

## 労働市場における個人のパフォーマンスと流動性の関連について —組織風土・移動コストの調整効果に着目して—

東京大学 岩谷 舟真 \*

東京大学 正木 郁太郎 \*\*

東京大学 村本 由紀子 \*\*\*

On the relationship between job performance and mobility:  
Moderating effects of organizational climate and cost of mobility

Shuma IWATANI  
(University of Tokyo)

Ikutaro MASAKI  
(University of Tokyo)

Yukiko MURAMOTO  
(University of Tokyo)

Based on social psychological theories, this study aimed at identifying personal and environmental factors to motivate employees to leave their current organizations. First, we hypothesized that employees with ability to achieve superior work performance would be regarded to be high on “social value” in the labor market, and therefore more likely than the average employees to be motivated to leave their current organizations for better opportunities (Hypothesis 1). Second, we predicted that job satisfaction and inclusive climate (characterized by equity, interpersonal harmony, psychological safety, etc.) would respectively weaken the positive effect of job performance on mobility (Hypotheses 2 and 3). Third, we assumed that the predictor-criterion relationship would become weaker when such mobility costs as social reputation (Hypothesis 4-1) and knowledge, skills, abilities, and interpersonal relations (Hypothesis 4-2) were high. The results supported Hypotheses 3 and 4-1. Theoretical contributions and practical implications of the research are discussed.

Keywords : Social value, human resources mobility, relational mobility, turnover, organizational climate

### 1. 研究の背景

#### 1.1 雇用流動性と企業業績との関連

経営を論ずる上で企業の業績は最も重要な要

素の1つであるが、業績に影響を与えうる要因の1つとして雇用の流動性が挙げられる。雇用の流動性についての議論は現在活発に行われており、経営学はもとより経済学の分野においても両者の関連が検討されている。

たとえば、経営学において両者の関連を論じた理論的研究として、Abelson & Baysinger

\* 東京大学大学院総合文化研究科 特任研究員。

\*\* 東京大学大学院人文社会系研究科 研究員。

\*\*\* 東京大学大学院人文社会系研究科 教授。

(1984) による最適流動性モデル (optimal turnover model) が挙げられる。彼らの研究によると、雇用流動性の最適水準は企業によって決まっており、雇用流動性はその水準より高くても低くても、企業業績は低くなると論ずる。すなわち、雇用流動性と企業の業績の関連は、その最適水準を頂点とした逆 U 字型の関連にあると主張している。実際に、Meier & Hicklin (2007) がアメリカの教育機関のデータを用いてこのモデルの妥当性を実証している。また、Glebbeek & Bax (2004) はオランダの人材派遣会社のオフィスを対象に調査を行い、雇用流動性とオフィス業績の逆 U 字型の関連を見出している。ただしこの結果は統計的有意には至っておらず、著者らはその理由として、最適水準よりも流動性の低いオフィスが少なかったことを挙げている。一方、Ton & Huckman (2008) は書店チェーン (Borders Group) を対象に調査を行い、離職の多い店舗よりも離職の少ない店舗において、離職が店舗業績を下げる効果が大いであることを見出している。著者らによれば、雇用流動性の低い書店の従業員はより経験を積んでいるため、彼らの離職が店舗業績に与える悪影響はより大きくなると考えられている (Ton & Huckman, 2008)。このように、雇用流動性と企業業績の関係についてはさまざまな議論があり、未だ実証研究の蓄積の途上といえる。

また、経済学領域の理論研究の一例として、Morita (2001) が挙げられる。彼の研究では、技術を継続的に改善する企業によって構成される市場では、その企業が培ってきた技術に通ずる必要があるため低い雇用流動性が均衡となる一方、継続的な改善が行われない市場では、逆に高い流動性が均衡となるという。すなわち、流動性の水準が業績に寄与するとは一概に言えず、最適な流動性は市場や企業特性によって変わると主張している。

Morita (2001) は上記の議論の中で、従来の日本の労働市場は雇用流動性の低い状態で均衡

してきたことを理論的に示している。一方、山本・黒田 (2016) は、近年では少子高齢化に伴う人手不足や技術革新といった環境変化によって上記の均衡状態が変化している可能性を指摘する。2012～2015 年度の企業調査データに対する彼らの分析では、日本的雇用慣行に近い企業 (従業員の定着率が高い・メンタルヘルスがよい・教育訓練を実施している・離職率が低い等の特徴をもつ) では、中途採用率の高い企業ほど売上高経常利益率が高いことが示されている。もし日本の労働市場において雇用流動性の低い状態が今なお最適であるならば、雇用流動性を変化させることによって業績は上がらないはずである。そのため、山本・黒田 (2016) が示す結果から、日本的雇用慣行に近い企業の雇用流動性は昨今の環境下では最適なレベルを下回っていることが示唆される。

山本・黒田 (2016) を踏まえると、日本的雇用型の企業は中途採用を行うことで業績を上昇させる余地があると考えられるが、雇用の流動性が高まれば、各企業は自らの社員が他社へと転職・流出するリスクに対応する必要が出てくる。日本政府は 2011 年度には 7.4% であった転職入職率 (パートタイムを除く一般労働者) を 2018 年度までに 9.0% に上昇させることを政策目標として掲げた (内閣府, 2016)。2016 年実績は 8.0%, 2017 年は 8.6% と目標をやや下回った (厚生労働省, 2018) が、「未来投資戦略 2018」では引き続き 2020 年までの目標値として 9.0% が堅持されている (内閣府, 2018)。

## 1.2 雇用流動性と従業員個人の心理・行動との関連

前節では、雇用流動性が企業業績に及ぼす影響についての先行研究を概観した。他方、流動性が個人の心理・行動に与える影響については、近年、社会心理学の領域で盛んに研究されている。ただし、それらの研究で扱われているのは雇用流動性に限らず、より一般的な社会における人的流動性である。

このうち、岩谷・村本（2017a）は、地域社会における居住地流動性（residential mobility; Oishi, Rothman, Snyder ほか, 2007）を扱った調査研究を行った。居住地流動性とは住民の入れ替わりを意味し、対人関係や集団の閉鎖性が高い「低流動性社会」では、一度他者から排斥されてしまうと新たに対人関係を結ぶことが困難であり、最悪の場合社会的孤立の状態に陥るリスクが存在する（Takemura, 2014）。そのため、低流動性社会の人々は社会的な評判の低下に敏感であり、自らの評判を低下させないようにふるまう傾向がある（岩谷・村本, 2017a）。これに対して、住民の入れ替わりが頻繁に行われる「高流動性社会」では、周囲の他者からの評判が低下しても、別の集団に移動することなどによって新たな対人関係を結び、評判低下のデメリットを解消できる可能性が残されている。ただしこうした高流動性社会では、誰にとっても評判低下のコストが一律に小さいわけではなく、新たな集団に容易に移動できる者とそうでない者、新たな他者と関係を取り結ぶ力のある者とそうでない者との間で、事情が異なる可能性がある。そのため、社会環境レベルの流動性（対人関係を結ぶ機会の多さ）に加え、各個人がその流動性（機会）をどの程度活用できるかという個人の能力や特性に着目した検討も近年ではなされている（岩谷・村本, 2017b; Iwatani, Takahashi, & Muramoto, 2018）。たとえば岩谷・村本（2017b）は、一定の流動性を有する社会においては、業績の高い者よりも低いの方が、自分が今いる集団から排斥された場合に別の集団に移動できる可能性が低いと考えているために、今いる集団内での評判低下をより恐れる傾向があることを、大学生を対象とした小集団実験によって示している。この実験の参加者は、実験者から与えられたタスクに各自で取り組んだが、その成績は集団単位で集計され、集団成績に応じてメンバー全員に報酬が提供されることになっていた。1回目のタスクが終わると、2回目に移る前に、同じ実験に参

加している複数の集団間でメンバーの入れ替えがあることが予告された。この入れ替えはメンバーの相互評価に基づいて行われ、今いる集団内で評価の低い個人は集団から追い出される可能性があるが、追い出されても個人成績が良ければ別の集団に受け入れられる可能性があるという状況だった。こうした状況下では、1回目のタスクの個人成績が悪い参加者ほど、所属集団からの追放を避けるために、他のメンバーからの評価を高めるためのアピール行動（2回目に向けてタスクの練習により長く取り組む決意を示すなど）をとることが明らかになった。

このように、社会心理学では社会の流動性、及びその高低に応じた「評判低下コスト」（所属集団内で自らの評判が低下したときに受けるダメージの大きさ）、さらには個人の業績（job performance）と評判低下コストの関連について検討がなされてきた。本研究では、これらの先行研究から得られた知見を、雇用流動性と転職行動との関連の検討に応用する。まず、転職行動を「雇用流動性を活用する行為」として捉えた上で、転職行動を行う者の個人特性について検討する。具体的には、高業績者は雇用流動性を積極的に活用してより良い条件の職を得ることを志向し、より自発的に転職行動を行うこと、逆に、低業績者はより良い条件のオファーを受けにくく自発的な転職が困難であることを想定する。その上で、低業績者にとっては現在所属している職場における評判低下のコストが大きいと想定した上で、こうした評判低下のコストが個人業績と転職行動の関連を調整する可能性について検討を行う。以上を通じて、能力・業績といった個人要因と、企業風土という環境要因とのインタラクションの様相を捉えることを目指す。次節では、こうした本研究の視点についてより詳しく述べる。

## 2. 先行研究の課題と本研究の仮説

### 2.1 個人業績と転職行動の関連

上述の通り、本研究では転職行動を流動性活用の指標として見立てた上で、高業績者が低業績者に比べ、流動性を積極的に活用してより積極的に転職行動を行う可能性があることを予測し、この予測の妥当性について検討を行う。さらに、こうした個人の業績と転職行動との関係に影響を及ぼす調整要因についても検討する。

転職行動についての経営学的な研究では、転職を行う人物の特性についての検討が盛んになされている (e.g., Griffeth, Hom, & Gaertner, 2000)。そのうち、個人業績と転職行動の関連に関する研究も既になされている。例えば、Jackofsky (1984) は高業績者ほど (離職先の選択肢が多いと予想されるため) 離職意図が大きくなる可能性を主張している。それに対し、Nyberg (2010) は高業績者ほど (満足度が高いため) 離職意図が小さいことを実証している。また、Williams & Livingstone (1994) はメタ分析を通じて業績の低い者ほど離職意図が高いことを実証している。

上記のように個人業績と転職行動の関連については議論が分かれているが、Trevor, Gerhart, & Boudreau (1997) は Williams & Livingstone (1994) によるメタ分析について分析対象のデータの少なさなどの観点から限界を論じた上で、被雇用者の業績と離職意図の関係は U 字型であることを実証的に示している。すなわち、平均的な (中程度の) 業績の者と比べると、高業績者も低業績者も離職率が高いことを示している。この結果は Jackofsky (1984) や Nyberg (2010) と一見矛盾するが、前者の研究はあくまで考察にとどまり実証的なデータによって示されておらず、後者の研究は業績の 2 乗項を入れない回帰分析のみがなされており U 字型か否かについては検証されていない。

個人業績が特に高い者と特に低い者がいずれも転職しやすいとする Trevor et al. (1997) の

知見には、一定の説得力がある。ただしこれは、両者が転職を志向する理由が同一であることを意味するものではない。以上の議論を踏まえ、本研究では、特に個人業績が高い者 (エリート層) に注目する。その上でまず、「高業績者は雇用流動性を積極的に活用し、より自発的に転職行動を行う」という本研究の想定を確認するため、企業内で特に業績を高く評価されている社内エリート層の従業員と、より幅の広い一般層の従業員とを比較するかたちで以下の仮説を立て、これを検証する (仮説 1)。

仮説 1: 高業績者 (エリート層) は一般層に比べ、転職意図が高いだろう。

### 2.2 個人業績と転職行動の関連を調整する

#### 要因 1: 職務満足度

上記のような個人業績が離職行動にもたらす効果は、他の要因によって調整されるのだろうか。こうした調整効果を見た研究として、Trevor et al. (1997) が挙げられる。彼らは昇給という要因に着目し、昇給の程度が個人業績と転職行動の関連を調整することを実証している。具体的には、昇給の程度が小さいときには高業績者の離職率は平均的な業績の者より高い一方で、昇給の程度が大きいときにはそうした傾向は見られないことが示されている。また、Salamin & Hom (2005) はスイスの銀行に勤めるスイス国民のデータを基にボーナスの多寡が離職行動に与える影響に着目した検討を行い、直近のボーナスが高いほど離職行動のリスクは小さくなること、さらにこうしたボーナスの効果は高業績者にとって大きいことを示している。

Nyberg (2010) は、給料やボーナスを含むトータルの賃金 (給与) 上昇が高業績者の離職行動を顕著に抑制することを示したほか、高業績者ほど職務満足度が高く、それゆえに離職しにくいという媒介効果も報告している。こうした結果について Nyberg (2010) は、高業績

者の職務満足度は「業績に見合った賃金（給与）が得られる」という認知によって高まりやすく、これが彼らに離職を思いとどまらせる動因になり得ると推論している。しかし、職務満足度が業績と離職行動の関連を調整するという知見を実証データに基づいて呈示するには至っていない。そこで本研究では職務満足度を調整要因として想定し、職務満足度が高い状況では高業績者も転職する必要性は小さく業績と離職意図との関連は見られない一方で、職務満足度が低い状況では仮説1と同様に高業績者ほど離職意図が高いと予想する。なお、Nyberg（2010）を含め「全体的な職務満足度（overall job satisfaction）」が転職行動と負の相関をもつことはいくつかの先行研究で示されている（Carsten & Spector, 1987; Nyberg, 2010; Randhawa, 2007）。本研究では職務満足度が給与以外にも職務の内容や成果の評価、職場の人間関係等々の多面的な構成要素をもつ広い概念であることを踏まえ（e.g., 安達, 1998; Herzberg, 1968）、給与に対する満足度以外の質問項目を含めた複数の質問項目によって職務満足度を測定したうえで仮説を検証する。

仮説2：職務満足度は、個人業績が転職意図に与える正の効果を弱めるだろう。

## 2.3 個人業績と転職行動の関連を調整する

### 要因2：包摂性の風土

仮説2は個人の職務満足度に着目したが、組織風土などの組織要因も個人業績と転職意図の関係を調整する要因として考えられる。本研究では、包摂性の風土（climate for inclusion; Nishii, 2013）に着目し、包摂性の風土の高い職場であれば高業績のエリート層と一般層との間で転職を試みる程度は異ならない一方、包摂性の風土の低い職場であれば高業績者（エリート層）は一般層よりも転職を試みる程度は大きいという仮説を立てた。

包摂性の風土とは「あらゆる属性の従業員に

平等に機会を提供し、意思決定に関与することを可能にする」風土を指している（正木・村本, 2017, p.14）。この包摂性の風土が高い職場ほど、従業員のワークモチベーションや情緒的コミットメントを高めて離職意図を下げ（正木・村本, 2017）、様々なコンフリクトを低減する（Nishii, 2013）などの関係が知られている。さらに、こうした包摂性の風土と各種要因のポジティブな関係は、当該組織や社会におけるマイノリティの従業員、具体的には性別や人種・民族の観点におけるマイノリティに特に顕著だとされる（Shore, Cleveland, & Sanchez, 2018; van Knippenberg, Homan, & van Ginkel, 2013）。なぜなら、組織におけるマイノリティは表面的な属性から生じる偏見によって能力による平等な評価が行われにくいことや、本来の能力に比べて低い評価が与えられやすいことを懸念しており、マジョリティ以上に当人の属性などに依存しない公正かつ平等な評価（＝包摂性の高い風土）を重視しているためである。このように、包摂性の風土は組織におけるマイノリティを含む、適正な評価を受けにくい個人、適正な評価が受けられなかった場合のデメリットが大きい個人によって、特に重視される傾向があると考えられる。

以上を踏まえ、本研究では能力が秀でている社員とそうでない社員の間にも上記と同様の論理が成り立つと予想した。具体的には、能力が秀でている社員は、能力に基づく平等な評価が行われない場合の損失が一般の社員以上に大きい、と想定した上で、包摂性の風土が高い状況では、能力が秀でている社員とそうでない社員の間には離職意図の違いは見られない一方、包摂性の風土が低い場合には、能力が秀でている社員ほど特に離職意図が高いと予測し、この可能性について検討した。

仮説3：包摂性の風土は、個人業績が転職意図に与える正の効果を弱めるだろう。具体的には、包摂性の風土が低

い職場では高業績者（エリート層）は一般層よりも転職意図を高めやすいが、包摂性の風土が高い職場では業績の高低によって転職意図は変わらないだろう。

## 2.4 個人業績と転職行動の関連を調整する

### 要因 3：移動コストの調整効果

さらに、本研究では転職に伴う評判低下可能性の大小によって、個人業績の高低が転職意図に与える影響が異なると予想する。一般層の従業員は高業績者（エリート層）と比べて離職先の候補が少ないと考えられるが（Jackofsky, 1984）、他の集団への移動が困難な者にとって評判低下のコストはより大きいという社会心理学の議論（Takemura, 2014）を踏まえると、一般層の従業員はその移動可能性の小ささ故に、評判低下コストが大きい。そのため、転職に伴う評判低下の可能性が大きいとき、彼らは高業績のエリート層に比べて転職を控えると考えられる。一方、高業績者は離職先の候補が大きく（≒移動可能性が大きく）、評判低下に伴うコストが相対的に小さい。そのため、評判低下可能性が大きな場合であっても転職意図の低下は限定的であると考えられる。以上を踏まえ、本研究では以下の仮説を設定する。

#### 仮説 4-1：集団間移動に伴う評判低下のコスト

は、個人業績が転職意図に与える正の効果を増強するだろう。具体的には、集団間移動に伴う評判低下のコストが小さい場合は高業績者（エリート層）と一般層とで転職意図は変わらないが、評判低下のコストが大きい場合は一般層の方が高業績者（エリート層）よりも転職意図が小さくなるだろう。

また、本研究では転職に伴うサンクコストに着目した検討も行う。Nyberg (2010) は、失

業率が個人の業績と離職行動の関係を調整することを示しており、業績の低い者は労働市場における競争力が低いため、雇用をめぐる争いが激しい失業率の高い状況よりも、失業率の低い状況において離職を行うことが示されている。一方、高業績者はそのパフォーマンスの高さ故に失業率の高い場合でも転職先が決まると考えられる。実際に Nyberg (2010) のデータを見ると、高業績者については失業率の低いときほど離職するという結果は得られておらず、むしろ逆の結果が得られている。上記の結果は、業績の低い者は労働市場における競争力が低く、転職に際してコストやリスクをとることが難しいことを示唆する。

以上の結果を踏まえ、本研究では転職に伴うサンクコストに着目する。上記の議論を踏まえると、サンクコストが大きな場合、高業績者（エリート層）はサンクコストを回収できないリスクをとって転職を行う可能性がある一方で、相対的に業績の低い一般層の従業員はそうしたリスクをとることが難しく転職を控えると考えられる。高業績者にとっては、たとえ現在の勤務先でこれまで積み重ねてきた労力や投資が転職によって失われるとしても、転職先で新たなベネフィットを得られる可能性が高いためである。本研究では、上記の可能性について検討を行う。

仮説 4-2：転職に伴うサンクコストは、個人業績が転職意図に与える正の効果を増強するだろう。具体的には、転職に伴うサンクコストが小さい場合は高業績者（エリート層）と一般層とで転職意図は変わらないが、転職に伴うサンクコストが大きい場合は一般層の方が高業績者（エリート層）よりも転職意図が小さくなるだろう。

### 3. 方法

#### 3.1 調査対象者

民間企業2社と共同で2つのサンプルからデータを収集した。1つ目のデータは企業において個人業績を特に高く評価されているエリート層から収集し、2つ目のデータはweb調査を通じて一般層から広く収集した。エリート層については、日本において各種業界で主要な位置を占める企業15社の人事担当者に対して、「貴社のホワイトカラー職の正社員の方の中で『社内トップ5%に入る優秀な人材』を5名選んでください」と依頼を行った。また選出にあたって「対象者が一つの部署に偏らないよう、可能な限り複数の部署の従業員の方にお配りいただくようお願いいたします」「すでに取締役になっている年配者は除外し、30～40代に限定してください」とも付言した。回答にあたっては、人事部担当者から該当社員に調査票と返送用封筒を渡し、個人の回答結果を人事部にフィードバックすることはしなかった。最終的に合計67名からの回答を得た。人事担当者に抽出を依頼することで、主観的な業績ではなく、ある程度客観的な視点で業績の高さが認められる者を調査対象とするよう試みた。

一般層については、インターネット調査会社に委託し、22歳から59歳の会社員309名のデータを収集した。サンプルには個人業績の高い者から低い者まで幅広く含まれることが想定されるため、会社員全体を母集団とする平均的な業績の者の動向を捉える可能性が高まる。以上2つのサンプルを対象とし、個人業績が特に高いエリート層と、相対的には彼らよりも業績の低い一般的な従業員との比較を行うことを目指した<sup>1</sup>。

以上合計376名からのデータを得たが、以下では全ての質問項目に回答した336名についての分析結果を述べる。まず、エリート層サンプルと一般層サンプルにおけるデモグラフィック変数は表1の通りである。t検定を行ったとこ

表1 各層におけるでもグラフィック変数の平均値

	エリート層 (N = 48)	一般層 (N = 288)
年齢	37.44歳 (7.15)	41.06歳 (9.63)
年収	3.63 (0.98)	2.66 (1.23)
勤続年数	10.79年 (6.64)	12.55年 (10.12)
男性の割合	81.3%	70.8%
既婚者の割合	81.3%	59.0%

Note 1.括弧内は標準偏差

Note 2. 年収については、「1：300万円未満」、「2：300～500万円未満」、「3：500～700万円未満」、「4：700～1000万円未満」、「5：1000～1250万円未満」、「6：1250～1500万円未満」、「7：1500～2000万円未満」、「8：2000万円以上」

ろ、エリート層サンプルの方が、平均年齢が低く ( $t(78.50) = 3.08, p < .01$ )、年収が高いことがわかった ( $t(74.06) = -6.09, p < .001$ )。また、カイ二乗検定を行ったところ、エリート層サンプルの方が既婚者の割合が高いことが分かった ( $\chi^2(1) = 7.72, p < .01$ )。こうしたデモグラフィック特性の差異は従属変数に影響を及ぼす可能性があるため、仮説検証に際しては統制変数として投入することとした。なお、一般層サンプルについては業種・企業規模・学歴に関する測定を行っていないため、それらの点に関する両層の比較はできなかった。

#### 3.2 尺度

本研究では2つの調査で共通する下記の項目を分析した。

##### 3.2.1 離職意図

「今までに、この勤め先を辞めることを考えた事はない」、「もしこの勤め先以外への転職の機会があっても転職はしないと思う」、「この勤め先にはずっといつづけるつもりだ」の3項目を尋ね、それぞれ「1：あてはまる」、「2：ややあてはまる」、「3：どちらともいえない」、「4：あまりあてはまらない」、「5：あてはまらない」

の5件法で測定した。勤続意図と関連する質問項目であるが、値が高いほど離職意図が高いように測定している。

信頼性係数を求めたところ  $\alpha = 0.84$  と十分に高い値であったため、各質問項目を単純加算後に平均化し、離職意図の値とした。平均値は3.27、標準偏差は1.09であった。

### 3.2.2 職務満足度

本研究において独自に作成を行った「今の勤め先で十分に自分の能力・技術を生かすことができていると思う」、「現在の仕事内容に満足している」、「この勤め先に愛着を持っている」、「勤務地や給与などの雇用条件に満足している」、「働く環境に満足している」の5項目を尋ね、それぞれ「1：あてはまる」、「2：ややあてはまる」、「3：どちらともいえない」、「4：あまりあてはまらない」、「5：あてはまらない」の5件法で測定した。

値が大きいほど職務満足度が高いことを示すように反転処理を施した。信頼性係数は  $\alpha = 0.88$  と十分に高い値であった。各質問項目を単純加算後に平均化し、職務満足度の値とした。平均値は3.11、標準偏差は0.95であった。

### 3.2.3 包摂性の風土

正木・村本(2017)に基づき、「私の勤め先には、不平や不満をリスクを負わずに訴える方法がある」、「私の勤め先では、同じ働きをした人は同じだけ報酬等で報われている」、「私の勤め先では、公平な人材登用が行われている」、「私の勤め先では、すべての人に平等に成長のチャンスが与えられている」、「私の勤め先では、仕事上の役割だけでなく、個々人の性格や人柄も大切にされている」、「私の勤め先には、異なる視点を大事にする文化がある」、「私の勤め先は、社員同士が対立を乗り越えて新しいアイデアや成果につなげるために力を尽くそうとしている」の7項目を尋ね、それぞれ「1：あてはまる」、「2：ややあてはまる」、「3：ど

ちらともいえない」、「4：あまりあてはまらない」、「5：あてはまらない」の5件法で測定した。

値が大きいほど包摂性の風土が高いことを示すように反転処理を施した。信頼性係数を求めたところ  $\alpha = 0.90$  と十分に高い値であった。各質問項目を単純加算後に平均化し、包摂性の風土の値とした。平均値は2.98、標準偏差は0.95であった。

### 3.2.4 移動に伴う評判低下のコスト

本研究において独自に作成した1項目「職場を変えてしまうと、人間関係の中で白い目で見られかねないと思う」について、「1：あてはまる」、「2：ややあてはまる」、「3：どちらともいえない」、「4：あまりあてはまらない」、「5：あてはまらない」の5件法で測定した。項目は独自に作成されているものの、宮島・山口(2018)の「他者からの否定的な評価懸念」の質問項目の1つ(「白い目でみられてしまうだろう」と類似しており、妥当性について大きな問題はないと考えられる。ただし、調査票の紙幅の制約から1項目のみによって測定を行っている点には限界が残る。

分析にあたっては、値が大きいほど評判低下のコストが高いことを示すように反転処理を施した。平均値は2.38、標準偏差は1.00であった。

### 3.2.5 サンクコスト

「職場を変えることによって、それまでの職場で培ったものを失ってしまうと思う」について、「1：あてはまる」、「2：ややあてはまる」、「3：どちらともいえない」、「4：あまりあてはまらない」、「5：あてはまらない」の5件法で測定した。ただし「職場の中で培ったもの」として具体的にはスキルや人脈などを想定して作問を行ったものの、回答者によってどのようなものを想像して回答したのかが異なる可能性がある。従ってこの項目は個別具体的な「培った

もの」の有無について聞いたものというよりも、回答者の総合的かつ主観的なサンクコストの高低を聞くものとなっている。なおこの項目も上記の評判低下のコストと同様、独自に作成した1項目による測定にとどまっております、限界が残る。

分析にあたっては、値が大きいほどサンクコストが大きいことを示すように反転処理を施した。平均値は2.88、標準偏差は1.10であった。

### 3.2.6 主観的業績

Robinson (1996) を基に2項目からなる主観的業績を測定した。1つ目の項目は自分自身の評価を行うもので、「あなたは、自分自身の仕事上のパフォーマンスがどの程度であると考えていますか」と質問した。2つ目の項目は上司から自分に対する評価の推測を行うもので、「あなたは、上司が、あなたの仕事上のパフォーマンスをどの程度のものとして評価していると思いますか」という内容である。どちらの質問に対しても「1：最小」から「5：最大」までの5件法で測定された。

Robinson (1996) にならって自分自身に対する自己評価と、上司からの評価の推測を単純加算後平均した値を主観的業績の得点とした。両者の相関は中程度であった ( $r = .49, p < .01$ )。なお、この得点が両サンプル間(エリート層サンプルと一般層サンプル)で異なるかについて検討したところ、エリート層サンプル ( $M = 3.49, SD = .74$ )の方が一般層サンプル ( $M = 3.12, SD = 0.73$ )よりも主観的業績の平均値が高いことが分かり、本研究の想定に合致していた ( $t(334) = 3.26, p < .01$ )。なお、エリート層サンプルでの信頼性係数は0.64、一般層サンプルでの信頼性係数は0.65、両者を合わせたデータでの信頼性係数は0.66であった。

### 3.2.7 統制変数

その他、従来の研究(e.g. Gray & Phillips, 1994; 厚生労働省, 2018; Salamin & Hom, 2005)

で離職率との関連が指摘されているデモグラフィック特性として、性別(男性=1, 女性=0のダミー変数)、年齢、年収、勤続年数、結婚の有無(既婚=1, 未婚=0のダミー変数)を測定し、統制変数とした。

年収については、「1：300万円未満」、「2：300～500万円未満」、「3：500～700万円未満」、「4：700～1000万円未満」、「5：1000～1250万円未満」、「6：1250～1500万円未満」、「7：1500～2000万円未満」、「8：2000万円以上」、「9：わからない・答えたくない」の9件法で測定した。ただし9を選択した者は年収を変数として用いる分析からは除外した。

## 3.3 分析方法

離職意図を従属変数とした階層的重回帰分析を行った。第1ステップではデモグラフィック変数(性別、年齢、勤続年数、年収、結婚の有無)を投入した。第2ステップでは、上記のデモグラフィック変数に加え、個人の業績(エリート層サンプル=1, 一般層サンプル=0としてダミー化)を投入した(仮説1の検証)。第3ステップでは、第2ステップまでに投入した変数に加え、職務満足度、包摂性の風土、移動に伴う評判低下のコスト、サンクコストの主効果を投入した。第4ステップでは、第3ステップまでに投入した変数に加え、業績と職務満足度の交互作用、業績と「包摂性の風土」の交互作用、業績と「移動に伴う評判低下のコスト」の交互作用、業績とサンクコストの交互作用を投入した。

## 4. 結果

各変数間の相関係数は表2のとおりとなった。まず包摂性の風土と職務満足度の間に正の相関が見られた。加えて離職意図に関連する結果として、職務満足、包摂性の風土、評判低下コスト、サンクコスト、主観的業績のすべての変数が離職意図との間に負の相関を示していた。このことから、本研究で取りあげた変数ははず

表2 各項目間の記述統計と相関係数

	Mean	SD	$\alpha$	最小値	最大値	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1) 離職意図	3.27	1.09	0.84	1.00	5.00		-0.58***	-0.35***	-0.18**	-0.32***	-0.16**	-0.21***	-0.24***	-0.20***	-0.14*	-0.11†	-0.05
2) 職務満足	3.11	0.95	0.88	1.00	5.00			0.57***	-0.07	0.18**	0.35***	0.03	0.31***	0.09†	0.01	0.15**	0.31***
3) 包摂性の風土	2.98	0.95	0.90	1.00	5.00				-0.12*	0.08	0.25***	-0.05	0.15**	-0.05	-0.03	-0.01	0.29***
4) 評判低下コスト	2.38	1.00	-	1.00	5.00					0.38***	-0.19***	0.12*	-0.05	0.17**	0.02	-0.04	-0.30***
5) サंकコスト	2.88	1.10	-	1.00	5.00						-0.02	0.08	0.05	0.20***	0.08	-0.08	-0.13*
6) 主観的業績	3.17	0.74	0.66	1.00	5.00							0.01	0.20***	-0.04	-0.02	0.06	0.18**
7) 年齢	40.54	9.39	-	22.00	59.00								0.45***	0.61***	0.46***	0.29***	-0.14*
8) 年収	2.79	1.24	-	1.00	7.00									0.43***	0.47***	0.32***	0.27***
9) 勤続年数	12.30	9.71	-	0.00	41.00										0.31***	0.24***	-0.06
10) 男性ダミー (男性=1, 女性=0)	0.72	0.45	-	-	-											0.25***	0.08
11) 結婚ダミー (既婚=1, 未婚=0)	0.62	0.49	-	-	-												0.16**
12) 優秀ダミー (優秀=1, 一般=0)	0.14	0.35	-	-	-												

Note 1:  $N = 336$ 

Note 2: ダミー変数については最小値・最大値の記載は割愛した。

Note 3: † $p < .10$ , \* $p < .05$ , \*\* $p < .01$ , \*\*\* $p < .001$ 

れも離職意図について検討するうえで重要な指標であることが確認された。また勤続年数が高いほど、サंकコストと評判低下コストの両方が高まる相関関係がみられた。一般的に同じ組織に属する期間が長くなるほど、自組織に固有のスキルや人脈が多く培われることが推測されることから、両コストに関する項目が一定程度妥当なものと示唆される。

続いて仮説を検証するために階層的重回帰分析を行った。結果は表3のとおりであり、第1ステップから第2ステップにかけての決定係数の上昇は1%未満にとどまり ( $\Delta F(1, 329) = .17, n.s.$ )、個人業績についてのダミー変数を投入することによる説明率の上昇は見られなかった。よって、仮説1は支持されなかった。

一方、第2ステップから第3ステップにかけては決定係数の有意な上昇が見られた ( $\Delta F(4, 325) = 54.06, p < .001$ )。主効果について見ると、職務満足の高い者ほど ( $\beta = -.55, p < .001$ )、移動に伴う評判低下のコストを高く認識する者ほど ( $\beta = -.14, p < .01$ )、転職に伴うサंकコストを高く認識する者ほど ( $\beta = -.13, p < .01$ )、転職を控えることが分かった。

さらに、第3ステップから第4ステップにかけても決定係数の有意な上昇が見られた ( $\Delta F(4, 321) = 3.59, p < .01$ )。交互作用効果について見ると、包摂性の風土と個人業績との有意な交互作用が見られた ( $\beta = -.12, p < .05$ )。単純主効果について分析を行ったところ、包摂性の

風土が低い場合についてはエリート層の方が転職意図が高かった一方 ( $\beta = .28, p < .01$ )、包摂性の風土が高い場合については業績と転職意図の関連は見られず ( $\beta = .04, n.s.$ )、仮説3は支持された。さらに、個人業績と評判低下コストとの有意傾向の交互作用が見られた ( $\beta = .11, p < .10$ )。こちらも単純主効果について分析を行ったところ、移動に伴う評判低下のコストが大きい場合は一般層サンプルの方が転職意図が小さかった一方 ( $\beta = .27, p < .05$ )、評判低下のコストが小さい場合は両者の関連は見られず ( $\beta = .05, n.s.$ )、仮説4-1は支持された。ただし、職務満足度と業績の交互作用、及び転職に伴うサंकコストと業績の交互作用は見られず、仮説2と仮説4-2は支持されなかった<sup>2</sup>。

## 5. 考察

### 5.1 結果のまとめ

本研究の目的は、(1) 労働市場における個人の業績に着目した上で、特に業績の高いエリート層と一般層との間での離職意図の違いを検讨すること、及び(2) 個人の業績と離職意図の関係を調整する要因を明らかにすることであった。

まず、(1)の目的に関して、本研究の結果は仮説1を支持せず、高業績者(エリート層)の方がより強い転職意図をもつという単純な関連は確認されなかった。ただし、後に述べる通り、業績の高さは組織の環境に関わるいくつかの要

表3 階層的重回帰分析の結果

	モデル1	モデル2	モデル3	モデル4
	$\beta$ (s.e.)	$\beta$ (s.e.)	$\beta$ (s.e.)	$\beta$ (s.e.)
年齢	-0.10(0.07)	-0.10(0.08)	-0.14(0.06) *	-0.14(0.06) *
年収	-0.17(0.07) *	-0.16(0.07) *	0.01(0.06)	0.01(0.05)
勤続年数	-0.07(0.07)	-0.07(0.07)	0.01(0.06)	0.01(0.05)
男性ダミー (男性=1, 女性=0)	0.00(0.06)	0.00(0.06)	-0.08(0.05)	-0.06(0.05)
結婚ダミー (既婚=1, 未婚=0)	-0.01(0.06)	-0.01(0.06)	0.00(0.05)	0.00(0.04)
業績ダミー (エリート層=1, 一般層=0)		-0.02(0.06)	0.07(0.05)	0.16(0.07) *
職務満足度			-0.55(0.05) ***	-0.54(0.06) ***
包摂性の風土			-0.07(0.05)	-0.07(0.05)
評判低下コスト			-0.14(0.05) **	-0.12(0.05) *
サンクコスト			-0.13(0.05) **	-0.14(0.05) **
職務満足度×業績ダミー				0.10(0.07)
包摂性の風土×業績ダミー				-0.12(0.05) *
評判低下コスト×業績ダミー				0.11(0.06) †
サンクコスト×業績ダミー				0.04(0.04)
決定係数	0.08	0.08	0.44	0.47
F(df)	5.36(5,330) ***	4.48(6,329) ***	26.05(10,325) ***	20.22(14,321) ***
調整済み決定係数	0.06	0.06	0.43	0.45
$\Delta$ 決定係数		0.00	0.37	0.32
$\Delta F(df)$		0.17(1,329)	54.06(4,325) ***	3.59(4,321) **

Note1: N = 336

Note2: †  $p < .10$ , \*  $p < .05$ , \*\*  $p < .01$ , \*\*\*  $p < .001$ 

因とインタラクトするかたちで転職意図に対して一定の効果をもっていた。

続く(2)の目的に関しては、本研究では「職務満足度」、「組織風土」、「移動に対するコスト」の3つの観点から検討を行った。

結果、組織風土に関する仮説(仮説3)と集団間移動に伴う評判低下というコストについての仮説(仮説4-1)については支持された。まず、仮説3のとおり、包摂性の風土が低い職場では高業績者(エリート層)は一般層よりも転職意図を高めやすいが、包摂性の風土が高い職場では業績の高低によって転職意図は変わらないという結果が示された。包摂性の風土とは、従業員の属性に関わらず、活躍の機会が平等に提供され、能力が適正に評価されるような職場風土を意味する。エリート層の社員は一般層の社員に比べ、能力以外の観点で人材登用や評価がなされる場合に被る不利益や、その不利益を理由とした不満が大きくなりやすいため、包摂

性の風土が低い職場では転職の意図をより高めると考えられる。加えて、エリート層の社員はその能力の高さゆえに、新たな企業に受け入れられる可能性が一般的な社員よりも大きい。したがって、組織風土が好ましいものでない場合には、いわば雇用の流動性という環境を「活用」しているともいえるだろう。今後の研究では、転職機会の多寡といった流動性に関わる環境要因を変数に加え、より精緻な検討を行うことが望ましい。

また、転職に伴う評判低下のコストが大きい場合には高業績者(エリート層)と一般層との間で離職意図の違いが見られるが、コストが小さい場合には両者の差異が見られなくなるという結果が示された(仮説4-1)。この結果は、転職に伴う評判低下が懸念される状況下において、エリート層の社員ほどそれを上回るメリットを予期して転職に踏み切る可能性が高いのに対し、一般層の社員は評判低下の懸念が足かせ

になって転職に踏み切れないということを示唆する。このことはまた、逆に言えば、転職に伴う社会的なコストを減らすことで、転職できる者とできない者との差を軽減できる可能性を示唆している。

以上の通り、本研究では、エリート層の転職意図を調整する社会環境要因として、組織風土や社会的コストの効果を明らかにすることができた。従来の研究で扱われた調整要因は給与やボーナスといった金銭的要因に限られており、本研究の結果はこの領域に新たな知見を提示するものといえる。ただし、上記の仮説は支持された一方で、仮説 1、仮説 2、仮説 4-2 は支持されなかった。この点については、最後に限界として解釈を行う。

## 5.2 流動性研究への示唆

本研究では離職意図についての検討を行ったが、社会心理学における関連概念として関係流動性 (relational mobility; Yuki, Schug, Horikawa ほか, 2007) が挙げられる。関係流動性とは「ある社会において、必要に応じて新しいパートナーと関係を結ぶことができる機会の多さ」であり (Yuki et al., 2007), 社会的価値 (social value), すなわち社会的に評価される能力や魅力の高い者ほど流動性を活用するという知見がいくつかの先行研究で示されている。

例えば、Iwatani et al. (2018) は大学の軽音楽サークルを対象に調査を行い、サークルを「社会」として見立てた上で、社会制度 (サークルの制度) や個人の社会的価値 (この文脈では演奏技術) と、個人レベルでの流動性 (サークル内で所属バンドを変更した回数) の関係を検討している。結果、流動性の高い「フリーバンド制」のサークル (ライブの度にバンドメンバーを変更できるサークル) の者は、流動性の低い「固定バンド制」のサークル (バンドメンバーが原則として固定されているサークル) の者よりも個人レベルでの流動性 (バンドを変更

する回数) が高いという、社会制度による個人の流動性の違いが見られた。さらに、音楽歴の長い者ほど個人の流動性が高いことが分かった。音楽歴の長い人ほど演奏技術が高いものとして考えると、以上の結果は社会の流動性 (=サークルの制度) のみが個人の流動性を決定するのではなく、その社会における個人の社会的価値 (=演奏技術) によって社会の流動性を活用できる程度が変わることを示唆している。さらに、Sznycer, Takemura, Delton ほか (2012) の研究でも、問題解決や処理能力の高さ (resourcefulness) ・交友関係の広さ (social connections) ・身体的魅力 (physical attractiveness) といった社会的価値の高い者ほど流動性が高いことが示されている。

しかし、これらの研究は個人の社会的価値と流動性の関連を示すにとどまっており、両者の関係を調整する要因については検討できていない。本研究の結果から、エリート層と一般層との離職意図の違いが大きい状況として、包摂性の風土の低い場合や転職に伴う評判低下のコストが大きな場合が挙げられることが分かった。今後は包摂性の風土や評判低下コストといった調整要因を考慮しながら、個人の社会的価値と流動性の関係を検討することで、社会心理学における流動性研究の発展につながるだろう。

## 5.3 社会階層研究への示唆

本研究の結果は日本社会という同一の労働市場にいる人々の間でも、そこでの職務遂行能力の高さによって、当該個人を取り巻く環境の流動性が異なることを示唆している。

評判低下コストと業績の交互作用に関する結果 (仮説 4-1) を考慮すると、エリート層は評判低下のコストを恐れずに転職し、新天地で新たな人間関係を築けるので、評判低下のコストはますます小さくなる。その一方で、一般層は評判低下のコストを恐れて元の間人間関係に留まるので、閉じられた人間関係の中で評判が低下することのコストが一層高まると考えられる。

こうした循環関係の帰結として、個人の周囲の環境の流動性は、その個人の能力に応じて一層その差が開いていく。

さらには、エリート層と比べて一般層は評判低下による排斥を恐れ、自分が今いる職場における規範からの逸脱を控えると予想される。実際に、Piff, Stancato, Cote ほか (2012) は関連する知見を示しており、社会階層の低い者（年収や主観的地位の低い者）ほど非倫理的な行動をとらないことが示されている。もちろん、彼らの研究は社会階層に焦点を当てているという点で、個人の社会的価値に焦点を当てた本研究とは異なると言える。しかし、エリート層のサンプルほど年収や主観的業績が高いという本研究の結果を考慮すると、社会階層と社会的価値の間には関連があり、本研究の知見を社会階層の分野に応用できる可能性を示している。すなわち、社会階層の高い者ほど非倫理的な行動をとるメカニズムに関する Piff ら (2012) の先行研究では、価値観やパーソナリティといった個人要因の差異に原因を求めているのに対し、本研究の知見からは社会階層の高い者ほど外集団への移動が容易であり評判低下に伴うコストが小さいことが原因であるという、環境要因の差異にも焦点を当てた新たな解釈も可能となる。社会階層の高低が個人の流動性の違いを生み出すという新たな発想に立って検討を行うことにより、社会階層によって様々な行動・心的傾向が異なるという先行研究 (e.g., Grossmann & Varnum, 2011; Pepper, Corby, Bamber ほか, 2017; Piff et al., 2012; Piff, 2014; Stellar, Manzo, Kraus ほか, 2012) に対して、そのメカニズムの説明を提供できる可能性があるだろう。

#### 5.4 現実問題への示唆

本研究の結果は労働市場における流動性をめぐる問題に対する示唆をもたらすと考えられる。近年は転職入職率の上昇 (内閣府, 2016) を目標とした政策が進められているが、その恩恵を最も受けられるのは、自社以外でも通用す

る能力やスキルを有する、いわゆるエリート層だと推測できる。しかし本研究の結果を考慮すると、そうした人材へのアプローチに加えて、一般層の従業員への支援策の重要性が示唆される。なぜなら、包摂性の風土が低い職場においても一般の従業員は転職によって自身を取り巻く環境を変更する選択が取られにくいという本研究の結果から、このような社員は職場の不満を自らの内にためこんでしまうことや、あるいは不満をきっかけに職場でのモチベーションを低下させることなどが派生すると予想されるためである。実力をもって働く環境を主体的に変更できる、エリート層の社員はよいが、彼らはいくまでも労働市場のうちの限られた割合にとどまることから、「一般労働者」、言い換えれば労働市場のマジョリティに対して配慮した制度設計が求められる。例えば、転職によるキャリア開発支援とともに、転職をしない従来型のキャリア開発支援 (e.g. 雇用の安定化、社内での研修実施、他社への出向経験を通じたスキル向上) も並行して行われるべきであろう。あるいは、より広い一般の従業員層が転職を容易にできるようにするために、「転職に求められる能力」を育成する支援策 (e.g. 他社でも通じるスキル育成) を広く実施し、転職しやすい市場を整えるだけでなく、個々の人材が転職に向く人材となるような支援も必要だろう。

また、エリート層の離職を食い止めるための施策に対しても示唆を与えると考えられる。Trevor et al. (1997) や Salamin & Hom (2005) や Nyberg (2010) の研究からは、給与やボーナスの上昇が離職の抑制に与える効果は高業績者に対して大きいということが示されていた。そのため、高業績者のリテンション率を高めるためには、給与やボーナスを上昇させることが一つの施策となる。しかし、この施策は会社の業績による制約を受けると考えられ、景気や会社の業績によってはこの施策を実行することは困難になる。それに対して本研究の知見から、包摂性の風土を高めることが高業績者の離職抑

制の施策となりうるということが示唆された。給与やボーナスの上昇のように直接的な金銭的インセンティブを必要としない施策、すなわち包摂性の風土という心理・社会的な要因の影響を示した点で、実践的にも意義がある知見と言えるだろう。

## 5.5 本研究の限界

以上のように本研究には一定の意義があるものの、いくつか方法面などで限界がある。一つ目の限界は、本研究における「一般層」とされる層の選定方法である。本研究では 22 歳から 59 歳の会社員を対象とした調査の回答者を一般層として扱ったが、一般層の中にもエリート層の回答者が含まれている可能性もある。また、エリート層と一般層を異なる調査サンプル間で比較したことによって、業種や企業規模等の職務環境の差異を統制することができなかつた点にも課題が残る。今後は、調査対象者の選定や調査方法を改善し、エリート層とそうでない層の比較をより適切に行う必要がある。

なお、本研究では業績の指標として客観的な業績を採用した際には仮説 3、仮説 4-1 は支持された一方で、主観的な業績を採用した際にはそれらの仮説は支持されなかつた（注 2 参照）。日本人は自己卑下傾向があるため（e.g., Heine & Lehman, 1999）、エリート層であっても自らの業績をより控えめに回答している可能性がある。すなわち、主観的な業績が回答者自身の業績を正確に反映していない可能性を排除しきれず、今後の研究においても可能な限り客観的な形で業績を測定することが望ましいと考えられる。

また、従属変数として行動レベルの測定を行っておらず、意図レベルの測定にとどまっていた点も本研究の限界の一つである。何故ならば、実際の行動レベルではエリート層とそうでない者との差異があつたとしても、意図レベルでは両者に差異が見られない可能性があるためである。例えば仮説 2 が支持されなかつたとい

う結果から、エリート層もそうでない者も同様に現状の職務満足度が低くなるにつれ離職の意図を高めたことが分かるが、だからといって両者とも離職意図を成就させ離職を叶えることができるとは限らない。エリート層には他社からのオファーがあると仮定すると、彼らは意図レベルのみならず行動レベルでも離職を叶えることができる一方、一般層は意図レベルでは離職への意欲があつても、実際に離職を成就させることができないという可能性もある。本研究では仮説 1、仮説 2、仮説 4-2 は支持されなかつたが、行動レベルの測定を通じてより精緻な検証を行う必要があるだろう。

また、質問項目についても幾つか改善すべき点がある。例えば、「移動に伴う評判低下のコスト」や「サンクコスト」は独自に作成した項目で測定を行っているため、妥当性が低い可能性がある。また、「主観的な業績」については「1：最小」から「5：最大」の 5 件法で回答を求めたが、オリジナルの英語尺度（Robinson, 1996）に用いられた「1：poor」「5：excellent」の訳語として適切でなかつたことに加え、比較対象を明記しなかつたため回答が難しかった可能性も否定できない。今後、各尺度の信頼性と妥当性を一層高めていく必要がある。

## 謝 辞

本研究のもととなる調査の実施にあたっては、神戸大学大学院の服部泰宏准教授、および株式会社ビジネスリサーチラボの伊達洋駆氏の多大なご協力をいただいたほか、論文の内容についてもご指導をいただいた。この場を借りて心より御礼申し上げたい。

## 注

- 1 ただしこの調査は業績が中程度の人をサンプリングしたものではなく、調査対象は一般の会社員である。従って、その中には業績の高い者も含まれている可能性がある。
- 2 以上の分析のように、本研究では業績の高さを本人の主観に頼らず、社内での人事評価というより

客観的な指標で評価することを重視してサンプル間比較という方法を用いた。しかし一方で、この方法にはエリート層か一般層かという二値での測定にとどまるという限界もある。そこで、試みに両サンプルをひとまとめに扱い、連続量によって測定された個人の主観的業績を変数とした追加分析を行うことで、結果の一貫性を確認することを目指した。まず、Trevor et al. (1997) が主張するように、離職意図と主観的業績とがU字型の関係になっているかを確認するために、離職意図を従属変数、主観的業績、「主観的業績の2乗」を独立変数とした重回帰分析を行った。その結果、主観的業績の低い者ほど離職意図が高いことが分かった一方 ( $\beta = -.15, p < .01$ )、「主観的業績の2乗」は離職意図と関連が見られず ( $\beta = .03, n.s.$ )、主観的業績と離職意図との間にU字の関連は見られなかった。そこで、「主観的業績の2乗」をモデルに加え表3の業績ダミーを主観的業績に変えて階層的重回帰分析を実施した。その結果、第1ステップから第2ステップにかけて、あるいは第2ステップから第3ステップにかけて決定係数の有意な上昇が見られたものの(順に $\Delta F(1, 329) = 6.44, p < .05$ ,  $\Delta F(4, 325) = 50.79, p < .001$ )、第3ステップから第4ステップにかけては決定係数の有意な上昇は見られなかった( $\Delta F(4, 321) = .54, n.s.$ )。以上より、仮説は全て支持されなかった。主観的業績を用いた検討で仮説が支持されなかった理由については、考察部分で検討する。

## 引用文献

- Abelson, M. A., & Baysinger, B. D. 1984 Optimal and dysfunctional turnover: Toward an organizational level model. *Academy of management Review*, 9, 331-341.
- 安達智子 1998 セールス職者の職務満足感 心理学研究, 69, 223-228.
- Carsten, J. M., & Spector, P. E. 1987 Unemployment, job satisfaction, and employee turnover: A meta-analytic test of the Muchinsky model. *Journal of Applied Psychology*, 72, 374-381.
- Glebbeeck, A. C., & Bax, E. H. 2004 Is high employee turnover really harmful? An empirical test using company records. *Academy of Management Journal*, 47, 277-286.
- Gray, A. M., & Phillips, V. L. 1994 Turnover, age and length of service: a comparison of nurses and other staff in the National Health Service. *Journal of Advanced Nursing*, 19, 819-827.
- Griffeth, R. W., Hom, P. W., & Gaertner, S. 2000 A meta-analysis of antecedents and correlates of employee turnover: Update, moderator tests, and research implications for the next millennium. *Journal of Management*, 26, 463-488.
- Grossmann, I., & Varnum, M. E. 2011 Social class, culture, and cognition. *Social Psychological and Personality Science*, 2, 81-89.
- Heine, S. J., & Lehman, D. R. 1999 Culture, self-discrepancies, and self-satisfaction. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 25, 915-925.
- Herzberg, F. 1968 One More Time: How do you Motivate Employees?. *Harvard Business Review*, 46, 53-62.
- 岩谷舟真・村本由紀子 2017a 規範遵守行動を導く2つの評判：居住地の流動性と個人の関係構築力に応じた評判の効果 社会心理学研究, 33, 16-25.
- 岩谷舟真・村本由紀子 2017b 集団内地位と規範遵守行動の関係についての実験的検討 日本社会心理学会第58回大会.
- Iwatani, S., Takahashi, K., & Muramoto, Y. 2018 Social mobility and the fear of bad reputation. The 29th International Congress of Applied Psychology.
- Jackofsky, E. F. 1984 Turnover and job performance: An integrated process model. *Academy of Management review*, 9, 74-83.
- 厚生労働省 2018 平成29年雇用動向調査結果の概況 <https://www.mhlw.go.jp/toukei/itiran/roudou/koyou/doukou/18-2/dl/gaikyou.pdf> (2019年8月10日).
- 正木郁太郎・村本由紀子 2017 多様化する職場におけるダイバーシティ風土の機能、ならびに風土と組織制度との関係 実験社会心理学研究, 57, 12-28.
- Meier, K. J., & Hicklin, A. 2007. Employee turnover and organizational performance: Testing a hypothesis from classical public administration. *Journal of Public Administration Research and Theory*, 18, 573-590.
- 宮島 健・山口裕幸 2018 印象管理戦略としての偽りの実効化：多元的無知のプロセスにおける社会的機能 実験社会心理学研究, 58, 62-72.
- Morita, H. 2001 Choice of technology and labour market consequences: An explanation of US - Japanese differences. *The Economic Journal*, 111, 29-50.
- 内閣府 2016 日本再興戦略 2016 一第4次産業革命に向けて — [https://www.kantei.go.jp/jp/singi/keizaisaisei/pdf/2016\\_zentaihombun.pdf](https://www.kantei.go.jp/jp/singi/keizaisaisei/pdf/2016_zentaihombun.pdf) (2018年7月27日).

- 内閣府 2018 未来投資戦略 2018 —「Society 5.0」 「データ駆動型社会」への変革— 基本的視座と重点施策 [https://www.kantei.go.jp/jp/singi/keizaisaisei/pdf/miraitousi2018\\_zentai.pdf](https://www.kantei.go.jp/jp/singi/keizaisaisei/pdf/miraitousi2018_zentai.pdf) (2019年9月5日) .
- Nishii, L. H. 2013 The benefits of climate for inclusion for gender-diverse groups. *Academy of Management Journal*, **56**, 1754-1774.
- Nyberg, A. 2010 Retaining your high performers: Moderators of the performance–job satisfaction–voluntary turnover relationship. *Journal of Applied Psychology*, **95**, 440.
- Oishi, S., Rothman, A. J., Snyder, M. et al. 2007 The socioecological model of procommunity action: the benefits of residential stability. *Journal of Personality and Social Psychology*, **93**, 831-844.
- Pepper, G. V., Corby, D. H., Bamber, R. et al. 2017 The influence of mortality and socioeconomic status on risk and delayed rewards: a replication with British participants. *PeerJ*, **5**.
- Piff, P. K. 2014 Wealth and the inflated self: Class, entitlement, and narcissism. *Personality and Social Psychology Bulletin*, **40**, 34-43.
- Piff, P. K., Stancato, D. M., Côté, S. et al. 2012 Higher social class predicts increased unethical behavior. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, **109**, 4086-4091.
- Randhawa, G. 2007 Relationship between job satisfaction and turnover intentions: An empirical analysis. *Indian Management Studies Journal*, **11**, 149-159.
- Robinson, S. L. 1996 Trust and breach of the psychological contract. *Administrative science quarterly*, **41**, 574-599.
- Salamin, A., & Hom, P. W. 2005 In search of the elusive U-shaped performance-turnover relationship: are high performing Swiss bankers more liable to quit?. *Journal of Applied Psychology*, **90**, 1204-1216.
- Shore, L. M., Cleveland, J. N., & Sanchez, D. 2018 Inclusive workplaces: A review and model. *Human Resource Management Review*, **28**, 176-189.
- Stellar, J. E., Manzo, V. M., Kraus, M. W. et al. 2012 Class and compassion: Socioeconomic factors predict responses to suffering. *Emotion*, **12**, 449-459.
- Sznycer, D., Takemura, K., Delton, A. W. et al. 2012 Cross-cultural differences and similarities in proneness to shame: An adaptationist and ecological approach. *Evolutionary Psychology*, **10**, 352-370.
- Takemura, K. 2014 Being different leads to being connected: On the adaptive function of uniqueness in “open” societies. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, **45**, 1579-1593.
- Ton, Z., & Huckman, R. S. 2008 Managing the impact of employee turnover on performance: The role of process conformance. *Organization Science*, **19**, 56-68.
- Trevor, C. O., Gerhart, B., & Boudreau, J. W. 1997 Voluntary turnover and job performance: Curvilinearity and the moderating influences of salary growth and promotions. *Journal of applied psychology*, **82**, 44-61.
- van Knippenberg, D., Homan, A. C., & van Ginkel, W. P. 2013 Diversity cognition and climates. In Q. M. Roberson (Ed.). *The Oxford handbook of diversity and work* (pp.13-31). New York: Oxford University Press.
- Williams, C. R., & Livingstone, L. P. 1994 Another look at the relationship between performance and voluntary turnover. *Academy of Management Journal*, **37**, 269-298.
- 山本 勲・黒田祥子 2016 雇用の流動性は企業業績を高めるのか：企業パネルデータを用いた検証 *RIETI Discussion Paper*, 16-J-062.
- Yuki, M., Schug, J., Horikawa, H. et al. 2007 Development of a scale to measure perceptions of relational mobility in society. Work. pap., Hokkaido Univ., Sapporo, Japan. [http://www.academia.edu/3872326/Development\\_of\\_a\\_scale\\_to\\_measure\\_perceptions\\_of\\_relational\\_mobility\\_in\\_society](http://www.academia.edu/3872326/Development_of_a_scale_to_measure_perceptions_of_relational_mobility_in_society) (2018年7月27日) .

(平成30年9月受稿, 令和2年2月受理)