

雇用によらない働き方における ワーク・エンゲイジメントの規定要因 ——雇用者とフリーランスの比較分析

石山 恒貴
(法政大学教授)

近年、雇用によらない働き方が注目されているが、現段階では定義自体が曖昧である。そこで本研究では、フリーランスの概念を働き方の特徴でとらえた「特定の企業や団体、組織に専従しない独立した形態で、自身の専門知識やスキルを提供して対価を得る人」を、雇用によらない働き方の定義とする。そのうえで、フリーランスと雇用者のデータを同時に分析して、ワーク・エンゲイジメントの水準を比較し、またその水準を規定する要因間のメカニズムを解明する。組織に所属する雇用者の特徴を反映した JD-R モデルとフリーランスの規定要因のメカニズムを分析することで、日本において実証的研究が乏しかったフリーランスの二面性の実態の解明に寄与することを本研究の目的とする。分析結果は、次のとおりとなった。フリーランスのワーク・エンゲイジメントの水準は、傾向スコアマッチングで調整したうえで、会社員より高かった。その差異は、キャリア自律、専門性、創造性という規定要因が会社員と比べて高いために生じており、規定要因からワーク・エンゲイジメントに与えるメカニズムにフリーランスと雇用者の間に違いがあるためではなかった。また、キャリア自律を起点としてワーク・エンゲイジメントを高めるメカニズムが存在した。フリーランスに関する政策立案の議論においては、単に保護するという視点だけでなく、キャリア自律を起点とするメカニズムを促進していくことにも留意する必要がある。

【キーワード】 労働市場、職業心理、労働者意識

目次

- I はじめに
- II 先行研究のレビュー
- III 仮説の構築
- IV 調査方法と結果
- V 分析結果
- VI 考察

I はじめに

従来、日本では雇用による働き方が支配的であり、その比率は上昇を続けてきた¹⁾。しかし近

年、雇用によらない働き方が注目されている。その背景としては、第四次産業革命など技術変革の進展によって、プロジェクト型の働き方が主流となり、特定の組織に従属しない自律的な労働者が増加していくという予測がある(経済産業省 2017; 厚生労働省 2016)。

ただし、雇用によらない働き方は、現段階では定義自体が曖昧である。「雇用によらない働き方」²⁾(経済産業省 2017)、「雇用類似の働き方」³⁾(厚生労働省 2018)の定義は異なる。日本でフリーランスは、その定義を含めて近年勃興してきた概念であり、実態が解明されているとは言い難

い。とりわけフリーランスの捉え方には、騎士・英雄言説および真正な自営業者という肯定的な評価と、従僕言説および準従属労働者という否定的な評価という二面性が存在する(宇田 2009; 大内 2019)。この二面性は対極にあるともいえ、フリーランスの実態がいずれに近いのかということ を明らかにしなければ、適切な政策を立案するうえでも問題があり、その解明の意義は大きいだろう。

まず本研究では、フリーランスの概念を働き方の特徴でとらえた『フリーランス白書 2018』における「特定の企業や団体、組織に専従しない独立した形態で、自身の専門知識やスキルを提供して対価を得る人」(フリーランス協会⁴⁾ 2018:5)を、雇用によらない働き方の定義とする。後述するように、フリーランスの対象類型、人数規模は各種調査で異なっている。そこで、対象類型と人数規模ではなく、雇用者との本質的な差異を明確にした概念を定義として用いることが妥当であると考えられる。以降、本稿ではこの定義を「フリーランス」という呼称で使用する。

また本研究は、ワーク・エンゲイジメント(work engagement)という仕事に関するポジティブな心理状態を示す概念(Schaufeli et al. 2002; 島津 2010)を用いて、フリーランスの仕事に関する動機づけに焦点をあてる。ワーク・エンゲイジメントは、組織に特有の類似概念とは弁別されており(Schaufeli and Bakker 2010)、組織に属さないフリーランスの仕事の動機づけと二面性の実態の解明に適切であろう。

具体的には、フリーランスと雇用者のデータを同時に分析して、ワーク・エンゲイジメントの水準を比較し、またその水準を規定する要因間のメカニズムを解明する。規定要因としては、フリーランスの肯定的側面の特徴とされる、自律性、専門性、創造性に注目する。雇用者のワーク・エンゲイジメントの規定要因のメカニズムにはJD-Rモデル(Bakker and Demerouti 2017, 2007; Demerouti et al. 2001)と呼ばれる研究蓄積がある。ワーク・エンゲイジメントの水準の比較だけでなく、組織に所属する雇用者の特徴を反映したJD-Rモデルとフリーランスの規定要因のメカ

ニズムを分析することで、日本において実証的研究が乏しかったフリーランスの二面性の実態の解明に寄与することを本研究の目的とする。

II 先行研究のレビュー

1 フリーランスの対象数と類型

既存の公的統計に、明確なフリーランスの対象者数の統計は存在しない。1985年から2015年までの傾向として、「自営業主(雇人なし)」全体は減少しているが、雇用によらない働き方に近いとされる「雇用的自営業等」については増加している⁵⁾(内閣府 2019)。総務省『平成29年度就業構造基本調査』によれば、有業者全体(6621万人)のうち、雇用者を除く比率は10.6%であり、うち自営業主は561万7100人(8.5%)、家族従業者は122万1400人(1.8%)である。しかし、その内訳には個人商店主、農林業従事者などが含まれており、本研究のフリーランスの対象者とは一致しない。また、副業がある者が、267万8400人(4.0%)存在しており、広義のフリーランスにはこの類型も含まれる⁶⁾。

これに対しランサーズ⁷⁾が行った調査によれば、日本の広義のフリーランスの対象者数は1119万人であり、労働力人口比率は17%である。この調査は米国の調査であるUpwork Global(2018)の推計方法を参考にしている⁸⁾(ランサーズ 2018)。このランサーズの推計は、有効回答数3096人のWEB調査から導き出したものであり、以下の調査と人数規模に乖離がある。

たとえば、2018年のリクルートワークス研究所の調査⁹⁾は、フリーランスを「雇用者のない自営業者もしくは内職であり、実店舗を持たず、農林漁業従事者ではない」と定義して推計した。その結果、本業フリーランサーは約300万人、副業フリーランサーは約140万人、合計して約440万人であり、就業者の7%にあたりとされた(孫 2018)。内閣府(2019)はこの孫の定義に準拠しつつ、新たなアンケート調査により、総務省『平成29年度就業構造基本調査』の個票を日本全体の属性に引き延ばし、「フリーランス相当の働き方」

の人数規模を306万人から341万人（うち、副業は106万人から163万人）と推計した¹⁰⁾。労働政策研究・研修機構（2019a）の調査¹¹⁾では、自身で事業等を営んでいる者は約538万人であるが、「従業員を常時使用していない」という範囲では約367万人（本業約270万人、副業約97万人）と推計しており、内閣府の調査と大きな差異はない。この3つの調査は実施時期も近く、細かい集計方法の差異はあるものの、定義は類似しており、ほぼ同様の人数規模に収束している。この3調査の対象類型は本研究のフリーランスの定義に近く、概ねの人数規模は約300万人から約400万人程度と考えることができよう¹²⁾。

2 フリーランスに関する評価の乖離

『雇用によらない働き方に関する研究会』ではフリーランスの自律性を評価しているが（経済産業省2017）、『雇用類似の働き方に関する検討会』ではフリーランスに対する労働者としての保護に焦点があたっている（厚生労働省2018）。こうした相異なる評価を、宇田（2009）は騎士・英雄言説と従僕言説として整理する。

騎士・英雄言説とは、フリーランスを自律的で柔軟な働き方ができ、かつ創造的な存在として捉える言説群を意味する。この言説群では、専門性による創造という側面や、組織に従属しない、自律した側面が肯定的に捉えられている。また自営型テレワークやテイルワーカー¹³⁾（高橋2018）においては、柔軟な働き方が肯定的な側面として示される。

他方、従僕言説では、フリーランスを外部労働市場で搾取される弱者として捉え、フリーランスが直面する過酷な実態が強調される。近年においては、欧米諸国におけるUberなどによるデジタル・プラットフォームで働く労働者の賃金水準の低さ、定着率の低さが指摘され、フリーランスの労働法上の保護のあり方、独占禁止法の適切な適用のあり方が課題とされている（厚生労働省2018）。たとえばフリーランスの類型の中でも、第四次産業革命によって生じた単発の仕事の意味するギグエコノミーに従事する者をギグワーカーと呼ぶが、その法的な保護についての議論が注目

されている（大内2019）。

Uberのライドシェアサービスは日本で解禁されていないものの、第四次産業革命により勃興してきたデジタル・プラットフォームにおいて、WEBで業務発注を受けるクラウドワーカー、単発の仕事を受け負うギグワーカーは、日本でもその存在が認知されている。もしデジタル・プラットフォームにおける労働者が、形式上は自営業者であっても、実態として特定の企業の指揮命令下にある（使用従属性がある）のなら、それは「名ばかり自営業者」であり、雇用労働者として扱うべきだとされる。つまりは、現在の法律の枠内で対応されるべきである（大内2019）。

ただし、デジタル・プラットフォームにおける労働者が、名ばかり自営業者であるとは限らない。ここで考慮すべきは、労働政策研究・研修機構（2019a）で示された、「本業で、発注者からの委託を受け、『事業者』を直接の取引先とする約130万人」の中でも、発注者が特定されており（単一であり）、その関係が緊密で、選択や交渉の余地が少ない場合である。大内（2019）は、そのような使用従属性がなくとも特定の取引先に経済的に依存する（経済的従属性がある）自営業者を、「準従属労働者」と位置づける。そのうえで準従属労働者は、特定の契約上の強者に依存せず自律的である「真正な自営業者」とは区別されるべきだとする。

ここまでの議論をまとめると、そもそも名ばかり自営業者は雇用労働者であり、フリーランスの議論に含めるべきではない。しかしながら、フリーランスとしてみなされる場合でも、経済的従属性の強弱、それと対をなす自律性の高低の濃淡には差があり、経済的従属性が弱く自律性が高ければ騎士・英雄言説に該当し、経済的従属性が強く自律性が低い¹⁴⁾のであれば従僕言説に該当することになる。

3 フリーランスの自己評価

相異なる評価に対し、フリーランス自身は、どのように自己評価しているのだろうか。騎士・英雄言説の代表例であるクリエイティブ・クラス¹⁵⁾（Florida 2006）、インディペンデント・コン

トラクター¹⁶⁾ (秋山・山田 2004), フリーエージェント¹⁷⁾ (Pink 2002) においては, 組織に依存しない自律性, 専門性の重視, 仕事の創造性への志向がその特徴として示されている。また, 宇田 (2009) は騎士・英雄言説を, キャリア理論における, 企業や職種の境界にとらわれないバウンダリーレスキャリア (Arthur 1994) や, キャリア形成において自己の価値観を重視するプロティアンキャリア (Hall 2004) に該当するとしたが, バウンダリーレスキャリアとプロティアンキャリアは組織に依存しない自律性を示す概念である。こうした組織に依存せず能動的に自分の意思でキャリアを形成する概念はキャリア自律と呼ばれ (花田 2001; 堀内・岡田 2009, 2016), フリーランスの組織に依存しない自律性は, キャリア自律にあたと整理することができよう。

では, 近年の日本における調査結果はどうか。フリーランスの定義に類似する「独立自営業者」¹⁸⁾ に対する調査では, 仕事全体に対する満足度¹⁹⁾ は 68.0% であり, 働きがい満足度 (69.2%) と働きやすさ満足度 (73.7%) も含めて高い数値になっている。他方, 収入満足度 (48.5%) は比較すると低い数値になっている。なお, 3年後のキャリア展望として, 独立自営業者を継続したい者が 64.8% であり, 独立自営業者を辞めようと考えている者は 8.6% にすぎず, この点でも満足度の高さが窺える (労働政策研究・研修機構 2018)。日本政策金融公庫総合研究所 (2018) の定義によるフリーランスの調査²⁰⁾ で, その満足度²¹⁾ を比較すると, 仕事満足度 (55.7%) と私生活との両立の満足度 (56.2%) は高い数値であるが, 収入満足度 (18.1%) は低い数値になっている。フリーランス協会 (2018) の調査における満足度²²⁾ も, 全般満足度 (75.8%) の数値は高く, 特に就業環境満足度 (79.6%) と達成感/充実感満足度 (81.0%) は高い数値になっている。しかし, 収入満足度 (34.1%) は低い数値になっている。

なお, 過去のキャリアとフリーランスという働き方を選択した理由については, 次のとおりである。1つの会社に属していた経験は 96.5% (フリーランス協会 2018), 正社員の勤務経験は 85% 以

上 (日本政策金融公庫総合研究所 2018) と, もともとフリーランスは組織に属して経験を積んできた者が多数を占める。そのうえで, 独立自営業者を選択した理由の上位3つは, 「自分のペースで働くことができると思ったから」 (35.9%), 「収入を増やしたかったから」 (31.8%), 「自分の夢の実現やキャリアアップのため」 (21.7%) と前向きな理由が占め, 会社の倒産・リストラ (3.8%) などの後ろ向きな理由は少ない (労働政策研究・研修機構 2018)。以上から, 組織で専門性を醸成したうえで, 専門性をいかすことや柔軟な働き方の実現を目的にフリーランスを選択しているため, 仕事や働き方の柔軟性への満足度が高い²³⁾ との推測が成り立つ。

以上の議論をまとめると, 騎士・英雄言説の代表例では, キャリア自律, 専門性, 創造性がフリーランスの特徴になっている。実際, フリーランスの自己評価として, 全般的に仕事や働き方の柔軟性への満足度は高い。しかし収入は必ずしも期待水準に達していない。

4 ワーク・エンゲイジメント

近年, 仕事に関する心理状態として, エンゲイジメントという概念が注目されている。エンゲイジメントは, Kahn (1990) が Goffman (1961) の唱える役割パフォーマンス (role performance) に着想を得て定義したものである。役割パフォーマンスにおいて, 人は非言語的な行為と共に役割を受け入れることで, その役割に没入して行動する。Kahn はこの役割と人の一体化という点から論を進め, 人が仕事に対して個人的に没入している状態を, 個人的エンゲイジメント (personal engagement) と呼んだ。

個人的エンゲイジメントという概念は, 従業員エンゲイジメント (employee engagement) という概念に発展していく。従業員エンゲイジメントは, ビジネス界で主要なコンサルタント会社が会社の収益性に直結する概念として喧伝し, 人事領域の実務の世界で流行した。しかし, 主要コンサルタント会社²⁴⁾ の唱える従業員エンゲイジメントは, 学術論文として検証されたことは少なく, 実際には組織的アウトカムである組織コミッ

トメントと役割外行動を意味しているとされる (Schaufeli and Bakker 2010)。つまり、従業員エンゲイジメントは、既存の組織に関する概念と類似しており、「古いワインを新しいボトルに詰めたもの」と批判されている²⁵⁾ (Macey and Schneider 2008; Saks 2006)。

この批判を乗り越えるために定義された概念が、ワーク・エンゲイジメントである。ワーク・エンゲイジメントは、仕事が複雑化しストレスが増大する社会環境において、バーンアウト（燃え尽き）の反対概念として提唱された、仕事に関連するポジティブで充実した心理状態であり (Schaufeli et al. 2002; 島津 2014)、ポジティブ心理学の影響を受けた仕事に対する「快」の高さと活動水準の高さを示す概念である (向江 2018)。また、従業員エンゲイジメントという概念には組織的アウトカムとの区別に曖昧さが残るため、より学術的で堅牢な概念として定義することも意図されている (Schaufeli and Bakker 2010)。

ワーク・エンゲイジメントは、堅牢な概念であると同時に、実務上の有用性も高い。ワーク・エンゲイジメントが高い個人は仕事に専心し集中するため、組織的アウトカムの予測に優れている (Bakker and Albrecht 2018)。具体的には、役割行動 (Christian, Garza and Slaughter 2011)、ファストフード会社の日々の財務結果 (Xanthopoulou et al. 2009)、職務満足感、離転職意思の低下、役割外行動、リーダーシップ行動 (Schaufeli et al. 2006; 島津 2010) に肯定的な影響を与える。

ここまでの議論をまとめると、従業員エンゲイジメントは、それ自体に組織アウトカムが内包されたうえで組織アウトカムを予測するため、因果関係が不明瞭である。他方、ワーク・エンゲイジメントは組織アウトカムとは弁別されたうえで、組織アウトカムの予測に優れている。したがってワーク・エンゲイジメントは、堅牢な概念である。また組織に所属しないフリーランスの実態を明らかにするうえでは、組織アウトカムと弁別されていることが必要である。よって、フリーランスの仕事に関する動機づけの実態を調査するために、妥当な概念であろう。

なお国際比較をすると、日本のワーク・エンゲ

イジメントは、他国に比べ低い。得点は明示されていないが、6点を最大値とした得点に関する16か国の比較で、日本の得点は唯一3点を下回り、4点台後半のフランスをはじめとして、7カ国が4点を上回っている。(島津 2014; Shimazu et al. 2010)。向江 (2018) は、日本における先行研究をレビューし、日本人のワーク・エンゲイジメントの平均得点を2.8から2.9前後と推測している。得点が低い理由は定まってはいないものの、日本においては個人の集団への帰属意識が強く、ポジティブな感情の表出は集団の調和を乱すものとして社会的望ましさと一致しないからだ、という可能性が提示されている (島津 2014; Shimazu et al. 2010)。

Ⅲ 仮説の構築

フリーランスには、真正な自営業者と騎士・英雄言説という肯定的な評価と、準従属労働者と従僕言説という否定的な評価の、二面性があった。ただしこの二面性は、個人ごとに明確に線引きできるとは限らない²⁶⁾。フリーランスにおいては誰しも濃淡の差こそあれ、二面性が内在しているとも考えられる。

先行研究でレビューしたとおり、この二面性は、フリーランスが従事する仕事との関連が強く、仕事に関する動機づけをワーク・エンゲイジメントの水準として測定することが、実態の把握につながるであろう。フリーランスのワーク・エンゲイジメントの水準を把握するには、単独で測定するよりも、その水準について研究蓄積のある雇用者と比較することが必要となろう。

雇用区分の差によって、その勤務状況への主観的な評価に違いが生じることに関する研究は、蓄積が多い。とりわけ近年は雇用者における非正規雇用比率の増加から、正規雇用と非正規雇用という雇用区分で労働者本人の主観的な評価の比較がされるようになってきている。ただし、非正規雇用は、その勤務形態で働いている理由 (自ら選択したのか、否か) により、本意型と不本意型に区分される。この区分を考慮すると、心身症状 (ストレス) で計測した主観的厚生水準では、正規雇

用と本意型非正規雇用は同程度の水準であったが、不本意型の水準だけが低くなっていた(山本2011)。非正規雇用における比較においても、本意型の主観的幸福度は不本意型よりも高くなっている(久米ほか2011)。

最新の調査では、厚生労働省(2019)が、ワーク・エンゲイジメントの水準で雇用区分に関する比較をしている。ワーク・エンゲイジメントが高いと回答した者の割合は、正規雇用者より非正規雇用者が高いが、不本意型と本意型に区別すると、正規雇用者より不本意型は低く、本意型は高く、山本(2011)と類似する結果になったと結論している²⁷⁾。さらに、正社員と限定正社員で比較した場合、ワーク・エンゲイジメント得点は限定正社員のほうが高く、勤務地限定、職務限定、労働時間限定の中では、労働時間の限定正社員の得点が最も高い²⁸⁾。

このようにワーク・エンゲイジメントの水準について、すでに雇用区分によって比較する調査は存在し、その結果はその他の主観的評価とも合致している。すなわち、正社員という区分において最も水準が高いとは限らず、労働時間が限定されている社員と、自発的にその区分を選択している本意型非正規雇用社員の水準のほうが高い。この水準の高さは、キャリア自律に関わるものと整理できるであろう。労働時間の限定を選択しているということは、働き方の柔軟性を重視していることになる。本意型として非正規雇用を自ら選択していることも、能動的に自らの意思でキャリア形成していることになる。いずれも組織への依存度は正社員に比べて低いと想定でき、キャリア自律の概念に該当していると考えられる。

ただし、雇用区分と異なり、就業区分の比較については、ワーク・エンゲイジメントおよび主観的評価のいずれも、管見の限り先行研究で明確に示されていない。くわえて、雇用者とフリーランスを比較する場合、フリーランスには従僕言説と騎士・英雄言説の二面性があるため、単純に予測をすることはできない。フリーランスの経済的従属性と収入の不安定さという問題、すなわち従僕言説という否定的側面を重視するなら、雇用者と比較して、フリーランスのワーク・エンゲイジ

メントのほうが低くなるという仮説になろう。他方、先行研究においては、フリーランスは経済的従属性や収入の不安定さというリスクも理解したうえで、その働き方を自発的に選択しており、これはキャリア自律に該当しよう。

経済的従属性や収入の不安定さというリスクと、キャリア自律の影響のいずれを重く見るか、という点に関しては、本意型非正規雇用者のワーク・エンゲイジメントの水準が参考になろう。本意型非正規雇用者は、正規雇用者と比べて収入の安定性が高いとはみなせないが、自発的にその働き方を選択していることによりワーク・エンゲイジメントの水準が高かった。ここから、経済的従属性や収入の不安定さによる負の影響よりも、キャリア自律がワーク・エンゲイジメントに与える正の影響のほうが大きいと考え、次の仮説を設定する。

仮説1：雇用者とフリーランスを比較すると、フリーランスのワーク・エンゲイジメントの水準が高い

仮説1ではフリーランスのワーク・エンゲイジメントの水準が高いと設定したが、キャリア自律がワーク・エンゲイジメントを高める具体的なメカニズムが明らかになっているわけではない。フリーランスの実態を解明するために、キャリア自律以外にフリーランスの顕著な特徴であった専門性と創造性も規定要因に含め、雇用者のJD-Rモデルと比較しつつ、キャリア自律がワーク・エンゲイジメントを高める具体的なメカニズムを仮説2として構築していく。

先行研究では、ワーク・エンゲイジメントの規定要因としては、JD-Rモデル(Bakker and Demerouti 2017, 2007; Demerouti et al. 2001)による研究蓄積が進んでいる。JD-Rモデルでは、仕事の要求度(job-demands)が仕事による燃え尽きを意味するバーンアウトを高める一方、仕事の資源(job-resources)と個人の資源(personal-resources)が、ワーク・エンゲイジメントを高める。

仕事の資源は、業務の自律性、ソーシャルサポ

ート（職場での支援）、上司との関係性、専門性開発の機会などが該当し、個人の資源は自己効力感、組織内での自尊心、楽観性などが該当する。つまり、仕事の資源とは、負荷を軽減し、個人の成長と発達を促す仕事面の要因であり、個人の資源とは、個人の回復力（resiliency）と、取り巻く環境をより肯定的に捉え制御していく資質である（Bakker and Demerouti 2017; Xanthopoulou et al. 2007）。

ただし、JD-R モデルの対象は、組織に所属する雇用者であることが前提になっている。また、仕事の要求度がストレスを増大させるが、仕事の資源と個人の資源がストレスを軽減させるという、産業保健におけるストレスコーピングの観点からモデル化されている。これに対し本研究では、キャリア自律、専門性、創造性というフリーランスの特徴は、内発的な仕事の熱意の向上につながると捉えることが妥当であり、ストレスが軽減された結果として仕事への動機づけが向上するというストレスコーピングの枠組みでは捉えきれないと考える。

そこで、キャリア自律を専門性と創造性が媒介して、ワーク・エンゲイジメントを向上させていくというメカニズムを検討していく。キャリア自律がワーク・エンゲイジメントに与える影響を理論的に検証した研究は少ないが、希少な研究としては、Akkermans et al. (2013) がある。Akkermans et al. は、雇用者における調査で、キャリアコンピテンシー²⁹⁾が、JD-R モデルにおける仕事の資源とワーク・エンゲイジメントに肯定的な影響を与えていることを検証した。この結果は、キャリアコンピテンシーが個人の資源と同様な役割を果たしており、並行的な位置づけにあるともされた。

キャリア自律は、心理的要因と行動的要因に分解できるが（堀内・岡田 2009）、キャリアコンピテンシーでは心理的要因も重視されている。キャリア自律の心理的要因とは、職業的自己イメージの明確さ（仕事上の得意分野や、やりたいことがはっきりしていること）、主体的キャリア形成意欲（キャリアに関心を持ち、充実させたいと思うこと）、キャリアの自己責任自覚（キャリア形成は自分の

責任だと思うこと）の3つの下位尺度から構成される。職業的自己イメージの明確さは、自律的な職務遂行を促進し、主体的キャリア形成意欲とキャリアの自己責任自覚は、担当している仕事を自ら選択したという納得性をもたらすので、いずれの要因も内発的に仕事への熱意を向上させるだろう。したがって、キャリア自律の心理的要因はワーク・エンゲイジメントを高めると考えられる。また内発的な仕事の熱意の向上は、ストレスコーピングの結果としてワーク・エンゲイジメントを高めることは、質的に異なる。そこで、キャリア自律の心理的要因は、JD-R モデルの個人の資源と異なり、それと並行的な位置づけにある個人の資質と考えることが妥当であろう。そこで、次の仮説を設定する。

仮説 2-1：フリーランスのキャリア自律の心理的要因は、個人の資源と並行的な位置づけとしてワーク・エンゲイジメントに正の影響を与える

次に専門性を検討する。専門性を示す概念として「専門性へのコミットメント」³⁰⁾（Blau 2001, 2003）を検討する。専門性にコミットし、向上の努力を行うことは、内発的に仕事への興味を高め、その結果、仕事への熱意を高めると考えられる。すなわち、ワーク・エンゲイジメントは高くなる。

また、キャリア自律の心理的要因の下位尺度である職業的自己イメージの明確さ（仕事上の得意分野や、やりたいことがはっきりしていること）は、自身の専門性に関する認識を明確にし、その専門性を向上させていく努力につながるだろう。つまり、キャリア自律の心理的要因が専門性へのコミットメントを高め、その結果、専門性へのコミットメントがワーク・エンゲイジメントを高めるという媒介関係も想定される。また、専門性へのコミットメントは、仕事そのものへの興味を増すという特徴から、JD-R モデルにおけるストレスコーピングとしての個人の資源と異なり、それと並行的な位置づけにあると考えるべきであろう。したがって、次の仮説を設定する。

仮説 2-2：フリーランスのキャリア自律の心理的要因は、個人の資源と並行的な位置づけにある専門性へのコミットメントに媒介されて、ワーク・エンゲイジメントに正の影響を与える

次に創造性について検討する。創造性を示す概念として、近年、注目されているジョブ・クラフティング (job crafting) を検討する。ジョブ・クラフティングとは、「個人が職務または仕事に関連する境界に加える物理的および認知的変化」(Wrzesniewski and Dutton 2001: 179) と定義される。従来、職務とは組織によって設計されるという、トップダウン・アプローチの前提があった (Hackman and Oldham 1980)。しかしジョブ・クラフティングは、労働者を能動的な存在と捉え、ボトムアップ・アプローチにより、労働者が主体的に職務そのものを、自分の好みにあわせて創造 (craft) すると考える。

ジョブ・クラフティングの研究の発展には、JD-R モデルが貢献している。JD-R モデルは、研究蓄積が進む中でジョブ・クラフティングを組み入れ、ワーク・エンゲイジメントの高い労働者がジョブ・クラフティングを行うことで仕事と個人の資源が増加し、さらにワーク・エンゲイジメントが高まるという循環的なモデルに変化した (Bakker and Demerouti 2017; Tims, Bakker and Derks 2012, 2013)。

これに対し高尾 (2019) は、提唱者の Wrzesniewski and Dutton と JD-R モデルの間には、ジョブ・クラフティングの捉え方に、やや差異があるとする。JD-R モデルにおけるジョブ・クラフティングは、職務をストレスコーピングの観点から変化させ、仕事の要求の低減と仕事の資源の増大に焦点を置く。これに対し Wrzesniewski and Dutton は、ジョブ・クラフティングを仕事の内容そのものを変えるタスク次元、仕事の意味づけを変える意味次元、仕事に関わる人間関係を変える人間関係次元の 3 次元で捉え、社会構築主義的な立場から、個人が仕事の意味づけ (意味次元) を変化させて、仕事を再創造

することを重視する。しかし、JD-R モデルでは、個人による意味次元の変化はあまり注目されず、ほぼ捨象されている。

仕事の創造性という観点からは、ストレスコーピングではなく、意味づけの変化により仕事を創造的に変化させる、Wrzesniewski and Dutton のジョブ・クラフティングの捉え方が妥当であろう。フリーランスが創造的に仕事を遂行することは、内発的に仕事への興味を高め、ワーク・エンゲイジメントを高めるだろう。これを裏付ける研究として、Rudolph et al. (2017) のメタ分析では、ジョブ・クラフティングの結果要因はワーク・エンゲイジメントが多い、という報告がある。以上から本研究では、フリーランスによるジョブ・クラフティングは、結果要因としてのワーク・エンゲイジメントを高めると考える。

また、キャリア自律の心理的要因における職業的自己イメージの明確さ (仕事上の得意分野や、やりたいことがはっきりしていること) は、個人の仕事の意味づけを促進し、ジョブ・クラフティングを高めると想定できる。実際、堀内・岡田 (2009, 2016) では、キャリア自律の心理的要因は、「主体的仕事行動」に正の影響を与えていた。「主体的仕事行動」とは、自己の満足感や価値観にそって仕事のやり方を変えることを意味し、ジョブ・クラフティングと類似する概念である。つまり、キャリアの心理的要因がジョブ・クラフティングを高め、その結果、ジョブ・クラフティングがワーク・エンゲイジメントを高めるという媒介関係も想定される。

また、以上から、仕事の創造性に関連するジョブ・クラフティングについては、JD-R モデルにおける循環的な位置づけに合致せず、個人の資源と並行的な位置づけにあると考えるべきであろう。したがって、次の仮説を設定する。

仮説 2-3：フリーランスのキャリア自律の心理的要因は、個人の資源と並行的な位置づけにあるジョブ・クラフティングに媒介されて、ワーク・エンゲイジメントに正の影響を与える

先行研究では、フリーランスの特徴であるキャリア自律、専門性、創造性は、組織に所属する雇用者との対比から導かれている。つまり雇用者においては、キャリア自律、専門性、創造性は顕著な特徴ではないことが前提になっている。この前提に基づき先行研究では、雇用者のワーク・エンゲイジメントの規定要因は、組織に所属するからこそ生じるストレスへのコーピングを中心としたJD-Rモデルによって説明されてきた。よって雇用者においては、JD-Rモデル以外の要因によるワーク・エンゲイジメントへの影響は少ないと考えられる。したがって、次の仮説を設定する。

仮説2-4：雇用者におけるキャリア自律の心理的要因、専門性へのコミットメント、ジョブ・クラフティングがワーク・エンゲイジメントに与える影響は、フリーランスと比べて少なくなる。

IV 調査方法と結果

1 調査方法とデータ

本研究では、『フリーランス白書2019』³¹⁾を作成するためにフリーランス協会が行ったWEB上の質問紙調査を、フリーランス協会の許可を得て使用した。同調査においては、フリーランスと会社員を比較するために、それぞれの対象者を区分してデータを取得している。このデータにおける会社員は、組織に継続して雇用されている常用雇用者であるが、パート・アルバイトは除かれている³²⁾。つまり雇用者の中でも、とりわけ安定的な雇用が期待できる存在であり、フリーランスの比較対象とする雇用者のデータに適していると考えた(雇用者を会社員によって分析するため、本稿での雇用者と会社員の呼称は、以降、会社員に統一して表記する)。

フリーランスのデータ取得のために、フリーランス協会の会員及びその知人に対して、フリーランス協会が作成したWEBページ上における質問紙調査への参加が呼びかけられた。調査は2018年10月24日から12月7日において実施され、

869名の回答が得られた。先述のとおり、既存調査ではフリーランスの類型を想定し、その類型に合致した対象者に調査する場合が多い。他方、この調査でフリーランスとして回答した者は、フリーランス協会による定義(組織に依存せず自己の専門性をいかす存在)に自己の認識として該当する者である。そのため、内閣府(2019)などの3調査が推計したフリーランスの母集団とは必ずしも一致しない。とりわけ、先述の労働政策研究・研修機構(2019a)の調査で内訳の約130万人の中の一部に存在する典型的な準従属労働者に該当する者が、回答者に含まれる比率は低いと考えられる。典型的な準従属労働者に該当する者は、組織に依存せず自己の専門性をいかす存在と、自己認識しにくいであろうからだ。本研究の回答者には、このようなバイアスは免れない。しかしフリーランス協会の定義は雇用によらない働き方の特徴を端的に捉えており、またフリーランスにおいて濃淡の差こそあれ、経済的従属性と完全に無縁な者はいないであろうから、このデータにおいても経済的従属性の問題が反映されないわけではない。したがって、このデータを用いることは、フリーランスの実態解明に十分に資するものと考えられる。

会社員については、フリーランス協会が『フリーランス白書2019』において、フリーランスとの比較分析を行うことを目的に取得したデータを使用した。具体的には、株式会社マクロミルの会社員モニタを対象に、2018年10月22日から23日において実施されたWEB上の質問紙調査において、1030名の回答が得られたデータを使用した。

また、同一の回答者のバイアス(コモン・メソッド・バイアス)に対処するため(Podsakoff and Organ 1986)、いずれの調査においても個人の回答結果の秘匿性が担保されることに留意し、かつ回答者毎に質問の順序がランダムに表示される設定をWEB調査画面に施した。

2 測定尺度

ワーク・エンゲイジメントの尺度としては、ユトレヒトワーク・エンゲイジメント尺度短縮版の

日本語版 (Shimazu et al. 2008) の9項目 (7件法、ただし6点が最大値) を使用する。この尺度は国際比較もなされ、日本においても多数の研究が進んでいる。

専門性へのコミットメントについては、山本 (2014) の4項目からなる専門性コミットメント尺度を使用する。専門性に関する尺度については、キャリア・コミットメント (Blau 1985)、専門領域コミットメント (石山 2011) など、組織へのコミットメントと対置するものとして尺度化される場合が多かった。しかし山本は専門性の意識に関しては、キャリア意識から捉えることが妥当と考え、キャリア・モチベーション尺度 (Noe, Noe and Bachhuber 1990) をもとに専門性コミットメント尺度を作成した³³⁾。この尺度は、専門職だけでなく、働く人全般に通用するものとされており、フリーランスと会社員を比較分析することに適していると考えた。

ジョブ・クラフティングについては、すでに森永・鈴木・三矢 (2016)、Leana, Appelbaum and Shevchuk (2009)、Tims, Bakker and Derks (2012) などが、測定尺度を提案している。しかしこれらの尺度は、JD-R モデルにおけるストレスコーピングの観点から、既存のプロアクティブ行動³⁴⁾などの尺度を援用している尺度であり、Wrzesniewski and Dutton (2001) の概念提示とは異なる。これに対し、Sekiguchi, Li and Hosomi (2017) の尺度は、Wrzesniewski and Dutton の3次元の概念に基づき構成されており、仕事の意味づけから仕事を再創造するジョブ・クラフティングの特徴を直接反映していると考え、この尺度 (9項目) を使用することとした³⁵⁾。

キャリア自律については、仮説で論じた3次元の下位尺度を有する堀内・岡田 (2016) のキャリア自律の心理的要因としての12項目を使用した。

3 分析方法

分析は以下の手順で進める。まずフリーランスと会社員の比較妥当性を担保できるデータセットへの再構築を行う。そのうえで、フリーランスと会社員のワーク・エンゲイジメント尺度の得点を比較する。次に重回帰分析により、統制変数の影

響も考慮したうえで、ワーク・エンゲイジメントに対する独立変数の影響を分析する。そのうえで、多母集団同時分析による共分散構造分析によって、フリーランスと会社員を比較しつつ、媒介関係の詳細を検証する。

共分散構造分析の分析モデルは図1のとおりである。この分析モデルにおいて、キャリア自律の心理的要因、専門性へのコミットメント、ジョブ・クラフティングは、JD-R モデルの個人の資源と並行の位置づけにあることを想定している。

V 分析結果

1 データセットの再構築

先述のとおり、分析に使用するデータは、フリーランスはフリーランス協会による質問紙調査、会社員はマクロミル社のモニタという、異なる方法により入手している。そこで、両者のデータの比較の妥当性を高めるために、傾向スコアマッチング³⁶⁾を使用して、データセットを再構築した。

具体的には、会社員とフリーランスの特徴を踏まえて差異があると考えられる属性、性別、年齢、学歴 (年数)、月の平均勤務時間、年収を共変量として傾向スコアを設定、そのうえで会社員とフリーランスの対象群から1対ずつ傾向スコアが近接しているペアをマッチングする最近傍マッチングを行った。共変量の対象の変数で欠損値がある場合を除いて、ロジスティック回帰により傾向スコアを算出した。そのうえで、c統計量を算出したところ、0.665であり、0.6から0.9の範囲内にあるため、妥当な識別能があることが確認できた³⁷⁾。次にキャリアパー³⁸⁾を傾向スコアの標準偏差の0.2と設定し、マッチングを行った。その結果、フリーランス665名、会社員665名、計1330名がペアとして抽出された。マッチング前後で両群の背景でバランスが取れているかどうかを確認するために、標準化差を算出し、一定のバランスが確保できたと判断した³⁹⁾。そこで、以降の分析は、再構築した1330名のデータセットを使用する。

マッチング後の回答者の属性は次のとおりであ

図1 本研究の分析モデル

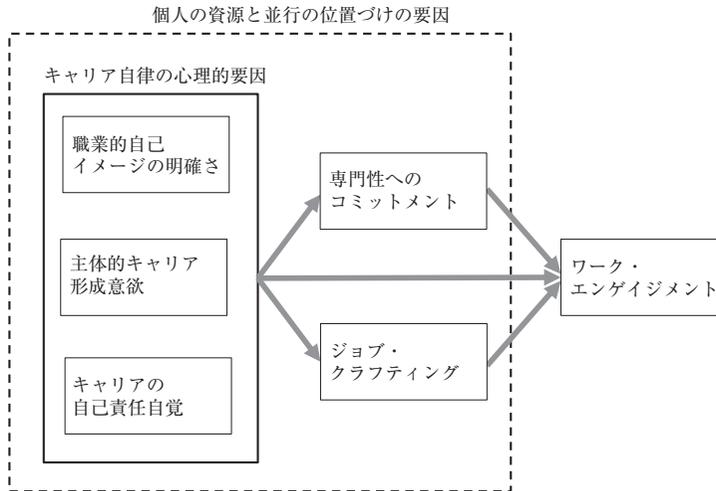


表1 変数の平均得点, 標準偏差, 相関

変数名	N	Mean	SD	α	1	2	3	4	5	6
1. ワーク・エンゲイジメント	1330	3.21	1.35	.95	—					
2. 専門性コミットメント	1330	3.54	0.88	.84	.61***	—				
3. ジョブ・クラフティング	1330	3.74	0.69	.91	.59***	.55***	—			
4. 職業的自己イメージの明確さ	1330	3.57	0.93	.86	.62***	.69***	.53***	—		
5. 主体的キャリア形成意欲	1330	3.60	0.94	.81	.53***	.61***	.49***	.51***	—	
6. キャリアの自己責任自覚	1330	3.96	0.86	.80	.41***	.43***	.47***	.41***	.41***	—

Note. *** $p < .001$

る。フリーランスの性別は男性 357 名 (53.7%), 女性 308 名 (46.3%), 平均年齢は 41.74 歳 (標準偏差は 8.99) であった。月の平均勤務時間⁴⁰⁾, 個人としての年収⁴¹⁾, 開業の形態⁴²⁾, 主な収入を得ている職種⁴³⁾の詳細は注に示す。なお開業の形態では, 副業フリーランスの比率は 11.3% であった。先述の内閣府 (2019) などの 3 調査では, フリーランスの対象類型には副業の実施者を含めており, 本研究においても, 副業フリーランスを含めて分析することが妥当と考える。

会社員の性別は男性 385 名 (57.9%), 女性 280 名 (42.1%), 平均年齢は 43.27 歳 (標準偏差は 11.31) であった。所属している企業規模 (従業員数)⁴⁴⁾, 月の平均勤務時間⁴⁵⁾, 個人としての年収⁴⁶⁾, 職種⁴⁷⁾の詳細は注に示す。

2 各変数の平均値, 標準偏差, 相関

使用する各尺度について, 因子分析と信頼性係

数の分析を行ったところ, 先行研究と同様の尺度構成になることが確認できたため, そのまま使用することとした⁴⁸⁾。また, 同一の回答者のバイアス (コモン・メソッド・バイアス) を確認するため, ハーマンの単一因子テスト (Podsakoff and Organ 1986) も実施したが, 重大な問題は存在しなかった⁴⁹⁾。各変数の平均得点, 標準偏差, 信頼性係数を表 1 に示す。

3 フリーランスと会社員の平均得点の差の検定結果

表 1 で示した各変数について, フリーランスと会社員における平均得点の差の検定を行った。結果を表 2 で示す。

いずれの変数においても, フリーランスの平均得点が, 有意に高い結果となった⁵⁰⁾。とりわけ, ワーク・エンゲイジメントについては, 会社員が 2.42, フリーランスが 4.00 という得点であり,

表2 フリーランスと会社員の平均得点の差の検定 (t検定)

変数名		N	Mean	SD	F値	t値 (df)
ワーク・エンゲイジメント	フリーランス	665	4.00	1.13	7.67	26.39*** (1322.10)
	会社員	665	2.42	1.06		
専門性コミットメント	フリーランス	665	3.96	0.73	6.19	19.83*** (1311.50)
	会社員	665	3.12	0.81		
ジョブ・クラフティング	フリーランス	665	4.05	0.57	5.46	18.88*** (1308.93)
	会社員	665	3.42	0.65		
職業的自己イメージの明確さ	フリーランス	665	4.02	0.79	0.83	20.40*** (1328)
	会社員	665	3.11	0.84		
主体的キャリア形成意欲	フリーランス	665	4.07	0.81	1.38	20.58*** (1328)
	会社員	665	3.14	0.82		
キャリアの自己責任自覚	フリーランス	665	4.29	0.73	10.32	15.52*** (1297.20)
	会社員	665	3.62	0.85		

Note. *** $p < .001$. 分散が異なる場合には Welch の検定を行った。

その差はかなり大きい。先述のとおり、日本人のワーク・エンゲイジメントの平均得点は2.8から2.9前後と推測されているが、会社員の得点はそれよりやや低いものの、向江 (2018) のレビューにおける日本の最も低い得点は2.2であり、従来の研究の範囲内である。他方、向江のレビューによる最高得点は3.9であり、フリーランスの得点はそれよりも高くなっている。この得点は、Shimazu et al. (2010) が示す国際比較の欧米諸国の水準と比較しても、遜色がない。以上の結果から、フリーランスの得点が会社員より高いことが確認できたため、仮説1は支持された。

4 ワーク・エンゲイジメントに対する重回帰分析の結果 (フリーランスと会社員)

続いて、ワーク・エンゲイジメントに対する専門性へのコミットメント、ジョブ・クラフティング、キャリア自律の心理的要因の影響を分析する。詳細な媒介関係を分析する前に、統制変数を考慮しつつ、これらの変数の影響を分析することとした。

具体的には、フリーランスと会社員にわけ、重回帰分析を行った。統制変数としては、デモグラフィックな属性⁵¹⁾に加え、JD-Rモデルの仕事と個人の資源に相当する項目を投入した。仕事の資源としては、就業環境、仕事上の人間関係 (ソーシャル・サポートを判断)、スキル向上 (専門性

開発の機会を判断) の満足度⁵²⁾、個人の資源としては、仕事の達成感/充実感 (自己効力感を判断)、社会的地位 (フリーランスの場合は組織と社会を読み替えて、組織内の自尊心を判断できる) の満足度⁵³⁾、を統制変数とした。分析の結果を表3に示す。

統制変数において有意な影響が存在したのは、フリーランスでは性別、職種 (IT・エンジニアとその他)、達成感/充実感であり、会社員は年齢、仕事上の人間関係、達成感/充実感であった。有意傾向 (10%水準) まで含めると、会社員ではJD-Rモデルのとおり、仕事と個人の資源に関する変数のほとんどが正の影響を与えていたが、フリーランスで正の影響を与える項目はそれと比べると少ない。

これらデモグラフィックな属性、JD-Rモデルの仕事と個人の資源を統制したうえでも、キャリア自律の心理的要因は、ワーク・エンゲイジメントに対して、有意な正の影響 (ただし、会社員の「キャリアの自己責任自覚」のみは負の影響) を与えていた。以上の分析結果から、フリーランスに関する仮説2-1は支持された。

5 ワーク・エンゲイジメントに対する媒介分析 (フリーランスと会社員)

前節の分析結果より、統制変数を考慮しても、キャリア自律、専門性、創造性として設定した変

表3 ワーク・エンゲイジメントに対する重回帰分析（フリーランスと会社員）

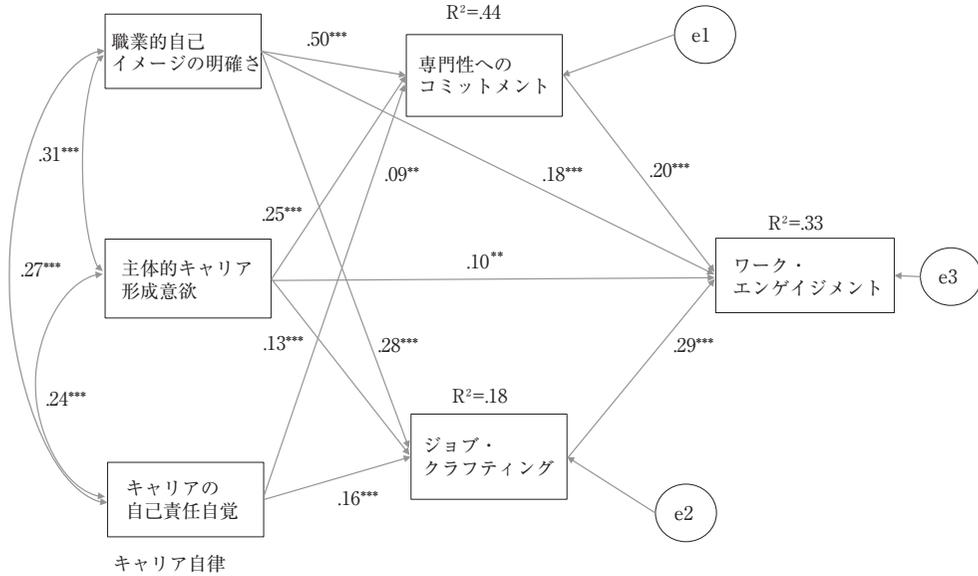
変数名	フリーランス		会社員	
	ワーク・エンゲイジメント	ワーク・エンゲイジメント	ワーク・エンゲイジメント	ワーク・エンゲイジメント
	β	t 値	β	t 値
男性ダミー	-.10**	2.93	.05	1.42
年齢	-.01	0.23	.12**	3.37
学歴（年数）	-.02	0.58	.02	0.73
月平均勤務時間	.02	0.52	.00	0.06
ln 年収	.01	0.25	-.01	0.22
開業形態ダミー（ベース = 法人経営）				
開業届あり	.04	0.66		
開業届なし	.00	0.07		
副業フリーランス	-.03	0.60		
その他	-.02	0.45		
企業規模ダミー（ベース = 大規模企業）				
中規模企業			.00	0.00
小規模企業			.06	1.84
職種ダミー（ベース = ビジネス系）				
IT・エンジニア系	-.12*	2.50		
文筆系	-.04	0.87		
コンサルタント・カウンセラー系	.04	0.96		
職人・アーティスト系	.02	0.45		
専門・士業系	.04	1.09		
接客・作業系	-.01	0.17		
その他	-.07*	1.98		
職種ダミー（ベース = 経営・企画系）				
IT・エンジニア系			.01	0.30
執筆・編集系			-.03	0.83
高度専門職系			.03	0.88
技能職・アーティスト系			.04	1.31
接客・作業系			-.00	-0.02
有資格専門職系			.04	1.09
その他			.03	0.75
満足度（就業環境）	.02	0.46	.07†	1.89
満足度（仕事上の人間関係）	.01	0.33	.09*	2.56
満足度（達成感/充実感）	.10*	2.05	.19***	4.18
満足度（スキル向上）	.07†	1.72	.04	1.03
満足度（社会的地位）	.05	1.40	.07†	1.88
専門性コミットメント	.19**	4.45	.17***	4.04
ジョブ・クラフティング	.20**	5.38	.15***	3.90
職業的自己イメージの明確さ	.10*	2.45	.14***	3.55
主体的キャリア形成意欲	.09**	2.64	.17***	4.37
キャリアの自己責任自覚	.10**	3.06	-.08*	2.31
調整済み R ²	.39***		.44***	

Note. †p<.10, *p<.05, **p<.01, ***p<.001

N=665, VIF: 1.10-4.65

N=665, VIF: 1.06-2.36

図2 フリーランスに関する共分散構造分析のモデル



Note. *** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$
 実線は全て有意なパス。R²は決定係数である。
 簡略化のため、誤差変数間の相関関係の表記は省略した。

数が、ワーク・エンゲイジメントに対して、有意な影響を与えていた。そこでこれらの変数について、より詳細な媒介関係の分析を行った。

媒介分析は、一般的にはBaron and Kenny (1986) の重回帰分析による手法が使われる⁵⁴⁾。ただし、この方法は、独立変数 X が媒介変数 M を経由して従属変数 Y に与える影響としての間接効果を検定しているわけではない。間接効果の検定には、Sobel (1982) のソベル検定があげられるが、より洗練された方法としてPreacher and Hayes (2004, 2008) は、間接効果を標準誤差の信頼区間を用いて検定する方法を提案している⁵⁵⁾。Baron and Kenny (1986) の手法では、媒介変数が複数あり、それが順番に連なる、もしくは平行して存在するようなモデルの検証は困難である。本研究のモデルでは、複数の媒介変数を想定している。そこで、フリーランスと会社員を区分して、Amosによる共分散構造分析(多母集団同時分析)を行い、かつブートストラッピング法(5000ブートストラッピング)を用いて、バイアス修正済みの95%信頼区間推定により、媒介関係の間接効果を推定した。

モデルの適合度はGFI=.997, AGFI=.941,

表4 フリーランスのモデルにおける直接効果、間接効果および総合効果

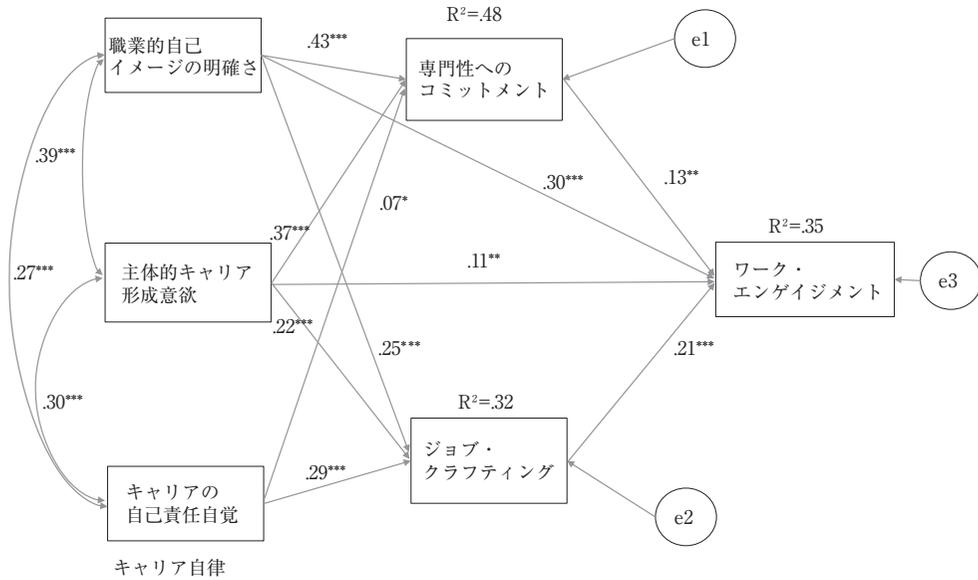
変数名	ワーク・エンゲイジメント	
		β
職業的自己イメージの明確さ	直接効果	.18***
	間接効果	.19***
	総合効果	.37***
主体的キャリア形成意欲	直接効果	.10*
	間接効果	.09***
	総合効果	.18***
キャリアの自己責任自覚	直接効果	—
	間接効果	.06***
	総合効果	.06***

Note. * $p < .05$, *** $p < .001$
 ブートストラッピング法(5000, バイアス修正済み)により、間接効果と総合効果の有意水準を検討

CFI=.996, RMSEA=.059であり、RMSEAの数値のみやや基準より高いものの、許容できる範囲の適合度と考えられる。まず、フリーランスのモデルの共分散構造分析およびブートストラッピング法の結果を図2および表4で示す。

図2と表4に示すように、「職業的自己イメージの明確さ」と「主体的キャリア形成意欲」はいずれも直接的に有意な正の影響をワーク・エンゲイジメントに与えるとともに、専門性コミットメ

図3 会社員に関する共分散構造分析のモデル



Note. *** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$
 実線は全て有意なパス。R²は決定係数である。
 簡略化のため、誤差変数間の相関関係の表記は省略した。

表5 会社員のモデルにおける直接効果、間接効果および総合効果

変数名	ワーク・エンゲイジメント	
		β
職業的自己イメージの明確さ	直接効果	.31***
	間接効果	.11***
	総合効果	.42***
主体的キャリア形成意欲	直接効果	.10*
	間接効果	.09***
	総合効果	.20***
キャリアの自己責任自覚	直接効果	—
	間接効果	.08***
	総合効果	.08***

Note. * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$
 ブートストラッピング法 (5000, バイアス修正済み) により、間接効果と総合効果の有意水準を検討

ントとジョブ・クラフティングを經由して間接的に有意な正の影響をワーク・エンゲイジメントに与えていた。この構造は、部分媒介である。「キャリアの自己責任自覚」は、ワーク・エンゲイジメントに対して直接の正の影響はなかったが、専門性コミットメントとジョブ・クラフティングを經由して間接的に有意な正の影響をワーク・エンゲイジメントに与えていた。この構造は、完全媒介である。なお、総合効果の影響は、「職業的自

己イメージの明確さ」「主体的キャリア形成意欲」「キャリアの自己責任自覚」の順に大きくなっていた。以上から仮説 2-2, 2-3 については支持された。

次に、会社員のモデルに関する共分散構造分析の結果を図3および表5で示す。

図3と表5に示すように、有意なパス、間接効果の有意さ、完全媒介の構造、部分媒介の構造、影響の大きさの順番について、会社員はフリーランスと同様の結果⁵⁶⁾を示した。したがって、仮説 2-4 は支持されなかった。

VI 考察

1 理論的意義

本研究で得られた主要な分析結果をまとめると、次のとおりとなる。フリーランスのワーク・エンゲイジメントの水準は、デモグラフィックな属性や年取などの仕事に起因する要因を傾向スコアマッチングで調整したうえで、会社員より高かった。その差異は、キャリア自律、専門性、創造性という規定要因が会社員と比べて高いために

生じており、規定要因からワーク・エンゲイジメントに与えるメカニズムにフリーランスと雇用者の間に違いがあるため生じているわけではなかった。また、キャリア自律が専門性と創造性に媒介されてワーク・エンゲイジメントを高める、というメカニズムが存在した。この分析結果の理論的意義を次の2点で示す。

第1の意義は、フリーランスのワーク・エンゲイジメントの水準の高さで示された含意である。従来は調査されていなかった就業区分の比較の結果、会社員よりフリーランスのワーク・エンゲイジメントの得点は高く、しかも日本の既存研究をこえる高い数値を示した。また、キャリア自律が専門性と創造性に媒介されてワーク・エンゲイジメントを高めるメカニズムが明らかになった。このように、欧米諸国に匹敵するほど高いフリーランスのワーク・エンゲイジメントの水準は、騎士・英雄言説の特徴であり、仕事への内発的な熱意の向上に関連する要因が構成するメカニズムの影響が大きい、という実態を解明したことが第1の意義である。

第2の意義は、ワーク・エンゲイジメントの規定要因に関して、フリーランスと会社員に差異がなかったことに関する示唆である。キャリア自律、専門性、創造性に関する会社員の得点は、フリーランスに比べて全て有意に低かった。先行研究では、会社員との対比でフリーランスの顕著な特徴としてのキャリア自律、専門性、創造性を導いていたが、本研究ではそれを実証したことになる。ところがフリーランスと会社員において、キャリア自律を専門性と創造性が媒介してワーク・エンゲイジメントに正の影響を与えるというメカニズムは共通していた。仮説では先行研究と同様に、会社員にはJD-Rモデル以外の要因のメカニズムの影響は少ないと考え構築したが、分析結果は仮説と異なるものになった。なぜ、仮説は支持されなかったのだろうか。

先行研究では、会社員の組織において対処すべき領域に焦点があたり、ストレスコーピングを基盤とするJD-Rモデルに関する知見が蓄積されていた。他方、キャリア自律は組織に依存しないことを示す概念であり、会社員における規定要因と

しては注目されにくかったと考えられる。しかし本研究では、就業区分による比較という研究視角を取り入れたことで、キャリア自律を起点とするメカニズムの影響の大きさを明らかにすることができた。つまり、仕事への内発的な熱意を高めるというフリーランスの特徴である要因（キャリア自律、専門性、創造性）が構成するメカニズムは、その水準の多寡に拘わらず、就業者全般においてJD-Rモデルと並行した位置づけで、ワーク・エンゲイジメントを高めることが明らかになった。仮説の目的はフリーランスの実態解明であったが、フリーランスという異なる就業区分から会社員を逆に照射することになり、就業者全般に該当する新たなメカニズムを明らかにできた。

2 実践的意義

本研究ではワーク・エンゲイジメントの規定要因に関し、フリーランスと会社員に共通する、JD-Rモデルと並行する位置づけの、キャリア自律を起点とするメカニズムを明らかにした。したがって、フリーランスに関する政策立案の議論においては、単に保護するという視点だけでなく、キャリア自律を起点とするメカニズムを促進していく（いわば、本意型フリーランスとも呼ぶべき存在の比率を増加させていく）ことにも留意する必要があるだろう。同様に、従来は明らかにされていなかった、会社員のキャリア自律を起点とするメカニズムの促進に関する政策立案にも目配りしていくべきだろう。

3 本研究の限界と今後の課題

先述のとおり、本研究のフリーランスの回答者には、典型的な準従属労働者に該当する者⁵⁷⁾の含まれる比率が低いというバイアスを考慮する必要がある。また傾向スコアマッチングでデータセットを再構築したものの、フリーランスと会社員のデータの収集方法が異なるというバイアスは免れない。

さらに、本研究は従属変数と独立変数を同一の回答者の自己申告で得ているため、それによるコモン・メソッド・バイアス (Podsakoff and Organ 1986) は免れない。ただし、ワーク・エンゲイジ

メントのような本人の知覚による心理的概念の測定には、自己申告が理想的とみなされている(Conway and Lance 2010)。また、質問表示における順序のランダム化やハーマン単一因子テストのように、一定の対処は行っている。

今後の研究としては、内閣府(2019)などの3調査と同様の手法に則りフリーランスのデータを収集し、分析を進めることが考えられる。その場合は、経済的従属性の強弱と自律性の高低に関して、データ内でより精緻に比較することも可能となる。

謝辞 本研究はJSPS科研費JP18K01854の助成を受けたものです。調査に多大なご協力をいただいたフリーランス協会に御礼申し上げます。また、匿名の査読者と編集委員会から大変貴重なご意見をいただきました。記して御礼申し上げます。

- 1) 総務省「平成29年度就業構造基本調査」によれば、有業者における雇用者の比率は、1955年に44.1%であったが、その後は上昇傾向が続き、2017年には89.1%に達している。
- 2) 「雇用によらない働き方」の実態は多様とされ、その調査対象は、「土業・自営業を除く雇用関係が全くない働き手」「雇用関係があるが副業としてフリーランスを行う働き手」「雇用関係が複数以上あり兼業・副業を行う働き手」の3種類とされている。
- 3) 「雇用類似の働き方」では、自営型テレワーク、クラウドソーシングを利用した働き方、個人請負などを、「労働者」の概念が拡張された「雇用」と「自営」の中間的な働き方としている。
- 4) 正式名称は、一般社団法人プロフェッショナル&パラレルキャリア・フリーランス協会。フリーランスとして活動するプロフェッショナルが主体となって2017年に設立された、フリーランスによる、フリーランスのための支援団体とされている。一般にフリーランス協会と呼称されており、本稿においてもフリーランス協会と表記する。
- 5) 1985年から2015年において「自営業主(雇人なし)」全体は、685万人から396万人へと減少している。「雇用的自営業等」とは、特定の発注者に依存する自営業主、を意味する。こちらは、128万人から164万人へと増加している。
- 6) ただし、この類型にも独立自営業者で除かれる農林業従事者などが含まれ、対象者数の確定は同様に難しい。
- 7) プラットフォーマーと呼ばれるクラウドソーシングにおいて企業と働き手をマッチングする事業者である。
- 8) Upwork Globalによれば、米国のフリーランス対象者数は5670万人(労働力人口比率の35%)であり、日本のフリーランスは米国の半数程度の規模ということになる。なお、小崎(2019)によれば、ミレニアル世代など若年層がフリーランスという働き方を支持しているため、米国、欧州、日本のいずれの調査でも、その数は増加傾向にあるという。
- 9) リクルートワークス研究所(2018)から作成した数字である。
- 10) 一人社長が含まれるかどうかなどにより、5種類の試算が示されている。
- 11) この調査は、厚生労働省の「雇用類似の働き方に係る論点整理等に関する検討会」における実態把握に使用されたもの

であり、「雇用類似の働き方」とは「発注者から仕事の委託を受け、主として個人で役務を提供し、その対償として報酬を得る者」であり、その人数規模は約228万人(本業約169万人、副業約59万人)としている。

- 12) こうした、フリーランスの内訳は、次のとおりである。ランサーズは、フリーランスの内訳と比率を、「自営業系独立オーナー」(個人事業主・法人経営者であり、1人で経営をしている者)(29%)、「自由業系フリーワーカー」(特定の勤務先を持たない独立したプロフェッショナル)(5%)、「複業系フリーワーカー」(雇用形態に関係なく2社以上と契約ベースの仕事をする者)(26%)、「副業系すきまワーカー」(常時雇用されているが、副業としてフリーランスの仕事をする者)(41%)であるとする。フリーランス協会(2018)の内訳では、雇用関係のない「独立系フリーランス」と、雇用関係のある「副業系フリーランス」の2種類に大別される。「独立系フリーランス」はさらに、法人成り、マイクロ法人などの「経営者」、開業届提出者である「個人事業主」、定年退職者、主婦、学生などの「すきまワーカー」の3種類に分類される。このフリーランス協会の内訳は、本研究で定義するフリーランスの実態に合致する、わかりやすい分類であるといえよう。
 - 13) Uberドライバーのように、労働時間が短く、かつ労働時間のスケジュールを自分の判断で瞬時に変更できる労働者の類型が、テイラーワーカーと呼ばれる。
 - 14) たとえば、フリーランスとして働くアニメーターは、フリーランスでありながら、9割以上が特定の企業に机を置き作業を行う。そうした仕事環境であっても、仕事内容の面白さがあるがゆえ、低条件の労働条件を受容するという研究もある。それはアニメーターにおいては、独創性を発揮するという「クリエイターの規範」よりも上流工程の指示を遵守するべきだという「職人的規範」が優先されることがあるからだ。両規範とも技術向上を目指すべきという共通項を有していて、その点でアニメーターは低労働条件を受容してしまうからだ。(松永2016)。
- このようにアニメーターが低労働条件を受容していく過程は、いわゆる「やりがい搾取」に該当するとも考えられる。たとえば阿部(2006)は、低労働条件であるにもかかわらず、バイクの技術向上と配達時間の短縮に挑戦するスリリングな体験により、バイク便ライダーが「やりがい搾取」の状態に陥る状況を、丁寧なフィールドワークにより明らかにしている。
- 15) 専門的思考と複雑なコミュニケーションが要求される職業に従事する人々が、クリエイティブ・クラスと呼ばれる。労働者の約30%を占めるとされる。ただしクリエイティブ・クラスは組織に属する場合と属さない場合があり、組織に属する場合は本研究の定義するフリーランスには該当しない。
 - 16) 雇用、起業とは区分された第3の働き方とされる。高い専門性を武器に独立し、複数の企業と契約して働く存在を示す。本研究におけるフリーランスの定義に含まれるものと考えられる。
 - 17) 組織人間と対置される概念である。フリーエージェントには、フリーランス、臨時社員、ミニ起業家の3種類があるとされる。本研究のフリーランスの定義には、そのうち、フリーランスとミニ起業家が該当すると考えられる。
 - 18) 「独立自営業者」は、「個人商店主、雇用主、農林業従事者を除く、自営業・フリーランス・個人事業主・クラウドワーカーの仕事で収入を得た者」(労働政策研究・研修機構2018:1)とされている。
 - 19) 4件法における、満足している、ある程度満足している、と回答した者の合計。
 - 20) 企業経営者・個人事業主のうち、消費者向け店舗を有さず、

- 正社員を雇用していない者をフリーランスと定義している。
- 21) 5件法における、かなり満足、やや満足と回答した者の合計。
 - 22) 5件法における、非常に満足、満足と回答した者の合計。
 - 23) たとえば、ワリス (2018) が「専門性を持ち、課題を把握する力・本質を見極める力を備え、事業を主体的に推進し、企業の課題解決に貢献している人」と定義する変革型フリーランスの66%は主にリモートワークで働いており、フリーランスになったことへの満足度は97%に達している。
 - 24) ギャラップ、DDI、ヒューイット、タワーズワトソン、マーサーなどのコンサルティング会社のエンゲイジメント概念が該当するとして例示されている。
 - 25) 数少ない実証研究として、Saks (2006) は、Kahn (1990) の理論を土台にして、社会的交換理論が従業員エンゲイジメントの規定要因を説明するとした。社会的交換理論にもとづくと、従業員は組織から資源を提供され、それに応えようとする義務感がある場合に、エンゲイジメントが高まる。実際、Saksの実証研究においては、従業員に知覚された組織からの支援 (perceived organization support) は従業員エンゲイジメントの規定要因となっていた。
 - 26) もともと自律性が高く複数の取引先があっても、事情により取引先との契約が終了して単一の取引先しかなくなってしまうフリーランスもいるだろう。あるいは、ギグワーカーでありながら、同時に安定した取引先との契約もあり、自律性の高いフリーランスも存在するだろう。
 - 27) リクルートワークス研究所 (2019) のデータを分析したものである。
 - 28) 労働政策研究・研修機構 (2019b) の個票を厚生労働省政策統括官付政策統括室が独自集計した結果である。
 - 29) キャリアコンピテンシーは、キャリアの志向が明確化されている、他者に助言を求められることができる、キャリアに関する主体性があるなどの項目から構成される。
 - 30) 専門性へのコミットメントは、組織コミットメントに対比される概念として、職業そのものへのコミットメントを示す概念として研究蓄積が進んでいる。
 - 31) 『フリーランス白書 2019』は、2019年3月6日にフリーランス協会のホームページにおいて公開された。https://blog.freelance-jp.org/survey2019/ (2019年3月6日アクセス)
 - 32) このデータにおける会社員の定義とはパート・アルバイトは含まないが、会社員という名称であっても公務員は含まれている。
 - 33) 具体的な質問項目は、個人において、深めていく専門性の領域が明確で、高めるための計画があり、努力を惜しまないなどから構成されている。
 - 34) 従業員個人の、組織における主体的な一連の行動に関する概念である。
 - 35) なお、この論文では英語の質問項目が示されているが、本研究では、論文の著者である関口倫紀教授から提供いただいたオリジナルの日本語の質問を使用した。
 - 36) 傾向スコアとは、Rosenbaum and Rubin (1983) により、相関研究において独立変数が従属変数に与える影響について、共変量の影響を最小限にして因果効果を評価するために提案された概念である。従来の手法では共変量の数が多くなると解析が困難になるという欠点があったが、複数の共変量を1つのスコアにおきかえる傾向スコアは、より頑健な結果を得ることができる。
 - 37) c 統計量が0.6未満の場合は2群のオーバーラップが多すぎる、0.9以上の場合はオーバーラップが多すぎることによる問題が生じる。
 - 38) キャリバーとはベアとして抽出される傾向スコアの差の閾値であり、キャリバーの範囲内にあるベアが順次抽出され、該当ベアが存在しなくなると、マッチングは終了する。
 - 39) マッチング前の標準化差は、5つの変数において0.11から0.47であったが、マッチング後は0.01から0.15まで減少した。年齢のみ基準とされる0.1を上回っていたが、他の4つの変数は0.1未満であり、年齢も0.20から0.15まで減少した
 - 40) 20時間未満23名(3.5%)、20時間以上60時間未満105名(15.8%)、60時間以上100時間未満93名(14.0%)、100時間以上140時間未満106名(15.9%)、140時間以上200時間未満208名(31.3%)、200時間以上250時間未満72名(10.8%)、250時間以上58名(8.7%)であった。
 - 41) 200万未満152名(22.9%)、200～400万未満190名(28.6%)、400～600万未満126名(18.9%)、600～800万未満90名(13.5%)、800～1000万未満49名(7.4%)、1000～1200万未満37名(5.6%)、1200～1500万未満9名(1.4%)、1500～2000万未満7名(1.1%)、2000万円以上5名(0.8%)であった。
 - 42) 開業の形態としては、個人事業主(開業届提出済)408名(61.4%)、個人事業主(開業届未届)132名(19.8%)、法人経営43名(6.5%)、副業フリーランス75名(11.3%)、その他7名(1.1%)であった。
 - 43) 主な収入を得ている職種としては、ビジネス系(経営企画、人事、経理など主にスタッフ職関係)102名(15.3%)、IT・エンジニア系166名(25.0%)、文筆系163名(24.5%)、コンサルタント・カウンセラー系79名(11.9%)、職人・アーティスト系73名(11.0%)、専門・士業系15名(2.3%)、接客・作業系25名(3.8%)、その他42名(6.3%)であった。
 - 44) 大企業(500名人以上)306名(46.0%)、中規模企業(100～500名未満)160名(24.1%)、小規模企業(100名未満)199名(29.9%)であった。
 - 45) 20時間未満11名(1.7%)、20時間以上60時間未満157名(23.6%)、60時間以上100時間未満29名(4.4%)、100時間以上140時間未満38名(5.7%)、140時間以上200時間未満346名(52.0%)、200時間以上250時間未満67名(10.1%)、250時間以上17名(2.6%)であった。
 - 46) 200万未満64名(9.6%)、200～400万未満249名(37.4%)、400～600万未満183名(27.5%)、600～800万未満105名(15.8%)、800～1000万未満41名(6.2%)、1000～1200万未満10名(1.5%)、1200～1500万未満9名(1.4%)、1500～2000万未満2名(0.3%)、2000万円以上2名(0.3%)であった。
 - 47) 職種は、経営・営業・企画系217名(32.6%)、IT・エンジニア系59名(8.9%)、執筆・編集系5名(0.8%)、高度専門職系27名(4.1%)、技能職・アーティスト系29名(4.4%)、接客・作業系155名(23.3%)、有資格専門職51名(7.7%)、その他122名(18.3%)であった。
 - 48) ただし、「キャリアの自己責任自覚」は本来4項目であるものが2項目で因子になったので、その2項目を使用している。
 - 49) すべての変数に関して、探索的因子分析(主因子法)を行ったところ、固有値1以上の因子は6つ抽出された(累積寄与率63.78%)が、第1因子の寄与率は39.61%であり、重大な問題は存在しなかった。
 - 50) マッチング前についても、6つの変数のいずれも、会社員に比べて、フリーランスの得点が有意に高かった。
 - 51) 月平均勤務時間については、回答が階層別になっているため、各階層の中間値により時間に換算した。最高階層については、その前段階の階層の中間値との差を加算して、中間値を設定した。年収については、回答が階層別になっているため、各階層の中間値により金額に換算したうえ、さらに自然対数に変換した。最高階層については、その前段階の階層の

- 中間値との差額を加算して中間値を設定し、換算した。
- 52) 仕事の資源とは、業務の自律性、ソーシャルサポート（職場での支援）、上司との関係性、専門性開発の機会など、業務上の負荷を軽減し、個人の成長と発達を促す仕事面の要因である。したがって就業環境の満足度は業務の自律性に関連し、仕事上の人間関係はソーシャルサポートや会社員における上司との関係性、スキル向上は専門性開発の機会に該当する。
- 53) 個人の資源とは、個人の回復力 (resiliency) と、取り巻く環境をより肯定的に捉え制御していく資質であり、自己効力感、組織内での自尊心、楽観性などが該当する。仕事の達成感／充実感は、フリーランスと会社員の双方において、自己効力感を判断するのに妥当であろう。社会的地位は、会社員では組織内の自尊心と読み替えることができるが、フリーランスの場合は組織に属していない。この場合、組織と社会を読み替えて考えることが妥当であろう。
- 54) この場合、独立変数 X から従属変数 Y に有意な関係があり、独立変数 X から媒介変数 M に有意な関係があり、媒介変数 M から従属変数 Y に有意な関係があり、独立変数 X と媒介変数 M を同時投入しても媒介変数 M から従属変数 Y に有意な関係があれば、媒介が成立する。その際、独立変数 X から従属変数 Y への関係がなくなれば完全媒介であり、有意であつても弱くなれば部分媒介であろう。
- 55) この方法の利点は、Amos を使用することにより、共分散構造分析と組み合わせ、間接効果を検証できることにある。
- 56) 多母集団同時分析においては、双方の共分散構造において有意なパスが存在する場合でも、その差の検定をすることができる。有意な差があつたのは、「主体的キャリア形成意欲」から「専門性コミットメント」「キャリアの自己責任自覚」から「ジョブ・クラフティング」「ジョブ・クラフティング」から「ワーク・エンゲイジメント」という3つのパスであつた。
- 57) 先述のとおり、労働政策研究・研修機構 (2019a) で示された、「本業で、発注者からの委託を受け、『事業者』を直接の取引先とする約 130 万人」の中で、発注者が特定されており (単一であり)、その関係が緊密で、選択や交渉の余地が少ない場合であり、経済的従属性の強い者が、これに該当しよう。
- 参考文献
- Akkermans, J., Schaufeli, W. B., Brenninkmeijer, V. and Blonk, R. W. B. (2013) "The Role of Career Competencies in the Job Demands-Resources Model," *Journal of Vocational Behavior*, 83 (3), pp. 356-366.
- Arthur, M.B. (1994) "The Boundaryless Career: A New Perspective for Organization Inquiry," *Journal of Organizational Behavior*, 15, pp. 295-306.
- Bakker, A. B. and Demerouti, E. (2007) "The Job Demands-Resources Model: State of the Art," *Journal of Managerial Psychology*, 22 (3), pp. 309-328.
- (2017) "Job Demands-Resources Theory: Taking Stock and Looking Forward," *Journal of Occupational Health Psychology*, 22 (3), pp. 273-285.
- Bakker, A. B. and Albrecht, S. (2018) "Work Engagement: Current Trends," *Career Development International*, 23 (1), pp. 4-11.
- Baron, R. M. and Kenny, D. A. (1986) "The Moderator-Mediator Variable Distinction in Social Psychological Research: Conceptual, Strategic, and Statistical Considerations," *Journal of Personality and Social Psychology*, 51 (6), pp. 1173-1182.
- Blau, G. J. (1985) "The Measurement and Prediction of Career Commitment," *Journal of Occupational Psychology*, 58 (4), pp. 277-288.
- Blau, G. (2001) "On Assessing the Construct Validity of Two Multidimensional Constructs: Occupational Commitment and Occupational Entrenchment," *Human Resource Management Review*, 11, pp. 279-298.
- (2003) "Testing for a Four-dimensional Structure of Occupational Commitment," *Journal of Occupational and Organizational Psychology*, 76, pp. 469-488.
- Christian, M. S., Garza, A. S. and Slaughter, J. E. (2011) "Work Engagement: A Quantitative Review and Test of its Relations with Task and Contextual Performance," *Personnel Psychology*, 64 (1), pp. 89-136.
- Conway, J. M., and Lance, C. E. (2010) "What Reviewers Should Expect From Authors Regarding Common Method Bias in Organizational Research," *Journal of Business and Psychology*, 25 (3), pp. 325-334.
- Demerouti, E., Bakker, A. B., Nachreiner, F. and Schaufeli, W. B. (2001) "The Job Demands-Resources Model of Burnout," *Journal of Applied Psychology*, 86 (3), pp. 499-512.
- Florida, R. (2006) *The Flight of the Creative Class*. New York: HarperCollins (井口典夫訳 (2007) 『クリエイティブ・クラスの世界』ダイヤモンド社.)
- Goffman, E. (1961) *Encounters: Two Studies in the Sociology of Interaction*. Indianapolis: Bobbs-Merrill Co. (佐藤毅・折橋徹彦訳『出会い——相互行為の社会学』誠信書房.)
- Hackman, J. R. and Oldham, G. R. (1980) *Work Redesign*. Reading: Addison-Wesley.
- Hall, D.T. (2004) "The Protean Career: A Quarter-Century Journey," *Journal of Vocational Behavior*, 65, pp. 1-13.
- Kahn, W. A. (1990) "Psychological Conditions of Personal Engagement and Disengagement at Work," *Academy of Management Journal*, 33 (4), pp. 692-724.
- Leana, C., Appelbaum, E. and Shevchuk, I. (2009) "Work Process and Quality of Care in Early Childhood Education: The Role of Job Crafting," *Academy of Management Journal*, 52 (6), pp. 1169-1192.
- Macey, W. H. and Schneider, B. (2008) "The Meaning of Employee Engagement," *Industrial and Organizational Psychology*, 1 (1), pp. 3-30.
- Noe, R. A., Noe, A. W. and Bachhuber, J. A. (1990) "An Investigation of the Correlates of Career Motivation," *Journal of Vocational Behavior*, 37 (3), pp. 340-356.
- Pink, D. H. (2002) *Free Agent Nation: The Future of Working for Yourself*. New York, NY: Warner Books. (池村千秋訳 (2014) 『フリーエージェント社会の到来新装版——組織に雇われない新しい働き方』ダイヤモンド社.)
- Podsakoff, P. M. and Organ, D. W. (1986) "Self-reports in Organizational Research: Problems and Prospects," *Journal of Management*, 12 (4), pp. 531-544.
- Preacher, K. J. and Hayes, A.F. (2004) "SPSS and SAS Procedures for Estimating Indirect Effects in Simple Mediation Models," *Behavior Research Methods, Instruments, and Computers*, 36 (4), pp. 717-731.
- (2008) "Asymptotic and Resampling Strategies for Assessing and Comparing Indirect Effects in Multiple Mediator Models," *Behavior Research Methods*, 40 (3), pp. 879-891.
- Rosenbaum, P. R. and Rubin, D. B. (1983) "The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects," *Biometrika*, 70 (1), pp. 41-55.

- Rudolph, C. W., Katz, I. M., Lavigne, K. N. and Zacher, H. (2017) "Job Crafting: A Meta-analysis of Relationships with Individual Differences, Job Characteristics, and Work Outcomes," *Journal of Vocational Behavior*, 102, pp. 112-138.
- Saks, A. M. (2006) "Antecedents and Consequences of Employee Engagement," *Journal of Managerial Psychology*, 21 (7), pp. 600-619.
- Schaufeli, W. B. and Bakker, A. B. (2010) "Defining and Measuring Work Engagement: Bringing Clarity to the Concept," In Bakker, A. B and Leiter, M.P. (Eds) *Work Engagement: A Handbook of Essential Theory and Research*, New York: Psychology Press., pp. 10-24.
- Schaufeli, W. B., Salanova, M., González-Romá, V. and Bakker, A. B. (2002) "The Measurement of Engagement and Burnout: A Two Sample Confirmatory Factor Analytic Approach," *Journal of Happiness Studies*, 3 (1), pp. 71-92.
- Schaufeli, W. B., Taris, T.W. and Bakker, A.B. (2006) "Dr. Jekyll and Mr. Hyde: On the Differences between Work Engagement and Workaholism," In Burke, R.J. (Ed) *Research Companion to Working Time and Work Addiction*, Northampton, MA: Edward Elgar, pp. 193-217.
- Sekiguchi, T., Li, J. and Hosomi, M. (2017) "Predicting Job Crafting from the Socially Embedded Perspective: The Interactive Effect of Job Autonomy, Social Skill, and Employee Status," *The Journal of Applied Behavioral Science*, 53 (4), pp. 470-497.
- Shimazu, A., Schaufeli, W.B., Kosugi, S., Suzuki, A., Nashiwa, H., Kato, Sakamoto, M., Irimajiri, H., Amano, S., Hirohata, K., and Goto, R. (2008) "Work Engagement in Japan: Validation of the Japanese Version of Utrecht Work Engagement Scale," *Applied Psychology*, 57, pp. 510-523.
- Shimazu, A., Schaufeli, W. B., Miyataka, D. and Iwata, N. (2010) "Why Japanese Workers Show Low Work Engagement: An Item Response Theory Analysis of the Utrecht Work Engagement Scale," *BioPsychoSocial Medicine*, 4 (17), pp. 1-6.
- Sobel, M. E. (1982) "Asymptotic Confidence Intervals for Indirect Effects in Structural Equation Models," *Sociological Methodology*, 13, pp. 290-312.
- Tims, M., Bakker, A. B. and Derks, D. (2012) "Development and Validation of the Job Crafting Scale," *Journal of Vocational Behavior*, 80 (1), pp. 173-186.
- (2013) "The Impact of Job Crafting on Job Demands, Job Resources, and well-being," *Journal of Occupational Health Psychology*, 18 (2), pp. 230-240.
- Tims, M., Bakker, A. B., Derks, D. and van Rhenen, W. (2013) "Job Crafting at the Team and Individual Level: Implications for Work Engagement and Performance," *Group & Organization Management*, 38 (4), pp. 427-454.
- Upwork Global (2018) "Freelancing in America 2018," <https://www.upwork.com/i/freelancing-in-america/2018/> (2019年3月6日アクセス)
- Wrzesniewski, A. and Dutton, J.E. (2001) "Crafting a Job: Revisioning Employeess as Active Crafters of Their Work," *Academy of Management Review*, 26 (2), pp. 179-201.
- Xanthopoulou, D., Bakker, A. B., Demerouti, E. and Schaufeli, W. B. (2007) "The Role of Personal Resources in the Job Demands-resources Model", *International Journal of Stress Management*, 14 (2), pp. 121-141.
- (2009) "Work Engagement and Financial Returns: A Diary Study on the Role of Job and Personal Resources," *Journal of Occupational and Organizational Psychology*, 82 (1), pp. 183-200.
- 秋山進・山田久 (2004) 『インディペンデント・コントラクター』日本経済新聞社.
- 阿部真大 (2006) 『搾取される若者たち——バイク便ライダーは見た』集英社.
- 石山恒貴 (2011) 「組織内専門人材の専門領域コミットメントと越境的能力開発の役割」『イノベーション・マネジメント』No.8, pp. 17-36.
- 宇田忠司 (2009) 「フリーランスの言説スペクトル——英雄・騎士・従僕」『経済学研究』Vol.59, No.3, pp. 535-544.
- 大内伸哉 (2019) 『会社員が消える——働き方の未来図』文藝春秋.
- 久米功一・大竹文雄・奥平寛子・鶴光太郎 (2011) 「非正規労働者の幸福度」RIETI Discussion Paper Series 11-J-061.
- 経済産業省 (2017) 『雇用によらない働き方に関する研究会』.
- 厚生労働省 (2016) 『働き方の未来 2035——一人ひとりが輝くために』.
- (2018) 『雇用類似の働き方に関する検討会』.
- (2019) 『令和元年版労働経済の分析 (労働経済白書)』.
- 小崎亜依子 (2019) 「新たなステークホルダー『フリーランス』についての一考察」北川哲雄編著『バックキャスト思考とSDGs/ESG投資』第4章, 同文館出版.
- 島津明人 (2010) 「職業性ストレスとワーク・エンゲイジメント」『ストレス科学研究』Vol.25, pp. 1-6.
- (2014) 『ワーク・エンゲイジメント——ポジティブメンタルヘルスで活力ある毎日を』労働調査会.
- 島津明人 and Goering, Daniel (2016) 「仕事の要求度——資源モデルとワーク・エンゲイジメント」『ストレス科学』Vol.31, No.1, pp. 21-28.
- 孫垂文 (2018) 「フリーランサーは就業者の7%, 約440万人」リクルートワークス研究所編『全国就業実態パネル調査 日本の働き方を考える 2018』Vol.4.
- 高尾義明 (2019) 「ジョブ・クラフティング研究の展開に向けて——概念の独自性の明確化と先行研究レビュー」『経済経営研究』Vol.1, pp. 81-105.
- 高橋陽子 (2018) 「テイラーワーカーとは——働く柔軟性を問い直す」玄田有史編『30代の働く地図』第5章, 岩波書店.
- 内閣府 (2019) 『日本のフリーランスについて——その規模や特徴, 競争避止義務の状況や影響の分析』政策課題分析シリーズ17.
- 日本政策金融公庫総合研究所 (2018) 『フリーランスの実態に関する調査』.
- 花田光世 (2001) 「キャリアコンピテンシーをベースとしたキャリア・デザイン論の展開——キャリア自律の実践とそのサポートメカニズムの構築を目指して」『CRL Research Monograph』No.1.
- フリーランス協会 (2018) 『フリーランス白書 2018』.
- 堀内泰利・岡田昌毅 (2009) 「キャリア自律が組織コミットメントに与える影響」『産業・組織心理学研究』Vol.23, No.1, pp. 15-28.
- (2016) 「キャリア自律を促進する要因の実証的研究」『産業・組織心理学研究』Vol.29, No.2, pp. 73-86.
- 松永伸太郎 (2016) 「アニメーターの過重労働・低賃金と職業規範——「職人」的規範と「クリエイター」的規範がもたらす仕事の論理について」『労働社会学研究』Vol.17, pp. 1-25.
- (2018) 「フリーランサーが場を共有して働くことの意義——アニメーターの労働過程を事例として」『日本労働研究雑誌』No.691, pp. 93-99.

向江亮 (2018) 「ワーク・エンゲイジメント向上の実践的取組に向けた知見の整理と今後の展望」『産業・組織心理学研究』Vol.32, No.1, pp. 55-78.

森永雄太・鈴木竜太・三矢裕 (2016) 「従業員によるジョブ・クラフティングがもたらす動機づけ効果——職務自律性との関係に注目して」『日本労務学会誌』Vol.16, No.2, pp. 20-35.

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」RIETI Discussion Paper Series 11-J-052.

山本寛 (2014) 『働く人のためのエンプロイアビリティ』創成社.

ランサーズ (2018) 『フリーランス実態調査 2018 年版』.

リクルートワークス研究所 (2018) 『全国就業実態パネル調査』.

—— (2019) 『全国就業実態パネル調査』.

労働政策研究・研修機構 (2018) 『独立自営業者の就業実態と意識に関する調査』.

—— (2019a) 『雇用類似の働き方の者に関する調査・試算結果等 (速報)』.

—— (2019b) 『人手不足等をめぐる現状と働き方等に関する調査 (企業調査・労働者調査)』JILPT 調査シリーズ No.193.

ワリス (2018) 『変革型フリーランス実態調査』.

〈投稿受付 2019 年 4 月 3 日, 採択決定 2020 年 10 月 6 日〉

いしやま・のぶたか 法政大学大学院政策創造研究科教授。主な論文に, “Role of Knowledge Brokers in Communities of Practice in Japan,” *Journal of Knowledge Management*, Vol.20, No.6 (2016) など。人的資源管理論・組織行動論専攻。