

Panel Data Research Center, Keio University

PDRC Discussion Paper Series

【第5回学生論文コンテスト JHPS AWARD 受賞論文：優秀賞】

COVID-19 感染拡大に伴い発生した失業が主観的健康度とメンタルヘルスに
与えた影響

真鍋 光希

2024 年 3 月 31 日

DP2023-006

<https://www.pdrc.keio.ac.jp/publications/dp/9034/>



Panel Data Research Center, Keio University
2-15-45 Mita, Minato-ku, Tokyo 108-8345, Japan info@pdrc.keio.ac.jp
15 March, 2021

【第5回学生論文コンテスト JHPS AWARD 受賞論文：優秀賞】

COVID-19 感染拡大に伴い発生した失業が主観的健康度とメンタルヘルスに与えた影響

真鍋 光希

PDRC Keio DP2023-006

2024年3月31日

JEL Classification: I14; J64

キーワード：主観的健康；メンタルヘルス；失業；COVID-19；固定効果モデル；線形確率モデル；ロジット・モデル

【要旨】

失業は個人の健康やメンタルヘルスに悪影響を与えると言われる。COVID-19 感染拡大に伴い多くの失業が発生したことを利用して、COVID-19 感染拡大に起因する失業という個人にとって外生的な失業に着目し、失業の主観的健康とメンタルヘルスに与える悪影響を分析した。正規雇用者、非正規雇用者、自営業者という3つの就業形態別の分析と、就業形態で分割していない全体のサンプルの分析を行った。その結果、全体のサンプルを用いた分析では失業の主観的健康及びメンタルヘルスに与える悪影響は見られなかったが、非正規雇用者のサンプルと自営業者のサンプルを用いた分析ではメンタルヘルスに与える悪影響を確認することができた。

真鍋 光希

京都大学 経済学部

謝辞：本稿の作成に当たり、慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センターから「日本家計パネル調査」（JHPS/KHPS）の個票データを提供して頂いた。

1 はじめに

2019年12月に中国湖北省武漢で検出された新型肺炎はじわじわと世界に広がっていき、2020年1月には我が国でも初の感染者を確認、その後瞬く間に国中に広まった。2020年4月には初の緊急事態宣言が発令され、政府は感染拡大防止策として国民に外出自粛やイベントの制限、ショッピングセンターや飲食店など多数の人が利用する施設の営業停止などを呼び掛けた。これにより様々な経済ショックが起こり、失業率が上昇した。

失業率の上昇は社会という広い観点で見ると経済学的に重要なファクターであり、日々様々な分析が行われている。一方で個人に着目すると、失業は個人の生活水準の低下をもたらすだけでなく、心身の健康の不調にもつながると言われている。人々は失業することで社会的ステータスやアイデンティティなどの喪失を引き起こし、その結果将来への不安からストレスを抱えるようになると同時に、自尊心が揺らぎ精神的に不安定な状態に陥ってしまうと考えられる。そしてこういったメンタルヘルスの不調は健康にも悪影響を与えるとされている。失業がもたらす健康及びメンタルヘルスへの悪影響を分析することは、医療政策を考える上で急務であると言える。

このような悪影響を分析した研究をいくつか挙げる。まずは Böckerman and Ilmakunnas [2009] である。フィンランドのデータを用いて失業が主観的健康に与える影響を分析した。その原因に関係なく全ての失業を対象に分析を行ったところ、失業が主観的健康に悪影響を与えているという結果は得られなかった。一方で Marcus [2013] は、ドイツのデータを用いて、工場の閉鎖という個人にとって外生的な原因から生じた失業に焦点を当てて、そのような失業が労働者とその配偶者のメンタルヘルスに与える悪影響を分析した。結果として、失業は両者のメンタルヘルスに負の影響を与えているという結論に至った。また、Browning and Heinesen [2012] は同じく工場の閉鎖という個人にとって外生的な原因から生じた失業に焦点を当てて、デンマークのデータを用いて失業が原因別の死亡リスクや入院リスクに与えた影響を分析した。失業することで全体的な死亡リスクに加えて循環器系の病気や自殺、交通事故、アルコール関連の病気、精神病に伴う死亡リスクが増加したほか、交通事故やアルコール関連の病気、精神病による入院リスクが増加していたことが分かった。

以上の研究の中で Böckerman and Ilmakunnas [2009] のみ失業がもたらす悪影響が示されていないが、これは個人にとって外生的な失業と内生的な失業とを区別せず、両者をまとめて失業の効果を分析しようとしたことが理由と考えられる。職を失う原因には、COVID-19 感染拡大や工場の閉鎖のように個人にとって不本意で外生的なものがある一方で、自らの身体的健康及び精神的健康の悪化や老父母の介護など自己都合によるものがある。後者に起因する失業を含んで推定を行ってしまうと、回帰分析に内生性が生まれ、係数の推定に支障が出る可能性が否めない。

このように失業が健康及びメンタルヘルスに与える悪影響を分析するには失業を個人にとって外生的な事柄に起因する失業に限定する必要があるが、これまでに行われた研究の中で、個人にとって外生的な失業として COVID-19 感染拡大に伴う失業を用いて分析を行ったものは管見の限り存在しない。したがって本研究では、COVID-19 感染拡大に起因する失業に着目して、失業が主観的健康とメンタルヘルスに与える悪影響を分析する。

分析にあたり、慶應義塾大学経済学部附属経済研究所パネルデータ設計・解析センターによる「日本家計パ

ネル調査 (JHPS/KHPS)」の個票データの提供を受けた。2020年1月時点で就業していたサンプルのみを抽出し、2020年と2021年の2期間のデータを用いて、COVID-19感染拡大に起因する失業を経験した人を処置群、経験していない人を対照群として差の差推定を行った。全サンプルを用いた分析に加え、正規雇用者と非正規雇用者、自営業者など自らで事業を行う者とで3つに区別した就業形態別の分析も行った。就業形態でサンプルを分けた理由は、正規雇用者と非正規雇用者、自営業者などで失業に対する反応が異なると考えられるからである。非正規雇用者は正規雇用者と比べると職の安定性が低い。また自営業者は自らで事業を営んでいるため、企業に雇用されている正規雇用者や非正規雇用者と比べると失業に対する捉え方が大きく異なる可能性が高い。したがって、就業形態別で失業の主観的健康及びメンタルヘルスに与える悪影響を分析することには学術的意義があると考えられる。

本研究の貢献は2つ挙げられる。第1に、前述の通り COVID-19感染拡大に起因する失業という、個人にとって外生的なものに焦点を当てている点、第2に、COVID-19感染拡大という未曾有の危機に起因する失業について研究を行った点である。COVID-19やそれに関する政策が健康やメンタルヘルスにもたらした影響についてはこれまで様々な研究が行われてきた*1。例えば Goldstein and Lee [2020] は期待余命の観点から COVID-19の年齢別の死亡率を推定し、Adams-Prassl et al. [2022] は感染拡大防止対策の一環として行われたロックダウンがメンタルヘルスに与えた影響を分析した。これまでは COVID-19自体やロックダウンのような特徴的な政策に主に関心が寄せられてきたと言える。COVID-19感染拡大がもたらした失業に着目した研究は未だ数少ない。その中でも Kikuchi, Kitao and Mikoshiba [2021] は、COVID-19感染拡大がもたらした日本の労働市場の大きな変化により、経済学的な効用の観点から、派遣社員や若者、女性が特に大きな悪影響を被ったことを理論モデルを用いて示した。さらに Ando and Furuichi [2022] は、都道府県レベルのパネルデータを用いて COVID-19感染拡大に伴う失業率の増加が自殺率に与える影響を推定した論文となっている。自殺率はメンタルヘルスに繋がる重要な指標であり、その点でこの研究は COVID-19感染拡大がメンタルヘルスに与えた影響を分析した論文とも言える。Ando and Furuichi [2022] は月ごとのデータを利用しているため短期的な効果と長期的な効果双方を分析できている一方、本研究では個人レベルのパネルデータを用いることで、個人に対する影響を分析できたほか、さらに就業形態別の効果も確認することができた。

分析結果としては、就業形態での分割を行っていない、全体のサンプルを用いた分析では失業が主観的健康及びメンタルヘルスに与えた悪影響は確認できなかったが、非正規雇用者のみを抽出したサンプルを用いた分析と自営業者などを抽出したサンプルを用いた分析では失業がメンタルヘルスに与えた悪影響を確認することができた。

以下では、まず2章で COVID-19感染拡大に伴う経済的ショックと失業率の増加について説明する。次に3章と4章でそれぞれデータと各変数の説明、分析手法について解説し、5章で分析結果を示す。最後に6章で結論を述べる。

2 日本の COVID-19 感染拡大に伴う経済ショック

2019年12月に中国湖北省武漢で検出された COVID-19は、徐々に世界中に蔓延した。日本で初めて感染者が確認されたのは2020年1月15日のことである。その後1日ごとの感染者数は増加の一途をたどり、4月7日に政府は初めて東京、神奈川、埼玉、千葉、大阪、兵庫、福岡の7道府県に対して緊急事態宣言の発令

*1 他にも Lin and Meissner [2020] や Armbruster and Klotzbücher [2020], Brodeur et al. [2021] などが挙げられる。

を行った。しかしその後も感染者数の増加は終わりを見せず、4月16日には対象を全国に拡大した。

日本における COVID-19 感染拡大防止措置として真っ先に名前の挙がるこの緊急事態宣言であるが、諸外国で取られた措置と比べるとその実態はかなり緩いものだった。例えばフランスやイタリアなどでは大規模なロックダウンが行われ、法的拘束力を持つ外出禁止令が発令された。国民は特例外出証明書を持っていなければ外出ができなくなった。一方日本の緊急事態宣言は、国民に外出自粛を求め、大規模イベントの開催中止や飲食店、映画館といった施設の営業中止を呼び掛けるものであったが、法的拘束力はなかった。ところがこれによって第3次産業が衰退し、そのダメージが他の産業にも波及していくことで、日本は大きな経済ショックに見舞われることとなった。その1つが失業率の増加である。

図1は、2019年1月から2022年1月にかけての日本の完全失業率の変化を示している。これを見ると、2020年1月から徐々に失業率が増加していき、2020年10月に3.1%にまで到達していることが分かる。その後は大規模な財政出動や経済政策などに伴い経済がプラス成長になり、失業率は下降傾向にある。ここから分かるように、COVID-19 感染拡大が始まった2020年の1年間に、日本は急激な完全失業率の増加を経験した。この失業が人々の健康やメンタルヘルスに与えた影響を考えるのが本研究のテーマである。

図1 失業率の変化



注) 完全失業率は $\text{完全失業率}(\%) = \frac{\text{完全失業者}}{\text{労働力人口}} * 100$ で定義される。

出所) 労働力調査より筆者が作成。

3 データと各変数について

本章では分析に用いるデータを確認する。本研究の分析に際しては、慶應義塾大学経済学部附属経済研究所パネルデータ設計・解析センターによる「日本家計パネル調査 (JHPS/KHPS)」の個票データの提供を受けた。JHPS/KHPS とは、2009 年から毎年実施されている JHPS と 2004 年から同じく毎年実施されている

KHPS を統合した調査であり、それぞれ 20 歳以上の男女、20 歳から 69 歳の男女を対象としている。サンプル抽出の母集団は重なっているものの、調査回答者の重複はない。層化 2 段無作為抽出法に基づいてサンプルが選定されており、地方・都市階級からサンプルがまんべんなく抽出されている。就業や健康をはじめとして、就学や幸福感など様々なテーマで毎年 1 月に調査を行っている。調査対象者が有配偶であれば、その配偶者に対しても同一の調査項目が用意されている。

今回用いるデータは 2020 年と 2021 年の JHPS/KHPS である。どちらも 1 月に調査が行われている（期日は 1 月 31 日）。サンプルの抽出に当たって 4 つのことを行った。第 1 に、分析に利用する質問項目で、実際の回答者が、その質問が想定している回答者と異なっている個人を全て排除した。毎年調査票には、各質問項目において誰が回答したかを確認する質問*2 が記載されている。例えば調査の対象者本人にメンタルヘルスの状態を問う質問で、対象者の配偶者が回答してしまっている場合は、その回答は利用できなくなる。したがってそのような個人は全て分析から除外した。第 2 に、外国に住んでいる個人を全て削除した。外国に住んでいる個人は、どの国に住んでいるかを特定することができない。コントロール変数として地方の 1000 人当たり COVID-19 感染者数と COVID-19 死亡者数を利用している都合上、こういった個人は全て分析から除外した。第 3 に、2020 年 1 月時点で収入を伴う仕事を行っていた個人（家族従業者を含む）にサンプルを限定した。2020 年 2 月から 2021 年 1 月までの間に起こった COVID-19 感染拡大に伴う失業の効果を分析するにあたり、処置群をその期間就業していたものの、途中で COVID-19 感染拡大に伴う失業を経験した者、対照群をその期間就業していた者とするため、そのような処理を行った*3。第 4 に、各分析において説明変数として採用している質問に無回答だった個人をサンプルから除外した。

これによりサンプルの個体数が減少してしまったこと、さらに本研究で対象となる COVID-19 感染拡大に伴う失業を経験している個人が極めて少なかったことを受けて、本研究では有配偶の調査対象者の配偶者も 1 つの個体として加えている。つまり、有配偶の調査対象者のデータは 2 人分の個体として計上される。これにより、個体数は 2614（2 年分のデータがあるため、合計で 5228 の観測値）となった。

以下の小節では、分析で用いた各項目について説明を行う。

3.1 主観的健康とメンタルヘルス

まず主観的健康について述べる。主観的健康とは、自らの健康状態について主観的に判断した指標であり、英語では self-assessed health (SAH) などと表記される。この指標は Böckerman and Ilmakunnas [2009] や Power, Matthews and Manor [1998] などの様々な研究で個人の健康状態を示すものとして用いられており、さらに Van Doorslaer and Jones [2003] では、主観的な指標ではあるものの将来的な病気の罹患確率や死亡率などに関わる客観的な指標としての活用も可能だと結論付けている。本研究ではこの指標を個人の健康状態を示すものとして扱う。JHPS/KHPS では『ふだんのあなたの健康状態はhowですか。』という質問があり、選択肢には『よい』『まあよい』『ふつう』『あまりよくない』『よくない』がある。これを主観的健康を表す回答として利用する。質的変数であることから、分析にあたって『よい』『まあよい』『ふつう』であれば 1

*2 回答の選択肢は『調査の対象者本人』『配偶者』『その他の人』の 3 つである。

*3 具体的な方法は以下のとおりである。『先月（1 月）、あなたは収入をとまなうお仕事（家族従業者を含む）をしましたか。次の中であなたの行動に最もあてはまるものをお答えください。（アルバイトを含めてお答えください）』という質問があり、選択肢として『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』『仕事を休んでいた』『仕事を探していた』『通学・家事・その他』があった。2020 年の調査票（2020 年 1 月実施）で『おもに仕事』と回答している人のみをサンプルに残し、それ以外の個人（無回答含む）をサンプルから除外した。

を、『あまりよくない』『よくない』であれば0を取るダミー変数とした。

次にメンタルヘルスであるが、負の感情を感じたことが少しでもあれば「悪い」、全く無ければ「良い」と判断する。具体的には、JHPS/KHPSに『次の質問では、過去30日の間、あなたがどのように感じていたかについておたずねします。それぞれの質問に対して、そういう気持ちをどれくらいの頻度で感じていたか、一番当てはまる番号に○を付けてください。』という質問がある。その下に6つの項目『神経過敏に感じましたか』『絶望的だと感じましたか』『そわそわしたり、落ち着きなく感じましたか』『気分が沈み込んで、何が起ころうとも気が晴れないように感じましたか』『何をするのも骨折りだと感じましたか』『自分は価値のない人間だと感じましたか』があり、それぞれについて『いつも』『たいてい』『ときどき』『少しだけ』『全くない』という頻度を示す選択肢がある。それぞれを、個人のメンタルヘルスを示す指標として用いる。本章の後半で示す記述統計量の表や、5章で示す推定結果の表では、それぞれの項目を項目1から6と名付けた。なお、この質問はKessler et al. [2003]にてメンタルヘルスを測るために導入されたものである。こちらも主観的健康と同様、『いつも』『たいてい』『ときどき』『少しだけ』であれば0を、『全くない』であれば1を取るダミー変数とした。

3.2 COVID-19 感染拡大に伴う失業

今回の分析では、2020年1月時点で就業していた個人のみをサンプルに含んでいる。その上で、処置群は2020年2月から2021年1月までの間にCOVID-19感染拡大に伴う失業を経験した人、対照群はそのような失業を経験していない人とした。処置を受けたか否かの判断としては、2021年の質問票（2021年1月に実施）にある『新型コロナウイルス感染症の流行によってあなた自身、以下のことが既に起きていますか。』という質問を利用した。この質問は、その下に『重篤な病気になる』『解雇や会社倒産などで職を失う』『所得や収入が減り、生活水準の大幅な低下を余儀なくされる』『生活が苦しくなって貯蓄を取り崩したり借金をする』『生活が苦しくなって国や自治体の経済的支援や生活保護などの申請を行う』という項目があり、それぞれについて『非該当・答えたくない』『はい』『いいえ』のいずれかを回答するようになっている。このうち『解雇や会社倒産などで職を失う』に対する回答を利用した。具体的には、この質問に『はい』を選んだ人を処置群、『いいえ』を選んだ人を対照群としている。『非該当・答えたくない』を回答した個人はサンプルから除外した。なおこの質問は、解雇や会社倒産などで職を失ったが、それは必ずしも新型コロナウイルス感染症の流行が原因ではない個人は『いいえ』を選択していると考えられる。本来このような個人はサンプルから除外すべきであろうが、そのような個人を判別する方法が無かった^{*4}ため、今回はこのような個人は本研究では対照群に入っている。

表1に、全サンプルのうち、2020年の1年間にCOVID-19感染拡大に伴う失業を経験した人とそうでない人の割合を示している。処置群が90人、対照群が2524人であった。

*4 『新型コロナウイルス感染症の流行によってあなた自身、以下のことが既に起きていますか。』とは別に、1年間で失業を経験したか聞いている質問と、その原因が新型コロナウイルス感染症流行による影響なのかを聞いている質問があった。しかし、これら2つの質問における「失業を経験し、それが新型コロナウイルス感染症流行による影響に起因する人」が、『新型コロナウイルス感染症の流行によってあなた自身、以下のことが既に起きていますか。』の『解雇や会社倒産などで職を失う』の項目で『はい』を選んでいる人と一致しなかった。『新型コロナウイルス感染症の流行によってあなた自身、以下のことが既に起きていますか。』で『はい』を選んでいる人を処置群とした方が処置群の数が多くなり、分析の精度が高まると判断したため、こちらの質問を処置群の決定の際に利用し、2つの質問は矛盾を防ぐため一切利用しなかった。

表 1 処置群・対照群の割合

	個体数	割合 (%)
処置群	90	3.44
対照群	2524	96.56
合計	2614	100.00

注) 2020年1月時点で就業している個人を全体のサンプルとし、そのうち2021年1月までの間にCOVID-19個人拡大に伴う失業を経験した個人を処置群、そうでない個人を対照群とした。

3.3 居住地方の1000人当たりCOVID-19感染者数と死者数

その他に個人が住んでいる地方の1000人当たりCOVID-19感染者数と死者数のデータを利用した。JHPS/KHPSでは調査対象者のプライバシー保護のため、個人の居住している都道府県の情報は入手できなくなっており、代わりに地方（北海道、東北、関東、中部、近畿、中国、四国、九州）の情報が入手可能である。それに基づき、個人の住んでいる地方の1000人当たり感染者数と死者数をデータに割り当てた。計算に当たっては、各都道府県の感染者数と死者数を厚生労働省のサイト「データからわかる－新型コロナウイルス感染症情報－」から、各都道府県の人口を総務省作成の「人口推計」から入手している。感染者数と死者数は、JHPS/KHPSの回答時期が1月であることから各年1月1日～1月31日の累積人数を、人口は各年10月1日時点のものを利用している。

3.4 就業形態の区分

本研究ではサンプル全てを用いた分析に加え、正規雇用者、非正規雇用者、自営業者などの3つのグループにサンプルを分割し、それぞれについても分析を行った。正規雇用者と非正規雇用者は雇用の安定性に差があり、自営業者は自らで責任をもって事業を運営しなければならないという特徴がある。したがって、3者は失業に伴う健康面や精神面のダメージの程度が異なるのではないかと考え、このような分割を行った。実際にKikuchi, Kitao and Mikoshiba [2021]では、経済学的な効用の観点から、COVID-19感染拡大に伴う労働市場のショックが正規雇用者と非正規雇用者の間で異なっていることを理論的に示している。

サンプル作成に当たっては、『あなたの就業形態は、次のどれにあてはまりますか。』と『あなたの会社での職位は、次のどれにあてはまりますか。』の2つの質問から、2020年時点で正規雇用者だった人々、非正規雇用者だった人々、自営業者などに該当する人々の3つのサンプルに分割した。前者の質問には6つの選択肢『自営業主（飲食店・卸小売店・農業等）』『自由業者（医者・弁護士・会計士・税理士・作家等）』『家族従業者（飲食店・卸小売店・農業等の家族従業者）』『会社と雇用関係のない在宅就労・内職』『勤め人（会社、団体などに従業・勤務している人（雇用主と雇用関係にある人））』『委託労働・請負（雇用関係にない者）』があり、そのうち『勤め人（会社、団体などに従業・勤務している人（雇用主と雇用関係にある人）』の選択肢を選んだ個人は後者の質問に回答し、それ以外の個人は回答しないという形式である。前者の質問で『勤め人（会社、団体などに従業・勤務している人（雇用主と雇用関係にある人）』以外の選択肢を選んだ個人を「自営業者など」のサンプルに振り分けた。このサンプルに属する個人は、特定の会社と雇用関係があるわけではなく、自

らで事業を営む者であると解釈できる。また、後者の質問には『常勤の職員・従業員(正規社員)―役職なし』『常勤の職員・従業員(正規社員)―役職あり』『常勤の職員・従業員(正規社員)―経営者』『契約社員』『アルバイト・パートタイマー』『派遣社員』『嘱託』の7つの選択肢があり、このうち最初の3つを選んだ個人を「正規雇用者」のサンプルに、残りの4つを選んだ個人を「非正規雇用者」のサンプルに割り当てた。2つの質問に対してそれぞれ無回答だった個人(前者の質問で『勤め人(会社、団体などに従業・勤務している人(雇用主と雇用関係にある人))』を選択し、後者の質問には答えなかった者は除く)はそもそも全体のサンプルから除外している。

表2は、全サンプルの中での2020年時点の正規雇用者、非正規雇用者、自営業者などの割合を示している。全サンプルのうち、正規雇用者が約60%を占めており、非正規雇用者が約25%、自営業者などが約15%を占めている。また、括弧内の数字はそれぞれのサンプルのうちCOVID-19感染拡大に伴う失業を経験した個人数を示している。失業を経験した個人は正規雇用者の約2%、非正規雇用者の約6%、自営業者などの約4%ほどであり、ここから非正規雇用者や自営業者などは正規雇用者に比べると雇用が不安定であることがうかがえる。

表2 正規雇用者・非正規雇用者・自営業者などの割合

	個体数	割合 (%)
正規雇用者	1591(35)	60.86
非正規雇用者	632(39)	24.18
自営業者など	391(16)	14.96
合計	2614(90)	100.00

注)「自営業者など」には、『自営業主(飲食店・卸小売店・農業等)』『自由業者(医者・弁護士・会計士・税理士・作家等)』『家族従業者(飲食店・卸小売店・農業等の家族従業者)』『会社と雇用関係のない在宅就労・内職』『委託労働・請負(雇用関係のない者)』が含まれる。括弧内の数字は各就業形態のうち処置群にあたる個体数を表す。

3.5 記述統計量

表3は回帰式に用いた各変数の記述統計量を示したものである。「主観的健康」は、普段の健康状態の自己評価が『よい』『まあよい』『ふつう』であれば1を、『あまりよくない』『よくない』であれば0を取るダミー変数となっている。メンタルヘルスについては、「項目1」は『神経過敏に感じましたか』、「項目2」は『絶望的だと感じましたか』、「項目3」は『そわそわしたり、落ち着きなく感じましたか』、「項目4」は『気分が沈み込んで、何が起ころうとも気が晴れないように感じましたか』、「項目5」は『何をするのも骨折りだと感じましたか』、「項目6」は『自分は価値のない人間だと感じましたか』に対する回答を示しており、前述し

たように、それぞれ『いつも』『たいてい』『ときどき』『少しだけ』を選んでいれば0を、『全くない』を選んでいれば1を取るダミー変数となっている。主観的健康状態を表すダミー変数も、メンタルヘルスの状態を表すダミー変数も、1を取っていれば良い状態と言え、0を取っていれば悪い状態と言える。1000人当たり COVID-19 感染者数と1000人当たり COVID-19 死亡者数はそれぞれ個人が住んでいる地方の1000人当たり COVID-19 感染者数と死亡者数を表している。

表3 記述統計量

	平均	中央値	最小値	最大値	標準偏差
主観的健康（ダミー変数処理後）	0.871	1.000	0.000	1.000	0.335
項目1（ダミー変数処理後）	0.479	0.000	0.000	1.000	0.500
項目2（ダミー変数処理後）	0.674	1.000	0.000	1.000	0.469
項目3（ダミー変数処理後）	0.535	1.000	0.000	1.000	0.499
項目4（ダミー変数処理後）	0.478	0.000	0.000	1.000	0.500
項目5（ダミー変数処理後）	0.484	0.000	0.000	1.000	0.500
項目6（ダミー変数処理後）	0.698	1.000	0.000	1.000	0.459
1000人あたり COVID-19 感染者数	0.627	0.152	0.000	2.027	0.770
1000人当たり COVID-19 死亡者数	0.009	0.003	0.000	0.030	0.010
観測数	5228				

注) 「主観的健康」は普段の健康状態の自己評価が『よい』『まあよい』『ふつう』であれば1を、『あまりよくない』『よくない』であれば0を取るダミー変数。「項目1」は神経過敏に感じた頻度、「項目2」は絶望的だと感じた頻度、「項目3」は落ち着きなく感じた頻度、「項目4」は気分が沈みこむように感じた頻度、「項目5」は何をするにも骨折りと感じた頻度、「項目6」は自分は価値のない人間だと感じた頻度を表す数値であり、『いつも』『たいてい』『ときどき』『少しだけ』を選んでいれば0を、『全くない』を選んでいれば1を取るダミー変数。

出所) 1000人あたり COVID-19 感染者数と死亡者数は厚生労働省「データからわかる - 新型コロナウイルス感染症情報 -」及び総務省「人口推計」をもとに筆者が作成。

表4に、参考としてダミー変数に変換する前の主観的健康及びメンタルヘルスの記述統計量をまとめている。主観的健康は、回答が『よい』であれば5を、『まあよい』であれば4を、『ふつう』であれば3を、『あまりよくない』であれば2を、『よくない』であれば1を取る質的変数としている。項目1から6は、それぞれ『いつも』を選んでいれば1を、『たいてい』を選んでいれば2を、『ときどき』を選んでいれば3を、『少しだけ』を選んでいれば4を、『全くない』を選んでいれば5を取る質的変数とした。主観的健康とメンタルヘルス双方ともに、より大きな値を取っているほどより良い状態にあると言える。

表4 記述統計量（ダミー変数処理前）

	平均	中央値	最小値	最大値	標準偏差
主観的健康（ダミー変数処理前）	3.523	3.000	1.000	5.000	0.940
項目1（ダミー変数処理前）	4.085	4.000	1.000	5.000	1.058
項目2（ダミー変数処理前）	4.473	5.000	1.000	5.000	0.883
項目3（ダミー変数処理前）	4.301	5.000	1.000	5.000	0.888
項目4（ダミー変数処理前）	4.183	4.000	1.000	5.000	0.955
項目5（ダミー変数処理前）	4.181	4.000	1.000	5.000	0.974
項目6（ダミー変数処理前）	4.505	5.000	1.000	5.000	0.885
観測数	5228				

注)「主観的健康」は普段の健康状態の自己評価が『よい』『まあよい』『ふつう』『あまりよくない』『よくない』の時にそれぞれ5, 4, 3, 2, 1を取るダミー変数。「項目1」は神経過敏に感じた頻度,「項目2」は絶望的だと感じた頻度,「項目3」は落ち着きなく感じた頻度,「項目4」は気分が沈みこむように感じた頻度,「項目5」は何をするにも骨折りと感じた頻度,「項目6」は自分は価値のない人間だと感じた頻度を表す数値であり,『全くない』『少しだけ』『ときどき』『たいてい』『いつも』を選んだ時にそれぞれ5, 4, 3, 2, 1を取るダミー変数。

4 回帰モデル

本研究では、COVID-19 感染拡大に伴う失業が、主観的健康及びメンタルヘルスに与える影響を、差の差推定及びパネルデータ分析の手法を用いて分析する。2020年1月時点で就業している人に限定した全サンプルのうち、2021年1月までの間でCOVID-19感染拡大に伴う失業を経験した個人が処置群、そうでない個人が対照群である。線形確率モデルとロジット・モデルの2つのモデルを用いて分析を行った。まず、線形確率モデルの推定式は以下のとおりである。

$$Y_{it} = \alpha + \beta UM_i * AFTER_t + \delta AFTER_t + \theta X_{it} + \mu_i + \epsilon_{it}$$

添え字の i は観察個体を示し、 t は時点（2020年と2021年）を示している。また、 α が切片、 μ_i が個人固定効果、 ϵ_{it} が誤差項である。

まず、 Y_{it} が個人 i の t 時点の主観的健康及びメンタルヘルスを表す変数である。3章の3.1節にあるように、それぞれ状態が良ければ1を、悪ければ0を取るダミー変数となっている。被説明変数が2値変数であるため、これは線形確率モデルであると解釈できる。

UM_i は、個人 i が COVID-19 感染拡大に伴う失業を経験していたら1、そうでなければ0を取るダミー変数である。また $AFTER_t$ は t 時点で2021年であれば1を取るダミー変数である。交差項 $UM_i * AFTER_t$ の係数 β が今回最も関心のあるパラメーターであり、COVID-19感染拡大に伴う失業が主観的健康またはメンタルヘルスに与える影響を表す。これがマイナスであれば、「COVID-19感染拡大に伴う失業を経験した場合、主観的健康またはメンタルヘルスが悪化する確率が上昇する」という解釈が可能だ。一方 δ は、失業の有無やコントロール変数として用いた居住地方の COVID-19 感染者数と死者数に関係なく、主観的健康ま

たはメンタルヘルスが2020年から2021年にかけてどう変化したかを表すパラメーターである。こちら第5章で示す推定結果の中で注目していく。JHPS/KHPSの調査が行われた2021年1月は同じく調査が行われた2020年1月と比較すると、コロナ禍が深刻化しているということが大きな違いである。深刻化に伴い、COVID-19に感染する確率が上がったり、“ステイホーム”の徹底が呼びかけられるようになり運動量が減少したりしたことで健康に悪影響が出たと考えられる。またメンタルヘルスについては、Gruber et al. [2021]によると、COVID-19のパンデミックは①COVID-19に感染することに対する恐怖に加え、その流行に終わりが見えないことに対する不安、②リモートワークが増えたことで家内に家族がいる時間が増えた結果、家族間の諍いが増えたなどといった、様々な人間関係の在り方に変化が生じたことに対するストレス、③感染を防ぐための行動をとるよう迫られた結果、飲み会やアウトドアといったストレス解消手段の一部が無くなったことといった3つの経路で人々の状態を悪化させているという。 $AFTER_t$ の係数 δ がマイナスであれば、「コロナ禍の深刻化とともに主観的健康やメンタルヘルスが悪化している」と解釈できる。なお、通常の差の差推定であれば UM_i の単独項を回帰式に入れる必要があるが、今回は個人固定効果を含んで推定しており、これは UM_i の単独項の効果も含んでいると考えられるため、回帰式からは除外した。 X_{it} はコントロール変数である。前述の通り個人 i の居住地方の t 時点での1000人当たりCOVID-19感染者数と死者数を用いている。これら2つの変数は、各地方のCOVID-19感染拡大の度合いを示していると考えられる。2つの変数をコントロールすることでつかむことのできる効果は以下のとおりである。つまり、主観的健康については、感染状況が深刻化している地方に住んでいると、感染リスクが比較的高まり、健康状態が悪化しやすくなるという効果が考えられる。メンタルヘルスについては、自分の居住地域の感染状況が深刻化しているという事実を受けて、自分や家族の健康への不安が生じ、神経質になるなどといった効果が考えられる。

なお、本研究では上述した線形確率モデルのほかにロジット・モデルを用いた分析も行った。しかし、両者の分析結果は質的にはほぼ違いが見られなかったため、線形確率モデルの分析結果のみ5章で示し、ロジット・モデルの分析結果は付録Aで紹介している。ロジット・モデルを用いたパネルデータ分析は線形確率モデルを用いたそれと異なり、年を通じて被説明変数の値が変化した個体、つまり主観的健康及びメンタルヘルスが2020年から2021年で変化した個体のみがサンプルとして分析に用いられる。換言すると2020年から2021年にかけて変化の無かった個体は分析から外されてしまっている。そのため分析に用いる観測数が減少してしまい、付録Aの回帰結果の表にあるように標準誤差が大きくなりやすい。それに加えてロジット・モデルでは潜在変数モデルにおける誤差項にロジスティック分布を仮定しなければならない。以上の点から、ロジット・モデルではなく線形確率モデルの結果をメインの結果として採用する。

5 推定結果

5.1 全サンプルを用いた分析

まず推定結果の見方を説明する。全サンプルを用いた分析と就業形態別の分析の結果双方ともに、(1)列が主観的健康、(2)列が項目1（神経過敏に感じるか）、(3)列が項目2（絶望的だと感じるか）、(4)列が項目3（そわそわしたり、落ち着かなく感じるか）、(5)列が項目4（気分が沈みこんで、何が起ころうとも気が晴れないように感じるか）、(6)列が項目5（何をやるにも骨折りだと感じるか）、(7)列が項目6（自分は価値のない人間だと感じるか）に対する回答を被説明変数とした分析の結果を示す。主観的健康は普段の健康状態の自己評価が『よい』『まあよい』『ふつう』であれば1を、『あまりよくない』『よくない』であれば0を取るダミー

表5 推定結果（全サンプル，線形確率モデル）

VARIABLES	(1) 主観的健康	(2) 項目1	(3) 項目2	(4) 項目3	(5) 項目4	(6) 項目5	(7) 項目6
COVID-19 失業ダミー× 2021 年ダミー	-0.00957 (0.0421)	0.0118 (0.0632)	0.000148 (0.0573)	0.0221 (0.0638)	-0.0695 (0.0638)	-0.0359 (0.0626)	-0.0141 (0.0502)
2021 年ダミー	-0.00987 (0.0198)	-0.113*** (0.0306)	-0.0755*** (0.0280)	-0.0412 (0.0304)	-0.0581* (0.0307)	-0.0439 (0.0306)	-0.0492* (0.0261)
1000 人当たり COVID-19 感染者数	-0.000834 (0.0114)	-0.00616 (0.0174)	0.00804 (0.0155)	-0.0261 (0.0179)	-0.00726 (0.0175)	-0.00960 (0.0174)	-0.00198 (0.0144)
1000 人当たり COVID-19 死者数	-0.0969 (1.119)	3.456** (1.517)	1.158 (1.438)	2.705* (1.584)	1.960 (1.586)	1.927 (1.602)	1.144 (1.336)
定数項	0.878*** (0.00327)	0.508*** (0.00506)	0.696*** (0.00456)	0.547*** (0.00516)	0.495*** (0.00512)	0.495*** (0.00506)	0.713*** (0.00422)
観測数	5,228	5,228	5,228	5,228	5,228	5,228	5,228
決定係数	0.002	0.014	0.010	0.004	0.005	0.003	0.006

注) (1) から (7) 列の全ての分析で個人固定効果を含めている。被説明変数である「主観的健康」は普段の健康状態の自己評価が『よい』『まあよい』『ふつう』であれば1を、『あまりよくない』『よくない』であれば0を取るダミー変数。「項目1」は神経過敏に感じた頻度、「項目2」は絶望的だと感じた頻度、「項目3」は落ち着きなく感じた頻度、「項目4」は気分が沈みこむように感じた頻度、「項目5」は何をするにも骨折りだと感じた頻度、「項目6」は自分は価値のない人間だと感じた頻度を表す数値であり、『いつも』『たいてい』『ときどき』『少しだけ』を選んでいれば0を、『全くない』を選んでいれば1を取るダミー変数。括弧内の数字は個人レベルでクラスタリングして求めた不均一分散に対して頑健な標準誤差を示す。*、**、*** はそれぞれ 10%、5%、1% 水準で統計的に有意であることを表す。

変数である。項目1から6はそれぞれ神経過敏に感じた頻度，絶望的だと感じた頻度，落ち着きなく感じた頻度，気分が沈みこむように感じた頻度，何をするにも骨折りだと感じた頻度，自分は価値のない人間だと感じた頻度を表す数値であり，『いつも』『たいてい』『ときどき』『少しだけ』を選んでいれば0を，『全くない』を選んでいれば1を取るダミー変数である。最も関心のある係数は COVID-19 失業ダミーと 2021 年ダミーの交差項の係数であり，これが負であれば，その絶対値は COVID-19 感染拡大に伴う失業が主観的健康及びメンタルヘルスが悪化する確率に与える影響を示す。さらに 2021 年ダミーの係数にも着目する。これは，2020 年から 2021 年にかけて主観的健康及びメンタルヘルスがどのように変化したかを表す。JHPS/KHPS の調査が行われた 2021 年 1 月は，同じく調査が行われた 2020 年 1 月と比較すると，最も大きな違いとしてコロナ禍が深刻化しているということが挙げられる。よってこの係数はコロナ禍の深刻化が主観的健康及びメンタルヘルスが悪化する確率に与えた影響であると解釈できる。また，全ての分析で個人固定効果を含めて推定を行っている。括弧内の数字は個人レベルでクラスタリングを行って求めた標準誤差である。

最初に，全サンプルを用いた線形確率モデルによるパネルデータ分析の推定結果を示したものが表5である。まず COVID-19 失業ダミーと 2021 年ダミーの交差項の係数を見ていく。主観的健康や項目4（気分が沈みこむように感じるか），項目5（何をするにも骨折りだと感じるか），項目6（自分は価値のない人間だと感じるか）を被説明変数とした分析で負になったものの，全ての分析において統計的に有意にはならなかった。したがって COVID-19 感染拡大に伴う失業が，主観的健康やメンタルヘルスに与える悪影響の効果は見られなかった。有意にならなかった原因としては，このような失業のメンタルヘルスに対する影響を受けにくい正規雇用の労働者がサンプルに多く存在することが考えられる。これについては次節で詳述する。

また，2021 年ダミーの係数は負になる傾向が強い。項目1（神経過敏に感じるか）や項目2（絶望的だと

表6 推定結果（正規雇用者、線形確率モデル）

VARIABLES	(1) 主観的健康	(2) 項目1	(3) 項目2	(4) 項目3	(5) 項目4	(6) 項目5	(7) 項目6
COVID-19 失業ダミー× 2021 年ダミー	-0.0215 (0.0641)	0.233** (0.0949)	0.120 (0.0810)	0.222** (0.106)	0.101 (0.107)	0.0502 (0.0958)	0.125 (0.0846)
2021 年ダミー	-0.0192 (0.0260)	-0.105*** (0.0383)	-0.108*** (0.0353)	-0.0531 (0.0386)	-0.0804** (0.0400)	-0.0548 (0.0392)	-0.0821** (0.0331)
1000 人当たり COVID-19 感染者数	0.00873 (0.0142)	0.000858 (0.0213)	0.00262 (0.0201)	-0.0323 (0.0225)	-0.0298 (0.0225)	-0.0410* (0.0216)	-0.0191 (0.0186)
1000 人当たり COVID-19 死者数	0.112 (1.481)	2.353 (1.954)	2.320 (1.944)	3.770* (2.125)	3.937* (2.075)	4.472** (2.182)	3.618** (1.792)
定数項	0.881*** (0.00416)	0.527*** (0.00641)	0.710*** (0.00598)	0.544*** (0.00664)	0.500*** (0.00665)	0.495*** (0.00648)	0.725*** (0.00553)
観測数	3,182	3,182	3,182	3,182	3,182	3,182	3,182
決定係数	0.001	0.017	0.018	0.008	0.010	0.006	0.012

注) (1) から (7) 列の全ての分析で個人固定効果を含めている。被説明変数である「主観的健康」は普段の健康状態の自己評価が『よい』『まあよい』『ふつう』であれば1を、『あまりよくない』『よくない』であれば0を取るダミー変数。「項目1」は神経過敏に感じた頻度、「項目2」は絶望的だと感じた頻度、「項目3」は落ち着きなく感じた頻度、「項目4」は気分が沈みこむように感じた頻度、「項目5」は何をするにも骨折りだと感じた頻度、「項目6」は自分は価値のない人間だと感じた頻度を表す数値であり、『いつも』『たいてい』『ときどき』『少しだけ』を選んでいれば0を、『全くない』を選んでいれば1を取るダミー変数。括弧内の数字は個人レベルでクラスタリングして求めた不均一分散に対して頑健な標準誤差を示す。*, **, *** はそれぞれ 10%, 5%, 1% 水準で統計的に有意であることを表す。

感じるか)、項目4、項目6を被説明変数とした分析では統計的に有意に負になっているほか、その他の変数を被説明変数とした分析でも有意ではないが負になっている。このことから、2021年になってコロナ禍が深刻化していくなかで、主観的健康とメンタルヘルスは悪化したことが分かる。統計的に有意な部分のみ取り上げると、2021年になりコロナ禍が深刻化したことに伴って、項目1の観点でメンタルヘルスが悪化する確率は約11.3%ポイント、項目2の観点では約7.6%ポイント、項目4の観点では約5.8%ポイント、項目6の観点では約4.9%ポイント上昇することが分かった。

1000人当たりCOVID-19感染者数の係数は全て統計的に有意ではない一方で、1000人当たりCOVID-19死者数の係数は項目1と3を被説明変数とした分析で統計的に有意に正になっている。そのまま解釈すると、自分の住んでいる地方の1000人当たりCOVID-19死者数が増加するとメンタルヘルスが悪化する確率は低下するということになる。しかし、自分の居住地方の1000人当たりCOVID-19死者数が増加すると、その地方でコロナ禍が深刻化しているということになり、それは本来ならメンタルヘル스에悪影響を与え(Gruber et al. [2021])、ひいては主観的健康をも低下させると考えられる。したがってこの分析結果にはいささか疑問を覚える。原因として考えられるのは、このデータが地方レベルになっていることである。地方レベルであるため、1年ごとに8通りの数値しか現れず、その結果感染者数と死者数が主観的健康及びメンタルヘルスに与える影響を捉えることができなかった。今回はデータの都合上個人の住所は地方レベルでしか把握できなかったが、都道府県レベルで把握できれば、都道府県ごとの人口1000人当たりのCOVID-19感染者数と死者数を分析に用いることができ、これら2つの係数は統計的に有意に負になる可能性が高い。

表7 推定結果（非正規雇用者，線形確率モデル）

VARIABLES	(1) 主観的健康	(2) 項目1	(3) 項目2	(4) 項目3	(5) 項目4	(6) 項目5	(7) 項目6
COVID-19 失業ダミー× 2021 年ダミー	-0.0322 (0.0729)	-0.0459 (0.0973)	-0.0701 (0.0868)	-0.0568 (0.0958)	-0.194** (0.0905)	-0.182* (0.0971)	-0.0563 (0.0694)
2021 年ダミー	-0.0309 (0.0403)	-0.143** (0.0610)	-0.0154 (0.0573)	-0.00128 (0.0637)	0.0449 (0.0602)	0.0116 (0.0549)	0.0338 (0.0550)
1000 人当たり COVID-19 感染者数	-0.0252 (0.0245)	-0.0554 (0.0360)	-0.0293 (0.0304)	-0.0375 (0.0376)	-0.00394 (0.0355)	0.0129 (0.0358)	-0.0121 (0.0279)
1000 人当たり COVID-19 死者数	2.153 (2.264)	7.878*** (2.873)	2.238 (2.744)	1.295 (2.983)	-1.350 (3.257)	-1.256 (2.899)	-2.110 (2.789)
定数項	0.872*** (0.00698)	0.467*** (0.0100)	0.647*** (0.00881)	0.524*** (0.0104)	0.445*** (0.0102)	0.457*** (0.00993)	0.644*** (0.00818)
観測数	1,264	1,264	1,264	1,264	1,264	1,264	1,264
決定係数	0.008	0.030	0.004	0.005	0.009	0.008	0.007

注) (1) から (7) 列の全ての分析で個人固定効果を含めている。被説明変数である「主観的健康」は普段の健康状態の自己評価が『よい』『まあよい』『ふつう』であれば1を、『あまりよくない』『よくない』であれば0を取るダミー変数。「項目1」は神経過敏に感じた頻度、「項目2」は絶望的だと感じた頻度、「項目3」は落ち着きなく感じた頻度、「項目4」は気分が沈みこむように感じた頻度、「項目5」は何をするにも骨折りだと感じた頻度、「項目6」は自分は価値のない人間だと感じた頻度を表す数値であり、『いつも』『たいてい』『ときどき』『少しだけ』を選んでいれば0を、『全くない』を選んでいれば1を取るダミー変数。括弧内の数字は個人レベルでクラスタリングして求めた不均一分散に対して頑健な標準誤差を示す。*、**、*** はそれぞれ 10%、5%、1% 水準で統計的に有意であることを表す。

5.2 正規雇用者・非正規雇用者・自営業者などの比較分析

第1に，正規雇用者のみを抽出したサンプルを用いた，線形確率モデルによるパネルデータ分析の推定結果を示したものが表6である。COVID-19 失業ダミーと 2021 年ダミーの交差項の係数は，主観的健康を被説明変数とした分析では負になったが，項目1（神経過敏に感じるか）をはじめとしたメンタルヘルスを表す変数を被説明変数とした分析では正になり，特に項目1と項目3（そわそわしたり，落ち着かなく感じるか）を被説明変数とした分析では統計的に有意となった。これは COVID-19 感染拡大に伴う失業が，主観的健康及びメンタルヘルスに悪影響を与えるという仮説と異なる結果である。このような結果になった原因として考えられるのは，正規雇用者は一度失業したとしても1年以内に再度正規雇用者として再就職できる可能性が高いことである。実際，2020年1月時点で正規雇用者だった人々は，それ以外の人々と比べると，COVID-19 感染拡大に伴う失業を経験しても2021年1月時点では再び正規雇用で就業できる傾向にあった。本節の最終部にて詳述する。他には，2021年ダミーの係数は項目1，項目2（絶望的だと感じるか），項目4（気分が沈みこむように感じるか），項目6（自分は価値のない人間だと感じるか）を被説明変数とした分析で統計的に有意に負になっている。

第2に，非正規雇用者のみを抽出したサンプルを用いた，線形確率モデルによるパネルデータ分析の推定結果を示したものが表7である。COVID-19 失業ダミーと 2021 年ダミーの交差項の係数は，項目4と項目5（何をするにも骨折りだと感じるか）を被説明変数とした分析で統計的に有意に負となり，その他の分析全てで統計的に有意ではないものの係数が負になった。これにより，COVID-19 感染拡大に伴う失業のメンタルへ

表8 推定結果（自営業者など，線形確率モデル）

VARIABLES	(1) 主観的健康	(2) 項目1	(3) 項目2	(4) 項目3	(5) 項目4	(6) 項目5	(7) 項目6
COVID-19 失業ダミー× 2021 年ダミー	0.0792 (0.0639)	-0.349*** (0.125)	-0.173 (0.160)	-0.227** (0.113)	-0.205 (0.140)	0.106 (0.140)	-0.246** (0.109)
2021 年ダミー	0.0607 (0.0449)	-0.0968 (0.0911)	-0.0280 (0.0770)	-0.0681 (0.0770)	-0.146* (0.0744)	-0.117 (0.0958)	-0.0486 (0.0682)
1000 人当たり COVID-19 感染者数	-0.00592 (0.0291)	0.0499 (0.0509)	0.0859** (0.0401)	0.0212 (0.0480)	0.0817* (0.0452)	0.0824* (0.0494)	0.0844** (0.0377)
1000 人当たり COVID-19 死者数	-3.892 (2.561)	0.390 (4.134)	-5.395 (3.316)	1.000 (3.823)	-0.194 (3.645)	-1.771 (3.895)	-3.519 (2.732)
定数項	0.877*** (0.00796)	0.496*** (0.0140)	0.719*** (0.0114)	0.598*** (0.0131)	0.558*** (0.0127)	0.558*** (0.0138)	0.777*** (0.0104)
観測数	782	782	782	782	782	782	782
決定係数	0.014	0.024	0.022	0.012	0.026	0.014	0.028

注) (1) から (7) 列の全ての分析で個人固定効果を含めている。被説明変数である「主観的健康」は普段の健康状態の自己評価が『よい』『まあよい』『ふつう』であれば1を、『あまりよくない』『よくない』であれば0を取るダミー変数。「項目1」は神経過敏に感じた頻度、「項目2」は絶望的だと感じた頻度、「項目3」は落ち着きなく感じた頻度、「項目4」は気分が沈みこむように感じた頻度、「項目5」は何をするにも骨折りと感じた頻度、「項目6」は自分は価値のない人間だと感じた頻度を表す数値であり、『いつも』『たいてい』『ときどき』『少しだけ』を選んでいれば0を、『全くない』を選んでいれば1を取るダミー変数。括弧内の数字は個人レベルでクラスタリングして求めた不均一分散に対して頑健な標準誤差を示す。*，**，*** はそれぞれ 10%，5%，1% 水準で統計的に有意であることを表す。

ルスに対する悪影響は，全ての就業形態で働く個人を集めたサンプルで分析を行うと確認できなかったが，非正規雇用者のみを抽出したサンプルで分析を行うと確認することができた。細かく見ていくと，COVID-19 感染拡大に伴う失業を経験すると，メンタルヘルスが悪化する確率が項目4の観点で約 19.4% ポイント，項目5の観点で約 18.2% ポイント上昇する。一方 2021 年ダミーの係数は，項目1を被説明変数とした分析でのみ統計的に有意に負となっているものの，それ以外では有意でなくなっている。

第3に，自営業者などを抽出したサンプルを用いた，線形確率モデルによるパネルデータ分析の推定結果を示したものが表8である。COVID-19 失業ダミーと 2021 年ダミーの交差項の係数は，項目1，3，6を被説明変数とした分析で統計的に有意に負となり，その他項目2と4を被説明変数とした分析でも統計的に有意ではないものの負となった。これにより，COVID-19 感染拡大に伴う失業がメンタルヘルスに与える悪影響は，全ての就業形態で働く個人を集めたサンプルを用いて分析すると確認できなかったが，自営業者などのみを抽出したサンプルを用いると確認できた。細かく見ていくと，COVID-19 感染拡大に起因する失業は，メンタルヘルスが悪化する確率を，項目1の観点では約 34.9% ポイント，項目3の観点では約 22.7% ポイント，項目6の観点では約 24.6% ポイント上昇させることが示された。一方 2021 年ダミーの係数は，項目4を被説明変数とした分析でのみ統計的に有意に負となっているものの，それ以外では有意でなくなっている。

表9 各サンプルにおける COVID-19 感染拡大に起因する失業を経験した人の、2021年1月時点での就業形態

	2020年1月時点			合計	
	正規雇用者	非正規雇用者	自営業者など		
2021年1月時点	正規雇用者	28	3	0	31
	非正規雇用者	1	25	0	26
	自営業者など	1	2	16	19
	無職	5	9	0	14
	合計	35	39	16	90

注) 正規雇用者、非正規雇用者、自営業者などのそれぞれのサンプルのうち、COVID-19 感染拡大に伴う失業を経験した人が、2021年1月時点でどのような就業形態にあるかを示している。例えば「28」は、2020年1月時点で正規雇用者であり、COVID-19 感染拡大に伴う失業を経験した35人のうち、28人が2021年1月時点で正規雇用者として再就職できていることを表す。

5.3 分析結果のまとめ

最後に3つのサンプルの分析結果を比較してみよう。まず COVID-19 失業ダミーと2021年ダミーの交差項の係数であるが、主観的健康を被説明変数とした分析では、それぞれのサンプルを用いた場合全てで統計的に有意にはならなかった。COVID-19 感染拡大に伴う失業が主観的健康に与える悪影響は確認できなかったと言える。一方メンタルヘルスを被説明変数とした分析では、全サンプルを用いた分析では項目1から6全てにおいて統計的に有意に負にならず、正規雇用者のみのサンプルを用いた場合は一部統計的に有意に正であったが、非正規雇用者のみのサンプルと自営業者などのサンプルを用いた場合は一部統計的に有意に負となった。これにより、COVID-19 感染拡大に伴い発生した失業は、特に非正規雇用者と自営業者などに悪影響を与えるということが確認できた。

なお、正規雇用者のみのサンプルで一部係数が統計的に有意に正となった要因としては以下のことが考えられる。すなわち、正規雇用者は非正規雇用者と比べると、失業しても1年以内に再び正規雇用者として就業できており、それにより社会的地位や自尊心を取り戻し、メンタルヘル스에正の効果が生じた可能性がある。表9は、それぞれのサンプルについて、COVID-19 感染拡大に起因する失業を経験した人々が、2021年1月時点で正規雇用者、非正規雇用者、自営業者などのどれにあてはまっているかを示したものである。これを見ると、2020年1月時点で正規雇用者だった人々の中で COVID-19 感染拡大に起因する失業を経験した個人のうち、80%が2021年1月時点で再び正規雇用で就業できている。一方2020年1月時点で非正規雇用者であり、COVID-19 感染拡大に起因する失業を経験した人々は、その約8%ほどしか2021年1月時点で正規雇用で就業できた人がいない。つまり正規雇用者はそのほとんどが1年以内に正規雇用者として再就業できている一方、非正規雇用者は再び就業できたとしてもおおむね非正規で就業することになる。2020年1月時点で正規雇用者だった人々は、失業後も再び正規雇用で就業できたことで、失業により生じるとされる自尊心の喪失などはあまり起こらず、むしろ自信がついたり、新しい職場で気分を一転して努力できるようになったりしたことで、メンタルヘルスが改善されたのではなかろうか。対して2020年1月時点で非正規雇用者だった人々や自営業者などのサンプルに含まれる人々は、そのほとんどがそのまま非正規雇用者または自営業者などとして就業している。たとえ再び就業できたとしても、非正規雇用者は雇用が不安定であり、再び COVID-19 感染拡大に伴って失業する可能性が比較的高い。自営業者などのサンプルに属する人々は、会社などに属さず自らで事業を行うため、COVID-19 感染拡大に伴う失業のリスクを常に考慮しなければならなくなる。こういった点から、これら2つのサンプルについては、COVID-19 感染拡大に伴う失業がメンタルヘル스에悪影響を与えるという結果になったのではなかろうか。

次に 2021 年ダミーの係数であるが、それぞれのサンプルを用いた場合全てで、メンタルヘルスを被説明変数とした分析において一部統計的に有意に負となった。このことから、就業形態に関係なく全ての個人がコロナ禍の深刻化とともにメンタルヘルスが悪化したと言える。主観的健康を被説明変数とした分析では、それぞれのサンプルを用いた場合全てで統計的に有意にはならなかった。コロナ禍の深刻化に伴う主観的健康の変化は確認できなかった。

6 おわりに

以上本研究では、2020 年と 2021 年の 2 期間の個人レベルのパネルデータを用いて、COVID-19 感染拡大に起因する失業という個人にとって外生的な失業が、主観的健康及びメンタルヘルスに与える影響を分析した。2020 年 1 月時点で就業していた個人全体をサンプルとして分析を行ったほか、就業形態別でも分析を行った。

結論としては、就業形態別で分割していない全体のサンプルを用いた分析では COVID-19 感染拡大に伴う失業のメンタルヘルスに対する悪影響の効果は確認できなかったものの、非正規雇用者のみを抽出したサンプルを用いた場合と自営業者などを抽出したサンプルを用いた場合の分析では悪影響の存在を確認することができた。非正規雇用者と自営業者は、COVID-19 感染拡大に伴う失業を経験すると、メンタルヘルスが悪化する確率が上昇することが示された。一方 COVID-19 感染拡大に伴う失業の主観的健康に対する悪影響の効果は、全体のサンプルを用いた場合でも、就業形態別のサンプルを用いた場合でも、確認することはできなかった。また、2021 年になりコロナ禍が深刻化する中で、就業形態に関わらず基本的に全ての個人がメンタルヘルスを悪化させていることが確認できた。主観的健康の悪化は確認できなかった。

本研究では、失業は特に非正規雇用者のような雇用が不安定な人々や自営業者など自らで事業を営む人々に対してメンタルヘルスを悪化させるということが発見された。失業という問題を考えるにあたって、政策面では収入低下の方に目が向きがちであるが、それだけでなくメンタルヘルスのサポートも必要なのである。今後の政策立案に当たって本研究で得られた結果が役立てられ、失業者に対するメンタルヘルスのケアが促進されれば幸いである。

参考文献

- [1] Adams-Prassl, A., Boneva, T., Golin, M., & Rauh, C. [2022]. "The impact of the coronavirus lockdown on mental health: evidence from the United States," *Economic Policy*, 37(109), 139-155.
- [2] Ando, M., & Furuichi, M. [2022]. "The association of COVID-19 employment shocks with suicide and safety net use: An early-stage investigation," *PLoS one*, 17(3), e0264829.
- [3] Armbruster, S., & Klotzbücher, V. [2020]. "Lost in lockdown? COVID-19, social distancing, and mental health in Germany," (No. 2020-04). *Diskussionsbeiträge*.
- [4] Böckerman, P., & Ilmakunnas, P. [2009]. "Unemployment and self - assessed health: evidence from panel data," *Health economics*, 18(2), 161-179.
- [5] Brodeur, A., Clark, A. E., Fleche, S., & Powdthavee, N. [2021]. "COVID-19, lockdowns and well-being: Evidence from Google Trends," *Journal of public economics*, 193, 104346.
- [6] Browning, M., & Heinesen, E. [2012]. "Effect of job loss due to plant closure on mortality and hospitalization," *Journal of health economics*, 31(4), 599-616.
- [7] Goldstein, J. R., & Lee, R. D. [2020]. "Demographic perspectives on the mortality of COVID-19 and other epidemics," *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 117(36), 22035-22041.
- [8] Gruber, J., Prinstein, M. J., Clark, L. A., Rottenberg, J., Abramowitz, J. S., Albano, A. M., Aldao, A., Borelli, J. L., Chung, T., Davila, J., Forbes, E. E., Gee, D. G., Hall, G. C. N, Hallion, L. S., Hinshaw, S. P., Hofmann, S. G., Hollon, S. D., Joormann, J., Kazdin, A. E., Klein, D. N., La Greca, A. M., Levenson, R. W., MacDonald, A. W., McKay, D., McLaughlin, K. A., Mendle, J., Miller, A. B., Neblett, E. W., Nock, M., Olatunji, B. O., Persons, J. B., Rozek, D. C., Schleider, J. L., Slavich, G. M., Teachman, B. A., Vine, V., & Weinstock, L. M. [2021]. "Mental health and clinical psychological science in the time of COVID-19: Challenges, opportunities, and a call to action," *American Psychologist*, 76(3), 409.
- [9] Kessler, R. C., Barker, P. R., Colpe, L. J., Epstein, J. F., Gfroerer, J. C., Hiripi, E., Howes, M. J., Normand, S. L., Manderscheid, R. W., Walters, E. E. & Zaslavsky, A. M. [2003]. "Screening for serious mental illness in the general population," *Archives of general psychiatry*, 60(2), 184-189.
- [10] Kikuchi, S., Kitao, S., & Mikoshiba, M. [2021]. "Who suffers from the COVID-19 shocks? Labor market heterogeneity and welfare consequences in Japan," *Journal of the Japanese and International Economies*, 59, 101117.
- [11] Lin, P. Z., & Meissner, C. M. [2020]. "A note on long-run persistence of public health outcomes in pandemics" (No. w27119). *National Bureau of Economic Research*.
- [12] Marcus, J. [2013]. "The effect of unemployment on the mental health of spouses—Evidence from plant closures in Germany," *Journal of health economics*, 32(3), 546-558.
- [13] Power, C., Matthews, S., & Manor, O. [1998]. "Inequalities in self-rated health: explanations from different stages of life," *The Lancet*, 351(9108), 1009-1014.
- [14] Van Doorslaer, E., & Jones, A. M. [2003]. "Inequalities in self-reported health: validation of a new approach to measurement," *Journal of health economics*, 22(1), 61-87.

付録 A ロジット・モデルの分析結果

ロジット・モデルの推定式は以下のとおりである。

$$\begin{aligned} Pr(Y_i = 1 | UM_i, AFTER_t, X_{it}, \mu_i) \\ &= \Lambda(\alpha + \beta UM_i * AFTER_t + \delta AFTER_t + \theta X_{it} + \mu_i) \\ &= \frac{\exp(\alpha + \beta UM_i * AFTER_t + \delta AFTER_t + \theta X_{it} + \mu_i)}{1 + \exp(\alpha + \beta UM_i * AFTER_t + \delta AFTER_t + \theta X_{it} + \mu_i)} \end{aligned}$$

それぞれの変数名は線形確率モデルと同様である。

添え字の i は観察個体を示し、 t は時点（2020 年と 2021 年）を示している。また、 α が切片、 μ_i が個人固定効果、 ϵ_{it} が誤差項である。

まず、 Y_{it} は主観的健康及びメンタルヘルスを表す変数である。3 章の 3.1 節にあるように、それぞれ状態が良ければ 1 を、悪ければ 0 を取るダミー変数となっている。 $\Lambda(\cdot)$ はロジスティック分布の累積分布関数である。被説明変数が 2 値変数であるため、これはロジット・モデルであると解釈できる。

UM_i は、その個人が COVID-19 感染拡大に伴う失業を経験していたら 1、そうでなければ 0 を取るダミー変数である。また $AFTER_t$ は 2021 年であれば 1 を取るダミー変数である。交差項 $UM_i * AFTER_t$ の係数 β が今回最も関心のあるパラメーターであり、COVID-19 感染拡大に伴う失業が主観的健康またはメンタルヘルスに与える影響を表す。これがマイナスであれば、「COVID-19 感染拡大に伴う失業を経験した場合、主観的健康またはメンタルヘルスが悪化する確率が上昇する」という解釈が可能だ。一方 δ は、失業の有無やコントロール変数として用いた居住地方の 1000 人当たり COVID-19 感染者数と死者数に関係なく、主観的健康またはメンタルヘルスが 2020 年から 2021 年にかけてどう変化したかを表すパラメーターである。JHPS/KHPS の調査が行われた 2021 年 1 月は同じく調査が行われた 2020 年 1 月と比較すると、コロナ禍が深刻化しているということが大きな違いである。よってこの係数はコロナ禍の深刻化とともに主観的健康及びメンタルヘルスがどのように変化したかを示すと考えられる。 X_{it} はコントロール変数である。居住地方の 1000 人当たり COVID-19 感染者数と死者数を用いている。

以下ではロジット・モデルを用いたパネルデータ分析の推定結果を確認する。まず推定結果の見方を説明する。全サンプルを用いた分析と就業形態別の分析の結果双方ともに、(1) 列が主観的健康、(2) 列が項目 1（神経過敏に感じるか）、(3) 列が項目 2（絶望的だと感じるか）、(4) 列が項目 3（そわそわしたり、落ち着かなく感じるか）、(5) 列が項目 4（気分が沈みこんで、何が起ころうとも気が晴れないように感じるか）、(6) 列が項目 5（何をしても骨折りと感じるか）、(7) 列が項目 6（自分は価値のない人間だと感じるか）に対する回答を被説明変数とした分析の結果を示す。主観的健康は普段の健康状態の自己評価が『よい』『まあよい』『ふつう』であれば 1 を、『あまりよくない』『よくない』であれば 0 を取るダミー変数である。項目 1 から 6 はそれぞれ神経過敏に感じた頻度、絶望的だと感じた頻度、落ち着きなく感じた頻度、気分が沈みこむように

表 10 推定結果 (全サンプル, ロジット・モデル)

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	主観的健康	項目 1	項目 2	項目 3	項目 4	項目 5	項目 6
COVID-19 失業ダミー× 2021 年ダミー	-0.0149 (0.138)	0.0423 (0.0892)	0.0237 (0.0996)	0.0425 (0.0900)	-0.0885 (0.0919)	-0.0465 (0.0928)	-0.0199 (0.115)
2021 年ダミー	-0.0586 (0.0876)	-0.196*** (0.0556)	-0.158*** (0.0611)	-0.0793 (0.0566)	-0.109* (0.0560)	-0.0831 (0.0562)	-0.119* (0.0656)
1000 人当たり COVID-19 感染者数	-0.00571 (0.0500)	-0.00976 (0.0325)	0.00874 (0.0365)	-0.0443 (0.0315)	-0.0128 (0.0323)	-0.0201 (0.0326)	-0.0165 (0.0396)
1000 人当たり COVID-19 死者数	0.446 (4.276)	5.706* (3.087)	2.513 (3.284)	4.995* (2.990)	3.738 (2.992)	3.768 (2.962)	3.105 (3.540)
観測数	584	1,416	1,144	1,458	1,438	1,404	976

注) (1) から (7) 列の全ての分析で個人固定効果を含めている。被説明変数である「主観的健康」は普段の健康状態の自己評価が『よい』『まあよい』『ふつう』であれば 1 を、『あまりよくない』『よくない』であれば 0 を取るダミー変数。「項目 1」は神経過敏に感じた頻度、「項目 2」は絶望的だと感じた頻度、「項目 3」は落ち着きなく感じた頻度、「項目 4」は気分が沈みこむように感じた頻度、「項目 5」は何をするにも骨折りだと感じた頻度、「項目 6」は自分は価値のない人間だと感じた頻度を表す数値であり、『いつも』『たいてい』『ときどき』『少しだけ』を選んでいれば 0 を、『全くない』を選んでいれば 1 を取るダミー変数。各説明変数の行上にある括弧で囲まれていない数字は、個人固定効果を 0 とした際の平均限界効果である。括弧内の数字はデルタ法で求めた標準誤差を示す。*, **, *** はそれぞれ 10%, 5%, 1% 水準で統計的に有意であることを表す。

表 11 推定結果 (正規雇用者, ロジット・モデル)

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	主観的健康	項目 1	項目 2	項目 3	項目 4	項目 5	項目 6
COVID-19 失業ダミー× 2021 年ダミー	-0.0619 (0.231)	0.383** (0.162)	0.257 (0.177)	0.287** (0.146)	0.124 (0.136)	0.0727 (0.153)	0.273 (0.174)
2021 年ダミー	-0.0850 (0.106)	-0.183*** (0.0708)	-0.228*** (0.0760)	-0.0953 (0.0705)	-0.134** (0.0679)	-0.0958 (0.0693)	-0.203** (0.0815)
1000 人当たり COVID-19 感染者数	0.0363 (0.0647)	0.00373 (0.0427)	-0.00785 (0.0453)	-0.0573 (0.0405)	-0.0528 (0.0408)	-0.0871** (0.0424)	-0.0592 (0.0490)
1000 人当たり COVID-19 死者数	0.615 (5.472)	3.587 (4.066)	5.708 (4.043)	6.665* (3.743)	6.623* (3.837)	8.327** (3.652)	9.494** (4.363)
観測数	350	844	736	898	902	854	626

注) (1) から (7) 列の全ての分析で個人固定効果を含めている。被説明変数である「主観的健康」は普段の健康状態の自己評価が『よい』『まあよい』『ふつう』であれば 1 を、『あまりよくない』『よくない』であれば 0 を取るダミー変数。「項目 1」は神経過敏に感じた頻度、「項目 2」は絶望的だと感じた頻度、「項目 3」は落ち着きなく感じた頻度、「項目 4」は気分が沈みこむように感じた頻度、「項目 5」は何をするにも骨折りだと感じた頻度、「項目 6」は自分は価値のない人間だと感じた頻度を表す数値であり、『いつも』『たいてい』『ときどき』『少しだけ』を選んでいれば 0 を、『全くない』を選んでいれば 1 を取るダミー変数。各説明変数の行上にある括弧で囲まれていない数字は、個人固定効果を 0 とした際の平均限界効果である。括弧内の数字はデルタ法で求めた標準誤差を示す。*, **, *** はそれぞれ 10%, 5%, 1% 水準で統計的に有意であることを表す。

感じた頻度、何をするにも骨折りだと感じた頻度、自分は価値のない人間だと感じた頻度を表す数値であり、『いつも』『たいてい』『ときどき』『少しだけ』を選んでいれば 0 を、『全くない』を選んでいれば 1 を取るダミー変数である。加えて全ての分析で個人固定効果を含めて推定を行っている。記載されているのは個人固定効果を 0 とした際の平均限界効果であり、括弧内の数値はデルタ法で求めた標準誤差である。

最初に就業形態別で分割していない、全体のサンプルを用いた分析を確認する。結果は表 10 である。COVID-19 失業ダミーと 2021 年ダミーの交差項の係数は、主観的健康と項目 4, 5, 6 を被説明変数とした分析で負になったものの、全て統計的に有意ではなかった。線形確率モデルでの分析結果と同様、COVID-19 感染拡大に伴う失業の主観的健康及びメンタルヘルスに対する悪影響は確認できなかった。一方で 2021 年ダミーの係数は項目 1, 2, 4, 6 を被説明変数とした分析で統計的に有意に負となっている。2021 年になりコ

表 12 推定結果（非正規雇用者、ロジット・モデル）

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	主観的健康	項目 1	項目 2	項目 3	項目 4	項目 5	項目 6
COVID-19 失業ダミー× 2021 年ダミー	-0.0599 (0.191)	-0.0382 (0.142)	-0.112 (0.163)	-0.0740 (0.147)	-0.321* (0.165)	-0.253* (0.149)	-0.142 (0.212)
2021 年ダミー	-0.154 (0.183)	-0.286** (0.117)	-0.0391 (0.129)	-0.00471 (0.117)	0.0726 (0.123)	0.0253 (0.135)	0.0719 (0.134)
1000 人当たり COVID-19 感染者数	-0.0866 (0.0981)	-0.104 (0.0653)	-0.0770 (0.0786)	-0.0539 (0.0640)	-0.00546 (0.0669)	0.0182 (0.0667)	-0.0580 (0.0875)
1000 人当たり COVID-19 死者数	9.095 (8.495)	16.01** (6.435)	5.774 (7.148)	1.621 (6.644)	-1.958 (6.065)	-2.150 (6.827)	-3.558 (7.138)
観測数	156	330	248	348	336	316	214

注) (1) から (7) 列の全ての分析で個人固定効果を含めている。被説明変数である「主観的健康」は普段の健康状態の自己評価が『よい』『まあよい』『ふつう』であれば 1 を、『あまりよくない』『よくない』であれば 0 を取るダミー変数。「項目 1」は神経過敏に感じた頻度、「項目 2」は絶望的だと感じた頻度、「項目 3」は落ち着きなく感じた頻度、「項目 4」は気分が沈みこむように感じた頻度、「項目 5」は何をするにも骨折りだと感じた頻度、「項目 6」は自分は価値のない人間だと感じた頻度を表す数値であり、『いつも』『たいてい』『ときどき』『少しだけ』を選んでいれば 0 を、『全くない』を選んでいれば 1 を取るダミー変数。各説明変数の行上にある括弧で囲まれていない数字は、個人固定効果を 0 とした際の平均限界効果である。括弧内の数字はデルタ法で求めた標準誤差を示す。*, **, *** はそれぞれ 10%, 5%, 1% 水準で統計的に有意であることを表す。

コロナ禍が深刻化するとともに、メンタルヘルスが悪化する確率が、項目 1 の観点では約 19.6% ポイント、項目 2 の観点では約 15.8% ポイント、項目 4 の観点では約 10.9% ポイント、項目 6 の観点では約 11.9% ポイント上昇したことが示唆された。

次に正規雇用者のみを抽出したサンプルを用いた分析を確認する。結果は表 11 である。COVID-19 失業ダミーと 2021 年ダミーの交差項の係数は項目 1 と 3 を被説明変数とした分析で統計的に有意に正となっている。これは COVID-19 感染拡大に伴う失業を経験すると、メンタルヘルスが悪化するという仮説に矛盾している。線形確率モデルを用いた分析結果と同様である。2021 年ダミーの係数は、いくつかの分析で統計的に有意に負になっている。

次に非正規雇用者のみを抽出したサンプルを用いた分析を確認する。結果は表 12 に示した。COVID-19 失業ダミーと 2021 年ダミーの交差項の係数は項目 4 と 5 を被説明変数とした分析で統計的に有意に負となり、その他の分析でも統計的に有意ではないものの負になっている。線形確率モデルを用いた分析結果と同様、全サンプルを用いた分析とは異なり、非正規雇用者のみのサンプルを用いた分析では、COVID-19 感染拡大に伴う失業がメンタルヘルスに与える悪影響が確認された。2021 年ダミーの係数は項目 1 を被説明変数とした分析でのみ統計的に有意に負になっている。

最後に自営業者などを抽出したサンプルを用いた分析を確認する。結果は表 13 に示した。COVID-19 失業ダミーと 2021 年ダミーの交差項の係数は統計的に有意でない。これは線形確率モデルを用いた分析結果と異なっている。ロジット・モデルを用いたパネルデータ分析では、年を通じて被説明変数の値が変化したサンプル、つまり主観的健康及びメンタルヘルスが 2020 年から 2021 年で変化したサンプルのみが分析に用いられる

表 13 推定結果（自営業者など、ロジット・モデル）

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	主観的健康	項目 1	項目 2	項目 3	項目 4	項目 5	項目 6
COVID-19 失業ダミー× 2021 年ダミー	3.557 (370.0)	-3.799 (271.0)	-0.263 (0.211)	-3.822 (333.9)	-0.316 (0.269)	0.124 (0.232)	-3.505 (227.8)
2021 年ダミー	0.360 (0.282)	-0.135 (0.141)	-0.0353 (0.166)	-0.164 (0.169)	-0.320* (0.174)	-0.126 (0.135)	-0.0116 (0.196)
1000 人当たり COVID-19 感染者数	-0.0869 (0.139)	0.0890 (0.0777)	0.239** (0.0952)	0.0579 (0.0842)	0.189** (0.0856)	0.134* (0.0804)	0.242** (0.101)
1000 人当たり COVID-19 死者数	-16.64 (11.38)	-1.184 (7.064)	-17.03* (8.909)	2.265 (7.694)	-1.338 (8.016)	-6.416 (7.731)	-18.31 (11.48)
観測数	78	242	160	212	200	234	136

注) (1) から (7) 列の全ての分析で個人固定効果を含めている。被説明変数である「主観的健康」は普段の健康状態の自己評価が『よい』『まあよい』『ふつう』であれば 1 を、『あまりよくない』『よくない』であれば 0 を取るダミー変数。「項目 1」は神経過敏に感じた頻度、「項目 2」は絶望的だと感じた頻度、「項目 3」は落ち着きなく感じた頻度、「項目 4」は気分が沈みこむように感じた頻度、「項目 5」は何をするにも骨折りと感じた頻度、「項目 6」は自分は価値のない人間だと感じた頻度を表す数値であり、『いつも』『たいてい』『ときどき』『少しだけ』を選んでいれば 0 を、『全くない』を選んでいれば 1 を取るダミー変数。各説明変数の行上にある括弧で囲まれていない数字は、個人固定効果を 0 とした際の平均限界効果である。括弧内の数字はデルタ法で求めた標準誤差を示す。*, **, *** はそれぞれ 10%, 5%, 1% 水準で統計的に有意であることを表す。

ため、自営業者などにサンプルを限定した分析ではサンプル数が極めて減少している。そのため COVID-19 感染拡大に起因する失業がもたらした効果をうまくとらえられなかった可能性がある。2021 年ダミーの係数は項目 4 を被説明変数とした分析でのみ統計的に有意に負となった。

以上がロジット・モデルの分析結果である。自営業者などのサンプルを用いた分析を除き、5 章で見た線形確率モデルの結果とおおむね質的には変わらない結果となった。就業形態別で分割していない全サンプルを用いた分析では COVID-19 感染拡大に伴う失業がメンタルヘルスに与える悪影響は確認できなかったが、非正規雇用者のみのサンプルを用いた分析では確認することができた。一方で COVID-19 感染拡大に伴う失業が主観的健康に与える悪影響は、どのサンプルを用いた分析でも確認することはできなかった。