

筑波大学

博士（医学）学位論文

教育・研究職の雇用形態が
メンタルヘルスに及ぼす影響に関する研究

2020

筑波大学大学院博士課程人間総合科学研究科

高橋 司

目次

第 I 章 文献的考察	-----	2
I - A 雇用形態とメンタルヘルスに関する先行研究	-----	2
I - B 研究者の雇用環境とメンタルヘルス	-----	6
I - C 教員の雇用環境とメンタルヘルス	-----	10
I - D 本研究の目的	-----	12
第 II 章 研究者において雇用形態がメンタルヘルスに及ぼす影響	-----	15
第 III 章 教員において雇用形態がメンタルヘルスに及ぼす影響	-----	22
第 IV 章 結語	-----	29
第 V 章 謝辞	-----	31
第 VI 章 引用文献	-----	33
第 VII 章 図表	-----	42
(付) 質問票	-----	62
(付) 出典	-----	65
(付) 参考論文	-----	66

第 I 章

文献的考察

第 I 章 文献的考察

近年、科学技術の国際競争が激化している。我が国でも、科学技術政策は経済成長の柱と位置付けられ、様々な科学技術力の強化に向けた施策が行われている。2005 年には科学技術水準の向上を目的として科学技術基本法が制定され、翌年よりこの法律を基に科学技術基本計画の策定が開始された。2016 年に策定された第 5 期科学技術基本計画では、我が国の科学技術を持続的に発展させるための重要なテーマとして人材力の強化が挙げられている¹。そしてその根幹となる人材は、次世代の科学技術開発を担う若手研究者と、次々世代を支える生徒・児童の科学技術教育を担う若手小・中学校教員である。

我が国では非正規雇用労働者が増加傾向にある。他業種に就職した若者と同様に、若手研究者と若手教員においても、非正規雇用者が増加している。1991 年に実施された大学院重点政策により博士号取得者は増加したものの、それに比して研究者の雇用枠が増加しなかった結果、非正規雇用の研究者が増加している。また、2001 年の地方公共団体の財政制度の変更や 2006 年の公務員の定数削減政策に伴って、非正規任用の教員が増加している。一方で、雇用形態とメンタルヘルスの状態には関連があるが、その関係は職種によって異なることが指摘されており、研究者や教員に関しても非正規雇用の増加がメンタルヘルスの悪化に繋がっている可能性が考えられる。しかしながら、これまでに研究者や教員の雇用形態とメンタルヘルスの関係に着目した研究はほとんど行われていなかった。そこで本研究では、若手研究者と若手教員のメンタルヘルスと雇用形態の関係を明らかにすることを目的とした。

I-A 雇用形態とメンタルヘルスに関する先行研究

(1) 雇用形態

まず、雇用形態に関わる言葉の定義について検討する。雇用形態に関する用語に関しては、統一された定義は存在していないが、日本では厚生労働省による定義が用いられることが多い。厚生労働省では、①労働契約の期間の定めはない、②所定労働時間がフルタイムである、③直接雇用である、の 3 点を満たす雇用形態を正規雇用と定義し、それらを 1 つでも満たさない雇用形態を非正規雇用としている²。非正規雇用労働者には、有期契約労働者、短時間労働者及び派遣労働者が含まれるとされている。本研究では日本の労働者を対象としているため、厚生労働省の定義に従って、正規雇用・非正規雇用の用語を用いるが、各研究においてその詳細は改めて定義する。

日本では、非正規雇用労働者の割合が高い値で推移している。全労働者に占める非正規雇用労働者の割合は、1990 年に初めて 20%を超え、1999 年に 25%、2003 年に 30%、

2011年に35%、2019年には38.2%と過去最高になった³。非正規雇用増加の背景には、日本の経済状況が大きく影響している。高度経済成長期には雇用の拡大傾向が続き、正規雇用が増加していたが、1992年のバブル崩壊によりリストラや新規採用の抑制が行われた。そのため、正規雇用に就くことが困難となり、結果として有期契約労働者や派遣労働者が急激に増加した。

また、非正規雇用労働者の増加には、企業側と労働者側の両方の要因が関与することが指摘されている⁴。2014年の厚生労働省の調査によれば、企業が正社員以外の労働者を活用する理由として、38.8%の企業が「賃金の節約のため」と回答しており、最も多い理由であった⁵。バブルが崩壊し景気が低迷したといわれる1991年頃から、非正規雇用労働者の割合が急増していることから、賃金節約の目的で企業が非正規雇用を増やしていることが推測される。また、非正規雇用は、単に人件費を低減させるだけでなく、企業の業績や経済の動向に合わせて流動的に人材を調整できることも企業側のメリットだと指摘されている⁴。

一方で、労働者側が非正規雇用にメリットを見出して積極的に活用する場合もある。厚生労働省の調査によると、労働者が非正規社員を選択した理由は、「自分の都合のよい時間に働けるから」が37.9%と最も高い割合となっている⁵。また、「家庭の事情（家事・育児・介護等）と両立しやすいから」が25.4%、「通勤時間が短いから」が24.8%と、非正規雇用を積極的に選択したと考えられる理由が一定の割合を占めている。また、「正社員として働ける会社がなかったから」という理由は、2011年の調査では22.5%であったが、2014年の調査では18.1%であり、自分の意思に反してやむを得ず非正規雇用を選択した労働者は少なくなっている可能性がある。

非正規雇用労働者が増加傾向にある一方で、その待遇改善に向けた取り組みも推進されている。その1つとして、無期転換ルールの導入がある。2013年に行われた労働契約法の改正によって、有期労働契約が5年を超えて更新された場合は、労働者の申し出により無期労働契約に転換できるようになった⁶。この改正の目的は、雇用の安定を図ることであったが、一方で無期転換の直前に契約を終了する雇止めを促進した可能性があるとの批判もある⁷。また、同一労働同一賃金の推進も行われている。同一労働同一賃金は、同程度の労働を行っているにもかかわらず雇用形態の差によって生じる不合理な待遇差の解消を目指すものであり、厚生労働省から推進のためのガイドラインが交付されている⁸。

(2)雇用形態とメンタルヘルスの関係

雇用形態がメンタルヘルスに影響を及ぼすことが指摘されているが、その結果は一定しておらず、非正規雇用の方が悪い、非正規雇用の方が良い、正規雇用と変わらないといった結果が混在している。1,670名のフィンランドの地方自治体で働く職員を対象に、雇用形態と精神健康調査票（General Health Questionnaire, GHQ）12項目版で評価された精神

的健康を4年間追跡したコホート研究では、非正規雇用を過去に経験した労働者において精神的健康度が低かった⁹。フィンランドで6,028名の公的機関の職員を対象に行われたコホート研究でも、非正規雇用において心理的苦痛を感じている職員の割合が多かった¹⁰。韓国で行われた国民健康栄養調査のデータを基に、2,608名の労働者における雇用形態と精神障害の罹患率の関連を調査した結果でも、非正規雇用の女性労働者において精神障害の罹患率が高かった¹¹。

一方で、正規雇用労働者と非正規雇用労働者でメンタルヘルスの状態に差がないという結果や、非正規雇用労働者の方がメンタルヘルスの状態が良いという結果も存在する。病院で働く5,650名の労働者を対象にフィンランドで行われたコホート研究では、正規雇用労働者に比べて非正規雇用労働者の方が自己評価による健康度は高く、軽度の精神疾患罹患率については差がなかった¹²。1,869名の介護施設で働く介護職の労働者を対象に日本で行われた横断研究では、雇用形態とうつ病評価尺度(The Center for Epidemiologic Studies Depression Scale, CES-D)で評価された抑うつ度の間には、関連がなかった¹³。韓国で3,280名の労働者を対象に行われた横断調査では、女性の非正規雇用労働者において希死念慮の割合が多かったが、男性では有意な差は認められなかった¹⁴。

若い労働者においては特に非正規雇用がメンタルヘルスに悪影響を与える可能性が懸念されている。その理由として、若者のストレス耐性の低さと、不本意に非正規雇用にならざるを得ない状況が影響していると考えられる。25歳から74歳の日本人4,000名を対象にして、ストレス耐性の指標である首尾一貫感覚(Sense of Coherence, SOC)を測定した研究では、高齢者と比較して若年者においてストレス耐性が低かった¹⁵。また、積極的に非正規雇用を選択した労働者より、不本意に非正規雇用となった労働者の方が、メンタルヘルスを悪化させるリスクが高い¹⁶。若い労働者では、特に不本意に非正規雇用となった者の割合が高いことが指摘されている¹⁷。

スウェーデンにおいて18-34歳の労働者1,135名を対象に5年及び10年の追跡を行ったコホート研究では、非正規雇用であることが、将来のメンタルヘルスの状態を有意に悪化させることが示された¹⁸。46の先行研究を対象に行われたマッピングレビューにおいても、若い労働者においては特に不安定な雇用形態がメンタルヘルスを悪化させることが示された¹⁹。

非正規雇用労働者のメンタルヘルスに影響を与える因子として、幾つかの可能性が考えられる。

まず、雇用の不安定性が非正規雇用労働者のメンタルヘルスに影響している可能性がある。一般的に非正規雇用は有期契約であり、無期契約である正規雇用と比較すれば、先の見えない不安が存在すると考えられる。日本の労働者1,584名を対象に行った調査では、非正規雇用労働者において不安・抑うつと雇用不安が有意に関連していた²⁰。また、非正

規雇用労働者のメンタルヘルス研究に関するシステマティックレビューでは、雇用の不安定性、パートタイム勤務、予測不能な勤務時間といった要素が、いずれも非正規雇用労働者のメンタルヘルスの悪化に関連していた²¹。

また、収入の格差も非正規雇用労働者のメンタルヘルスに影響していると考えられる。2019年度の厚生労働省による統計では、正規雇用労働者の月当たりの平均賃金は32.5万円であるのに対して、非正規雇用労働者では21.1万円と1.54倍の開きがある²²。労働者の収入とメンタルヘルスの間には一定の相関があることが過去の研究から示されている²³⁻²⁵。非正規雇用労働者の収入の低さが、メンタルヘルスに影響している可能性が考えられる。

正規雇用労働者と非正規雇用労働者では職業遂行能力に差があるため、非正規雇用労働者では特にストレスを感じやすいのではないかという指摘も存在する²⁶。経済協力開発機構が、世界各国における正規雇用労働者と非正規雇用労働者の職業遂行能力（数的思考能力）を測定・比較した調査では、全体的に正規雇用労働者で能力が高い傾向にあったが、日本ではその差はわずかであった²⁷。また、職業遂行能力の差は、もともとの能力の差ではなく、雇用形態の違いによる能力開発・訓練の機会の差が反映されているという反論もある²⁶。雇用形態により職業遂行能力に差があるのか、その差がメンタルヘルスに影響を与えているかどうかについては、一定の結論が得られていない。

労働者のメンタルヘルスに影響を与える要因として、職業性ストレスがある。職業性ストレスには、仕事の量や質の負担や人間関係のストレスが含まれる²⁸。職業性ストレスの高い労働者は、心理的苦痛を感じる割合が高いという研究結果や、うつ病の割合が高いという研究結果が存在しており、労働者のメンタルヘルスに影響を与える重要な要因と考えられている^{29,30}。職業性ストレスは正規雇用に比べて非正規雇用において低いことが指摘されている。欧州連合の労働者21,703名を対象に行われた横断研究や、カナダの企業で働く998名の女性を対象に行われた横断研究では、正規雇用労働者に比べて非正規雇用労働者の方が、自己評価によって評価された仕事のストレスは低かった^{31,32}。日本でも、756名の労働者を対象に行われた調査では、正規雇用と比べて非正規雇用において努力-報酬の不均衡が小さく、相対的に職業性ストレスが低い可能性が指摘されている³³。日本の販売業に従事する労働者823名を対象に職業性ストレスを測定した調査でも、非正規雇用に比べて正規雇用で有意に仕事の負担度が大きかった³⁴。日本の女性労働者461名を対象に行われた研究では、非正規雇用に比べて正規雇用において仕事のプレッシャーを多く感じていることが示された³⁵。男性労働者1,762名を対象に行われたアンケート調査では、正規雇用に比べて非正規雇用で職場の人間関係の満足度が有意に高かった³⁶。

上記のように、非正規雇用と正規雇用でメンタルヘルスに大きく影響する要因は異なっており、非正規雇用では雇用不安や収入の低さが、正規雇用では職業性ストレスが、主な要因になっている可能性が考えられている³⁶。

それ以外に、正規雇用と非正規雇用の間にある身体的な健康格差も、メンタルヘルスに影響している可能性が考えられる。日本の労働者 1,701 名を対象に、雇用形態と生活習慣病の関連を調査した研究では、血圧、中性脂肪、HbA_{1c}が、いずれも非正規雇用労働者で高いことが示されており、その理由として非正規雇用労働者のライフスタイル、特に喫煙率の高さが影響していると考えられている³⁷。労働者において生活習慣病とメンタルヘルスには密接な関連が指摘されており、非正規雇用労働者のメンタルヘルスの悪化に生活習慣病が影響している可能性が考えられる³⁸。

また、女性における雇用形態別の仕事の負担を比較した調査では、非正規雇用に比べて正規雇用において仕事や家庭の負担が大きいと感じている割合が高く、非正規雇用の女性は仕事と家庭の両立をしやすいと考えられている³⁵。また、非正規雇用とメンタルヘルスの関連における男女差については、「男性稼ぎ手モデル」の影響も指摘されている³⁹。男性稼ぎ手モデルでは、家庭の中で男性が正規雇用であり稼ぎ手でなければならないという偏見が存在し、非正規雇用の男性のメンタルヘルスに悪影響を及ぼしている可能性が指摘されている。

上記で述べたように、雇用形態とメンタルヘルスには関連があると考えられるが、その結果は一定していない。また、非正規雇用労働者のメンタルヘルスにはいくつもの要因が関連することが示されている。

雇用形態とメンタルヘルスの関係に影響を与えるもう 1 つの要素として、職種の違いが挙げられる。2017 年に総務省によって行われた調査では、職種ごとに非正規雇用労働者の割合を算出している⁴⁰。非正規雇用労働者の割合が多かった職種は運搬・清掃・包装等従事者（63.7%）やサービス職業従事者（54.4%）であり、一方でその割合が少ない職業は建設・採掘従事者（10.4%）や農林漁業従事者（14.5%）であり、職種によって非正規雇用の割合が大きく異なることがわかる。また、同じ非正規雇用であっても、I-B、I-Cで示すように、職種によってそのキャリアの中に占める位置付けは大きく異なっている。このように、非正規雇用を取り巻く環境は職種によって大きく異なっており、雇用形態とメンタルヘルスの関連を調査する際には、職種別に検討する必要性が指摘されている⁴¹。

I-B 研究者の雇用環境とメンタルヘルス

(1) 研究者の雇用環境の変化

近年、非正規雇用の若手研究者が増加している。「大学教員の雇用状況に関する調査」によると、非正規雇用の研究者の割合は 2007 年には 27.2%であったが、2013 年には 39.2%に増加している⁴²。特に 39 歳未満においては、非正規雇用研究者の割合が 43.6%

(2007年)から65.0%(2013年)と増加しており、40歳から59歳における18.9%(2007年)から28.7%(2013年)の増加と比較してもその変化が著しい。

非正規雇用の若手研究者が増加した背景には、大学院重点政策の影響があると考えられている。1991年に文部科学省によって実施された大学院重点政策により博士号取得者の数は急速に増加し、1990年には7,813名であった博士号取得者は、2015年には15,283名に急増した⁴³。しかし、博士号取得者の増加に対して研究者の雇用枠が十分に拡大されなかったために、非正規雇用の研究者の数がその後増加したと考えられている⁴⁴。

1997年には「大学の教員等の任期に関する法律」が施行された。この法律は、大学教員の流動性を高め、教員等相互の学問的交流が継続的に行われるようにすることを目的としているが、一方で任期付きの非正規雇用を増加させ、若手研究者の雇用を不安定化させたという指摘もある⁴⁵。

また、非正規雇用研究者の増加には、2013年に行われた労働契約法の改正が関連している可能性も指摘されている⁶。改正労働契約法では、有期労働契約が5年を超える場合は、無期労働契約に転換できる。さらに研究者については「研究開発システムの改革の推進等による研究開発能力の強化及び研究開発等の効率的推進等に関する法律及び大学の教員等の任期に関する法律の一部を改正する法律」が施行されている。この法律では、研究開発能力の強化及び教育研究の活性化等の観点から、大学や研究開発法人に所属する研究者を対象にして無期転換の期限を10年とする特例が設けられたが、それでも状況は大きく変わっていない⁶。

米国では研究者がこのような非正規雇用研究者としての期間を経て多くの経験を重ねてから、正規雇用のポストへ移行していくことがキャリアコースとして一般化しており、日本においても1991年の大学院重点政策以降よりこのようなキャリアコースが一般化されつつあることが指摘されている⁴⁶。

研究者の非正規雇用率の上昇は、日本の研究力の弱体化を招く可能性がある。修士課程修了者の博士課程進学率は2000年には全体で16.7%、理学系だけでは29.3%であったが、2018年には全体で9.3%、理学系だけでは16.7%と減少傾向にある⁴⁷。その理由の一つとして、博士課程修了後のキャリアパスの不透明さがあると指摘されている⁴⁸。また、雇用不安等から研究者が研究に専念できない可能性も考えられており、文部科学省の掲げた研究力向上改革2019においても、若手研究者のキャリアパス安定確保が重要な課題として挙げられている⁴⁹。そこで、若手研究者のキャリアパス確保に向けた幾つかの取り組みが始まっている^{50,51}。

一つはテニュアトラック制度の導入である。テニュアトラック制度とは、まず任期を定めて若手研究者を採用し、一定期間の経験を積んだ後に実績を審査し、適格であれば任期のない雇用に切り替える制度である。もともとは海外で導入されていた制度であるが、日

本でも、文部科学省を中心に2006年から「テニユアトラック普及・定着事業」が推進されている⁵²。この事業では、博士号取得後10年以内の若手研究者を対象に、5年の任期で雇用し、研究主宰者として自立して研究活動に専念できる環境を整備し、任期終了後のテニユアポストを用意することとしている。事業に参加している大学では徐々にテニユアポストが増え、テニユアトラックで採用された研究者は科研費採択率がそれ以外の研究者に比べて高いことも示されており、本事業は一定の成果を挙げているとされている⁵²⁻⁵⁴。しかしながら、実際にテニユアトラック制度で採用されている人数は2015年では461名と、年間1万人以上輩出される博士号取得者の受け皿としての効果は限定的とも考えられる。

その他にも、ポストドクター・キャリア開発事業、博士課程教育リーディングプログラム、卓越研究員制度等、文部科学省が主導しながら大学や研究施設が協力し若手研究者のキャリアパスを確保するために多くの施策が行われており、その効果が期待されている⁵¹。しかしながら、現時点では若手の非正規雇用研究者は増加を続けている。

(2) 研究者のメンタルヘルスに関する先行研究

海外では、研究者のメンタルヘルスに関して多くの研究が行われている。

米国で1,439名の大学教員を対象に、感情的疲労サブスケールを用いてバーンアウト尺度を評価した研究では、参加者のうち27%がバーンアウトを頻繁に経験するから非常に頻繁に経験すると回答した⁵⁵。この結果は、フィンランドの30-64歳の労働人口3,276名に対して同様のスケールを用いて行われた調査の結果である2.4%を大きく上回っており、米国研究者のメンタルヘルスが高リスク状態であることを示唆している⁵⁶。英国で782名の大学教員を対象に行われた調査では、心理的苦痛が他業種と比較しても高い水準であり、業務上のストレスと強い相関があることが示された⁵⁷。

研究者のメンタルヘルスを悪化させる要因として、仕事のプレッシャーや仕事や家庭の葛藤が影響している可能性が指摘されている。英国の大学等高等教育機関の職員14,270名を対象に行われた調査では、研究職は他職種に比べて、業務時間が長く、仕事において常に集中を要すると感じており、業務の量的・質的プレッシャーを強く感じていることが指摘されている⁵⁸。米国の研究者を対象に仕事と家庭の葛藤(work-family conflict)を比較した調査では、男性に比べて女性の方が仕事と家庭の葛藤を強く感じており、ストレスを強く感じている可能性が指摘されている⁵⁹。

また、研究者においては、高度な精神的ストレスが研究業績を低下する可能性も指摘されている。英国で984名の研究者を対象に行われた分析では、精神的なストレスの高さは主観的、客観的両方のパフォーマンス指標を低下させる傾向が指摘されており、研究者が業績を上げるためにも精神的なストレスを軽減する必要があると考えられる⁶⁰。

日本でも研究者のメンタルヘルスに関して幾つかの調査が行われている。日本の研究機

関の職員 473 名を対象に研究職と事務職を比較した調査では、抑うつ度に差はなかったが、研究職において量的負荷が有意に高く将来への見通しが有意に低いことが示唆された⁶¹。研究施設の職員 328 名を対象に、研究職、事務職、技術職における職業性ストレスを比較した研究でも、研究職では量的負荷や質的負荷といったストレス増強要因が高い一方で、裁量度や達成感といったストレス緩和要因も高いことが示されている⁶²。研究施設の職員 7,063 名を対象に、研究職とそれ以外の職種の職業性ストレスの違いを調査した研究でも同様に、研究職において量的負荷や質的負荷を高く感じている一方で、裁量度や達成感も高く感じていることが示されたが、女性の研究者においては裁量度や達成感を低く感じており、ストレスを強く感じている可能性が示唆されている⁶³。

日本と海外では、研究者のキャリア文化が異なり、メンタルヘルスへの影響も異なっている可能性がある。日本では教授を代表者として研究室が構成され助教など若手研究者がそこへ所属することが多いが、米国など海外では教授だけでなく准教授や助教も研究代表者 (principal investigator, PI) となり、自身の研究室を持つことが多い⁶⁴。そのため海外では、助教であっても自由に研究を行うことができる環境であるが、その分多くの責任が伴い、その地位を獲得するためにはシビアな実力競争が伴うと考えられる。そのため、非正規任用研究者としての期間に挙げた業績が、日本よりも重視されるとも言われている⁶⁴。一方で、日本では非正規任用研究者としての期間が長引くことが、経歴の評価として不利に働くという指摘もある²⁶。日本と海外では、非正規雇用研究者におけるストレスの質が異なると考えられる。

研究者に関して雇用形態とメンタルヘルスの関連を調査した研究も存在している。英国の大学等高等教育機関の職員 14,270 名を対象に行われた調査では、正規雇用職員は非正規雇用の職員に比べて仕事の要求度が高いことが示されている⁵⁸。日本の研究者 514 名 (任期付き 275 名、テニュアトラック 239 名) を対象に行われた調査では、うつ病の有病率には有意な差は認められなかったが、任期付きの研究者では倦怠感を訴えた割合が有意に多かった⁶⁵。

また、若手の研究者では、任期のある非正規雇用期間での業績が、後のキャリアに大きく影響すると考えられている⁴⁶。2009 年に若手研究者を対象に行われたアンケート調査では、業績評価に関する質問に対して「目先の成果を追い求める研究が横行している」「雇用を成果主義から切り離し、安定雇用の上で成果を問うべき」といった意見が挙げられており、非正規雇用で成果を求められることが大きなプレッシャーになっていることが示唆されている⁶⁶。また、同研究では任期付き研究員から「研究する以前に生活をも脅かす不安が常に付きまとう」という意見が挙げられており、任期付き研究員が大きな雇用不安を抱えていることが示唆されている。

I-C 教員の任用環境とメンタルヘルス

(1) 教員の任用環境の変化

公立小・中学校の非正規教員は増加傾向にある。非正規教員の実数及び教員総数に占める割合は、2005年には8.4万人（12.3%）であったが、2012年には11.3万人（16.1%）である⁶⁷。一方で、正規教員は実数及び割合で減少している。

その背景には、義務標準法の改正、国立学校準拠制の廃止、総額裁量制の導入、地方公務員の定員削減が影響していると考えられている⁶⁸。義務標準法とは、正式には「公立義務教育諸学校の学級編成及び教職員定数の標準に関する法律」のことであり、公務員の人数や質に関する地域差等をなくすことで、義務教育水準の維持向上を目的として制定されている⁶⁹。2001年における同法の改正では、これまで厳しく制限されていた国庫負担の教員の人件費に関する規制が緩和され、地方自治体の裁量で、交付金の使い道を決めることができるようになった。この改正によって、これまで正規教員の人件費に充てられていた交付金を、非正規教員の人件費にも充てることが可能となった⁶⁹。

国立学校準拠制とは、地方自治体における公立学校教員の給与の額を、国立学校の教職員に準拠するものとする制度である。2004年に国立大学が独立行政法人化されたことにより、附属の国立小・中学校も独立行政法人となり、基準となる国立学校教職員の給与がなくなったことを受けて、公立学校教員の給与は各地方自治体の裁量によって決定されることとなった⁷⁰。2004年に導入された総額裁量制とは、義務教育国庫負担金の用途に関して、総額を超えない範囲で、給与の額、任用形態、人数まで地方自治体の裁量を認める制度である⁷¹。2001年には、地方公務員の定数削減が開始された⁷¹。公立学校の教員は地方公務員の約3割を占めており、他職種とともに定数削減の対象となった。このような背景から、公立小・中学校における非正規教員は増加傾向にある。

一方で、教員を志望する人材は減少傾向にあり、非常勤教員となる人材も減少している。小・中学校の普通教員免許取得者数は2013年には81,181名であったが、2019年には77,012名と減少傾向にある⁷²。教員採用試験の倍率は、2000年の13.3倍をピークに減少を続け、2019年には4.2倍となっている⁷³。採用倍率が下がった理由は、1947年から1949年に出生した、いわゆる団塊の世代が2007年から2009年に定年を迎えたことで、新規採用枠が増えたことも一因と考えられる。一方で、少子化によって教員の需要そのものが減少している可能性も指摘されている⁷⁴。

もう1つの理由として、2007年の教育職員免許法改正が影響していると考えられる⁷⁵。この改正では、教員免許を取得する際に必要な単位について必修科目が追加される等、要件が厳しくなっている。また、それまで教員免許に更新は不要であったが、この改正により30時間以上の免許状更新講習を受講した上で、10年に1度の更新が必要となった。教員免許の取得及び維持が、以前と比べて難しくなったことにより、教員を志望する人材が

減少した可能性が指摘されている⁷⁴。

その結果、非常勤講師になる人材も減少している。2018年に文部科学省によって行われた調査では、対象となった11自治体のうち8つが、教員不足の最大要因として「講師登録名簿掲載希望者数の減少」を挙げている⁷⁶。講師登録名簿とは、各自治体において、臨時的任用の候補となる講師を登録する名簿のことである。この人数は公開されていないが、上記のアンケートの結果から登録者数は全国的に減少していると考えられる。

つまり、制度の改正により非正規教員の活用が進められている一方で、非正規教員になろうとする若い人材は減少していると考えられる。

一方で、非正規教員に就くことは、正規教員を目指す者にとっては不利益な側面ばかりではなく、有益な面も存在している。

教員採用試験の倍率は2019年には4.2倍と、減少傾向ではあるが決して低くはない。2019年度教員採用試験の合格者の内訳をみると、小学校教員合格者のうち新規学卒者は36.4%、中学校教員では29.6%と、合格者の七割近くが既卒者で占められており、一回の受験で合格することが困難であることがわかる⁷³。教員を目指す学生の中には、教員という仕事に対する強いあこがれを持ち、また「今更他の仕事を選べない」という考えもあり、その結果として教員採用試験合格のために複数年間の浪人を選択する者も少なくないことが指摘されている⁷⁷。そういった学生にとって非正規教員という選択は、無職にならず、また正規任用でなくとも教員としての経験を積むことのできる、セーフティーネットとして認識されているという側面もある⁷⁸。また、非正規教員であっても教員の経験があるとみなされ、次年度の教員採用試験における筆記試験等一部が免除となる「特例選考」の対象となる地方自治体も多い⁷⁹。このように、正規任用教員を目指す者にとっては、非正規任用教員を選択することのメリットも存在している。

非正規教員には、一般的に臨時的任用教員と非常勤講師が含まれるが、本研究では特に臨時的任用教員に注目した。臨時的任用教員とは、教員の産休や病休による一時的欠員を補う目的で臨時的に任用される教員である⁸⁰。地方公務員法により定められた任期は、最初の6か月に加えて1回の更新で最大1年である。彼らは校務分掌（授業以外の学校運営に関わる業務）を担うだけでなく、学級担任を務めることが可能であり、多くの臨時的任用教員は正規教員とほとんど変わらない職務内容をこなしていると考えられている⁸⁰。非常勤講師とは、授業のみを受け持つパートタイム型の講師である⁸⁰。校務分掌や学級担任は務めない。受け持った授業時間に対してのみ給与が発生するため、自由度が高い一方で収入は安定しない。臨時的任用教員は、常勤教員と同程度の業務を担当するにも関わらず、任期は最大1年と非常に不安定な立場であり、この相反する勤務条件は臨時的任用教員に大きな心理的負担を与えている可能性が指摘されている⁸⁰。

(2) 教員のメンタルヘルスに関する先行研究

教員のメンタルヘルス対策は喫緊の課題である。2018年度には公立の小・中学校教員における病気休職者のうちで精神疾患による者の割合は65.6%を占めており、精神疾患による病気休職者の在職者に占める割合は、1992年度には0.11%であったが、2018年度には0.57%と増加傾向にある⁸¹。このような状況を受けて、文部科学省は2013年に『教職員のメンタルヘルス対策について（最終まとめ）』⁸²を発表し、具体的な対策案を提示したが、現時点で大きな改善は得られていない。

文部科学省は、教員のメンタルヘルスが悪化の一途をたどる背景に、業務量の増加及び業務の質の困難化があるとしている⁸²。1966年に実施された教員勤務実態調査では、1日の勤務時間は約8時間であったが、2006年に行われた調査では月当たりの平均残業時間が約42時間であり、業務時間が大幅に伸びている⁸³。日本の小・中学校の業務を海外と比較した調査では、本来の専門分野ではない学校の運営に関わる業務や外部対応に関わる業務の分担割合が諸外国に比べて高く、量的な負担だけでなく質的な負担を高めている可能性が指摘されている⁸⁴。愛知県と三重県の教員2,092名を対象に、職層別のストレスを評価した調査では、校長・教頭に比較して一般教員のストレスレベルが高いことが示されており、比較的若い年齢層の教員において高いストレスが存在することが示唆されている⁸⁵。小・中学校の教員710名を対象にバーンアウトとストレス因子の関連について検討した調査では、業務の困難さといった業務自体の要因だけでなく、職場の人間関係といった職場環境要因も、教員のバーンアウトを間接的に増加させることが示唆されている⁸⁶。

また、小・中学校における精神疾患休職率に関する調査では、非正規教員の多い学校では精神疾患休職率が高いことが示され、その理由として非正規教員が増えると、その非正規教員の育成や、正規教員にしかできない仕事の集中により正規教員における仕事の量的な負荷が高まる可能性が指摘されている⁸⁷。

上記のように、小・中学校教員には業務の質と量だけでなく職場環境も含めて大きな負荷がかかっており、それによりメンタルヘルスの悪化が進んでいる状況と考えられる。

I-D 本研究の目的

これまでの文献的考察から、雇用形態はメンタルヘルスと関連があることが明らかとなった。その関係は、非正規雇用の方が悪いとする結果や、その逆の結果もあり一定していない。そこには幾つかの要因が影響していると考えられるが、大きな要因の1つとして職種による特性が影響していると考えられる。したがって、雇用形態とメンタルヘルスの関連を検討する際には、職種を考慮する必要があると考えられる。

他業種の若手労働者と同様に、我が国の科学技術の発展を担う若手研究者と若手教員を取り巻く雇用環境は大きく変化している。研究者と教員いずれにおいても、非正規雇用の

割合が増大しており、このことは研究者や教員を目指す若者に不安を与えると同時に、そのメンタルヘルスにも大きく影響している可能性が考えられる。しかしながら、研究者と教員における非正規雇用問題は、「比較的恵まれた高学歴エリートの問題」と捉えられる傾向にあり、雇用形態とメンタルヘルスの関係を検討した研究はこれまでほとんど行われていなかった⁴⁵。そこで、以下の点を検討することを本研究の目的とした。

(1) 若手研究者において雇用形態がメンタルヘルスに及ぼす影響

2017年に実施された生活環境・職場ストレス調査の結果を利用し、若手研究者の雇用形態とメンタルヘルスの関係を調査した。解析対象は2,762名で、抽出した調査項目は心理的苦痛、雇用形態、年齢、性別、職位、婚姻状況、運動習慣、喫煙習慣、職業性ストレスとした。統計解析には、上記の調査項目を共変量として、二項ロジスティック回帰分析で心理的苦痛のオッズ比を求めた。

(2) 若手教員において雇用形態がメンタルヘルスに及ぼす影響

2016年に実施された公立小学校・中学校等教員勤務実態調査研究結果を利用し、若手教員の雇用形態とメンタルヘルスの関係を調査した。解析対象は11,330名で、抽出した調査項目は、心理的苦痛、雇用形態、年齢、性別、職業性ストレスとした。統計解析には、上記の調査項目を共変量として、二項ロジスティック回帰分析で心理的苦痛のオッズ比を求めた。

上記2つの研究を行うことで若手研究者及び若手教員における雇用形態とメンタルヘルスの関連が明らかとなり、より効果的なメンタルヘルス支援を行うための重要な知見を提供できると考えられた。

第II章

研究者において

雇用形態がメンタルヘルスに及ぼす影響

第II章 研究者において雇用形態がメンタルヘルスに及ぼす影響

II-A 目的

第I章で述べた通り、メンタルヘルスに大きな影響を与える非正規雇用率は、研究者においても年々上昇している⁴²。特に若手研究者ではその増加が著しく、その影響が危惧されている。研究者のメンタルヘルスは、単に心の健康問題というだけでなく、研究の成果にも影響することが示唆されており、科学技術の発展を維持するための重要な要素である⁶⁰。しかし、これまで研究者における雇用形態とメンタルヘルスの関連を調査した研究は存在していない。そこで本研究では、2017年に筑波研究学園都市で実施された『生活環境・職場ストレス調査』のデータを用いて、研究者における雇用形態と心理的苦痛の関連について調査した。

II-B 方法

(1) 研究対象

筑波研究学園都市交流協議会に所属している研究機関、教育機関、民間企業、地方自治体のうち、本調査に参加同意の得られた機関の労働者19,481名を対象に、2017年2月にWEBアンケート『生活環境・職場ストレス調査』を実施した。回答を得られたものうち、年齢が20歳以上59歳未満であり、かつ職種が研究者であり、調査項目に欠損のない者を解析対象とした。

(2) 調査項目

年齢、性別、学歴、雇用形態、婚姻状況、収入、運動習慣、喫煙習慣、職業性ストレス、心理的苦痛に関して調査した。

雇用形態は、『常勤職員（任期なし）』『常勤職員（任期付き）』『非常勤職員』『派遣職員』から1つを選択する形で回答を得た。

職業性ストレスを評価するために、職業性ストレス簡易質問紙（Brief Scales for Job Stress, BSJS）を用いた。BSJSは、20項目4件法からなる自記式の質問紙で、ストレス増強要因の3項目（量的負荷、質的負荷、対人関係の困難）とストレス緩和要因である3項目（達成感、裁量度、同僚・上司の支援）の合計6つの下位項目を評価する⁸⁸。それぞれの下位項目は、対応する質問項目の回答の平均で、1.0～4.0点で示される。

心理的苦痛を評価するために、Kesslerの心理的苦痛測定指標（K6）を用いた。K6は、6項目5件法からなる自記式の質問紙である⁸⁹。本研究では先行研究に従い、得点が5点以上であった場合に心理的苦痛ありとした⁹⁰。2012年に内閣府が15-69歳の国民10,000人を対象に行った調査では、K6が5点以上で心理的苦痛を有する者の割合は全体の

49.6%であった⁹¹。

(3) 統計解析

解析に当たって、厚生労働省の採用している若手研究者の定義に従い、年齢は20-39歳と40-59歳の2群に分類した⁹²。雇用形態は、厚生労働省の定義に従い『常勤職員（任期なし）』を正規雇用、『常勤職員（任期付き）』『非常勤職員』『派遣職員』を非正規雇用とした²。

正規雇用と非正規雇用の基本属性の比較には Pearson のカイ二乗検定を用いた。BSJS の各項目の比較には t 検定を用いた。心理的苦痛と各要因の関連を調べるために、心理的苦痛を従属変数とした二項ロジスティック回帰分析を行い、オッズ比 (Odds Ratio, OR) と 95%信頼区間 (95% Confidence Interval, 95% CI) を算出した。BSJS の多重共線性を評価するために線形回帰分析を実施し分散拡大係数 (Variance Inflation Factor, VIF) を算出した。各検定において有意水準は 0.05 (両側) とした。解析には SPSS 24.0 for Windows を用いた。

(4) 倫理的配慮

WEB アンケートの中で、回答は自由意思であること、匿名の調査であること、回答者のプライバシーは尊重されデータは厳格に管理されることが明記された。本研究は筑波大学医の倫理委員会により承認された (承認番号 1374)。

II-C 結果

(1) 正規雇用研究者と非正規雇用研究者の比較

有効回答者数は 7,251 名であり、有効回答率は 37.2%であった。有効回答者のうち、職種が研究職である 2,762 名を解析対象とした。

参加者の基本属性を表 II-2 に示す。正規雇用研究者は 1,850 名 (67.0%)、非正規雇用研究者は 912 名 (33.0%) であった。

20-39 歳が 1,123 名 (40.7%)、40-59 歳が 1,639 名 (59.3%) であった。20-39 歳における非正規雇用研究者は 581 名 (51.7%)、40-59 歳における非正規雇用研究者は 331 名 (20.2%) で、20-39 歳において有意に多かった ($p < 0.01$)。

男性は 2,006 名 (72.6%)、女性は 756 名 (27.4%) であった。男性のうち非正規雇用研究者は 494 名 (24.6%)、女性のうち非正規雇用研究者は 418 名 (55.3%) で、女性において有意に多かった ($p < 0.01$)。

正規雇用と非正規雇用の職業性ストレスの高さの比較の結果を表 II-3 に示す。3つのストレス増強要因 (量的負荷、質的負荷、対人関係の困難) はいずれも正規雇用において有意に高かった (いずれも $p < 0.01$)。ストレス緩和要因については、裁量度と達成感が正規

雇用において有意に高く、同僚・上司の支援は非正規雇用で有意に高かった（いずれも $p < 0.01$ ）。

心理的苦痛を感じている研究者は、全体で 1,280 名（46.3%）であった（表 II-1）。正規雇用研究者のうち 807 名（43.6%）、非正規雇用研究者のうち 473 名（51.9%）であり、非正規雇用研究者において有意に多かった（ $p < 0.01$ ）。

心理的苦痛を従属変数とした二項ロジスティック回帰分析の結果を表 II-4 に示す。未調整の model 1 では、非正規任用は心理的苦痛の多さに対して正の関連を示した（OR 1.39, 95% CI 1.19-1.63, $p < 0.01$ ）。基本属性及び生活習慣を投入した model 2 では、非正規任用は心理的苦痛の多さに対して有意な関連を示さなかった（OR 0.98, 95% CI 0.81-1.19, $p = 0.86$ ）。

一方で、BSJS を投入した model 3 では、非正規任用は心理的苦痛の多さに対して有意な関連を認めなかった（OR 1.23, 95% CI 0.99-1.53, $p = 0.06$ ）。Nagelkerke R^2 は、model 3 において 0.252 であった。BSJS の多重共線性を評価するために実施した線形回帰分析では、VIF は 1.41-1.69 であり多重共線性は否定的であった。年齢層は有意な関連を認めなかった（OR 0.89, 95% CI 0.73-1.08, $p = 0.24$ ）。性別は女性において心理的苦痛と正の関連が認められた（OR 1.26, 95% CI 1.02-1.56, $p = 0.03$ ）。職業性ストレスについては、質的負荷と対人関係の困難が心理的苦痛の多さと正の関連があり、同僚・上司からの支援は負の関連が認められた（いずれも $p < 0.01$ ）。

(2) 年齢層別の正規雇用研究者と非正規雇用研究者の比較

20-39 歳と 40-59 歳に分けて、正規雇用と非正規雇用の比較を行った（表 II-5）。

性別については、いずれの年齢層においても非正規雇用において女性の割合が有意に多かった（いずれも $p < 0.01$ ）。

20-39 歳では、正規雇用において質的負荷が有意に高かった（表 II-6）。40-59 歳では正規雇用において量的負荷、質的負荷が有意に高く、裁量度、達成感が有意に低かった（いずれも $p < 0.01$ ）。

20-39 歳では、非正規雇用において心理的苦痛を感じている割合が有意に多かった（ $p < 0.01$ ）。一方で、40-59 歳では正規雇用と非正規雇用で心理的苦痛を感じている割合に有意な差は認められなかった（ $p = 0.57$ ）（表 II-1）。

年齢層別に、心理的苦痛を従属変数とした二項ロジスティック回帰分析を行った結果を表 II-7 に示す。20-39 歳では、非正規雇用において心理的苦痛が有意に高くなる傾向があった（OR 1.54, 95% CI 1.14-2.07, $p < 0.01$ ）。性別は女性において心理的苦痛が有意に高くな

る傾向にあった (OR 1.39, 95% CI 1.01-1.91, $p = 0.04$)。職業性ストレスは、量的負荷、質的負荷、対人関係の困難の高さが、心理的苦痛を有意に高める傾向にあった。一方で、達成感心理的苦痛を有意に下げる傾向にあった。

40-59 歳では、雇用形態は心理的苦痛に対して有意な関連を認めなかった (OR 0.91, 95% CI 0.65-1.28, $p = 0.59$)。

(3) 男女別の正規雇用研究者と非正規雇用研究者の比較

20-39 歳の研究者のみに注目し、性別の比較を行った (表 II-8, 表 II-9)。職業性ストレスについては、男性では正規雇用と非正規雇用に関していずれの因子も有意な差は認められなかった。女性においては質的負荷が正規雇用で有意に高かった。

男性においては、非正規雇用において心理的苦痛を感じている割合が有意に多かった ($p < 0.01$) (表 II-1)。一方で女性においては、雇用形態に関して心理的苦痛を感じている割合に有意な差は認められなかった ($p = 0.09$)。

II-D 考察

本研究の結果では、20-39 歳の若手研究者において、雇用形態と心理的苦痛に有意な正の関連があることが明らかになった。この結果は、非正規雇用が心理的苦痛を高める可能性を示唆している。若年労働者を対象とした研究では、高齢の労働者と比較しても若年労働者では非正規雇用がメンタルヘルスの悪化に関する影響が大きいことが示唆されている⁹³⁻⁹⁵。本研究の結果はこの結果とも矛盾しない。

非正規雇用の若手研究者において心理的苦痛が高くなる理由として、正規雇用と同程度の量的負荷や対人関係の困難を感じていることが影響している可能性が考えられた。

過去の研究では、正規雇用と比較して非正規雇用の量的負荷は低いという結果が示されている⁹⁶。これは正規雇用の方が、担当すべき業務の範囲が広いことや責任の大きい業務を担当する傾向にあるためと考えられている。しかし今回の結果は先行研究の結果と一致せず、非正規雇用の若手研究者の量的負荷は、正規雇用の量的負荷と有意な差がなかった。過去の報告では、非正規雇用の若手研究者においては、研究成果が自身の将来のキャリアに直結していることが指摘されている^{46,66}。そのため、若手研究者では非正規雇用であっても相当な努力を要すると考えられ、正規雇用と比較しても業務の量的負荷に差がない可能性が考えられる。

また、今回の結果では若手研究者の正規雇用と非正規雇用で、人間関係の困難に有意な差は認められなかった。先行研究では、一般企業の従業員において、非正規雇用で人間関係の満足度が有意に高いことが示されている^{36,97}。それに対して非正規雇用研究者は、正規雇用と同程度の人間関係の困難を感じている可能性がある。

先行研究では、雇用形態によって影響するストレス要因は異なっており、正規雇用では職業性ストレスが、非正規雇用では雇用不安が特に影響している可能性が指摘されている³⁶。しかしながら、本研究の結果から、若手研究者においては正規雇用と非正規雇用で心理的苦痛に影響する職業性ストレスは同程度である可能性が示唆された。一方で、先行研究から非正規雇用研究者は、雇用不安を抱えていることが指摘されている⁶⁶。つまり、若手研究者は雇用不安を抱えながら高い職業性ストレスも感じることで、大きな心理的苦痛を感じている可能性が考えられる。

40-59歳の研究者においては、雇用形態と心理的苦痛に関連は認められなかった。46の先行研究を対象に行われたマッピングレビューでも、若い労働者に比べて中高年の労働者においては、非正規雇用がメンタルヘルスに与える影響が少ないことが示されている¹⁹。その理由として、中高年の労働者では、自ら積極的に非正規雇用を選択するものが多い可能性や、将来への不安が比較的少ない可能性が指摘されている¹⁶。研究者においても、定年は60~65歳とされている組織が多いため、若手研究者と比較して中高年の研究者では、将来の不安が相対的に低いと考えられる⁴²。また、教授や准教授においても特任教員枠が増加しており働き方の柔軟性が増していることは、自ら積極的に非正規雇用を選択する中高年の研究者を増加させる要因になっている可能性もある⁴²。さらに近年では、定年退職したシニア研究者のスキルを、研究支援・教育指導といった形で有効に活用しようという動きもあり、中高年の非正規雇用研究者の不安を軽減する要因となることも考えられる⁹⁸。

全年齢における非正規雇用研究者の割合は33.0%であり、2013年の調査結果である39.3%と比べて低い割合であった⁴²。年齢別にみると、20-39歳では65.0% (2013年)から51.7% (本研究)と13.3ポイント減少し、40-59歳では28.7% (2013年)から20.2% (本研究)と8.5ポイント減少しており、20-39歳でより多く非正規雇用研究者の割合が減少していた。2013年の調査は学術研究懇談会を構成する11大学の教員を対象とした調査であり、本研究とは対象が異なるため単純に比較はできないが、文部科学省と大学や研究機関が協力して推進している若手研究者のキャリアパス確保に向けた取り組みの成果である可能性も考えられる^{50,51}。

II-E 研究の限界

本研究には幾つかの限界がある。

本研究は、筑波研究学園都市交流協議会に所属している組織の研究者を対象に行っており、本研究の結果を日本の研究者の特徴として一般化するには注意を要する。また、過大な心理的負荷により既に休職している職員等はアンケートの対象となっていない。

本研究は横断研究であり、心理的苦痛と非正規雇用の因果関係は証明できない。例えば、精神疾患に罹患しており継続的な勤務ができないために、正規雇用に就けない場合等が考えられる。この因果関係を証明するためには、雇用形態と心理的苦痛の関係を追跡する縦断研究が行っていく必要がある。

本研究では、心理的苦痛に影響するすべての要因を測定していない。非正規雇用の心理的苦痛に大きく影響すると予想される要因に雇用不安がある。先行研究では、雇用不安の強さが非正規雇用労働者のメンタルヘルスに影響することが示唆されている²⁰。また、労働者が自らの意思で積極的に非正規雇用を選択したかどうか、メンタルヘルスに影響する重要な要因とされている²⁰。これらの影響を排除するためには、雇用不安に関する質問項目や、自らの意思で積極的に非正規雇用を選択したかどうかの質問項目を設けた研究を行っていく必要がある。

本研究は、2017年の状況を反映しているが、研究者を取り巻く雇用環境は今後も変化していく可能性が高い。研究者における非正規雇用から正規雇用への移行率は6.3%と、一般社員の移行率21.7%に比べて著しく低い⁴⁶。現在、非正規雇用である若手研究者が、今後は非正規雇用のまま中高年世代となる可能性も考えられる。今後は、若手研究者に限らず、研究者の雇用に関わるメンタルヘルス問題を長期に注視していく必要がある。

II-F 結論

本研究の結果より、20-39歳の若手研究者は、非正規雇用において高い心理的苦痛を感じていることが示唆された。

第Ⅲ章

教員において

雇用形態がメンタルヘルスに及ぼす影響

第Ⅲ章 教員において雇用形態がメンタルヘルスに及ぼす影響

Ⅲ-A 目的

第Ⅰ章でも述べた通り、教員の非正規任用の割合は年々上昇しており、特に若手の教員ではその割合が増えている可能性が考えられる⁶⁷。非正規任用教員の中でも、特に臨時的任用教員は、正規任用教員と同等の業務を担当しているにもかかわらず、任期のある不安定な任用形態であることから、特に負担が大きくなっている可能性が指摘されている⁸⁰。しかしながら、これまで臨時的任用教員のメンタルヘルスに注目した研究は少ない。そこで本研究では、特に若手教員に着目して、任用形態とメンタルヘルスの関連を明らかにすることを目的とした。

Ⅲ-B 方法

(1) 研究対象

2016年10月及び11月に、小学校400校及び中学校400校の合計800校に所属する、小学校教員8,951名及び中学校教員10,687名を対象に、アンケート調査が実施された。小学校及び中学校の抽出には、学校規模の分布及び教員人数の分布が全国を反映するよう確率比例抽出法が用いられた。回答を得られたもののうち、年齢が20歳以上59歳未満であり、職位が教諭もしくは講師であり、調査項目に欠損のない者を解析対象とした。

(2) 調査項目

年齢、性別、雇用形態、教員経験年数、学校種、職業性ストレス、心理的苦痛に関して調査した。雇用形態は、『正規任用』『臨時的任用(常勤)』『再任用』から1つを選択する形で回答を得た。

職業性ストレスを評価するために、職業性ストレス簡易質問紙(BSJS)を用いた。BSJSは、20項目4件法からなる自記式の質問紙で、ストレス増強要因の3項目(量的負荷、質的負荷、対人関係の困難)とストレス緩和要因である3項目(達成感、裁量度、同僚・上司の支援)の合計6つの下位項目を評価する⁸⁸。

心理的苦痛を評価するために、Kesslerの心理的苦痛測定指標(K6)を用いた。K6は、6項目5件法からなる自記式の質問紙である⁸⁹。本研究では先行研究に従い、得点が5点以上であった場合に心理的苦痛ありとした⁹⁰。

(3) 統計解析

小・中学校教員の「若手」について明確な定義は存在していないが、本研究では過去に若手教員を扱った幾つかの公的な文章と先行研究で用いられている定義を参考にして、

『教職に就いて3年目まで』を若手教員の定義とした⁷⁷。したがって解析に当たっては、教員経験が3年未満であるものを若手教員と定義した。

任用形態は、『臨時的任用（常勤）』を非正規任用とした。『再任用』は、60歳で定年を迎えた教員が非常勤職員として時期を連続して任用される任用形態であり、今回の解析からは除外した。

正規任用と非正規任用の基本属性の比較には Pearson のカイ二乗検定を用いた。BSJS の各項目の比較には t 検定を用いた。心理的苦痛と各要因の関連を調べるために、心理的苦痛を従属変数とした二項ロジスティック回帰分析を行い、オッズ比 (OR) と 95%信頼区間 (95% CI) を算出した。BSJS の多重共線性を評価するために線形回帰分析を実施し VIF を算出した。各検定において有意水準は 0.05 とした。解析には SPSS 24.0 for Windows を用いた。

(4) 倫理的配慮

本調査では、調査の趣旨、匿名の調査であること、成果の公表に関する情報が調査票の冒頭で対象者に説明された。本研究は筑波大学医の倫理委員会による承認を得て実施された（承認番号 1352）。

III-C 結果

(1) 正規任用教員と非正規任用教員の比較

教員全体の基本属性を表III-2に示す。有効な回答を得た教員は11,330名で、有効回答率は57.7%であった。そのうち正規任用教員は9,877名(87.2%)、非正規任用教員は1,453名(12.8%)であった。

教員経験年数は3年未満が1,820名(16.1%)で、経験年数3年以上は9,510名(83.9%)であった。経験年数3年未満のうちで非正規任用は644名(35.4%)、経験年数3年以上の内では809名(8.5%)で、非正規任用の割合は経験年数3年未満で有意に多かった ($p < 0.01$)。

男性は5,412名(47.8%)、女性は5,918名(52.2%)であった。男性のうち非正規任用は623名(11.5%)、女性では830名(14.0%)で、女性において有意に多かった ($p < 0.01$)。

正規任用と非正規任用の職業性ストレスの高さの比較の結果を表III-3に示す。3つのストレス増強要因(量的負荷、質的負荷、対人関係の困難)はいずれも正規雇用において有意に高かった(いずれも $p < 0.01$)。ストレス緩和要因については、裁量度は正規雇用において有意に高かった ($p = 0.02$)。達成感と同僚・上司の支援は非正規雇用で有意に高かった(いずれも $p < 0.01$)。

心理的苦痛を感じている教員は、全体で 5,779 名 (51.0%)であった (表Ⅲ-1)。正規任用のうち 5,092 名 (51.6%)、非正規任用のうち 687 名 (47.3%) であり、有意な差は認められなかった ($p = 0.06$)。

心理的苦痛を従属変数とした二項ロジスティック回帰分析の結果を表Ⅲ-4 に示す。

未調整の model 1 では、非正規任用は心理的苦痛の多さに対して負の関連を示した (OR 0.84, 95% CI 0.75-0.94, $p < 0.01$)。基本属性を投入した model 2 でも、非正規任用は心理的苦痛の多さに対して負の関連を示した (OR 0.79, 95% CI 0.70-0.88, $p < 0.01$)。一方で、BSJS を投入した model 3 では、非正規任用は心理的苦痛の多さに対して有意な関連を認めなかった (OR 1.13, 95% CI 0.98-1.29, $p = 0.08$)。Nagelkerke R^2 は、model 3 において 0.320 であった。BSJS の多重共線性を評価するために実施した線形回帰分析では、VIF は 1.34-1.92 であり多重共線性は否定的であった。

Model 2 と model 3 で、非正規任用と心理的苦痛の関連性が、有意ではないが負から正の関連性に逆転した。職業性ストレスの 6 つの下位項目のうち、特に影響の大きい項目を明らかにするため、model 2 にそれぞれの下位項目を 1 つずつ投入して二項ロジスティック回帰分析を行った。その結果、量的負荷を投入した場合に、OR が 1.0 を上回った (OR 1.12, 95% CI 0.99-1.26, $p = 0.08$)。質的負荷を投入した場合にも、わずかであるが OR が 1.0 を上回った (OR 1.04, 95% CI 0.92-1.18, $p = 0.52$)。それ以外の下位項目を投入した場合では、OR は 1.0 未満であった。

教員経験年数は心理的苦痛に有意な関連を認めなかった (OR 0.92, 95% CI 0.81-1.04, $p = 0.20$)。女性は心理的苦痛の多さと正の関連を示した (OR 1.35, 95% CI 1.24-1.47, $p < 0.01$)。職業性ストレスについては、量的負荷、質的負荷と対人関係の困難は心理的苦痛の高さと正の関連があり、裁量度、達成感と同僚・上司からの支援は負の関連が認められた (いずれも $p < 0.01$)。

(2) 年齢層別の正規任用教員と非正規任用教員の比較

経験年数 3 年未満と 3 年以上に分けて、正規任用と非正規任用の比較を行った (表Ⅲ-5, 表Ⅲ-6)。経験年数 3 年未満では、正規任用において心理的苦痛を感じている割合が有意に多かった ($p = 0.03$)。また、経験年数 3 年以上でも 40-59 歳でも、正規任用において心理的苦痛を感じている割合が有意に多かった ($p < 0.01$) (表Ⅲ-1)。

経験年数別に、心理的苦痛を従属変数とした二項ロジスティック回帰分析を行った結果を表Ⅲ-7 に示す。経験年数 3 年未満では、非正規任用は心理的苦痛の多さと正の関連が認められた (OR 1.27, 95% CI 1.01-1.60, $p = 0.04$)。女性では心理的苦痛の多さと正の関連が認められた (OR 1.58, 95% CI 1.27-1.97, $p < 0.01$)。職業性ストレスは、量的負荷、質的負荷、対人関係の困難の高さと心理的苦痛の多さに正の関連が認められた。一方で、達成感と心理的苦痛の多さと負の関連が認められた。

経験年数3年以上では、雇用形態と心理的苦痛の多さに関して有意な関連を認めなかった (OR 1.06, 95% CI 0.90-1.26, $p = 0.50$)。

(3) 男女別の正規任用教員と非正規任用教員の比較

経験年数3年未満の教員に注目し、性別の比較を行った (表III-8, 表III-9)。男性では正規任用で心理的苦痛の割合が有意に多かった ($p = 0.02$) (表III-1)。女性では、正規任用と非正規任用で心理的苦痛の割合に有意な差は認められなかった (表III-1)。

経験年数3年未満の教員について、男女別に心理的苦痛を従属変数とした二項ロジスティック回帰分析を行った結果を表III-10に示す。男性では、任用形態と心理的苦痛に有意な関連は認められなかった (OR 1.13, 95% CI 0.82-1.56, $p = 0.46$)。女性では、非正規任用は心理的苦痛の多さに対して正の関連が認められた (OR 1.44, 95% CI 1.03-2.02, $p = 0.03$)。

III-D 考察

経験年数3年未満の若手教員では、特に女性において非正規任用で心理的苦痛が高い可能性が示唆された。クロス集計では、女性若手教員において任用形態ごとに心理的苦痛を有する割合に有意な差は認められなかったが、職業性ストレスで調整した二項ロジスティック回帰分析では、非正規任用が心理的苦痛の多さに対して有意な正の関連を示し、特に量的負荷が大きく影響していることが示唆された。

若年労働者を対象とした研究では、高齢の労働者と比較しても若年労働者では非正規雇用がメンタルヘルスの悪化に関する影響が大きいことが示唆されている⁹³⁻⁹⁵。これまで、若手非正規任用教員の心理的苦痛を直接測定した研究は存在していないが、非正規任用教員を対象としたアンケート調査では、業務の負担が高い一方で、不安定な立場であることや、やむを得ず非正規任用を選択せざるを得なかったという状況の葛藤から強いストレスを感じていることが指摘されている^{78,99}。本研究の結果は、これら先行研究の結果とも矛盾しない。

本研究の結果では若手女性教員に限らず、正規任用の方が職業性ストレスが高い傾向にあり、特に量的負荷の心理的苦痛に対する影響が大きいことが明らかとなった。これまでの先行研究では、正規任用教員と臨時的任用教員では、業務の負担は同等であることが言及されている⁸⁰。一方で、過去に臨時的任用教員を対象に行われたアンケート調査では「正規教員よりも責任が軽くて、気が楽になった」「臨時的任用教員は主任や責任者にならない点が正規教員と異なる」といった意見も挙げられている⁹⁹。正規任用教員においては、臨時的任用教員に比べて担当する業務が多く、高い職業性ストレスを感じている可能性が考えられる。

若手女性非正規任用教員では、職業性ストレス以外の要因が心理的苦痛を高めている可

可能性がある。本研究では、1年という短い契約期間における非正規任用教員の雇用不安を直接測定はしていない。しかしながら、先行研究では若手非正規任用教員が強い雇用不安を感じていることが指摘されている^{78,99}。多くの先行研究で、不安定な雇用における雇用不安は、メンタルヘルスの悪化に大きく影響することが知られており、若手非正規任用教員においても、雇用不安が心理的苦痛を高めている可能性が考えられる²⁰。

また、若手女性非正規任用教員の心理的苦痛が高くなる理由の1つとして、不本意型の非正規任用であった可能性が考えられる。非正規雇用労働者においては、自ら望んで非正規雇用にならなかった不本意な非正規雇用の方が、メンタルヘルスが悪化するリスクが高いことが示されている¹⁶。近年では、不本意型の非正規雇用労働者は減少傾向にあることが示されているが、若手女性教員ではそれに当てはまらない可能性が考えられる⁵。非正規任用の若手教員（男性2名、女性8名）を対象に行われたインタビュー調査では、非正規任用を選択した理由として「無職にはならない」「今更他の職業には就けない」「とりあえず教員として働ける」といった、不本意に非正規任用を選択する意見が挙げられている⁷⁸。また、教育学部の女性学生を対象に行われたアンケート調査では、一般企業への就職に比べて教員採用が狭き門でありながらも、教員という仕事へ強いあこがれを持っており、教員になれるのであれば、臨時的任用であってもやむを得ないという結果が示唆されている¹⁰⁰。この結果からも、女性教員は、積極的に非正規教員を目指しているわけではない可能性が考えられる。

一方で、男性の若手教員においては、雇用形態が心理的苦痛に与える影響は認められなかった。若年労働者における雇用形態と精神疾患罹患率の関連について調査した海外の先行研究では、男性に比べて女性の方が非正規雇用で精神疾患の罹患率がより高まることが示唆されており、本研究の結果と一致する⁹³。その理由として、男性は家族の経済を支える中心的な存在であり、非正規雇用である不安感よりも、職に就けたことによる幸福感の方が高まる可能性が指摘されている。上記研究はイタリアでの研究であるが、日本においても男性が世帯の稼ぎ手となる「男性稼ぎ手モデル」が提唱されており、同様の状況である可能性も考えられる¹⁰¹。

本研究における、非正規任用教員の割合は、全体の12.8%であった。平成24年に行われた調査では、正規任用教員586,680名と臨時的任用教員62,581名で、臨時的任用教員の割合は9.6%であった⁶⁷。平成24年の調査は全国の教員を対象として行われた調査であるのに対し、本研究は確率比例抽出法により選出された全国の小学校400校と中学校400校に所属する教員を対象にしており、ある程度全国の状況を反映した結果であると考えられる。今回の結果から、第I章で述べた非正規任用教員の増加傾向は、現在でも継続している可能性が考えられた。

III-E 研究の限界

本研究は、任意参加のアンケートによりデータ収集を行っているため、選択バイアスが存在する。勤務している職員のみを対象にしているため、既に休職している職員等はアンケートの対象となっていない。

本研究は横断研究であり、心理的苦痛と非正規雇用の因果関係は証明できない。例えば、もともと心理的苦痛が高い状態であり、そのことを理由に正規雇用に就けない場合などの、逆の因果が存在する可能性がある。この因果関係を証明するためには、雇用形態と心理的苦痛の関係を追跡する縦断研究を行う必要がある。

本研究では、心理的苦痛に影響するすべての要因を測定していない。非正規雇用の心理的苦痛に大きく影響すると予想される要因に雇用不安がある。先行研究では、雇用不安の強さが非正規雇用労働者のメンタルヘルスに影響することが示唆されている²⁰。また、労働者が自らの意思で積極的に非正規雇用を選択したかどうか、メンタルヘルスに影響する重要な要因とされている²⁰。これらの影響を排除するためには、雇用不安に関する質問項目や、自らの意思で積極的に非正規雇用を選択したかどうかの質問項目を設けた研究を行う必要がある。

III-F 結論

本研究の結果より、教員経験3年未満の若手教員のうち特に女性では、正規任用に比べて非正規任用において高い心理的苦痛を感じていることが示唆された。

第IV章

結語

第IV章 結語

本研究の結果から、若手非正規雇用研究者と女性の若手非正規雇用教員において、正規雇用と比較して心理的苦痛が高いことが明らかとなった。いずれの職種においても、若手でない年齢層においては雇用形態と心理的苦痛に有意な関連は認められなかった。

適度なストレスは仕事のパフォーマンスを向上させることが知られており、ヤーキーズ・ドッドソンの法則と呼ばれている¹⁰²。ストレスが低すぎる状態では十分なパフォーマンスを発揮することはできないが、逆に高すぎるストレスや長期のストレスにさらされるとパフォーマンスの低下が引き起こされる。非正規雇用労働者のストレス要因は、一過性のものではなく長期にわたり慢性的に影響するストレス要因と考えられる。また、心理的苦痛の高さは精神疾患罹患のリスクともなる⁹⁰。そのため、若手・非正規の研究者及び教員における心理的苦痛の高さは、パフォーマンスの低下を引き起こし精神疾患罹患のリスクともなる、重要な問題であると考えられる。また、非正規雇用研究者では、正規雇用のポストに応募する際に、研究成果が重要な評価項目であると考えられている⁴⁶。非正規雇用に伴って過度な心理的苦痛を感じることで十分なパフォーマンスが発揮できず、研究成果が挙げられなければ正規雇用へ移行できる可能性も低下してしまうという、負の循環に陥ってしまう可能性も考えられる。

若手研究者及び若手教員は、我が国の科学技術の発展を担う重要な人材であり、彼らのメンタルヘルス問題は重大な課題である。今後は、非正規雇用の若手研究者及び若手教員を対象としたメンタルヘルス対策のさらなる充実が望まれる。

第 V 章

謝辭

第V章 謝辞

本研究を進めるにあたり、ひとかたならぬご指導、ご鞭撻下さった筑波大学人間総合科学研究科の松崎一葉教授、笹原信一郎准教授、大井雄一助教、道喜将太郎助教、堀大介助教に深謝いたします。

第II章、第III章の調査研究を進めるにあたり、ひとかたならぬご尽力をいただいた筑波研究学園都市交流協議会の労働衛生専門委員会（現 労働衛生委員会）の委員とスタッフの皆様、及び「公立小学校・中学校等教員勤務実態調査研究」研究会の皆様に深謝いたします。

さらに、本研究の資料収集・整理に多大なるご協力を下さった研究室の白木渚、池田朝彦、池田有、新井陽、室井慧、石塚真美、佐々木寛明、竹川京子、原葉子の諸氏に心より感謝の意を捧げます。

第VI章

引用文献

IV章 引用文献

1. 内閣府. 第5期 科学技術基本計画.
<https://www8.cao.go.jp/cstp/kihonkeikaku/index5.html>. 発行年 2016. 閲覧日 2020年 9月 3日.
2. 厚生労働省. 望ましい働き方ビジョン.
<https://www.mhlw.go.jp/stf/houdou/2r98520000025zr0-att/2r98520000026fpp.pdf>. 発行年 2012. 閲覧日 2020年 9月 3日.
3. 総務省. 労働力調査（基本集計） 2019年（令和元年）平均結果の概要.
<https://www.stat.go.jp/data/roudou/sokuhou/nen/ft/pdf/index.pdf>. 発行年 2020. 閲覧日 2020年 9月 3日.
4. 阿部正浩. 労働市場と所得分配 第13章 非正規雇用増加の背景とその政策対応. 2010. 慶應義塾大学出版会.
5. 厚生労働省. 平成26年就業形態の多様化に関する総合実態調査の概況.
<https://www.mhlw.go.jp/toukei/itiran/roudou/koyou/keitai/14/>. 発行年 2015. 閲覧日 2020年 9月 3日.
6. 篠原信貴. 若手研究者のキャリアパス支援 労働契約法の改正と実務への影響. *日本生態学会誌*. 2016; 66: 181-191.
7. Hamamura A. Labor law problems on young educators and researchers. *Mon J Jpn Inst Labour*. 2015; 660: 16-26.
8. 厚生労働省. 短時間・有期雇用労働者及び派遣労働者に対する不合理な待遇の禁止等に関する指針. <https://www.mhlw.go.jp/content/11650000/000469932.pdf>. 発行年 2018. 閲覧日 2020年 9月 3日.
9. Virtanen P, Vahtera J, Kivimäki M, Liukkonen V, Virtanen M, Ferrie J. Labor market trajectories and health: A four-year follow-up study of initially fixed-term employees. *Am J Epidemiol*. 2005; 161(9): 840-846.
10. Liukkonen V, Virtanen P, Kivimäki M, Pentti J, Vahtera J. Social capital in working life and the health of employees. *Soc Sci Med*. 2004; 59: 2447-2458.
11. Kim I, Khang Y, Muntaner C, Chun H, Cho S. Gender, precarious work, and chronic diseases in South Korea. *Am J Ind Med*. 2008; 51: 748-757.
12. Virtanen M, Kivimäki M, Elovainio M, Vahtera J. Contingent employment, health and sickness absence. *Scand J Work Env Health*. 2001; 27(6): 365-372.
13. Tanaka O, Maeda E, Fushimi M, et al. Precarious employment is not associated with increased depressive symptoms: A cross-sectional study in care service workers of Japan. *Tohoku J Exp Med*. 2017; 243: 19-26.

14. Kim I, Muntaner C, Khang Y, Paek D, Cho S. The relationship between nonstandard working and mental health in a representative sample of the South Korean population. *Soc Sci Med*. 2006; 63: 566-574.
15. 戸ヶ里泰典, 山崎喜比古, 中山和弘, 横山由香里, 米倉佑貴, 竹内朋子. 13項目7件法 sense of coherence スケール日本語版の基準値の算出. *日本公衆衛生雑誌*. 2015; 62(5): 232-237.
16. 山本勲. 非正規労働者の希望と現実 ―不本意型非正規雇用の実態―. *RIETI ディスカッション・ペーパー*. 2011.
17. 山下京, 向井有理子. 非正規従業員の意識構造とその類型化. *商経学叢*. 2017; 64(2): 545-560.
18. Canivet C, Bodin T, Emmelin M, Toivanen S, Moghaddassi M, Östergren P. Precarious employment is a risk factor for poor mental health in young individuals in Sweden: A cohort study with multiple follow-ups. *BMC Public Health*. 2016; 16: 687-696.
19. Vancea M, Utzet M. How unemployment and precarious employment affect the health of young people: A scoping study on social determinants. *Scand J Public Health*. 2017; 45(1): 73-84.
20. Takahashi M, Morita S, Ishizu K. The Comparison of the Mental Health of Full-time Workers, Part-time Workers and Unemployed People: Focusing on the Voluntariness of the Employment Situation and Attitude towards Work. *Jpn J Labour Stud*. 2014; 56(9): 82-96.
21. Rönblad T, Grönholm E, Jonsson J, et al. Precarious employment and mental health: A systematic review and meta-analysis of longitudinal studies. *Scand J Work Env Health*. 2019; 45(1): 1-15.
22. 厚生労働省. 令和元年賃金構造基本統計調査 結果の概況.
<https://www.mhlw.go.jp/toukei/itiran/roudou/chingin/kouzou/z2019/index.html>. 発行年 2019. 閲覧日 2020年 9月 3日.
23. Headey B, Muffels R, Wooden M. Money does not buy happiness: Or does it? A reassessment based on the combined effects of wealth, income and consumption. *Soc Indic Res*. 2008; 87(1): 65-82.
24. Diener E, Biswas-Diener R. Will money increase subjective well-being? *Soc Indic Res*. 2002; 57(2): 119-169.
25. Kahneman D, Deaton A. High income improves evaluation of life but not emotional well-being. *PNAS*. 2010; 107(38): 16489-16493.
26. 脇坂明. 「非正規」から「正規」への移行. *学習院大学 経済論集*. 2019; 56(1): 105-117.
27. Organization for economic co-operation and development. Survey of adult skills.
<https://www.oecd.org/skills/piaac/>. 発行年 2019. 閲覧日 2020年 9月 3日.

28. The world health organization. Stress at the workplace.
https://www.who.int/occupational_health/topics/stressatwp/en/. 発行年 2007. 閲覧日 2020年 9月 3日.
29. Godin I, Kittel F, Coppieters Y, Siegrist J. A prospective study of cumulative job stress in relation to mental health. *BMC Public Health*. 2005; 5(67): 1-10.
30. Kawakami N, Haratani T. Epidemiology review of job stress evidence and health and future in Japan: Direction of current. *Ind Health*. 1999; 37: 174-186.
31. Kelloway EK, Gottlieb BH. The effect of alternative work arrangements on women's well-being a demand-control model. *Women's Health*. 1998; 4(1): 1-18.
32. Benach J, Gimeno D, Benavides F, Martínez J, Torné Mdel M. Types of employment and health in the European union: changes from 1995 to 2000. *Eur J Public Health*. 2004; 14(3): 314-321.
33. Inoue M, Tsurugano S, Yano E. Job stress and mental health of permanent and fixed-term workers measured by effort-reward imbalance model, depressive complaints, and clinic utilization. *J Occup Health*. 2011; 53: 93-101.
34. 水野恵理子, 佐藤都也子, 岩崎みすず, 坂井郁恵. 勤労者のストレス状況とメンタルヘルス支援 —職業性ストレス簡易調査票を用いて—. *山梨大学看護学雑誌*. 2008; 6(2): 31-36.
35. Seto M, Morimoto K, Maruyama K. Work and family life of childrearing women workers in Japan: Comparison of non-regular employees with short working hours, non-regular employees with long working hours, and regular employees. *J Occup Health*. 2006; 48: 183-191.
36. 萩原牧子. 非正規という働き方は本当にリスクか —男性常用非正規の就業実態とリスクの検証—. *Work Rev*. 2010; 5: 74-87.
37. Inoue M, Minami M, Yano E. Body mass index, blood pressure, and glucose and lipid metabolism among permanent and fixed-term workers in the manufacturing industry: A cross-sectional study. *BMC Public Health*. 2014; 14(207): 1-8.
38. 戸田典子. 非正規雇用者の増加と社会保障. *レファレンス*. 2007; 57(2): 21-44.
39. 片瀬一男. 非正規であることの男女差. *東北学院大学教養学部論集*. 2016; 176: 257-259.
40. 総務省統計局. 平成29年就業構造基本調査 結果の概要.
<https://www.stat.go.jp/data/shugyou/2017/index2.html>. 発行年 2018. 閲覧日 2020年 9月 3日.
41. Inoue M, Nishikitani M, Tsurugano S, Yano E. The health of permanent workers and workers with precarious employment: A literature review. *Sangyo Eiseigaku Zasshi*. 2011; 53(4): 117-139.
42. 文部科学省. 大学教員の雇用状況に関する調査 —学術研究懇談会 (RU11) の大学群に

- おける教員の任期と雇用財源について－. <http://www.nistep.go.jp/archives/22836>. 発行年 2015. 閲覧日 2020年 9月 3日.
43. 科学技術・学術政策研究所. 科学技術指標2018.
<http://www.nistep.go.jp/archives/37708>. 発行年 2018. 閲覧日 2020年 9月 3日.
44. 小林淑恵. 若手研究者の任期制雇用の現状. *日本労働研究雑誌*. 2015; 660: 27-40.
45. 綾部広則. ポスドク問題－労働の観点から. *研究 技術 計画*. 2014; 29(1): 50-57.
46. 小林淑恵, 渡辺その子. ポスドクターの正規職への移行に関する研究 文部科学省 科学技術・学術政策研究所 ディスカッションペーパー No. 106.
<https://www.nistep.go.jp/wp/wp-content/uploads/NISTEP-DP106Fullj.pdf>. 発行年 2014. 閲覧日 2020年 9月 3日.
47. 文部科学省. 学校基本調査－平成30年度結果の概要－.
https://www.mext.go.jp/b_menu/toukei/chousa01/kihon/kekka/k_detail/1407849.htm. 発行年 2018. 閲覧日 2020年 9月 3日.
48. 浦田広朗. 大学院の変容と大学教員市場. *日本労働研究雑誌*. 2015; 660: 4-15.
49. 文部科学省. 研究力向上改革2019.
https://www.mext.go.jp/b_menu/toukei/chousa01/kihon/kekka/k_detail/1407849.htm. 発行年 2019. 閲覧日 2020年 9月 3日.
50. 日本学術会議. 我が国の研究力強化に資する 若手研究人材雇用制度について.
<http://www.scj.go.jp/ja/info/kohyo/pdf/kohyo-22-t201-3.pdf>. 発行年 2014. 閲覧日 2020年 9月 3日.
51. 文部科学省. 博士人材の多様なキャリアパスの確保に向けた文部科学省の取組.
https://www.mext.go.jp/b_menu/shingi/gijyutu/gijyutu10/siryu/attach/1314731.htm. 発行年 2015. 閲覧日 2020年 9月 3日.
52. 文部科学省. 科学技術人材育成費補助金 テニュアトラック普及・定着事業 ～若手研究者を育成するための自立した研究環境の整備を目指して～.
<https://www.jst.go.jp/tenure/pamph.html>. 発行年 2012. 閲覧日 2020年 9月 3日.
53. 文部科学省. テニュアトラック普及・定着事業 導入している機関名・採用人数.
https://www.mext.go.jp/component/a_menu/science/detail/__icsFiles/afieldfile/2012/03/06/1313387_1.pdf. 発行年 2011. 閲覧日 2020年 9月 3日.
54. 文部科学省. 文部科学省 科学技術人材育成費補助事業 テニュアトラック普及・定着事業 平成 29 年度事後評価 評価結果報告書. <https://www.jst.go.jp/tenure/>. 発行年 2017. 閲覧日 2020年 9月 3日.
55. Padilla MA, Thompson JN. Burning out faculty at doctoral research universities. *Stress Health*. 2016; 32: 551-558.
56. Ahola K, Honkonen T, Isometsa E. The relationship between job-related burnout and depressive disorders-results from the finnish health 2000 study. *J Affect Disord*. 2005; 88:

- 55-62.
57. Kinman G, Jones F. 'Running up the down escalator': Stressors and strains in UK academics. *Qual High Educ.* 2003; 9(1): 20-38.
 58. Kinman G, Wray S. Higher stress: A survey of stress and well-being among staff in higher education. https://www.ucu.org.uk/media/5911/Higher-stress-a-survey-of-stress-and-well-being-among-staff-in-higher-education-Jul-13/pdf/HE_stress_report_July_2013.pdf. 発行年 2013年. 閲覧日 2020年 9月 3日.
 59. Frank M, Fonseca C, Bao J, Fox MF. Work and family conflict in academic science: Patterns and predictors among women and men in research universities academic science: Patterns work. *Soc Stud Sci.* 2011; 41(5): 715-735.
 60. Cooper CL. Predictors of work performance among higher education employees: an examination using the ASSET model of stress. *Int J Stress Manag.* 2007; 14(2): 199-210.
 61. Tominaga T, Miki A. Effects of job stress and coping profile on depression among staff in research institute of science and technology. *J Sci Labour.* 2012; 88(2): 39-48.
 62. 影山隆之, 小林敏生, 河島美枝子, 金丸由希子. 勤労者のためのコーピング特性簡易尺度 (BSCP) の開発: 信頼性・妥当性についての基礎的検討. *産業衛生学雑誌.* 2004; 46(4): 103-114.
 63. Kageyama T, Matsuzaki I, Morita N, Sasahara SI, Satoh S, Nakamura H. Mental health of scientific researchers I. Characteristics of job stress among scientific researchers working at a research park in Japan. *Int Arch Occup Environ Health.* 2001; 74(3): 199-205.
 64. 増田直紀. 海外で研究者になる 就活と仕事事情. 中央公論新社; 2019.
 65. Nakao M, Yano E. A comparative study of behavioural, physical and mental health status between term-limited and tenure-tracking employees in a population of Japanese male researchers. *Public Health.* 2006; 120: 373-379.
 66. 安成哲平. 若手研究者アンケートの第1次集計結果の分析と提言 —若手研究者の視点から—. *天気.* 2009; 56(7): 575-585.
 67. 文部科学省. 教職員定数改善の必要性. https://www.mext.go.jp/component/a_menu/education/micro_detail/_icsFiles/afieldfile/2012/09/18/1325940_03.pdf. 発行年 2012. 閲覧日 2020年 9月 3日.
 68. 金子真理子. 非正規教員の増加とその問題点—教育労働の特殊性と教員キャリアの視角から. *日本労働研究雑誌.* 2014; 645: 42-45.
 69. 平原春好. 教育における地方分権とその可能性. *帝京大学文学部紀要教育学.* 2002; 27: 57-92.
 70. 押田貴久. 国準抛制廃止に伴う神奈川県教員給与改革. *日本教育行政学会年報.* 2007; 33: 152-168.
 71. 小川正人, 山下絢. 義務教育国庫負担金総額裁量制の運用実態: 都道府県財政状況と総

- 額裁量制の運用実態の関係. *日本教育学会大会研究発表要項*. 2007; 66: 118-119.
72. 文部科学省. 平成30年度教員免許状授与件数等調査結果.
https://www.mext.go.jp/a_menu/shotou/kyoin/1413991_00001.html. 発行年 2018. 閲覧日 2020年 9月 3日.
73. 文部科学省. 令和元年度公立学校教員採用選考試験の実施状況.
https://www.mext.go.jp/content/20191223-mxt_000003296_222.pdf. 発行年 2019. 閲覧日 2020年 9月 3日.
74. 佐々木顕彦. 教職課程履修者の教職回避に関する調査研究 -英文科の学生を対象に-.
武庫川女子大学 学校教育センター年報. 2019; 4: 89-101.
75. 赤星晋作. 教師の資質能力と教員養成・免許. *広島国際研究*. 2010; 16: 111-124.
76. 文部科学省. いわゆる「教員不足」について.
https://www.mext.go.jp/b_menu/shingi/chukyo/chukyo3/002/siryo/_icsFiles/afieldfile/2018/08/08/1407922_10.pdf. 発行年 2018. 閲覧日 2020年 9月 3日.
77. 国立大学法人九州大学, 平成30年度文部科学省委託研究「新任・若手教員の学校組織マネジメント力育成のための学校コンサルテーション」研究成果報告書.
https://www.mext.go.jp/a_menu/shotou/sankou/_icsFiles/afieldfile/2019/08/02/1419840-2.pdf. 発行年 2019. 閲覧日 2020年 9月 3日.
78. 三上彩, 伏見葉月, 関由起子. なぜ学生は臨時的任用教員になることを選択したのか. *埼玉大学紀要*. 2016; 65(1): 117-129.
79. 東京都教育委員会. 平成31年度東京都公立学校教員採用候補者選考(32年度採用)実施要綱. <https://www.kyoiku.metro.tokyo.lg.jp/static/kyoinsenko/saiyo/h32youkou.html>. 発行年 2019. 閲覧日 2020年 9月 3日.
80. 原北祥悟. 非正規教員の任用に関する検討: 若年常勤講師への聞き取り調査を手掛かりに. *教育経営学研究紀要*. 2016; 18: 49-56.
81. 文部科学省. 平成30年度公立学校教職員の人事行政状況調査について(概要).
https://www.mext.go.jp/content/20191224-mxt_zaimu-000003245_H30_gaiyo.pdf. 発行年 2019. 閲覧日 2020年 9月 3日.
82. 文部科学省. 教職員のメンタルヘルス対策について(最終まとめ).
https://www.mext.go.jp/component/b_menu/shingi/toushin/_icsFiles/afieldfile/2013/03/29/1332655_03.pdf. 発行年 2013. 閲覧日 2020年 9月 3日.
83. 青木栄一, 神林寿幸. 2006年度文部科学省以後における教員の労働時間の変容. *東北大学大学院教育学研究科研究年報*. 2013; 62(1): 17-44.
84. 国立教育政策研究所. 学校組織全体の総合力を高める教職員配置とマネジメントに関する調査研究報告書. https://www.nier.go.jp/05_kenkyu_seika/pdf_seika/h28a/kyosyoku-1-8_a.pdf. 発行年 2017. 閲覧日 2020年 9月 3日.
85. 今津孝次郎, 田川隆博. 校長・教頭職のリーダーシップとストレス. *日本教育社会学会大*

- 会発表要旨集録. 2002; 54: 310-313.
86. 高木亮, 田中宏二. 教師の職業ストレスに関する研究. *教育心理学研究*. 2003; 51: 165-174.
 87. 高原龍二. 公立学校教員の都道府県別精神疾患休職率の要因に関するマルチレベルSEM. *教育心理学研究*. 2015; 63: 242-253.
 88. Nishikido N, Kageyama T, Kobayashi T, Haratani T. Assessment of job-stress using a brief questionnaire: its relations to depression among male workers of an information processing company. *Occup Ment Health*. 2000; 8(2): 73-82.
 89. Kessler R, Andrews G, Colpe L, et al. Short screening scales to monitor population prevalences and trends in non-specific psychological distress. *Psychol Med*. 2002; 32: 959-976.
 90. Furukawa T, Kessler RC, Slade T, Andrews G. The performance of the K6 and K10 screening scales for psychological distress in the Australian national survey of mental health and well-being. *Psychol Med*. 2003; 33: 357-362.
 91. 内閣府経済社会総合研究所. 第1回 生活の質に関する調査結果.
http://www.esri.go.jp/jp/prj/current_research/shakai_shihyo/survey/survey.html. 発行年 2014. 閲覧日 2020年 9月 3日.
 92. 樋口富彦. 若手研究者と科研費改革. *学術の動向*. 2017; 22(12): 68-70.
 93. Fiori F, Rinesi F, Spizzichino D, Di G. Social Science & Medicine Employment insecurity and mental health during the economic recession: An analysis of the young adult labour force in Italy. *Soc Sci Med*. 2016; 153: 90-98.
 94. Lourenço S, Carnide F, Benavides FG, Lucas R. Psychosocial work environment and musculoskeletal symptoms among 21-year-old workers: A population-based investigation (2011-2013). *PLoS One*. 2015: 1-15.
 95. Rabaglietti E, Roggero A, Callari TC. Life satisfaction, sense of coherence and job precariousness in Italian young adults. *J Adult Dev*. 2010; 17: 177-189.
 96. 大瀧英樹. 正規労働者のメンタルヘルスに影響を与える職場の要因. *生活経済学研究*. 2019; 49(3): 75-89.
 97. 上原衛, 福田紗也, 浅井怜衣. 正規従業員と非正規従業員の職務満足に関する研究. *愛知淑徳大学論集*. 2009; 11: 31-45.
 98. 浦島邦子, 伊藤泰郎. 大学におけるシニア研究者の現状とこれからの役割. *科学技術動向*. 2005; 5: 22-29.
 99. 井上いずみ, 松村泰子. 臨時的任用教員の就業意識とその実態. *東京学芸大学紀要*. 2007; 58: 515-531.
 100. 三上彩, 伏見葉月, 関由起子. 教員を目指す女子学生の進路選択に至る過程. *埼玉大学紀要*. 2015; 64(2): 177-188.

101. 斎藤修. 男性稼ぎ主型モデルの歴史的起源. *日本労働研究雑誌*. 2013; 638: 4-16.
102. Yerkes R, Dodson J. The relation of strength of stimulus to rapidity of habit-formation. *J Comp Neurol*. 1908; 18(5): 459-482.

第Ⅶ章

图 表

第Ⅶ章 図表

表Ⅱ-1 年代ごとの正規雇用と非正規雇用別の心理的苦痛の比較

	全体	心理的苦痛		p-value
		なし K6 < 5	あり K6 ≥ 5	
全体	2,762	1,482 (53.7%)	1,280 (46.3%)	
雇用形態				
正規雇用	1,850	1,043 (56.4%)	807 (43.6%)	< 0.01
非正規雇用	912	439 (48.1%)	473 (51.9%)	
20-39歳				
雇用形態				
正規雇用	542	303 (55.9%)	239 (44.1%)	< 0.01
非正規雇用	581	246 (42.3%)	335 (57.7%)	
20-39歳(男性)				
雇用形態				
正規雇用	412	236 (57.3%)	176 (42.7%)	< 0.01
非正規雇用	360	153 (42.5%)	207 (57.5%)	
20-39歳(女性)				
雇用形態				
正規雇用	130	67 (51.5%)	63 (48.5%)	0.09
非正規雇用	221	93 (42.1%)	128 (57.9%)	
40-59歳				
雇用形態				
正規雇用	1,308	740 (56.6%)	568 (43.4%)	0.57
非正規雇用	331	193 (58.3%)	138 (41.7%)	

カイ二乗検定.

表 II-2 正規雇用と非正規雇用の基本属性の比較

	全体	雇用形態		p-value
		正規雇用	非正規雇用	
全体	2,762	1,850 (67.0%)	912 (33.0%)	
性別				
男性	2,006	1,512 (75.4%)	494 (24.6%)	< 0.01
女性	756	338 (44.7%)	418 (55.3%)	
年齢				
20-39歳	1,123	542 (48.3%)	581 (51.7%)	< 0.01
40-59歳	1,639	1,308 (79.8%)	331 (20.2%)	
世帯収入				
400万円未満	283	45 (15.9%)	238 (84.1%)	< 0.01
400 - 800万円	849	426 (50.2%)	423 (49.8%)	
800 - 1200万円	1,085	912 (84.1%)	173 (15.9%)	
1200万円以上	545	467 (85.7%)	78 (14.3%)	
職位				
管理職	689	625 (90.7%)	64 (9.3%)	< 0.01
非管理職	2,073	1,225 (59.1%)	848 (40.9%)	
運動習慣				
月1回未満	968	635 (65.6%)	333 (34.4%)	< 0.01
月数回	471	296 (62.8%)	175 (37.2%)	
週1, 2回	834	555 (66.5%)	279 (33.5%)	
週3回以上	489	364 (74.4%)	125 (25.6%)	
喫煙習慣				
現在吸っている	246	170 (69.1%)	76 (30.9%)	< 0.01
過去に吸っていた	452	341 (75.4%)	111 (24.6%)	
吸ったことがない	2,064	1,339 (64.9%)	725 (35.1%)	
婚姻状況				
離婚	70	53 (75.7%)	17 (24.3%)	< 0.01
未婚	710	326 (45.9%)	384 (54.1%)	
既婚	1,982	1,471 (74.2%)	511 (25.8%)	

カイ二乗検定.

表 II-3 正規雇用と非正規雇用の職業性ストレスの高さの比較

	全体 N = 2,762	雇用形態		p-value
		正規雇用 N = 1,850	非正規雇用 N = 912	
職業性ストレス				
量的負荷	2.40 (0.87)	2.50 (0.84)	2.20 (0.89)	< 0.01
質的負荷	2.44 (0.82)	2.53 (0.77)	2.25 (0.88)	< 0.01
対人関係の困難	2.00 (0.77)	2.03 (0.76)	1.93 (0.80)	< 0.01
裁量度	2.99 (0.73)	3.03 (0.68)	2.92 (0.80)	< 0.01
達成感	3.11 (0.76)	3.15 (0.73)	3.02 (0.81)	< 0.01
同僚・上司からの支援	2.83 (0.68)	2.78 (0.65)	2.91 (0.73)	< 0.01

数値は平均値 (標準偏差) で示した. t検定.

表 II-4 心理的苦痛を目的変数とした二項ロジスティック回帰分析

	全体 N = 2,762								
	Model 1			Model 2			Model 3		
	OR	(95% CI)	p-value	OR	(95% CI)	p-value	OR	(95% CI)	p-value
雇用形態									
正規雇用		ref.			ref.			ref.	
非正規雇用	1.39	(1.19 - 1.63)	< 0.01	0.98	(0.81 - 1.19)	0.86	1.23	(0.99 - 1.53)	0.06
性別									
男性					ref.			ref.	
女性				1.02	(0.85 - 1.23)	0.83	1.26	(1.02 - 1.56)	0.03
年齢									
20-39歳					ref.			ref.	
40-59歳				0.95	(0.79 - 1.13)	0.57	0.89	(0.73 - 1.08)	0.24
世帯収入									
1200万円以上					ref.			ref.	
800 - 1200万円				1.17	(0.95 - 1.46)	0.14	1.14	(0.90 - 1.45)	0.27
400 - 800万円				1.32	(1.02 - 1.70)	0.03	1.20	(0.90 - 1.58)	0.21
400万円未満				2.22	(1.55 - 3.18)	< 0.01	2.21	(1.49 - 3.30)	< 0.01
職位									
管理職					ref.			ref.	
非管理職				1.10	(0.91 - 1.35)	0.32	1.09	(0.88 - 1.36)	0.43
運動習慣									
月1回未満					ref.			ref.	
月数回				1.05	(0.84 - 1.31)	0.66	1.14	(0.89 - 1.46)	0.29
週1, 2回				0.85	(0.70 - 1.02)	0.09	0.90	(0.73 - 1.10)	0.31
週3回以上				0.73	(0.58 - 0.92)	< 0.01	0.81	(0.63 - 1.03)	0.09
喫煙習慣									
現在吸っている					ref.			ref.	
過去に吸っていた				1.11	(0.80 - 1.52)	0.53	1.05	(0.74 - 1.50)	0.77
吸ったことがない				1.10	(0.84 - 1.45)	0.48	1.09	(0.81 - 1.47)	0.58
婚姻状況									
既婚					ref.			ref.	
未婚				1.41	(1.15 - 1.73)	< 0.01	1.30	(1.04 - 1.62)	0.02
離婚				1.11	(0.68 - 1.81)	0.68	0.92	(0.54 - 1.55)	0.75
職業性ストレス									
量的負荷							1.13	(0.99 - 1.28)	0.07
質的負荷							1.95	(1.69 - 2.24)	< 0.01
対人関係の困難							1.59	(1.40 - 1.81)	< 0.01
裁量度							0.88	(0.76 - 1.02)	0.08
達成感							0.61	(0.53 - 0.70)	< 0.01
同僚・上司からの支援							0.93	(0.79 - 1.09)	0.35
Nagelkerke R ²		0.008			0.042			0.252	

OR: odds ratio. CI: confidence interval.

表 II -5 正規雇用と非正規雇用の基本属性の比較（年齢層別）

	20-39 歳				40-59 歳			
	全体	雇用形態		p-value	全体	雇用形態		p-value
		正規雇用	非正規雇用			正規雇用	非正規雇用	
全体	1,123	542 (48.3%)	581 (51.7%)		1,639	1,308 (79.8%)	331 (20.2%)	
性別								
男性	772	412 (53.4%)	360 (46.6%)	< 0.01	1,234	1,100 (89.1%)	134 (10.9%)	< 0.01
女性	351	130 (37.0%)	221 (63.0%)		405	208 (51.4%)	197 (48.6%)	
世帯収入								
400万円未満	210	32 (15.2%)	178 (84.8%)	< 0.01	73	13 (17.8%)	60 (82.2%)	< 0.01
400 - 800万円	519	219 (42.2%)	300 (57.8%)		330	207 (62.7%)	123 (37.3%)	
800 - 1200万円	274	197 (71.9%)	77 (28.1%)		811	715 (88.2%)	96 (11.8%)	
1200万円以上	120	94 (78.3%)	26 (21.7%)		425	373 (87.8%)	52 (12.2%)	
職位								
管理職	84	51 (60.7%)	33 (39.3%)	0.02	605	574 (94.9%)	31 (5.1%)	< 0.01
非管理職	1,039	491 (47.3%)	548 (52.7%)		1,034	734 (71.0%)	300 (29.0%)	
運動習慣								
月1回未満	399	185 (46.4%)	214 (53.6%)	0.25	569	450 (79.1%)	119 (20.9%)	0.12
月数回	210	94 (44.8%)	116 (55.2%)		261	202 (77.4%)	59 (22.6%)	
週1, 2回	353	176 (49.9%)	177 (50.1%)		481	379 (78.8%)	102 (21.2%)	
週3回以上	161	87 (54.0%)	74 (46.0%)		328	277 (84.5%)	51 (15.5%)	
喫煙習慣								
現在吸っている	102	55 (53.9%)	47 (46.1%)	0.23	144	115 (79.9%)	29 (20.1%)	0.06
過去に吸っていた	129	68 (52.7%)	61 (47.3%)		323	273 (84.5%)	50 (15.5%)	
吸ったことがない	892	419 (47.0%)	473 (53.0%)		1,172	920 (78.5%)	252 (21.5%)	
婚姻状況								
離婚	18	10 (55.6%)	8 (44.4%)	< 0.01	52	43 (82.7%)	9 (17.3%)	< 0.01
未婚	473	159 (33.6%)	314 (66.4%)		237	167 (70.5%)	70 (29.5%)	
既婚	632	373 (59.0%)	259 (41.0%)		1,350	1,098 (81.3%)	252 (18.7%)	

カイ二乗検定.

表 II-6 正規雇用と非正規雇用の職業性ストレスの高さの比較（年齢層別）

	20-39 歳				40-59 歳			
	全体 N = 1,123	雇用形態		p-value	全体 N = 1,639	雇用形態		p-value
		正規雇用 N = 542	非正規雇用 N = 581			正規雇用 N = 1,308	非正規雇用 N = 331	
職業性ストレス								
量的負荷	2.37 (0.86)	2.40 (0.82)	2.34 (0.89)	0.24	2.43 (0.87)	2.54 (0.84)	1.97 (0.85)	< 0.01
質的負荷	2.49 (0.84)	2.58 (0.80)	2.41 (0.86)	< 0.01	2.40 (0.81)	2.51 (0.76)	1.96 (0.84)	< 0.01
対人関係の困難	1.95 (0.79)	1.98 (0.78)	1.92 (0.79)	0.25	2.03 (0.76)	2.05 (0.74)	1.96 (0.82)	0.06
裁量度	3.05 (0.75)	3.08 (0.71)	3.02 (0.79)	0.21	2.95 (0.70)	3.00 (0.67)	2.75 (0.78)	< 0.01
達成感	3.15 (0.78)	3.19 (0.75)	3.11 (0.81)	0.07	3.08 (0.74)	3.14 (0.72)	2.86 (0.79)	< 0.01
同僚・上司からの支援	2.97 (0.70)	2.95 (0.68)	2.99 (0.72)	0.31	2.73 (0.65)	2.71 (0.63)	2.78 (0.74)	0.10

数値は平均値（標準偏差）で示した。t検定。

表II-7 心理的苦痛を目的変数とした二項ロジスティック回帰分析（年齢層別）

	20-39 歳 N = 1,123			40-59 歳 N = 1,639		
	OR	(95% CI)	p-value	OR	(95% CI)	p-value
雇用形態						
正規雇用		ref.			ref.	
非正規雇用	1.54	(1.14 - 2.07)	< 0.01	0.91	(0.65 - 1.28)	0.59
性別						
男性		ref.			ref.	
女性	1.39	(1.01 - 1.91)	0.04	1.30	(0.97 - 1.75)	0.08
世帯収入						
1200万円以上		ref.			ref.	
800 - 1200万円	0.98	(0.60 - 1.60)	0.93	1.24	(0.94 - 1.63)	0.13
400 - 800万円	1.07	(0.66 - 1.73)	0.79	1.31	(0.91 - 1.88)	0.14
400万円未満	1.89	(1.05 - 3.40)	0.03	2.36	(1.24 - 4.48)	< 0.01
職位						
管理職		ref.			ref.	
非管理職	1.86	(1.10 - 3.13)	0.02	1.00	(0.78 - 1.29)	0.98
運動習慣						
月1回未満		ref.			ref.	
月数回	1.20	(0.83 - 1.75)	0.33	1.11	(0.80 - 1.54)	0.52
週1, 2回	0.95	(0.68 - 1.32)	0.76	0.87	(0.66 - 1.15)	0.33
週3回以上	0.94	(0.61 - 1.43)	0.77	0.75	(0.55 - 1.02)	0.07
喫煙習慣						
現在吸っている		ref.			ref.	
過去に吸っていた	1.38	(0.76 - 2.52)	0.29	0.95	(0.61 - 1.48)	0.82
吸ったことがない	1.11	(0.69 - 1.78)	0.68	1.10	(0.74 - 1.64)	0.64
婚姻状況						
既婚		ref.			ref.	
未婚	1.50	(1.09 - 2.05)	0.01	1.01	(0.72 - 1.41)	0.97
離婚	0.86	(0.31 - 2.35)	0.77	0.86	(0.46 - 1.60)	0.64
職業性ストレス						
量的負荷	1.36	(1.11 - 1.68)	< 0.01	0.99	(0.84 - 1.17)	0.91
質的負荷	1.72	(1.39 - 2.14)	< 0.01	2.12	(1.76 - 2.56)	< 0.01
対人関係の困難	1.49	(1.22 - 1.81)	< 0.01	1.68	(1.42 - 2.00)	< 0.01
裁量度	0.84	(0.67 - 1.05)	0.12	0.89	(0.73 - 1.08)	0.24
達成感	0.63	(0.50 - 0.79)	< 0.01	0.59	(0.49 - 0.71)	< 0.01
同僚・上司からの支援	0.93	(0.73 - 1.18)	0.54	0.94	(0.76 - 1.16)	0.57
Nagelkerke R ²		0.270		0.245		

OR: odds ratio. CI: confidence interval.

表 II-8 正規雇用と非正規雇用の基本属性の比較（20-39 歳 男女別）

	20-39 歳 男性				20-39 歳 女性			
	全体	正規雇用	非正規雇用	p-value	全体	正規雇用	非正規雇用	p-value
全体	772	412 (53.4%)	360 (46.6%)		351	130 (37.0%)	221 (63.0%)	
世帯収入								
400万円未満	116	18 (15.5%)	98 (84.5%)	< 0.01	94	14 (14.9%)	80 (85.1%)	< 0.01
400 - 800万円	387	176 (45.5%)	211 (54.5%)		132	43 (32.6%)	89 (67.4%)	
800 - 1200万円	205	166 (81.0%)	39 (19.0%)		69	31 (44.9%)	38 (55.1%)	
1200万円以上	64	52 (81.3%)	12 (18.8%)		56	42 (75.0%)	14 (25.0%)	
職位								
管理職	69	47 (68.1%)	22 (31.9%)	0.01	15	4 (26.7%)	11 (73.3%)	0.40
非管理職	703	365 (51.9%)	338 (48.1%)		336	126 (37.5%)	210 (62.5%)	
運動習慣								
月1回未満	251	133 (53.0%)	118 (47.0%)	0.88	148	52 (35.1%)	96 (64.9%)	0.36
月数回	133	70 (52.6%)	63 (47.4%)		77	24 (31.2%)	53 (68.8%)	
週1, 2回	261	137 (52.5%)	124 (47.5%)		92	39 (42.4%)	53 (57.6%)	
週3回以上	127	72 (56.7%)	55 (43.3%)		34	15 (44.1%)	19 (55.9%)	
喫煙習慣								
現在吸っている	90	51 (56.7%)	39 (43.3%)	0.37	12	4 (33.3%)	8 (66.7%)	0.50
過去に吸っていた	106	62 (58.5%)	44 (41.5%)		23	6 (26.1%)	17 (73.9%)	
吸ったことがない	576	299 (51.9%)	277 (48.1%)		316	120 (38.0%)	196 (62.0%)	
婚姻状況								
離婚	4	4 (100.0%)	0 (0.0%)	< 0.01	14	6 (42.9%)	8 (57.1%)	0.06
未婚	317	112 (35.3%)	205 (64.7%)		156	47 (30.1%)	109 (69.9%)	
既婚	451	296 (65.6%)	155 (34.4%)		181	77 (42.5%)	104 (57.5%)	

カイ二乗検定.

表 II-9 正規雇用と非正規雇用の職業性ストレスの高さの比較 (20-39 歳 男女別)

	20-39 歳 男性				20-39 歳 女性			
	全体	雇用形態		p-value	全体	雇用形態		p-value
		正規雇用	非正規雇用			正規雇用	非正規雇用	
	N = 772	N = 412	N = 360		N = 351	N = 130	N = 221	
職業性ストレス								
量的負荷	2.52 (0.84)	2.50 (0.83)	2.54 (0.86)	0.48	2.02 (0.79)	2.07 (0.72)	2.00 (0.83)	0.43
質的負荷	2.62 (0.81)	2.64 (0.79)	2.60 (0.83)	0.52	2.20 (0.83)	2.38 (0.82)	2.09 (0.82)	< 0.01
対人関係の困難	1.96 (0.79)	1.98 (0.79)	1.94 (0.80)	0.49	1.92 (0.78)	1.96 (0.77)	1.89 (0.80)	0.41
裁量度	3.11 (0.74)	3.10 (0.70)	3.12 (0.78)	0.72	2.91 (0.78)	3.00 (0.74)	2.86 (0.79)	0.10
達成感	3.21 (0.75)	3.25 (0.74)	3.17 (0.76)	0.14	3.01 (0.84)	3.01 (0.77)	3.01 (0.87)	0.99
同僚・上司からの支援	2.94 (0.70)	2.92 (0.69)	2.95 (0.71)	0.56	3.04 (0.71)	3.03 (0.68)	3.05 (0.72)	0.74

数値は平均値 (標準偏差) で示した. t検定.

表III-1 年代ごとの正規任用と非正規任用別の心理的苦痛の比較

	全体	心理的苦痛		p-value
		なし K6 < 5	あり K6 ≥ 5	
全体	11,330	5,551 (49.0%)	5,779 (51.0%)	
任用形態				
正規任用	9,877	4,785 (48.4%)	5,092 (51.6%)	0.06
非正規任用	1,453	766 (52.7%)	687 (47.3%)	
経験3年未満				
任用形態				
正規任用	1,176	530 (45.1%)	646 (54.9%)	0.03
非正規任用	644	325 (50.5%)	319 (49.5%)	
経験3年未満 (男性)				
任用形態				
正規任用	535	262 (49.0%)	273 (51.0%)	0.02
非正規任用	350	199 (56.9%)	151 (43.1%)	
経験3年未満 (女性)				
任用形態				
正規任用	641	268 (41.8%)	373 (58.2%)	0.76
非正規任用	294	126 (42.9%)	168 (57.1%)	
経験3年以上				
任用形態				
正規任用	8,701	4,255 (48.9%)	4,446 (51.1%)	< 0.01
非正規任用	809	441 (54.5%)	368 (45.5%)	

カイ二乗検定.

表Ⅲ-2 正規任用と非正規任用の基本属性の比較

	全体	任用形態		p-value
		正規任用	非正規任用	
全体	11,330	9,877 (87.2%)	1,453 (12.8%)	
教員経験年数				
3年未満	1,820	1,176 (64.6%)	644 (35.4%)	< 0.01
3年以上	9,510	8,701 (91.5%)	809 (8.5%)	
学校種				
小学校	5,259	4,567 (86.8%)	692 (13.2%)	0.32
中学校	6,071	5,310 (87.5%)	761 (12.5%)	
年齢				
20-39歳	5,817	4,795 (82.4%)	1,022 (17.6%)	< 0.01
40-59歳	5,513	5,082 (92.2%)	431 (7.8%)	
性別				
男性	5,412	4,789 (88.5%)	623 (11.5%)	< 0.01
女性	5,918	5,088 (86.0%)	830 (14.0%)	

カイ二乗検定.

表III-3 正規任用と非正規任用の職業性ストレスの高さの比較

	全体 N = 11,330	任用形態		p-value
		正規任用 N = 9,877	非正規任用 N = 1,453	
職業性ストレス				
量的負荷	2.97 (0.75)	3.02 (0.72)	2.60 (0.80)	< 0.01
質的負荷	2.48 (0.78)	2.51 (0.77)	2.32 (0.78)	< 0.01
対人関係の困難	1.87 (0.75)	1.88 (0.75)	1.78 (0.73)	< 0.01
裁量度	2.71 (0.63)	2.72 (0.63)	2.68 (0.63)	0.02
達成感	3.11 (0.69)	3.10 (0.69)	3.15 (0.68)	< 0.01
同僚・上司からの支援	3.02 (0.64)	3.01 (0.64)	3.10 (0.67)	< 0.01

数値は平均値(標準偏差)で示した。t検定。

表III-4 心理的苦痛を目的変数とした二項ロジスティック回帰分析

	全体 N = 11,330								
	Model 1			Model 2			Model 3		
	OR	(95% CI)	p-value	OR	(95% CI)	p-value	OR	(95% CI)	p-value
任用形態									
正規任用		ref.			ref.			ref.	
非正規任用	0.84	(0.75 - 0.94)	< 0.01	0.79	(0.70 - 0.88)	< 0.01	1.13	(0.98 - 1.29)	0.08
教員経験年数									
3年未満					ref.			ref.	
3年以上				0.84	(0.76 - 0.94)	< 0.01	0.92	(0.81 - 1.04)	0.20
学校種									
小学校					ref.			ref.	
中学校				1.11	(1.03 - 1.19)	< 0.01	1.03	(0.94 - 1.12)	0.56
性別									
男性					ref.			ref.	
女性				1.30	(1.20 - 1.40)	< 0.01	1.35	(1.24 - 1.47)	< 0.01
職業性ストレス									
量的負荷							1.31	(1.21 - 1.41)	< 0.01
質的負荷							2.36	(2.18 - 2.55)	< 0.01
対人関係の困難							1.67	(1.56 - 1.79)	< 0.01
裁量度							0.87	(0.80 - 0.94)	< 0.01
達成感							0.47	(0.44 - 0.51)	< 0.01
同僚・上司からの支援							0.89	(0.82 - 0.97)	< 0.01
Nagelkerke R ²		0.001			0.008			0.320	

OR: odds ratio. CI: confidence interval.

表III-5 正規任用と非正規任用の基本属性の比較（経験年数別）

	教員経験年数 3年未満				教員経験年数 3年以上			
	全体	任用形態		p-value	全体	任用形態		p-value
		正規任用	非正規任用			正規任用	非正規任用	
全体	1,820	1,176 (64.6%)	644 (35.4%)		9,510	8,701 (91.5%)	809 (8.5%)	
学校種								
小学校	911	615 (67.5%)	296 (32.5%)	< 0.01	4,348	3,952 (90.9%)	396 (9.1%)	0.05
中学校	909	561 (61.7%)	348 (38.3%)		5,162	4,749 (92.0%)	413 (8.0%)	
年齢								
20-39歳	1,748	1,148 (65.7%)	600 (34.3%)	< 0.01	4,069	3,647 (89.6%)	422 (10.4%)	< 0.01
40-59歳	72	28 (38.9%)	44 (61.1%)		5,441	5,054 (92.9%)	387 (7.1%)	
性別								
男性	885	535 (60.5%)	350 (39.5%)	< 0.01	4,527	4,254 (94.0%)	273 (6.0%)	< 0.01
女性	935	641 (68.6%)	294 (31.4%)		4,983	4,447 (89.2%)	536 (10.8%)	

カイ二乗検定.

表III-6 正規任用と非正規任用の職業性ストレスの高さの比較（経験年数別）

	教員経験年数 3年未満				教員経験年数 3年以上			
	全体	任用形態		p-value	全体	任用形態		p-value
		正規任用	非正規任用			正規任用	非正規任用	
	N = 1,820	N = 1,176	N = 644		N = 9,510	N = 8,701	N = 809	
職業性ストレス								
量的負荷	2.87 (0.78)	3.04 (0.71)	2.57 (0.82)	< 0.01	2.99 (0.74)	3.02 (0.73)	2.62 (0.78)	< 0.01
質的負荷	2.61 (0.79)	2.71 (0.77)	2.42 (0.79)	< 0.01	2.46 (0.77)	2.48 (0.77)	2.23 (0.76)	< 0.01
対人関係の困難	1.83 (0.77)	1.89 (0.79)	1.73 (0.73)	< 0.01	1.88 (0.74)	1.88 (0.74)	1.82 (0.74)	0.02
裁量度	2.68 (0.65)	2.68 (0.64)	2.69 (0.66)	0.83	2.72 (0.63)	2.73 (0.63)	2.67 (0.61)	0.01
達成感	3.15 (0.68)	3.13 (0.68)	3.17 (0.68)	0.29	3.10 (0.69)	3.09 (0.70)	3.14 (0.67)	0.05
同僚・上司からの支援	3.21 (0.63)	3.20 (0.63)	3.22 (0.64)	0.57	2.98 (0.64)	2.98 (0.63)	3.00 (0.67)	0.38

数値は平均値（標準偏差）で示した。t検定。

表III-7 心理的苦痛を目的変数とした二項ロジスティック回帰分析

	教員経験年数 3年未満 N = 1,820			教員経験年数 3年以上 N = 9,510		
	OR	(95% CI)	p-value	OR	(95% CI)	p-value
雇用形態						
正規雇用		ref.			ref.	
非正規雇用	1.27	(1.01 - 1.60)	0.04	1.06	(0.90 - 1.26)	0.50
学校種						
小学校		ref.			ref.	
中学校	1.10	(0.89 - 1.36)	0.38	1.01	(0.92 - 1.11)	0.86
性別						
男性		ref.			ref.	
女性	1.58	(1.27 - 1.97)	< 0.01	1.32	(1.20 - 1.45)	< 0.01
職業性ストレス						
量的負荷	1.30	(1.08 - 1.57)	< 0.01	1.31	(1.21 - 1.43)	< 0.01
質的負荷	2.18	(1.80 - 2.64)	< 0.01	2.40	(2.20 - 2.61)	< 0.01
対人関係の困難	1.78	(1.51 - 2.11)	< 0.01	1.65	(1.53 - 1.78)	< 0.01
裁量度	0.83	(0.69 - 1.00)	0.05	0.87	(0.80 - 0.95)	< 0.01
達成感	0.48	(0.40 - 0.59)	< 0.01	0.47	(0.44 - 0.51)	< 0.01
同僚・上司からの支援	1.09	(0.88 - 1.36)	0.42	0.86	(0.78 - 0.94)	< 0.01
Nagelkerke R ²		0.303		0.324		

OR: odds ratio. CI: confidence interval.

表Ⅲ-8 正規任用と非正規任用の基本属性の比較（経験3年未満 男女別）

	男性				女性			
	全体	任用形態		p-value	全体	任用形態		p-value
		正規任用	非正規任用			正規任用	非正規任用	
全体	885	535 (60.5%)	350 (39.5%)		935	641 (68.6%)	294 (31.4%)	
学校種								
小学校	367	224 (61.0%)	143 (39.0%)	0.77	544	391 (71.9%)	153 (28.1%)	< 0.01
中学校	518	311 (60.0%)	207 (40.0%)		391	250 (63.9%)	141 (36.1%)	
年齢								
20-39歳	867	525 (60.6%)	342 (39.4%)	0.67	881	623 (70.7%)	258 (29.3%)	< 0.01
40-59歳	18	10 (55.6%)	8 (44.4%)		54	18 (33.3%)	36 (66.7%)	

カイ二乗検定.

表III-9 正規任用と非正規任用の職業性ストレスの高さの比較（経験3年未満 男女別）

	男性				女性			
	全体	任用形態		p-value	全体	任用形態		p-value
		正規任用	非正規任用			正規任用	非正規任用	
	N = 885	N = 535	N = 350		N = 935	N = 641	N = 294	
職業性ストレス								
量的負荷	2.90 (0.79)	3.09 (0.72)	2.61 (0.79)	< 0.01	2.85 (0.78)	3.01 (0.70)	2.51 (0.84)	< 0.01
質的負荷	2.63 (0.79)	2.74 (0.77)	2.47 (0.79)	< 0.01	2.59 (0.78)	2.69 (0.76)	2.37 (0.78)	< 0.01
対人関係の困難	1.80 (0.77)	1.88 (0.77)	1.68 (0.74)	< 0.01	1.86 (0.77)	1.90 (0.80)	1.79 (0.72)	0.04
裁量度	2.68 (0.66)	2.67 (0.66)	2.69 (0.66)	0.58	2.69 (0.64)	2.69 (0.63)	2.68 (0.66)	0.82
達成感	3.23 (0.66)	3.20 (0.66)	3.28 (0.66)	0.08	3.07 (0.68)	3.08 (0.68)	3.04 (0.69)	0.41
同僚・上司からの支援	3.27 (0.60)	3.25 (0.60)	3.31 (0.60)	0.11	3.15 (0.65)	3.17 (0.64)	3.11 (0.67)	0.24

数値は平均値(標準偏差)で示した。t検定。

表III-10 心理的苦痛を目的変数とした二項ロジスティック回帰分析（経験3年未満 男女別）

	男性 N = 885			女性 N = 935		
	OR	(95% CI)	p-value	OR	(95% CI)	p-value
任用形態						
正規任用		ref.			ref.	
非正規任用	1.13	(0.82 - 1.56)	0.46	1.44	(1.03 - 2.02)	0.03
学校種						
小学校		ref.			ref.	
中学校	1.04	(0.76 - 1.41)	0.82	1.15	(0.85 - 1.55)	0.37
職業性ストレス						
量的負荷	1.26	(0.96 - 1.65)	0.10	1.38	(1.06 - 1.79)	0.02
質的負荷	2.16	(1.64 - 2.85)	< 0.01	2.19	(1.69 - 2.85)	< 0.01
対人関係の困難	1.99	(1.56 - 2.53)	< 0.01	1.60	(1.27 - 2.03)	< 0.01
裁量度	0.83	(0.64 - 1.08)	0.17	0.81	(0.62 - 1.06)	0.13
達成感	0.46	(0.35 - 0.60)	< 0.01	0.52	(0.40 - 0.69)	< 0.01
同僚・上司からの支援	1.33	(0.96 - 1.85)	0.08	0.92	(0.69 - 1.24)	0.60
Nagelkerke R ²		0.303			0.291	

OR: odds ratio. CI: confidence interval.

(付) 質 問 票

Kessler の心理的苦痛測定指標 (K6)

過去 30 日の間にどれくらいの頻度で次のことがありましたか。あてはまる欄の数字に○をつけてください。

1 神経過敏に感じましたか。

0: 全くない 1: 少しだけ 2: ときどき 3: たいてい 4: いつも

2 絶望的だと感じましたか。

0: 全くない 1: 少しだけ 2: ときどき 3: たいてい 4: いつも

3 そわそわ、落ち着かなく感じましたか。

0: 全くない 1: 少しだけ 2: ときどき 3: たいてい 4: いつも

4 気分が沈み込んで、何が起っても気が晴れないように感じましたか。

0: 全くない 1: 少しだけ 2: ときどき 3: たいてい 4: いつも

5 何をするのも骨折りだと感じましたか。

0: 全くない 1: 少しだけ 2: ときどき 3: たいてい 4: いつも

6 自分は価値のない人間だと感じましたか。

0: 全くない 1: 少しだけ 2: ときどき 3: たいてい 4: いつも

職業性ストレス簡易質問紙 (Brief Scales for Job Stress, BSJS)

仕事についての各々の記述について、現在の状況に最もあてはまると感じる番号に○をつけて下さい。

		1	2	3	4
			1	2	3 4
	そうである				
	まあそうである				
	少しそうである				
	全くそうではない				
1) あまりに仕事が多すぎる		1	2	3	4
2) 仕事量が多くて、仕事がこなしきれない		1	2	3	4
3) 猛烈に働くことが必要だ		1	2	3	4
4) 期限に追われて仕事をすることがよくある		1	2	3	4
5) 仕事に行き詰まることがよくある		1	2	3	4
6) 複雑で困難な仕事が多い		1	2	3	4
7) これまでの経験だけでは対処できない仕事をすることがよくある		1	2	3	4
8) 自分の仕事について、自分の意見を反映することができる		1	2	3	4
9) 仕事の進め方を、自分で決めることができる		1	2	3	4
10) 仕事のペースを自分で決めることができる		1	2	3	4
11) 職場で人間関係のトラブルがよくある		1	2	3	4
12) 職場のメンバー間の意志疎通がよくいっていない		1	2	3	4
13) 職場や仕事先に苦手な人がいる		1	2	3	4
14) 職場の人たちは、自分の仕事がスムーズにいくように配慮してくれる		1	2	3	4
15) 職場の人たちと気軽に話ができる		1	2	3	4
16) 仕事で困難なことが起きた場合、職場の人たちの援助・助言がえられる		1	2	3	4
17) 職場の人たちは、自分の個人的な問題にも相談にのってくれる		1	2	3	4
18) やりがい、誇りをもてる仕事をしている		1	2	3	4
19) 自分の能力が発揮できる仕事である		1	2	3	4
20) 達成感や満足感を得られる仕事をしている		1	2	3	4

(付) 出典

出 典

本学位論文では *Tohoku Journal of Experimental Medicine*. 2019; 249(1): 57-64.
(doi.org/10.1620/tjem.249.57)に掲載された論文の内容を、東北ジャーナル刊行会の規定にしたがって再利用している。