

正規雇用・非正規雇用・完全失業者のメンタルヘルスの比較検討

——就労状況に対する自発性とキャリア観に注目して

高橋 美保

(東京大学准教授)

森田慎一郎

(東京女子大学准教授)

石津 和子

(駒沢女子大学准教授)

本研究は就労者及び完全失業者についてその就労状況に対する自発性に注目し、メンタルヘルスの状況とその要因を明らかにすることを目的に実施された。インターネット調査により、正規就労者 573 名、非自発的非正規就労者 263 名、自発的非正規就労者 333 名、非自発的完全失業者 195 名、自発的完全失業者 220 名を対象に、メンタルヘルス状況として不安・抑うつ、活動障害状態を把握するとともに、その関連要因としてキャリア観・デモグラフィックデータについて検討を行った。先行研究より、失業者は就労者よりもメンタルヘルスが悪いと推察されたが、非自発的非正規就労者は不安・抑うつ、活動障害のいずれも自発的失業者と同等程度であることが示された。また、同じ失業状態にあっても、非自発的完全失業者の方が自発的完全失業者よりも活動障害が高いことが示された。したがって、非正規就労者および完全失業者においては、自発性の有無がメンタルヘルスにとって重要な要因となると考えられた。さらに、良好なメンタルヘルスを保つためには、非自発的非正規就労者については非難回避的ではなくやりがいを求めるキャリア観を持つこと、非自発的完全失業者については非難回避ではなく自己成長を求めるキャリア観を持つことが重要であることが示唆された。現在の就労状況に関わらず、ポジティブなキャリア観を持つことがメンタルヘルスにより重要であることが示唆された。

【キーワード】 労働災害・安全衛生、パート・派遣等労働問題、失業

目次

- I 問題と目的
- II 方法
- III 結果
- IV 考察

I 問題と目的

1 労働市場の現状

平成 24 年度の労働力人口 6555 万人の内、就業者数は 6270 万人、役員を除く雇用者は 5154 万人、内、正規の職員・従業員は 3340 万人、非正規の職員・従業員 1813 万人（内、パート・アルバイト 1241 万人）という構成となっている（厚生労働省 2012a）。なお、労働力人口には、就業者だけな

く完全失業者も含まれている。したがって、就業者数に完全失業者数 285 万人を加えた総数が日本の産業を支える貴重な労働力人口である。

労働力構成は経済情勢の変化によって、ここ 20 年で大きく変化してきた。1990 年代半ばまで続いた雇用拡大傾向はバブル崩壊以降急速に低迷し、中高年のリストラや若年層の新規採用の抑制などによって無業・失業状態に陥る人が増加した。それによって、1990 年代初頭には 2% 台で推移していた失業率は 1998 年から急増し、2002 年には 5% を超えた。その後、労働者派遣法の改正などにより非正規雇用が増加し一時的に雇用は安定を見せたが、2008 年のリーマンショックが引き金となって世界的な金融危機が起こり、雇用情勢は急激に悪化した。2010 年には 1 年以上の長期失業者数の数が 100 万人を超えるに至っており（厚生労働省 2012b）、近年では失業の長期化が問題視されている。深刻化する失業問題に対して、政府は雇用保険制度、求職者支援制度などの充実を図っているが（厚生労働省 2012b）、昨今の失業率は 4% 前後と依然高い水準を保っている状態にある（厚生労働省 2012a）。

近年の労働力構成を考える上で、失業以外に注目すべきこととして非正規就労者¹⁾の増加が挙げられる。1988 年には 18.3% であった非正規雇用は 2012 年には 35.2% にまで上昇しており、今や非正規就労者が全労働者の 3 分の 1 を占めている（厚生労働省 2012a）。非正規就労者については、かつては主婦が家計の足しとしてパート労働をするイメージが強かったが、バブル崩壊後には望まざる就労という形で増加した。労働政策研究・研修機構（2011）の『多様な就労形態に関する実態調査』によれば、無期パートおよび有期パートで働く非正規就労者は、「自分の都合の良い時間に働きたいから」などの積極的な理由を指摘するものが多いのに対して、契約社員や派遣社員の場合には「正規の職員・従業員として働く機会がなかったから」といった消極的な理由から非正規労働に従事している人が多く、非正規労働の二極化が示唆されている。さらに、同調査によると、契約社員では 46.5%、派遣社員では 58.9% の人が会社を変えるか働き方を変えることを望んでおり、契約

社員や派遣社員には望まざる形で非正規就労をしている人が多いことが窺われる。

以上より、近年の労働力構成の特徴として失業者の増加、および非正規雇用の増加と自発性をめぐるその質的な二極化が指摘できる。失業と非自発的非正規雇用の増加はいずれも現代日本の雇用情勢が極めて不安定かつ厳しい状況にあることを示唆するものであり、安定した雇用を保証する雇用政策が求められる。しかし、国の対策としては、非正規就労者の不安定雇用への保護の一環として労働者派遣法（厚生労働省 2012d）や、労働契約法（厚生労働省 2012e）の改正を行うなどの法的措置に留まっており、就労者が雇用の安定を実感するには至っていないのが現状である。

2 就労状況とメンタルヘルス

上述のように、労働力人口には正規就労者、非正規就労者、完全失業者²⁾など様々な就労状況が含まれるが、特に昨今では不安定雇用が特徴となっていることから、中でも非正規就労者及び失業者のメンタルヘルスへの影響が推察される。特に、職業そのものを失っている完全失業者については、精神的ストレス反応³⁾を指摘する研究が多い。海外では多くの研究で、失業がメンタルヘルスにネガティブな影響を及ぼすことが明らかにされており（Mckee-Ryan et al. 2005）、日本でも複数の研究で同様の傾向が示唆されている（久田・高橋 2003；山田ら 2006）。失業がメンタルヘルスに及ぼす影響についてはこれまで様々な要因が指摘されているが、中でも非自発的離職はメンタルヘルスに影響を及ぼす大きな要因であるとされており（Shamir 1986）、失業者の中でも非自発的な失業者のメンタルヘルスはより深刻な状況であると推察される。

また、非正規就労者についても、海外のレビュー論文では非正規就労者は正規就労者よりも精神状態が悪いことが示唆されており（Virtanen et al. 2005）、その結果は日本でも支持されている（Inoue et al. 2010）。さらに、2007 年度の『国民生活基礎調査』を用いて横断研究を行った鶴ヶ野・錦谷（2011）は、正規雇用者と非正規雇用者の健康状態の比較検討を行った結果、男性の非正規雇用者

では、「不安・ストレス状態」がある者の割合は正規雇用者より有意に高いのに対して、「悩みやストレスあり」については非正規雇用者と正規雇用者の割合に有意差は認められなかった。ただし、同調査では、女性については「不安・ストレス状態」「悩みやストレスあり」は正規雇用者との比較において有意差が認められず、正規雇用者と非正規雇用者のどちらの方がストレスフルな状況にあるのか判別が難しい結果が得られている。さらに、雇用形態の影響を認めない結果を得た研究(松山 2010)がある他、企業によって結果が異なるという報告もあり(岩井 2004)、雇用形態とメンタルヘルスとの関係については、一概に明確な影響関係は認められていない。

このように雇用形態とメンタルヘルスの結果が一致しない背景には、就労者のメンタルヘルスが必ずしも良いわけではないという事情がある。昨今、いくつかの指標で職場のメンタルヘルスの問題が指摘されている。平成 19 年の『労働者健康状況調査』によれば、仕事や職業生活に関する不安、悩み、ストレスを抱えている労働者は 58% に上る(厚生労働省 2008)。また、精神障害等に関する事案の労災補償状況も過去最高を記録しており(厚生労働省 2012f)、自殺者数のうち勤務関係の自殺者数 2689 人(2011 年)は前年度(2010 年)の 2590 人よりも 3.8% 増加している(警察庁 2012)。これらのデータはいずれも、就労者のメンタルヘルスの問題を示唆するデータであり、単純に働いていればメンタルヘルスが良くというわけでもないことが窺われる。

ここで、メンタルヘルスに対する雇用形態の影響は認められないという結果を得た松山(2010)の研究については、雇用形態の選択理由が考慮されていない点に注意が必要である。上述のように、非正規雇用については二極分化が起っており、同じ非正規就労者の場合にも、家計の足しとして気ままに就労することを望む場合と、正社員になりたいけれどもなれず待遇に本意ない思いを抱きながら就労する場合とでは、メンタルヘルス状況も当然変わってくると推察される。したがって就労者のメンタルヘルスについては雇用形態の違いだけでなく、その自発性が重要といえる。

正規雇用者のメンタルヘルスについて、就労者および失業者の自発性に着目した実証研究として、山本(2011)の研究がある。山本(2011)は、就業形態を「正規雇用」「本意型非正規雇用」「本意型非正規雇用」「失業」「非労働力」の 5 つに分類し、心身症状の大きさについて比較検討を行った。その結果、正規雇用よりも非正規雇用や失業、非労働力で心身症状が大きいことが明らかになった。ただし、他の属性をコントロールすると、非正規雇用の中でも心身症状が大きいのは本意型だけとなったことから、本意型の非正規雇用については正規雇用や非就業と心身症状の程度は変わらない一方で、本意型の非正規雇用については心身症状の大きさが失業と同程度であることが明らかとなっている。

ただし、山本(2011)の研究では失業者については自発性を問うておらず、非自発的失業者と自発的失業者が混在した状態となっている。上述のように、失業者についても非自発的失業の方がメンタルヘルスは悪いという研究があることから、就労者だけでなく失業者についても自発性を分けて調べる必要がある。例えば、非自発的非正規就労者は雇用が不安定であることから非自発的失業のハイリスク群とも考えられることから、非自発的非正規就労者は非自発的失業者との類似性が推察される。一方、自発的失業者は自らの離職であることによって、非自発的非正規就労者よりも健康状態が良い可能性も考えられる。

以上より、就労状況については、正規就労者、非正規就労者、完全失業者についてメンタルヘルスの状況を把握する必要がある。その際、非正規就労者、完全失業者についてはその自発性に分けて実態を把握することによって、働いているかどうかという就労状況及びどのような形で働いているかという雇用形態に、その自発性も加味したより詳細な検討が可能になる。

3 メンタルヘルスの関連要因

以上より、働く人のメンタルヘルスについては就労状況及び雇用形態の自発性毎に把握する必要があるが、一方で現在のそれらの状況がたとえ同じであったとしても、その人がそもそも働くこと

や生きることに対してどういう価値観や態度を有しているかによって、メンタルヘルスの状況も変わってくる可能性がある。例えば、自発的非正規就労者の場合にも、現在のところは家庭の事情によりある程度の収入を得ることを目的に、納得して非正規就労をしているものの、その人個人が持つ働くことや生きることに対する本当の価値観や態度は、やりがいにあるということもある。このような場合には、キャリア観としては仕事にやりがいを求めながらも、実際の仕事はあまりやりがいが感じられるものではないということもある。つまり、現在の就労状況に対して、それが自発的か非自発的かといった場合に、自発的であるからといって現在の就労状況がその人が持つキャリア観そのものとは必ずしも一致しないということも生じうる。就労状況に対する自発性は、あくまで目先の就職をイメージした動機の主体性であり、これはその人個人が持つ働くことそのものに対する価値観や態度とは異なる可能性がある。就労状況に対する自発性だけでなく、根本的に働くことについてどのような意味付けをしているか、その意味付けの種類と実際の就労状況の関係が現在のメンタルヘルスに大きな影響を及ぼす可能性があると考えられる。しかし、働いているかどうかという就労状況やどういう形で働いているかという雇用形態、さらには現在の就労状況や雇用形態の自発性に注目した山本（2011）の研究でも、これらに関連する要因についてまでは検討されていない。就労者だけでなく完全失業者も含めた労働力人口全体についてそのメンタルヘルスの実態を把握する際には、働くことに対する質的な価値観としてのキャリア観を考慮する必要があると考えられるが、これまで同様の視点から検討を行った研究は見られない。

なお、メンタルヘルスに影響する要因としては、キャリア観以外にもいくつかのデモグラフィックデータを考慮する必要がある。本研究では、基本的な属性である年齢、性別、最終学歴の他にも、雇用不安と経済状況を使用することとする。上述のように、昨今の労働情勢においては、失業や非正規雇用など不安定雇用の増加が特徴と考えられており、たとえ現在就労していたとしても雇用不

安から無縁ではないと考えられる。失業研究では、久田・高橋（2003）により解雇予期が就労者のメンタルヘルスに影響することが明らかとなっており、就労者を対象とした研究でも松田（2004）が雇用不安が生活設計や夫婦のストレスに関係することを指摘していることから、雇用不安は就労状況に関わらずメンタルヘルスに関連する要因と考えられる。また、様々な就労状況の中でも最もメンタルヘルスの状況が悪いことが推察される失業者を対象とした研究では、失業者のメンタルヘルスに関わる要因として経済状況が重要な要因の一つであることが明らかになっている（高橋 2010）。以上より、雇用不安と経済状況は就労状況および雇用形態を問わずメンタルヘルスに影響する可能性があると考えられることから、本研究においてもメンタルヘルスに関係するデモグラフィックデータとして測定することとする。

4 本研究の目的

本研究では、就労状況をその自発性によって分類した5つの群（正規就労者、非自発的非正規就労者、自発的非正規就労者、非自発的完全失業者、自発的完全失業者）を対象にメンタルヘルスの状況を明らかにするとともに、その関連要因を分析することを目的とする。その際、働くことそのものに対する価値観としてのキャリア観に注目することとする。

II 方法

1 調査手続き

調査は2012年3月に、インターネット調査によって実施した。回答画面の作成とデータの処理は専門業者に委託し、インターネット調査会社からリサーチモニター登録者に対してアンケートの告知メールを配信し、アンケート調査への協力を依頼した。なお、調査対象者には専門業者からポイント付与による報酬が支払われた。倫理的配慮として、回答画面の冒頭に回答は任意であること、および個人情報の保護について記載した。また、第一著者の所属する大学の倫理審査委員会より了

承を得て実施した。

なお、回収データの偏りを防ぐために、年齢（15～69歳）、性別に大きなばらつきがないように設定するとともに、地域差についてもモニター登録者比に極力近づける設定とした。また、正規雇用、非正規雇用者、完全失業者がそれぞれ500人以上のサンプルとなるまで調査を続けることとし、これらの条件がそろったところで回収を終了した。

以上の手続きの結果、合計1792名（男性907名、女性885名、平均43.86歳、 $SD=14.18$ ）から有効回答が得られた。このうち、正規雇用の就労者は573名（男性299名、女性274名、平均44.76歳、 $SD=13.44$ ）、非正規雇用の就労者は596名（男性297名、女性299名、平均44.11歳、 $SD=13.67$ ）、完全失業者は623名（男性311名、女性312名、平均42.80歳、 $SD=15.25$ ）であった。正規雇用の就労者の職業は会社員401名、公務員52名、自営業91名、その他29名だった。職種は、ホワイトカラー（事務職、技術職）404名、ブルーカラー（現場の作業員などの現業職、技能職）126名、その他43名だった。非正規雇用の就労者の職業は会社員363名、公務員21名、自営業70名、その他142名だった。職種は、ホワイトカラー（事務職、技術職）285名、ブルーカラー（現場の作業員などの現業職、技能職）250名、その他61名だった。

2 分析対象者の分類と選別

非正規雇用については、非正規雇用である現状に対する認識の違いを考慮するため、さらに非自発的と自発的に区別する作業を行った。調査時点での意思を確認するために、「あなたの希望する今後の働き方に、最も近いものをお答え下さい」という設問を設け、「1.現在の勤め先を変えて、正規雇用に変わりたい」「2.現在の勤め先は変えないで、正規雇用に変わりたい」「3.現在の勤め先で、非正規雇用を続けたい」「4.現在の勤め先を変えて、非正規雇用を続けたい」から回答を求めた。このうち、1または2の選択者を非自発的非正規就労者とし、3または4の選択者を自発的非正規就労者とした。この結果、非正規就労者は、非自発的非正規就労者263名（男性164名、女性99名、平均39.03歳、 $SD=12.29$ 歳）と、自発的非

正規就労者333名（男性133名、女性200名、平均48.12歳、 $SD=13.39$ 歳）に区別された。

上記の完全失業者は、就労状況を問う設問に対して「失業中（働く意思があるのに仕事に就けていない）」を選択した回答者を対象としている。しかし、本研究では、さらに正確な実態把握を行うため、厚生労働省が実施している『労働力調査』における完全失業者の定義に基づいた回答者を分析対象とすることとした。厚生労働省の定義によれば、完全失業者は「調査期間中、(1)仕事についていない、(2)仕事があればすぐつくことができる、(3)仕事を探す活動をしていた」ことが条件とされている（厚生労働省HP（<http://www.stat.go.jp/data/roudou/qa-1.htm>））。本調査では、(1)の条件を確認する「仕事に就けていない」という設問に加え、(2)(3)の条件を満たす回答者を選別するために、「仕事があればすぐに仕事に就くことができますか」「仕事を探す活動をしていますか」の2つの設問を設けた。それにより、(1)に加え(2)(3)いずれの設問にも「はい」と回答した人を完全失業者として選別できた。

その上で、完全失業者を離職理由によって分類するために、「失業の理由をお答えください。（あなたの主観による理由）」という設問を設け、「非自発的離職」を選択した回答者を非自発的完全失業者、「自発的離職」を選択した回答者を自発的完全失業者とした。その結果、非自発的完全失業者195名（男性107名、女性88名、平均45.70歳、 $SD=15.42$ ）、自発的完全失業者220名（男性103名、女性117名、平均41.49歳、 $SD=13.61$ ）に区別された。

3 調査内容

対象者のメンタルヘルスを把握するために精神健康度尺度（12項目）（新納・森2001）を、キャリア観の違いを把握するためにキャリア観測定尺度（広田・佐藤2009）を用いた。

新納・森（2001）が作成した精神健康度尺度は、Goldberg（1972）によって開発されたGHQ精神健康調査票（General Health Questionnaire）をもとに作成された。この尺度は「不安・抑うつ」「活動障害」の2因子各6項目、計12項目から成る。回答は1～4点のLikert法で求め、合計得点が

低いほどメンタルヘルスが良くを示す。各々の項目例を表1に示す。

表1 精神健康度尺度の下位尺度の項目例

項目例	
不安・抑うつ (6項目)	心配ごとがあって、よく眠れないようなことはありましたか いつもストレスを感じたことがありましたか
活動障害 (6項目)	何かをする時いつもより集中してできましたか いつもより自分のしていることに生きがいを感じることはありませんでしたか

キャリア観測定尺度は、広田・佐藤(2009)が「生きることや働くことをどのように捉えているか」を把握するために高校生を対象として作成した尺度である。キャリア観尺度は、「自己成長(8項目)」「非難回避(5項目)」「対人関係(5項目)」「経済的向上(4項目)」「家族配慮(3項目)」「安心感(3項目)」「社会貢献(3項目)」「やりがい(3項目)」「優越性(3項目)」の9因子37項目から構成される。本調査では、「どうして働くのか、という問いに対するあなた自身の回答として、以下の項目はどの程度あてはまりますか」という教示文の下に37項目を提示し、5件法(「全く当てはまらない」1点、「あまり当てはまらない」2点、「どちらでもない」3点、「当てはまる」4点、「非常によく当てはまる」5点)で回答を求めた。なお、広田・佐藤(2009)のキャリア観測定尺度にはゴール次元尺度とマスト次元尺度があり、各項目の末尾の表現を「～するため(項目例:自分の夢を実現するため)」に統一した場合の尺度をゴール次元尺度、同じく末尾の表現を「～しなくてはならない(項目例:自分の夢を実現しなくてはならない)」に統一した場合の尺度をマスト次元尺度と呼んでいる。項目の末尾の表現から、ゴール次元は個人が希望や目標として掲げた次元であるのに対し、マスト次元は社会規範を取り入れるなどして個人が義務や責任として内面化している次元であると考えられる。したがって、マスト次元には社会規範がより反映されやすく、その強制力や認知の硬さはゴール次元より高いと推察される。したがって、マスト次元はゴール次元に比してメンタルヘルスに影響を及ぼす可能性はより高いと推測された。そのため、

本調査ではマスト次元を採用することとし、広田・佐藤(2009)のキャリア観のゴール次元尺度の因子分析における「非難回避」因子の5項目と「やりがい」因子の3項目以外の29項目は文末を「～べきだから」という表現に改めた。ただし、一部の項目については文章の理解のしやすさや意味を考慮してゴール次元尺度の項目の表現をそのまま用いた。

さらに、デモグラフィックデータとして、年齢、性別(「男性」1点・「女性」2点)、最終学歴(「中学」1点・「高校」2点・「専門学校」3点・「短大」4点・「四年制大学」5点・「大学院」6点)、経済状況(「かなり余裕がある」1点・「ある程度の余裕はある」2点・「あまり余裕はない」3点・「全然余裕がない」4点)を尋ねた。さらに、雇用不安(「強くある」1点・「ある」2点・「少しある」3点・「ほとんどない」4点・「ない」5点・「全然ない」6点)を問う設問も加えることとした。なお、「不安・抑うつ」は心身の不調を示すのに対して、「雇用不安」は雇用に対する不安であり、異なる概念を指す。

III 結 果

1 メンタルヘルスの実態と群間比較

まず、精神健康度尺度の2因子それぞれを構成する項目の得点の合計を各下位尺度得点とした。なお、「不安・抑うつ」尺度の α 係数は.89、「活動障害」尺度の α 係数は.86であり、それぞれ十分な信頼性があると考えられた。メンタルヘルスについて、正規雇用、非自発的非正規就労者、自発的就労者、非自発的完全失業者、自発的完全失業者の5群間の違いについて比較検討を行うため、1要因5水準の分散分析を実施した。分散分析の結果と多重比較の結果を表2に示す。いずれの下位尺度においても、5群間には有意差が認められた(不安・抑うつ: $F(4, 1579) = 27.60, p < .001$; 活動障害: $F(1, 1579) = 18.85, p < .001$)。

表2 就労状態別不安・抑うつおよび活動障害の分散分析の結果

		1	2	3	4	5	F 値
		正規就労者	非自発的非 正規就労者	自発的非正 規就労者	非自発的完 全失業者	自発的完全 失業者	
	<i>n</i>	573	263	333	195	220	
不安・抑うつ	<i>M</i>	13.51	15.18	13.61	16.34	15.36	27.60 ***
	<i>SD</i>	3.95	4.03	3.68	4.18	4.32	
活動障害	<i>M</i>	12.74	13.88	12.68	14.63	13.33	18.85 ***
	<i>SD</i>	2.77	3.40	2.67	3.68	3.65	

*** $p < .001$

2 キャリア観尺度の因子分析と群間比較

広田・佐藤 (2009) が高校生を対象として作成したキャリア観尺度は、「自己成長 (8 項目)」「非難回避 (5 項目)」「対人関係 (5 項目)」「経済的向上 (4 項目)」「家族配慮 (3 項目)」「安心感 (3 項目)」「社会貢献 (3 項目)」「やりがい (3 項目)」「優越性 (3 項目)」の 9 因子 37 項目から構成される。しかし、本調査では主な対象者が成人であることから、本調査の調査データを元に因子分析を行った (重み付けのない最小 2 乗法, プロマックス回転)。その結果、固有値の減衰状況と解釈可能性から 8 因子であることが示唆された。因子負荷が 0.4 未満だった 3 項目 (「17. いろいろな人生経験を積むべきだから」「18. 生活を楽しむべきだから」「27. どこかに所属すべきだから」) を除外し、再度、重み付けのない最小 2 乗法, プロマックス回転による因子分析を行った。その結果、すべての因子負荷が 0.4 以上となり、最終的に 8 因子 34 項目が抽出された。

本調査の第 1 因子, 第 2 因子, 第 4 因子, 第 5 因子, 第 7 因子については広田・佐藤 (2009) と同じ項目によって特徴づけられていたことから、広田・佐藤 (2009) と同じ因子名を採用した。その結果, 第 1 因子は「自己成長」, 第 2 因子は「非難回避」, 第 4 因子は「優越性」, 第 5 因子は「経済的向上」と命名された。本研究で抽出された第 3 因子を特徴づける 4 つの項目は, そのうちの 3 つの項目が広田・佐藤 (2009) の「社会貢献」因子を特徴づける 3 つの項目と同じであり, それに広田・佐藤 (2009) の「安心感」の因子に含まれていた 1 項目「人から必要とされたいから」が追加されていた。この項目も内容的には「社会貢献」

に含めることができると判断されたことから, 第 3 因子は「社会貢献」と命名した。本研究の第 6 因子 4 項目のうち 3 項目は, 広田・佐藤 (2009) の「家族配慮」の因子を特徴づける 3 項目と同じであり, これに広田・佐藤 (2009) では「安心感」の因子に含まれていた 1 項目「安心感を得るため」が追加されていた。この項目も内容的には「家族配慮」に含めることができると判断されたことから第 6 因子は「家族配慮」と命名した。本研究の第 8 因子は, 広田・佐藤 (2009) の「対人関係」に含まれていた 3 項目から構成されることから, 本調査においても「対人関係」と命名した。

最終的に, 各因子を特徴づける項目群で 8 つの下位尺度を作成し, 各項目の得点の合計を尺度得点とした。本調査では, 広田・佐藤 (2009) で抽出された「安心感」が因子として抽出されなかったが, それ以外の 8 因子については, 一部の項目移動はあったものの, 広田・佐藤 (2009) と同一の因子名が採用された。各尺度の α 係数は, .85 ~ .95 であり信頼性が確認された。また因子間相関は, 第 2 因子と第 7 因子間 ($r = -0.03$) を除けば .14 ~ .62 であり, そのほとんどに弱~強程度の正の相関が認められた。表 3 に, この最終的なモデルの分析結果と, 各下位尺度の α 係数, 記述統計 (平均と標準偏差は, 下位尺度を構成する項目の得点の合計を項目数で除した値に基づく) を示す。

さらに, キャリア観の各々の下位尺度について, 正規就労者, 非自発的非正規就労者, 自発的非正規就労者, 非自発的失業者, 自発的失業者の 5 群の比較を行うため 1 要因 5 水準の分散分析を実施した。分散分析の結果と多重比較の結果を表 4 に示す。その結果, すべての下位尺度において, 5

表3 キャリア観尺度の因子分析結果（重み付けのない最小2乗法，プロマックス回転）

	F1	F2	F3	F4	F5	F6	F7	F8	
第1因子：自己成長 ($M = 27.35, SD = 6.50, a = .95$)									
4. 自分の能力を伸ばすべきだから	0.94	0.00	-0.03	-0.03	-0.04	0.06	-0.06	0.02	
2. 自分の可能性を広げるべきだから	0.93	-0.05	-0.04	0.05	-0.06	0.00	-0.07	0.07	
6. 自分のやりたいことを見つけるべきだから	0.85	0.05	0.02	-0.04	0.02	-0.02	0.04	-0.06	
5. 自分が得意なことを活かすべきだから	0.85	0.04	0.08	-0.08	0.03	-0.09	0.08	-0.12	
3. 自分に自信をつけるべきだから	0.81	0.04	-0.02	-0.01	-0.03	0.04	-0.05	0.11	
1. 新たなことに挑戦すべきだから	0.80	-0.06	-0.08	0.18	-0.04	-0.02	-0.05	0.07	
8. 自分の夢を実現すべきだから	0.73	-0.03	-0.02	0.06	0.07	0.05	0.06	-0.05	
7. 達成感を得るべきだから	0.70	0.04	0.13	-0.11	0.09	-0.07	0.08	-0.03	
第2因子：非難回避 ($M = 14.46, SD = 4.76, a = .92$)									
11. 働かないと、みっともないから	-0.01	0.95	-0.01	0.03	0.00	-0.03	0.00	0.00	
12. 働かないと、人から非難されるから	-0.01	0.89	-0.06	0.08	-0.03	-0.01	-0.02	0.01	
10. 周りの人がみんな働くから	-0.04	0.88	-0.01	0.00	0.04	-0.05	0.03	0.04	
9. 働かないと、世間体が悪いから	0.06	0.86	-0.04	-0.01	0.00	0.04	-0.03	-0.06	
13. 社会の義務だから	0.02	0.56	0.16	-0.05	-0.06	0.10	0.02	0.05	
第3因子：社会貢献 ($M = 13.55, SD = 3.41, a = .93$)									
29. 人の役に立つべきだから	0.05	-0.06	0.97	-0.02	-0.03	-0.02	-0.03	-0.01	
28. 人から必要とされるべきだから	0.00	0.01	0.89	0.00	0.01	-0.03	-0.01	0.04	
30. 人から感謝されるべきだから	-0.01	-0.01	0.83	0.16	0.04	-0.01	-0.05	0.01	
31. 社会に貢献すべきだから	0.04	0.04	0.81	-0.01	-0.07	0.04	0.03	-0.01	
第4因子：優越性 ($M = 7.20, SD = 2.83, a = .93$)									
36. 名誉を得るべきだから	0.03	-0.01	0.04	0.92	0.01	0.07	0.01	-0.07	
37. 人からうらやましがられるべきだから	-0.01	0.08	0.00	0.87	0.03	-0.01	-0.02	0.00	
35. 人の上に立つべきだから	0.01	-0.02	0.05	0.83	0.00	0.04	0.12	-0.03	
第5因子：経済的向上 ($M = 13.82, SD = 2.90, a = .85$)									
19. 裕福な暮らしをすべきだから	-0.03	0.00	0.01	0.18	0.83	-0.10	-0.04	0.03	
21. 自由になるお金を得るべきだから	0.00	0.00	-0.04	-0.18	0.83	0.03	0.02	-0.01	
20. 金持ちになるべきだから	-0.03	0.02	-0.05	0.35	0.76	-0.06	-0.08	0.02	
22. 自分が望むものを得るべきだから	0.10	-0.07	0.01	-0.16	0.68	0.14	0.07	-0.01	
第6因子：家族配慮 ($M = 14.14, SD = 3.26, a = .87$)									
25. 親を安心させるべきだから	-0.01	0.02	-0.06	0.12	-0.09	0.99	-0.03	-0.06	
23. 親孝行をすべきだから	0.03	-0.06	-0.06	0.14	0.00	0.81	-0.04	0.07	
24. 家族に迷惑をかけないようにすべきだから	-0.06	0.04	0.05	-0.09	0.08	0.73	0.03	-0.01	
26. 安心感を得るべきだから	0.03	0.06	0.16	-0.21	0.28	0.42	0.06	-0.01	
第7因子：やりがい ($M = 9.78, SD = 2.83, a = .92$)									
33. 働くことが楽しいから	-0.02	0.02	-0.08	-0.03	0.00	0.00	1.01	0.05	
32. 仕事そのものが好きだから	0.08	-0.03	0.00	0.02	0.01	-0.02	0.85	-0.02	
34. 働くことが生きがいだから	0.06	-0.01	0.07	0.23	-0.06	-0.01	0.67	0.02	
第8因子：対人関係 ($M = 9.37, SD = 2.59, a = .89$)									
15. 人間関係を広げるべきだから	0.04	-0.02	0.01	-0.08	0.02	0.00	0.00	0.96	
14. 多くの人と出会うべきだから	0.04	0.04	0.00	-0.08	0.01	-0.02	0.05	0.87	
16. 一生つきあえる友人を作るべきだから	0.08	0.00	0.08	0.20	-0.01	0.03	0.00	0.54	
因子間相関	F1	—							
	F2	0.15	—						
	F3	0.62	0.26	—					
	F4	0.26	0.35	0.32	—				
	F5	0.35	0.26	0.40	0.18	—			
	F6	0.39	0.40	0.50	0.14	0.55	—		
	F7	0.60	-0.03	0.57	0.29	0.23	0.26	—	
	F8	0.62	0.27	0.61	0.38	0.31	0.34	0.48	—

表4 就労状況別キャリア観と分散分析による群間比較の結果

		1	2	3	4	5	F 値
		正規就労者	非自発的非 正規就労者	自発的非正 規就労者	非自発的完 全失業者	自発的完全 失業者	
	<i>n</i>	573	263	333	195	220	
自己成長	<i>M</i>	27.74	26.69	26.15	28.55	26.87	5.73 ***
2<4, 3<1, 4	<i>SD</i>	6.35	6.45	6.84	6.02	7.22	
非難回避	<i>M</i>	14.39	15.11	13.07	14.94	14.80	9.16 ***
3<1, 2, 4, 5	<i>SD</i>	4.50	4.74	4.74	4.83	5.08	
社会貢献	<i>M</i>	13.96	13.15	12.93	14.03	13.29	7.06 ***
2<1, 3<1, 4	<i>SD</i>	3.18	3.68	3.46	3.17	3.72	
優越性	<i>M</i>	7.38	7.22	6.69	7.66	7.00	4.90 **
3<1, 4	<i>SD</i>	2.71	2.91	2.75	2.97	3.00	
経済的向上	<i>M</i>	13.79	13.97	13.10	14.01	13.69	4.84 **
3<1, 2, 4	<i>SD</i>	2.70	3.03	3.00	2.96	3.03	
家族配慮	<i>M</i>	14.25	14.45	13.28	14.46	14.19	7.19 ***
3<1, 2, 4, 5	<i>SD</i>	3.00	3.07	3.33	3.32	3.62	
やりがい	<i>M</i>	9.95	9.14	9.81	10.32	9.47	6.35 ***
2<1, 3, 4, 5<4	<i>SD</i>	2.88	2.88	2.72	2.60	2.93	
対人関係	<i>M</i>	9.45	9.11	9.14	9.85	9.15	3.44 **
2<4, 3<4	<i>SD</i>	2.51	2.64	2.63	2.56	2.67	

*** $p<.001$, ** $p<.01$

群間に有意差が認められた(自己成長: $F(4, 1579) = 5.73, p<.001$, 非難回避: $F(4, 1579) = 9.16, p<.001$, 社会貢献: $F(4, 1579) = 7.06, p<.001$, 優越性: $F(4, 1579) = 4.90, p<.01$, 経済的向上: $F(4, 1579) = 4.84, p<.01$, 家族配慮: $F(4, 1579) = 7.19, p<.001$, やりがい: $F(4, 1579) = 6.35, p<.001$, 対人関係: $F(4, 1579) = 3.44, p<.01$)。

3 相関と階層的重回帰分析

精神健康度尺度2因子, キャリア観尺度8因子と5つのデモグラフィックデータの関係性を概観するために, 全データを用いた1584名のデータを用いたPearsonの相関係数を表5に示す。結果, 不安・抑うつとの関係では, キャリア観に関しては非難回避 ($r=.22, p<.01$), 優越性 ($r=.07, p<.01$), 経済的向上 ($r=.06, p<.05$), 家族配慮 ($r=.15, p<.01$) については有意な正の相関が, やりがい ($r=-.12, p<.01$) については有意な負の相関が認められた。デモグラフィックデータについては学歴 ($r=-.05, p<.05$), 年齢 ($r=-.19, p<.01$), 雇用不安 ($r=-.34, p<.01$) については有意な負の相関が, 経済状況 ($r=.25, p<.01$) については有意な正の相関が認められた。活動障害との関係では,

キャリア観に関しては非難回避 ($r=.16, p<.01$) については有意な正の相関が, 自己成長 ($r=-.18, p<.01$), 社会貢献 ($r=-.10, p<.01$), やりがい ($r=-.22, p<.01$) については有意な負の相関が認められた。デモグラフィックデータについては, 経済状況 ($r=.26, p<.01$) は正の相関が, 学歴 ($r=-.05, p<.05$), 年齢 ($r=-.07, p<.01$), 雇用不安 ($r=-.26, p<.01$), 性別 ($r=-.07, p<.01$) に関しては有意な負の相関が認められた。ただし, 不安・抑うつ, 活動障害のいずれについても相関係数は低く, 高いものでも弱から中程度の相関といえる。

キャリア観と不安・抑うつならびに活動障害との関連を検討するために, 各群別にデモグラフィック要因(学歴, 年齢, 性別, 雇用不安, 経済状況)を独立変数とした分析をステップ1, キャリア観を独立変数に加えた分析をステップ2とし, 2ステップによる階層的重回帰分析を行って説明率の有意な増加があるかどうかを検討した。なお, 独立変数のVIFはいずれも10以下であったために独立変数の間に多重共線性はないと判断した。両者の結果を表6と表7に示す。

各群, いずれのメンタルヘルスについても, ス

表5 精神的健康度・キャリア観・デモグラフィックデータの相関係数

	精神的健康度		キャリア観							デモグラフィックデータ					
	不安・抑うつ	活動障害	自己成長	非難回避	社会貢献	優越性	経済的向上	家族配慮	やりがい	対人関係	学歴	年齢	雇用不安	経済状況	性別
不安・抑うつ	1.00														
活動障害	.64**	1.00													
自己成長	-.01	-.18**	1.00												
非難回避	.22**	.16**	.16**	1.00											
社会貢献	.03	-.10**	.60**	.27**	1.00										
優越性	.07**	.00	.29**	.36**	.38**	1.00									
経済的向上	.06*	-.03	.33**	.25**	.36**	.26**	1.00								
家族配慮	.15**	.02	.38**	.39**	.47**	.20**	.52**	1.00							
やりがい	-.12**	-.22**	.59**	.01	.55**	.37**	.21**	.24**	1.00						
対人関係	.02	-.12**	.63**	.27**	.61**	.39**	.31**	.35**	.51**	1.00					
学歴	-.05*	-.05*	.08**	.01	.07**	.00	-.03	-.02	.03	.00	1.00				
年齢	-.19**	-.07**	.01	-.23**	.10**	-.10*	-.09**	-.15**	.19**	.06*	-.01	1.00			
雇用不安	-.34**	-.26**	.04	-.16**	.04	.00	-.02	-.10**	.08**	.00	.14**	.11**	1.00		
経済状況	.25**	.26**	-.02	.08**	-.04	.00	.04	.11**	-.04	-.04	-.20**	-.01	-.40**	1.00	
性別	.02	-.07**	.02	-.12**	.02	-.08**	.03	.04	.12**	.02	-.12**	-.03	.05*	-.09**	1.00

** $p < .01$, * $p < .05$

テップ1・ステップ2とも調整済み R^2 は有意で($R^2 = 0.05 \sim 0.21$), 自発的失業者の不安・抑うつを除いて、各群においてステップ2で有意に R^2 の増加が認められた。具体的には、正規就労者の不安・抑うつに対しては、ステップ1で学歴、年齢、雇用不安、経済状況からの標準偏回帰係数が有意で(順に、 $\beta = .12, p < .001$; $\beta = -.13, p < .001$; $\beta = -.20, p < .001$; $\beta = .14, p < .001$), ステップ2で R^2 が有意に増加し($\Delta R^2 = .05, p < .001$), 年齢の効果が消失し、性別、非難回避、やりがいかからの標準偏回帰係数が有意ないし有意傾向であった(非難回避から順に、 $\beta = .08, p < .10$; $\beta = -.21, p < .001$)。活動障害に対しては、ステップ1で年齢、雇用不安、経済状況からの標準偏回帰係数が有意ないし有意傾向(順に、 $\beta = -.08, p < .10$; $\beta = -.14, p < .001$; $\beta = .17, p < .001$)で、ステップ2で R^2 が有意に増加し($\Delta R^2 = .08, p < .001$), 年齢の効果が消失し、学歴、自己成長、非難回避、優越性、やりがいかからの標準偏回帰係数が有意ないし有意傾向であった(自己成長から順に、 $\beta = -.10, p < .10$; $\beta = .16, p < .001$; $\beta = .11, p < .05$; $\beta = -.14, p < .05$)。非自発的非正規就労者の不安・抑うつに対しては、ステップ1では、年齢、雇用不安からの標準偏回帰係数が有意で(順に、 $\beta = -.20, p < .001$; $\beta = -.23, p < .001$), ステップ2で R^2 が有意に増加し(ΔR^2

$= .07, p < .05$), 経済状況の効果が加わり、経済的向上、やりがい、対人関係からの標準偏回帰係数が有意ないし有意傾向であった(経済的向上から順に、 $\beta = -.15, p < .10$; $\beta = -.29, p < .001$; $\beta = .01, p < .10$)。活動障害に対しては、ステップ1で雇用不安、経済状況からの標準偏回帰係数が有意ないし有意傾向で(順に、 $\beta = -.12, p < .10$; $\beta = .18, p < .05$), ステップ2で R^2 が有意に増加し($\Delta R^2 = .09, p < .01$), 雇用不安の効果が消失し、非難回避、経済的向上、やりがいかからの標準偏回帰係数が有意ないし有意傾向であった(順に、 $\beta = .12, p < .10$; $\beta = -.18, p < .05$; $\beta = -.29, p < .001$)。自発的非正規就労者の不安・抑うつに対しては、ステップ1で年齢、雇用不安、経済状況からの標準偏回帰係数が有意で(順に、 $\beta = -.20, p < .001$; $\beta = -.13, p < .05$; $\beta = .15, p < .05$), ステップ2で R^2 が有意に増加し($\Delta R^2 = .05, p < .05$), 自己成長、社会貢献、優越性からの標準偏回帰係数が有意傾向であった(順に、 $\beta = -.14, p < .10$; $\beta = .17, p < .10$; $\beta = .12, p < .10$)。活動障害に対しては、ステップ1で経済状況からの標準偏回帰係数が有意で($\beta = .20, p < .001$), ステップ2で R^2 が有意に増加し($\Delta R^2 = .10, p < .001$)自己成長とやりがいかからの負の標準偏回帰係数が有意であった(順に、 $\beta = -.19, p < .05$; $\beta = -.18, p < .05$)。非自発的完全

表6 不安・抑うつを従属変数とする群別階層的重回帰分析

	正規就労者		非自発的非正規就労者		自発的非正規就労者		非自発の完全失業者		自発の完全失業者	
	step1	step2	step1	step2	step1	step2	step1	step2	step1	step2
学歴	0.12***	0.12***	-0.08	-0.04	0.03	0.06	0.00	-0.02	-0.07	-0.03
年齢	-0.13***	-0.06	-0.20***	-0.13+	-0.20***	-0.16*	-0.19*	-0.15+	0.02	-0.17*
雇用不安	-0.20***	-0.19***	-0.23***	-0.19***	-0.13*	-0.14*	-0.26***	-0.23***	-0.22***	-0.34***
経済状況	0.14***	0.14***	0.09	0.13*	0.15*	0.14*	0.15+	0.12	0.17**	0.11
性別	0.06	0.10*	0.04	0.09	-0.02	0.01	0.13+	0.12+	-0.11	0.08
自己成長		0.04		0.12		-0.14+		-0.20+		0.05
非難回避		0.08+		0.11		0.03		0.18+		0.10
社会貢献		0.04		0.08		0.17+		0.04		0.03
優越性		0.08		0.08		0.12+		-0.08		0.03
経済的向上		0.03		-0.15+		0.03		-0.05		-0.04
家族配慮		0.03		0.03		0.03		0.10		0.08
やりがいい		-0.21***		-0.29***		-0.07		0.06		-0.15+
対人関係		0.06		0.01+		-0.06		0.15		-0.10
調整済みR2乗	0.09***	0.13***	0.10***	0.14***	0.09***	0.12***	0.14***	0.18***	0.20***	0.21***
R2乗変化量		0.05***		0.07*		0.05*		0.07*		0.04

*** $p<.001$, ** $p<.01$, * $p<.05$, + $p<.10$

表7 活動障害を従属変数とする群別階層的重回帰分析

	正規就労者		非自発的非正規就労者		自発的非正規就労者		非自発の完全失業者		自発の完全失業者	
	step1	step2	step1	step2	step1	step2	step1	step2	step1	step2
学歴	0.05	0.07+	-0.04	0.00	0.02	0.04	0.10	0.07	-0.07	-0.07
年齢	-0.08+	0.00	-0.03	0.02	-0.08	0.02	-0.09	-0.08	0.02	0.05
雇用不安	-0.14***	-0.12*	-0.12+	-0.09	-0.09	-0.09	-0.17+	-0.11	-0.22***	-0.18*
経済状況	0.17***	0.17***	0.18*	0.23***	0.20***	0.17***	0.16*	0.15+	0.17*	0.16*
性別	-0.01	0.05	-0.04	0.01	-0.08	-0.03	0.06	0.06	-0.11	-0.03
自己成長		-0.10+		0.09		-0.19*		-0.29*		-0.04
非難回避		0.16***		0.12+		0.10		0.15		0.03
社会貢献		-0.05		0.08		-0.01		0.09		0.02
優越性		0.11*		0.12		0.08		-0.15+		0.03
経済的向上		0.00		-0.18*		0.06		-0.07		0.00
家族配慮		0.05		-0.03		0.02		0.13		0.01
やりがいい		-0.14*		-0.29***		-0.18*		0.06		-0.21*
対人関係		-0.06		0.01		0.00		-0.01		-0.18+
調整済みR2乗	0.06***	0.13***	0.05**	0.11***	0.07***	0.15***	0.06**	0.12***	0.11***	0.18***
R2乗変化量		0.08***		0.09**		0.10***		0.09*		0.10**

*** $p<.001$, ** $p<.01$, * $p<.05$, + $p<.10$

失業者の不安・抑うつに対しては、年齢、雇用不安、経済状況、性別からの標準偏回帰係数が有意ないし有意傾向で（順に、 $\beta = -.19, p<.05$; $\beta = -.26, p<.001$; $\beta = .15, p<.10$; $\beta = .13, p<.10$ ）、ステップ2で R^2 が有意に増加し（ $\Delta R^2 = .07, p<.05$ ）、経済状況の効果が消失し、自己成長、非難回避からの標準偏回帰係数が有意ないし有意傾向であった（順に、 $\beta = -.20, p<.10$; $\beta = -.18, p<.10$ ）。活動障害に対しては、雇用不安、経済状況からの標準偏回帰係数が有意ないし有意傾向で（順に $\beta =$

$-.17, p<.10$; $\beta = -.16, p<.05$ ）、ステップ2で R^2 が有意に増加し（ $\Delta R^2 = .09, p<.05$ ）、雇用不安の効果が消失し、自己成長、優越性からの標準偏回帰係数が有意ないし有意傾向であった（順に、 $\beta = -.29, p<.05$; $\beta = -.15, p<.10$ ）。自発的完全失業者の不安・抑うつに対しては、雇用不安、経済状況からの標準偏回帰係数が有意で（順に、 $\beta = -.22, p<.001$; $\beta = .17, p<.01$ ）、ステップ2でやりがいいからの標準偏回帰係数が有意傾向であった（ $\beta = -.15, p<.10$ ）、活動障害に対しては雇用不安、

経済状況からの標準偏回帰係数が有意で（順に、 $\beta = -.22, p < .001$; $\beta = .17, p < .05$ ）、ステップ2で R^2 が有意に増加し（ $\Delta R^2 = .10, p < .01$ ）、やりがい、対人関係からの標準偏回帰係数が有意ないし有意傾向であった（順に、 $\beta = -.21, p < .05$; $\beta = -.18, p < .10$ ）。以上の結果、就労状況やメンタルヘルスの側面によって差異はあるものの、キャリア観を加えると説明率が有意に上昇することから、キャリア観とメンタルヘルスの間に関連があることが示唆された。

IV 考察

1 就労状況とメンタルヘルス

就労状況とメンタルヘルスとの関連に関しては、不安・抑うつについては、正規就労者、自発的非正規就労者、非自発的非正規就労者、自発的完全失業者、非自発的完全失業者の順により良い状態にあることが示された。ただし、正規就労者と自発的非正規就労者の間には有意差はなく両者のメンタルヘルスは比較的良好であるといえる。一方、同じ非正規就労者であっても、非自発的非正規就労者場合には自発的非正規就労者よりも不安・抑うつが有意に高いことが示されたことから、非正規就労の場合には自発性が重要であると考えられる。したがって、山本（2011）が指摘したように、非正規就労者場合には自発的かどうかメンタルヘルスと関連する重要な要因であると考えられる。

また、非正規就労者と完全失業者との関係においては、非自発的非正規就労者については非自発的完全失業者よりもメンタルヘルス状態が良いものの、自発的完全失業者とは有意な差が見られず、同等レベルのメンタルヘルス状態にあることが示唆された。非自発的な就労状況にある人は就労しているにもかかわらず、自発的完全失業者と同じレベルの不安・抑うつ状態にあるといえる。

完全失業者については、自発性による有意差は見られなかったものの、非自発的完全失業者は就労状況にある人よりメンタルヘルスが悪いことが示唆された。したがって、非自発的完全失業者と

の比較においては、自発性を問わず働いている方がメンタルヘルスが良いことが示唆された。

一方、活動障害については、自発的非正規就労者、正規就労者、自発的完全失業者、非自発的非正規就労者、非自発的完全失業者の順に活動障害がより低いことが示された。正規就労者については自発的非正規就労者および自発的完全失業者と有意差はなく、非自発的非正規就労者と非自発的完全失業者より有意に活動障害が低いことが示された。したがって、活動性に関しては、就労状況にかかわらず自発的に現在の就労状況にあるかどうかの方がより重要であると考えられる。

また、非自発的非正規就労者については、自発性にかかわらず完全失業者と有意差が見られないことから、活動性については非自発的非正規就労者は完全失業者と同等レベルにあることが示唆された。ただし、非自発的完全失業者は正規就労者や自発的非正規就労者、自発的完全失業者より有意に活動障害が高いことが示されたことから、特に非自発的に失業している場合には、活動性が落ちやすいといえる。

以上より、正規就労者と自発的非正規就労者は同等レベルの良好なメンタルヘルス状態にあるのに対して、非自発的非正規就労者は自発的完全失業者と同等レベルのメンタルヘルス状態にあることから、非正規就労者については自発性の違いがメンタルヘルスにより大きな関連をもつと考えられる。また、不安・抑うつについては就労しているかどうか、活動性については、非自発的就労者においても完全失業者においても自発性の違いがメンタルヘルス状態の違いを明確にしていることが示唆された。非自発的非正規就労者および完全失業者に対してはよりメンタルヘルス支援が必要と考えられるが、その際には就労状況に加えて、その状態に至る自発性の有無を視野に入れる必要があるといえる。

2 キャリア観とメンタルヘルス

本研究では、就労者及び完全失業者のメンタルヘルスを理解するに際して、キャリア観にも注目した。まず、広田・佐藤（2009）のキャリア観尺度について、就労者及び完全失業者のデータを用

いて因子分析を行ったところ、元々の9因子構造にあった「安心感」が抽出されなかったため、8因子構造で分析を行った。広田・佐藤(2009)は高校生を対象に作成された尺度であり、実際に就労している人、あるいは失業している人も含めて就労がより現実的な対象者の場合には、キャリア観そのものの構造が違うことが示唆された。

さらに、精神的健康度の2つの下位尺度である不安・抑うつ、活動障害に対して、どのような要因が関連するのかを検討するために、精神的健康の2側面と相関係数が高かったキャリア観と、デモグラフィック要因を用いた階層的重回帰分析を行った。

その結果、上記の分析で最もメンタルヘルスの悪かった非自発的完全失業者については、雇用不安が高いほど不安・抑うつが高いことが示されると同時に、非難回避への志向性が高いほど不安・抑うつが高いことが示された。完全失業者の社会的生きづらさが不安・抑うつ傾向につながると考えられる。また、活動障害については、経済的な状況が良いほど、またキャリア観において自己成長の志向性を持つほど活動障害が起こりにくいことが示された。たとえ、非自発的な失業をすることになったとしても、経済的なゆとりがあることと自己成長というキャリア観を持つことが活動性を保つことにつながると考えられる。この知見は、メンタルヘルスに対する予防的対応として活用しうると考えられる。

次にメンタルヘルスが悪かった非自発的非正規就労者と自発的完全失業者については、不安・抑うつについては概ね類似した傾向が見られた。やりがいを志向するキャリア観を持つこと、年齢が高いこと、雇用不安が少ないことは不安・抑うつ傾向の低さに関連する可能性がある。ただし、非自発的非正規就労者の活動障害については、自発的完全失業者には見られなかった非難回避の志向性との関連が認められた。これは、社会の目を気にする非自発的完全失業者と似た心理状態にあることを示唆する結果といえよう。一方、やりがいを志向するキャリア観は、非自発的非正規就労者ではいずれのメンタルヘルスにも関連することが示された。つまり、非自発的非正規就労者にとっ

て、非難回避を志向するキャリア観を持つことはメンタルヘルスの悪さと関連し、やりがいを求める価値観を持つことがメンタルヘルスの良さにつながることが示唆される。非自発的非正規就労者にとっては、キャリア観をどう持つかが重要な要因であるといえる。一方、自発的完全失業者については、活動障害と関連するのはキャリア観などの価値観ではなく、学歴や経済状況、性別であったことから、既に本人が持つ属性そのものとの関連が大きいことが示唆された。

相対的にメンタルヘルスの状態が良い正規就労者と自発的非正規就労者については、正規就労者についてはやりがいを志向するキャリア観を持つほど、不安・抑うつや活動障害が起こらない傾向があり、非難回避を志向するキャリア観を持つほど活動障害が起こる傾向があることが示された。ここから正規就労者については、非難回避を志向するキャリア観を持つことと活動障害の起こりやすさが関係することから、正規就労をしているからといって、必ずしも望んで働いているだけではない可能性が示唆される。自発的非正規就労者については、自己成長を志向するキャリア観を持つほど不安・抑うつや活動障害が起こらない傾向があり、やりがいを志向するキャリア観を持つほど活動障害が起こらない傾向があることが示された。

キャリア観については、やりがいを志向するキャリア観の高さと正規就労者と自発的非正規就労者両方のメンタルヘルスの良さの関係が見られたが、やりがいと自己成長を求めるキャリア観については両群の活動性を高めることにも関連している。したがって、思うような形で就労できていさえすればよいわけではなく、前向きなキャリア観を持っているかどうかメンタルヘルスの維持に重要となるといえよう。

なお、デモグラフィックデータに関しては雇用不安の高さと経済状況の悪さは就労状況や自発性に関わらず、メンタルヘルスに大いに関連していることが明らかとなった。特に雇用不安は不安・抑うつに、経済状況は活動性に関係することから、政府による雇用対策と経済支援の拡充が望まれる。

3 本研究の意義と限界

本研究は就労者及び完全失業者についてその就労状況への自発性に注目し、メンタルヘルスの状況とその要因を明らかにした。正規就労者と自発及び非自発就労者はいずれも就労している状態にあるが、単に就労しているかどうかだけでなく、その就労状況が望んだものであるかどうか、メンタルヘルスには重要な要因となっていることが示唆された。特に、非自発的非正規就労者については不安・抑うつ、活動障害のいずれも自発的完全失業者と同等程度であることから、就労していればメンタルヘルス状態が良いというわけではないことが示唆された。また、完全失業者においても、非自発的完全失業者の方が自発的完全失業者よりも活動障害が高いことが示されたことから、非正規就労者においても完全失業者においても、現在の就労状況が自発性であるかどうか重要となるといえる。特に、非正規就労については、貧困、職場内の格差、予防教育が不十分であること、危険業務の選択的配置、健康診断の未受診、仲間の不在、休業の難しさ、健康障害などが労働者の健康を阻害するメカニズムと指摘されているが（矢野 2008）、単にこれらの要因が揃っているからメンタルヘルスが悪くなるというだけではなく、その自発性を考慮する必要があるといえる。

また、キャリア観との関係からは、非自発的非正規就労者であっても非難回避ではなくやりがいを求めるポジティブなキャリア観を持つことによってメンタルヘルスは良い状態に保たれることが示唆された。特に、非正規就労者に対するメンタルヘルス対策の実施割合は正規就労者に対するよりも低いことが明らかになっているが（石川・飯島 2012）、メンタルヘルス支援を推進する際にも元々のキャリア観と現在の就労状況の関係を視野に入れることが期待される。完全失業者については、自発的失業者の場合にはやりがいを求めるキャリア観を持つことが、また非自発的失業者の場合には、非難回避的なキャリア観ではなく自己成長を求めるキャリア観を持つことがメンタルヘルス維持のためにはより重要であることが示唆された。以上より、現在の就労状況に関わらず、前

向きなキャリア観を持っていることがメンタルヘルスにより重要であることが明らかとなった。

ただし、本研究には以下のような限界と課題がある。一つは、調査対象者の勤務先の業種別の分析がなされていないという点である。本研究は、就労者だけでなく失業者も含めて調査を行ったことから、就労者だけに関係する要因よりも、就労状況を問わずメンタルヘルスに影響する要因に注目した。ただし、就労者の場合には、勤務先の会社が産業構造上発展の見込みが厳しい業界である場合などには、収入が減る、あるいは雇用不安が高まる可能性もある。それによってメンタルヘルスが影響を受けることも考えられることから、今後、就労者のメンタルヘルスに注目する際には業種の情報を加味する必要がある。その他にも、職業ストレス研究においてメンタルヘルスとの関連が指摘されている仕事のストレスや労働時間なども考慮する必要があるであろう。

さらに、階層的重回帰分析の調整済み R^2 の決定係数がいずれも 0.3 以下と低かったという点が挙げられる。社会学的統計として貴重なデータであるとはいえ解釈に十分な値とはいえない。今後はソーシャルサポートなどの緩衝要因を考慮に入れるとともに、就労状況にかかわらずメンタルヘルスに影響を及ぼす可能性のある他の独立変数についても検討する必要がある。また、本研究は一時点の横断的なデータに基づいた分析を行ったが、今後、因果関係について検討するためには、縦断的な研究デザインが有効となるであろう。加えて、本研究では Web 調査を行ったが、Web 調査に参加できた人とできなかった人との間には質的な差がある可能性もあると考えられる。今後は質問紙法など Web を用いない方法で本研究の知見の一般化可能性を検討する必要がある。

本研究では非正規就労者だけでなく完全失業者についても自発性を問うたが、正規就労者については自発性を問わなかった。しかし、正規就労者も非難回避を志向するキャリア観を持つことによって不安・抑うつだけでなく活動障害も起こりやすい可能性が示唆された。正規就労者に非難回避に類似する気持ちがある場合にはメンタルヘルスも悪化する可能性を鑑み、今後の研究では正規

就労者についても自発性を確認することで就労とメンタルヘルスの関係性をより深く理解することができると思われる。

付記

本研究は平成 23 年度科学研究費補助金基盤研究 B (課題番号 23402057) の交付を受けて行われた。

- 1) 本調査では、正規雇用によって就労している人を正規就労者とし、非正規雇用によって就労している人を非正規就労者と称することとする。ただし、引用文献の原文にて就労者ではなく雇用者としている場合には、原文の記載のままとする。
- 2) 本調査では、失業者として厚生労働省の基準による完全失業者を対象とした。ただし、引用文献の原文にて完全失業者ではなく失業者としている場合には、原文の記載のままとする。
- 3) 引用文献の原文にてストレスサーないストレス反応といった記述ではなく、ストレスとしている場合には、原文の記載のままとする。

参考文献

- 石川拓耶・飯島純夫 (2012) 「〈資料〉雇用形態による労働者の健康管理活動の実態」『山梨大学看護学会誌』10 (2), 19-24.
- 石竹達也・野口涼・宮崎勇三・安藤英雄・森美穂子・堤明純・石立史佳・末永隆次郎・的場恒孝 (2000) 「会社倒産による失業者の 1 年後の健康状況調査」『産業衛生雑誌』42, 404.
- 岩井阿礼 (2004) 「定職をもたないことはアイデンティティ混乱をもたらすか」『現代の社会病理』19, 17-29.
- 警察庁 (2012) 「平成 23 年中における自殺の状況」.
- 厚生労働省 HP (<http://www.stat.go.jp/data/roudou/qa-1.html>) (2013 年 8 月 2 日参照).
- (2008) 「平成 19 年の労働者健康状況調査」.
- (2012a) 『労働力調査』.
- (2012b) 『厚生労働白書』.
- (2012d) 『労働者派遣法』.
- (2012e) 『労働契約法』.
- (2012f) 「平成 23 年度「脳・心臓疾患と精神障害の労災補償状況」まとめ」.
- (2013) 『平成 23 年賃金構造基本統計調査(全国)の概況』.
- 高橋美保 (2010) 「中高年の失業体験と心理的援助: 失業者を社会につなぐために」ミネルヴァ書房.
- 鶴ヶ野しのぶ・錦谷まり子 (2011) 「第 4 部 非正規雇用は健康を悪化させるのか? ——データ分析による検証 1. 国民生活基礎調査の分析」矢野栄二・井上まり子編『非正規雇用と労働者の健康』労働科学研究所, 133-151.
- 新納美美・森俊夫 (2001) 「企業労働者への調査に基づいた日本版 GHQ 精神健康調査票 12 項目版 (GHQ-12) の信頼性と妥当性の検討」『精神医学』43 (4) 431-436.
- 久田満・高橋美保 (2003) 「リストラが失業者及び現役従業員の精神健康に及ぼす影響」『日本労働研究雑誌』516, 78-86.
- 広田信一・佐藤純 (2009) 「キャリア観に関する検討: ルール認知の観点から」『山形大学紀要 教育科学』14 (4), 13-27.

- 松田茂樹 (2004) 「雇用不安が生活に与える影響——勤め先の業績、終身雇用、生活設計、ストレス」『第一生命ライフデザインレポート』, <http://group.dai-ichi-life.co.jp/dlri/ldi/notes/notes0409a.pdf> (2013 年 8 月アクセス)
- 松山一紀 (2010) 「非正規労働者の職務態度とメンタルヘルス」『経営行動科学』23 (2), 107-121.
- 矢野栄二 (2008) 「はじめに」矢野栄二編著『雇用形態多様化と労働者の健康』第 1 章, 労働科学研究所, 1-16.
- 山田和子・平野かよ子・鳩野洋子・島田美喜・俵麻紀・大竹ひろ子・海法澄子・奥田博子 (2006) 「失業者のメンタルヘルスの実態とその関連要因——抑うつ状態とストレスを中心に」『和歌山県立医科大学保健看護学部紀要』2, 27-35.
- 山本勲 (2011) 「非正規労働者の希望と現実——不本意型非正規雇用の実態 (2011 年 04 月 11-j-052)」『RIETI ディスカッション・ペーパー』http://www.rieti.go.jp/jp/publications/act_dp2011.html (2013 年 3 月アクセス)
- 労働政策研究・研修機構 (2011) 『多様な就労形態に関する実態調査 JILPT 調査シリーズ No.86』.
- Inoue Akiomi, Kawakami Norito, Tsuchiya Masao, Sakurai Keiko, & Hashimoto Hideki (2010) Association of Occupation, Employment Contract, and Company Size with Mental Health in a National Representative Sample of Employees in Japan, *Journal of Occupational Health* 52 (4), 227-240.
- Goldberg, D. P (1972) *The Detection of Psychiatric Illness by Questionnaire*. Maudsley Monograph, 21. London: Oxford University Press.
- Mckee-Ryan, F.M., Song, A., Wanberg, R. C., & Kinicki, J. A. (2005) "Psychological and Physical Well-Being during Unemployment: A Meta-analytic Study," *Journal of Applied Psychology*, 90 : 53-76.
- Shamir (1986) Self-Esteem and the Psychological Impact of Unemployment, *Social Psychology Quarterly*, 49, 61-72.
- Virtanen, M., Kivimäki, M., Joensuu, M., Virtanen, P., Elovainio, & M. Vahtera, J. (2005) Temporary Employment and Health: a review. *International Journal of Epidemiology*, 34 (3) 610-622.
- (投稿受付 2013 年 3 月 11 日, 採択決定 2014 年 3 月 14 日)

たかはし・みほ 東京大学大学院教育学研究科准教授。主な著作に『中高年の失業体験と心理的援助——失業者を社会につなぐために (シリーズ・臨床心理学研究の最前線)』下山晴彦 (監修), (ミネルヴァ書房, 2010 年)。臨床心理学専攻。

もりた・しんいちろう 東京女子大学現代教養学部准教授。主な著作に『社会人と学生のキャリア形成における専門性——今日的課題の心理学的検討』(武蔵野大学出版会, 2010 年)。臨床心理学専攻。

いしづ・かずこ 駒沢女子大学人文学部准教授。主な著作に『職場の IT 化が会社員の精神的健康へ及ぼす影響』(風間書房, 2013 年)。臨床心理学専攻。