

仕事の資源と女性介護職員のキャリア意識との関係 —ワーク・エンゲイジメントの観点から—

The Relationship between Job Resources and Career Consciousness of Female Care Workers:
From the Viewpoint of Work Engagement.

小川 悦史*

Abstract

This study focuses on job resources (e.g., supervisor support), career consciousness (inter-organizational career orientation and career commitment), work engagement, and inter-organizational career self-efficacy among 478 female care workers at care facilities. Based on the motivational process of the Job Demands-Resources model, the following has been revealed by quantitative analysis. First, job resources (e.g., supervisor support) have been negatively associated with inter-organizational career orientation, whereas job resources (e.g., job enrichment) have been positively associated with career commitment. Different job resources variables have different effects on two career consciousness. Second, work engagement is significantly mediated between job resources (e.g., supervisor support) and career consciousness (e.g., inter-organizational career orientation). Third, the moderating effects of inter-organizational career self-efficacy are present only between women's employment support and inter-organizational career orientation and between associate support and career commitment. The work environment affects career consciousness and enthusiasm for work.

キーワード

仕事の資源、ワーク・エンゲイジメント、組織間キャリア志向、キャリア・コミットメント、女性介護職員

1. はじめに

本研究の目的は、老人福祉・介護事業所で働く女性職員を対象に、職場環境とキャリア意識との関係を実証的に分析し、その影響要因について検証することである。女性職員のキャリアに関わる意識や仕事への意欲がどのような要因から影響を受け、効力感がどれほど影響を与えるのかを検討する。これはこれまでに先行研究で挙げられてきた様々な影響要因に関して、より重要と思われる要素を明らかとすることでもある。本研究によって、介護に関わる今後の研究や実際のマネジメントに重要な示唆がもたらされると考える。

厚生労働省雇用環境・均等局（2020）によれば、労働力人口の総数に占める女性労働力率や女性の就業者数は、現在もなお増え続けている。配偶者の有無を問わず女性の労働力率が上昇し続けていることから、働く意思をもつ女性の活用は、企業

の人材不足対策として現実的な対応の1つといえるだろう。女性従業員の仕事に対する意欲を引き出し、組織への定着を図ることは、企業にとってきわめて重要な課題といえる。

人材不足が顕著で、かつ職場で女性の占める比率が高い職種として、介護職をあげることができる。介護業界は人材不足が深刻（武内・藤田, 2018）で慢性的（結城, 2019）であると同時に、そこで働く介護職員の多くは女性である（介護労働安定センター, 2020a）。介護職員の不足感については、事業所のおよそ7割がそれを危惧し、こうした傾向は実に5年間続いている（介護労働安定センター, 2020a）。

人材不足が助長される要因の1つとして、離職の問題があげられる。介護業界はこれまでも高い離職率を指摘されることが多く（武内・藤田, 2018）、職場環境の改善は現在もなお求められている。介護職員全体でみた近年の離職率は16.0%

論文受稿日：2020.11.5 論文受理日：2021.5.27

*OGAWA, Etsushi：亜細亜大学経営学部 准教授

(Associate Professor, Faculty of Business Administration, Asia University)

(介護労働安定センター, 2020a) と著しく高いわけではないが、日本標準産業分類に基づく16大産業の平均離職率が14.6% (厚生労働省, 2019) であることを考えると、決して低いともいえない。また、離職者の勤続年数として、3年未満の割合が介護職員全体で7割弱 (介護労働安定センター, 2020b) という事実を考えても、離職の問題が根本的に改善されているとは言い難い。加えて、転職経験者については、女性介護職員全体では9割近くを占めているにも関わらず、前職が同じ介護関係であったとする割合はおよそ3割にすぎず、それ以外から転職してきた者が6割を超えている (介護労働安定センター, 2020c)。これは中途採用者が多い介護業界にあって、介護職でキャリアを形成していこうとする女性が決して多くない現状を示唆している。

こうした状況を踏まえると、介護現場の人材不足を解消するためには、現在所属している従業員を定着させるための取り組みがまずは必要である。それと同時に、仮に組織から退出したとしても、再び介護職を選択するような意識を高めることも重要である。それが介護業界で働く人材の維持や増加へとつながる。

本研究では、介護職員の退職意思と職務の継続意思を、それぞれ組織間キャリア志向とキャリア・コミットメントと捉え、両概念をキャリア意識と位置づける。

2. 先行研究のレビュー

2.1 キャリア意識

2.1.1 組織間キャリア志向

本研究で従業員のキャリア意識と位置づける1つ目の概念に、組織間キャリア志向を設定する。組織間キャリア志向とは、組織内キャリアから組織間キャリアへの移行をどの程度志向しているかを示す主観的概念である (山本, 2008)。組織間キャリアへの移行とは、退職をどの程度志向しているかを示すものであり、それとは逆の概念が定着である。山本 (2008) は組織間キャリア志向を援用することで、組織間キャリア移動を経験した従業員だけでなく、退職を考慮中の予備軍、さ

らには勤続期間がまだ短い従業員の分析までもが可能だとしている。本研究では組織間キャリア志向を退職意思 (turnover intention) と捉えていく。

介護職の退職意思に関する実証研究として、小木曾・阿部・安藤・平澤 (2010) は、ボトムアップによる施設運営管理の重要性を検証し、一方でトップダウンによる指揮命令体制やそこでの上司・管理者との関係が退職意思につながることを指摘した。しかしこの研究で、給料や労働条件については、退職意思への影響は認められなかった。また、大和 (2014) は Herzberg の二要因理論を背景に、職務満足度と定着との関係を調査し、仕事の内容・やりがい、人事評価・処遇のあり方、職場の人間関係、コミュニケーションの満足度が、定着意向の促進へつながることを確認した。しかし、賃金、労働時間等の労働条件や勤務体制に関わる満足度は影響していなかった。

以上のように、介護職員の退職に関わる要因を考えた場合、ここでは給与などの労働条件というより、現場の職員を尊重した職場環境、仕事そのもの、人間関係などの重要性が示唆された。

2.1.2 キャリア・コミットメント

本研究におけるキャリア意識の2つ目として、職業の継続意思をあらわすキャリア・コミットメント (career commitment) を設定する。キャリア・コミットメントとは、個人のキャリアに焦点をあてたワーク・コミットメントの1つである (Morrow, 1983)。これは仕事上のキャリアに関して、個人の志向をあらわす概念であり、本研究でいえば、今後も介護職という職業を続けていきたいという意思である。Chang (1999) は、組織によって個人の要望が満たされたときに、仕事に対する意欲が高まり、キャリア・コミットメントも高まるとしている。

先行研究においてキャリア・コミットメントは、退職意思を抑制する効果 (Park & Jung, 2015) や、定着への意向を促進する効果 (緒方・會田・長屋, 2015) が指摘されている。すなわちキャリア・コミットメントは、退職意思や定着意向の規定要因として捉えることができる。しかし一方で、白石・藤井・大塚・影山・今井 (2011) がその重

要性を指摘するように、キャリア・コミットメントと退職意思をそれぞれ分けて分析する研究もみられる。キャリア・コミットメントと退職意思への影響要因を別々に検討することで、現場の状況に応じたマネジメントを考えることができる。

たとえば阿部（2011）は、介護職のキャリア・コミットメントと職場の定着意向についてそれぞれの影響要因を分析し、キャリア・コミットメントには働きがいのみが影響し、定着意向には労働条件（給与・休暇など）の不満足感、働きやすさ（上司・チームワーク・権限・育成など）が影響することを明らかにした。キャリア・コミットメントよりも定着意向に与える要因の方が広範囲であり、前節ではあがらなかった労働条件も、ここでは定着意向に影響を与えていた。同様に、岡部・原野・中島・張・桐野・中嶋（2012）や中井（2018）においても、キャリア・コミットメントと定着意向のそれぞれに対して分析が行われ、研究ごとに影響要因の違いがみられた。

以上のように、キャリア・コミットメントと退職意思・定着に対する影響要因は、先行研究において必ずしも一致しているわけではない。一方で、介護職を対象とした多くの先行研究で、ハーズバーグの動機づけ—衛生理論を背景とする説明変数が設けられており（e.g. 阿部, 2011; 大和, 2014; 小木曾ら, 2010; 中井, 2018）、退職意思や定着には動機づけ要因と衛生要因の双方が関連する傾向であるのに対し、キャリア・コミットメントは必ずしもそうではなかった。

2.1.3 組織間キャリア自己効力

山本（2008）は、組織間のキャリア発達過程における自己の能力に対する自信を示す概念として、組織間キャリア効力をあげている。これは、Bandura（1977）の自己効力（self-efficacy）理論に基づく概念である（山本, 2008）。Bandura（1977）の自己効力理論は、人が行動を起こすうえで2つの期待がはたらくとしている。1つは結果予期で、もう1つは効力予期である。結果予期とは、ある行動が特定の結果をもたらすであろうという事象への期待である。一方、効力予期とは、その結果をもたらすのに必要な行動をうまく行う

ことができるという個人の確信である。これらを踏まえると組織間キャリア効力とは、現在と同等以上の職務が行える組織へ転職できるという自信（効力予期）と、そこでならキャリアが発達するであろうという期待（結果予期）が含まれた概念である。Bandura（1977）は、知覚された自己効力感が強ければ強いほど努力が促され、同様に効力予期の高まりが、積極的な活動を促すとしている。すなわち、自己効力の強さが、動機づけと大いに関わることが示唆されている。

本研究では、組織間キャリア効力がBetz & Hackett（1981）のキャリア自己効力（career-related self-efficacy）を拡張した概念であることに鑑み、組織間キャリア自己効力としたうえで、Yamamoto（2013）を参考に、調整変数として設定する。個人特性をあらわす自己効力感を調整変数にすることで、キャリア意識に及ぼす影響をその規定要因とともに検証し、組織間キャリア自己効力の高低によるキャリア意識への影響力の違いを検討する。

2.2 JD-R モデル

2.2.1 仕事の資源

ここまで論じてきたキャリア意識は従業員の態度そのものや行動に関わる概念である。組織で働く従業員のそうした態度や行動について、職場環境の視点からその影響要因を考察する理論的フレームワークにJD-Rモデル（Job demands-Resources Model）がある。JD-Rモデルを本研究に援用することで、介護現場における職場環境と従業員のキャリア意識との関係を心理的なプロセスから検討することができる。

JD-Rモデルには2つの異なるプロセスがある。1つが仕事の要求（job demands）から始まるプロセス、もう1つが仕事の資源（job resources）から始まるプロセスである（Demerouti, Bakker, Nachreiner & Schaufeli, 2001; Schaufeli & Bakker, 2004; Hakanen, Bakker & Schaufeli, 2006）。仕事の要求とは、仕事を遂行するうえで身体的・精神的に負荷のかかる取組みが長期的に求められ、それによって従業員が心身に疲弊をきたす状態である（Demerouti et al., 2001; Hakanen et al., 2006）。

従業員には期待される成果を維持するための大きな努力が求められ、それがストレスとしてネガティブな反応をひき起こすとされる (Hakanen et al., 2006)。

一方、仕事の資源とは、仕事の要求やそれに関連する心理的コストなどを低減し、仕事の目標達成を促進し、個人の成長などに刺激を与えるものである (Bakker, Demerouti & Vebeke, 2004)。仕事の資源からもたらされるポジティブな心理状態は悪い状況を改善するだけでなく、良い状況への変化を促す要因となる (Seligman & Csikszentmihalyi, 2000)。Schaufeli & Dijkstra (2010) では、仕事の要求度が高く、大きなストレスがかかるような場合には、仕事の要求度を減らそうとするより、仕事の資源を十分に保持することの方が重要だとしている。仕事の資源が十分に備わることで、仮に要求が高くても、従業員は仕事に意欲的に取り組むことができるかとされている。

また、このような仕事の資源は、次の水準に分類することができる。第1に就業条件 (賃金、キャリア開発機会など)、第2に対人関係 (上司や同僚のサポートなど)、第3に仕事の進め方 (役割の明確化など)、第4に課題 (フィードバック、技能の多様性、タスクの完結性、自律性など) である (Bakker et al., 2004)。とりわけ、4番目の課題レベルについては、Hackman & Oldham (1975) の職務特性理論が当てはまるとされている (Bakker et al., 2004)。

こうした仕事の資源から結果変数に至るまでの過程は、動機づけプロセス (motivational process) と呼ばれる。仕事の資源が、媒介変数としてのワーク・エンゲイジメントを促し (Schaufeli & Bakker, 2004; Hakanen et al., 2006; Huynh, Xanthopoulou & Winefield, 2014)、最終的にポジティブな結果を導くというプロセスである。その過程で仕事の資源は、仕事の要求への対応などに寄与する外発的動機づけ要因として機能することもあれば、成長など心理的要求の充足をもたらす内発的動機づけ要因として機能することもある (Bakker & Demerouti, 2008; Huynh et al., 2014)。動機づけプロセスにおける結果変数は、たとえば退職意思 (Schaufeli & Bakker, 2004) や組織コミットメント (Hakanen et

al., 2006) などがある。

本研究では以上を踏まえて、JD-R モデルにおける動機づけプロセスに基づき、仕事の資源とキャリア意識との関係を検討する。また、動機づけプロセスを前提とすることから、媒介変数にはワーク・エンゲイジメントを設定し、女性従業員の仕事への意欲について検討する。

2.2.2 ワーク・エンゲイジメント

JD-R モデルの動機づけプロセスにおいて、媒介変数として広く使用されているワーク・エンゲイジメント (work engagement) は、仕事に関連するポジティブで充実した心理状態を指している (Bakker, Schaufeli, Leiter & Taris, 2008)。これは、活力、熱意、没頭の3つの要素からなり (Schaufeli & Bakker, 2004; Hakanen, Bakker & Demerouti, 2005)、それぞれは次のような特徴がある。活力とは、仕事時における高いレベルのエネルギーなどで、仕事への意欲や粘り強さを表し、熱意とは仕事への強い関与、没頭とは幸福感のなかで夢中になっている状態である。ワーク・エンゲイジメントが高い状態とは、これら3つの要素が充実した心理状態のことである。Bakker & Demerouti (2008) は、ワーク・エンゲイジメントが高い従業員を、仕事に前向きで意欲が人一倍強い者としている。

ワーク・エンゲイジメントを高めるには、仕事の資源を充実させることである (島津, 2016)。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、様々な資源の重要性が指摘されている。たとえば、訓練機会 (Huynh et al., 2014)、成長の機会 (井口, 2016)、上司サポート (Schaufeli & Bakker, 2004; Hakanen et al., 2006)、同僚サポート (Schaufeli & Bakker, 2004)、同僚との関係性 (Hakanen et al., 2005)、組織サポート (Huynh et al., 2014)、仕事の裁量権 (Lee, Kim, Faulkner, Gerstenblatt & Travis, 2019; Hakanen et al., 2006; Hakanen et al., 2005)、フィードバック (Schaufeli & Bakker, 2004; Van den Broeck, Vansteenkiste, De Witte & Lens, 2008)、自律性 (Van den Broeck et al., 2008)、仕事の意義 (井口, 2016)、多様な専門的スキル (Hakanen et al., 2005)、専門的スキルの活

用 (Van den Broeck et al., 2008) などがある。

一方で、わが国の介護職員を対象としたワーク・エンゲイジメントへの影響要因としては以下があげられる。成長の機会 (小野内, 2019)、組織的公正 (谷口・時實・合田・原野, 2016)、手続き的公正 (時實・谷口・高木・廣川, 2016)、上司の支援 (時實ら, 2016)、役割の明確さ (小野内, 2019)、仕事の意義および仕事の適性 (小野内, 2019) などである。また、陳・大塚・金井 (2019) では、上司サポートなど7つの資源からなる仕事の資源尺度とワーク・エンゲイジメントとの有意な関係を明らかにしている。しかしながら、介護職員を対象としたこれらの研究は、JD-R モデルの動機づけプロセスというより、ワーク・エンゲイジメントとその規定要因との関係のみを強調したものである。

本研究では、JD-R モデルの動機づけプロセスと介護職に関する実証的な先行研究を踏まえた分析を行う。これまで研究者ごとに規定されてきた仕事の資源尺度を参考とし、それらになるべく限定することなく複数の資源尺度を採用する。それにより、キャリア意識やワーク・エンゲイジメントに影響する要因を多くの尺度から明らかにし、今後いっそう求められる介護職に必要な職場環境要因を明らかにする。また、介護職を対象とした研究は数多くあるものの、JD-R モデルに基づく実証研究はほとんど見当たらないことから、動機

づけプロセスによる仕事の資源についてのあらたな示唆を得ることを目的とする。

以上に基づき仕事の資源尺度として、公正な報酬、能力開発機会、上司サポート、同僚サポート、役割の明確化、職務特性理論に基づく職務の充実化を設定する。これらの尺度は、動機づけ—衛生要因 (Herzberg, 1976)¹⁾ や Bakker et al. (2004) の4つの水準を踏まえたものである。加えて、本研究では女性を対象とするため、女性の就業支援策についても追加する。以下に、本研究における仮説および分析のフレームワーク (図1) を掲げる。

仮説1：仕事の資源は、組織間キャリア志向を抑制し、キャリア・コミットメントを促進する

仮説2：ワーク・エンゲイジメントは、仕事の資源とキャリア意識 (組織間キャリア志向およびキャリア・コミットメント) との関係を媒介する

仮説3：組織間キャリア自己効力は、仕事の資源とキャリア意識 (組織間キャリア志向およびキャリア・コミットメント) との関係を調整する

3. 分析の方法

3.1 調査対象および調査期間

調査対象は、老人福祉・介護事業所に勤務する20代から50代の女性従業員である。正規従業員にくわえて、契約社員やパート・アルバイトも含まれる。雇用形態と職務内容の違いが比較的生じに

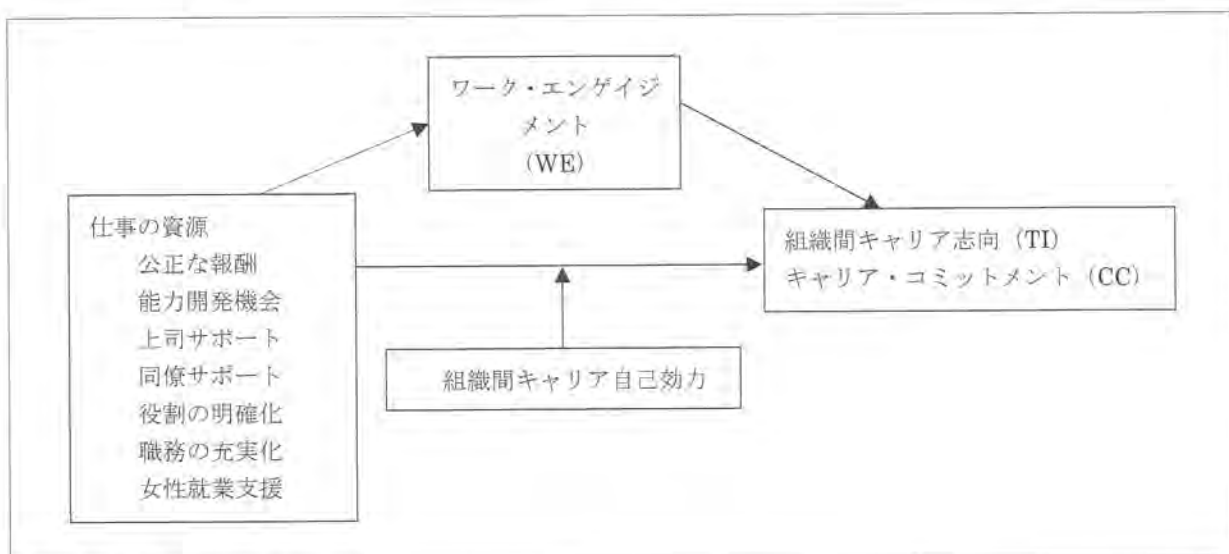


図1 本研究のフレームワーク

くいと考えられるため、正規従業員に限定せず、非正規従業員も調査対象とした。

調査はWEBを活用した専門のアンケート調査会社に依頼した。上記に該当する対象者への調査を依頼し、欠損値や同一回答が目立つ対象者を事前に除外したうえで600名分の回答を収集した。ただし、本研究は、介護等に直接かかわる現場従業員を対象とするため、主任クラス以上の管理職位に相当すると思われる従業員は除外した。その結果、本研究の有効回答数は478、有効回答率は79.7%である。調査対象者の概要は次のとおりである。平均年齢：41.6歳、結婚の有無：既婚=223名・未婚=255名、子どもの有無：有=242名・無=236名、雇用形態：正規従業員=398名・契約社員=33名・パート・アルバイト=47名、1週間の平均就業時間：39.5時間、会社の従業員規模：10人以下=38名、50人以下=124名、100人以下=125名、300人以下=103名、301人以上=88名である。

調査対象期間は、2018年2月28日～2018年3月2日である。

なお、本調査は、調査の趣旨や調査会社の個人情報保護方針等に同意があった対象者にのみ、回答を依頼した。

3.2 調査項目

コントロール変数以外のすべての調査項目は、「あてはまらない：1」～「あてはまる：5」による5段階のリカート法である。

3.2.1 仕事の資源

(1) 公正な報酬

三崎(2006)による組織的公正に基づく給与や待遇に関する分配的な公正感である。同僚や同業他社と比較した際の給与等に対する公正感を5項目で設定した。

(2) 能力開発機会

労働政策研究・研修機構(2003)によるキャリア開発の支援および教育・研修に関するそれぞれの項目を能力開発機会と捉えた。キャリア開発支援で4項目、教育・研修で2項目を採用した。

(3) 上司サポート

JD-Rモデルや介護職員を対象とした研究でた

びたびその効果が認められている職場内のサポートである。Eisenberger, Huntington, Hutchison & Sowa(1986)の組織サポート短縮版に基づき、8項目を設定した。また、多くの場合、上司サポートは組織サポートの「組織」が「上司」に置き換えられて使用されている(Rhoades & Eisenberger, 2002)。そのため、本研究でもEisenberger et al.(1986)の質問項目を、上司による対応と限定したうえで回答を得た。

(4) 同僚サポート

上司サポートと同じく職場内のサポートである。同僚サポートとして、労働政策研究・研修機構(2003)によるチームワークなどに関する3項目を採用した。

(5) 役割の明確化

Rizzo, House & Lirtzman(1970)による環境的要因に起因する役割曖昧性および役割葛藤からなる5項目を設定した。実際の分析では逆転項目とした。

(6) 職務の充実化

田尾(1987)による看護師を対象とした仕事の特性構造における因子分析結果を参考とした。これはHackman & Oldham(1975)の職務特性理論に依拠したものであり、多様性・完結性・有意義性・自律性・フィードバックに基づく9項目を設定した。

(7) 女性の就業支援策

本研究は女性従業員を対象とするため、女性に向けた就業支援策についても仕事の資源と位置づけた。労働政策研究・研修機構(2003)が女性就業者への支援としてあげている3項目を設定した。

3.2.2 キャリア意識

(1) 組織間キャリア志向(以下では表・図を除き、TIと表記する)

山本(2009)を参考に、退職意思に関わる2項目を設定した。これらの質問項目は、会社からの指示による非自発的退職ではなく、従業員が自ら組織間キャリアを志向する自発的退職に基づいている。

(2) キャリア・コミットメント(以下では表・図

を除き、CCと表記する)

Blau (1985) を参考に3項目を設定した。特定の職業名となっている箇所を、本研究では「職務」と置き換えた。

(3) 組織間キャリア自己効力

調整変数としてのキャリア意識として、山本 (2008) を参考に3項目を設定した。本研究では、将来的に移動するかどうかが不明な従業員も含まれているため、より一般的で市場横断的な専門性の高さを示している。

3.2.3 ワーク・エンゲイジメント (以下では表・図を除き、WEと表記する)

Shimazu, Schaufeli, Kosugi and Suzuki, Nashiwa, Kato, Sakamoto, Irimajiri, Amano, Hirohata and Goto (2008) の UWES-J (日本版 WE 尺度) 短縮版9項目を使用した。これらは、活力・熱意・没頭を含む尺度である。

3.2.4 コントロール変数

年齢 (実年齢)、結婚の有無 (既婚:0、未婚:1)、子どもの有無 (なし:0、あり:1)、雇用形態 (パート・アルバイト・契約社員:0、正規従業員:1)、1週間の就業時間数、企業規模 (従業員数が10人以下:1、50人以下:2、100人以下:3、300人以下:4、301人以上:5) とした。

3.2.5 コモン・メソッド・バイアス

本研究は構成概念に基づくすべての項目を単一の回答者に質問しているため、コモン・メソッド・バイアスによる尺度間の過度な因果関係が表れる可能性がある。そこで Harman's one-factor test (Podsakoff & Organ, 1986) により、コモン・メソッド・バイアスについて確認した。本研究で使用する11の構成概念 (質問項目の合計数=56) を用いて、固有値1.0以上を因子抽出の条件とし、主因子法に基づく回転なしの探索的因子分析を行った。その結果、11の因子が抽出され、第1因子の寄与率は29.326%であったことから、コモン・メソッド・バイアスの懸念はないと考える²⁾。

4. 尺度の妥当性と信頼性

4.1 仕事の資源

本研究の独立変数である仕事の資源尺度の因子の妥当性を検証するため、主因子法による探索的因子分析を行った (表1)。斜交プロマックス回転により、固有値1.0以上で7因子が抽出され、累積寄与率は71.804であった。一部の項目を除外する形になったが、最も因子構成的純粋性が高く、解釈も妥当と判断した。それぞれの因子は次のとおりである。第1因子が職務の充実化 (7項目)、第2因子が能力開発支援 (4項目)、第3因子が上司サポート (5項目)、第4因子が役割の明確化 (5項目)、第5因子が公正な報酬 (3項目)、第6因子が同僚サポート (3項目)、第7因子が女性就業支援 (3項目) である。これらの因子は、調査項目で想定した7つの仕事の資源尺度に合致している。尺度について信頼性の検証を行うため、Cronbach の α 係数を算出した。その結果、第1因子=.88、第2因子=.92、第3因子=.92、第4因子=.81、第5因子=.90、第6因子=.88、第7因子=.85であった。すべての α 係数が0.7を超えていたため、各尺度の内的一貫性は認められた。

4.2 キャリア意識および WE

次に従属変数である TI、CC、媒介変数である WE、調整変数である組織間キャリア自己効力についても因子の妥当性を検証するため、主因子法による探索的因子分析を行った (表2)。斜交プロマックス回転により、固有値1.0以上で4因子が抽出され、累積寄与率は71.184であった。それぞれの因子は次のとおりである。第1因子が WE (9項目)³⁾、第2因子が TI (2項目)、第3因子が組織間キャリア自己効力 (3項目)、第4因子が CC (3項目) である。各尺度の α 係数は、第1因子=.94、第2因子=.83、第3因子=.75、第4因子=.77であり、すべての数値が0.7を超えていたことから、各尺度の内的一貫性は認められた。

5. 仮説の検証

5.1 仕事の資源とキャリア意識との直接的な関係 (仮説1)

仮説1における仕事の資源とキャリア意識との

直接的な関係を検証するため、仕事の資源を独立変数とし、TI および CC を従属変数とする重回帰分析を行った (表3)。

分析の結果、TI に対する仕事の資源の影響として、上司サポート ($\beta = -.219, p < .001$)、役

表1 仕事の資源の因子分析 (n = 478)

	F1	F2	F3	F4	F5	F6	F7	共通性
自らの責任で最初から最後まで仕事ができる	.827	-.071	-.076	-.047	.006	-.098	.173	.594
仕事の成果(出来具合)がはっきりしている	.739	.121	-.054	.040	.035	.072	-.240	.622
仕事の成果(出来具合)がすぐにわかる	.735	.115	-.028	.021	.034	.094	-.251	.642
上司の指示を待たず、私の判断で仕事を進めることができる	.710	-.072	-.056	.004	.060	-.019	.091	.485
自分の仕事の手順は、自分で決められる	.708	-.053	-.061	-.004	-.023	-.049	.209	.483
私は重要な仕事を任されている	.647	-.042	.224	-.014	-.056	-.020	.031	.561
私は組織にとって大切な仕事をしていると感じている	.512	.000	.226	-.001	-.042	-.011	-.026	.511
仕事に必要な技術や知識について、十分な教育訓練を受けることができる	-.016	.866	.067	.019	-.014	-.043	.028	.800
教育訓練は、自分の希望や要望を反映している	.023	.858	.028	-.040	-.012	-.009	.006	.743
より専門的な知識や技能を学べるような援助がある	-.051	.842	.016	-.014	.000	.026	.024	.722
資格取得などの努力を、会社が支援してくれる	.004	.824	-.067	.021	.022	-.018	.104	.705
よい仕事ができるとき、積極的に認めてくれる	.013	-.001	.875	.018	-.044	.035	-.079	.756
職場に満足しているかどうか気にしてくれる	-.031	.050	.866	-.066	-.002	-.072	.008	.659
私が居心地よく働けるよう配慮してくれる	-.055	-.031	.797	-.008	.081	.001	.079	.670
私のがんばりを積極的に評価してくれる	.027	.073	.769	.034	.064	.008	-.076	.742
私の意見に耳をかたむけてくれる	.101	-.044	.712	.029	-.052	.076	.126	.684
与えられている権限がどこまでかわからない(R)	-.107	-.022	.031	.795	.040	-.067	-.013	.609
自分の責任範囲がどこまでかわからない(R)	.080	.019	-.047	.719	-.038	-.025	-.012	.509
あいまいな指示や指導のもと、働かなければならない(R)	-.001	.060	.038	.691	.009	.077	-.028	.565
会社の方針と上司の指導が矛盾している(R)	-.093	-.054	.066	.621	.046	-.019	.023	.393
複数の上司から異なる指示を受けることがある(R)	.123	-.010	-.112	.602	-.078	.020	.079	.348
給与や待遇は、同僚と比較して納得できる水準である	.008	-.030	.033	.018	.869	.022	-.007	.787
給与や待遇は、自分の仕事に見合っている	-.021	-.013	.062	-.004	.866	-.031	.006	.768
給与や待遇は、同業他社と比較して納得できる水準である	.049	.041	-.063	-.028	.845	.006	.027	.729
仕事で困ったりしたとき、同僚は助け合っている	-.086	.023	-.043	-.019	.008	.898	.036	.747
職場で困ったときには、お互い支え合う雰囲気がある	-.001	-.029	.057	.004	-.008	.831	.013	.733
職場では仕事の問題や悩みを気軽に話し合える	.052	-.043	.004	-.010	-.004	.784	.048	.656
出産・育児などの休暇制度が不安なく利用できる	.014	.006	.067	.060	-.001	-.017	.837	.750
出産・育児などの休暇制度が整備されている	-.019	.122	-.009	-.053	-.031	.041	.720	.581
女性が結婚しても、仕事を続けられる風土がある	.088	.036	-.045	.038	.075	.090	.668	.588
固有値	9.791	2.857	2.614	1.832	1.679	1.629	1.140	

(R)は逆転項目

割の明確化 ($\beta = -.226, p < .001$)、公正な報酬 ($\beta = -.131, p < .01$)、同僚サポート ($\beta = -.097, p < .05$) がそれぞれ有意な抑制効果を示した。一方、CC に対しては、職務の充実化 ($\beta = .308, p < .001$) と同僚サポート ($\beta = .137, p < .01$) のみが有意な促進効果を示した。これらの結果から、TI に対する仕事の資源の抑制効果は半数以上の尺度で認められ、CC に対する促進効果は一部で認められた。以上により、仮説1は部分的に認められた。

5.2 WE の媒介効果 (仮説2)

仮説2における WE の媒介効果を Baron & Kenny (1986)⁴⁾ に基づき検討するため、表3の重回帰分析に加え、階層的重回帰分析 (表4) を実施した。階層的重回帰分析の結果、仕事の資源として、職務の充実化 ($\beta = .430, p < .001$)、能力開発支援 (β

$= .201, p < .001$)、上司サポート ($\beta = .125, p < .01$)、役割の明確化 ($\beta = .116, p < .01$)、同僚サポート ($\beta = .088, p < .05$) が WE にプラスの影響を与えた。また、WE のキャリア意識に対する影響については、TI ($\beta = -.317, p < .001$) および CC ($\beta = .468, p < .001$) の両変数に有意な影響が認められた。さらに、これらを踏まえたうえで、間接効果に関してソベル検定⁵⁾ (Baron & Kenny, 1986) を行い、媒介効果を検証した。

その結果、TI に対しては、上司サポート・役割の明確化・同僚サポートとの間で、WE の媒介効果が認められた。すなわち、「上司サポート → WE → TI」($Z=2.38, p < .01$)、「役割の明確化 → WE → TI」($Z=2.59, p < .01$)、「同僚サポート → WE → TI」($Z=2.14, p < .05$) という媒介関係が確認された。とりわけ「同僚サポート → WE → TI」は完全な媒介であった。同様に CC

表2 キャリア意識とワーク・エンゲイジメントの因子分析 (n = 478)

	F1	F2	F3	F4	共通性
私は仕事にのめり込んでいる	.894	-.245	-.111	.095	.668
仕事をしていると、つい夢中になってしまう	.888	-.210	-.019	.074	.698
仕事をしていると、活力がみなぎるように感じる	.886	.144	-.014	-.157	.777
仕事に没頭しているとき、幸せだと感じる	.882	-.007	-.075	-.060	.685
仕事は、私に活力を与えてくれる	.752	.098	.038	.046	.719
朝目が覚めると、さあ仕事へ行こうという気持ちになる	.752	.133	-.025	-.079	.604
仕事に熱心である	.749	-.041	.108	-.020	.575
職場では、元気が出て精力的になるように感じる	.674	.196	.042	-.010	.641
自分の仕事に誇りを感じる	.562	.040	.182	.141	.581
現在の会社を辞めたい	-.002	-.926	.012	.061	.807
現在と違う会社に転職したい	.069	-.749	.044	-.118	.584
私の専門性は社外で通用する	.043	.030	.818	-.102	.626
自分の仕事の経験や知識は、転職してもすぐに役立つ	-.090	-.030	.763	.086	.600
転職しても今と同等の労働条件で採用される自信がある	.027	-.075	.531	.068	.316
他の会社に移っても、いまの職務に就きたい	-.117	-.064	.058	.754	.491
いまの職務が好きなので、この先も続けたい	.085	.183	-.032	.753	.796
いまの職務でキャリアを追求したい	.220	.040	-.012	.496	.437
固有値	7.573	2.033	1.489	1.006	

に対しては、職務の充実化および同僚サポートとの間で、WEの部分的な媒介が確認された。すなわち、「職務の充実化→WE→CC」(Z=6.68、 $p<.001$)、「同僚サポート→WE→CC」(Z=2.30、 $p<.05$)が認められた。

以上の結果から、TI、CCともにWEの媒介効果が複数で認められ、仮説2は部分的に認められた。

5.3 組織間キャリア自己効力の調整効果(仮説3)

仮説3を検証するため、仕事の資源とキャリア意識(TIおよびCC)との関係における組織間キャリア自己効力の調整効果を検証した。具体的には、表3の独立変数に組織間キャリア自己効力を加え、その後、中心化した仕事の資源尺度と組織間キャ

リア自己効力との交互作用項(調整変数)をあらたに追加した⁶⁾。交互作用項を追加する前と後の分析結果を比較し、決定係数(R^2)の増分にF検定を実施することで、交互作用項の調整効果を検証した。分析の結果、女性就業支援とTIとの関係($\Delta R^2=.006$ 、 $p<.05$)、同僚サポートとCCとの関係($\Delta R^2=.006$ 、 $p<.05$)に対して、それぞれ組織間キャリア自己効力の調整効果が認められた。

この2つの調整効果に関する単純主効果の検定結果を図示したのが図2および図3である。検定の結果⁷⁾、図2については、組織間キャリア自己効力と女性就業支援がともに高いほど、そうでない場合よりもTIが抑制された。一方、図3の組織間キャリア自己効力は、同僚サポートが高いほどCCも高まった。また、同僚サポートの高低に関わらず、

表3 仕事の資源とキャリア意識との関係における重回帰分析 (n = 478)

独立変数 \ 従属変数	組織間キャリア志向	キャリア・コミットメント
コントロール変数		
年齢	-.145**	.087*
結婚の有無	.011	-.035
子どもの有無	-.001	-.065
雇用形態	-.091*	-.042
週勤務時間	.090*	.067
企業規模	-.035	.047
仕事の資源		
職務の充実化	-.044	.308***
能力開発支援	-.036	.048
上司サポート	-.219***	.020
役割の明確化	-.226***	.040
公正な報酬	-.131**	.043
同僚サポート	-.097*	.137**
女性就業支援	-.001	.043
R^2	.319	.227
F値	16.755***	10.507***

1) *: $p<.05$; **: $p<.01$; ***: $p<.001$

2) R^2 は各重回帰式の決定係数である

3) R^2 (決定係数)より上の数字は β (標準偏回帰係数)を示す

4) VIF(分散拡大要因): 1.086~2.260

組織間キャリア自己効力の高群は、低群よりもCCが高い状態にあった。

以上から、仮説3の組織間キャリア自己効力による調整効果は、一部で確認されるにとどまった。

6. 考察と今後の課題

6.1 考察

本研究は、JD-Rモデルの動機づけプロセスに基づき、介護事業に従事する女性従業員を対象に、仕事の資源とキャリア意識（TIおよびCC、調整変数として組織間キャリア自己効力）との関係を

定量的に分析した。本研究によって、TIとCCに影響を及ぼす仕事の資源尺度が、それぞれで概ね異なることが明らかとなった。また、これまで曖昧だった介護事業の女性従業員にとっても、WEがきわめて重要な動機づけ因子であることが明らかとなった。以下ではこれらを踏まえて、分析の結果を4点論じる。

第1に、仕事の資源とキャリア意識（TIおよびCC）との関係において、それぞれのキャリア意識に対する規定要因の違いが顕著となった。TIに対しては、上司サポートや同僚サポート、公正な報酬、役割の明確化といったHerzberg（1976）

表4 仕事の資源、ワーク・エンゲイジメント、キャリア意識の関係（n = 478）

独立変数 \ 従属変数	ワーク・エンゲイジメント	組織間キャリア志向	キャリア・コミットメント
コントロール変数			
年齢	.061	-.126**	.058
結婚の有無	-.048	-.004	-.013
子どもの有無	.043	.013	-.085
雇用形態	-.070	-.113**	-.010
週勤務時間	.054	.098*	.042
企業規模	-.054	-.053	.072
仕事の資源			
職務の充実化	.430***	.092	.106*
能力開発支援	.201***	.027	-.046
上司サポート	.125**	-.179**	-.039
役割の明確化	.116**	-.263***	.094*
公正な報酬	.043	-.117**	.023
同僚サポート	.088*	-.069	.096*
女性就業支援	-.083	-.027	.081
媒介変数			
ワーク・エンゲイジメント		-.317***	.468***
R ²	.421	.378	.354
F値	25.951***	20.057***	18.145***

1) *:p<.05; **:p<.01; ***:p<.001

2) R²は各重回帰式の決定係数である

3) R²(決定係数)より上の数字はβ(標準偏回帰係数)を示す

4) VIF(分散拡大要因) : 1.086~2.287

の衛生要因と関係する尺度が影響を与えていた。これは、衛生要因の不備が、退職を促すといった報告（小川, 2018; 介護労働安定センター, 2018）と整合する結果ともいえる。

一方で、CC に対しては、職務の充実化と同僚サポートが影響を与えた。職務の充実化に関して、Hackman & Oldham (1975) の職務特性理論における主要な仕事の次元は、内発的な動機づけをもたらすとしている。1因子に収束された本尺度は、これ自体が内発的な動機づけをもたらす尺度といえる。すなわち、CC を促すのは、職務に外在する衛生要因というより、職務内容そのものに内在する動機づけ要因の影響が強いといえる。しかしながら、介護職の場合、施設によって仕事のやり方が異なる（武内・藤田, 2018）、管理職層との介護観の違いから現場に適した介護ができない（結城, 2019）などの問題もあるため、仕事内容そのものの動機づけが損なわれるケースもあるだろう。これらは結局のところ、衛生要因の問題にも通じることから、経営者や管理職層の意識や行動を変えていくことがきわめて重要といえる。一方、同僚サポートの影響については、CC を促進しただけでなく、TI に対しても抑制効果が認められた。介護職は、介護職継続意思（CC）と勤務継続意思（TI の抑制）が一致する傾向にあるという齋木（2012）の見解が、本研究では同僚との対人関係という側面から、検証されたと解釈で

きる。この分析結果により、介護現場で従来から指摘されている対人関係の重要性が、キャリア意識にまで及ぶことが明らかとなった。

以上により、従業員を会社に引き留めることと、業界に引き留めておくこととは、対人関係の要素を除き、異なる資源が求められることが明らかとなった。

第2に、JD-R モデルの動機づけプロセスにおける WE の媒介効果が複数で認められた。具体的には、キャリア意識に直接的な影響を与えた延べ6つの資源のうち、公正な報酬を除く5つの資源との関係で媒介効果が認められた。これは従業員のキャリア意識を考えるにあたり、仕事の資源だけでなく、WE という動機づけをもたらす因子が、介護職の女性従業員にとってもきわめて重要であり、従業員自身が仕事に対してポジティブな心理状態にあることが望ましいことを示唆している。ただし、こうした WE を促進するのをもまた、仕事の資源であることを踏まえなければならない。たとえば、上司の支援（時實ら, 2016）や上司などからの職場サポート（Inoue et al., 2010）が、WE に影響を与えるとする研究結果は、本研究でも支持された。職場内での上司や同僚からの対人支援が、WE を高めていたのである。また、本研究での、職務の充実化や能力開発支援による WE への影響は、内発的動機づけにつながるという点で、仕事の意義（井口, 2016）や成長の機会（井口,

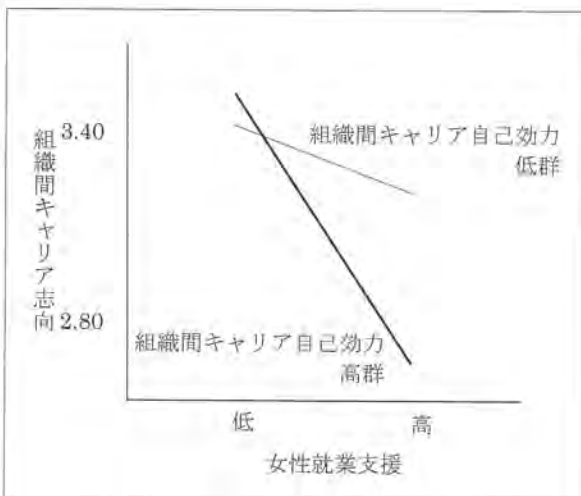


図2 女性就業支援と組織間キャリア志向との関係に及ぼす組織間キャリア自己効力の影響

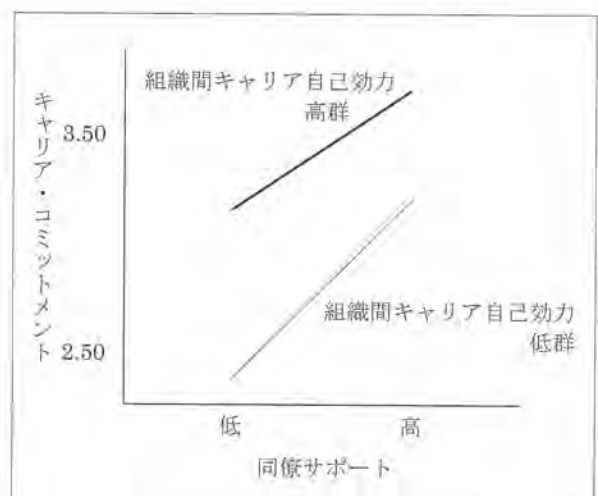


図3 同僚サポートとキャリア・コミットメントの関係に及ぼす組織間キャリア自己効力の影響

2016) がもたらす影響と、同様の結果と捉えることができる。しかし一方で、公正感を前提とする報酬尺度が、WEに影響を与えなかったのは、時實ら(2016)、Inoue et al., (2010)、谷口ら(2016)などとは異なる結果であった。その要因は、先行研究による公正尺度が、給与や報酬というより、情報共有や意思決定によるところが大きかったためだと考える。武内・藤田(2018)は、介護職の報酬はかつてほど低いわけではなく、段階的に引き上げられ、一般産業の水準にも近づいていると指摘している。転職者や若い職員の水準が勘案されることで低い報酬という印象にもなるが、報酬そのものは極端に低いわけではなく、職員の心理状態に影響を与えるものではなかったといえる。逆にいうと、介護職員は仕事に対して報酬というより、働きがい求めている傾向の方が強い(介護労働安定センター, 2020c)ことが本研究からも明らかとなった。

以上から、WEは仕事の資源から影響を受けて、TIの抑制や、CCの促進に寄与することが示された。介護の仕事は成果が目に見えにくく、従業員のモチベーションを維持することが困難(武内・藤田, 2018)とされているが、仕事の資源が整うことで、WEは促され、動機づけにつながることを確認できたといえる。

第3に、組織間キャリア自己効力の調整効果が限定的であった。TIに女性就業支援との交互作用項が、CCに同僚サポートとの交互作用項がそれぞれ影響するにとどまった。こうした結果は、本研究で使用した7つの交互作用項と2つの従属変数による合計14の分析結果から考えると、きわめて限定的と言わざるを得ない。また、自己効力感がWEの規定要因である一方、アウトカムにもなりうるものであり、両者が双方向の関係性を有している(島津, 2010)との指摘を踏まえると、調整変数としての設定には検討の余地があったのかもしれない。

しかしそうした中でも、組織間キャリア自己効力が高く女性就業支援が充実するほど、TIが抑制されるという単純主効果の結果は興味深いものである。これはキャリア自己効力の観点から、女性の方が男性よりも、キャリア選択の幅が狭まる傾

向にあることを示唆するBetz & Hackett(1981)にも通じるかもしれない。すなわち、組織間キャリア自己効力の高い女性が転職を志向しないのは、社外でも通用するという自信はあっても、いま実際にうまくいっている仕事を手放してまで、別のキャリアを求めるようなことはしないということのあらわれかもしれない。もしそうであれば、女性には定着に向けた対策が効果的だといえるだろう。

第4に、コントロール変数による影響である。TIに対して年齢・雇用形態・週あたりの勤務時間が影響したが、CCにはほとんどのコントロール変数が影響しなかった。すなわち、TIには仕事の資源のほか個人属性も重要な要因となりうるが、CCにとってあくまで重要なのは、仕事の資源であることが示唆された。また、結婚や子どもの有無はどちらのキャリア意識にも影響しなかった。女性の就業率に影響を与える要因として、一般的に結婚や出産・育児が指摘されているが、介護の職場ではあまり問題ではないのかもしれない。

以上のように、TIとCCへの影響要因、さらにはWEへの影響要因は、多くの点で異なることが示唆された。しかしながら、それぞれの課題はこれまで指摘したようにまったく無関係というわけではない。それを踏まえると、組織への引き留めと職務に対する継続意向に影響する要因をそれぞれおさえたいうえで、それらをバランスよく充実させていくことが必要だと考える。

6.2 今後の課題

最後に、今後に向けた本研究の課題をあげる。第1に健康障害プロセスを含めたモデルの検討である。本研究ではJD-Rモデルとして動機づけプロセスのみに焦点をあてている。しかし、今後はJD-Rモデルの本来的な形である健康障害プロセスも含めた同時分析が求められる。第2に、調査対象者の明確化である。介護事業の職員といっても、その形態やスキルなどは様々である。今後は調査対象者の職種やスキルなどをより具体的にしなければならぬ。第3に、尺度の見直しや精緻化である。たとえば、結婚後の仕事継続や出産・育児に係る休暇制度について調べた女性就業支援尺度は、キャリア意識にもWEにも直接影響を与

えなかった。つまり、女性が7割以上で、かつ既婚者がおよそ6割の介護業界（介護労働安定センター、2020a）において、結婚後も女性が仕事を続ける職場風土は、決して特別ではないのかもしれない。また、出産・育児などの休暇制度は、出産にかかわる対象者が必ずしも多くない点や、育児の定義が不明瞭であったことを考えると、今後は尺度の見直しや精緻化にいつそう努めなければならない。第4に、現実を見据えた研究の必要性である。介護業界では、マネジメントそのものが機能しないという問題も一部で指摘されている。また、利用者からのハラスメントや暴力によって退職に追い込まれるなどもたびたび指摘されている。今後はこうした現状をいつそうおさえた研究が求められる。

コロナ禍において、介護従事者の苦勞が浮き彫りとなっている。介護の現場が抱える課題やその解決策を調査・共有していくことが今後も益々求められる。

謝辞

本論文の投稿にあたり匿名レフェリーの先生方から多数の有益かつ建設的なコメントを頂きました。ここに記して感謝申し上げます。

引用文献

- 阿部正昭 (2011) 「介護職の職務継続・離職意向と関連要因に関する研究－神奈川県内特別養護老人ホームの介護職を対象とした調査から－」『社会論集』17, 1-17.
- Bakker, A.B., & Demerouti, E., & Verbeke, W. (2004) "Using the Job Demands-Resources model to predict burnout and performance." *Human Resource Management*, 43, 83-104.
- Bakker, A.B., & Demerouti, E. (2008) "Towards a model of work engagement." *Career Development international*, 13, 209-223.
- Bakker, A.B., Schaufeli, W.B., Leiter, M.P., & Taris, T.W. (2008) "Work engagement: An emerging concept in occupational health psychology." *Work & Stress*, 22, 187-200.
- Bandura, A. (1977) "Self-efficacy: Toward a unifying theory of behavioral change." *Psychological Review*, 84, 191-215.
- Baron, R.M., & 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, 1173-1182.
- Betz, N.E., & Hackett, G. (1981) "The relationship of career-related self-efficacy expectations to perceived career options in college women and men." *Journal of Counseling Psychology*, 28, 399-410.
- Blau, G.J. (1985) "The measurement and prediction of career commitment." *Journal of Occupational Psychology*, 58, 277-288.
- Chang, E. (1999) "Career commitment as a complex moderator of organizational commitment and turnover intention." *Human Relations*, 52, 1257-1278.
- 陳迪・大塚泰正・金井篤子 (2019) 「介護職員のワーク・ファミリー・コンフリクト／ファシリテーションに関する研究：仕事の要求度—資源モデルの視点から」『産業・組織心理学研究』32, 139-152.
- Demerouti, E., Bakker, A.B., Nachreiner, F., & Schaufeli, W.B. (2001) "The Job Demands-Resources model of burnout." *Journal of Applied Psychology*, 86, 499-512.
- Eisenberger, R., Huntington, R., Hutchison, S., & Sowa, D. (1986) "Perceived organizational support." *Journal of Applied Psychology*, 71, 500-507.
- Hackman, R., & Oldham, G.R. (1975) "Development of the job diagnostic survey." *Journal of Applied Psychology*, 60, 159-170.
- Hakanen, J.J., Bakker, A.B., & Demerouti, E. (2005) "How dentists cope with their job demands and stay engaged: The moderating role of job resources." *European Journal of Oral Sciences*, 113, 479-487.
- Hakanen, J.J., Bakker, A.B., & Schaufeli, W.B. (2006) "Burnout and work engagement among teachers." *Journal of School Psychology*, 43, 495-513.

- Herzberg, F. (1976) "The managerial choice: To be efficient and to be human". Dow Jones-Irwin, Inc. (北野利信『能率と人間性—絶望の時代における経営』東洋経済新報社1978.)
- Huynh, J.Y., Xanthopoulou, D., & Winefield, A.H. (2014) "The Job Demands-Resources Model in emergency service volunteers: Examining the mediating roles of exhaustion, work engagement and organizational connectedness." *Work & Stress*, 28, 305-322.
- 井口理 (2016) 「行政保健師の離職意図に関連する「仕事の要求」と「仕事の資源」—Job Demands-Resources Modelによる分析」『日本公衛誌』63, 227-239.
- Inoue, A., Kawakami, N., Ishizaki, M., Shimazu, A., Tsuchiya, M., Tabata, M., Akiyama, M., Kitazume, A., Kuroda, M. (2010) "Organizational justice, psychological distress, and work engagement in Japanese workers." *International Archives of Occupational Environmental Health*, 83, 29-38.
- 介護労働安定センター(2018) 平成29年度「介護労働実態調査」の結果—介護人材の不足感は4年連続増加—
http://www.kaigo-center.or.jp/report/pdf/h29_chousa_kekka.pdf 最終アクセス日 2020.3.16
- 介護労働安定センター (2020a) 令和元年度「介護労働実態調査」の結果. http://www.kaigo-center.or.jp/report/pdf/2020r02_chousa_kekka_0818.pdf 最終アクセス日2020.8.21
- 介護労働安定センター (2020b) 令和元年度介護労働実態調査 事業所における介護労働実態調査 結果報告書.
http://www.kaigo-center.or.jp/report/pdf/2020r02_chousa_jigyousho_chousahyou.pdf 最終アクセス日2020.8.24
- 介護労働安定センター (2020c) 令和元年度介護労働実態調査 介護労働者の就業実態と就業意識調査 結果報告書.
http://www.kaigo-center.or.jp/report/pdf/2020r02_chousa_roudousha_chousahyou.pdf 最終アクセス日 2020.8.24
- 厚生労働省 (2019) 平成30年雇用動向調査結果の概況
<https://www.mhlw.go.jp/toukei/itiran/roudou/koyou/doukou/19-2/dl/gaikyou.pdf> 最終アクセス日 2021.5.9
- 厚生労働省雇用環境・均等局 (2020) 令和元年版働く女性の実情. <https://www.mhlw.go.jp/bunya/koyoukintou/jousei-jitsujo/dl/19-01.pdf> 最終アクセス日2020.8.28
- Lee, A., Kim, H., Faulkner, M., Gerstenblatt, P., & Travis, D.J. (2019) "Work engagement among child-care providers: An application of the job demands-resources model." *Child & Youth Care Forum*, 48, 77-91.
- 三崎秀央 (2006) 「組織的公正と組織の価値観に関する一考察」『商学論集』75, 19-35.
- Morrow, P.C. (1983) "Concept redundancy in organizational research: The case of work commitment." *Academy of Management Review*, 8, 486-500.
- 中井良育 (2018) 『介護人材の確保と職場定着策』晃洋書房.
- 大和三重 (2014) 『介護人材の定着促進に向けて—職務満足度の影響を探る』関西学院大学出版会.
- 岡部一光・原野かおり・中島望・張英恩・桐野匡史・中嶋和夫 (2012) 「介護労働者のコミットメントとストレスが職務・職場継続意思に及ぼす影響」『介護経営』7, 36-46.
- 緒方明美・會田信子・長屋央子 (2015) 「介護老人福祉施設における介護職と看護職の離職防止についての検討」『日本看護科学会誌』35, 90-100.
- 小川悦史 (2018) 「人材定着には労働条件・職場環境などの衛生要因の整備が前提」平成29年度人材不足分野における人材確保のための雇用管理改善促進事業『若者が定着する職場づくり取組事例集—若者などの確保・定着に取り組んだ企業事例を紹介します!』公益財団法人日本生産性本部.
- 小木曾加奈子・阿部隆春・安藤邑恵・平澤泰子 (2010) 「介護老人保健施設におけるケアスタッフの仕事全体の満足度・転職・離職の要因

- ー職務における9つの領域別満足度との関連を中心に』『社会福祉学』51, 103-118.
- 小野内智子 (2019) 「介護老人福祉施設と介護老人保健施設に勤務する介護職員のワーク・エンゲイジメントを高める職場環境の分析ー「仕事の要求」と「仕事の資源」に焦点を当てて』『社会福祉学』59, 41-53.
- Park, I.J., & Jung, H. (2015) "Relationships among future time perspective, career and organizational commitment, occupational self-efficacy, and turnover intention." *Social Behavior and Personality*, 43, 1547-1561.
- Podsakoff, P.M., & Organ, D.W. (1986) "Self-reports in organizational research: Problems and prospects." *Journal of Management*, 12, 531-544.
- Rizzo, J.R., House, R.J., & Lirtzman, S.I. (1970) "Role conflict and ambiguity in complex organizations." *Administrative Science Quarterly*, 15, 150-163.
- Rhoades, L., & Eisenberger, R. (2002) "Perceived organizational support: A review of the literature." *Journal of Applied Psychology*, 87, 698-714.
- 労働政策研究・研修機構 (2003) 「組織の診断と活性化のための基礎尺度の研究開発ーHRMチェックリストの開発と利用・活用』『調査研究報告書 No.161』
- Schaufeli, W.B., & Bakker, A.B. (2004) "Job demands, job resources and their relationship with burnout and engagement: A multi-sample study." *Journal of Organizational Behavior*, 25, 293-315.
- Schaufeli, W.B., & Dijkstra, P. (2010) "Engaged at work." (島津明人・佐藤美奈子『ワーク・エンゲイジメント入門』星和書店2012.)
- Seligman, M.E.P., & Csikszentmihalyi, M. (2000) "Positive psychology: An introduction." *American Psychologist*, 55, 5-14.
- 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』25, 1-6.
- 島津明人 (2016) 「健康でいきいきと働くために：ワーク・エンゲイジメントに注目した組織と個人の活性化』『心身健康科学』13, 20-22.
- Shimazu, A., Schaufeli, W.B., Kosugi, S., and Suzuki, A., Nashiwa, H., Kato, A., Sakamoto, M., Irimajiri, H., Amano, S., & Hirohata, K., and Goto, R. (2008) "Work engagement in japan: Validation of the utrecht work engagement scale." *International Association of Applied Psychology*, 57, 510-523.
- 白石旬子・藤井賢一郎・大塚武則・影山優子・今井幸充 (2011) 「個性が尊重されない「組織風土」における、「キャリア・コミットメント」の高い介護職員の離職意向と「介護観」の関連』『老年社会科学』33, 34-46.
- Sobel, M.E. (1982) "Asymptotic confidence intervals for indirect effects in structural equation models." In S. Leinhardt (Ed.), *Sociological methodology* (pp.290-313). San Francisco: Jossey-Bass.
- Stone, C.A., & Sobel, M.E. (1990) "The robustness of estimates of total indirect effects in covariance structure models estimated by maximum likelihood." *Psychometrika*, 55, 337-352.
- 武内和久・藤田英明 (2018) 『介護再編ー介護職激減の危機をどう乗り越えるか』ディスカヴァー・トゥエンティワン.
- 谷口敏代・時實亮・合田衣里・原野かおり (2016) 「介護老人福祉施設における組織の公正性と介護福祉士の相談対応力がワーク・エンゲイジメントに及ぼす影響』『介護福祉学』23, 10-19.
- 田尾雅夫 (1987) 『仕事の革新』白桃書房.
- 時實亮・谷口敏代・高木二郎・廣川空美 (2016) 「介護福祉士の職場特性と個人要因とワーク・エンゲイジメントとの関連』『厚生学の指標』63, 7-13.
- 櫛木てる子 (2012) 「介護職員における勤務継続意思と職場状況評価ならびに入職時動機との関連』『静岡福祉大学紀要』8, 81-94.
- Van den Broeck, A., Vansteenkiste, M., De Witte, H., & Lens, W. (2008) "Explaining the relationships between job characteristics, burnout, and engagement: The role of basic psychological need satisfaction." *Work and Stress*, 22, 277-294.
- 山本寛 (2008) 『[改訂版] 転職とキャリアの研究ー組織間キャリア発達の観点から』創成社.
- 山本寛 (2009) 『人材定着のマネジメントー経営組織のリテンション研究』中央経済社.

Yamamoto, H. (2013) "The relationship between employees' perceptions of human resource management and their retention: From the viewpoint of attitudes toward job-specialties." *The International Journal of Human Resource Management*, 24, 747-767.

結城康博 (2019)『介護職がいなくなる—ケアの現場で何が起きているのか』岩波書店.



- 1) Herzberg(1976)は、満足要因(動機づけ要因)は職務に内在するとして、達成・承認・仕事そのもの・責任・昇進・成長機会を掲げた。一方で、不満足要因(衛生要因)は職務に外在するとして、会社の政策と経営・監督技術・監督者との関係・作業条件・給与・同僚との関係・部下との関係などを示した。
- 2) Podsakoff & Organ(1986)は、因子が1つしか抽出されない場合と、第1因子がデータの分散の過半数を占める場合に、コモン・メソッド・バイアスが問題になるとしている。
- 3) WE尺度は、活力・熱意・没頭を含む9項目からなる1因子モデルの優位性が指摘されている(Shimazu et al., 2008)。
- 4) Baron & Kenny(1986)は、独立変数と従属変数との関係(c)、独立変数と媒介変数との関係(a)、

媒介変数と従属変数との関係(b)がそれぞれ有意であり、(a)(b)すなわち独立変数が媒介変数を経由して従属変数に影響を与える際、(c)の有意性がゼロになるか(完全な媒介)、減少したときに、媒介効果が認められるとしている。本研究では、(c)が仕事の資源とキャリア意識との関係、(a)が仕事の資源とWEとの関係、(b)がWEとキャリア意識との関係である。

- 5) ソベル検定は大標本を仮定しており(Sobel, 1982)、その数の目安は400以上とされている(Stone & Sobel, 1990)。
- 6) 階層的重回帰分析におけるVIF(分散拡大要因)は、1.083~2.283である。
- 7) 図2については、組織間キャリア自己効力の高群において、女性就業支援の単純主効果が有意であった $F(1, 206) = 14.505, p < .01$ 。また、女性就業支援の高群において、組織間キャリア自己効力の単純主効果が有意であった $(F(1, 206) = 5.327, p < .05)$ 。一方、図3については、組織間キャリア自己効力の低群・高群ともに同僚サポートの単純主効果が有意であった(組織間キャリア自己効力・低: $F(1, 177) = 11.819, p < .01$; 高: $F(1, 177) = 7.236, p < .01$)。また、同僚サポートも低群・高群ともに、組織間キャリア自己効力の単純主効果が有意であった(同僚サポート・低: $F(1, 177) = 16.643, p < .01$; 高: $F(1, 177) = 7.336, p < .01$)。

付表 各尺度の平均・標準偏差・単相関係数

	Mean	SD	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
1 職務の充実化	2.959	.863	—										
2 能力開発支援	2.591	1.074	.287**	—									
3 上司サポート	2.856	.968	.536**	.514**	—								
4 役割の明確化	2.940	.872	.231**	.270**	.388**	—							
5 公正な報酬	2.695	1.019	.317**	.389**	.484**	.205**	—						
6 同僚サポート	3.559	.994	.375**	.313**	.512**	.153**	.341**	—					
7 女性就業支援	3.554	1.074	.228**	.390**	.334**	.126**	.365**	.386**	—				
8 ワーク・エンゲイジメント	2.436	.847	.570**	.367**	.459**	.107*	.292**	.342**	.153**	—			
9 組織間キャリア志向	3.155	1.118	-.321**	-.300**	-.464**	-.379**	-.349**	-.319**	-.217**	-.431**	—		
10 キャリア・コミットメント	3.154	.907	.423**	.230**	.324**	.166**	.230**	.304**	.202**	.549**	-.419**	—	
11 組織間キャリア自己効力	3.476	.885	.340**	.148**	.252**	.068	.128**	.279**	.141**	.272**	-.126**	.385**	—

1) コントロール変数は省略

2) * : $p < .05$; ** : $p < .01$