

職業的地位による仕事の自律性と 精神的健康の関連の違い

——職業選択に先行する交絡要因の統制

鳥居 勇氣

(東京大学特任助教)

本研究の目的は、職業的地位が高いと仕事の自律性と精神的健康の関連はより強くなるのかについて、交互作用効果の交絡要因の統制の有無を考慮しつつ明らかにすることである。仕事の自律性と精神的健康の関連の職業差を指摘する先行研究の中には、職業的地位による仕事の内容の難易度や専門性の差異と関連付けて説明するものがある。しかし、仕事の自律性の心理的影響は、仕事に対する価値観などのような、仕事の内容以外の要因によって異なることも指摘されている。そして、これらの要因は、就業開始前の生活環境が成人後の職業的地位の高さに与える影響を媒介していると予想される。「東大社研若年・壮年パネル調査データ」を用いた本研究の分析からは、男性の場合のみ、交互作用項から時間不変の交絡要因の影響を除かなかった Random Effects モデルおよび Fixed Effects モデルにおいて、職業的地位が高い場合に、高い仕事の自律性が精神的健康状態を良好にする関係は、より強くなることが明らかになった。そして、交互作用効果から交絡要因を除去した Fixed Effects Individual Slopes モデルにおいて、この関係は消失するという結果が得られた。本研究はこれらの推定から、職業選択に先行する交絡要因によって「男性の場合は職業的地位が高いほど、精神的健康に対する仕事の自律性の正の影響力が強くなる」という関係が生じていることを明らかにした。

【キーワード】 職業社会, 職業心理, 労働者意識

目 次

- I 問題の所在
- II 先行研究の整理と仮説
- III 方 法
- IV 分析結果
- V 考 察

I 問題の所在

ストレス要因と資源（職場環境や自己効力感など）の関係を整理した Job Demands-Resources Theory において、仕事の自律性はストレス要因の影響を小さくする労働資源の1つであるとされ

ている (Bakker and Demerouti 2017)。日本では、労働者の半数以上が職業生活に対して強い不安やストレスを感じており、主要な理由として仕事の量や質、責任があげられているが (厚生労働省 2023), こうした状況の要因として、長時間労働と成果主義の浸透を指摘する研究もある (片瀬 2022)。仕事の量や質が労働者の主要なストレス要因となっている日本において、労働者が自身の仕事を管理・調整できるようにすることは、精神的健康状態の向上にあたって重要であると言える。

ここで、仕事の自律性の心理的影響には個人差があることを指摘する研究がある。そして、健康に対する特定のストレス要因の交互作用効果を解

明することは、職業間の健康格差のメカニズムを検討するうえで重要である（堤 2007）。仕事の自律性の影響力に個人差があることを主張する研究を大別すると、労働者本人の仕事に対する価値観に着目するもの（Hackman and Oldham 1976；Park and Jang 2017）と、就いている職業の性質に着目するもの（Chung-Yan 2010；Kaboth, Hünefeld and Lück 2024；Lu et al. 2023）に分けることができる。これらの観点とともに、想定している理論やメカニズムは異なるものの、高地位職の方が精神的安定のために高い自律性を必要とすることを示唆している。Schieman, Milkie and Glavin (2009) による Stress of Higher Status Hypothesis と Resource Hypothesis の議論においても、高地位職は仕事に対する献身を求められやすいがゆえに、仕事とプライベートの境界が曖昧になりやすく、仕事の自律性はこうした高地位職の心理的負荷を軽減する労働資源となりうるとされている。

一方で、精神的健康に対する仕事の自律性の影響に関しては、高地位職の心理的負荷の軽減効果を相殺する、負の側面も存在するとされている。たとえば、裁量労働制適用者において、上司や顧客との関係次第では、高い自律性は主観的な多忙状態（時間に追われている感覚など）につながると指摘する研究がある（高見 2016）。また、知識労働などにおいて、労働者本人に高い自律性が与えられることで、進んで仕事に献身するようになり、かえって労働負荷が高くなってしまいう状況が、Autonomy Paradox 研究の文脈の中で指摘されている（Pérez-Zapata et al. 2016）。仕事への高度な献身が求められるとされる高地位職に対して、高い自律性を優先して与えるべきかに関しては、慎重に検討することが求められる。

以上を踏まえて、「職業的地位が高い場合は低い場合と比べて、精神的健康に対する仕事の自律性の正の影響をより強く受けると言えるか」を本研究の問いとする。精神的健康に対する仕事の自律性の影響力の個人差につながる要因として、仕事に対する価値観と職業の性質があることはすでに述べた。このうち仕事に対する価値観は、キャリアの形成過程で変化するだけでなく、職業選択の基準にも影響しうるので、さしあたって、子

ども期の価値観を統制することが必要となるだろう。本研究ではパネル調査データを用いて、精神的健康に対する職業的地位と仕事の自律性の交互作用効果に関して、交絡要因の統制の有無を考慮しつつ、仮説の検証を行う。

II 先行研究の整理と仮説

「仕事のやり方などを労働者が自ら管理・決定できる程度」などのように定義される仕事の自律性（Breaugh 1985）は、ストレスを軽減する緩衝装置（Bakker and Demerouti 2017）の1つであると考えられてきた。とくに、近年はテレワークなどをはじめとした働き方の多様化が進んでおり、仕事の自律性に対する関心は高いと言える（Lu et al. 2023）。他方で、Autonomy Paradox 研究が指摘するように、高い仕事の自律性が労働負荷の増加につながる場合もあり（Pérez-Zapata et al. 2016）、それによって精神的健康状態を向上させる効果が相殺される懸念もある。仕事の自律性が精神的健康状態の向上に有効に作用する条件について、丁寧な検討が求められる。

高い仕事の自律性が精神的健康状態を向上させるかに関して、労働者の仕事に対する価値観に焦点を当てた研究がなされている。仕事に対する価値観は、裁量度や専門性といった仕事内容を重視する内在的価値と、高収入や雇用の安定といった報酬を重視する外在的価値に大別できるが（Johnson et al. 2007）、内在的価値志向性が高い労働者は仕事の自律性の影響を受けやすいとされている。たとえば、内在的価値志向性の高い労働者の仕事の自律性を高めた場合に、その労働者の仕事満足度が高くなった一方で、内在的価値志向性の低い労働者においてこうした関係は確認されなかったことが、半世紀前の研究において指摘されている（Hackman and Oldham 1976）。精神的健康についても、2008年に実施された大規模社会調査を用いた分析によって、同様の傾向が指摘されている（Park and Jang 2017）。

自己実現への欲求は、生存に必要な欲求が満たされて初めて生じる欲求である（Kalleberg and Marsden 2019）ので、経済的な面で生活が安定し

ている高地位の方が内在的価値を重視しやすい。たとえば、アメリカの研究では、職業的地位が低く、教育年数が短い者ほど、雇用の安定や収入、昇進を重視する一方で、仕事自体の面白さを重視しない傾向にあることが指摘されている (Kalleberg and Marsden 2019)。日本においても、大学卒業者や専門・管理職は知識や特技を生かせるかを重視し、雇用の安定を重視しない傾向にあるとされている (田藤・宮田 2015)。以上の知見を踏まえると、高地位の方が仕事に対して自己成長ややりがいを重視しやすく、十分な仕事の自律性を得られないことによる精神的健康への悪影響はより強いと考えられる。

仮説 1：仕事の自律性の高さは、精神的健康に対して正に影響する。

仮説 2：職業的地位が高いほど、仕事の自律性が精神的健康に与える正の影響は強くなる。

ただし、女性の場合は仕事の自律性の心理的影響の職業差が表れにくいと予想される。たとえば、仕事の自律性が高い女性は、空いた時間を子育てや家事労働への対処に使う傾向にあり、仕事・家庭の役割過重によるストレスを感じやすいので、高い仕事の自律性による心理的な恩恵は部分的に相殺されてしまうことを主張する研究がある (Lu et al. 2023)。また、女性は男性よりも労働市場において不利であるがゆえに、仕事を生活の中心として考えない傾向にあることも指摘されている (Kalleberg and Marsden 2019)。さらに、結婚を理由とする女性の初職継続の中断・無職化が生じやすく (吉田 2021)、女性の昇進機会が男性よりも少ない (山本 2021) 日本においては、高い内在的価値志向性を持っている女性が高地位職に就く可能性は男性よりも低いと考えられる。仕事に対する意欲が高くても、高い職業的地位を得ることが難しく、精神的健康に対する仕事の自律性の影響自体が小さい女性においては、職業的地位が高い場合であっても、精神的健康に対する仕事の自律性の影響をより強く受けるとは言えないと予想される。

仮説 3：女性の場合、仕事の自律性が精神的健康に与える正の影響の強さに関して、職業的地位による差はない。

労働者の仕事に対する価値観とは別に、従事している仕事の内容に着目した研究もなされている。これらの研究においては、複雑な仕事には高い自律性が精神的安定のために必要である (Chung-Yan 2010) という発想のもとで、高い創造性や権限を必要とする仕事に従事する機会の多い高地位職においては、高い自律性が与えられることによる仕事のパフォーマンスへの影響は低地位職の場合よりも大きい (Kaboth, Hünefeld and Lück 2024)、あるいは、十分な自律性が与えられていない際の心理的負担は低地位職の場合よりも大きい (Lu et al. 2023) と推測・考察されている。ここでは、その職業において求められているタスクの複雑さや難易度などによって、心理的な安定のために必要な仕事の自律性の高さが異なると仮定されている。

ただし、高地位職における、複雑かつ高い創造性を要する仕事に関する上述の仮定を検討するにあたって、特定の社会的背景を持った労働者が高地位職に集中することによるバイアスも考慮に入れる必要がある。日本の調査データを用いた研究においては、女性と比べて男性は親子間の職業階層の継承が生じやすいとされている (鹿又 2008)。とくに、日本の場合、高地位出身者は高学歴になりやすく、その結果として高地位職に就きやすいという関係が半世紀以上にわたって続いており (石田 2021)、大学教育が職業的地位の出身階層間の格差の縮小に寄与しているとは言えない (Fujihara and Ishida 2024) と指摘されている。

そして、仕事に対する価値観に関しては、学歴や職業といった本人の社会経済的地位だけではなく、出身階層も関係していることが、先行研究において指摘されてきた。たとえば、Influence Values (内在的価値の関連概念で、意思決定への参加や難しい仕事で力を行使する機会に関するもの) への志向性は、親が高学歴である場合に 17-18 歳時点で高く、かつ加齢とともにさらに高くなること (Johnson 2002) や、親子で類似した仕事に対

する価値観を持つ傾向にあること (Cemalcilar, Jensen and Tosun 2019) が指摘されている。加えて、子ども期の仕事に対する価値観が、成人後の職業選択に影響するという指摘もある。たとえば、アメリカのパネル調査データを用いた Johnson and Monserud (2010) は、高校生時点の内在的価値志向性の高さは、現在就業中の仕事に対する主観的評価の高さ（仕事の面白さや、自身のスキルを有効に使えているかなど）に対して、親学歴等を統制した場合であっても正に影響しており、その影響は当該データの最高年齢であった 30 歳時に最も強かったことなどを指摘している。仕事に対する価値観は、親の地位による、子どもの成人後の職業的地位などへの影響を媒介している可能性がある (Johnson and Mortimer 2011)。仮説 4 では、職業選択に関わるこれらの要因の影響を統制することで、仮説 2 で想定した関係が消失することを検証する。

仮説 4：男性の場合、時間不変の交絡要因（子ども期の内在的価値志向性など）を統制すると、「職業的地位が高いほど、仕事の自律性が精神的健康に与える正の影響は強くなる」関係は消失する。

図 1 は、精神的健康に対する仕事の自律性の影響を強化しうる要因を整理したものである。精神的健康に対する職業的地位と仕事の自律性の交互作用効果の推定にあたって、子ども期の社会経済的地位（学歴や出身階層など）と関連する、子ども期の仕事に対する価値観が交絡要因となる。仮説 2 ではこの交絡要因を統制する前について検証するが、仮説 4 では交絡要因統制後について検証する。子ども期の内在的価値志向性を統制するこ

とで、仕事の自律性が精神的健康に与える正の影響の、職業的地位による差は消失することを仮定する。

Ⅲ 方 法

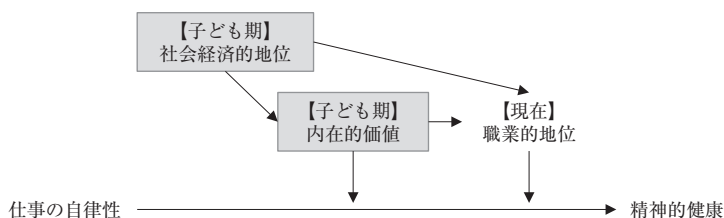
1 データ

「東大社研若年・壮年パネル調査 (JLPS: Japanese Life Course Panel Surveys)」の 2007 年から 2024 年の計 18 回の調査データを使用する¹⁾。JLPS は若年層および壮年層のデータを多く含んでおり、労働者の精神的健康状態の変化に関する分析に適している。JLPS には 3 種のサンプルがある。継続サンプルは 1966 年から 1986 年に出生した男女 (2007 年調査時点で 20 歳から 40 歳) を対象としており、追加サンプルは同じ年に出生した男女を 2011 年に改めてサンプリングして加えたものである。そして、リフレッシュサンプルは 1987 年から 1998 年に出生した男女を 2019 年に改めてサンプリングしたものである (2019 年調査時点で 20 歳から 31 歳)。JLPS では、これらのサンプルに対して毎年調査を実施している。本研究では、学生または無職であった期間を除いて有効回答が 4 期分以上存在しており、かつ以下に記載した変数について欠損値がなかった男性 2250 名 (総観測数は 2 万 5927 件) と女性 2714 名 (総観測数は 2 万 8378 件) のデータを使用する。

2 変 数

精神的健康の尺度は MHI-5 (Five-item version of the Mental Health Inventory) とする。過去 1 カ月の経験のうち「かなり神経質であったこと」や「楽しい気分であったこと」(逆転項目) 等の 5 項

図 1 仮説 4 の概略 (灰色の網掛けは交絡要因)



目について5件法で回答を求めたものを、「いつもあった」を0点、「まったくなかった」を4点として合算した後に5をかけて、0点から100点の値を取るように変換したものがMHI-5である(Yamazaki, Fukuhara and Green 2005)。数値が大きいほど健康状態は良いことを意味する。

職業的地位の尺度としては、日本版社会経済指標(JSEI: Japanese Socioeconomic Index)を、50点を基準に中心化して使用する。これは、1995年版職業威信スコアを『就業構造基本調査』の2007年・2012年調査データにおける各職業の平均収入と平均教育年数によって補正して偏差値化したものである(藤原 2018)。数値が高いほど地位は高いことを意味する。

仕事の自律性の尺度としては、「自分の仕事のペース」と「職場の仕事のやり方」を、自分で決めたり変えたりすることができるかについて、それぞれ4件法で回答を求めたものを使用する²⁾。本研究では、「あてはまらない」を0点、「かなりあてはまる」を3点として2変数を合算したうえで3点を基準に中心化し、最小値が-3点、最大値が3点の連続変数とする。数値が大きいほど自律性は高いことを意味する。

統制変数は調査年・年齢・婚姻状況・暮らしむき・雇用形態・従業先規模・労働時間・有効回答の有無(1期のリード変数)とする。仕事の自律性と精神的健康の双方に因果的に先行しうる、生活水準および労働環境要因を統制する。調査年は2007年調査、年齢は20歳を基準カテゴリーとして、それぞれ1年単位でダミー変数を作成する。婚姻状況は、未婚を基準カテゴリーとして、「有配偶」「離死別」それぞれを1とする2個のダミー変数を作成する。暮らしむきに関しては、「現在のあなたのお宅の暮らしむき」について5件法で回答を求めたものを使用し、「貧しい」を1点、「豊か」を5点とする連続変数とする。雇用形態に関しては、正社員・経営・自営のいずれかの場合を基準カテゴリーとし、非正規雇用の場合を1とするダミー変数を作成する。従業先規模に関しては、「30人未満」を基準カテゴリーとして、「30人以上300人未満」「300人以上1000人未満」「1000人以上」「官公庁」「無回答」それぞ

れについて1とする5個のダミー変数を作成する。労働時間は、1日あたりの労働時間を連続変数として使用する。無職の期間は本研究の分析対象から外れているが、本研究では無職への移行の前年の回答を1とするダミー変数と、次年度の調査に参加していない場合を1とするダミー変数を用いることで、失業などに先行して生じうる自身の仕事への評価および精神的健康状態の変化を統制する。ただし、2024年の回答に関しては、2025年の雇用形態の情報がないため、全回答者について0(有職かつ調査参加)とする。

3 モデル

本研究では、Random Effects (RE) モデルと Fixed Effects (FE) モデル、および Fixed Effects Individual Slopes (FEIS) モデルを推定する。統計学的に有意であるとみなす基準は、回答者単位でネストしたクラスターロバスト標準誤差で5%とする。REモデルとFEモデルが仮説1から仮説3の検証に相当し、FEISモデルが仮説4の検証に相当する。図1では、子ども期の内在的価値志向性が、仮説4の検証における交絡要因となりうることを示した。社会調査において、意識項目を回顧的にたずねる場合、記憶のあいまいさなどに起因する測定精度の問題が生じる(中澤 2019)。本研究では、FEISモデルによって、子ども期の価値観を直接測定せずに、職業的地位と仕事の自律性の交互作用項から交絡要因を除去する。

REモデルの推定式は以下の通りである。下付き文字の*i*は個人を、*t*は回答時点、*k*は統制変数の採番を意味する。また、*MHI*はMHI-5得点、*SEI*はJSEI³⁾、*Auto*は仕事の自律性、*Conf*は統制変数、*u_i*は個人レベルのランダム切片効果、*e*は誤差項を意味する。

$$MHI_{it} = \beta_0 + \beta_1 SEI_{it} + \beta_2 Auto_{it} + \beta_3 (SEI_{it} \times Auto_{it}) + \sum_k \beta_{0k} Conf_{k, it} + u_i + e_{it} \quad [1]$$

上記の式のうち、 β_3 が職業的地位と仕事の自律性の交互作用効果を意味する。このREモデルにおける交互作用効果は、職業的地位の変化に

よって生じた影響だけではなく、特定の性質を持った個人が高地位職に集まったことによって生じた影響も含んでいる。仮説1では β_2 が正に、仮説2と仮説3は β_3 が男性においてのみ正に有意となることを想定している。

次に、回答者レベルの固定効果を除去したFEモデルの推定式を以下に示す。 Δ は個人レベルの平均からの差分であることを意味している。

$$\begin{aligned}\Delta MHI_{it} = & \beta_1 \Delta SEI_{it} + \beta_2 \Delta Auto_{it} \\ & + \beta_3 \Delta (SEI_{it} \times Auto_{it}) \\ & + \sum_k \beta_{0k} \Delta Conf_{k, it} + \Delta e_{it} \quad [2]\end{aligned}$$

FEモデルでは、各年度の回答から個人平均を差し引いた個人内偏差を用いて推定することで、時間不変の未観測の交絡要因を分析から取り除くことができるとされているが、これは交互作用効果に関してあてはまらない(Giesselmann and Schmidt-Catran 2022)。推定方法が異なるため厳密な比較は難しいが、FEモデルの交互作用効果(β_3)が示すものはREモデルの場合とおおむね同じとなる。

最後に、個人レベルの異質性が除去された交互作用効果を推定するために、精神的健康に対するJSEIと仕事の自律性の影響の個人差(Individual Slopes 効果)を除去したFEISモデルを推定した。数学的には、FEISモデルは回答者(ダミー変数)と当該変数の積の交互作用項を統制変数に加えることと同じであるが、残差回帰の理論を応用することで推定の効率性を高めている。FEISモデルでは、個人レベルの平均の代わりに、Individual Slopesを仮定する変数(本研究ではJSEIと仕事の自律性)を独立変数として、分析に用いる各変数を従属変数とする最小二乗法の重回帰分析を回答者ごとに行って予測値を算出し、各変数から差し引く(Rüttenauer and Ludwig 2023)⁴⁾。そして、交互作用項に用いる変数それぞれについてIndividual Slopes効果を取り除くことで、交互作用効果の推定値から個人差によって生じる影響を除去することができる(Giesselmann and Schmidt-Catran 2022)。仮説4では、交互作用効果(β_3)が非有意または負に有意となることを想定している。

ここで、交互作用効果から時間不変の交絡要因の影響を除去する手法としては、FEISモデルのほかにDouble Demeaned Interaction Estimator(dd-IE)がある。FEモデルでは、個人レベルの平均値を差し引く前の2変数をかけた交互作用項を使用するが($\Delta(SEI_{it} \times Auto_{it})$)、dd-IEは平均値を差し引いた後にかける($\Delta(\Delta SEI_{it} \times \Delta Auto_{it})$)。FEISモデルは各変数から差し引く予測値を重回帰分析で推定するにあたって、交互作用項の作成に用いる変数の数+2件以上(本研究では4件)の有効回答がある回答者のみを分析に使用することができる。これに対して、dd-IEはFEISモデルより1件少なくとも分析対象とすることができる(本研究では3件)等の利点がある(Giesselmann and Schmidt-Catran 2022)。ただし、dd-IEの場合、交互作用項の作成に用いた変数について変化があった群となかった群における、従属変数(本研究では精神的健康)の時間変化に関する平行性を仮定する必要がある(Jaspers, Mazrekaj and Machado 2024)。精神疾患にかかった者は低地位職に移行しやすくなる(Eaton 1980)と指摘されており、精神的健康状態の加齢に伴う悪化が、職業的地位の世代内下降移動に影響する可能性を否定できないため、本研究ではdd-IEよりも保守的な推定手法としてFEISモデルを採用する⁵⁾。

IV 分析結果

1 変数の記述統計

表1は本研究の分析で使用した各変数について、全回答をプールしたデータにおける平均値と標準偏差を整理したものである。年齢の最小値は20、最大値は57である。本研究における主要な変数の記述統計について簡潔に整理する。MHI-5得点の平均点は、男性は63点前後、女性は62点前後であった。JSEIの平均点は、男性は約52点、女性は約50点であった。自律性の平均点は男女ともに約3点であった。

表 1 分析に使用した変数の記述統計

	男性 2,250 名 25,927 件	女性 2,714 名 28,378 件		男性 2,250 名 25,927 件	女性 2,714 名 28,378 件
MHI-5	63.4 (17.0)	62.4 (16.9)	従業先規模		
JSEI (50=0)	2.1 (9.2)	0.3 (7.5)	30 人未満 ref.	26.1%	25.9%
仕事の自律性 (3=0)	0.4 (1.6)	-0.1 (1.6)	30-300 人未満	28.2%	28.8%
婚姻			300-1,000 人未満	12.3%	10.7%
未婚 ref.	34.5%	31.3%	1,000 人以上	24.8%	17.8%
既婚	62.4%	61.9%	官公庁	5.1%	4.7%
離死別	3.1%	6.8%	無回答	3.6%	12.1%
暮らしむき	3.1 (0.8)	3.0 (0.7)	労働時間	9.3 (1.9)	7.4 (2.1)
雇用形態			回答 (1 期リード)		
その他 ref.	91.2%	55.8%	その他 ref.	94.0%	92.2%
非正規	8.8%	44.2%	無職	0.9%	3.7%
			調査不参加	5.1%	4.2%

注：2007 年から 2024 年の調査データをすべて合算した場合の記述統計。％以外は Mean (SD)。ref. は基準カテゴリを意味する。雇用形態の「その他」は「正社員／経営／自営」を意味する。回答 (1 期リード) の「その他」は「有職かつ調査参加」を意味する。回答 (1 期リード) に関して、2024 年調査ではすべて「その他」(有職かつ調査参加) とした。

2 RE モデル・FE モデル・FEIS モデルの推定結果

表 2 は、MHI-5 得点を従属変数とする、RE モデル・FE モデル・FEIS モデルの推定結果を整

理したものである。上段は男性、下段は女性の推定結果である。全モデルで婚姻状況・労働時間・雇用形態・暮らしむき・回答 (1 期リード)・調査年・年齢を統制した。ただし、FEIS モデルでは、JSEI と仕事の自律性について Individual

表 2 精神的健康に関する RE モデル・FE モデル・FEIS モデルの推定結果

男性 [固定効果]	RE モデル		FE モデル		FEIS モデル	
	B	S.E.	B	S.E.	B	S.E.
β_0 切片	61.301	3.702**	—		—	
β_1 JSEI	-.052	.024*	-.067	.031*	—	
β_2 仕事の自律性	1.255	.090**	1.172	.094**	—	
β_3 交互作用効果	.029	.010**	.032	.010**	-.018	.032
R ² [conditional; marginal]	[.518; .043]		—		—	
R ² [total; within]	—		[.527; .033]		[.499; .030]	
女性 [固定効果]	RE モデル		FE モデル		FEIS モデル	
	B	S.E.	B	S.E.	B	S.E.
β_0 切片	52.842	3.024**	—		—	
β_1 JSEI	-.042	.023	-.069	.028*	—	
β_2 仕事の自律性	.672	.078**	.636	.083**	—	
β_3 交互作用効果	.007	.009	.007	.010	.017	.033
R ² [conditional; marginal]	[.523; .025]		—		—	
R ² [total; within]	—		[.527; .020]		[.532; .014]	

注：1) 従属変数：MHI-5 (0～100 点) B：非標準化偏回帰係数
S.E.：クラスターロバスト標準誤差
*: p < .05 **: p < .01 固定効果：回答者 ランダム効果 (RE モデル)：切片のみ
Individual Slopes 効果 (FEIS モデル)：JSEI・仕事の自律性
2) R version 4.5.0 の lme4 version 1.1.37 (RE モデル) と fixest version 0.12.1 (FE モデルおよび FEIS モデル) によって推定した。
3) 婚姻・暮らしむき・雇用形態・従業先規模・労働時間・回答 (1 期リード)・調査年 (1 年単位のダミー変数)・年齢 (1 歳単位のダミー変数) を統制した。
4) RE は Random Effects の略であり、FE は Fixed Effects の略であり、FEIS は Fixed Effects Individual Slopes の略である。 β はⅢ3 の数式に対応する。「交互作用効果」は JSEI と仕事の自律性の積の交互作用項を意味する。

Slopes 効果を仮定し、推定に先立って固定効果とともに除去したため、これらの2変数の主効果の回帰係数は推定されない。

RE モデルの JSEI と仕事の自律性の交互作用効果に関して、男性は正の有意な結果を示した ($B=.029$) 一方で、女性は非有意であった ($B=.007$)。図2はこの交互作用効果の推定値をもとに算出した MHI-5 得点の予測値であるが、男性は仕事の自律性が低い場合に、職業的地位の高い労働者の精神的健康状態がより悪くなりやすい傾向にあった⁶⁾。FE モデルの交互作用項の回帰係数は、RE モデルの場合とほとんど同じであった。最後に、FEIS モデルの場合、男性の交互作用効果は FE モデルと比較して回帰係数が減少し、非有意となった ($B=-.018$)^{7), 8)}。女性の交互作用効果は FE モデルと同じく非有意であった ($B=.017$)。

3 頑健性の確認

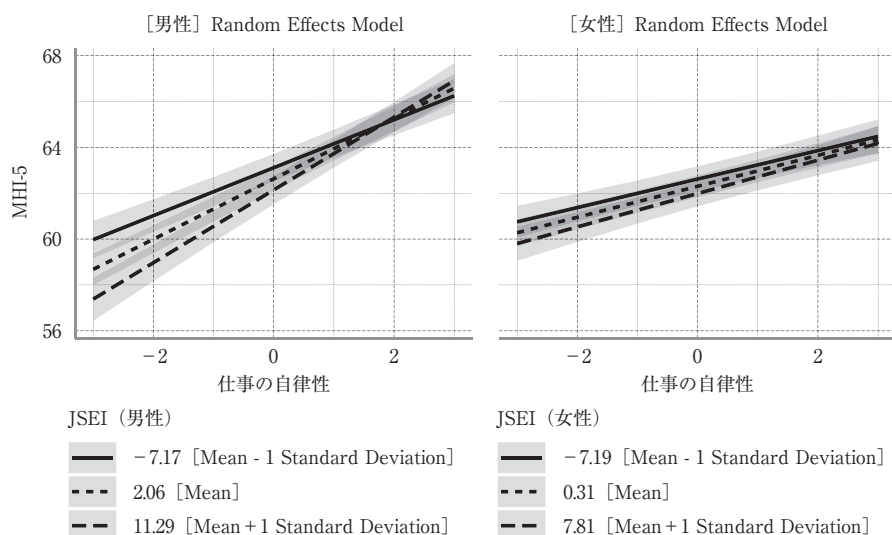
まず、就職しているが実質的にはほとんど働いていない (1日あたり4時間以下) 労働者や、極端に長時間働いている (1日あたり17時間以上) 労働者の回答を除いた場合について確認したが、結論を変えるほどの差はなかった。次に、仕事の自律性の尺度を構成する「自分の仕事のベース」と

「職場の仕事のやり方」の変数を個別に使用して分析し、表2の分析結果とおおむね同じ推定結果が得られたことを確認した。また、各モデルの交互作用効果が、医師や弁護士のような極端に JSEI が高い職業の影響を受けていないことを確認するために、JSEI を対数変換したうえで各モデルを推定したところ、推定結果に大きな違いは認められなかった。最後に、有効回答件数が4件以上の回答者に分析対象を限定したことによるサンプリングバイアスの可能性を考慮し、RE モデルと FE モデルにおいて有効回答件数が2回以上3回以下の回答者を分析対象に含めて推定したが、結果は表2とほとんど同じであった。

V 考 察

本研究は、仕事の自律性と精神的健康の関連が職業的地位によって異なるか、この差異が当該職業に就く前と就いた後のいずれのタイミングで生じているかを明らかにするために、RE モデルと FE モデル、および FEIS モデルを推定した。RE モデルと FE モデルにおいて、仕事の自律性の主効果 (β_2) が正に有意となり、仮説1が支持された。同じく RE モデルと FE モデルにおいて、職業的地位と仕事の自律性の交互作用効果 (β_3) が

図2 RE モデルにおける JSEI と仕事の自律性の交互作用効果の推定結果



注: MHI-5 の予測値と 95% 信頼区間。JSEI は 50 を基準に中心化。JSEI と仕事の自律性以外の独立変数は平均で固定。sjPlot version 2.8.17 によって作図。

男性においてのみ正に有意となり、仮説 2 が男性について支持され、仮説 3 も支持された。して、FEIS モデルでは β_3 が非有意となり、仮説 4 が支持された。本研究の問いに対して肯定的な推定結果が得られたと言えるが、仮説 4 が示すように、この結果の背景に職業選択前の要因が存在している点に関しては、注意が必要である。

本研究の RE モデルと FE モデルでは、高地位職の男性において、仕事の自律性が低いと、精神的健康状態は悪いとする推定結果が得られた（仮説 2）。男性に関しては Stress of Higher Status Hypothesis (Schieman, Milkie and Glavin 2009) の主張に近い推定結果が得られたと言える。この仮説に即して推定結果を解釈するならば、職務に対して献身することを求められる高地位職では、不十分な自律性が大きな自己犠牲につながりやすく、結果的に心理的負荷を強く感じやすくなると考えられる。一方で、FEIS モデルの推定結果は、この関係が高地位職の性質ではなく、仕事の自律性による心理的影響を受けやすい労働者が、高地位職へ集中することによって生じていることを示している（仮説 4）。Autonomy Paradox (Pérez-Zapata et al. 2016) が対象とした知識労働には、専門職や管理職といった高地位職が多く含まれていると考えられる。職業選択前に生じる交絡要因を考慮しないモデルは、高い仕事の自律性による精神的健康状態の向上が、仕事への献身を促す自律性の Paradox の側面によって相殺されることを過小評価する恐れがある。

本研究では仕事に対する価値観の研究を参照しつつ仮説検証を行ったが、どのような要因が、高地位職の男性の精神的健康に対する仕事の自律性の影響力を強化するのかについて、具体的に特定したわけではない点について注意を要する。とくに、職業スキル・タスクの種類によって、職業的地位や世代間職業移動との関連の強さが異なる (York, Song and Xie 2025) ことを踏まえると、地位以外の職業の性質に着目した分析が、メカニズムのさらなる解明において重要であると予想される。また、仮説 3 に関して、ケアスキルを必要とする職業は女性比率が高いとされているが (打越・麦山・小松 2021)、こうした職業構造の男女間の

違いが、本研究の推定結果の男女差の一因となっている可能性も考えられる。加えて、Autonomy Paradox 研究では、情報技術の発展があらゆる場所で働くことを可能にした結果として、仕事とプライベートの境界が曖昧になった (Vassiley et al. 2025) ことも指摘されている。職業レベルでの情報技術の利用状況の差も、有力な研究対象となるだろう。

また、今後の研究では精神的健康に対する仕事の自律性の影響に関して、年齢層や世代などによる違いに着目することも有効であると考えられる。仕事に対する価値観については、年齢層や時代によって違いがある (Kalleberg and Marsden 2019) ことや、加齢とともに変化する (Johnson 2002) ことが指摘されている。また、今後の日本において管理職または医療・看護系以外の専門職の女性が増えることによって、本研究の推定結果における男女差が消失する可能性もある。

本研究の限界点としては、以下の 4 点があげられる。1 点目は、FE モデルと FEIS モデルは時間不変の交絡要因を推定式から完全に除去できるが、時間によって変化する未観測の要因は除去できない点である。2 点目は、仮説の導出において言及した仕事に対する価値観について、本研究では変数として明示的に扱っていないため、ほかの要因が仮説成立の背景にある可能性を完全には否定できない点である。3 点目は、本研究では仕事の自律性の尺度として 4 件法の質問文 2 件の合算値を採用したが、尺度構成に用いた変数の数が少ないため、尺度の信頼性および妥当性に関して注意が必要な点である。4 点目は、FEIS モデルの交互作用項や dd-IE は通常の FE モデルの交互作用項よりも標準誤差が大きくなりやすい点である (Giesselmann and Schmidt-Catran 2022)。

本研究の分析だけは、精神的健康に対する仕事の自律性の影響を強化する具体的な要因の特定は困難である。しかし、健康格差のメカニズムの説明や、職業間格差の縮小を狙った施策の検討にあたって、低地位職または高地位職の性質だけではなく「誰がその職業に就くのか」といった職業選択のバイアスにも配慮すべきであることを、本研究の知見は示している。とくに、職業間の比較を

伴う調査・実験を行うにあたって、類似した性質を持つ労働者が当該職業に集まることで生じる交絡要因を考慮すべきであることを示した点において、本研究の知見は学術的・政策的に意義があると言える。

謝辞 本研究は、日本学術振興会（JSPS）科学研究費補助金・特別推進研究（25000001, 18H05204）、基盤研究（S）（18103003, 22223005）、特別研究員奨励費（24KJ2064）の助成を受けたものである。東京大学社会科学研究所（東大社研）パネル調査の実施にあたっては、社会科学研究所研究資金、株式会社アウトソーシングからの奨学寄付金を受けた。パネル調査データの使用にあたっては東大社研パネル運営委員会の許可を受けた。本研究の内容の一部は、第77回数理社会学会大会およびその他研究会にて報告したものであり、参加者の皆様から有益なご意見を頂いた。また、本稿の執筆に際して、匿名の2名の査読者から貴重なご指摘を頂いた。記して感謝申し上げる。

- 1) 調査方法および回収率の説明は紙幅の都合で割愛する。詳細は石田・石田（2024）に記載されている。
- 2) JLPsの全回答をプールしたデータにおける、この2変数の相関係数は、男性は $r=.658$ で、女性は $r=.581$ であった。信頼性係数は、男性は $\alpha=.794$ で、女性は $\alpha=.735$ であった。2変数合算後の仕事の自律性尺度とJSEIの相関係数は、男性は $r=.140$ で、女性は $r=.066$ であった。
- 3) REモデルおよびFEモデルのJSEIについて、二乗項・三乗項の主効果と交互作用効果を投入したモデルについても検討したが、全モデルでBayesian Information Criterionが減少しなかったため、本研究では一乗項のみについて分析した。
- 4) 行列式などを用いたより厳密な解説はRüttenauer and Ludwig（2023）にある。
- 5) 同様の理由でdd-IEではなくFEISモデルを採用した研究例として、パートナーの性別が、子ども数と本人労働時間の関連のあり方などに与える交互作用効果について検証したJaspers, Mazrekaj and Machado（2024）がある。この研究は、本人労働時間の急激な増加が、パートナーを男性から、家事等の大部分を担うことが期待される女性に変える動機となる可能性を否定できないことをFEISモデルの採用理由としている。
- 6) JSEIを極端に大きな（小さな）値とした場合についても図を出力し、本文中の表現と推定結果が矛盾しないことを確認した（図は省略）。
- 7) 男性についてFEISモデルではなくdd-IEで推定すると、交互作用効果の回帰係数の絶対値が増加し、負に有意となった（ $B=-.049$; $S.E.=.022$ ）。この理由としては、キャリアの過程で高い自己効力感や社会関係資本を獲得するなどして、抑圧的な労働環境に対する精神的耐性を身に付けた労働者のみが上昇移動（昇進など）できるといった、職業選択に関する未観測の交絡要因の効果をdd-IEが反映したことが考えられる。なお、女性のdd-IEにおける交互作用項の回帰係数は、FEISモデルの場合とほとんど同じであった（ $B=.014$; $S.E.=.021$ ）。
- 8) 本研究の仮説において、高い職業的地位が仕事の自律性の影響を強くするという関係が、高地位職自体の性質ではなく、子ども期の仕事に対する価値観によって生じていること、および子ども期の仕事に関する価値観は学歴や出身階層といった子ども期の社会経済的地位と関連していることを仮定した。この仮定の妥当性を確認するための一例として、変数としての観測が比較的容易であり、職業選択と子ども期の仕事に対する価値

観双方に対して強く影響していると考えられる、学歴の交互作用効果を含めたモデルについて検討した。具体的には、男性のREモデルに対して、本人が最後に通った学校（「中学／高校」「短期大学／専門学校／高等専門学校」「大学／大学院」「無回答」の4カテゴリー）の主効果および仕事の自律性との交互作用項を追加投入した。分析の結果、JSEIと仕事の自律性の交互作用効果は約25%減少し（ $B=.022$; $S.E.=.011$ ）、少なくとも交互作用効果の4分の1は学歴によって説明できることを確認した。ただし、学科・専攻や学業成績、学校所在地の都市度など、ほかに考慮すべきであると予想される学歴情報は多数存在する。本注はあくまで、就業前の時間不変の要因が、精神的健康に対する職業的地位と仕事の自律性の交互作用効果に関係していることの一例を示したものである。

参考文献

- 石田浩（2021）「1 世代間階層移動と教育の趨勢」中村高康・三輪哲・石田浩編『シリーズ 少子高齢社会の階層構造 1 人生初期の階層構造』東京大学出版会, pp. 19-36.
- 石田浩・石田賢示（2024）「序章 セカンドチャンスを探して」石田浩・石田賢示編『格差社会のセカンドチャンスを探して——東大社研パネル調査に見る人生挽回の可能性』勁草書房, pp. 3-21.
- 打越文弥・麦山亮太・小松恭子（2021）「職域分離とスキルからみる労働市場のジェンダー格差——日本版O-NETとのマッチングデータから得られる示唆」『理論と方法』Vol. 36, No. 1, pp. 65-82.
- 片瀬一男（2022）「第4章 壮年期の職業性ストレスと努力—報酬不均衡」片瀬一男・神林博史・坪谷透編『健康格差の社会学——社会的決定因と帰結』ミネルヴァ書房, pp. 105-123.
- 鹿又伸夫（2008）「世代間移動の性別比較——職歴データによる推定」『理論と方法』Vol. 23, No. 2, pp. 65-83.
- 厚生労働省（2023）「第2章 過労死等の現状」『令和5年度過労死等防止対策白書』pp. 33-70.
- 高見具広（2016）「働く時間の自律性をめぐる職場の課題——過重労働防止の観点から」『日本労働研究雑誌』No. 677, pp. 39-52.
- 田藤裕祐・宮田尚子（2015）「仕事の価値の布置と長期的変化——『日本人の意識』調査の2次分析」『社会学評論』Vol. 66, No. 1, pp. 57-72.
- 堤明純（2007）「職業階層と健康の格差——職業性ストレスの役割」『保健医療科学』Vol. 56, No. 2, pp. 76-82.
- 中澤澤（2019）「回顧調査とパネル調査の特性を考える——『教育と職業』の調査に関連して」『日本労働研究雑誌』No. 705, pp. 64-68.
- 藤原翔（2018）「職業的地位の世代間相関」吉田崇編『2015年SSM調査報告書3 社会移動・健康』2015年SSM調査研究会, pp. 1-40.
- 山本耕平（2021）「4 職場権限へのアクセスから見る女性労働市場のこれまで」渡邊勉・吉川徹・佐藤嘉倫編『シリーズ 少子高齢社会の階層構造 2 人生中期の階層構造』東京大学出版会, pp. 67-80.
- 吉田崇（2021）「5 女性のライフコースとキャリア形成格差」渡邊勉・吉川徹・佐藤嘉倫編『シリーズ 少子高齢社会の階層構造 2 人生中期の階層構造』東京大学出版会, pp. 81-93.
- Bakker, A. B. and Demerouti, E. (2017) "Job Demands-Resources Theory: Taking Stock and Looking Forward," *Journal of Occupational Health Psychology*, Vol. 22, No. 3, pp. 273-285.
- Breaugh, J. A. (1985) "The Measurement of Work Autonomy," *Human Relations*, Vol. 38, No. 6, pp. 551-570.
- Cemalcilar, Z., Jensen, C. and Tosun, J. (2019) "Gendered

- Intergenerational Transmission of Work Values? A Country Comparison," *ANNALS of the American Academy of Political and Social Science*, Vol. 682, No. 1, pp. 125-138.
- Chung-Yan, G. A. (2010) "The Nonlinear Effects of Job Complexity and Autonomy on Job Satisfaction, Turnover, and Psychological Well-Being," *Journal of Occupational Health Psychology*, Vol. 15, No. 3, pp. 237-251.
- Eaton, W. W. (1980) "A Formal Theory of Selection for Schizophrenia," *American Journal of Sociology*, Vol. 86, No. 1, pp. 149-158.
- Fujihara, S. and Ishida, H. (2024) "College Is Not the Great Equalizer in Japan," *Socius*, Vol. 10, pp. 1-19.
- Giesselmann, M. and Schmidt-Catran, A. W. (2022) "Interactions in Fixed Effects Regression Models," *Sociological Method and Research*, Vol. 51, No. 3, pp. 1100-1127.
- Hackman, J. R. and Oldham, G. R. (1976) "Motivation through the Design of Work: Test of a Theory," *Organizational Behavior and Human Performance*, Vol. 16, No. 2, pp. 250-279.
- Jaspers, E., Mazrekaj, D. and Machado, W. (2024) "Doing Genders: Partner's Gender and Labor Market Behavior," *American Sociological Review*, Vol. 89, No. 3, pp. 518-541.
- Johnson, M. K. (2002) "Social Origins, Adolescent Experiences, and Work Value Trajectories during the Transition to Adulthood," *Social Forces*, Vol. 80, No. 4, pp. 1307-1341.
- Johnson, M. K. and Monserud, M. A. (2010) "Judgment about Work and the Features of Young Adults' Jobs," *Work and Occupations*, Vol. 37, No. 2, pp. 194-224.
- Johnson, M. K. and Mortimer, J. T. (2011) "Origins and Outcomes of Judgments about Work," *Social Forces*, Vol. 89, No. 4, pp. 1239-1260.
- Johnson, M. K., Mortimer, J. T., Lee, J. C. and Stem, M. J. (2007) "Judgments about Work: Dimensionality Revisited," *Work and Occupations*, Vol. 34, No. 3, pp. 290-317.
- Kaboth, A., Hünefeld, L. and Lück, M. (2024) "Exploring Work Ability, Psychosocial Job Demands and Resources of Employees in Low-Skilled Jobs: A German Cross-Sectional Study," *Journal of Occupational Medicine and Toxicology*, Vol. 19, No. 30.
- Kalleberg, A. L. and Marsden, P. V. (2019) "Work Values in the United States: Age, Period, and Generational Differences," *ANNALS of the American Academy of Political and Social Science*, Vol. 682, No. 1, pp. 43-59.
- Lu, Z., Wang, S., Li, Y., Liu, X. and Olsen, W. (2023) "Who Gains Mental Health Benefits from Work Autonomy? The Roles of Gender and Occupational Class," *Applied Research in Quality of Life*, Vol. 18, pp. 1761-1783.
- Park, R. and Jang, S. J. (2017) "Mediating Role of Perceived Supervisor Support in the Relationship between Job Autonomy and Mental Health: Moderating Role of Value-Means Fit," *International Journal of Human Resource Management*, Vol. 28, No. 5, pp. 703-723.
- Pérez-Zapata, O., Pascual, A. S., Álvarez-Hernández, G. and Collado, C. C. (2016) "Knowledge Work Intensification and Self-Management: The Autonomy Paradox," *Work Organisation, Labour and Globalisation*, Vol. 10, No. 2, pp. 27-49.
- Rüttenauer, T. and Ludwig, V. (2023) "Fixed Effects Individual Slopes: Accounting and Testing for Heterogeneous Effects in Panel Data or Other Multilevel Models," *Sociological Methods and Research*, Vol. 52, No. 1, pp. 43-84.
- Schieman, S., Milkie, M. A. and Glavin, P. (2009) "When Work Interferes with Life: Work-Nonwork Interference and the Influence of Work-Related Demands and Resources," *American Sociological Review*, Vol. 74, No. 6, pp. 966-988.
- Vassiley, A., Shafaei, A., Nejati, M., Onnis, L.-A. and Bentley, T. (2025) "The Autonomy Paradox, Working from Home and Psychosocial Hazard," *Journal of Industrial Relations*, Vol. 67, No. 2, pp. 356-385.
- Yamazaki, S., Fukuhara, S. and Green, J. (2005) "Usefulness of Five-Item and Three-Item Mental Health Inventories to Screen for Depressive Symptoms in the General Population of Japan," *Health and Quality of Life Outcomes*, Vol. 3, No. 48.
- York, H., Song, X. and Xie, Y. (2025) "Gradationalism Revisited: Intergenerational Occupational Mobility along Axes of Occupational Characteristics," *American Journal of Sociology*, Vol. 130, No. 4, pp. 976-1027.

〈投稿受付 2024 年 9 月 13 日, 採択決定 2026 年 4 月 15 日〉

とりに・ゆうき 東京大学大学院農学生命科学研究科農学国際専攻包摂型グローバル未来社会寄付講座特任助教。最近の主な論文に「初職非正規雇用による精神的健康への悪影響の加齢に伴う変化——初職開始年による age trajectory の違い」『社会学評論』Vol. 75, No. 3, pp. 239-254 (2024 年)。社会学専攻。