

技術者の転職意欲に影響する要因の検討

—職種間比較を交えて—

王 嬌

概要

本研究の問題意識は人手不足の状況において、技術人材確保の問題に対応していくためには、新たな人材の採用を進めることもさることながら、すでに技術職場で就労する者に対しての離職防止を講じていくことも重要ではないのか、と言う疑問である。この点を論じるために、1) 能力に対する自信、2) 職務の特性、3) 組織の人的資源管理政策（Human Resource Management 政策、以下「HRM 政策」）と技術者の転職意欲との関連を職種間で比較しながら明らかにすることを研究目的として設定した。データ分析の結果、以下の3つの知見が得られた。第1に、転職意欲は、職種間で統計的に有意な差が存在する。管理職や事務職と比べると、ハードウェア技術者やソフトウェア技術者の転職意欲はより高いことが確認された。第2に、全ての職種において、10年後の能力に対する自信は転職意欲と無関係であることが確認できた。第3に、職種によって、転職意欲の規定要因が異なる。ハードウェア技術者、ソフトウェア技術者、企画職と営業職においては、より独創性の高い職務に従事すると転職意欲は高まる。転職意欲を低下させるのは、仕事の裁量度、仕事の重要性に対する認識、評価制度に対する満足度、そして能力開発に対する満足度である。以上の結果に基づけば、転職意欲を抑制するためには、担当職務と企業、あるいは部門の目標との関係性を理解させ、裁量を与えるとともに、優れたHRM施策を実施する必要があることが示唆された。

1. はじめに

1.1 問題の背景

1.1.1 人手不足の労働市場

日本の競争力を維持・強化するためには卓越した研究・開発と技術革新が不可欠である。そして、民間企業で働く技術者がその革新の重要な担い手であることは言うまでもない。世界一のスピードで進む少子高齢化の中、日本が引き続き科学技術・学術に係る国際競争力を有するものづくりや情報通信技術に立脚した持続的な発展を遂げていく上においても、科学技術・学術に関わる研究者に加え技術者の役割が極めて大きい。平成27年度国勢調査（URL1）によれば、日本の技術者総数は238万人である。技術者は労働力人口の約4%の少数集団でありながら、彼らが生み出す技術、サービス、製品によって、人々の日常生活の質の向上に大きな貢献を行ってきた。

しかし、現在、日本では深刻なエンジニア不足が起こっており、経済産業省（URL2）の「IT人材の最新動向と将来推計に関する調査」（2016）によると、IT需要が今後拡大する一方で、日本の労働人口（特に若年人口）は減少が見込まれ、IT人材の需要と供給の差は需要が供給を上回り、2030年には、その需給ギャップは最大で約79万人に拡大する可能性がある試算されている。量・質ともに安定的に技術人材を確保することが日本社会にとっての喫緊の課題である。

労働政策研究・研修機構（URL3）の「人手不足などをめぐる現状と働き方に関する調査」（2016）によると、正社員・非正社員別に見た

不足職種では、正社員のうち「専門・技術職（その他）」がもっとも多く、26.2%であった。また、人材の確保ができてない企業のうち、「人材獲得競争の激化」（66.6%）が、その理由としてもっとも多く2/3にのぼった。次いで、「慢性的な人手不足産業」（40.9%）や「離職の増加」（34.0%）が挙げられた。これらの事実から、以下の2点が示唆される。第1に、労働者が望む労働環境と企業が提供する労働環境との間に乖離が存在する可能性である。図1は職種全体と技術に関連する5職種の有効求人倍率の近年の変化を示したものである。まず、有効求人倍率の全体としては、2008年のリーマンショック後、2009年までに有効求人倍率0.36倍まで落ち込んだものの、その後、毎年確実に回復し、2018年においては1.45倍まで上昇している。技術関連職種において、倍率が最も高いのは建築・土木・測量技術者（5.51）で、その他技術者の求人倍率は2015年以降、職種計を上回る。労働市場に供給されている技術職の求人職が、求職数を経常的に上回っていることが分かる。第2に、技術分野における人手不足状態の長期化は、現場で働く技術者を疲弊させ、それが新たな離職者の発生に繋がり業務量を増加させるといった悪循環を引き起こす可能性である。以上2点の示唆を念頭に以下の分析を進めることとする。

1.1.2 技術者とプロフェッショナル・プラトー現象

一方で、技術者に必要とされる能力が多様化・高度化する昨今において、「自分の能力に比べて技術レベルの進歩が早すぎる」、「専門以外の関連技術に対する習得が要求され、技術上の能力不足を感じる」と考えている技術者が多い事実が、労働政策研究・研修機構（前掲）によって確認されている。このような自己の能力に対する認識状況を、プロフェッショナル・プラトーと呼ぶ。Lee（2003）は、労働集約型から知識創造型へ産業構造が変化したことにより、従業員の関心が従来型の組織内キャリア重視から専門的キャリア重視に変化しつつあると主張する。その変化の中で生成した新たな概念として、プロフェッショナル・プラトーを提示した。プロフェッショナル・プラトーとは「仕事のやりがい」に欠け、仕事を通じた専門技術の獲得機会に乏しい状態」と定義する（Lee 2003）。このように、技術者が自分の将来のキャリア形成に不安を感じると、キャリア形成の途中で技術職の労働市場から退出する可能性が生まれる。このような状況においては、技術者が抱えている不安を取り除き、その能力を遺憾なく発揮できる職場環境を整備することが必要である。

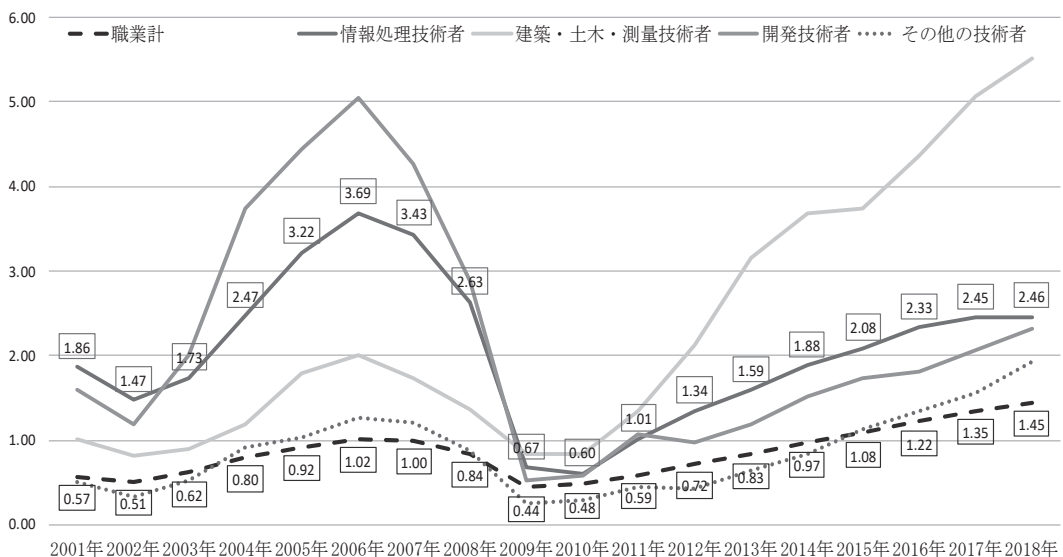


図1 職種別有効求人倍率の推移

出所：厚生労働省「一般職業紹介状況」より筆者作成

1.1.3 技術者に焦点を当てること

企業で働くホワイトカラーは、大きくは事務系従業員（管理、企画、事務、営業）と技術系従業員（研究者、ハードウェア技術者、ソフトウェア技術者）に分けられる。この両者は、組織内での位置付けと役割、職務内容も異なり、それにやりがい・仕事の目的やキャリアに対する志向においても異なる。

技術者なども含む専門職（プロフェッショナル）が、どのようなキャリア志向を保有しているかについて、Gouldner（1957）が示したコスモポリタン（Cosmopolitans）とローカル（Locals）という2つのアイデンティティの類型がある。そして、専門的な仕事に従事する者は、専門的知識・技術に対するコミットメントが強く、雇用組織へのロイヤリティーはそれほど高くない。また、外部の同業者集団に準拠する傾向があると考えられ、コスモポリタン志向が高いといわれる。そのため、組織の目標や価値よりも、むしろ自分の職業に由来する価値を重んじながら、組織外部の同業の仲間たちの評価に関心を向ける。実際、太田（1993）や奥林（1995）によると、日本企業でも技術者の組織に対する忠誠心は低く、専門的技術へのコミットメントは強い、そして外部に準拠集団を持つコスモポリタンの性格が他職種より強いことが確認された。このように技術者が他の職種と異なる価値を持つならば、技術者を対象に、転職の意思決定を分析する意義は大きいと考えられる。しかし、日本の技術者のキャリア形成に注目した研究は複数存在するものの（例えば：今野 1991；三輪 2001；開本 2006；中田・電機総研 2009；古田 2017）、技術者の離転職に関する研究は限定的である。（例えば：村上 2003；佐藤 2009；）村上（2003）は研究開発に従事する技術者を対象に分析を行った。転職希望先別に、転職を希望する人のキャリア、満足度、業績のレベルに関してどのような特徴を有しているかについての分析結果から、1) 転職希望先はこれまでのキャリアによって異なること、2) 研究機関に転職を希望する人は会社に対する不満などを持っていること、3) 別の会社に転職を希望する人は評価や処遇に対して不満を感じていること、が判明した。

その一方で、キャリア志向を働く個人の視座

から考えていくには、キャリア発達の自己概念である「キャリア・アンカー」が関わるものとする。Schein（2003）は「キャリア・アンカー」を、仕事体験を通じて自覚された才能と能力、動機と欲求、態度と価値が相互に作用して形成されるものと定義した。また、「キャリア・アンカー」は職業に就いてから5～10年のキャリア初期段階に形成され、その後の職業選択を方向付けるとされている。実際、佐藤（2009）は技術者のキャリア・アンカーとキャリア志向について分析を行った。その結果、キャリア・アンカーのある人は総じて専門職志向が強いことが確認でき、その示唆として技術者には管理職と専門職の複数のキャリアパスからなるデュアルラダーの必要性を指摘する。

では、技術者の離転職に焦点をあてた先行研究全体からは何が明らかになったのだろうか。上述したように、日本では技術者の離転職に関する研究はきわめて少ないのに対して、海外ではすでに技術者の転職意欲に関する実証研究が多数行われてきた。これらの研究によると、現在の職務能力、職務内容、職場環境などに関する満足度が低いと転職を希望する傾向がある（Garden, 1989; Igarria & Greenhaus, 1992; Cordero & Farris 1994）。また、仕事の幅が広く、多様なスキルや技能を活かす機会があり、自立的に仕事を行うことのできる人やチャレンジする機会が与えられている人は転職を希望しない傾向がある（Huang, 2011）。

上述したように、日本において、そもそも技術者の離転職に関する研究は少なく、技術者の離転職に影響を与える要因が他の職種と比較してどのように異なるかは未だ明らかにされていない。これらの課題を克服するために本論文では、技術者の離職意欲に着目し、そのメカニズムと影響要因を検討する。

1.2 研究の目的

本研究の目的は、日本における技術者の能力に対する自信、職務特性と組織のHRM施策が転職意欲に与える影響について探ることにある。特に、以下の3つの問いを手がかりに検証を行う。(1) 技術者和其他のホワイトカラー職種との間に転職意欲の強さに差はあるのか。(2) 技術者の能力に対する自信、職務特性、そして

組織のHRM施策は、転職意欲とどのような関係にあるのか。(3)技術者の転職意欲の決定要因は、他のホワイトカラーとは異なるのか。以上3点である。

1.3 先行研究と研究の枠組み

本節では、仮説の導出に先立ち、本研究が依拠する理論について説明する。具体的には、技術者の転職意欲に関する理論的枠組みを構築するために、技術者の能力自信、職務特性、組織のHRM施策の3点に絞って先行研究を整理する。企業の人的資源管理は、経営学だけではなく、経済学、心理学、社会学などでも取り上げられる学際的要素の強い分野であるが、実際に企業で働く技術者の転職意欲を複数の学術分野の見地から捉えることにより、理論面のみならず、実務的に有益な情報の獲得を試みる。

1.3.1 能力に対する自信と技術者の転職意欲

企業の人的資源管理から見ると、転職においては、企業を移動することによる労働者の人的資本の毀損の程度が転職後の賃金やキャリアに影響を与えると考えられる。Becker (1964) は人的資本という概念を生み出した。個人が持つ能力(体力、知識、技能)を資本として捉えたのが人的資本である。また、Beckerは職場訓練を、一般的技能を高める「一般的訓練」と企業特殊の技能を高める「特殊訓練」に分けた。転職によってそれまで蓄積できた企業特殊の人的資本は消失してしまう。しかし特定の職種を経験することで職種特殊の人的資本は、職種を変更しなければ他社に移動しても通用すると考えられる。特殊訓練は、訓練を行った企業において特に限界生産力を高める訓練であり、他企業においては限界生産力の影響は全く与えない訓練である。その結果、企業から特殊訓練を受けた労働者が企業を辞めることについての動機は、訓練を受けない者や企業から一般的訓練を受けた雇用者よりも小さくなる。一方で、企業特殊の技能は、実際には同じ業界内あるいは同じ職種内であれば企業を超えて役立つ可能性があり、技能は企業特殊の技能、職種特殊の技能、一般的技能に分けて考えるべきだという批

判がある(久本1999)。

関連する経済学の先行研究には、転職が賃金の変化に与える影響を扱ったものが多い。阿部(1996)は、同一産業内よりも産業間を移動した人の賃金低下が大きいことから、産業特殊の人的資本の損失を指摘する。勇上(2005)は、倒産・廃業による離職者を対象に、同一産業内の転職では、自発的離職者や解雇者の賃金低下が大きいことを発見した。岸(1998)および勇上(2001)は、同一職種内を移動した場合には賃金低下が抑制されると指摘する。大橋・中村(2002)は、技術・開発職や営業職では職種特殊性が強く、同一職種内の移動が有利となると指摘する。

これらの転職に関する経済学的な研究により、産業や職業による技能・人的資本の特殊性は転職に何らかの影響を与えることが分かる。また、転職前後の賃金変化から職種間の転職コストの違いを比較することによって、専門的・技術的職業では同一職種内での転職コストが小さく、職種特殊のスキルが他の職種と比較して相対的に大きいことも確認された。つまり、従来の人的資本論が予想するほど技能は企業特殊性を帯びず、特に専門的・技術的職業においては企業内の一般的な訓練によって獲得された技能でも、企業を超えて活用できる可能性が高いと考えられる。

しかし、これらの先行研究は技能の特殊性の大きさが転職を促進(あるいは抑制)する効果についての説明を与えていない。技能の特殊性と転職の関係をより本質的に規定するのは、自分が持つ技能は現在所属する職場において、また社外においてどこまで通用するのかという自信ではないか。また、その技能は将来的にも通用するかという自信、つまり主観的な技能通用度ではないか。この自己評価された技能こそが、個人が転職を決心する上で重要な動機の1つとなっている可能性が考えられる。ゆえに、これらの研究から以下の仮説が導かれる。

仮説 1-1 将来的に能力に対する自信があると、労働者の転職意欲を促進する。

仮説 1-2 職場での職務能力の通用性があるとの認識は、労働者の転職意欲を抑制する。

仮説 1-3 職場を超えた社内での職務能力の通用性があるとの認識は、労働者の転職意欲を促進する。

仮説 1-4 社外での職務能力の通用性があると
の認識は、労働者の転職意欲を促進する。

1.3.2 職務特性と技術者の転職意欲

企業の人的資源管理の観点から従業員の意識に注目して人材確保を検討する場合、従業員が実際に担当している職務をどのように認識しているかがポイントとなる。この点に関連するのが職務特性理論である。Hackman & Oldham (1976) は、企業は従業員が職務遂行に高いモチベーションを持ち、またその職務から高い満足感を得ることで、所属組織に高い成果をもたらすように職務を設計すべきであると主張する。そして、Hackman & Oldham の職務特性モデルを利用した実証研究によると、仕事の重要性、技術の独自性、職務遂行上の自律性、仕事との一体感、上司からのフィードバックは、従業員の組織コミットメントを高め、離転職意欲を低下させることが、明らかになっている。よって、これらの先行研究から以下の第2仮説が導出される。

仮説 2-1 仕事の重要性が高いと認識するほど、転職意欲は低下する。

仮説 2-2 仕事の裁量度が高いと認識するほど、転職意欲は低下する。

仮説 2-3 仕事の独創性が高いと認識するほど、転職意欲は高くなる。

仮説 2-4 仕事の成果が大きいと認識するほど、転職意欲は低下する。

1.3.3 組織の HRM 施策と技術者の転職意欲

企業の人的資源管理との関係では、組織の HRM 施策が転職意欲および転職行動の重要な決定要因となる。HRM 施策とは、従業員管理の効率化や、従業員のモチベーション及び能力の向上を図るため、従業員の処遇や働き方などに関わる様々なルールを定め、実践することである。その中核的な役割を果たすのが、主に、報酬制度、評価制度、能力開発制度、昇進・昇格制度などである。これらの制度を適切に構築することで、有用な人材を育成し、彼らがより長期にわたって組織にとどまり、大きな組織貢献をなすことを期待する。また、従業員はこれ

らの施策についてそれぞれの評価と認識を持つ。そしてこの評価や認識は彼らの転職意欲に影響する。

大橋・中村 (2002) によると、所属企業において職務遂行能力が高いと評価されることは、転職意欲にマイナスの影響があるとされる。また、参鍋 (2006) によると、人事評価に対する公平感の高まりは転職意欲を低下させる。個人の仕事に対する評価を全て客観的な指標によって評価することが難しい。そのため、上司を中心とする主観的な評価を行う手段が一般的である。しかし、そのような主観的な評価が誰にでも納得できる形でおこなわれることもむずかしい。したがって人事評価に対する公平性を確保することが重要であることを示唆する結果である。さらに、評価する過程がいくら公平であると感じられても、その結果実現した賃金の分配について大きな格差がつくと、公平感が損なわれる恐れがある。また、守島 (2004) によれば、人事評価を行うことを通して、労働者に企業の経営戦略、経営方針を伝えることができ、さらには人事評価を行うことによって、労働者の成長を促進することも可能と主張する。これらの先行研究から、第3の仮説は以下の通りである。

仮説 3-1 教育訓練に対する満足度が高いほど、技術者の転職意欲は低くなる。

仮説 3-2 評価制度に対する満足度が高いほど、技術者の転職意欲は低くなる。

仮説 3-3 報酬に対する満足度が高いほど、技術者の転職意欲は低くなる。

仮説 3-4 昇進スピードが速いほど、格差が拡大することで、技術者の転職意欲は高くなる。

2. 方法

2.1 使用データ

次に、本研究で使用するデータについて説明する。使用するデータは、電機連合が2015年末から2016年初頭にかけて実施した「暮らしと働き方に関する調査」によって収集されたものである。調査目的は、技術者の潜在的な能力が発揮され、それを価値創造につなげるための要因が如何なるものかを明らかにし、技術者のキャリア開発に向けての示唆を得ることである。

この調査は、電機連合加盟企業の組合員（技術者、企画職、経営職、事務職）、および技術部門管理者に対し、先の目的に必要な質問事項をアンケート調査の形で実施した。本研究では、そのうち組合員技術者、技術部門管理職および他のホワイトカラー職種である営業職、企画職、一般事務職の個票データを利用している。最終的に利用したサンプルサイズは4,700となった。職種の構成はハードウェア技術者¹が1465人、ソフトウェア技術者が1132人、管理職が492人、企画職が506人、一般事務職が447人と営業職が658人である。

2.2 サンプルの特徴

この節では、本研究における調査サンプルの個人属性を職種ごとに示す。職種ごとに個人属性に偏りがあるかどうかについて、年齢などの量的データについては一要因分散分析及び多重比較、性別などの質的データについては χ^2 検定を行った。ここでは、技術者の特徴を、ホワイトカラー職との比較を中心に記述する。

2.2.1 性別

表2-1から、ハードウェア技術者が他職種に比べ、突出して男性の割合が高いことがわかる。これに対して、事務職においては、女性が64.40%で、半分以上を占めている。2017年の就業構造基本調査によると、情報処理技術者の男性比率は86%（約140万人）、その他技術者の男性比率は93%であることから、本分析に用いるサンプルの男女分布は母集団に極めて近く、ほぼ偏りはないと思われる。

2.2.2 最終学歴

職種ごとの学歴分布は表2-2に示すとおりである。表から、大学院卒の高学歴層は、ハードウェア技術者では46.7%、ソフトウェア技術者では39.3%の高い割合を示し、管理職では31.9%、企画職では14.6%、営業職では7.1%を占め、事務職では2.2%に過ぎない。逆に、専門学校において、事務職は33.4%、高卒以下においても、事務職は41%と、もっとも高い割合を占める。

表 2-1 職種別の性別の分布

職種	ハードウェア技術者	ソフトウェア技術者	管理職	企画	事務	営業	合計
男性	1373 93.8%	1002 88.7%	472 97.3%	394 77.9%	159 35.6%	578 88.4%	3978 84.9%
女性	90 6.2%	128 11.3%	13 2.7%	112 22.1%	288 64.4%	76 11.6%	707 15.1%
合計	1463	1130	485	506	447	654	4685

表 2-2 職種別の学歴の分布

	ハードウェア技術者	ソフトウェア技術者	管理職	企画	事務	営業	合計
高卒以下	202 13.8%	126 11.1%	46 9.5%	100 19.8%	183 41.0%	156 23.7%	813 17.3%
専門学校	115 7.8%	79 7.0%	43 8.8%	53 10.5%	149 33.4%	48 7.3%	487 10.4%
大卒	464 31.7%	481 42.5%	242 49.8%	279 55.1%	104 23.3%	407 61.9%	1977 42.1%
大学院卒	684 46.7%	445 39.3%	155 31.9%	74 14.6%	10 2.2%	47 7.1%	1415 30.2%
合計	1465	1131	486	506	446	658	4692

¹ 担当製品分野と技術の位置付けの二項目を用いて技術者をハードウェア技術者とソフトウェア技術者に分類した。

2.2.3 年齢、勤続年数

年齢、勤続年数を職種別で比較したのが表 2-3 である。ハードウェア技術者の平均年齢は 36.9 歳と 6 職種のうちでは、2 番目に若い職種で、最も高い管理職の 47 歳および 2 番目に高い事務職の 42 歳と有意な差が確認できた。最も若いソフトウェア技術者は 36.2 歳で、管理職と事務職との有意差が確認できた。

勤続年数については、ハードウェア技術者の平均勤続年数は 12.9 年と 6 職種のうちでは、2 番目に短く、ほぼ同水準のソフトウェア技術者および営業職との間に有意差は見られなかった。勤続年数が一番短いのはソフトウェア技術者の 12.6 年で、管理職、企画職、事務職、および営業職との間に有意差があった。技術者はその他の職種、特に管理職や事務職に比べて平均年齢が低く、平均勤続年数も短いことが確認された²。

2.2.4 労働条件の比較

表 2-4 はハードウェア技術者、ソフトウェア技術者、管理、企画、事務、営業の 6 職種について、年収と時間外労働時間の平均値である。これらの数値間の差を、Tukey の多重比較により検定を行った。

年収において、ハードウェア技術者の平均値は 596.7 万円で、管理職の 968.7 万円より低く、事務職の 486.9 万円よりは有意に高かった。同様に、ソフトウェア技術者の平均値は 582.4 万円で、ハードウェア技術者と同水準で、管理職より低く、事務職より有意に高い水準であった。

ハードウェア技術者の時間外労働時間は月平均で 36 時間と、6 職種のうちでは 2 番目に長く、事務職、営業職や企画職との間に有意差が確認できた。ハードウェア技術者の次に長いのはソフトウェア技術者の 34.2 時間で、ハードウェア技術者同様に、事務職、企画職との間に有意

表 2-3 職種別の平均年齢および勤続年数

	平均年齢			平均勤続年数		
	度数	平均値	標準偏差	度数	平均値	標準偏差
ハードウェア技術者	1464	36.9	8.5	1444	12.9	9.4
ソフトウェア技術者	1127	36.2	7.9	1116	12.6	8.5
管理職	485	47.0	4.9	483	23.1	6.2
企画	505	37.5	8.9	494	14.4	9.9
事務	444	42.1	8.9	432	19.8	10.5
営業	657	37.1	8.7	637	13.9	9.6
合計	4682	38.4	8.8	4606	14.8	9.7

表 2-4 職種別の年収および時間外労働時間（月）

	年収（万円）			（月）時間外労働時間		
	度数	平均値	標準偏差	度数	平均値	標準偏差
ハードウェア技術者	1401	596.7	175.3	1371	36.0	26.1
ソフトウェア技術者	1085	582.4	175.5	1058	34.3	25.1
管理職	463	968.7	175.7	481	49.3	24.5
企画	485	578.9	169.3	473	28.2	27.9
事務	410	486.9	209.8	384	17.6	27.7
営業	637	603.2	181.5	582	30.7	22.3
合計	4481	620.6	216.7	4349	33.9	26.6

² 「年齢」については勤続年数と高い相関を示したため、(r=0.90 ; p<.01) 変数として採用しなかった。

差が確認できた。以上より、ハードウェア技術者とソフトウェア技術者は、管理職より残業が短く、年収も低いが、企画職、事務職との比較では、年収が高く、時間外労働時間は長いことがわかった。

2.3 実証モデルと分析に用いた変数

本研究では、会社を辞めるかどうかの意欲の程度を表す定量的な指標として転職意欲変数を採用した。これは、現在勤めている会社を辞めたり転職したりすることを考えているかどうかを尋ねた2項目の主成分得点を用いて合成したものである。第1の質問項目は、「自分の専門性や特殊技能を十分に発揮できる会社に変りたい」で、第2の項目は「労働条件が下がっても、やりたい仕事ならば転職して構わない」である。これらの質問に対する回答者の選択肢は「あてはまる」「ややあてはまる」「あまりあてはまらない」「あてはまらない」の4つである。そこで転職意欲の程度を「あてはまる＝転職意欲程度4」、「ややあてはまる＝転職意欲程度3」→「あまりあてはまらない＝転職意欲低度2」→「あてはまらない＝転職意欲程度1」とした。実証モデルでは、中村（2001）を参考に、順序選択モデルを用いた。

今会社をやめるかどうかを考えている従業者は、このまま会社に残る効用と、会社をやめる効用と比較して、やめる効用のほうが大きいと判断すれば、会社をやめようとする仮定する。

それぞれの従業者は様々な労働条件について最低限満たしてほしい水準を \bar{Y}_j ($j=1\cdots n$)を持っておりと仮定し、そのもとで得られる効用水準 U_0 は、確率効用関数で表現すると、

$$U_0 = U(\bar{Y}_1, \bar{Y}_2, \dots, \bar{Y}_n, \bar{Z}_1, \bar{Z}_2, \dots, \bar{Z}_m) + u_0 \quad \cdots \text{式 1}$$

となる。ここで、 Z_h ($h=1\cdots m$) は効用水準に影響を与える他の要因を示す。実際の労働条件を Y_j ($j=1\cdots n$)をとすれば、実際に得られる効用水準 U_1 は、

$$U_1 = U(Y_1, Y_2, \dots, Y_n, Z_1, Z_2, \dots, Z_m) + u_1 \quad \cdots \text{式 2}$$

となる。

ここで被説明変数を転職意欲として効用関数を線形とすれば、

$$U_0 = \omega_0 + \sum_i^N \alpha_i \bar{y}_i + \sum_h^M \beta_h \bar{z}_h + \varepsilon_0 \quad \cdots \text{式 3}$$

$$U_1 = \omega_1 + \sum_i^N \alpha_i y_i + \sum_h^M \beta_h z_h + \varepsilon_1 \quad \cdots \text{式 4}$$

ここで、ある労働者に対して、 $U_0 > U_1$ ならば、転職意欲が高まることになる。ゆえに、 U_0 と U_1 の差は、

$$y^* \equiv U_0 - U_1 = \omega + \sum_i^N \alpha_i (\bar{y}_i - y_i) + \sum_h^M \beta_h (\bar{z}_h - z_h) + \varepsilon \quad \cdots \text{式 5}$$

となり、通常の質的選択モデルを用いて推定することが可能である。ここで、 $\omega = \omega_0 - \omega_1$ と $\varepsilon = \varepsilon_0 - \varepsilon_1$ である。また、 $\bar{y}_i - y_i > 0$ ならば、労働条件*i*について条件を待たさず、労働者の不満感が高まる。実際の推定においては、各項目*i*については、条件を満たさない時は1、満たす場合は0となるダミー変数を用いることによって推定を行う。

次に、式5のモデルで用いる変数を定義する。

(1) 能力に対する自信

先ず、自分の能力に対する自信である。労働者が主観的に自分の能力に対して自信を持っているならば、その自信を根拠に転職意欲が高まるかを確認する。能力に対する自信については「今後10年間程度にわたって、自分の仕事として自信を持って取り組める技術・分野がありますか」という質問を用いる。また、能力に対する自信に関しては、実際の職業能力の職場、社内、社外での通用性を尋ねた質問も用いる。そこでここでは、主観的な能力に関する自信と、職業能力の通用性についての自信、それぞれがどれだけ影響するかをみていく。変数は、ダミー変数とし、該当項目について、「あてはまる」もしくは「ややあてはまる」なら1とする。前述したように、職場訓練を通じて形成される技能は一般的技能と企業特殊的技能と区別して考えることができる。ここでの職場能力、社内能力、そして社外能力はこれら2種類の技能に対する重みが異なる能力と見なす。すなわち、職場能力には企業特殊的な部分が多くて、社外能

³ 分析では、元の選択肢「1=あてはまる」、「2=ややあてはまる」、「3=あまりあてはまらない」、「4=あてはまらない」を逆転項目とした。

力には一般的技能の蓄積が大きい。社内能力はその中間である。

(2) 職務特性

職務特性については、「自分のペースで働くことができるか」の評価を、仕事裁量性ダミー、「自分の担当職務に期待される成果を出せているか」に対する認識は仕事の成果ダミー、「今の仕事には、独創性が必要だ」に対する意識は仕事独創性ダミー、そして「重要な仕事を任されている」に対する思いは、仕事重要性ダミーで表した。

(3) HRM 施策

HRM 施策については、以下の4つのダミー変数を用いた。まず、「能力開発の状況について、会社は従業員に対する能力開発に積極的であるか」の質問に対しては能力開発満足ダミー、「評価処遇制度の運用について、自分の能力評価結果に納得している」に対しては評価制度満足ダミー、「自分の納得できる報酬や地位を得ている」に対して報酬制度満足ダミー、そして「同年齢同職種の同期と比べ、昇進・昇格は早い方か」に対しては、昇進スピード満足ダミーを作成した。

3. 分析結果

3.1 転職意欲の高さの比較（職種別）

はじめに、転職意欲の高さについての回答分布を確認する。図2は転職意欲の高さに関する分布を示したものである。「転職意欲の高さ4」の割合はソフトウェア技術者（13.4%）ハードウェア技術者（12.4%）で最も高い。「転職意欲の高さ3」の割合は企画職（49.4%）、ソフトウェア技術者（48.8%）、営業職（48.1%）、ソフトウェア技術者（46.8%）が、管理職（38.2%）と事務職（35.5%）より高い。逆に、転職意欲の低い「転職意欲の高さ1」については、ハードウェア技術者（15.1%）とソフトウェア技術者（14.9%）は他の職種と比較すると割合が低い傾向が確認できる。

このように、図2からは職種によって転職意欲の高さの分布に差が見られる。そこで、統計的に有意差があるかの検定を行った。まず、6つの職について転職意欲の高さについて、その分布の正規性の検定（Shapiro-Wilk test）をそれぞれ行った。結果は、6つの職種全ての職種において、 $p < 0.05$ であり正規性が棄却された。次に、6職種すべてが正規分布ではないとみなされるので、ノンパラメトリック検定の一つである Kruskal-Wallis（クラスカル・ウォリス）

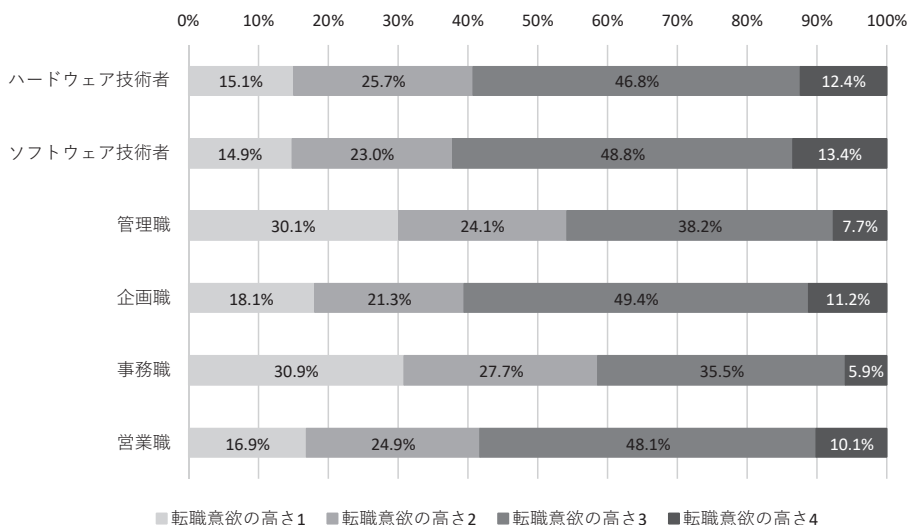


図2 転職意欲の高さ

検定を用いて分布の有意差検定を行った。その結果、 $P < 0.001$ であり、職種間の有意差が確認された。また、表 3-2 は Steel-Dwass 法による各職種の多重比較の結果である。事務-営業、事務-企画、事務-ハードウェア技術者、事務-ソフトウェア技術者、管理職-営業、管理職-企画、管理職-ハードウェア技術者、と管理職-ソフトウェア技術者の比較において、これらペアの間に分布状況の統計的に有意差が確認できた。

3.2 転職意欲の高さの規定要因

上記結果に基づき、以下では職種ごとに転職意欲の分析を行う。まず、表 3-2 は分析に用いた変数の記述統計量を示す。順序ロジットモデルの分析結果は表 3-3 (サンプル全体)、表 3-4 (ハードウェア技術者、ソフトウェア技術者と管理職)、と表 3-5 (企画職、事務職と営業職) に示した。

最初に、全体的傾向を全体サンプルに対する分析結果で確認する。個人属性では、性別ダミー、勤続年数の係数が負の値で、有意であった。これは、男性と比べて、女性は転職意欲が低く、また勤続年数が長くなるほど、現在の企業で継続的に就労することを希望する傾向が強まることを示す。学歴ダミーについては、大学院卒ダミー係数は、正の有意な結果であった。

すなわち、基準カテゴリである高卒以下の低学歴層に比べると、高学歴の大学院卒は、有意に転職意欲が高いことが確認できる。

次に 3 つの仮説についてみてみよう。表から分かるように、将来的能力に対する自信については、統計的に有意な効果は確認できなかった。今後十年後の技術に対する自信は転職意欲とは無関係と言えそうだ。「社内能力の通用性」、「社外能力の通用性」については有意に正の影響を与えており、一般性のあるスキルに自信があるほど転職意欲の高さが高まることが示唆されている。これに対して、「職場能力の通用性」は有意に負の影響を与える。すなわち、現在の職場でしか使えないスキルのみを保有する場合、転職意欲は低下することを意味する。

続いて、職務特性を見る。「仕事の裁量性」と「仕事の重要性」のダミー変数の係数値は、有意な負の値を取り、「仕事の独創性」変数については、その係数が正で有意な値であった。すなわち、自分のペースで働くことができること、そして重要な仕事を任せられることは転職意欲を低下させている。仕事における独創性の必要性に対する認識は転職意欲を高める。これは転職市場において、企業の採用担当者は独創性のある仕事経験を評価していることを反映していると推察できる。組織 HRM 施策の中で唯一統計的に有意な効果を示したのは評価制度に対する満足である。つまり、評価制度に対する

表 3-1 職種ごとの転職意欲の高さ

対照群	処理群	t	p	
ハードウェア技術者	ソフトウェア技術者	1.284	0.794	***
ハードウェア技術者	管理職	6.523	0.000	***
ハードウェア技術者	企画職	0.373	0.999	
ハードウェア技術者	事務職	7.863	0.000	
ハードウェア技術者	営業職	1.117	0.875	
ソフトウェア技術者	管理職	7.101	0.000	***
ソフトウェア技術者	企画職	1.299	0.786	
ソフトウェア技術者	事務職	8.382	0.000	***
ソフトウェア技術者	営業職	2.112	0.281	
管理職	企画職	4.958	0.000	***
管理職	事務職	1.118	0.874	
管理職	営業職	4.88	0.000	***
企画職	事務職	6.116	0.000	***
企画職	営業職	0.559	0.994	
事務職	営業職	6.127	0.000	***

(*** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$)

表 3-2 転職意欲の高さを従属変数とする順序ロジットモデルの基本統計量

	モデル全体 N=4357		ハードウェア技術者 N = 1380		ソフトウェア技術者 者 N=1063		管理職 N=451		企画職 N=473		事務職 N=393		営業職 N=597	
	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差
転職意欲の高さ	2.492	0.920	2.565	0.894	2.609	0.897	2.222	0.973	2.526	0.914	2.163	0.933	2.508	0.883
性別ダミー (女性 = 1)	0.146	0.354	0.059	0.236	0.113	0.317	0.024	0.154	0.220	0.415	0.646	0.479	0.112	0.316
学歴ダミー 専門学校	0.101	0.302	0.080	0.272	0.071	0.256	0.082	0.275	0.099	0.299	0.336	0.473	0.067	0.250
学歴ダミー 大卒	0.425	0.494	0.315	0.465	0.423	0.494	0.503	0.501	0.571	0.495	0.239	0.427	0.630	0.483
学歴ダミー 大学院卒	0.307	0.461	0.474	0.500	0.397	0.490	0.315	0.465	0.144	0.351	0.023	0.150	0.074	0.262
勤続年数	14.658	9.616	12.756	9.263	12.479	8.412	23.186	6.259	14.233	9.761	19.573	10.329	13.591	9.321
以下の項目の平均はサンプルに対する当該項目の割合を表す														
能力に対する自信ダミー	67.1%		64.1%		60.4%		86.7%		72.1%		59.0%		72.2%	
職場能力の通用性ダミー	53.1%		51.6%		50.6%		79.4%		52.6%		38.4%		50.9%	
社内能力の通用性ダミー	42.1%		37.7%		39.4%		72.7%		41.9%		29.0%		42.7%	
社外能力の通用性ダミー	20.4%		17.8%		17.0%		41.2%		19.0%		10.9%		23.8%	
仕事の裁量性ダミー	60.5%		57.8%		60.3%		55.2%		67.7%		66.7%		61.6%	
仕事の成果ダミー	64.9%		64.0%		64.8%		75.8%		66.0%		61.3%		60.5%	
仕事の独創性ダミー	54.6%		58.0%		54.2%		74.9%		50.7%		27.7%		52.6%	
仕事の重要性ダミー	71.3%		70.7%		72.4%		91.8%		69.8%		49.4%		71.0%	
能力開発満足ダミー	58.5%		54.9%		58.6%		72.5%		59.4%		54.2%		58.3%	
報酬制度満足ダミー	62.7%		63.8%		61.3%		79.4%		59.0%		54.2%		58.1%	
評価制度満足ダミー	74.2%		74.8%		72.9%		85.6%		72.7%		68.2%		71.7%	
昇進スピード満足ダミー	15.1%		11.1%		13.3%		38.1%		12.1%		10.4%		16.1%	

表 3-3 転職意欲の高さを従属変数とする順序ロジットモデルの結果 1 サンプル全体

		B	標準誤差	
しきい値	[転職意欲の高さ=1]	-2.635	0.137	***
	[転職意欲の高さ=2]	-1.355	0.133	***
	[転職意欲の高さ=3]	1.132	0.133	***
個人属性	性別ダミー (女性=1)	-0.470	0.085	***
	勤続年数	-0.043	0.004	***
	学歴ダミー 専門学校	0.010	0.114	
	学歴ダミー 大卒	0.032	0.089	
	学歴ダミー 大学院卒	0.250	0.101	**
能力に対する自信	能力に対する自信ダミー	-0.020	0.069	
	職場能力の通用性ダミー	-0.178	0.084	**
	社内能力の通用性ダミー	0.189	0.090	**
	社外能力の通用性ダミー	0.162	0.083	*
職務特性	仕事の裁量性ダミー	-0.196	0.060	***
	仕事の成果ダミー	-0.023	0.067	
	仕事の独創性ダミー	0.309	0.060	***
	仕事の重要性ダミー	-0.229	0.070	***
HRM 施策	能力開発満足ダミー	-0.033	0.060	
	報酬制度満足ダミー	-0.095	0.066	
	評価制度満足ダミー	-0.325	0.072	***
	昇進スピード満足ダミー	-0.115	0.081	
サンプルサイズ		4357		
カイ2乗		12037		
疑似 R2 乗		0.096		

(***)p<.001,**p<.01,*p<.05)

表 3-4 転職意欲の高さを従属変数とする順序ロジットモデルの結果 2

		ハードウェア技術者			ソフトウェア技術者			管理職		
		B	標準誤差		B	標準誤差		B	標準誤差	
しきい値	[転職意欲の高さ=1]	-2.461	0.247	***	-3.178	0.314	***	-3.120	0.731	***
	[転職意欲の高さ=2]	-1.047	0.239	***	-1.884	0.304	***	-2.006	0.722	***
	[転職意欲の高さ=3]	1.366	0.242	***	0.655	0.299	**	0.361	0.721	
個人属性	性別ダミー (女性=1)	-0.305	0.215		-0.396	0.187	**	-0.023	0.576	
	勤続年数	-0.034	0.007	***	-0.056	0.008	***	-0.044	0.016	***
	学歴ダミー 専門学校	0.081	0.229		-0.015	0.279		-0.016	0.424	
	学歴ダミー 大卒	0.078	0.177		-0.241	0.208		0.136	0.320	
	学歴ダミー 大学院卒	0.284	0.187		0.026	0.228		0.649	0.351	*
能力に対する自信	能力に対する自信ダミー	-0.006	0.122		-0.014	0.138		0.108	0.288	
	職場能力の通用性ダミー	-0.073	0.146		-0.427	0.166	**	-0.345	0.297	
	社内能力の通用性ダミー	0.205	0.159		0.542	0.182	***	-0.336	0.295	
	社外能力の通用性ダミー	0.061	0.157		0.003	0.181		0.339	0.207	
職務特性	仕事の裁量性ダミー	-0.101	0.107		-0.201	0.124		-0.233	0.183	
	仕事の成果ダミー	-0.024	0.120		0.014	0.138		-0.239	0.228	
	仕事の独創性ダミー	0.256	0.107	**	0.304	0.122	**	0.295	0.207	
	仕事の重要性ダミー	-0.267	0.123	**	-0.237	0.145		-0.703	0.334	**
HRM 施策	能力開発満足ダミー	0.073	0.106		-0.256	0.122	**	-0.079	0.200	
	報酬制度満足ダミー	-0.143	0.118		0.096	0.137		-0.268	0.220	
	評価制度満足ダミー	-0.360	0.131	***	-0.335	0.150	**	-0.106	0.260	
	昇進スピード満足ダミー	0.152	0.164		-0.215	0.174		-0.321	0.192	*
サンプルサイズ		1381			1068			452		
カイ2乗		3997			3064			1359		
疑似 R2 乗		0.067			0.099			0.104		

(***)p<.001,**p<.01,*p<.05)

表 3-5 転職意欲の高さを従属変数とする順序ロジットモデルの結果 3

		企画職			事務職			営業職		
		B	標準誤差		B	標準誤差		B	標準誤差	
しきい値	[転職意欲の高さ=1]	-2.316	0.434	***	-2.445	0.467	***	-2.941	0.385	***
	[転職意欲の高さ=2]	-1.105	0.422	***	-1.070	0.453	**	-1.611	0.371	***
	[転職意欲の高さ=3]	1.596	0.429	***	1.554	0.476	***	1.106	0.372	***
個人属性	性別ダミー (女性=1)	-0.485	0.223	**	-0.840	0.229	***	0.001	0.252	
	勤続年数	-0.040	0.011	***	-0.029	0.011	**	-0.039	0.010	***
	学歴ダミー 専門学校	-0.311	0.351		0.430	0.239	*	0.125	0.350	
	学歴ダミー 大卒	0.190	0.265		0.461	0.288		-0.259	0.225	
	学歴ダミー 大学院卒	0.355	0.342		-0.349	0.674		-0.183	0.362	
能力に対する自信	能力に対する自信ダミー	0.088	0.224		-0.345	0.212		0.031	0.189	
	職場能力の通用性ダミー	0.148	0.261		-0.421	0.311		-0.312	0.246	
	社内能力の通用性ダミー	-0.297	0.264		0.803	0.339	**	0.296	0.263	
	社外能力の通用性ダミー	0.632	0.256	**	0.694	0.346	**	-0.005	0.222	
職務特性	仕事の裁量性ダミー	-0.152	0.197		-0.424	0.215	**	-0.484	0.166	***
	仕事の成果ダミー	0.169	0.215		-0.376	0.228	*	0.152	0.180	
	仕事の独創性ダミー	0.405	0.187	**	0.169	0.232		0.428	0.161	***
	仕事の重要性ダミー	-0.043	0.216		-0.164	0.222		-0.349	0.188	*
HRM施策	能力開発満足ダミー	-0.267	0.184		0.153	0.205		0.121	0.162	
	報酬制度満足ダミー	-0.065	0.208		0.128	0.222		-0.240	0.176	
	評価制度満足ダミー	-0.247	0.222		-0.391	0.233	*	-0.351	0.194	*
	昇進スピード満足ダミー	-0.521	0.279	*	0.662	0.321	**	0.029	0.224	
サンプルサイズ		474			394			597		
カイ2乗		1394			1123			1768		
疑似R2乗		0.127			0.187			0.080		

(***p<.001,**p<.01,*p<.05)

不満が強いと、転職意欲が高まることを示している。

以上の全体的傾向を踏まえ、次に、職種ごとの差異を見てみよう。まず、ハードウェア技術者であるが、勤続年数、仕事の重要性と評価制度に対する満足度は、転職意欲に対し負の有意な効果を持つことが確認できる。また、仕事の独創性については正の有意な効果を示しており、全体傾向との一致性が高い。では次に、ソフトウェア技術者はどうだろう。ハードウェア技術者と同じく、勤続年数が長くなるほど、重要な仕事を任せられていると思うほど、また、評価制度に対する満足度が高いほど、ソフトウェア技術者の転職意欲も有意に低下する。一方で、ハードウェア技術者と異なる点は、ソフトウェア技術者は、仕事を通して蓄積した社内能力は、転職意欲に対し正の有意な効果が確認できる点である。社内能力の通用性は事務職においても、転職意欲に対し、有意な正の影響を与えている。これは、事務職の社内能力とは、社内各部門と

のコミュニケーションなどの能力であり、一般性の高い技能であるためであろう。その他のソフトウェア技術者の特徴は、自分のペースで働くことができている場合や、能力開発制度に対する満足度が高い場合において、現在の企業で継続的に就労することを望む意欲が強まることである。

他方、管理職においては、勤続年数、仕事の重要性と昇進スピードに対する満足度は、転職意欲と負の有意な相関がある。また同期より自分の昇進が速いと認識する管理職は、転職意欲が低くなっている。

続いて企画職を見てみよう。企画職においては、性別ダミーと勤続年数、昇進スピードに対する満足は、転職意欲と負の有意な相関を示し、社外能力の通用性と担当する仕事の独創性は、転職意欲と正の有意な関連を示している。

また、事務職においては、性（女性であること）、勤続年数、仕事の裁量度、仕事での成果創出、評価制度に対する満足度は、転職意欲と

負の有意な相関を示した。学歴ダミーの専門学校修了と社内・社外での能力通用性、昇進スピードは、転職意欲と正の有意な相関を示した。事務職においては、最終学歴が専門学校である場合、他の学歴層と比べると、転職希望が高まっている。これは他の職種において見られなかった効果である。

最後に、営業職においては、勤続年数と仕事の裁量性、評価制度に対する満足度は、転職意欲と負の有意な関連を示し、仕事の独創性は正の有意な関連を示した。

4. 結論と課題

本研究では、日本の競争力維持・強化において一層の活躍が期待される技術者の転職意欲について、能力に対する自信、職務特性そして組織のHRM施策が与える効果を、他のホワイトカラー職と比較しながら検証を行った。その結果、以下の3つの知見が得られた。第1に、転職意欲において、職種差が存在すること。管理職と事務職と比べ、ハードウェア技術者やソフトウェア技術者の転職意欲は高いことが確認された。第2に、技術職のみならず、全ての職種において、10年後の能力に対する自信は転職意欲程度と無関係であることが確認できた。第3に、ハードウェア技術者、ソフトウェア技術者においては、仕事の独創性に対する認識は転職意欲を促進していた。企画職と営業職においても同様な傾向が確認できた。これは転職市場において、これらの職種については、企業の採用担当者は仕事の独創性を評価しているからであろう。逆に、転職意欲を低下させるのは、仕事の裁量性と重要性に対する認識、評価制度に対する満足度、能力開発に対する満足度である。技術職の転職意欲を抑制するためには、職務の重要性を伝え、優れたHRM施策を提供する必要があることが示された。

5. 終わりに

本研究では、基本的な仮定が未検証として残っている。本研究では、議論の前提として、転職意欲を高める様々な不満は企業にとって望

ましくないものであり、不満が高まれば技術者のパフォーマンスは低下するという仮定を置いた。しかしながら、この仮定は未検証である。技術者の転職意欲は、パフォーマンスに本当にネガティブな影響を及ぼすのだろうか。このパフォーマンスの検討は、様々な企業戦略のみならず、政府の人的資源政策に対しても大きな影響を持つ。仮定ではなく、重要な研究テーマとして、今後の研究が必要だ。また、本研究は一時点における横断的データを用いた結果であり、転職意欲の因果メカニズムが明らかに出来たわけではない。特に、職務能力や能力に対する自信は、長期にわたって形成される特性であり、それらの分析には縦断的データが必要だ。このような課題はあるものの、本論文の結果を、企業においては今後の人事戦略に、政府においては人的資源政策の構築において、参考情報として利用されることを期待したい。

参考文献

【日本語文献】

- 阿部正浩 (1996) 「転職前後の賃金変化と人的資本の損失」『三田商学研究』39 (1)、125-139。
- 今野浩一郎 (1991) 「技術者のキャリア」小池和男編『大卒ホワイトカラーの人材開発』第1章、東洋経済新報社。
- 太田肇 (1993) 『プロフェッショナルと組織』同文館出版。
- 大橋勇雄・中村二郎 (2002) 「転職のメカニズムとその効果」玄田有史・中田喜文 (編) 『リストラと転職のメカニズム』第7章、145-173 東洋経済新報社。
- 奥林康司 (1995) 『変革期の人的資源管理』中央経済社。
- 開本浩矢 (2006) 『研究開発の組織行動—研究開発技術者の業績をいかに向上させるか』中央経済社。
- 岸智子 (1998) 「ホワイトカラーの転職と外部経験—職種別の比較分析—」『経済研究』49 (1)、27-34。
- 古田克利 (2017) 『IT技術者の能力限界の研究—ケイパビリティ・ピラミッドの観点から』日本評論社。
- 参鍋篤司 (2006) 「人事評価の公平感」『経済論叢』178 (3)、263-276。
- 佐藤厚 (2009) 「キャリア・アンカーと仕事意識—技術者を中心に」『法政大学キャリアデザイン学部紀要』6、139-80。
- 中田喜文・電機総研 (編) (2009) 『高付加価値エンジニアが育つ—技術者の能力開発とキャリア形成』日本評論社。
- 久本憲夫 (1998) 『企業内労使関係と人材形成』有斐閣。
- 三輪卓己 (2001) 『ソフトウェア技術者のキャリア・ディベロップメント—成長プロセスの学習と行動』中央経済社。
- 村山上由紀子 (2003) 『技術者の転職と労働市場』白桃書房。
- 守島基博 (2004) 「成果主義は企業を活性化するか」『日本労働研究雑誌』46(4)、34-37。
- 勇上和史 (2001) 「転職時の技能評価—過去の実務経験と転職後の賃金—」猪木武徳・連合総合生活開発研究編『「転職」の経済学』第2部、第2章、93-113 東洋経済新報社。
- 勇上和史 (2005) 「都道府県データを用いた地域労働市場の分析—失業・無業の地域間格差に関する考察 (特集 地域雇用)」『日本労働研究雑誌』47 (6)、4-16。

Schein, H. E. (2003). キャリア・アンカー 自分のほんとうの価値を発見しよう. (金井壽宏 訳.). 東京, 白桃書房, 1-2, 21-48, 96. (Schein, H. E. (1985). *Career Anchors: Discovering Your Real Value*. San Francisco, Pfeiffer.)

【外国語文献】

- Becker, G. M., DeGroot, M. H., & Marschak, J. (1964). Measuring utility by a single-response sequential method. *Behavioral Science*, 9 (3), 226-232.
- Cordero, R., DiTomaso, N., & Farris, G. F. (1994). Career development opportunities and likelihood of turnover among R&D professionals. *IEEE Transactions on Engineering Management*, 41(3), 223-232.
- Gouldner, A. W. (1957). Cosmopolitans and locals: Toward an analysis of latent social roles. I. *Administrative Science Quarterly*, 2(3), 281-306.
- Garden, A.M. (1989). Correlates of turnover propensity of software professionals in small high tech companies. *R&D Management* 19 (4), 325-34.
- Huang, G. Q., & Mak, K. L. (2001). Web-integrated manufacturing: recent developments and emerging issues. *International Journal of Computer Integrated Manufacturing*, 14(1), 3-13.
- Igbaria, M., & Greenhaus, J. H. (1992). Determinants of MIS employees' turnover intentions: a structural equation model. *Communications of the ACM*, 35(2), 34-49.
- Lee, P. C. B. (2003). Going beyond career plateau. *Journal of Management Development*.
- Oldham, G. R., Hackman, J. R., & Pearce, J. L. (1976). Conditions under which employees respond positively to enriched work. *Journal of Applied Psychology*, 61(4), 395-403.

【URL リスト】

1. 総務省統計局 (2017) 「平成 27 年国勢調査結果」職業分類 (中分類)、男女別 15 歳以上就業者数 (<https://www.stat.go.jp/data/kokusei/2015/kekka.html>) 2020 年 1 月 20 日利用
2. 経済産業省 (2016) 「IT 人材の最新動向と将来推計に関する調査結果」報告書概要版 (2020 年 1 月 20 日閲覧、https://www.meti.go.jp/policy/it_policy/jinzai/27FY/ITjinzai_report_summary.pdf)
3. 労働政策研究・研修機構 (2016) 「人手不足などをめぐる現状と働き方に関する調査 (2020 年 1 月 20 日閲覧、<https://www.jil.go.jp/institute/research/2016/162.html>)