業確率の差分を推計した。従属変数として各月に完全失業者か否かを表すダミー変数を、独立変数として配偶者の有無を示すダミー変数、各月のダミー変数、それらの交差項を設定し男女別に回帰分析を行い、1 月との失業確率の差を計算している。分析対象は、25 歳から 64 歳の現役世代である。ただし、ここでの失業確率は、完全失業者でない者に休業者や非労働力人口を含んでいるため、労働力調査における完全失業率とは異なることに留意が必要である。

図 22、図 23 では、縦軸に 2020 年 1 月を基準とした各月の失業確率の差を示している（表 8 が線形回帰の結果）。結果として、男性は 5 月までは無配偶と有配偶で有意な差はみられなかったが、6 月以降は各月で有意な差が見られ、無配偶の方が高くなっていた。一方、女性は有配偶と無配偶で、このような有意な差は見られない。また、結果の頑健性を確認するため、年齢ダミー（10 歳毎に区切ったダミー）を含めた分析

も行った。上記の結果に変わりはなく、頑健性が示唆されている。また、当該分析を回答者の年代ごとにも行った（結果は、付表の図 24、図 25、表 9）。特に 40 代の男性で 2020 年 10 月から 2021 年 1 月にかけて、無配偶と有配偶で有意な差が見られ、無配偶の方が高くなっていた。一方、男性の他の世代や女性では、このような顕著な有意な差は見られない。

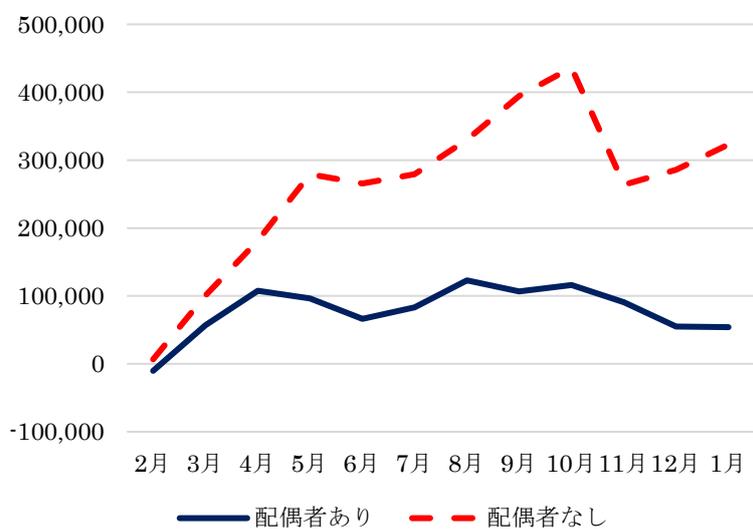
こうした分析の結果として、COVID-19 下の失業については、男性の無配偶者と有配偶者の間で傾向に違いが生じていることが推察される。ただし、その解釈には慎重でなければならない。サーチ理論に従えば、1 つの仮説として、有配偶者と無配偶者の間で留保賃金に差があり、その帰結を観測している可能性がある。例えば、有配偶の男性の世帯主は、家族を養うため早く就業した一方、無配偶者は、より自らの希望に合う職業を求めて就職を留保した可能性も考えられる。また、世代間で、就職時の景況や技能の習熟度合いなどによって、それぞれ労働市場での状況が異なることも考えられ、そうした違いが配偶関係にも反映されている可能性がある。前者の様な摩擦的失業と、後者のような構造的な失業とでは厚生についてのインプリケーションも異なる。他にも様々な要因が考えられ、男性の無配偶と有配偶の間での失業傾向の違いを正確に解釈するためには、より詳細な分析が必要となる。

図 16 完全失業者の推移（2020年1月からの差分、万人）



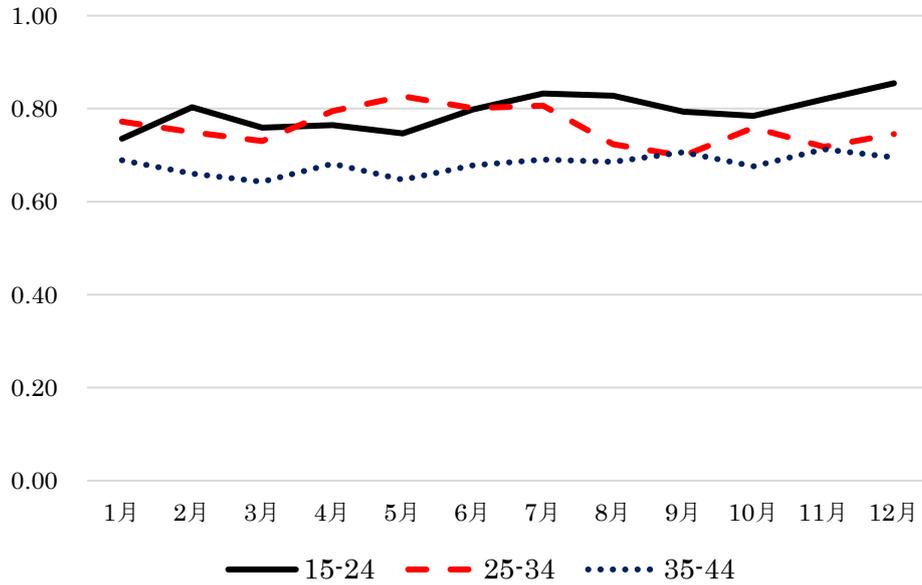
出典：労働力調査。

図 17 完全失業者の推移（2020年1月からの差分、人）



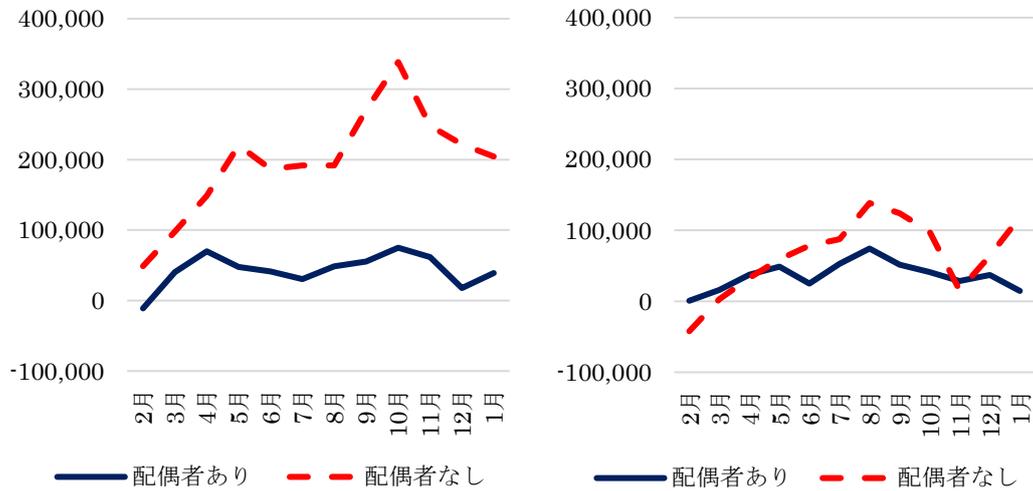
出典：労働力調査。集計にあたっては集計用乗率を使用。

図 18 無配偶の完全失業者のうち、親と同居している者の割合



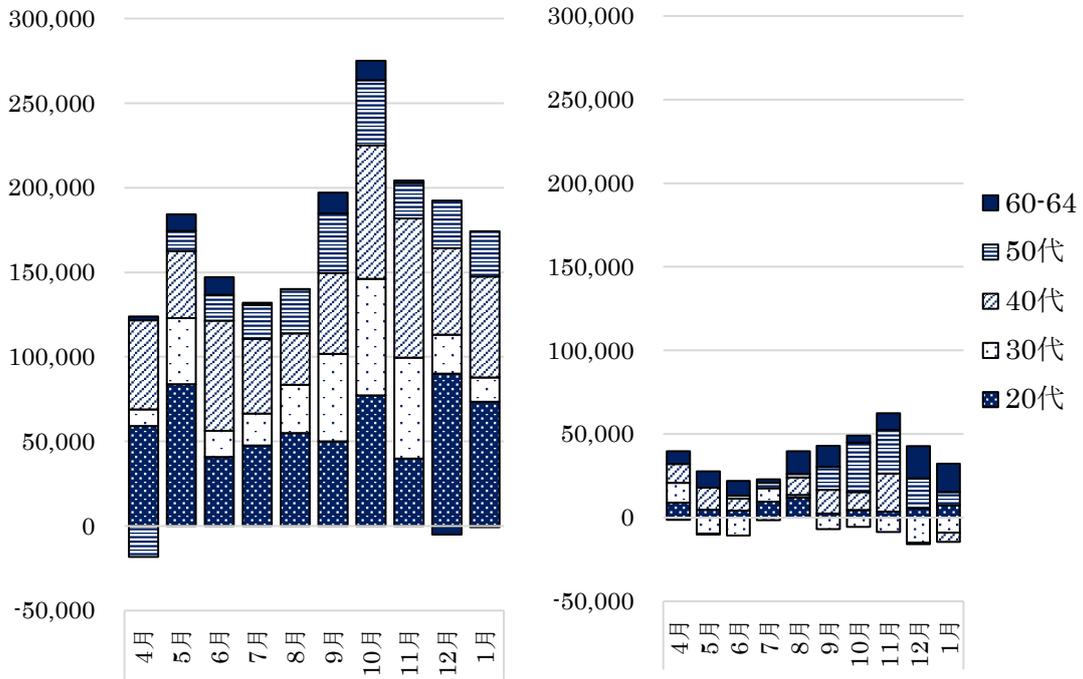
出典：労働力調査。集計にあたっては集計用乗率を使用。

図 19 完全失業者の推移（2020年1月からの差分、人。左：男性、右：女性）

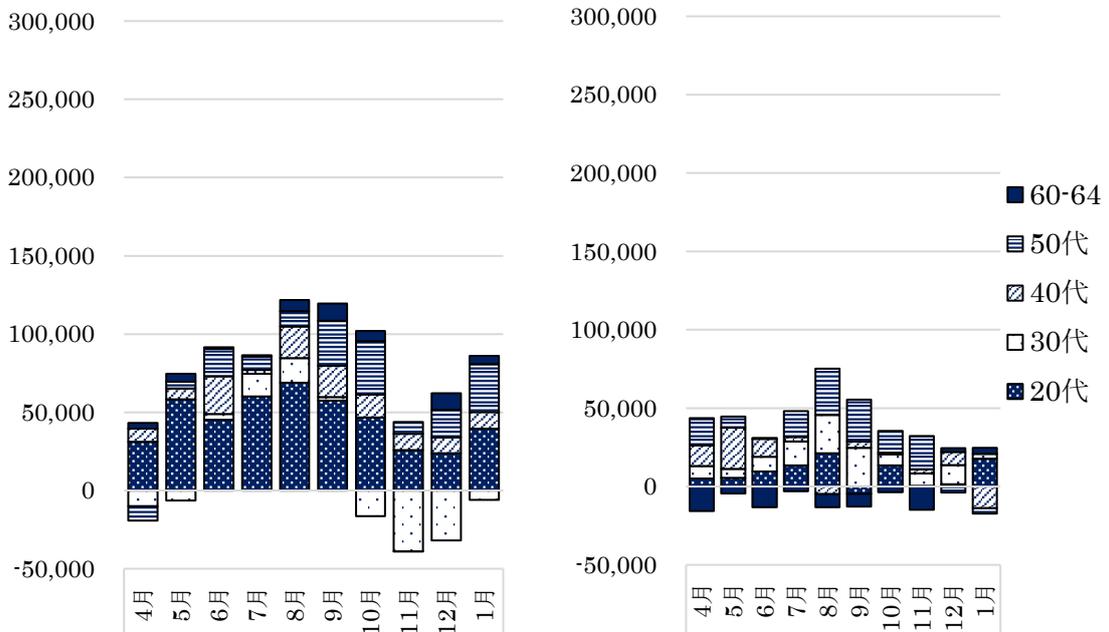


出典：労働力調査。集計にあたっては集計用乗率を使用。

図 20 完全失業者の推移（2020年1月からの差分、年齢層別、人）
（男性：左は無配偶、右は有配偶）

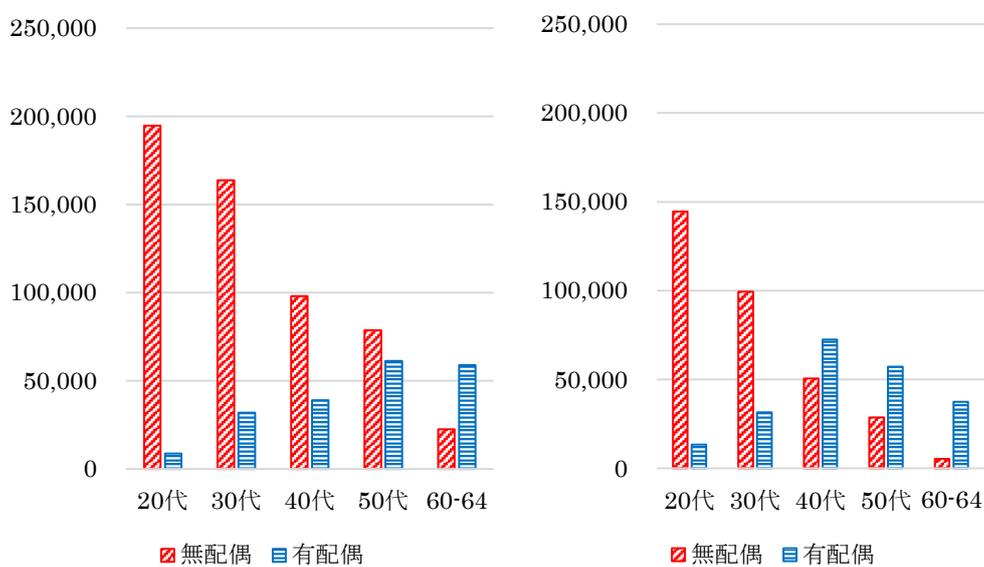


（女性：左は無配偶、右は有配偶）



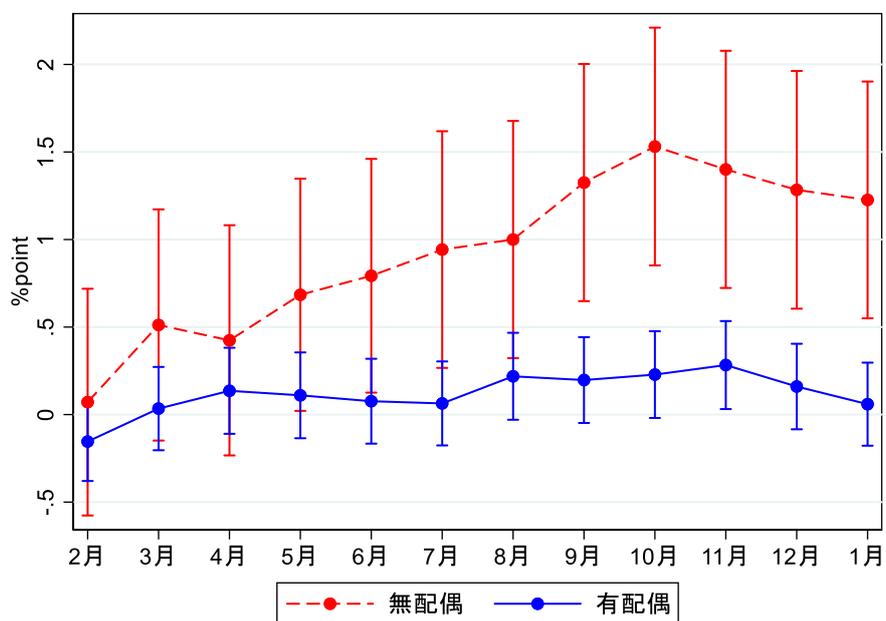
出典：労働力調査。集計にあたっては集計用乗率を使用。

図 21 完全失業者の水準（2020年1月、人。左：男性、右：女性）



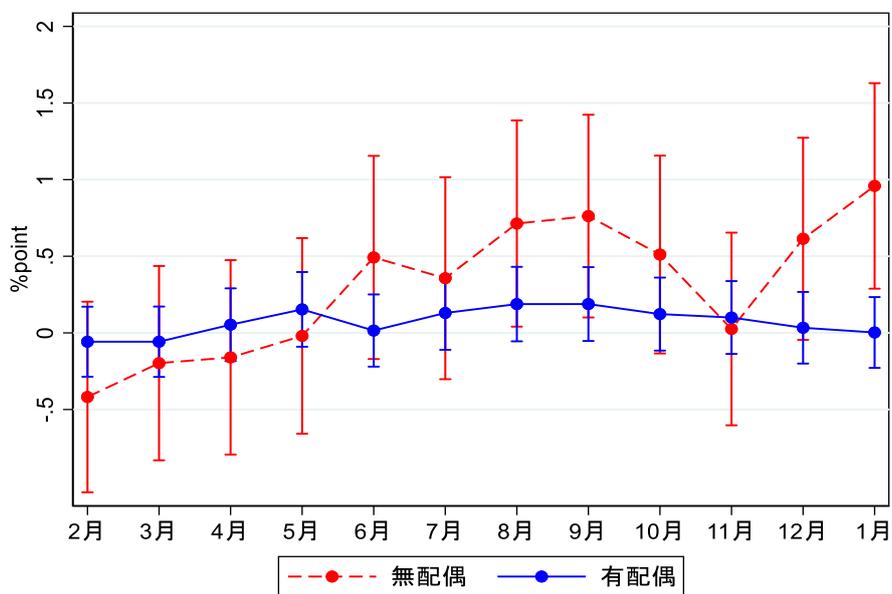
出典：労働力調査。集計にあたっては集計用乗率を使用。

図 22 2020年1月の失業確率との差（男性）



出典：労働力調査。推定にあたっては、集計用乗率は使用していない。(信頼区間：95%)

図 23 2020年1月の失業確率との差（女性）



出典：労働力調査。推定にあたっては、集計用乗率は使用していない。(信頼区間：95%)

表 8 失業確率の推計

	男性		女性		
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	
月ダミー (ベース : 1月)					
2月	0.071	0.330	-0.418	0.317	
3月	0.512	0.337	-0.197	0.323	
4月	0.424	0.335	-0.160	0.324	
5月	0.684	0.338 **	-0.020	0.326	
6月	0.793	0.341 **	0.492	0.338	
7月	0.943	0.345 ***	0.357	0.336	
8月	1.000	0.346 ***	0.714	0.343 **	
9月	1.325	0.346 ***	0.762	0.337 **	
10月	1.531	0.347 ***	0.511	0.329	
11月	1.401	0.346 ***	0.026	0.321	
12月	1.284	0.346 ***	0.614	0.336 *	
1月 (2021年)	1.226	0.345 ***	0.959	0.342 ***	
有配偶ダミー	-3.256	0.248 ***	-2.391	0.245 ***	
有配偶ダミー × 月ダミー					
2月	-0.225	0.350	0.361	0.338	
3月	-0.478	0.358	0.140	0.344	
4月	-0.288	0.358	0.213	0.346	
5月	-0.574	0.361	0.173	0.349	
6月	-0.717	0.362 **	-0.477	0.359	
7月	-0.879	0.366 **	-0.227	0.358	
8月	-0.781	0.368 **	-0.526	0.365	
9月	-1.128	0.368 ***	-0.574	0.359	
10月	-1.303	0.369 ***	-0.389	0.351	
11月	-1.118	0.369 ***	0.075	0.343	
12月	-1.123	0.368 ***	-0.580	0.357	
1月 (2021年)	-1.167	0.366 ***	-0.956	0.362 ***	
定数項	4.243	0.233 ***	3.442	0.231 ***	
N	276,435		273,364		
R-squared	0.015		0.008		

労働力調査を用いた OLS 分析。分析対象は 25 歳からの 64 歳。係数と標準誤差は推定値に 100 を掛けており %ポイント変化を表す。標準誤差は heteroscedasticity robust standard error。***1%水準で有意、** 5%水準で有意、* 10%水準で有意であることを示す。

3. 結語

本稿では、配偶関係の観点から、2020年のCOVID-19下の労働市場および家計についての記述的な分析を行った。配偶関係は、先行研究において指摘されているとおり、収入ショックに対してのリスクシェアリング機能が期待されるため、特に労働市場へのショックが生じているCOVID-19下における経済厚生を考える上では、重要な要素となると考えられる。

本稿を解釈するにあたっては少なくとも4点において留意する必要がある。第1に、本稿では家計資産についての情報を扱っていない。特に単身非正規の休業者の資産がどの水準にあったのかは、より正確にCOVID-19下の経済厚生を理解する上で重要となると考えられる。第2に、配偶者がおらず、親と同居してない場合であっても、親からの金銭的な支援がある可能性が考えられる。したがって、無配偶かつ親と同居をしていないことが、直接的に厚生への減少に繋がるとは決して限らない。第3に、有配偶であれば、リスクシェアリング機能が必ずしも働くとは限らない。個々の夫婦によって状況は異なると考えられ、家庭内の意思決定における夫と妻のパワーバランスはそれ自体、一つの研究分野となっている。最後に、リスクシェアリング機能は配偶者以外でも機能する可能性がある。上記の分析において、一部では親との同居についても分析を行っているものの、例えば兄弟姉妹など、他の親族との同居等によるリスクシェアリングもあり得る。ただし、その際においても、どのような家庭内の意思決定が行われるかは、個々の状況によって異なると考えられる。

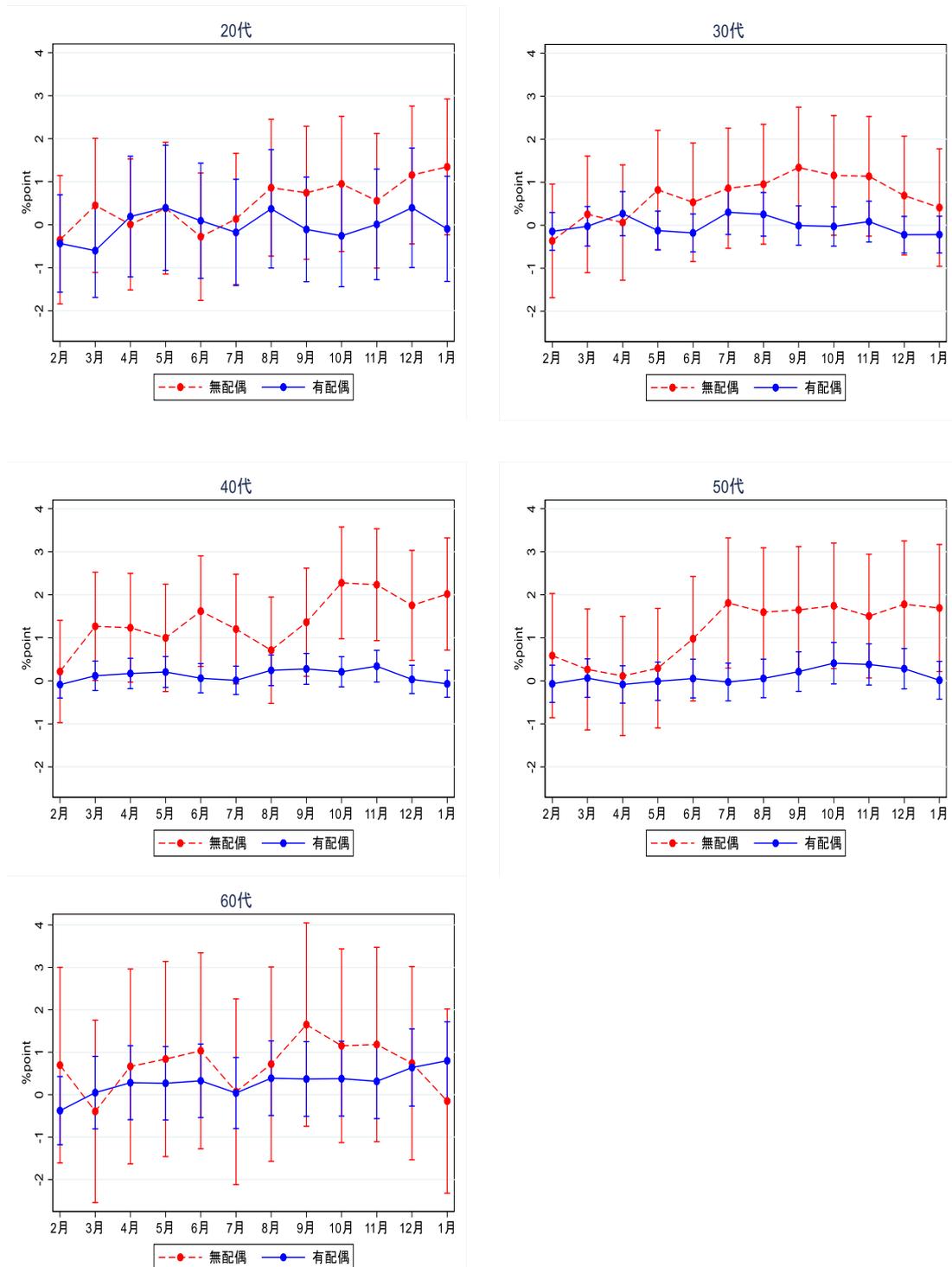
参考文献

- Doepke, M., Tertilt, M., 2016. Families in Macroeconomics. In: Taylor, J.B., Uhlig, H. (Eds.), Handbook of Macroeconomics, vol. 2B. North Holland, Amsterdam, Netherlands, pp. 1789-1891.
- Fukai, T., Ichimura, H., Kawata, K., 2021. Describing the impacts of COVID-19 on the labor market in Japan until June 2020. The Japanese Economic Review 72, 439-470.
- Hoshi, K., Kasahara, H., Makioka, R., Suzuki, M., Tanaka, S., 2021. The heterogeneous effects of COVID-19 on labor markets: People's movement and non-pharmaceutical interventions. Journal of the Japanese and International Economies 63. Article 101170.
- Kikuchi, S., Mikoshihara, M., Kitao, S., 2021. Who suffers from the COVID-19 shocks? Labor market heterogeneity and welfare consequences in Japan. Journal of the Japanese and International Economies 59. Article 101117.

- Ortigueira, S., Siassi, N., 2013. How important is intra-household risk sharing for savings and labor supply? *Journal of Monetary Economics* 60, 650-666.
- Weiss, Y., 1997. The formation and dissolution of families: Why marry? Who marries whom? And what happens upon divorce. In: Rosenzweig, M.R., Stark, O. (Eds.), *Handbook of Population and Family Economics*, vol. 1A. North Holland, Amsterdam, Netherlands, pp. 81-123.
- 周 燕飛、2021. コロナショックと女性の雇用危機. JILPT Discussion Paper 21-09.
- 高橋 康二、2021. 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—. JILPT Discussion Paper 21-04.
- 内閣府、2021. 日本経済2020—2021.

付表

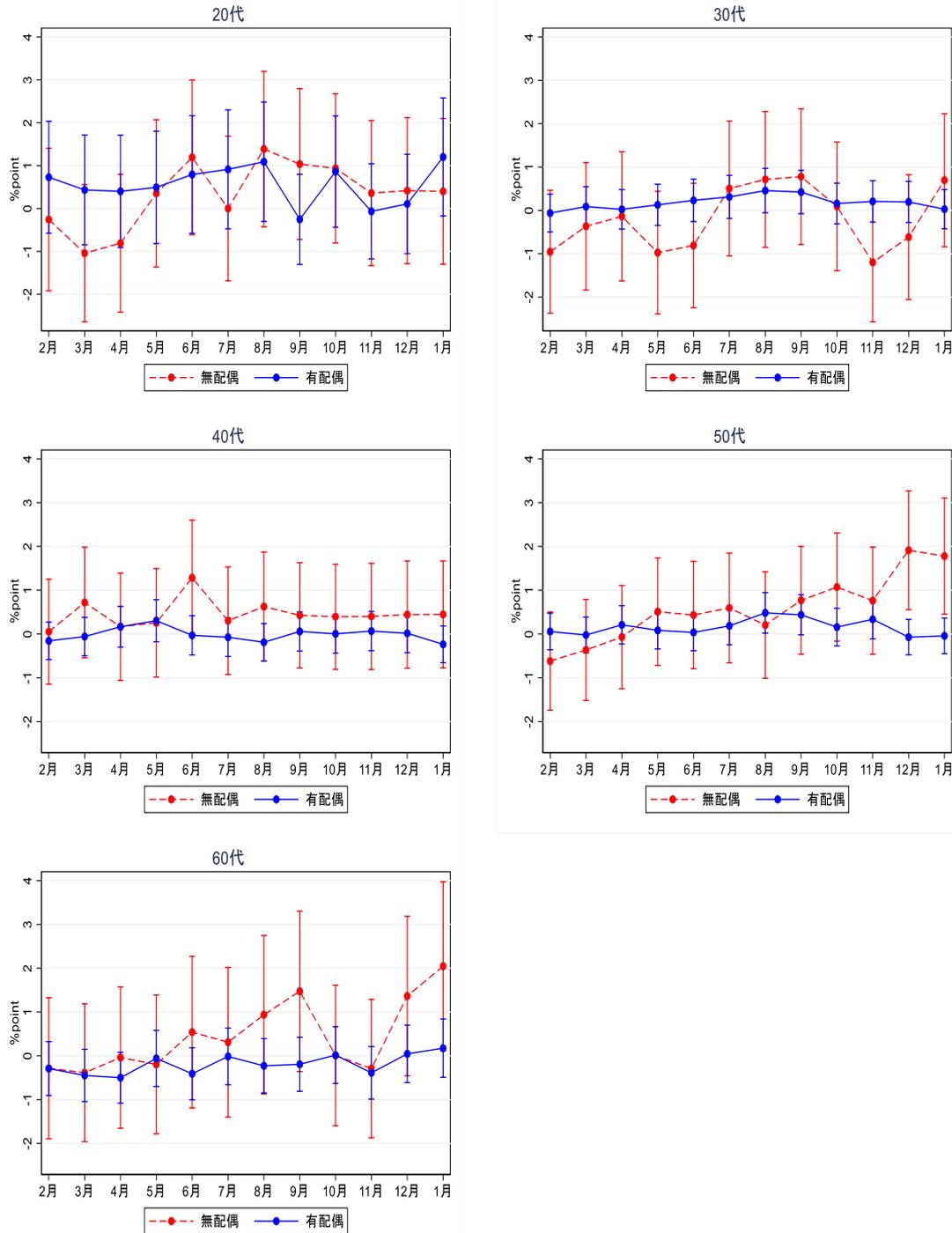
図 24 2020年1月の失業確率との差（男性）



出典：労働力調査。推定にあたっては、集計用乗率は使用していない。(信頼区間：95%)

20代は25歳以上、60代は65歳未満を対象に分析。

図 25 2020年1月の失業確率との差（女性）



出典：労働力調査。推定にあたっては、集計用乗率は使用していない。（信頼区間：95%）

20代は25歳以上、60代は65歳未満を対象に分析。

表9 失業確率の推計（年齢層別）

20代（25～29歳）				
	男性		女性	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
月ダミー（ベース：1月）				
2月	-0.348	0.761	-0.257	0.849
3月	0.450	0.795	-1.043	0.816
4月	0.008	0.777	-0.809	0.820
5月	0.386	0.782	0.352	0.876
6月	-0.277	0.756	1.193	0.921
7月	0.134	0.778	0.001	0.860
8月	0.861	0.811	1.387	0.925
9月	0.744	0.788	1.036	0.897
10月	0.950	0.802	0.937	0.888
11月	0.557	0.798	0.360	0.864
12月	1.157	0.817	0.416	0.869
1月（2021年）	1.346	0.806	0.400	0.868
有配偶ダミー	-3.342	0.721 ***	-3.092	0.732 ***
有配偶ダミー × 月ダミー				
2月	-0.086	0.956	0.986	1.079
3月	-1.051	0.970	1.476	1.045
4月	0.183	1.056	1.210	1.058
5月	0.009	1.078	0.141	1.102
6月	0.371	1.018	-0.400	1.156
7月	-0.311	1.001	0.912	1.114
8月	-0.490	1.073	-0.296	1.167
9月	-0.852	1.003	-1.290	1.046
10月	-1.206	1.004	-0.076	1.108
11月	-0.548	1.033	-0.426	1.033
12月	-0.763	1.082	-0.309	1.051
1月（2021年）	-1.441	1.019	0.802	1.116
定数項	4.380	0.553 ***	4.189	0.605 ***
N	25,128		22,488	
R-squared	0.0079		0.007	

労働力調査を用いた OLS 分析。係数と標準誤差は推定値に 100 を掛けており%ポイント変化を表す。標準誤差は heteroscedasticity robust standard error。***1%水準で有意、** 5%水準で有意、* 10%水準で有意であることを示す。

30代				
	男性		女性	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
月ダミー (ベース:1月)				
2月	-0.364	0.674	-0.955	0.723
3月	0.253	0.691	-0.366	0.750
4月	0.062	0.684	-0.138	0.761
5月	0.821	0.707	-0.973	0.722
6月	0.534	0.703	-0.810	0.733
7月	0.860	0.712	0.505	0.794
8月	0.953	0.710	0.715	0.799
9月	1.340	0.716	0.778	0.798
10月	1.158	0.710	0.093	0.758
11月	1.138	0.710	-1.199	0.699 *
12月	0.690	0.705	-0.617	0.735
1月 (2021年)	0.411	0.697	0.696	0.784
有配偶ダミー	-4.286	0.516 ***	-3.691	0.566 ***
有配偶ダミー × 月ダミー				
2月	0.220	0.710	0.892	0.757
3月	-0.277	0.730	0.454	0.786
4月	0.207	0.732	0.162	0.796
5月	-0.946	0.744	1.102	0.761
6月	-0.713	0.738	1.042	0.775
7月	-0.559	0.760	-0.193	0.833
8月	-0.700	0.756	-0.258	0.841
9月	-1.347	0.753	-0.355	0.838
10月	-1.187	0.747	0.066	0.795
11月	-1.053	0.750	1.406	0.741 *
12月	-0.911	0.738	0.812	0.774
1月 (2021年)	-0.628	0.730	-0.668	0.817
定数項	5.003	0.488 ***	4.470	0.542 ***
N	60,162		57,366	
R-squared	0.0214		0.0131	

労働力調査を用いた OLS 分析。係数と標準誤差は推定値に 100 を掛けており%ポイント変化を表す。標準誤差は heteroscedasticity robust standard error。***1%水準で有意、** 5%水準で有意、* 10%水準で有意であることを示す。

40代						
	男性			女性		
	係数	標準誤差		係数	標準誤差	
月ダミー (ベース:1月)						
2月	0.216	0.607		0.054	0.611	
3月	1.267	0.641	**	0.719	0.644	
4月	1.233	0.644	*	0.168	0.625	
5月	0.998	0.637		0.256	0.631	
6月	1.620	0.655	**	1.284	0.671	
7月	1.202	0.650	*	0.304	0.626	
8月	0.712	0.631		0.625	0.635	
9月	1.361	0.641	**	0.427	0.613	
10月	2.277	0.663	***	0.394	0.612	
11月	2.234	0.663	***	0.402	0.618	
12月	1.753	0.652	***	0.444	0.625	
1月 (2021年)	2.018	0.665	***	0.447	0.622	
有配偶ダミー	-3.109	0.438	***	-1.989	0.457	***
有配偶ダミー × 月ダミー						
2月	-0.304	0.627		-0.210	0.649	
3月	-1.149	0.664	*	-0.777	0.681	
4月	-1.062	0.669		-0.002	0.669	
5月	-0.792	0.662		0.048	0.676	
6月	-1.559	0.678	**	-1.314	0.709	*
7月	-1.191	0.671	*	-0.377	0.665	
8月	-0.467	0.656		-0.813	0.672	
9月	-1.084	0.666		-0.368	0.654	
10月	-2.066	0.686	***	-0.389	0.653	
11月	-1.893	0.689	***	-0.334	0.659	
12月	-1.720	0.674	**	-0.427	0.664	
1月 (2021年)	-2.086	0.684	***	-0.682	0.658	
定数項	3.704	0.423	***	3.170	0.429	***
N	81,312			80,221		
R-squared	0.0205			0.0067		

労働力調査を用いた OLS 分析。係数と標準誤差は推定値に 100 を掛けており%ポイント変化を表す。標準誤差は heteroscedasticity robust standard error。***1%水準で有意、** 5%水準で有意、* 10%水準で有意であることを示す。

50代				
	男性		女性	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
月ダミー (ベース:1月)				
2月	0.586	0.736	-0.617	0.571
3月	0.265	0.717	-0.363	0.588
4月	0.113	0.707	-0.069	0.601
5月	0.293	0.708	0.509	0.626
6月	0.979	0.738	0.433	0.625
7月	1.810	0.772 **	0.596	0.639
8月	1.596	0.763 **	0.205	0.620
9月	1.649	0.750 **	0.769	0.628
10月	1.744	0.744 **	1.071	0.630 *
11月	1.505	0.733 **	0.761	0.624
12月	1.779	0.751 **	1.911	0.691 ***
1月 (2021年)	1.693	0.753 **	1.778	0.676 ***
有配偶ダミー	-2.860	0.524 ***	-1.657	0.453 ***
有配偶ダミー × 月ダミー				
2月	-0.655	0.768	0.674	0.609
3月	-0.201	0.753	0.340	0.624
4月	-0.197	0.741	0.279	0.641
5月	-0.303	0.744	-0.425	0.662
6月	-0.926	0.773	-0.397	0.660
7月	-1.837	0.804 **	-0.410	0.676
8月	-1.540	0.797 *	0.278	0.663
9月	-1.435	0.786 *	-0.331	0.670
10月	-1.334	0.784 *	-0.913	0.667
11月	-1.124	0.773	-0.425	0.665
12月	-1.497	0.788 *	-1.983	0.721 ***
1月 (2021年)	-1.679	0.786 **	-1.821	0.707 ***
定数項	3.910	0.499	2.637	0.428 ***
N	74,203		75,650	
R-squared	0.0145		0.006	

労働力調査を用いた OLS 分析。係数と標準誤差は推定値に 100 を掛けており%ポイント変化を表す。標準誤差は heteroscedasticity robust standard error。***1%水準で有意、** 5%水準で有意、* 10%水準で有意であることを示す。

60代 (60~64歳)				
	男性		女性	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
月ダミー (ベース:1月)				
2月	0.696	1.176	-0.284	0.821
3月	-0.393	1.097	-0.386	0.802
4月	0.666	1.172	-0.039	0.823
5月	0.840	1.173	-0.196	0.809
6月	1.035	1.177	0.541	0.883
7月	0.070	1.116	0.310	0.871
8月	0.720	1.168	0.937	0.922
9月	1.651	1.222	1.472	0.934
10月	1.153	1.165	0.008	0.819
11月	1.183	1.168	-0.291	0.805
12月	0.742	1.161	1.365	0.929
1月 (2021年)	-0.151	1.108	2.045	0.984 **
有配偶ダミー	-2.048	0.860 **	-0.999	0.640
有配偶ダミー × 月ダミー				
2月	-1.073	1.245	-0.005	0.879
3月	0.442	1.180	-0.061	0.858
4月	-0.383	1.253	-0.460	0.875
5月	-0.571	1.253	0.138	0.872
6月	-0.707	1.258	-0.950	0.934
7月	-0.030	1.195	-0.324	0.931
8月	-0.332	1.251	-1.165	0.975
9月	-1.282	1.302	-1.665	0.985
10月	-0.775	1.248	0.008	0.883
11月	-0.868	1.251	-0.096	0.861
12月	-0.103	1.250	-1.320	0.987
1月 (2021年)	0.951	1.202	-1.870	1.041 *
定数項	4.027	0.806 ***	2.258	0.597 ***
N	35,630		37,639	
R-squared	0.0043		0.004	

労働力調査を用いた OLS 分析。係数と標準誤差は推定値に 100 を掛けており%ポイント変化を表す。標準誤差は heteroscedasticity robust standard error。***1%水準で有意、** 5%水準で有意、* 10%水準で有意であることを示す。