

不安定就労期間が抑うつ傾向に及ぼす影響の 男女差についての実証的検討¹

——「離職理由」を考慮した分析から——

小 林 大 祐

- I 問題の所在
- II 先行研究
- III データと変数
- IV 分析
- V 考察

I 問題の所在

産業革命による鉄道や海運の急激な進展は、地域社会の影響力を緩やかに解体、縮小させた。このような状況下では、親密さのネットワークのなかで生涯を過ごす限りは、自明すぎて思考の対象にもならなかった自身のアイデンティティの生じる場を明らかにすることが人びとにとって重要な問題となった (Bauman and Vecchi 2004)。以来、労働はアイデンティティの拠り所として、一貫して重要な位置にあり続け、働いているかどうかはもちろんのこと、どんな職業に就いているか、どんな働き方をしているか、どんな企業に属しているかといった、働くことに関連する様々なことがら、その個人のアイデンティティの源泉となっている。そして、その意味づけには、当該社会における支配的な価値観が多分に反映される。例えば、「専業主婦」であることがアイデンティティを与えるかどうかは、その社会において既婚女性が無業であることが、どう価値づけられているかによるであろう。したがって、ある働き方がどのように個人に意味づけられる傾向にあるのかは、その社会の雇用を取り巻く制度的、文化的文脈と合わせて見ていく必要がある。

この点で、無業者であっても、「完全失業者」と「非労働力」とでは、すなわち主に求職中かどうかでは生活満足度に違いがあることが指摘されている (小林 2008)。そして、従業上の地位が「正規」と比べて「非正規」であることが、社会経済的地位変数を

1 本稿は、文部科学省科学研究費補助金 (課題番号: 17H02601, 研究代表者: 尾嶋史章) による研究成果報告書『無業の多様性とその影響』(尾嶋史章・小林大祐編) に寄稿した「不安定就労が抑うつ傾向へ及ぼす影響の男女差について: 「離職理由」を考慮した分析から」を大幅に加筆、修正したものである。

考慮してもなお主観的地位評価にマイナスの影響を与えるようになってきていることも指摘されている (小林 2008, 2011)。また、同じ従業上の地位であっても、非正規についてはジェンダーや年齢、世代によってその意味が異なることが、やはり階層帰属意識 (小林 2008, 2011, 2019) を用いた研究により示されている。収入や職種をコントロールしても非正規であることがマイナスの効果を持つというこれらの研究は、仕事をする上でどのような従業上の地位に就いているかそのものが社会的に意味づけられ、まさに「地位」として流通していることを示唆する。

そして、このような「地位」が持つ意味の社会的側面の影響力の強さを示したのが、片瀬 (2017) の研究である。片瀬 (2017) は、非正規であることが抑うつ傾向を高めるのは、男性でより顕著であることを示し、そのようなジェンダー差が生じる背景として「男性稼ぎ手モデル」の存在を指摘している。一家の中で男性が稼ぎ手責任を担い、女性が家庭内の労働と家族のケアを担うという性別役割分業は、“male breadwinner model”として、近代社会に広く共通する特徴である。ただ、戦後日本社会においては、稼ぎ手責任に加えて、仕事における卓越、職場の要請に対する私生活の従属によって特徴づけられる「サラリーマン的働き方・生き方」を標準的モデルとする価値観が、高度成長期から安定成長期にかけて、社会の広範に浸透し、男性はそうした価値観を、大企業のホワイトカラーや雇用労働者のみならず、より広い層で強く内面化することになった (多賀 2018)。

このように、男性が正社員としてフルタイムで働いて、生計の中心となって一家を支えることが当然のごとく期待される日本社会において、男性で無業であったり、非正規雇用であったりすることは、標準からの「逸脱」を意味することになる。片瀬 (2017) が示しているのは、「男性稼ぎ手モデル」を前提とする労働観からの「逸脱」こそが、労働市場において周辺的地位にある男性のアイデンティティを危機に至らしめ、主観的階層認知 (小林 2011) や生活満足感 (小林 2008) に留まらず、結果的にメンタルヘルスマで害するという可能性なのである。²

ただ、この研究において示されたのは、現職において非正規雇用であることと、抑うつ傾向との間に統計的に意味のある関連があったということであり、その因果関係の向きが特定されている訳ではない。当然、精神的健康を損ねることで、フルタイムで働くことを継続できずに非正規雇用となるという因果の向きもあり得る。これらの因果のどちらがより強いのかという問いに答えるためには、最終的にはパネルデータなどで変数間の時間的な前後関係を捉えた分析によることが必要となるだろう。実際、永吉

2 労働者のメンタルヘルスについては、主に長時間労働との関連に焦点が当てられ、平成26年の改正労働安全衛生法の施行により、労働時間の状況の把握、面接指導、産業医・産業保健機能の強化等の対策がなされてきている。

（2020）は、社研パネルデータを用いて、男性既婚者では失業によってメンタルヘルスが悪化することを明らかにしている³。

とはいえ、クロスセクショナルなデータからも、限定的ではあれ、因果の向きについて検証を加えることは可能である。そこで本稿では、クロスセクショナルな調査ではあるが、職歴情報を回顧的に調査しているSSM調査を用い、そのメリットを活かした分析によって、「不安定就労→抑うつ傾向」という因果の向きについて検討することを目指す。すなわち、SSM調査の職歴変数の中には、各従業員先の離職理由を聞く項目があり、その選択肢として「健康上の理由（病気やケガなど）」が用意されている。直近の仕事の離職理由は健康上の理由ではなかったにも関わらず、抑うつ傾向が高いとすれば、離職を含めた過去の就労環境が影響したと解釈することの妥当性はより高まると考えられるだろう。

なお本稿において、労働市場の周辺部で不安定な就労状況に置かれている層として焦点を当てるのは、失業と非労働力を合わせた無業者および非正規雇用の仕事に就いている人々である。これは、SSM調査の職歴データにおいては、失業と非労働力とが区別されていないという制約によるところもあるが、労働市場のなかでも周辺の位置に置かれてきたという過去の経験の蓄積がメンタルヘルスに影響を及ぼす可能性を考えたとき、非正規雇用であることはもちろん、求職中であるかどうかに関わらず無業の状態にあることも合わせて考慮する必要があると考えるためである。したがって、以下ではこれらの層を不安定就労層と定義し、離職理由を考慮しても、過去の不安定就労経験が抑うつ傾向に及ぼす影響には男女差があるかを検討していく。

II 先行研究

失業や不安定就労と精神的健康との関連についての研究では、それらの状態にあることや経験をした人で、標準的診断分類や抑うつ尺度などで測定された精神的健康の度合いが低くなることを示すものがほとんどである（Theodossiou 1998; Paul and Moser 2009; Kim and von dem Knesebeck 2016; Vancea and Utzet 2017; Fukuda and Hiyoshi 2012）。そして、その影響の性差については、女性において失業によるマイナスの影響がより小さいことを示す研究（Theodossiou 1998）がある一方、女性でよりマイナスの影響が大きいことを示した研究もあり（Drydakis, 2015）、必ずしも結論は一致していない。また、Strandhらは、失業の影響の性差についてアイルランドとスウェーデンで調

3 これ以外にも、無業への／からの移行はメンタルヘルスとは関連ないこと、女性既婚者ではメンタルヘルスに影響はない（無業への移行はむしろメンタルヘルスは改善する）が、未婚者・離死別者は失業によって悪化すること、そして仕事重視度や性別役割分業意識との関連はないこと、男性では友人ネットワークがあると効果が緩和されることなどを示している。

査した結果、アイルランドでは男性の方がよりマイナスの影響をもっていたが、スウェーデンではそのような影響は見られなかったことを示し、失業が精神的健康に及ぼす影響には社会的文脈が重要な意味を持っている可能性を示唆している (Strandh et al. 2013)。非正規雇用についても、片瀬 (2017) が、多目的共用パネル調査 J-SHINE の第1ウェーブデータ⁴を用いた分析から、非正規であることが抑うつ傾向にもたらすマイナスは男性で大きいことを示している。そして、この傾向の背景には、「男性稼ぎ手モデル」が深く浸透している日本社会の特徴があるとする。日本的雇用システムにおいては、周辺部である非正規職に男性が就いているということ自体が、「普通さ」からの逸脱として認識され、「スティグマ化」(小林 2011; 片瀬 2017) されることで、精神的健康を損なわせるという可能性である。

ただし、このような因果の向きは、アプリアリに前提とすることが出来るわけではない。精神的な健康が損なわれることで、フルタイムでの就労が難しくなるという「抑うつ傾向→非正規」という可能性も当然排除できないのである。変数間の共変動を因果関係と見なすための条件として、変数間の時間的順序に矛盾がないことは基本中の基本であり、調査時点の健康状況の原因を同定するためには、その時点より前の就労状況に関する情報が必要となる。パネル調査であれば、このような情報を得ることは難しくないが、クロスセクショナルな調査に基づく場合は、この条件を満たすために回顧的な質問により過去の情報が測定されていることが必要になる⁵。本稿で用いる SSM 調査は、10年ごとに実施されるクロスセクショナルな調査であるが、職歴として過去の就労状況を聞いているという利点がある。そして、抑うつ傾向についての質問も含まれている。したがって、SSM 調査データを用いることで、調査時点の抑うつ傾向に対する、過去の就労状況における失業、無業、非正規雇用などの不安定就労の経験の影響を観ることができるのである。

しかし、過去の健康状況についての質問があるわけではないため、過去の抑うつ傾向について直接情報を得ることは出来ない。ただし、過去の健康状況を示す情報として使える変数がある。それが「直近の従業先の離職理由」である。この質問では、従業先が変わった場合に、その理由を「定年、契約期間の終了など」「倒産、廃業、人員整理など」「よい仕事が見つかったから」「家庭の理由 (結婚、育児など)」「家業を継ぐため」「職場に対する不満」「健康上の理由 (病気やケガなど)」「年齢のため」「その他」のなかから選ばせている。

この質問において「健康上の理由」を選択したなかには、精神的健康を損なうこと

4 2010年度に首都圏の25歳から50歳の男女を対象に実施されている。

5 片瀬 (2017) はパネル調査を用いているが、分析に使用しているのは第1ウェーブのデータのみである。

で、当該従業先での就労を諦めた層が含まれると考えられ、そのようなサンプルで調査時点の抑うつ傾向が高かったとしても、その背後にあるメカニズムは「抑うつ傾向→不安定就労」と考えるのが妥当だと思われる。であれば、この情報を用いることで、調査時点における抑うつ傾向に対する、過去の健康状況の影響を一定程度統制することができると考えられる。実際に神林（2018）は、健康とSESの関連の因果の向きを検討する際に「健康上の理由」で離職しているかどうかを過去の健康状態の指標として利用して分析を行い、健康理由離職は周辺の労働市場で発生しやすいこと、健康理由離職は離職後の無職リスクを高め、稼得収入にマイナスに影響することを明らかにしている。

もちろん過去の健康状況の影響が統制できるといっても、それは限定的なものにとどまる。一つには、ここでの「健康上の理由」には身体面での健康も含まれる点である。例えば身体的健康が損なわれることで、不安定就労に就かなくてはならなくなり、その結果抑うつ傾向を高めるような場合も考えられるが、精神的健康と身体的健康を識別できない以上、元から精神的健康が損なわれているとみなされることで、不安定就労経験の効果を過少推定してしまうかもしれない。もう一つは、過去の健康状況の「過去」が均一ではない点である。今回用いるのは、直近の従業先の離職理由なので、「健康上の理由」を選んだとしても離職のタイミングによって、いつの健康状態を測定しているのかまちまちとなる。また、そもそも初職を継続していたり、一度も仕事に就いていなかったりするケースについては、情報が得られない。このように本稿での分析に限界があることは否めない。しかし、無作為抽出標本による全国調査データを用いることで、日本社会における傾向について検証が出来ること。また多くの社会経済的地位についての変数が含まれていることにより、それらの影響をコントロールした分析ができることには少なからぬ意義があると考えられる。

以下では、「男性稼ぎ手モデル」という規範が無業や失業、非正規などの不安定就労が精神的健康に対してもたらす悪影響を増幅する装置として機能している可能性から導かれる仮説について検証を行っていく。一つ目の仮説は、この可能性をダイレクトに示した「不安定就労が抑うつ傾向に及ぼすマイナスは男性でより大きい」となる。

また「男性稼ぎ手モデル」を内面化する度合いにも、属性によって濃淡があると思われる。その可能性のひとつとして、本稿では年齢に注目する。性別役割分業意識は年齢が若くなるとともに弱くなるという研究は多く、これは若い層ほど「男性稼ぎ手モデル」から比較的自由である可能性を意味する。であれば、無業や失業、非正規などの不安定就労が精神的健康に対してもたらす悪影響も若い男性では比較的弱いものになるかもしれない。そして、逆に女性においては若い層ほど不安定就労によるマイナスが大きいという可能性が考えられるであろう。このような可能性について、「不安定就労が抑うつ傾向に及ぼすマイナスは、男性では若年層ほど小さく、女性では若年層ほど大き

い]という仮説で検証していく。

最後に、前述の仮説の通り「男性稼ぎ手モデル」という規範の内面化が、男性そしてそのなかでも比較的高年齢層で不安定就労が抑うつ傾向に与える効果を強めているとすれば、性別役割分業意識を統制すれば、それらの効果は消失するはずである。そこで三つ目の仮説として「不安定就労が抑うつ傾向に及ぼす影響の性別や年齢による差は、性別役割分業意識を統制することで消失する」とする。

Ⅲ データと変数

1 データ

使用するのには、「2015年社会階層と社会移動調査研究会」によって実施された2015年SSM調査のデータである（以下ではSSM 2015と表記）。このデータセットに対して、保田時男氏作成のperson year data変換SPSSシンタックス（v070データ用ver.2.0）を適用し、作成したパーソンイヤーデータを分析に用いる。なお、SSM 2015では、従来69歳までの年齢幅の上限を、サンプリングベースで79歳までに広げている。しかし、本稿では定年退職前の離職に大きな関心があるため、多くの従業員で定年年齢とされているのが60歳であることを踏まえ（厚生労働省2017⁶）、20歳～60歳未満の男女を分析対象とした。

2 変数

従属変数は抑うつ傾向である。SSM 2015調査には、メンタルヘルスの状態をスクリーニングするための尺度K6（Kessler et al. 2002）に準じた質問項目が含まれている。それらの6項目について、5件法で聞いている選択肢の「全くない」を0点に、「いつも」を4点として点数化したものを、足し合わせた合計0～24点の尺度を作成して用いた。

独立変数は、1年前から10年前までの10年間における「不安定就労割合」である。本稿では調査時点での抑うつ傾向に対する影響をみたいため、調査時点での雇用の状況ではなく、過去の就労状況における不安定さを操作化する。不安定就労に何を含めるかについては、前述の通り職歴変数においては非労働力と失業を区別していないので、「無業」と「パート・アルバイト」「契約社員、嘱託」「臨時雇用」とした。作成には職

6 『平成29年就労条件総合調査 結果の概況』では一律に定年制を定めている97.8%の企業のうち、79.3%が「60歳」を定年としている。

7 問22(ア)～(カ)の6項目は「いらいらする」「絶望的な感じになる」「そわそわして、落ち着かない」「気持ちがめいって、何をしても気が晴れない」「何をするのもおっくうな気持ちになる」「自分が何の価値もない人間のような気持ちになる」である。

歴をパーソンイヤードータに変換したものをを用い、1年前から10年前までの10年間における不安定就労の年数の比率を計算し、その比率を「0%」「0%超25%以下」「25%超50%以下」「50%超75%以下」「75%超」の5カテゴリに分類した。なお、職歴が10年に満たないサンプルについては、初職入職から調査時点までの年数を分母とした比率を用いている。この様にして作成した「不安定就労割合」を「0%」を基準カテゴリとする4つのダミー変数として投入する⁸。そして「不安定就労割合」と「男性」ダミーとの交互作用項によって仮説1の検証を行う。続いて、男女別データに対して、「不安定就労割合」と「年齢」、また「不安定就労割合」と「性別役割意識得点」との交互作用項を含んだモデルによって、仮説2、仮説3の検証を行う。「性別役割意識得点」は、「男性は外で働き、女性は家庭を守るべきである」（留置票問3ア）について、4件法の回答選択肢の「そう思う」に4点、「そう思わない」に1点を与えて得点化したものである。なお「年齢」「性別役割意識得点」とも平均値でセンタリングしたものをを用いる。

そして、統制変数としてもっとも中心になるのが、「直近の従業先の離職理由」である。これは有職者にはひとつ前の従業先の離職理由を、無職者には直近の従業先の離職理由を用いている。この質問についてⅡで示したカテゴリのうち、「よい仕事が見つかったから」、「わからない」、「非該当（初職、従業先が同じ、無職からの再就職）」、「不明」、「就業前」を合併したものを基準カテゴリにして、残りの8つカテゴリをダミー変数として投入した。

また、現在の社会経済的地位もコントロールする。まず、従業上の地位について「常時雇用されている一般従業員」を基準カテゴリとして、「非正規」「経営者・役員」「自営自由家族従業員」「無職 仕事を探している」「無職 仕事を探していない」「学生」「わからない・不明」をそれぞれダミー変数として投入する。教育達成については「大学進学」ダミーを投入する。財産変数としては、調査時点および15歳時の所有財産を尋ねた項目をそれぞれ得点化した「財産得点」「15歳時財産得点」を投入する⁹。

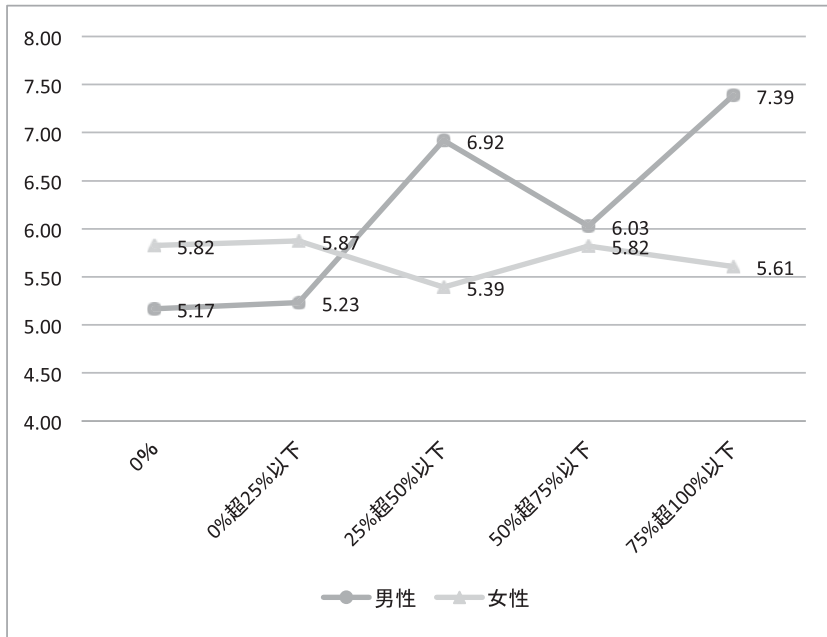
IV 分 析

まず、抑うつ傾向の平均値について、男女別、雇用不安定割合5分類別に比較したのが図1である。男女別では、男性でより抑うつ傾向が高い水準にある。そして、女性の抑うつ傾向は、雇用不安定割合が増しても明確な傾向を示さないのに対し、男性の抑うつ

8 量的変数のまま投入していないのは、雇用不安定割合の分布には0%と100%が多いためである。

9 職業内容（職種）については、SSM職業分類に基づき「専門・管理」ダミーおよび「事務・販売」ダミーを投入したが、いずれも有意な効果を持たなかったため最終的な分析モデルには含めていない。

図1 男女別, 不安定就労割合5分類別 抑うつ傾向 (N=4522)



つ傾向は雇用不安定割合が大きくなると、より高い水準となる傾向が見て取れる。¹⁰この結果は、男性において直近の雇用の不安定さが抑うつ傾向をより高めるといふ仮説と整合的である。しかし、ここには精神的健康を損なったことで、フルタイムでの就業をあきらめた層も含まれており、その影響を除去するためには過去の精神的健康を統制することが必要である。本稿では、直近の離職理由を考慮することで、この問題に不完全ではあるが対処する。また、調査時点での従業上の地位などの社会経済的地位の影響も考慮すべきであろう。したがって、次にこれらの変数を統制した重回帰分析によって、抑うつ傾向に対する不安定就労の影響の男女差により迫っていく。

60歳未満の男女に対して、重回帰分析を行った結果が表1および表2である。まず基本属性および社会経済的地位変数そして、離職理由について統制した上で、1年前から10年間での「不安定就労割合」の効果を検討したのが表2のm1である。「離職理由」については、やはり「健康上の理由(病気やケガなど)」が0.1%水準で有意なプラスの効果を示しており、「よい仕事が見つかったから」等の理由での離職に比べ、健康面での問題によって離職した層において調査時点でも抑うつ傾向が明確に高いことが確認できる。また、「職場に対する不満」も5%水準で有意なプラスの効果を示し、待遇や仕事上の人間関係といったことが原因になった離職では抑うつ傾向が高くなること

10 二元配置の分散分析では、「性別」は10%水準の有意傾向($F=2.928^*$)であったが、「不安定就労割合」は0.1%水準で有意($F=6.165^{***}$)で、性別と不安定就労割合との交互作用も0.1%水準で有意な差を示した($F=10.101^{***}$)。

表1 抑うつ傾向を従属変数とする重回帰分析の記述統計（N=4522）

| | 平均値 | 標準偏差 |
|----------------------|-------|-------|
| 抑うつ傾向 | 5.58 | 4.61 |
| 年齢（センタリング） | 0.00 | 10.64 |
| 男性ダミー | 0.44 | 0.50 |
| 大学進学ダミー | 0.31 | 0.46 |
| 従業上の地位 | | |
| 非正規ダミー | 0.23 | 0.42 |
| 経営者・役員ダミー | 0.03 | 0.17 |
| 自営自由家族従業内職ダミー | 0.09 | 0.28 |
| 無職仕事を探しているダミー | 0.03 | 0.18 |
| 無職仕事を探していないダミー | 0.12 | 0.32 |
| 学生ダミー | 0.03 | 0.17 |
| わからない・不明ダミー | 0.00 | 0.03 |
| 財産得点 | 11.08 | 3.06 |
| 15歳時財産得点 | 12.90 | 3.11 |
| 離職理由 | | |
| 定年、契約期間の終了など | 0.02 | 0.13 |
| 倒産、廃業、人員整理など | 0.03 | 0.17 |
| 家庭の理由（結婚、育児など） | 0.12 | 0.33 |
| 家業を継ぐため | 0.02 | 0.14 |
| 職場に対する不満 | 0.06 | 0.24 |
| 健康上の理由（病気やケガなど） | 0.03 | 0.16 |
| 年齢のため | 0.00 | 0.05 |
| その他 | 0.08 | 0.27 |
| 不安定就労割合 ¹ | | |
| 0% 超 25% 以下 | 0.05 | 0.22 |
| 25% 超 50% 以下 | 0.06 | 0.23 |
| 50% 超 75% 以下 | 0.04 | 0.19 |
| 75% 超 | 0.31 | 0.46 |

注1 男女別では「0% 超 25% 以下」「25% 超 50% 以下」「50% 超 75% 以下」「75% 超」のそれぞれについて、男性では 0.05, 0.04, 0.02, 0.08, 女性では 0.05, 0.08, 0.05, 0.49 である。

が推測される。そして、離職理由を統制しても、基本属性変数では年齢がマイナスの、社会経済的地位変数では、「無職 仕事を探している」「学生」がプラス、「財産得点」「15歳時財産得点」がマイナスの有意な効果を示した。若いこと、失業状態や学生であること、そして経済的に恵まれない層において抑うつ傾向が高まることが分かる。

そして、1年前から10年間での「不安定就労割合」については、5分類を「0%」を基準カテゴリとするダミー変数として投入した結果、いずれも有意な効果を示さなかった。男女合わせた分析では雇用の不安定さは抑うつ傾向に影響を与えているようには見えない。

しかし、「不安定就労割合」と「男性」ダミーの交互作用項を投入した m2 では、「25% 超 50% 以下×男性」と「75% 超×男性」でそれぞれ、1%水準で有意なプラスの効果が見られた。「50% 超 75% 以下×男性」は10%水準の有意傾向にもなっていないため、一貫した傾向が示されたわけではないが、それでも係数の推定値の符号はプラスで

表2 抑うつ傾向を従属変数とする重回帰分析 (男女サンプル)

| | m1 | | m2 | |
|------------------------------------|----------|---------|---------|---------|
| | B | S.E. | B | S.E. |
| (定数) | 6.976 | .396*** | 7.097 | .399*** |
| 年齢 | -.072 | .008*** | -.068 | .008*** |
| 男性 | -.230 | .162 | -.540 | .195** |
| 大学進学 | .018 | .157 | -.004 | .157 |
| 従業上の地位 (ref. 常時雇用されている一般従業員) | | | | |
| 非正規 | .061 | .310 | .064 | .310 |
| 経営者・役員 | .101 | .410 | .074 | .409 |
| 自営自由家族従業員内職 | .267 | .269 | .229 | .269 |
| 無職仕事を探している | 1.175 | .454** | 1.157 | .455* |
| 無職仕事を探していない | .257 | .389 | .303 | .390 |
| 学生 | 1.044 | .440* | 1.054 | .440* |
| わからない・不明 | -1.910 | 2.604 | -1.992 | 2.601 |
| 財産得点 | -.051 | .024* | -.048 | .024* |
| 15歳時財産得点 | -.075 | .025** | -.070 | .025** |
| 離職理由 (ref. 「よい仕事が見つかったから」および下記以外*) | | | | |
| 定年, 契約期間の終了など | .065 | .520 | -.044 | .521 |
| 倒産, 廃業, 人員整理など | -.100 | .396 | -.179 | .396 |
| 家庭の理由 (結婚, 育児など) | -.600 | .307† | -.556 | .307† |
| 家業を継ぐため | .345 | .524 | .388 | .524 |
| 職場に対する不満 | .307 | .286 | .276 | .286 |
| 健康上の理由 (病気やケガなど) | 3.434 | .461*** | 3.313 | .463*** |
| 年齢のため | .613 | 1.433 | .498 | 1.431 |
| その他 | -.302 | .266 | -.290 | .266 |
| 不安定就労割合 (ref.0%) | | | | |
| 0% 超 25% 以下 | -.146 | .320 | -.080 | .320 |
| 25% 超 50% 以下 | -.014 | .327 | -.622 | .390 |
| 50% 超 75% 以下 | -.009 | .403 | -.219 | .456 |
| 75% 超 | .267 | .315 | -.081 | .336 |
| 0% 超 25% 以下×男性 | | | -.275 | .616 |
| 25% 超 50% 以下×男性 | | | 1.759 | .647** |
| 50% 超 75% 以下×男性 | | | .325 | .869 |
| 75% 超×男性 | | | 1.289 | .428** |
| 調整済み決定係数 (変化量の検定) | 0.049*** | | 0.052** | |
| N | 4522 | | | |

*わからない, 非該当 (初職, 従業先が同じ, 無職からの再就職), 不明, 就業前

*** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$, † $p < 0.10$

ある。ここからは「離職理由」をコントロールしても、過去の就労経験における不安定さが抑うつ傾向を強める影響は、女性とくらべて男性でより強まることが示唆されるだろう。

続いて、不安定就労の長さとの性別の関連のあり方が、年齢 (仮説2) そして性別役割意識 (仮説3) によって異なるという可能性について検証する。このために、今度は性別ごとに分析を行ったのが表3、表4である。これらの分析では、新たに「不安定就労割合」と「年齢」、そして「不安定就労割合」と「性別役割意識分業得点」の交互作用

表3 抑うつ傾向を従属変数とする重回帰分析（男性サンプル）

| | m1 | | m2a | | m2b | |
|------------------------------------|----------|---------|--------|---------|--------|---------|
| | B | S.E. | B | S.E. | B | S.E. |
| (定数) | 5.725 | .566*** | 5.781 | .569*** | 5.719 | .567*** |
| 年齢 | -.055 | .012*** | -.054 | .013*** | -.056 | .012*** |
| 大学進学ダミー | .148 | .220 | .146 | .221 | .152 | .220 |
| 従業上の地位 (ref. 常時雇用されている一般従業員) | | | | | | |
| 非正規ダミー | -.108 | .595 | -.126 | .611 | -.164 | .597 |
| 経営者・役員ダミー | .136 | .521 | .133 | .522 | .108 | .521 |
| 自営自由家族従業員内職ダミー | .223 | .375 | .222 | .375 | .201 | .375 |
| 無職仕事を探しているダミー | 1.058 | .841 | 1.020 | .856 | .963 | .843 |
| 無職仕事を探していないダミー | .286 | .949 | .329 | 1.008 | .215 | .953 |
| 学生ダミー | 1.493 | .653* | 1.516 | .661* | 1.476 | .653* |
| わからない・不明ダミー | -1.303 | 4.528 | -1.254 | 4.531 | -1.654 | 4.535 |
| 財産得点 | -.075 | .036* | -.077 | .036* | -.072 | .036* |
| 15歳時財産得点 | .011 | .039 | .009 | .039 | .008 | .039 |
| 離職理由 (ref. 「よい仕事が見つかったから」および下記以外*) | | | | | | |
| 定年, 契約期間の終了など | -.648 | .765 | -.611 | .768 | -.570 | .768 |
| 倒産, 廃業, 人員整理など | .138 | .547 | .133 | .547 | .187 | .548 |
| 家庭の理由 (結婚, 育児など) | -.806 | .889 | -.791 | .889 | -.757 | .891 |
| 家業を継ぐため | -.041 | .632 | -.026 | .633 | -.024 | .632 |
| 職場に対する不満 | .944 | .406* | .930 | .406* | .998 | .406* |
| 健康上の理由 (病気やケガなど) | 4.461 | .818*** | 4.538 | .824*** | 4.500 | .820*** |
| 年齢のため | -2.014 | 2.680 | -1.811 | 2.696 | -2.031 | 2.689 |
| その他 | -.418 | .388 | -.423 | .388 | -.399 | .388 |
| 不安定就労割合 (ref.0%) | | | | | | |
| 0% 超 25% 以下 | -.330 | .477 | -.366 | .492 | -.298 | .484 |
| 25% 超 50% 以下 | .972 | .593 | .961 | .669 | .971 | .594 |
| 50% 超 75% 以下 | -.016 | .824 | .166 | .846 | .025 | .825 |
| 75% 超 | 1.232 | .627* | 1.164 | .652† | 1.306 | .629* |
| 0% 超 25% 以下×年齢 | | | -.015 | .049 | | |
| 25% 超 50% 以下×年齢 | | | -.002 | .057 | | |
| 50% 超 75% 以下×年齢 | | | 0.088 | .072 | | |
| 75% 超×年齢 | | | -.025 | .035 | | |
| 性別役割分業意識得点 | | | | | .161 | .126 |
| 0% 超 25% 以下×性別役割分業意識得点 | | | | | .005 | .522 |
| 25% 超 50% 以下×性別役割分業意識得点 | | | | | -.382 | .603 |
| 50% 超 75% 以下×性別役割分業意識得点 | | | | | 1.254 | .785 |
| 75% 超×性別役割分業意識得点 | | | | | .119 | .416 |
| 調整済み決定係数 (変化量の検定) | 0.062*** | | 0.062 | | 0.063 | |
| N | | | 1951 | | | |

***p<0.001, **p<0.01, *p<0.05, †p<0.10

項が投入された。男性サンプルに対する分析（表3）からは、「不安定就労割合」が「75% 超」のみプラスの有意な効果を示したが、表2で「男性」との交互作用効果として効果がみられた「25% 超 50% 以下」は有意な効果を示さなかった。

そして、「不安定就労割合」と「年齢」の交互作用を投入した m2a、および「不安定就労割合」と「性別役割分業意識得点」の交互作用を投入したモデル m2b において、これらの交互作用はいずれも有意な効果を示さず、モデルの説明力も有意な改善をしなかった。

次に、女性サンプルに対する分析結果を示したのが表4である。m1 では「不安定就

表4 抑うつ傾向を従属変数とする重回帰分析 (女性サンプル)

| | m1 | | m2a | | m2b | |
|------------------------------------|----------|---------|--------|---------|--------|---------|
| | B | S.E. | B | S.E. | B | S.E. |
| (定数) | 7.809 | .516*** | 7.819 | .517*** | 7.764 | .518*** |
| 年齢 | -.082 | .010*** | -.067 | .016*** | -.083 | .010*** |
| 大学進学ダミー | -.211 | .231 | -.185 | .231 | -.215 | .231 |
| 従業上の地位 (ref. 常時雇用されている一般従業員) | | | | | | |
| 非正規ダミー | .207 | .372 | .239 | .372 | .267 | .374 |
| 経営者・役員ダミー | -.285 | .707 | -.382 | .713 | -.266 | .708 |
| 自営自由家族従業内職ダミー | .268 | .407 | .199 | .410 | .309 | .411 |
| 無職仕事を探しているダミー | 1.241 | .563* | 1.231 | .563* | 1.244 | .565* |
| 無職仕事を探していないダミー | .500 | .461 | .564 | .463 | .493 | .464 |
| 学生ダミー | .757 | .600 | .987 | .628 | .725 | .601 |
| わからない・不明ダミー | -2.664 | 3.145 | -2.773 | 3.146 | -2.681 | 3.145 |
| 財産得点 | -.013 | .033 | -.012 | .033 | -.012 | .033 |
| 15歳時財産得点 | -.148 | .035*** | -.148 | .035*** | -.147 | .035*** |
| 離職理由 (ref. 「よい仕事が見つかったから」および下記以外*) | | | | | | |
| 定年, 契約期間の終了など | .735 | .707 | .680 | .708 | .785 | .709 |
| 倒産, 廃業, 人員整理など | -.461 | .608 | -.516 | .609 | -.456 | .609 |
| 家庭の理由 (結婚, 育児など) | -.508 | .349 | -.557 | .352 | -.514 | .350 |
| 家業を継ぐため | 2.021 | 1.058† | 1.985 | 1.059† | 1.991 | 1.059† |
| 職場に対する不満 | -.238 | .414 | -.242 | .414 | -.240 | .414 |
| 健康上の理由 (病気やケガなど) | 2.591 | .586*** | 2.544 | .586*** | 2.588 | .587*** |
| 年齢のため | 1.705 | 1.678 | 1.716 | 1.679 | 1.564 | 1.680 |
| その他 | -.057 | .379 | -.069 | .380 | -.059 | .380 |
| 不安定就労割合 (ref.0%) | | | | | | |
| 0% 超 25% 以下 | -.046 | .440 | -.142 | .450 | -.092 | .447 |
| 25% 超 50% 以下 | -.754 | .403† | -.672 | .409 | -.719 | .406† |
| 50% 超 75% 以下 | -.334 | .473 | -.543 | .505 | -.332 | .475 |
| 75% 超 | -.271 | .379 | -.287 | .379 | -.314 | .382 |
| 0% 超 25% 以下×年齢 | | | | -.045 | .042 | |
| 25% 超 50% 以下×年齢 | | | | .024 | .036 | |
| 50% 超 75% 以下×年齢 | | | | -.061 | .048 | |
| 75% 超×年齢 | | | | -.027 | .020 | |
| 性別役割分業意識得点 | | | | | -.048 | .203 |
| 0% 超 25% 以下×性別役割分業意識得点 | | | | | -.331 | .530 |
| 25% 超 50% 以下×性別役割分業意識得点 | | | | | -.294 | .414 |
| 50% 超 75% 以下×性別役割分業意識得点 | | | | | .371 | .534 |
| 75% 超×性別役割分業意識得点 | | | | | .309 | .254 |
| 調整済み決定係数 (変化量の検定) | 0.045*** | | 0.046 | | 0.045 | |
| N | | | 2428 | | | |

***p<0.001, **p<0.01, *p<0.05, †p<0.10

労割合」「25% 超 50% 以下」が 10% 水準ではあるがマイナスの有意傾向を示した。女性においては、一貫して正規雇用などで雇用されている人に比べて、このレベルの就労の不安定さであれば、むしろ抑うつ傾向を低め得ると解釈できるかもしれない。そして、「不安定就労割合」と「年齢」の交互作用を投入した m2a, および「不安定就労割

11 そして、男女を合わせた分析においては、交互作用「25% 超 50% 以下×男性」がプラスの効果を示していたにも関わらず、表3の男性のみの分析では、「25% 超 50% 以下」の効果は有意でなくなかったことも理解できるだろう。このレベルの就労の不安定さにおいては、男性では抑うつ傾向が高まる方向にある一方、女性では低くなる傾向があることで、その差が有意なものとなったと考えられるのである。

合」と「性別役割分業意識得点」の交互作用を投入したモデル m2b においては、やはりいずれの交互作用も有意とならず、モデルの説明力も有意な改善をしなかった。

V 考 察

分析の結果、就労の不安定さが強いほど抑うつ傾向が高まるという傾向が男性サンプルにおいてのみ観られ、その傾向は直近の従業先を健康面の理由で離職しているかどうかを考慮しても変わらなかった。したがって仮説 1「不安定就労が精神的健康に及ぼすマイナスには、男性でより大きい」は支持される。続いて、「男性稼ぎ手モデル」という規範から比較的自由であると考えられる若年層においては、不安定就労経験が抑うつ傾向に及ぼす影響もまた異なるという可能性を検討するために、年齢と不安定就労割合の交互作用を検討したが有意な結果は得られなかった。このため仮説 2「不安定就労が精神的健康に及ぼすマイナスは、男性では若年層ほど小さく、女性では若年層ほど大きい」は棄却された。最後に、性別役割分業意識を統制した時に、過去の不安定就労経験の効果が消失するかどうかについても、男性サンプル、女性サンプルともに有意な効果を示さず、男性サンプルにおいては、これらの変数を統制しても、不安定就労割合についての変数の効果に変化が無かった。このため、仮説 3「不安定就労が精神的健康に及ぼす影響の性別や年齢による差は、性別役割分業意識を統制することで消失する」も支持できない。

不安定就労の経験は、直近に離職をした従業先の離職理由が健康面の問題でなくとも、その後の精神的健康にマイナスになり、そのマイナスは男性でのみ見られるという本稿の分析結果は、不安定就労の経験自体が精神的健康を悪化させてしまう効果が男性でより強く存在している可能性を示唆する。その背後には、「日本型雇用システム」や「男性稼ぎ手モデル」という日本社会における雇用慣行とそれに親和的な規範があり、そこからの「落伍者」としての「スティグマ」を内面化してしまったがゆえの可能性と捉えることも可能であろう（小林 2011；片瀬 2017）。

ただ、このような可能性はいまだ留保付きのものであることもまた確かである。というのも「男性稼ぎ手モデル」に囚われる度合いが若い世代ではより弱い可能性を仮説 2 として検討したが、年齢と不安定就労の交互作用効果は有意とならなかったからである。この点については、若い世代にとっての就労は「承認欲求」の対象であるとする斎藤（2016）の主張が参考となるかもしれないが、そうであれば男女を問わず若い層において、不安定就労経験が抑うつ傾向を高める傾向が見出されるはずであり、それらの効果が相殺されている可能性を含め引き続き検討する必要があるだろう。

そして、不安定就労経験が抑うつ傾向に及ぼす影響の男女差が、「男性稼ぎ手モデル」

の内面化によるものであるならば、性別役割分業意識を統制することで、男女差が消えるはずであるとの仮説3も採択されなかった。ただ「不安定就労割合」と「性別役割分業意識得点」との交互作用はいずれも有意ではなかったが、男性サンプルにおける「50%超75%以下×性別役割意識得点」の係数値が、他の不安定就労割合の層よりも明確に大きい点は興味深いだろう。なぜなら、それを不安定就労経験が中程度の層では、性別役割分業に肯定的な男性ほど抑うつ傾向が高まると捉えることも可能だからである。つまり「男性稼ぎ手モデル」に囚われていると、中程度の不安定さでも精神的健康を損ないやすくなるという解釈も成り立ち得るのである。

また仮説の検証とは別に、今回SSM調査を用いることで、様々な社会経済的地位変数を統制できたことで得られた知見もあった。コントロール変数として投入した社会経済変数について、男性で「財産得点」が、女性で「15歳時財産得点」がそれぞれ有意なマイナスの効果を示したことは興味深いといえるだろう。神林(2018)も女性で「15歳時の暮らし向き」が健康問題による離職のしやすさプラスだったことを報告していることから、女性は出身家庭の影響をより長期的に受けやすいのかもしれない。一方で、男性では現在自分が得ている実績に反応しやすいとすれば、これも「男性稼ぎ手モデル」の内面化による可能性が考えられる。

もちろん、本稿の分析には限界もあり、今後の課題とすべき点も多い。本稿では不安定就労経験の操作化を、1年前から10年間で不安定就労割合によって行ったが、これらの期間内の経験を等質に扱うのではなく近年の経験ほど重み付けすることも考えられるだろう¹²。また、ずっと正規雇用だった人が失業または無業になるパターンも、失業や無業だった人が正規雇用就くパターンも、不安定就労の期間が同じであれば同じものとして操作化しているのは妥当とはいえないかもしれない。そして不安定就労の条件を考慮していないので、男性でより劣悪な雇用環境にあることで、精神的健康を害している可能性は残る。小森田(2018)は、正規雇用者で週労働時間が60時間を超える場合にメンタルヘルスの状態が有意に悪くなることを明らかにしている。非正規については労働時間の効果は見いだされていないが、そこで検討されているのは現職の労働時間についてなので、過去の長時間労働の経験が影響している可能性はあるだろう。

過去の精神的健康度を統制する目的で用いた「離職理由」についても、当然離職経験者のみにしか聞かれていないため、離職を経験していない人の過去の健康状態はコントロールできていないし(神林2018)、今回の分析では、直近の「離職理由」を用いたので、離職からかなりタイムラグがあるケースも存在するなど「過去」が一様ではないという問題がある。後者の問題については、今後過去の一定の範囲内の離職経験における

12 この可能性について、直近5年の不安定就労の重みを2倍にして分析を行っているが、顕著な傾向の変化は確認できなかった。

「離職理由」に限定するなどすることが考えられるだろう。今後はこれらの課題に基づいて、より厳密な分析を行っていくことが必要となる。

謝辞

本研究は JSPS 科研費 JP17H 02601, JP20K02110, JP19H00609 の助成を受けたものである。また本研究は JSPS 科研費特別推進研究事業（課題番号 25000001）に伴う成果の一つであり、本データ使用にあたっては 2015 年 SSM 調査データ管理委員会の許可を得た。

パーソンイヤードータの作成に際し、保田時男氏による SSM2015 person-year data 変換 SPSS シンタックス（v 070 データ用 ver.2.0）を利用した。同ファイルを 2015 年 SSM 調査研究会にて共有するにあたり、保田氏に感謝の意を表する。

文献

- [1] Bauman, Z. and B. Vecchi, (2004) *IDENTITY* (1st ed.), Polity Press Ltd. [伊藤茂訳『アイデンティティ』日本経済評論社, 2007 年].
- [2] Fukuda, Yoshiharu and Ayako Hiyoshi, (2012) Influences of income and employment on psychological distress and depression treatment in Japanese adults, *Environ Health Prev Med* 17 : 10-17.
- [3] Drydakis, N., (2015) The effect of unemployment on self-reported health and mental health in Greece from 2008 to 2013 : A longitudinal study before and during the financial crisis, *Social Science and Medicine*, 128, 43-51.
- [4] Kessler, R. C., G. Andrews, L. J. Colpe, E. Hiripi, D. K. Mroczek, S. L. Normand, E. E. Walters and A. M. Zaslavsky, (2002) Short screening scales to monitor population prevalences and trends in non-specific psychological distress, *Psychological Medicine*, 32 : 959-76.
- [5] Kim, T. J. and O. von dem Knesebeck, (2016) Perceived job insecurity, unemployment and depressive symptoms : a systematic review and meta-analysis of prospective observational studies, *International Archives of Occupational and Environmental Health*, 89(4) : 561-573.
- [6] Paul, K. I. and K. Moser., (2009) Unemployment Impairs Mental Health : Meta-Analyses, *Journal of Vocational Behavior* 74(3) : 264-82.
- [7] Vanca M, and M. Utzet, (2017) How unemployment and precarious employment affect the health of young people : A scoping study on social determinants, *Scandinavian Journal of Public Health* ; 45(1) : 73-84.
- [8] Strandh, M., A. Hammarström, K. Nilsson, M. Nordenmark, and H. Russel, (2013) Unemployment, gender and mental health : The role of the gender regime. *Sociology of Health and Illness*, 35(5) : 649-665.
- [9] Theodossiou, I., (1998) The Effects of Low-Pay and Unemployment on Psychological Well-Being : A Logistic Regression Approach, *Journal of Health Economics* 17(1) : 85-104.
- [10] 神林博史「過去の健康問題が社会経済的地位に与える影響：職歴における『健康上の理由』離職に注目した分析」『2015 年 SSM 調査報告書 3 社会移動・健康』, 2018 年, 333-355 ページ。
- [11] 片瀬一男「非正規であることの男女差：従業上の地位とメンタルヘルス」『東北学院大学教養学部論集』176, 2017 年, 1-13 ページ。
- [12] 小林大祐「階層意識に対する従業上の地位の効果について」轟亮編『文部科学省科学研究費報告書 2005 年 SSM 調査シリーズ 8 階層意識の現在』, 2008 年, 53-66 ページ。
- [13] 小林大祐「雇用流動化社会における働き方と階層帰属意識」斎藤友里子・三隅一人編『現代の階層社会 3 流動化の中の社会意識』東京大学出版会, 2011 年, 95-110 ページ。
- [14] 小林大祐「壮年非正規雇用であることが階層帰属意識に与える影響について：『就職氷河期世代』に注目して」『経済社会学会年報』41 号, 2019 年, 39-51 ページ。

- [15] 小森田龍生「労働時間とメンタルヘルスとの関連」吉田崇編『2015年SSM調査報告3 社会移動・健康』2015年SSM調査研究会, 2018年, 293-315ページ。
- [16] 厚生労働省『平成29年就労条件総合調査 結果の概況』厚生労働省ホームページ, <https://www.mhlw.go.jp/toukei/itiran/roudou/jikan/syurou/17/dl/gaikyou.pdf>, 2017年。
- [17] 永吉希久子「無業への移行の自己評価に対する影響：ジェンダーによる影響の差に着目して」尾嶋史章・小林大祐編『無業の多様性とその影響』NEET研究会, 2020年, 135-154ページ。
- [18] 斎藤環『承認をめぐる病』（ちくま文庫）筑摩書房, 2016年。
- [19] 多賀太「男性労働に関する社会意識の持続と変容：サラリーマン的働き方の標準性をめぐって」『日本労働研究雑誌』, 699号, 2018年, 4-14ページ。