

# 正規・非正規雇用の健康格差 —呼称と社会保険加入に注目して

小前 和智

(社会保険労務士法人あかつき)

茂木 洋之

(国立社会保障・人口問題研究所主任研究官)

本稿では正規雇用と非正規雇用の健康格差の実態と要因を分析した。また社会保険（健康保険・年金・雇用保険）の加入状況における格差も考察した。非正規雇用は一括され正規雇用と比較されるか、特定の形態に焦点を当てて議論されることが多いが、本稿では非正規雇用内の、雇用形態の詳細まで考察した。その結果、以下のことがわかった。(1) 健康状態は非正規雇用といつても、アルバイト・パート、契約社員、派遣社員、嘱託社員など、非正規雇用形態によって多様である。特に、男女ともに派遣社員の健康状態が悪い。(2) 計量分析をすると、繰り返しクロスセクションデータとしての分析では、先行研究通り非正規雇用は正規雇用よりも健康状態が悪い。ただ、固定効果を考慮するか、またはさまざまな労働条件を制御した上で分析すると、むしろ正規雇用の方が健康状態は悪い。(3) 労働条件として、男女ともに長時間労働は健康に悪影響である。また、無期契約は女性労働者の健康状態に良い影響を与える。(4) 健康格差は呼称による非正規の定義で多くの説明できる。(5) 非正規雇用はいずれの呼称においても、正規雇用と比較して、健康保険・年金・雇用保険の加入率が低い。特にこの傾向は、男女ともにパート・アルバイトについて顕著である。

## 目 次

- I はじめに
- II 正規雇用と非正規雇用の健康状態の推移
- III 健康格差の実態と要因
- IV 誰が社会保険に未加入なのか
- V おわりに——政策的示唆と今後の課題

## I は じ め に

格差という言葉が正規・非正規雇用の文脈で取り上げられる時、賃金や収入といった待遇に関して論じられることが多い。実際に、2000年代以降、正規・非正規間の賃金格差は日本の労働問題において、主要な地位を占めた。非正規雇用は賃

金が低いことや、非正規雇用が正規雇用に転換すると賃金が上昇することが、さまざまな先行研究で確認されている（玄田 2008；小前・玄田 2020；小前 2024 など）。労働時間など働き方や（山本・黒田 2014），人的資本の格差についても論じられてきた（Hara 2014）。非正規雇用は人的資本を蓄積する機会が正規雇用と比較して少ないとや、リーマンショックに端を発する世界金融危機以降、その傾向が顕著になったことなどが指摘されている（原 2014）。これらの研究群と比較すると、健康という切り口で、正規・非正規間の格差が論じられることはそれほど多くなかった<sup>1)</sup>。本稿では健康という側面から正規雇用と非正規雇用の格差に改めて焦点を当てる。

学術的には、本稿は働き方や就業形態による健康格差というテーマに位置づけられ、経済学では健康経済学・労働経済学の分野で多くの先行研究がある（黒田 2017; Cygan-Rehm and Wunder 2018; Berniell and Bietenbeck 2020など）<sup>2)</sup>。例えば、多くの研究で長時間労働が健康にとって良くないことが指摘されている。また、類似のテーマが本誌でも繰り返し特集されており<sup>3)</sup>、労働と健康が密接に関わっていることは直感的にも明らかであろう。

就業形態と健康についてみると、まず日本以外の先行研究として多いのは自営業者と被用者の健康格差であり、代表的な研究として、Rietveld, van Kippersluis and Thurik (2015) がある。被用者と自営業者のどちらが健康かという問いを、就業形態の意思決定のセレクションを考慮して推定している。自営業者は自由に仕事ができるが、自分で経営をしなければならず、労働市場からの退出、つまり倒産というプレッシャーが常にかかる。被用者はいわゆるサラリーマンとしての気楽さがあり、自営業者に比べれば精神的な負荷は小さそうだが、働き方などについて制約があり、また同僚を選ぶこともできない。どちらの影響が強いかは実証しなければわからない。主観的健康 (Self-reported health), メンタルヘルス、健康状態の数が健康指標として採用される。Rietveld, van Kippersluis and Thurik (2015) によると、標準的な OLS (Ordinary Least Squares) による分析では自営業の方が健康であるという結果が得られているが、固定効果を考慮した分析だと統計的有意ではなくなり、自営業者のセレクションの重要性が指摘されている。他にも、van der Zwan, Hessels and Burger (2020) などがある。

他方、正規雇用と非正規雇用の健康格差というテーマは、健康経済学における膨大な先行研究の中では少数である。その理由としては、正規・非正規という区分は報酬や労働条件の違いに帰着されるため、労働条件の違いによる健康への影響といった観点から議論がなされてきたためだと考えられる。また、正規雇用と非正規雇用の格差を考察する場合、そもそも雇用形態の意思決定を考える必要があり、それは多くの場合学歴や性別な

どに帰着される。よって、研究的には学歴間の健康格差として扱われる (Eide and Showalter 2011)。学歴間の健康格差などを分析する際に雇用形態を入れることは、Bad control (悪いコントロール変数) になると解釈もできる。ただ、社会保険の加入条件や雇用の保護など、政策立案において雇用形態が分岐点となる場合は多い。このような背景を踏まえれば、正規・非正規における健康格差の問題を取り上げる意義は、非常に大きいといえよう。

やや古いが、公衆衛生学の分野では、井上ほか (2011) が非正規雇用の健康についてサーベイし、以下を結論付けている<sup>4)</sup>。非正規雇用者の健康状態が正規雇用者と比べて悪かったのは、一部の労働災害による傷病と身体的健康における死亡率である。精神的健康では General Health Questionnaire 等の指標を用いた研究で、概して非正規雇用で健康状態が不良であると結論づけた研究が多くみられる。そのほかの代替的健康指標として、医療へのアクセスについても非正規雇用で限りがあるという傾向や、非正規雇用者では正規雇用者と比べて病気による休職や欠勤が少ないという傾向を確認している。ただ、井上ほか (2011) で調査されている研究は大半がクロスセクションデータによる分析で、かつ内生性などに懸念が残る。パネルデータなどを利用した、内生性を一定程度考慮した研究としては、Bardasi and Francesconi (2004) など少数に留まる。

本稿と関連が深い経済学の研究として小塩 (2021) が挙げられる。個人属性 (学歴・婚姻関係・所得) を制御した上で、非正規労働者の健康 (自覚症状、主観的健康、日常生活への影響) は正規労働者に比べて統計的有意に劣ることが確認されている。また、居住地域の雇用環境が不安定であることが、就業形態にかかわらず健康に対して悪影響をもたらす<sup>5)</sup>。さらには、非正規労働者を多く含む社会保険未加入者の健康水準が劣ることが示されており、そうした事実から、被用者保険を非正規労働者に拡大させることを提案している。

これらを踏まえたうえで、本稿では、正規雇用と非正規雇用の健康格差について実態を把握し、その要因を探る。その上で社会保険の加入状況に

おける格差も考察した。結果として、以下のことわかった。(1) 健康状態は非正規雇用といつても、アルバイト・パート、契約社員、派遣社員、嘱託社員など、非正規雇用形態により多様である。特に、男女ともに派遣社員の健康状態が悪い。(2) 計量分析をすると、繰り返しクロスセクションデータとしての分析では、先行研究通り非正規雇用は正規雇用よりも健康状態が悪い。ただ、固定効果を考慮するか、またはさまざまな労働条件を制御した上で分析すると、むしろ正規雇用の方が健康状態は悪い。(3) 労働条件として、男女ともに長時間労働は健康に悪影響である。また、無期契約は女性労働者の健康状態に良い影響を与える。(4) 健康格差は呼称による非正規の定義で多くを説明できる。(5) 非正規雇用はいずれの呼称においても、正規雇用と比較して、健康保険・年金・雇用保険の加入率が低い。特にこの傾向は、男女ともにパート・アルバイトについて顕著である。

本稿の貢献は以下である。1つ目は、非正規雇用の健康について、雇用形態の内訳を見たことである。非正規雇用については、労働時間による区分、雇用契約期間による区分、呼称による区分、と主に3種類の定義が存在することが知られている(神林 2017)。本稿では特に呼称による定義に焦点を当てる。ここで注目するのは、しばしば一括して論じられる「非正規雇用」というカテゴリーの内訳である。日本社会においては、非正規雇用と一口に言ってもその形態は多岐にわたるにもかかわらず、これまでの研究においては、各形態間の差異に対する検討は必ずしも十分とは言えなかった。

例えば、パート・アルバイトと契約社員は、労働時間、契約期間、賃金制度、業務内容といった複数の側面において相違が認められる。パート・アルバイトにおける主たる課題は、短時間労働に起因する低賃金である。一方で、雇用期間については無期である場合も見られ、柔軟な働き方が可能である点、ならびに比較的長い余暇時間を作り、ワーカーライフバランスが取り易い点は、他の雇用形態と異なる特徴である。業務内容については、正規雇用者の補助的役割を担うことが多く、

賃金形態は時間給が一般的である。これに対し、契約社員は正規雇用者ほどではないものの、それに近い労働時間で就労する場合が多い。一方で、賃金制度については年俸制などを採用する事例も多く、状況によっては正規雇用者を上回る賃金を得ることもある。また、業務内容も正規雇用者以上に専門的である場合もある。ただ、有期契約であることから、契約更新の可否を含む将来的な雇用の不確実性が大きな懸念となる。このように、パート・アルバイトと契約社員とでは、労働条件に起因する健康への影響要因が異なる。前者においては低賃金が、後者においては雇用継続の不確実性や労働時間等が主たる要因と考えられる。したがって、非正規雇用に起因する健康格差の是正を目指す政策的介入も、それぞれの雇用形態に固有の課題に即した、個別的かつ適切な設計が求められる。

先行研究においては、非正規雇用は「非正規雇用」として一括りにされ正規雇用と比較されるか、または個別の非正規雇用の形態に焦点を当てて議論されることが多い。本稿では非正規雇用をパート・アルバイト、派遣社員、契約社員、嘱託など詳細に、かつ包括的に考察する。

2つ目として、本稿では社会保険(年金・健康保険・雇用保険)の加入状況に着目した。非正規雇用は1990年代後半以降に増加してきたが、非正規雇用が多様化する中で、非正規雇用が家計の生計の担い手である場合が増えた。しかもその一部は、社会保険に未加入であり深刻な問題となっている(酒井 2020)。未加入の状態であることが人々の不安を増幅したり、医療へのアクセスを制限する可能性は大いにある。Rietveld, van Kippersluis and Thurik (2015)でも自営と被用者の健康格差において、社会保険の加入の重要性が示唆されている。

なお、本稿では原則高齢者は除外して分析する。高齢期は就業と健康という2つの変数が同時に変化するため、高齢者の働き方と健康というの関連性が非常に高い。そもそも健康でなければ高齢期に働くことは難しいし(Blundell, French and Tetlow 2016)、また、長く働くことによって、高齢者の健康状態が改善もしくは悪化する可能性もある(Nishimura, Oikawa and Motegi 2018; Garrouste

and Perdrix 2022)。高齢者は健康状態について異質性も高く、分析のノイズとなるので、本論では考慮しない。高齢者の就業と健康については Blundell, French and Tetlow (2016) や Filomena and Picchio (2023) などサーベイ論文があるので、そちらを参照されたい。

本稿の構成は以下である。Ⅱでは、大規模データであり健康指標について豊富な情報を有する厚生労働省『国民生活基礎調査』を使用して、正規雇用と非正規雇用の各形態について、健康格差を時系列で概観する。Ⅲではパネルデータを用いて、健康格差の詳細を考察する。Ⅳでは、社会保険（年金、健康保険、雇用保険）の加入格差について考察する。Ⅴでは政策的示唆を述べて、今後の課題を述べる。

## II 正規雇用と非正規雇用の健康状態の推移

### 1 データと健康指標

まず正規雇用と非正規雇用の健康状態の推移を概観する<sup>6)</sup>。使用するデータは厚生労働省『国民生活基礎調査』の e-Stat からの集計データである。対象母集団は、全国の世帯及び世帯員であり、国勢調査区のうち後置番号 1 及び 8 から層化無作為抽出した 5530 地区のすべての世帯（約 30 万世帯）及び世帯員を調査客体としている。世帯票の回収率は 68.4% と高水準である（これまでの数値は 2022 年調査に基づく）。本調査は各年実施されている基幹統計であるが、対象者に健康意識や自覚症状、受診状況等に関する設問から成る健康票は 3 年に 1 度の大規模調査回でのみ配布、収集されている。本論では、大規模調査年にあたる平成 25 年、28 年、令和 1 年、4 年（2013, 2016, 2019, 2022 年）のデータを用いる。なお、このデータは繰り返しクロスセクションデータであり、調査は各年の 6 月に実施されている。

概観する健康状態はこころの状態（メンタルヘルス）、自覚症状の有無、悩みやストレスの有無、検診・人間ドックの受診率、の 4 つである。こころの状態には、K6 という尺度を用いている。K6

は Kessler et al. (2002) によって、うつ病・不安障害などの精神疾患をスクリーニングすることを目的として開発され、一般市民を対象とした調査で心理的ストレスを含む何らかの精神的な問題の程度を表す指標として広く利用されている。「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、落ち着かなく感じましたか」「気分が沈み込んで、何が起こって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」の 6 つの質問について 5 段階（「まったくない」（0 点）、「少しだけ」（1 点）、「ときどき」（2 点）、「たいてい」（3 点）、「いつも」（4 点））で点数化する。合計点数が高いほど、精神的な問題がより重い可能性があるとされている。なお、日本では K6 が 5 以上になるとうつ病の発生確率が高まるなど心理的ストレスが存在していると判断され、13 以上になると、重篤の精神障害があると判断される。

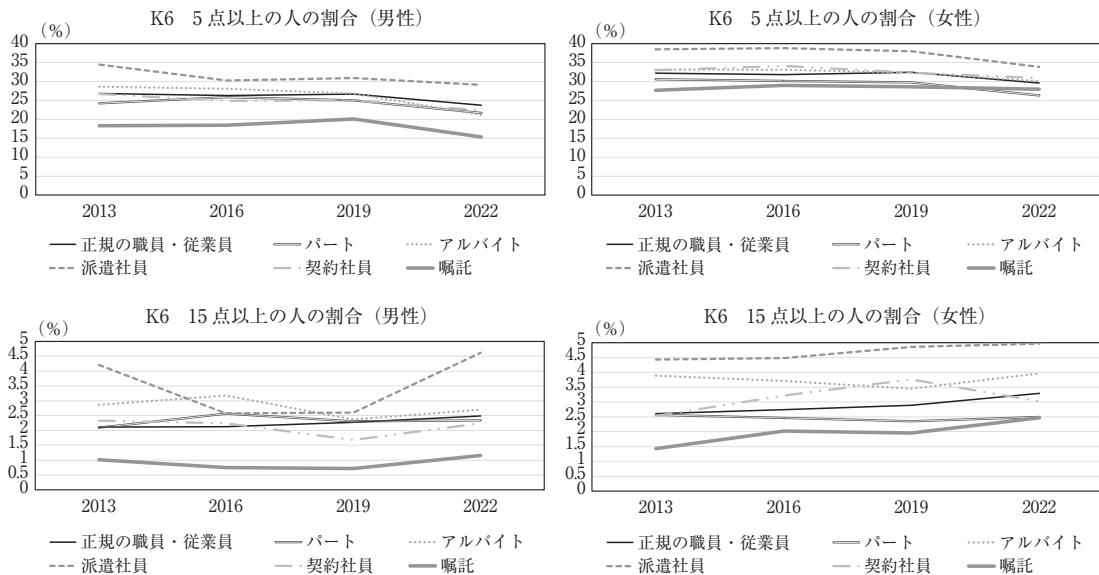
また、検診と人間ドックは健康投資活動の一種と見做せる。これらは生活習慣病や重大な病気の早期発見に重要である。特に人間ドックは高額な費用がかかり、正規雇用と非正規雇用で格差が生じやすいと考えられるため、本稿の考察対象とした<sup>7)</sup>。

### 2 健康状態の推移

まず、K6（メンタルヘルス）が 5 点以上の人の割合の推移を見たものが図 1、上段である。男女別にみた場合、女性の方が概して割合が高く、健康状態が良くない。また、男女とも最も健康状態が悪いのは派遣社員で、最も健康状態が良いのは嘱託社員となっている。ただ女性については 2022 年に関してはパートが最も健康状態が悪い。正規雇用者について、男性は 2022 年時点で派遣に次いで健康状態が悪いが、女性は比較的良いと言える。他にも、5 点以上の正規雇用者についてみると、2013 年時点では男性は 26.8%、女性は 32.2% であったが、2022 年にはそれぞれ 23.7%、29.6% と改善しており、比較的軽度のメンタルヘルス不調者については改善している。

次いで、15 点以上の人の割合をみると（図 1,

図1 K6（メンタルヘルス）の推移



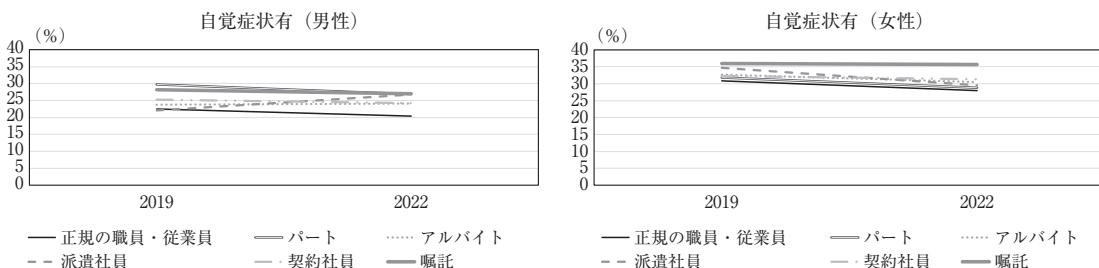
出所：厚生労働省『国民生活基礎調査』より筆者作成。

下段), 女性の方が, 全体的に健康状態が悪いという傾向は, 5点以上の場合と同様である。また, 男女ともに派遣社員が最も健康状態が悪く, 嘱託が良いという傾向も変わらない。男性の派遣社員については, 2013年から2019年にかけて健康状態が改善傾向にあったものの, 2022年には再び急速に悪化していることが確認できる。全体的に男女ともに5点以上の人は2013年から2022年にかけて減少傾向にあった。しかし15点以上の人は, 女性について微増傾向で, 健康状態が深刻な人がやや増える結果となった。ただ, 女性の契約社員については, 2013年から2019年にかけては悪化しているが, 2022年には改善しており, 異なる傾向が観察される。このように非正規雇用の中の雇用形態によって異質性があり, 詳細をみ

ることが重要であることがわかる。正規雇用者の15点以上の割合をみると, 2013年時点では男性は2.1%, 女性は2.6%であったが, 2022年にはそれぞれ2.5%, 3.3%と悪化している。重度のメンタルヘルス不調者が増加していることは, 5点以上の場合と対照的である。

自覚症状がある人の割合についてみると(図2), 2022年時点では男女ともに正規雇用が最も低く, 嘱託社員が最も高い。つまり正規雇用の健康状態が良く, 嘱託社員は悪い。年齢を25~59歳に制限しているため, 高齢者による再雇用が原因ではないと言える。また女性については全ての雇用形態において, 2019年から2022年にかけて, 自覚症状有の割合が減少しているが, 男性については派遣社員が22.1%から26.7%へと4.6%

図2 自覚症状がある人の推移



出所：厚生労働省『国民生活基礎調査』より筆者作成。

pt 増加している。

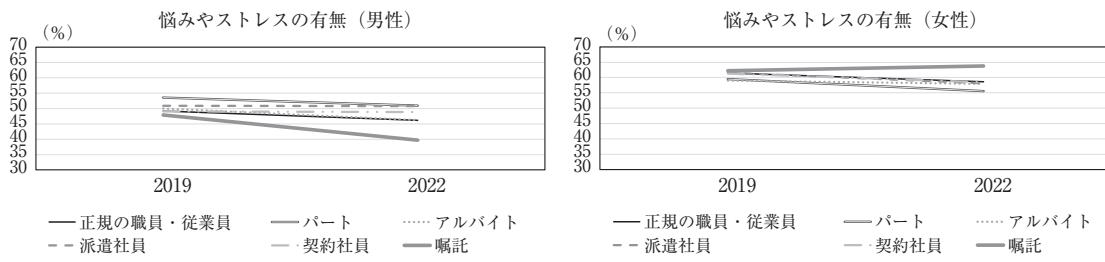
悩みやストレスの有無についても（図3），全体的に女性の方が悩みやストレスを抱える割合が高く，メンタルヘルスの状態が悪いことがわかる。特徴的な結果として，男性は嘱託社員が最も割合が低いのに対して，女性は嘱託社員が最も高いという結果となっている。年齢を25～59歳に制限していることから，定年後の再雇用ではないため，解釈が難しい。また，男性はパートが最も割合が高く健康状態が悪いが，女性は最も良い。2019年から2022年にかけての変化として，男女ともにほとんどの雇用形態で改善傾向となっているが，女性の嘱託社員についてのみ，62.2%から63.8%と悪化している。このような結果からも，非正規雇用の内訳を考察することの重要性が示唆

される。

最後に，検診と人間ドックの受診率についてみる（図4）。検診受診率は男女ともに一貫して高まっている。男女ともに，最も割合が高いのは嘱託で，低いのはアルバイトである。なお受診率の高い順番から嘱託，正規雇用，契約，パート，派遣，アルバイトというのも男女共通である。検診受診率を非正規全体でみると，2013年時点では男女それぞれ65.5%，64.1%であったが，2022年には77.3%，73.5%とそれぞれ11.8%pt，9.4%ptと大きく増加している。なかでも男性は派遣が，女性はアルバイトがそれぞれ15.7%ptと13.3%ptと最も増加した。

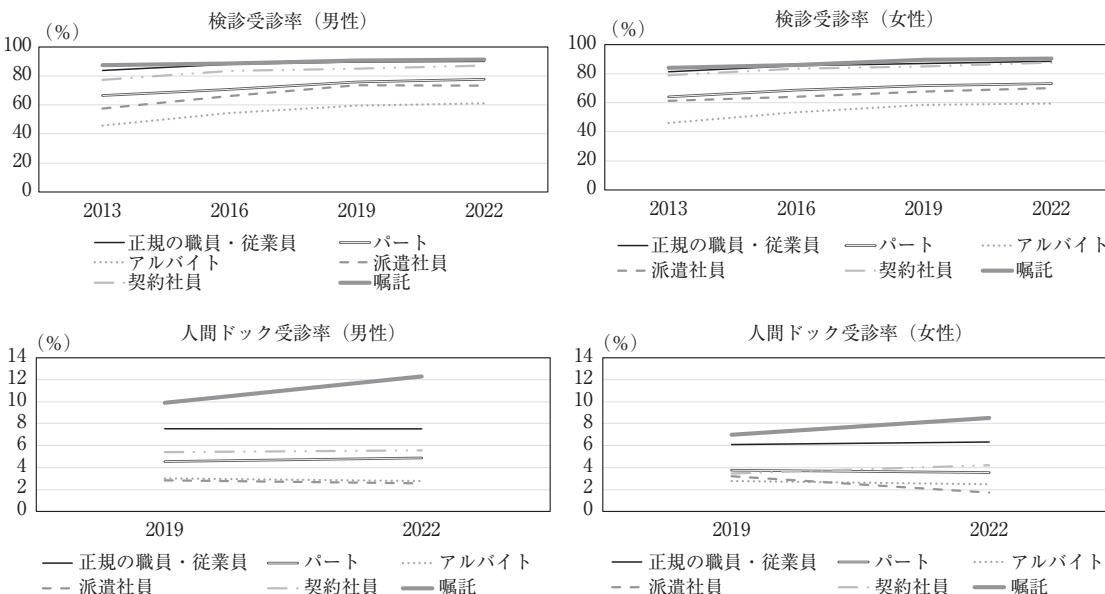
人間ドック受診率については（図4，下段），検診受診率と比較すると当然だいぶ低い。また，男

図3 悩みやストレスのある人の推移



出所：厚生労働省『国民生活基礎調査』より筆者作成。

図4 検診・人間ドック受診率の推移



出所：厚生労働省『国民生活基礎調査』より筆者作成。

女ともに嘱託の受診率が最も高く、派遣が最も低い。2019年から2022年にかけて、男性については、アルバイトと派遣で、女性についてはパート、アルバイト、派遣について受診率が低下している。同時期にかけて、男性の派遣社員のみが、検診の受診率も低下している。明確な原因は不明だが、コロナ禍の影響なども考えられる。人間ドックは重大な病気の早期発見に重要であるため、注視する必要がある。

まとめると概して以下のことがわかる。被用者においては、全体的に女性の方が男性よりも健康状態が良くない。正規雇用は非正規雇用と比較して、平均レベルでは健康状態が良い。同じ非正規雇用の健康状態といつても、嘱託や派遣など内訳によって健康状態は多様であり、特に派遣の健康状態が良くない。健康状態の評価は、用いる指標によって大きく異なる。健康状態は2013年から2022年にかけて、K6が5点以上である軽度のメンタルヘルス不調者は、女性の嘱託社員を除いて全ての雇用形態で減少した。しかし、K6が15点以上である重度の不調者は、男性の正規雇用者や派遣社員、また女性の正規雇用者や嘱託社員を中心に増加した。また同時期において、全ての雇用形態の検診受診率が増加した。

ただし、クロスセクションデータにはセレクション・バイアスという問題がある。たとえば、健康状態が悪化すると離職して労働市場から退出する可能性があるため、本来分析に含めるべき人がサンプルから除かれてしまう。この結果、健康状態に関する推定値は、実際よりも健康な方向にバイアスが出る可能性がある。よって、本来は同一个人を継続して調査したパネルデータで分析するべきである。また、健康は性格や体質のような個人固有の性質に依存する部分が大きい。その意味でも、パネルデータでの分析が望ましい。

### III 健康格差の実態と要因

#### 1 データと健康指標

このセクションでは、パネルデータを用いた計量分析によって健康格差の詳細を考察する。リク

ルートワークス研究所「全国就業実態パネル調査(JPSED)」を使用する。JPSEDは2016年より毎年1月に実施され、インターネット上に事前登録されたモニターに対して主に前年12月の状況について尋ねている。就業状態に関する設問を中心に、設問が多岐にわたることに加え、パネル調査としてはサンプルサイズが大きいため、詳細な分析が可能である。特に本稿では、非正規雇用について内訳の詳細をみるため、適していると言える。サンプリングについては、総務省統計局『労働力調査』のデータをもとに、性別、年齢階層別、学歴別、就業状態別、地域ブロック別の割付を行っている。割付は、『労働力調査』の結果を参照して作成され、母集団を反映するように設計されている。第1回の有効回収数は4万9131人(有効回収率33.9%)で、毎回の調査で生じる脱落を補うように新規回答者を追加することでサンプルサイズを維持している。第9回調査では有効回収数は5万5963であった。本研究では第1回(JPSED2016)～第9回(JPSED2024)までの調査を用いる。

JPSEDでは健康に関する設問として「頭痛やめまいがする」「背中・腰・肩が痛む」「動悸や息切れがする」「ひどく疲れている」「気がはりつめている」「ゆううつだ」「食欲がない」「よく眠れない」の8項目がある。それぞれの項目に「いつもあった」「しばしばあった」「少しあった」「ほとんどなかった」「全くなかった」の5つの選択肢から回答する。これはいわゆる Somatic Symptom Scale-8 (SSS-8) と類似している。SSS-8は、身体症状による負担感を評価する自記式の質問票であり、その特徴は Gierk et al. (2014) で要約されている。JPSEDの調査票はオリジナルの項目と完全に同一ではないが、重複する内容が多い。特徴的な違いとして、JPSEDには「ゆううつだ」というメンタルに関する質問も含まれている<sup>8)</sup>。本研究では SSS-8 がベースの項目で、かつメンタルに関する項目も含むということで SSS-8-type と名付け、健康指標として扱う。

分析にあたっては、上記の設問からスコアを2通り作成した。1つ目の作成方法はオリジナルの SSS-8 にならい、「いつもあった」を4点、「しば

しばあった」を3点、「少しあつた」を2点、「ほとんどなかった」を1点、「全くなかった」を0点として8項目合計で最大32点、最小0点となるものである。なお、回帰分析にあたっては、当該スコアを標準正規化したうえで被説明変数として用いた (SSS-8-type)。もう1つの作成方法は、1つ目の計測方法で測ったスコアの中央値（男性では12点、女性では14点）をもとに、男女それぞれにおいて中央値よりも大きい場合に1を、中央値以下である場合に0を取る変数を作成した (SSS-8-type-med)。したがって、どちらの変数においてもスコアが高いほうが健康状態の悪いことを示す。

表1には、分析で使用した変数の記述統計量を示した。SSS-8-type の健康指標についてみると、健康状態が悪い順から、派遣社員 (14.3)、パート・アルバイト (14.14)、契約社員 (14.10)、嘱託社員 (13.5)、正社員 (13.0) となっている（ここでは、標準正規化前のスコアを掲載）。派遣社員の健康状態が悪く、嘱託社員や正規雇用の健康状態

が良いという結果であり、『国民生活基礎調査』での傾向と同じである。また、中央値ではあるが、男性12点、女性14点と、女性の方が健康状態が悪い点も同じである。社会保険加入率についてみると、健康保険・年金・雇用保険全てにおいて、正社員の加入率がそれぞれ1.00, 0.99, 0.93と最も高い。健康保険や年金保険は皆保険であるため、全ての雇用形態において9割を超える高水準である<sup>9)</sup>。一方で、雇用保険については、パート・アルバイトは0.58、嘱託については0.78とやや低く、雇用形態ごとに加入にばらつきがあることがわかる。

## 2 実証分析

本稿では以下の計量モデルを推定する。

$$Health_{it} = \alpha + NonregularType'_{it}\beta_0 + Work'_{it}\beta_1 + Insurance'_{it}\beta_2 + X'_{it}\gamma + \theta_t + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$Health_{it}$  は健康に関するインデックス、 $NonregularType'_{it}$  は非正規雇用の雇用形態である。

表1 記述統計量

	正社員	パート・アルバイト		派遣社員		契約社員		嘱託	
		平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差
女性	0.29	0.46	0.84	0.37	0.69	0.46	0.57	0.49	0.69
年齢（歳）	41.1	9.3	43.8	9.5	42.5	9.3	42.9	10.0	44.9
有配偶	0.57	0.49	0.65	0.48	0.37	0.48	0.37	0.48	0.51
主な仕事からの年収（万円）	481	239	128	94	219	126	255	137	241
週労働時間（時間）	43.3	10.5	25.7	11.5	36.1	9.9	38.4	9.7	33.6
SSS-8-type（標準正規化前のスコア）	13.0	6.3	14.1	6.0	14.3	6.0	14.1	6.2	13.5
学歴	中学校卒業	0.01	0.12	0.03	0.16	0.02	0.16	0.02	0.03
	高校卒業	0.30	0.46	0.38	0.48	0.35	0.48	0.32	0.47
	短大・高専・専門学校卒業	0.26	0.44	0.36	0.48	0.32	0.46	0.30	0.46
	大学・大学院卒業	0.43	0.49	0.24	0.43	0.31	0.46	0.36	0.48
同居者	親	0.25	0.43	0.26	0.44	0.32	0.46	0.37	0.48
	配偶者	0.56	0.50	0.63	0.48	0.36	0.48	0.35	0.48
	子ども	0.43	0.49	0.50	0.50	0.21	0.41	0.24	0.43
	その他の世帯員	0.09	0.29	0.11	0.31	0.14	0.35	0.16	0.37
社会保険加入率	健康保険	1.00	0.06	0.97	0.17	0.98	0.15	0.99	0.08
	年金	0.99	0.10	0.93	0.25	0.96	0.21	0.98	0.12
	雇用保険	0.93	0.25	0.58	0.49	0.88	0.32	0.91	0.28
雇用契約期間の定め	有期雇用契約	0.07	0.26	0.79	0.41	0.86	0.35	0.80	0.40
	無期雇用契約	0.91	0.29	0.17	0.38	0.13	0.33	0.19	0.39
	雇用期間不明	0.02	0.14	0.04	0.19	0.02	0.14	0.02	0.13
観測数	145,550	34,644	7,383	9,671	1,303				

出所：JPSED2016～2024

$Work'_{it}$  は労働条件を表現する変数である。具体的には、年収、労働時間、雇用契約期間の定めである。 $Insurance'_{it}$  は社会保険の加入状況を表す変数である。 $\theta_i$  は個人固定効果、 $\delta_t$  は年固定効果、 $\varepsilon_{it}$  は観察できない誤差項である。 $X'_{it}$  はコントロール変数で、年齢、年齢の2乗、学歴、配偶関係、同居者（両親、配偶者、子ども、その他）、居住地、産業、職業である。分析対象は25~59歳に限定する。主なターゲットパラメータは $\beta_0$ である。

推定結果は表2に示した<sup>10)</sup>。まずパネルAの1列目をみると、男性のパート・アルバイト、派遣社員、契約社員、その他は正規雇用に比べ、統計的に有意に健康状態が悪いという結果となった。2列目の女性では、同様にパート・アルバイト、派遣社員、契約社員の健康状態が悪く、統計的に有意である。男女ともに、派遣社員が最も健康状態が悪いという結果は、『国民生活基礎調査』を

使った集計結果と整合的である（男性0.119、女性0.091）。全体的に非正規雇用の健康状態が悪いという結果となっており、小塩（2021）など先行研究とも整合的な結果となった。

続いて、同様のモデルを固定効果（Fixed Effects）により推定する。結果は3、4列目である。OLSの結果から一転し、非正規雇用のほうが健康状態は良いという結果となる。3列目の男性では、その他（-0.102）とパート・アルバイト（-0.094）が特に健康である。4列目の女性でも、男性と同様にその他（-0.119）とパート・アルバイト（-0.085）が特に健康である。女性については、全ての非正規雇用の形態について統計的に有意な結果となっている。この結果からは個人ごとの異質性が健康において非常に重要であることが示唆される。Rietveld, van Kippersluis and Thurik (2015) の被雇用者と自営業の健康を扱った分析において

表2 雇用形態、労働条件と健康状態の関係

被説明変数	パネルA							
	(1)		(2)		(3)		(4)	
	SSS-8-type	OLS	SSS-8-type	OLS	SSS-8-type	FE	SSS-8-type	FE
対象	男性	女性	男性	女性	男性	女性	男性	女性
雇用形態の参照点：正規雇用								
パート・アルバイト	0.087*** (0.016)	0.032*** (0.009)	-0.094*** (0.021)	-0.085*** (0.014)	-0.069*** (0.019)	-0.023* (0.013)	-0.094*** (0.022)	-0.093*** (0.015)
派遣社員	0.119*** (0.022)	0.091*** (0.014)	-0.087*** (0.026)	-0.068*** (0.018)	-0.013 (0.024)	0.039** (0.017)	-0.092*** (0.026)	-0.080*** (0.019)
契約社員	0.109*** (0.017)	0.064*** (0.014)	-0.041** (0.018)	-0.045*** (0.016)	-0.002 (0.019)	0.024 (0.016)	-0.046** (0.019)	-0.055*** (0.017)
嘱託	-0.002 (0.050)	-0.023 (0.032)	-0.025 (0.046)	-0.080** (0.033)	-0.114** (0.051)	-0.067** (0.033)	-0.028 (0.047)	-0.087*** (0.033)
その他	0.181*** (0.064)	-0.011 (0.044)	-0.102* (0.057)	-0.119*** (0.040)	0.053 (0.064)	-0.064 (0.045)	-0.105* (0.057)	-0.123*** (0.040)
年収収入（対数）					-0.125*** (0.006)	-0.070*** (0.006)	-0.008 (0.005)	-0.005 (0.005)
健康保険に加入					-0.007 (0.040)	-0.135*** (0.039)	-0.011 (0.029)	-0.038 (0.029)
年金に加入					-0.010 (0.028)	-0.026 (0.024)	0.017 (0.020)	-0.007 (0.019)
雇用保険に加入					0.009 (0.012)	0.045*** (0.010)	0.000 (0.011)	0.002 (0.010)
無期契約					-0.077*** (0.011)	-0.024** (0.010)	-0.008 (0.008)	-0.017** (0.008)
雇用契約期間がわからない					0.013 (0.024)	0.059*** (0.022)	0.002 (0.017)	-0.027* (0.016)
週労働時間（対数）					0.064*** (0.009)	0.051*** (0.008)	0.030*** (0.006)	0.020*** (0.006)
観測数	115,048	83,313	115,048	83,313	115,048	83,313	115,048	83,313
決定係数	0.0134	0.0263	0.0082	0.0063	0.0186	0.0290	0.0046	0.0033

表2 雇用形態、労働条件と健康状態の関係（つづき）

被説明変数	パネル B							
	(9) SSS-8- type-med	(10) SSS-8- type-med	(11) SSS-8- type-med	(12) SSS-8- type-med	(13) SSS-8- type-med	(14) SSS-8- type-med	(15) SSS-8- type-med	(16) SSS-8- type-med
	OLS	OLS	FE	FE	OLS	OLS	FE	FE
対象	男性	女性	男性	女性	男性	女性	男性	女性
雇用形態の参照点：正規雇用								
パート・アルバイト	0.031*** (0.007)	0.012*** (0.004)	-0.026* (0.013)	-0.028*** (0.009)	-0.031*** (0.009)	-0.012* (0.006)	-0.028** (0.014)	-0.032*** (0.010)
派遣社員	0.041*** (0.011)	0.040*** (0.008)	-0.033** (0.016)	-0.035*** (0.012)	-0.014 (0.012)	0.017** (0.009)	-0.036** (0.017)	-0.041*** (0.012)
契約社員	0.048*** (0.008)	0.016** (0.007)	-0.011 (0.012)	-0.020* (0.011)	0.001 (0.009)	-0.001 (0.008)	-0.015 (0.012)	-0.025** (0.011)
嘱託	-0.017 (0.025)	-0.020 (0.017)	-0.003 (0.029)	-0.032 (0.022)	-0.065** (0.025)	-0.039** (0.018)	-0.006 (0.029)	-0.035 (0.022)
その他	0.089** (0.032)	-0.026 (0.024)	-0.002 (0.036)	-0.084*** (0.027)	0.038 (0.032)	-0.050** (0.025)	-0.006 (0.036)	-0.087*** (0.027)
年収収入（対数）					-0.045*** (0.003)	-0.029*** (0.003)	-0.002 (0.003)	-0.002 (0.003)
健康保険に加入					-0.002 (0.019)	-0.075*** (0.019)	0.011 (0.018)	-0.027 (0.019)
年金に加入					-0.005 (0.013)	-0.002 (0.012)	0.007 (0.013)	-0.006 (0.012)
雇用保険に加入					0.004 (0.006)	0.022*** (0.005)	-0.008 (0.007)	-0.006 (0.007)
無期契約					-0.038*** (0.005)	-0.010** (0.005)	-0.006 (0.005)	-0.007 (0.005)
雇用契約期間がわからない					0.021* (0.011)	0.030*** (0.011)	0.017 (0.011)	0.001 (0.011)
週労働時間（対数）					0.026*** (0.004)	0.019*** (0.004)	0.013*** (0.004)	0.008* (0.004)
観測数	115,048	83,313	115,048	83,313	115,048	83,313	115,048	83,313
決定係数	0.0105	0.0197	0.0086	0.0067	0.0136	0.0215	0.0049	0.0034

注：1) 対象：25～59歳の既卒の雇用者

2) 制御変数：年齢、年齢2乗、学歴、配偶関係、同居者（両親、配偶者、子ども、その他）、居住地（都道府県）、産業（大分類）、職業（大分類）

3) 下段括弧内はクラスター構造に頑健な標準誤差。有意水準：\*  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$ 

出所：JPSED2016～2024

も、個人ごとの異質性が重要で、OLSによる分析とパネル分析の結果が異なることを指摘されており、本稿と整合的である。

第1～4列では、雇用形態を呼称によって分け、差異をみてきた。第5～8列では、雇用契約期間や労働時間などの客観的な労働条件をコントロールしたうえで、呼称上の雇用形態間の差異を分析する。OLSに関する結果は5、6列目である。男性についてみると（5列目）、パート・アルバイト（-0.069）と嘱託（-0.114）は健康状態が良いという結果となった。また、統計的有意ではないものの、派遣社員・契約社員についても健康状態が良い。年収が高い方が健康状態は良く、また週あたり労働時間が長い方が健康状態は悪いという結

果は、直感と整合的である。女性についてみると（6列目）、パート・アルバイトと嘱託はそれぞれ-0.023と-0.067と男性同様に符号が逆転し、正規雇用と比較して健康状態が良いとの結果が得られた。ただ、派遣社員については健康状態が悪かった（0.039）。

1、2列目と5、6列目を比較すると、雇用形態のうち有意水準をみたす結果は減少し、係数の符号も大きく変化した。これは、年間収入、社会保険、雇用契約期間などの客観的な労働条件により多くが吸収されたためと考えられる。女性については、健康保険に加入している方が健康は良い（-0.135）。しかし、雇用保険に加入している方が健康状態は悪い（0.045）という直感に反する結果

も得られている。

最後に固定効果でかつ、労働条件の変数も加えた7, 8列を見る（最終的な結果として使用する）。男性についてはパート・アルバイト（-0.094）、派遣社員（-0.092）、契約社員（-0.046）とその他（-0.105）の健康状態が良い。女性についてはすべての非正規雇用の形態で正規雇用よりも健康状態が良い。男性については、OLS（5列目）では統計的に有意であった無期契約の効果は、パネル分析では失われた（7列目）。女性については統計的有意ではあるものの、6列目と比較して、係数の大きさは小さくなつた。労働時間については、男女ともに固定効果を含めたうえでも、統計的有意で健康に負の影響がある。これは山本・黒田（2014）やSato, Kuroda and Owan（2020）の結果と整合的である。

雇用契約期間や労働時間などをコントロールし、固定効果を考慮したうえで、呼称による非正規雇用の形態が統計的有意に健康に大きなインパクトを持つことを踏まえると、正規・非正規間の健康格差は呼称による部分が大きいことがわかる。なお、正規・非正規の処遇上の違いの多くは呼称によって説明されることが先行研究では示されている（神林 2017、小前・玄田 2020 など）。また、OLSにおいても、客観的な労働条件や雇用契約期間をコントロールすると、雇用形態の符号が反転していることから、健康格差を考えるうえで、これらの要素も考慮する必要がある。

続いて、健康状態の指標を変更して頑健性のチェックを行う。結果は表2のパネルBである。結果の傾向は概ね同じであり、パネルAと符号が逆転するといった大きな違いはない。異なる点としては、固定効果かつ労働条件のコントロール変数を含めた場合、男性では契約社員とその他の係数の統計的有意性が失われ（7列と15列の比較）、女性では嘱託の有意性が失われた（8列と16列の比較）。ただ、係数の符号は依然として正規雇用と比較して健康であるとの結果を示した。以上から、結果は頑健と言って差し支えないだろう。

### 3 雇用形態の転換が健康に与える影響

本項では雇用形態が健康に与える影響の詳細を

考察する。雇用形態の変化が個人の健康に与えた影響を直接分析するため、以下の式を推定する。

$$\begin{aligned}\Delta Health_{it+1} = & \alpha + Employment\_Change_{it+1}\beta_0 \\ & + Work'_{it}\beta_1 + Insurance'_{it}\beta_2 \\ & + X'_{it}\gamma + \theta_i + \delta_t + \varepsilon_{it}\end{aligned}\quad (2)$$

ここでは $\Delta Health_{it+1}$ はt年からt+1年にかけて、SSS-8-typeのスコアが増加（健康状態が悪化）した場合に1を、同じまたは減少（健康状態が維持または改善）した場合に0を取る変数である。 $Employment\_Change_{it+1}$ はt年からt+1年にかけて、雇用形態が非正規雇用から正規雇用へ、または正規雇用から非正規雇用へ変化した場合に1をとる変数である。その他の変数の定義は式（1）と同じである。t年の雇用形態でサブサンプルに分け、t+1年の就業状態による健康状態を分析する。分析が複雑になることを防ぐため、t年とt+1年ともに雇用されていた者を対象とし、非正規雇用は細かな形態別ではなく非正規雇用と一括りにした。ターゲットパラメータは $\beta_0$ である。

結果は表3である。表3の1列目、2列目によれば、男女ともに非正規雇用から正規雇用への転換は統計的有意ではない。しかし3、4列目によると、正規雇用から非正規雇用への移動によって、健康状態が改善または維持する確率が男女それぞれ3.9%pt、7.6%pt上昇するという結果となった。これらは統計的有意である。正規雇用から非正規雇用への転換は内生性をもつため因果関係を直ちには意味をしないが、非正規雇用への移行は健康状態を改善する可能性があるという1つの結果と考えられる。

## IV 誰が社会保険に未加入なのか

本節では雇用形態と社会保険加入状況との関係について論じる。雇用形態間の健康状態の比較とその要因の考察において、社会保険が健康状態に及ぼす影響は、一部有意な結果が得られたが、それほど明確ではなかった。その意味で、社会保険への加入状況は健康状態に直接的には影響を及ぼさないかもしれない。ただ健康保険の加入状態は医療へのアクセスのし易さに影響し、中長期的な

表3 雇用形態間の移動と健康状態の関係

被説明変数	(1)		(2)		(3)		(4)	
	健康状態が悪化=1 維持または改善=0 (t+1年)	FE	健康状態が悪化=1 維持または改善=0 (t+1年)	FE	健康状態が悪化=1 維持または改善=0 (t+1年)	FE	健康状態が悪化=1 維持または改善=0 (t+1年)	FE
対象	男性非正規雇用 (t年)	女性非正規雇用 (t年)	男性非正規雇用 (t年)	女性正規雇用 (t年)	男性正規雇用 (t年)	女性正規雇用 (t年)	女性正規雇用 (t年)	
正規雇用への移動 (t+1年)	0.030 (0.040)		-0.021 (0.027)					
非正規雇用への移動 (t+1年)					-0.039* (0.022)		-0.076*** (0.024)	
観測数	9,150		29,580		78,820		31,253	
決定係数	0.1440		0.1301		0.1363		0.1387	

注：1) 対象：25～59歳の既卒であり、t年とt+1年ともに雇用されていた者

2) 制御変数：年齢、年齢2乗、学歴、配偶関係、同居者（両親、配偶者、子ども、その他）、居住地（都道府県）、産業（大分類）、職業（大分類）、年収収入（対数）、健康保険に加入、年金に加入、雇用保険に加入、無期契約、雇用契約期間がわからない、週労働時間（対数）

3) 下段括弧内はクラスター構造に頗る標準誤差。有意水準：\* p < 0.1, \*\* p < 0.05, \*\*\* p < 0.01

出所：JPSED2016～2024

健康状態に影響することは十分に考えられる。年金や雇用保険についても、保険に加入していないことは、失業した際や年金の受給開始年齢に到達した時に、所得が補償されないことを意味し、健康状態に影響を及ぼす可能性がある。また、基本的人権や社会権の観点からも、雇用形態によって社会保険の加入状況に差異があることは望ましくない。

「全国就業実態パネル調査」では、年金保険、健康保険の加入状況について、「自分で保険料を支払っていた」「扶養家族として、家族の給与から保険料が天引きされていた」「自分も家族も払っていなかった」「わからない」の4つから選択し、雇用保険は、「自分で保険料を支払っていた、もしくは失業給付を受給していた」「自分で払っておらず、受給もしていなかった」「わからない」の3つから選択する。本稿では自らか、扶養家族としてかは区別せず、加入しているか否かのみに着目して分析した。以下の推定式をプロピット推定する。

$$Insurance_i = \alpha + NonregularType'_i \beta_0 + X'_{3i} \beta_3 + \varepsilon_i \quad (3)$$

$Insurance_i$  は式 (1), (2) と同じく社会保険に加入している場合を 1, 加入していない場合を 0 とする変数である<sup>11)</sup>。 $X'_{3i}$  には、配偶状態、同居家族、氷河期世代か否かを入れる。それ以外にも、年齢、学歴、居住地も含まれる。社会保険は

扶養として加入する場合が多いので、同居関係は重要となる。 $\varepsilon_i$  は観察できない誤差項である。これまでの分析と同様に、25～59歳の雇用者を対象とした。主なターゲットパラメータは  $\beta_0$  である。本分析の結果は、因果関係ではなく、あくまで相関関係に留まることには留意が必要である。どのような状況が社会保険の加入と関連するかを考察することに重きを置いた。

推定結果は表4である。推定値は限界効果 (Average marginal effects) である。正規雇用を参照点として、健康保険、年金、雇用保険いずれにおいても男女ともに全体的に非正規雇用での加入確率が低いことがわかる。女性の契約社員と嘱託社員における健康保険と、女性の嘱託社員における年金のみ統計的有意ではないが、それ以外は全て統計的有意に加入確率が低い。特に男性については、パート・アルバイトが健康保険、年金、雇用保険それぞれ 6.2%pt, 12.3%pt, 26.9%pt 加入確率が低い。一方で、契約社員はそれぞれ 0.4%pt, 1.1%pt, 1.1%pt 加入確率が低いが、正規雇用とそれほど大きな差はない。つまり、非正規雇用として括られることの多い雇用形態であっても、パート・アルバイトと契約社員ではセーフティーネットのかかり方が大きく異なる。

次いで女性についてみると、男性と同様に、パート・アルバイトは正規雇用と比べ健康保険、年金、雇用保険それぞれ 1.9%pt, 4.6%pt, 33.1%pt 加入確率が低い。正規雇用と比較した際の非

表4 雇用形態と社会保険加入状況

対象 保険 被説明変数	男性 雇用者 健康保険 加入=1 未加入=0	男性 雇用者 年金 加入=1 未加入=0	男性 雇用者 雇用保険 加入=1 未加入=0	女性 雇用者 健康保険 加入=1 未加入=0	女性 雇用者 年金 加入=1 未加入=0	女性 雇用者 雇用保険 加入=1 未加入=0
雇用形態の参照点：正規雇用						
パート・アルバイト	-0.062*** (0.004)	-0.123*** (0.005)	-0.269*** (0.007)	-0.019*** (0.001)	-0.046*** (0.002)	-0.331*** (0.003)
派遣	-0.027*** (0.004)	-0.051*** (0.005)	-0.026*** (0.007)	-0.011*** (0.002)	-0.022*** (0.003)	-0.063*** (0.005)
契約社員	-0.004*** (0.001)	-0.011*** (0.002)	-0.011** (0.004)	0.000 (0.001)	0.002* (0.001)	-0.026*** (0.004)
嘱託	-0.016** (0.007)	-0.030*** (0.009)	-0.105*** (0.019)	-0.001 (0.002)	-0.005 (0.005)	-0.153*** (0.013)
その他	-0.048*** (0.014)	-0.085*** (0.019)	-0.273*** (0.031)	-0.020*** (0.008)	-0.029*** (0.010)	-0.372*** (0.024)
配偶者あり	0.003 (0.002)	0.004 (0.003)	-0.021*** (0.006)	0.006*** (0.002)	0.024*** (0.004)	-0.075*** (0.008)
親と同居	0.004*** (0.001)	0.006*** (0.001)	0.005** (0.002)	0.006*** (0.001)	0.010*** (0.001)	0.013*** (0.003)
配偶者と同居	0.001 (0.002)	0.002 (0.003)	0.012** (0.006)	0.004** (0.002)	0.002 (0.004)	0.000 (0.007)
子どもと同居	0.001 (0.001)	-0.002 (0.001)	0.002 (0.002)	-0.001 (0.001)	-0.004*** (0.001)	-0.017*** (0.003)
その他の世帯員と同居	0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.007** (0.003)	0.003** (0.001)	0.001 (0.002)	0.006 (0.005)
氷河期世代	0.001 (0.001)	0.002* (0.001)	0.003 (0.002)	0.002** (0.001)	0.002 (0.002)	-0.008** (0.003)
各保険の平均加入率	0.992	0.982	0.913	0.990	0.972	0.800
観測数	113,958	115,269	115,269	83,884	83,884	83,884
疑似決定係数	0.1662	0.1461	0.0555	0.0883	0.0833	0.2134

注：1) 対象：25～59歳の既卒の雇用者

2) 制御変数：年齢（5歳階級）、学歴、居住地（都道府県）

3) 下段括弧内はクラスター構造に頗るな標準誤差。有意水準：\* p &lt; 0.1, \*\* p &lt; 0.05, \*\*\* p &lt; 0.01

出所：JPSED2016～2024

正規雇用の保険加入確率を男女で比較すると、女性は健康保険と年金において正規雇用と非正規雇用の加入確率の差が比較的小さい。例えば、年金の加入率について男性は正規雇用と比較して、パート・アルバイトと派遣と契約社員はそれぞれ12.3%pt, 5.1%pt, 1.1%pt 加入率が低いが、女性についてはそれぞれ4.6%pt, 2.2%pt, 0.2%pt であり、女性の方が、差が小さい。他方で、雇用保険の加入確率は男性よりも女性のほうが正規・非正規間での加入確率が大きい。例えば、雇用保険の加入率について男性は正規雇用と比較して、パート・アルバイトと派遣と契約社員はそれぞれ26.9%pt, 2.6%pt, 1.1%pt 加入率が低いが、女性についてはそれぞれ33.1%pt, 6.3%pt, 2.6%pt であり、女性の方が、差が大きい。

配偶関係を見ると、女性の場合、有配偶者は健

康保険と年金への加入確率が高まる（それぞれ0.6%pt, 2.4%pt）。しかし、男女ともに有配偶者は雇用保険に加入する確率が低下し、その低下幅は女性のほうが大きかった（それぞれ2.1%pt, 7.5%pt）。雇用形態間の加入確率との差もあわせて考えれば、健康保険と年金ではそれぞれ扶養家族あるいは第3号被保険者として保険加入できるが、雇用保険は労働者本人が一定以上の労働時間でないと加入できないことが要因と考えられる。

同居家族の状況では、親と同居する場合にはいずれの社会保険においても加入する確率が高まる。しかし、それ以外の世帯員との同居の場合には、必ずしも限界効果の方向性に一貫性が見られなかった。

氷河期世代（である場合に1、それ以外は0）も説明変数として加えた<sup>12)</sup>。この世代は他の世代

よりも非正規雇用として初職に従事した割合が高く、所得や社会保障で不利な状況に置かれていることが多いとの指摘がされ、係数が負の値を示すと予測される。しかし、加入確率に負の影響が見られたのは女性の雇用保険のみにとどまり、一部ではむしろ加入確率が高いとの結果となった。またそれぞれの限界効果も1%pt未満となっており、氷河期世代以外の世代と比較してほとんど差がない状況と言える。

2024年時点では45~49歳を後期氷河期世代と想定すると、男性の就業率と正規雇用率はそれぞれ94.0%、72.5%、女性では同82.3%、36.6%であった（総務省『労働力調査（令和6年）』）。これは、氷河期世代よりも前の世代として2014年時点では45~49歳だった男性の同93.3%、69.9%、女性の同74.4%、27.0%と比較して高い水準であった（総務省『労働力調査（平成26年）』）。つまり、労働市場に参加した時点では社会保険加入率が低かった可能性はあるものの、加齢とともに正規雇用率が高まるにつれて、氷河期と他世代の間で社会保険加入率の差が解消されてきた。ただし、正規雇用に就くまでの間は未加入である可能性があることや、就職氷河期世代には依然として賃金面での格差が残っていることを考えると、現在の社会保険加入率に差が見られなかつたとしても、セーフティーネットとしての実質的な厚みに差が生じている可能性は十分にあり得る。この点に関しては本稿ではこれ以上掘り下げないが、別途より詳細な検証が必要となる。

以上、雇用形態と社会保険加入状況の関係についてみてきた。パート・アルバイトを中心に非正規雇用は正規雇用と比較して社会保険の加入率が低い。加えて、非正規雇用の賃金が正規雇用に比べて低いことを考慮すれば、年金の加入者であっても将来的な受給額には雇用形態間で差異があると考えられる。

## V おわりに——政策的示唆と今後の課題

本研究では正規・非正規間の健康格差について、その実態と要因を考察した。その上で、社会保険の加入状況における格差も考察した。最後に

政策的示唆について簡単に論じる。

表面上は非正規雇用のほうが、健康状態が悪いという従来の議論と同様の結果が得られた。しかし、固定効果分析をすると一転して、むしろ正規雇用の方が、健康状態が悪いという結果となつた。つまり、健康格差は個人のもともとの選好や性格などに起因している可能性があり、その意味では既に現在の就業状態・雇用形態になっている人にむやみに介入しても効果は薄いかもしれない。ただ、正規雇用から非正規雇用への移動に伴って健康の悪化を防ぐことができるとの結果を踏まえれば、正規雇用として就業継続することによる健康の悪化を防ぐ方策や、健康状態の悪化を起因とした転職者への対応を考える必要があるかもしれません。また、契約期間なども格差に重要であるという結果が観察された。2013年施行の改正労働契約法における「無期転換ルール」は、無期雇用として働く非正規雇用を一定数増やしており<sup>13)</sup>、健康の観点からも政策的な意義があったものと考えられる。

今後の課題として以下がある。1つは労働環境が健康に与える影響の考察である。本稿では正規・非正規雇用を論じた先行研究を参考とした分析の結果、労働時間による健康状態への影響が観察されたが、正規・非正規間にはそれ以外にも多くの点で働き方に差異が見られる。例えば Kawaguchi and Motegi (2021) は非正規雇用はテレワークに従事しにくいことを指摘している。これは、非正規雇用者がテレワークの恩恵を受けにくく、不必要的通勤を余儀なくされたり、柔軟な働き方ができないことが、健康を損なう一因となっている可能性を示している。労働環境がメンタルヘルスなどに重要なことは山本・黒田 (2014) などでも指摘されている。雇用形態における非合理的な労働環境の格差を解消すべき課題である。

2つ目は社会保障制度と雇用形態の詳細の考察である。非正規雇用と言っても、そのカテゴリーの内実によって、健康状態には大きな差異がある。客観的な労働条件を制御した上でなお、呼称上の格差が観察された。ただ、呼称上の差異が何であるのかが明確でないという点において、先行

研究でも挙げられた課題は残る（神林 2017；小前・玄田 2020）。正規・非正規といった従来からの呼称による二分法的な区分を超えて、また正規雇用の中でも多様化がみられることを勘案し（川口 2023），一人ひとりの働き方に適した社会保障制度の再構築が求められる。雇用形態と労働・雇用条件の関係の、より詳細な分析が必要だ。

3つ目は正規・非正規間の賃金格差要因としての健康、という視点である。健康は人的資本の一種であり、個人の生産性を大きく左右することが実証的にも知られている。健康格差そのものが世帯の所得格差に直結する可能性が高い。賃金水準において、健康状態がどの程度寄与しているかを知ることは重要であろう。

4つ目は社会保険の加入に関する詳細分析である。社会保険の加入率がパート・アルバイトを中心として非正規雇用の方が低いことがわかったが、加入している場合でも将来的な年金額等の給付の面において、正規雇用と比較して脆弱である可能性が残される。セーフティーネットがどの程度機能するかを見るためには、社会保険加入状況の詳細な履歴がデータとして必要となる。

**謝辞** 本稿を執筆するにあたり、西村仁憲氏、横山真紀氏より貴重な助言を頂いた。ここに記して謝意を表したい。本稿に残された誤りはすべて筆者本人のみに帰する。また、両筆者は本研究に同等に貢献した。本稿は、国立社会保障・人口問題研究所一般会計プロジェクト「国立研究機関としてのEBPM事業の推進」の研究成果であり、また文部科学省研究費助成事（課題番号 23K18822）による助成を受けた。ここに記して謝意を表したい。

- 1) Grossman (1972) 以来、経済学においては、健康は人的資本の一種（健康資本）であるため、人的資本格差と解釈することもできる。
- 2) 塗師本 (2022) は心理学や疫学の観点から職場環境と健康についてまとめている。
- 3) 労働と健康の関係については、本誌の特集号でも定期的に取り上げられている。例えば、第 601 号「健康と労働」、第 635 号「職場のゆううつ——心の健康をめぐって」、第 682 号「健康への支援・投資と就業」、第 745 号「働く人の心の健康と障害」がある。
- 4) 井上ほか (2011) は non-regular, atypical, contingent, part-time, contract など全部で 21 語について、いずれかを含んだ研究を、非正規雇用を扱った研究として定義し、幅広く探索している。
- 5) Akesaka and Kikuchi (2024) によると、地域の雇用環境は出生児の健康にまで影響を及ぼす可能性がある。
- 6) 本節における派遣社員は、労働者派遣事業所の派遣社員である。
- 7) 『国民生活基礎調査』には他にも飲酒・喫煙に関する情報も

あり、これら生活習慣も健康投資活動である。特に高齢期の引退と健康の関係において、これらは重要な役割を果たす。詳細は Motegi, Nishimura and Terada (2016) と Motegi, Nishimura and Oikawa (2020) を参照。

- 8) オリジナルの質問文は最近 1 週間の症状を聞いているが、JPSED は昨年 1 年間の症状を聞いているため、オリジナルよりもやや高いスコアとなることが予想される。
- 9) 皆保険であるにもかかわらず、100% の加入率となっていない理由については別途検証が必要であろう。
- 10) 「その他」について、「全国就業実態パネル調査 (JPSED)」では自由回答（任意）も用意されている。自由回答によれば、近年では「単発バイト」や「スポットワーク」などといった回答（オンラインプラットフォームを介した日雇等）が増加傾向にある。「その他」を観察することの意義はあるものの、他方、「会計年度任用職員」など他の非正規雇用に分類されると考えられる記述や、「シルバー人材センター」や「B 型作業所」等の雇用以外の働き方についての記述も見られる。こうした個別の記述から必ずしも適切な選択肢をリコードすることが容易でないことも踏まえて、本稿では「その他」として変数は含めるものの、解釈については記さないこととした。
- 11) 「わからない」は分析対象から除外している。
- 12) Kondo (2024) を参考として、1993 年～2004 年に最終学歴を卒業した者を氷河期世代と定義した。
- 13) 佐藤 (2023) は『令和 4 年就業構造基本調査』の結果から、非正規雇用であっても 31% が無期雇用であることを指摘している。

#### 参考文献

- 井上まり子・錦谷まりこ・鶴ヶ島しのぶ・矢野栄二 (2011) 「非正規雇用者の健康に関する文献調査」『産業衛生学雑誌』53 卷 4 号, pp. 117-139.
- 小塙隆士 (2021) 『日本人の健康を社会科学で考える』日本経済出版社。
- 川口章 (2023) 「正社員の多様化と男女の職域分離・賃金格差」『日本労働研究雑誌』No. 761, pp. 28-42.
- 神林龍 (2017) 『正規の世界・非正規の世界——現代日本労働経済学の基本問題』慶應義塾大学出版会。
- 黒田祥子 (2017) 「長時間労働と健康、労働生産性との関係」『日本労働研究雑誌』No. 679, pp. 18-28.
- 玄田有史 (2008) 「前職が非正社員だった離職者の正社員への移行について」『日本労働研究雑誌』Vol. 580, pp. 61-77.
- 小前和智 (2024) 「女性の正社員転換——試用期間的な運用としての非正社員の可能性」『日本経済研究』No. 82, pp. 1-31.
- 小前和智・玄田有史 (2020) 「期間・時間・呼称から考える多様な雇用形態——無期短時間正社員の可能性」『日本労働研究雑誌』No. 716, pp. 159-175.
- 酒井正 (2020) 『日本のセーフティーネット格差——労働市場の変容と社会保険』慶應義塾大学出版会。
- 佐藤博樹 (2023) 「正社員として働く女性が増えているのか？——両立支援から活躍支援へ」『日本労働研究雑誌』No. 761, pp. 4-16.
- 塗師本彩 (2022) 「職場環境とメンタルヘルス」『日本労働研究雑誌』No. 745, pp. 14-24.
- 原ひろみ (2014) 『職業能力開発の経済分析』勁草書房。
- 山本歎・黒田祥子 (2014) 『労働時間の経済分析——超高齢社会の働き方を展望する』日本経済新聞出版社。
- Akesaka, M. and Kikuchi, N. (2024) "The Effects of Gender-specific Local Labor Demand on Birth and Later Outcomes," *Labour Economics*, Vol. 90, 102546.
- Bardasi, E. and Francesconi, M. (2004) "The Impact of Atypical

- Employment on Individual Wellbeing: Evidence from a Panel of British Workers," *Social Science and Medicine*, Vol. 58, No. 9, pp. 1671-1688.
- Berniell, I. and Bietenbeck, J. (2020) "The Effect of Working Hours on Health," *Economics and Human Biology*, Vol. 39, 100901.
- Blundell, R., French, E. and Tetlow, G. (2016) "Retirement Incentives and Labor Supply," In *Handbook of the Economics of Population Aging*, North-Holland, Vol. 1, pp. 457-566.
- Cygan-Rehm, K. and Wunder, C. (2018) "Do Working Hours Affect Health? Evidence from Statutory Workweek Regulations in Germany," *Labour Economics*, Vol. 53, pp. 162-171.
- Eide, E. R. and Showalter, M. H. (2011) "Estimating the Relation between Health and Education: What Do We Know and What Do We Need to Know?" *Economics of Education Review*, Vol. 30, No. 5, pp. 778-791.
- Filomena, M. and Picchio, M. (2023) "Retirement and Health Outcomes in a Meta-analytical Framework," *Journal of Economic Surveys*, Vol. 37, No. 4, pp. 1120-1155.
- Garrouste, C. and Perdrix, E. (2022) "Is There a Consensus on the Health Consequences of Retirement? A Literature Review," *Journal of Economic Surveys*, Vol. 36, No. 4, pp. 841-879.
- Gierz, B., Kohlmann, S., Kroenke, K., Spangenberg, L., Zenger, M., Brähler, E. and Löwe, B. (2014) "The Somatic Symptom Scale-8 (SSS-8): A Brief Measure of Somatic Symptom Burden," *JAMA Internal Medicine*, Vol. 174, No. 3, pp. 399-407.
- Grossman, M. (1972) "On the Concept of Health Capital and the Demand for Health," *Journal of Political Economy*, Vol. 80, pp. 223-255.
- Hara, H. (2014) "The Impact of Firm-provided Training on Productivity, Wages, and Transition to Regular Employment for Workers in Flexible Arrangements," *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 34, pp. 336-359.
- Kawaguchi, Daiji and Hiroyuki Motegi (2021) "Who Can Work from Home? The Roles of Job Tasks and HRM Practices," *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 62, 101162.
- Kessler R. C., Andrews G., Colpe L. J., Hiripi E., Mroczek D. K., Normand S. L., Walters E. E. and Zaslavsky A. M. (2002) "Short Screening Scales to Monitor Population Prevalences and Trends in Non Specific Psychological Distress," *Psychological Medicine*, Vol. 32, No. 6, pp. 959-976.
- Kondo, A. (2024) "Scars of the Job Market 'Ice-age,'" *Social Science Japan Journal*, Vol. 27, No. 2, pp. 133-148.
- Motegi, H., Nishimura, Y. and Oikawa, M. (2020) "Retirement and Health Investment Behaviors: An International Comparison," *Journal of the Economics of Ageing*, Vol. 16, 100267.
- Motegi, H., Nishimura, Y. and Terada, K. (2016) "Does Retirement Change Lifestyle Habits?" *Japanese Economic Review*, Vol. 67, pp. 169-191.
- Nishimura, Y., Oikawa, M. and Motegi, H. (2018) "What Explains the Difference in the Effect of Retirement on Health? Evidence from Global Aging Data," *Journal of Economic Surveys*, Vol. 32, No. 3, pp. 792-847.
- Rietveld, C. A., van Kippersluis, H. and Thurik, A. R. (2015) "Self-employment and Health: Barriers or Benefits?" *Health Economics*, Vol. 24, No. 10, pp. 1302-1313.
- Sato, K., Kuroda, S. and Owan, H. (2020) "Mental Health Effects of Long Work Hours, Night and Weekend Work, and Short Rest Periods," *Social Science and Medicine*, Vol. 246, 112774.
- van der Zwan, P., Hessels, J. and Burger, M. (2020) "Happy Free Willies? Investigating the Relationship between Freelancing and Subjective Well-being," *Small Business Economics*, Vol. 55, No. 2, pp. 475-491.

こまえ・かずとも　社会保険労務士法人あかつき。最近の主な論文に「職場におけるハラスメントに関する実証分析——見聞、被害、転職」『日本労働研究雑誌』No. 748 (2022年)。労働経済学専攻。

もてぎ・ひろゆき　国立社会保障・人口問題研究所主任研究官。最近の主な論文に“Balance of Informal Care and Work: Heterogeneous Impacts by Social Norms and Formal Care”(共著、公表予定)。労働経済学・応用ミクロ計量経済学専攻。