

職種経験はどれだけ重要になっているのか

——職種特殊的人的資本の観点から

戸田 淳仁

(株)リクルート ワークス研究所研究員)

企業の雇用保証能力が弱くなり、市場性のある仕事能力を身につけようという意識が高まっている中で、仕事能力に関連した職種経験は個人々の職業生活上、どれだけ重要になっているのだろうか。この問いに答えるために、本稿では職種特殊的人的資本に注目し、その人的資本を形成する上で必要な職種経験がどれだけ活用され評価されているのかについて、公表データを用いて分析した。分析の結果、職種経験の重要性を示唆する事実が得られた。結果をまとめると以下ようになる。第1に、1991年から2007年までにおいて、同一職種への転職者割合は、前職が専門的・技術的職業従事者や事務従事者である転職者については増加しているが、その他の職種はほぼ不変である。第2に、同一職種への転職者割合がどのような要因で決定するかを調べた結果、男性女性ともに人的資本が蓄積されている職種ほど同一職種に転職しやすい。また、男性については労働市場の需給状況によって同一職種を選んでいる可能性も否定できないことが分かった。第3に、職種経験が賃金に与える影響について調べた結果、男女ともに年齢の賃金に与える効果より職種経験が賃金に与える効果が大きいことが得られた。また、女性については専門的・技術的職業の賃金に与える効果が、女性の平均的な賃金に与える効果より最近になるにつれ高まっていることなどが分かった。

目次

- I はじめに
- II 先行研究
- III 同一職種への転職者割合に関する分析
- IV 職種経験が賃金に与える影響分析
- V 結びにかえて

I はじめに

1990年代以降の低い経済成長率や、グローバル化や高齢化といった経済環境の構造変化により、企業の雇用保証能力は以前と比べ弱くなってきたといわれている。そして、企業の雇用保証能力が低くなるにつれ、個人にとって自らの市場価値を高めることが自分の雇用を守るためには必要となり、個人の雇用を守るため、他社でも評価してもらえるような市場性のある仕事能力を身につける

ようになってきたといえる。

市場性のある仕事能力を身につけるためにまず考えられることが、資格取得を通じた学習である。資格を取得していることは、人的投資の結果としてのスキルレベルを表すシグナルを意味し、資格には容易な転職・就職を可能にする効果が期待される。しかし、労働に必要なスキルとして、資格取得を通じた知識だけではなく、OJTのように仕事を通じた経験も同時に重要である。新卒採用における総合職採用など、職種の限定されない採用が一般的である日本では、仕事に必要な知識は仕事を通じて学習していくと想像される。

経済学で扱われる人的資本理論では、仕事を進める上で必要なスキル、知識などの総称である人的資本を一般的人的資本と企業特殊的人的資本に分けて考える (Becker 1962)。人的資本が一般的な性質を持っているか企業特殊的な性質を持って

いるかは、そのスキルや知識がどこまで通用するかによって説明される。しかしこの二分法では不十分であることもあり、人的資本の通用性についてももう少し細かく類型化する研究がなされてきた (Neal 1995; 久本 1999)。すなわち、特定の産業のみに通用し他の産業に転職してしまっただけでは全く通用しない業界特殊的人的資本と、特定の職種のみで通用し他の職種に転職してしまっただけでは全く通用しない職種特殊的人的資本という概念が導入された。本稿では、他企業であっても同じ職種であれば通用するという意味で、市場性のある仕事能力である職種特殊的人的資本に注目する¹⁾。職種特殊的人的資本に注目し、その人的資本を形成する上で職種経験がどれだけ活用され、評価されているのか、公表データを用いて主に以下の2つの分析を行うことで検証する。

第1に、転職者のうち前職と同一の職種に転職している労働者の割合の推移について検討する²⁾。もし職種経験が働くうえで必要不可欠となっていれば、違う職種に転職することにより、一から職種経験を積み直す必要が出てくるために大幅な賃金低下を招く可能性がある。そのため、仮に転職することになった場合、前職と同一の職種の仕事に就くはずである。同一職種への転職者割合がどのように推移しているか、その決定要因は何かを探ることにする。

第2に、職種経験を積み直すことによってそれがどれだけ賃金に反映されるかについて検討する。職種特殊的人的資本が個々人の生産性に、そして結果として賃金に大きく反映するとすれば、その人的資本の蓄積を促す職種経験を長く積み直すことにより賃金がより高くなる。職種経験が賃金に与える影響をみることで、職種経験の重要性について検討できるといえる。

分析に入る前に、日本における職種別有業者数の構成変化を見ておこう。表1によると、専門的・技術的職業従事者は男性で1987年10.5%から2007年13.3%、女性は1987年11.5%から2007年16.4%と構成比が増加している。またサービス職業従事者のシェアも、男性は1987年4.4%から6.0%、女性は1987年11.8%から2007年15.9%と拡大している。一方で、農林漁業作業者

や生産工程・労務作業者はシェアが縮小しているという特徴がある。また、事務従事者や販売従事者はこの20年間においてほぼ一定のシェアを保っている。

本稿の以下の構成は次のとおりである。IIでは職種経験や職種間移動に関する先行研究を概観する。IIIでは同一職種への転職者割合について分析を行う。IVでは職種経験が賃金に与える影響分析について説明し、結果を示す。Vでは本稿の結論をまとめ、今後の課題を提示することで結びにかえる。

II 先行研究

経済学の文脈において、職種経験の重要性は転職前後の賃金変化や転職コストの分析との関連によって指摘されている。岸 (1998) 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ことを確認した³⁾。また、Bognanno and Kambayashi (2006) は、『雇用動向調査』を使って、転職によって企業規模や産業、職種が変更されることで、転職前後の賃金変化にどのような違いが表れるかについて調べている。その結果、転職の際に企業規模や産業や職種を変更することにより賃金の低下が観察されるが、観察期間である1991年から2002年までの間では、その程度に差がある。つまり、業種を変更することによる賃金低下の大きさは観察期間での違いは見られないが、職種を変更することによる賃金低下の大きさは、観察期間の後半になるにつれ大きくなることを指摘した。

また、樋口 (2001) では、転職コストについて再就職までに要する期間と、転職前後の賃金変化の観点から包括的な分析を行った。同一職種内移動に関するプロビット分析結果によると、同一職種に転職する特徴として、年齢が高いほど同一職種で転職する人が多く、失業期間が長くなるにしたがって他の職種に転職する人が増える。大企業からの転職者ほど同一職種内で転職する人が多い。転職前後の賃金低下については、前職と同一の職種に転職した人はそうでない人よりも賃金の低下率は小さい。前職の職種別にみても、専門・技術職、管理職、保安職、運輸・通信職、生産工

表1 職種別有業者数の推移

(A)男性	上段：人数（千人），下段：構成比（%）				
	1987年	1992年	1997年	2002年	2007年
専門的・技術的職業従事者	3,808 (10.5)	4,569 (11.8)	4,782 (12.1)	4,849 (12.7)	5,094 (13.3)
管理的職業従事者	2,051 (5.6)	2,139 (5.5)	2,075 (5.3)	1,821 (4.8)	1,597 (4.2)
事務従事者	4,789 (13.2)	5,169 (13.3)	5,340 (13.5)	4,914 (12.9)	5,174 (13.6)
販売従事者	5,442 (15.0)	5,744 (14.8)	5,897 (14.9)	5,848 (15.4)	5,478 (14.3)
サービス職業従事者	1,610 (4.4)	1,799 (4.6)	1,930 (4.9)	2,165 (5.7)	2,283 (6.0)
保安職業従事者	716 (2.0)	770 (2.0)	889 (2.3)	982 (2.6)	1,028 (2.7)
農林漁業作業者	2,644 (7.3)	2,276 (5.9)	2,008 (5.1)	1,736 (4.6)	1,625 (4.3)
運輸・通信従事者	2,249 (6.2)	2,264 (5.8)	2,254 (5.7)	2,093 (5.5)	2,025 (5.3)
生産工程・労務作業者	12,982 (35.7)	13,773 (35.5)	14,008 (35.5)	13,100 (34.4)	12,726 (33.3)
総数	36,372	38,776	39,508	38,034	38,175

(B)女性	上段：人数（千人），下段：構成比（%）				
	1987年	1992年	1997年	2002年	2007年
専門的・技術的職業従事者	2,769 (11.5)	3,322 (12.3)	3,766 (13.7)	4,148 (15.4)	4,553 (16.4)
管理的職業従事者	196 (0.8)	237 (0.9)	236 (0.9)	226 (0.8)	201 (0.7)
事務従事者	6,260 (25.9)	7,779 (28.8)	8,235 (30.0)	7,839 (29.1)	8,158 (29.3)
販売従事者	3,249 (13.5)	3,573 (13.2)	3,485 (12.7)	3,527 (13.1)	3,409 (12.3)
サービス職業従事者	2,847 (11.8)	3,178 (11.8)	3,575 (13.0)	4,112 (15.2)	4,419 (15.9)
保安職業従事者	19 (0.1)	27 (0.1)	43 (0.2)	53 (0.2)	66 (0.2)
農林漁業作業者	2,326 (9.6)	1,940 (7.2)	1,611 (5.9)	1,242 (4.6)	1,086 (3.9)
運輸・通信従事者	120 (0.5)	112 (0.4)	135 (0.5)	102 (0.4)	91 (0.3)
生産工程・労務作業者	6,295 (26.1)	6,619 (24.5)	6,191 (22.5)	5,353 (19.8)	5,008 (18.0)
総数	24,130	26,980	27,495	26,975	27,803

注：総数には「分類できない職種」も含まれている。

出所：総務省統計局『就業構造基本調査』

程・労務職では同一職種の仕事に再就職した人のほうが他の職種に移った人に比べ、賃金の低下率は小さいが、事務職やサービス職では、同一職種内で転職した人のほうが他の職種に転職した人に比べ賃金の低下率は大きい。以上を踏まえ、樋口(2001)は専門的・技術的職業では職種別労働市場が成立しやすく、その背景として、職務内容が

相対的に明確にされている点、企業の違いを超えて標準化されやすい点があることを指摘した。

海外に目を向けると、すでに Shaw (1984, 1987) によって、職種特殊的人的資本が賃金決定に強く影響していることが指摘されている。その後、Kambourov and Iourii (2009) によって、職種経験年数が賃金に与える影響が分析された。

その際、Altonji and Shakotko (1987), Topel (1991), Altonji and Williams (2005) などによって指摘されている、賃金関数の内生性に関する処理を行った推定方法を適用した⁴⁾。Kambourov and Iourii (2009) の分析によると、他の条件を一定として、5年間の同一の職種経験によって、賃金が12~20%上昇すること、職種経験を考慮することにより、同一産業に属していた経験年数や勤続年数の効果が小さくなることを見出し、人的資本は職種特殊であると結論づけた。また、Sullivan (2009) は、人的資本が職種特殊であるかどうかは職種によって異なることを発見した。すなわち、生産工程・労務職では職種特殊であるが、管理職では産業特殊である。そして、専門職などでは職種特殊の人的資本だけでなく、産業特殊の人的資本も賃金決定に重要な要素であると結論づけている。著者の知る限り、日本のデータを用いて職種経験が賃金に与える影響について考察した研究は見当たらない。その理由として、賃金関数における内生性をコントロールでき、さらに職種経験が把握できるような長期のパネルデータが存在しないことが大きいと考えられる。IVで試みに行う職種経験をコントロールした賃金関数の推定は、推定上の問題を抱えているとはいえ、今後の研究の第一歩として有用であろう⁵⁾。

また、職種間移動についての研究についてみると、アメリカでは職種選択や職種とのマッチングの視点に焦点が当てられている。McCall (1990) では、職種とのマッチングが重要であれば、職種を変更せずに転職した労働者は、前職の勤続年数が長いほど、現在の職の勤続年数が長くなることを理論的、実証的に示した。Neal (1999) は、若者の転職行動は、第一に自分にとってマッチするキャリア（職種）を探し、そのあとに自分にふさわしい職を提供する企業を探すといった2段階のサーチ活動に基づくことを主張し、その仮説に整合的な実証結果を得ている。Kambourov and Iourii (2008) は、1968年から1997年までのアメリカにおける産業間労働移動および職種間労働移動の実態を調べた⁶⁾。その結果、他産業または他職種に転職する労働者の割合が、多少の変動はあるが、観察期間全般にわたって高まってきて

いることが、大分類の職種コード（10%から15%に）でも小分類の職種コード（16%から20%に）でも観察できた。ただし、Kambourov and Iourii (2008) は他職種に移動する労働者の割合が増加している理由として技術革新やグローバル化などいくつかの仮説を挙げているだけにとどまり、仮説の検証までには至っていない。

III 同一職種への転職者割合に関する分析

Iでみてきたように、職種経験が重要であれば、仮に転職したとしても、前職と同一の職種に就くはずである。本節では転職時の職種間移動に注目し、同一職種に転職する者の割合は過去に比べてどのように変化しているか、同一職種への転職者割合はどのような要因によって決定されるのかについて考察する。

1 転職者の職種間移動

本節では、転職者に関する情報として、厚生労働省『雇用動向調査』の1991年から2007年における転職入職者のデータを使用する⁷⁾。『雇用動向調査』における転職入職者の定義は、各年に入職した労働者のうち、入職前1年間に就業経験のある労働者のことである。

表2は、2007年における職種間移動マトリックスを表したものである。男性では、専門的・技術的職業従事者（74.4%）、事務従事者（72.4%）、生産工程・労務作業（71.4%）をはじめとして同一職種への転職者割合が、他職種に移動した転職者割合よりも高いことが分かる。保安職業従事者の同一職種移動割合は3割程度であるが、それ以外の職種で5割以上の転職者が同一職種に就職している。女性について、専門的・技術的職業従事者（81.6%）、事務従事者（77.5%）と同一職種に転職した者の割合が高い。運輸・通信従事者（20.7%）や管理的職業従事者（22.8%）を除いては、5割以上の転職者が同一職種に転職している。

では、このような傾向は過去にも見られるのだろうか。図1は同一職種への転職者割合の推移をみたものである。年によって大きなばらつきはあ

表2 転職入職者の職種間移動マトリックス (2007年)

(A) 男性 (単位: %)

	前職の職種								
	専門的・ 技術的職業 従事者	管理的職業 従事者	事務従事 者	販売従事 者	サービス 職業従事 者	保安職業 従事者	運輸・通 信従事者	生産工程・ 労務作業 者	その他
専門的・技術的職業従事者	74.4	6.8	4.1	5.5	8.1	12.6	3.1	4.9	11.0
管理的職業従事者	1.8	56.3	4.1	2.2	1.1	1.3	1.1	1.5	2.4
事務従事者	2.4	12.1	72.4	6.4	3.3	8.6	2.0	1.8	3.1
販売従事者	3.2	8.5	6.3	61.8	10.5	2.3	3.6	4.8	0.0
サービス職業従事者	5.5	6.5	3.5	8.4	56.8	12.6	4.5	6.6	14.2
保安職業従事者	1.7	1.1	0.4	1.7	2.1	30.8	2.1	2.0	1.6
運輸・通信従事者	2.3	1.3	2.2	3.5	5.5	10.6	68.1	6.8	9.4
生産工程・労務作業 者	8.4	5.9	6.4	10.3	11.8	19.2	14.9	71.4	30.7
その他	0.4	1.5	0.8	0.3	0.9	2.0	0.8	0.2	28.3

(B) 女性

	前職の職種								
	専門的・ 技術的職業 従事者	管理的職業 従事者	事務従事 者	販売従事 者	サービス 職業従事 者	保安職業 従事者	運輸・通 信従事者	生産工程・ 労務作業 者	その他
専門的・技術的職業従事者	81.6	28.7	3.3	5.2	4.9	20.0	10.7	9.5	25.3
管理的職業従事者	0.1	22.8	0.3	0.0	0.7	0.0	0.0	0.2	1.3
事務従事者	7.9	39.7	77.5	17.5	13.6	7.7	46.3	8.3	24.0
販売従事者	2.2	0.7	7.5	51.3	13.3	1.5	1.7	5.9	9.3
サービス職業従事者	6.4	2.9	7.4	19.1	59.3	6.2	5.8	14.2	8.0
保安職業従事者	0.0	0.7	0.0	0.2	0.6	55.4	0.0	1.5	0.0
運輸・通信従事者	0.2	0.0	0.3	0.2	0.5	1.5	20.7	0.8	0.0
生産工程・労務作業 者	1.4	2.9	3.5	6.1	6.7	6.2	12.4	59.1	24.0
その他	0.3	0.0	0.3	0.3	0.4	0.0	2.5	0.2	8.0

出所：厚生労働省『雇用動向調査』

注：表の値は前職の各職種からの転職者のうち、現職の職種に移動した者の割合を表す。

るが、男性では、生産工程・労務作業者は75%あたりを推移している一方で、サービス職業従事者や販売従事者は5割台を推移している。専門的・技術的職業従事者や事務従事者は、約20年間をみる限りでは、多少の変動はあるが割合が増加傾向にあることが読み取れる。女性でも専門的・技術的職業従事者や事務従事者が過去20年間において、多少の変動はあるが、同一職種への転職者割合が増加していることが分かる。また、男性ほど生産工程・労務作業者の割合は高くない一方、サービス職業従事者や販売従事者は同程度であり、サービス職業従事者は過去20年間でわずかに増加しているように見える。

以上のように、同一職種への転職者割合は、一部の職種では過去20年間において増加しているが、ほとんどの職種については、多少の変動はあ

るが、ほぼ不変であるといえる。この結果は、観察期間に多少の違いはあるが、アメリカのデータでは同一職種への転職者割合が減少しているという事実とは異なる結果であり、興味深い。次に同一職種への転職者割合の決定要因について考察する。

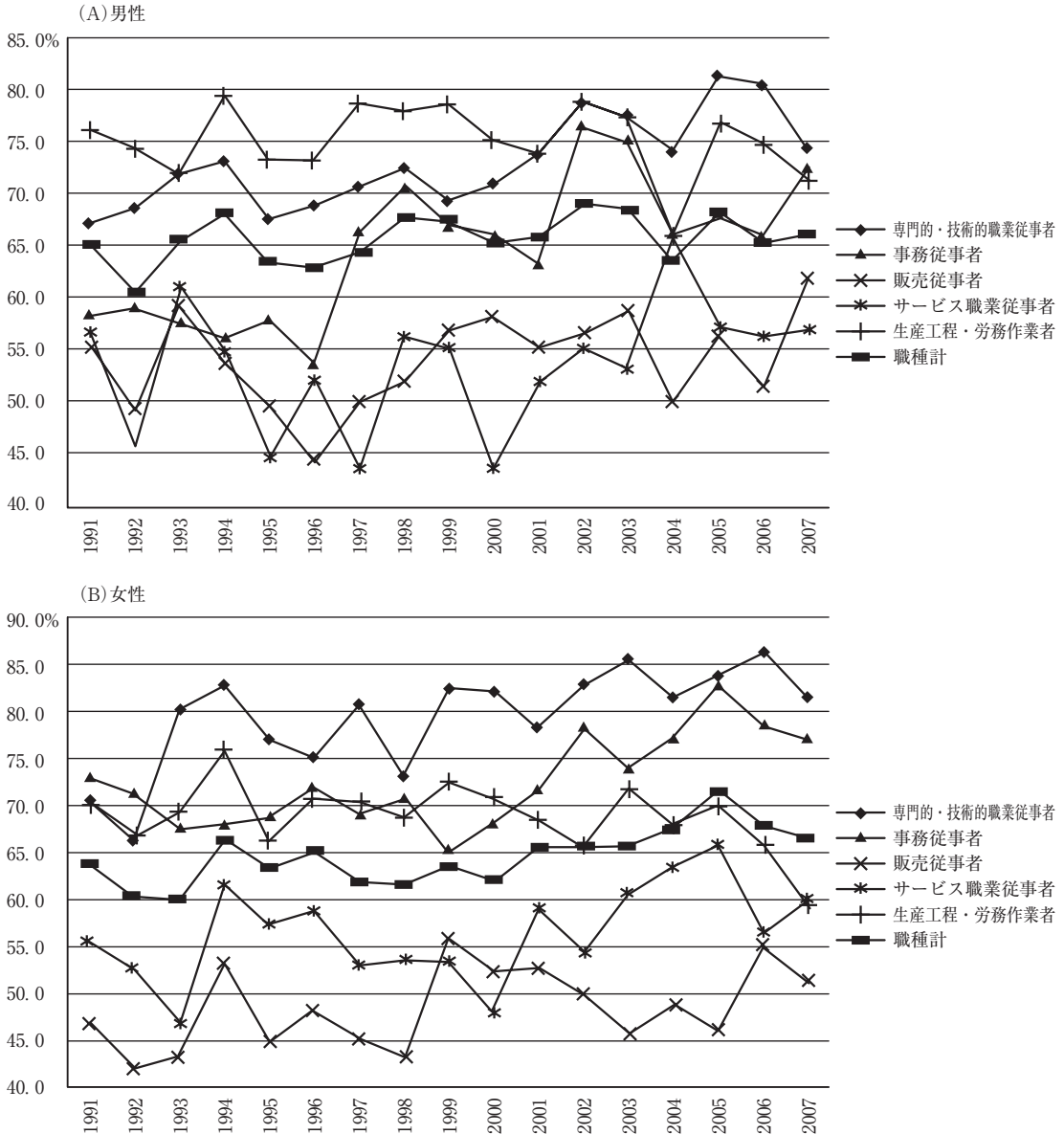
2 同一職種への転職者割合の実証分析

以下では、『雇用動向調査』および『労働力調査特別調査』といった公表データを用いて、同一職種への転職者割合の決定要因を探ることとする。以下のようなモデルを考える⁸⁾。

$$R_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 A_{it-1} + \alpha_2 U_{it-1} + \alpha_3 L_{it-1} + \alpha_4 N_{it} + \delta_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

ただし、 R_{it} は同一職種への転職者割合、 A_{it-1} は

図1 同一職種への転職者の割合



出所：厚生労働省「雇用動向調査」

注：管理的職業従事者と保安職業従事者はこの図には掲載していない。保安職業従事者は、2000年から2003年までデータが公表されていない。2003年と2004年の間に大きく変動している職種があるが、2004年に調査対象を学校教育、社会教育等まで拡大していることが1つの原因であると思われる。

35歳以上の割合、 U_{it-1} は大卒割合、 L_{it-1} は500人以上企業の割合、 N_{it} は新規求人倍率を表し、添え字のiは職種、tは年を表す。男女別に(1)式を推定しているが、単純化のため性別の添え字はつけていない。 δ_i は職種固有な要素を表す変数とし、 η_t は年固有な要素を表す変数とし、推定では η_t をコントロールする場合とコントロールしない

場合の両方を提示する。

各変数について詳しく説明する。利用する変数の基本統計量は付表1にある。被説明変数である R_{it} は、各職種(前職)において、転職し1年以内に入職した者のうち、前職と同一の職種に就いた入職者の割合を表す。図1においてその時系列的推移を見た。次に説明変数について説明するが、

出所についてあらかじめ明記しておく、 A_{it-1} 、 U_{it-1} 、 L_{it-1} は、総務省統計局『労働力調査特別集計』（2001年まで）と総務省統計局『労働力調査（詳細集計、年平均）』（2002年以降）から作成している。データの制約により、これらの変数は転職者に関する指標ではなく、該当する職種に従事する就業者全体に関する指標であることに注意されたい。また、新規求人倍率 N_{it} は厚生労働省『職業安定業務統計』における、新規学卒者とパートタイマーを除いた常用のうち8月時点の数値を利用している⁹⁾。

各職種における35歳以上の割合でコントロールする背景として、以下のことを念頭に置いている。高い年齢の労働者が多くいる職種ほど、転職した場合、これまで身につけた人的資本を損失させないために、同じ職種に転職する可能性がある。逆に年齢の低い労働者が多くいる職種ほど、転職しても人的資本を蓄積する期間は長いので他の職種に移動する可能性が出てくる。大卒割合も同様なことを想定しており、大卒割合が高い職種ほど人的資本が蓄積されており、同一職種に転職する可能性がある。年齢と学歴は上記を想定してコントロールしており、転職者の人的資本の保有状況を表す変数とみなすことにする。ただし、これらの指標は必ずしも職種経験を意味しないところにこの分析の限界がある。また、500人以上企業の割合は、各職種の就業者数に対する500人以上企業および官公庁で勤務する就業者の割合を示すが、企業規模でもコントロールすることにした。なお、以上の3変数は前職の状況を表すため1年のラグをとっている¹⁰⁾。

そして、新規求人倍率についてであるが、労働市場の需給状況を表すので、もし同一職種の求人倍率が高くなり、求職者にとって職を探しやすい状況であれば、同一職種に転職する可能性をかんがみ、コントロールしている。なお、新規求人倍率は男女別に数値を求めることができないので、男女計の数値を男女ともに使用している。以上の変数に加え、職種固有の要素および年固有の要素をダミー変数でコントロールする。

この分析で注目したいのは以下の点である。仮に、同一職種への転職入職者割合が完全にランダム

に決まっているとしよう。つまり、この状況下では、転職者にとって各職種からランダムに求人オファーを受け取り、結果として転職者も職種をランダムに選ぶことになる。このような状況であれば、職種固有の要素や年固有の要素でコントロールした場合に、転職者の人的資本の蓄積状況や、労働市場の需給状況は職種決定に影響を与えないはずである。そうであれば、それらを表す変数は有意とならない。

しかし、ランダムには決まっておらず、人的資本の蓄積状況や労働市場の需給状況が影響を与えるのであれば、同一職種への転職が人的資本の蓄積状況によってなされているのか、それとも労働市場の需給状況によってなされているのか、2つの影響の有無を調べることができる。もし人的資本の蓄積状況の影響があるとすれば、職種特殊の人的資本が蓄積された労働者にとって他の職種に転職するとその損失が大きいので、他職種への転職を避けようとするという仮説とは矛盾しない。また、もし労働市場の需給状況が大きく影響しているだけであれば、同一職種への転職者割合が高いとしてもそれは、同一職種からの仕事のオファーがたくさん来ていることによって起こっているだけであり、職種特殊の人的資本の損失を避けるために同一職種に転職するという理由とは独立であるといえる。これら2つの仮説を確かめることができる。

表3は(1)式の推定結果を示している。6職種18年分のデータを利用している¹¹⁾。男性については、年ダミーでコントロールしてもコントロールしなくても、大卒割合が有意にプラスの係数になっている。転職者の人的資本の蓄積状況によって同一職種を選んでいる可能性があることが分かった。また、年ダミーをコントロールした場合だけであるが、新規求人倍率の係数がプラスで有意となっている。年固有の効果をコントロールしてもなお、職種ごとにおける労働市場の需給状況が同一職種選択に影響を与えているので、同一職種からの仕事のオファーがたくさん来ている可能性を否定できない。職種ダミーの係数についてコメントすると、運輸・通信従事者と生産工程・労務作業者がプラスで有意である。これらの職種では、他職種

表3 同一職種への転職者割合の実証分析

	男性		女性	
	(1)	(2)	(3)	(4)
35歳以上割合(1年前)	0.113 (0.200)	-0.080 (0.192)	0.194 (0.213)	0.158 (0.216)
大卒割合(1年前)	0.798*** (0.184)	1.278** (0.509)	0.928** (0.387)	1.515*** (0.480)
500人割合比率(1年前)	-0.181 (0.318)	-0.212 (0.400)	-0.317 (0.254)	-0.384 (0.235)
新規求人倍率	-0.011 (0.012)	0.045** (0.021)	-0.017 (0.013)	-0.027 (0.032)
職種ダミー(ベースは事務従事者)				
専門的・技術的職業従事者	-0.057 (0.068)	-0.228* (0.131)	-0.036 (0.072)	-0.134 (0.088)
販売従事者	-0.106 (0.111)	-0.157 (0.116)	-0.208*** (0.032)	-0.181*** (0.044)
サービス職業従事者	0.106 (0.115)	0.167 (0.137)	-0.140** (0.058)	-0.100 (0.065)
運輸・通信従事者	0.281** (0.132)	0.405** (0.170)	-0.163** (0.075)	-0.103 (0.078)
生産工程・労務作業	0.331** (0.145)	0.421*** (0.157)	-0.033 (0.077)	0.014 (0.079)
定数項	0.331 (0.294)	0.230 (0.277)	0.632*** (0.110)	0.652*** (0.117)
年ダミー	No	Yes	No	Yes
R-squared	0.786	0.846	0.847	0.878

サンプル数は102(6職種×18年)。()内の値は分散不均一に頑健な標準誤差。推定方法は最小二乗法。被説明変数は各職種(前職)からの転職入職者のうち同一職種に転職した者の割合。

***は1%有意水準で統計的に有意, **は5%有意水準で統計的に有意, *は10%有意水準で統計的に有意であることを表す。

に転職して通用する能力を残念ながら持ち合わせていないため、同一職種に転職するということが考えられる。

女性の推定結果について考察すると、男性と同様に、大卒割合が有意でプラスの係数になっている。しかし、新規求人倍率の係数が有意となっておらず、労働市場の需給状況が職種選択には影響を与えていないことが分かる。そのため、もちろん男性にも観察されるが、女性について、職種特殊的人的資本が蓄積された労働者にとって他の職種に転職するとその損失が大きいので、他職種への転職を避けようとする傾向があるといえる。職種ダミーの係数を見ると、販売従事者がマイナスで有意であり相対的に他の職種に転職していることがうかがえる。

以上より、男性女性ともに人的資本の蓄積状況が転職時の職種選択に影響を与えている可能性があり、とくに男性については労働市場の需給状況によって同一職種を選んでいる可能性も否定でき

ないことがわかった。次節では、視点を変えて、同一職種の経験が蓄積されるとそれが賃金に反映されるか、賃金関数を推計することで、職種経験の重要性についてみていきたい。

IV 職種経験が賃金に与える影響分析

本節では、職種経験を長く積むとどれだけ賃金が上昇するかについて観察する。厚生労働省『賃金構造基本統計調査』には「職種・性、年齢階級、経験年数階級別所定内給与額及び年間賞与その他特別給与額」という集計表があり、職種の経験年数階級別の賃金の情報を得ることができる¹²⁾。この集計データを用いて分析を行う。

1 職種経験を考慮した賃金関数の実証分析

以下では次のような賃金関数を想定する。ただし、単純化のために性別と年の添え字は省略している。

$$\log(w_{aik}) = \beta_0 + \sum_j \beta_j E_{aik}^j + \sum_s \beta_s age_{aik}^s + \sum_p \beta_p occu_{aik}^p + \varepsilon_{aik} \quad (2)$$

ただし添え字の a は年齢階級、 i は職種、 k は職種経験年数階級を表す。

被説明変数は賃金の対数値であるが、これは所定内給与額に年間賞与その他特別給与額の12分の1を加え、自然対数をとることで算出した。 E_{aik}^j は職種経験年数のダミー変数である。『賃金構造基本統計調査』の該当表には、職種経験年数が、「0年」「1～4年」「5～9年」「10～14年」「15年以上」の5つの階級ごとに集計されている。 E_{aik}^j は、経験年数階級 j が k と等しいとき1をとり、等しくないときは0をとるダミー変数である。 age_{aik}^s は年齢のダミー変数である。『賃金構造基本統計調査』の該当表には、年齢階級として、「～17歳」「18～19歳」「20～24歳」「25～29歳」と続いたあと5歳刻みで階級が分かれ、「65歳以上」までとなっている。本分析では60歳以上を分析対象外とする。 age_{aik}^s は年齢階級 s が a と等しいときは1、等しくないときは0をとるダミー変数である。また、 $occu_{aik}^p$ は職種ダミーを表す¹³⁾。

しばしば推定されるミンサー型賃金関数では学歴や勤続年数などを説明変数として投入するのが通例であるが (Mincer 1974; Mincer and Higuchi 1988), 『賃金構造基本統計調査』の該当表には勤続年数や学歴の情報がないため、以上のモデルを想定して分析し、その後追加情報で結果の解釈の補足を行う。

(2)式を推定し、職種経験年数が高まることによる賃金上昇率と年齢が高まることによる賃金上昇率を比較する。

2 賃金関数の推定結果

表4は(2)式を推定した結果である¹⁴⁾。係数の時系列的変化をみるために、各年で別々に推計し、1987年、1992年、1997年、2002年、2007年の結果を並べている。

男性では、職種経験年数の係数は1987年より2002年にかけて、一部を除いて小さくなっているが、2002年から2007年にかけてわずかではあるが、係数の値が大きくなっている。職種経験の

賃金収益率はほぼ同じ大きさに安定しているといえる。次に年齢の効果についてみてみると、1987年から2002年まではほぼ同じ大きさに安定している。2002年と2007年を比較すると、係数が20歳代以上において小さくなっていることが分かる。年齢-賃金プロファイルが緩やかになっている証左を与えているといえる¹⁵⁾。

さて、年齢が高まることによる賃金上昇率と職種経験年数が高まることによる賃金上昇率を比較する。それぞれのダミー変数での階級幅の取り方が異なっているため、厳密な比較はできないので、次のような比較のみを行いたい。年齢階級「20～24歳」において年齢幅の上限値と下限値の平均値をとった22歳に着目し、22歳の人が、5歳年をとった時と、5年職種経験年数が長くなったときを考える¹⁶⁾。1987年の結果では、5歳増えることの賃金上昇は0.134、5年職種経験年数が長くなった時は、職種経験年数が「1～4年」の係数0.192と「5～9年」の係数0.293の中間となるが、5歳増えることの賃金上昇よりも職種経験年数が「1～4年」の係数が大きいので、職種経験の効果が相対的に大きいといえる。また、2007年について同様の比較を行うと、5歳増えることの賃金上昇は0.097、5年職種経験年数が長くなった時は、職種経験年数が「1～4年」の係数0.180と「5～9年」の係数0.287の中間となり、2007年においても職種経験の効果が相対的に大きいといえる。

次に女性の結果について考察する。職種経験年数の係数は1987年から2007年にかけて一貫して小さくはなっているが、2007年でもプラスで統計的に有意である。この結果は年齢の係数がほとんど有意でない結果と対照的である。女性については男性のように右上がりの年齢-賃金プロファイルが観察できない。その原因の1つとして、結婚や出産を機に仕事を辞める女性が多いため継続就業による賃金上昇がマクロ的には観察できないことがあると推察される¹⁷⁾。

職種経験が賃金上昇に結びついていることが分かったが、その影響度合いは職種によって異なるのだろうか。以下では専門的・技術的職業とそれ以外の職種において、職種経験の賃金上昇率に違

表4 賃金関数の推定結果(1)

	男性					女性				
	1987年	1992年	1997年	2002年	2007年	1987年	1992年	1997年	2002年	2007年
職種経験年数ダミー (ベース「0年」)										
1~4年	0.192*** (0.020)	0.210*** (0.022)	0.203*** (0.015)	0.182*** (0.013)	0.180*** (0.012)	0.313*** (0.046)	0.303*** (0.045)	0.272*** (0.025)	0.243*** (0.019)	0.178*** (0.017)
5~9年	0.293*** (0.019)	0.296*** (0.021)	0.278*** (0.014)	0.262*** (0.013)	0.287*** (0.013)	0.494*** (0.051)	0.454*** (0.049)	0.422*** (0.028)	0.351*** (0.019)	0.286*** (0.016)
10~14年	0.368*** (0.019)	0.343*** (0.020)	0.324*** (0.014)	0.316*** (0.013)	0.352*** (0.013)	0.621*** (0.054)	0.564*** (0.052)	0.511*** (0.034)	0.459*** (0.022)	0.382*** (0.019)
15年以上	0.447*** (0.019)	0.422*** (0.019)	0.435*** (0.019)	0.411*** (0.018)	0.457*** (0.017)	0.761*** (0.054)	0.691*** (0.051)	0.654*** (0.031)	0.602*** (0.026)	0.562*** (0.023)
年齢ダミー (ベース「20~24歳」)										
~17歳	-0.279*** (0.024)	-0.302*** (0.026)	-0.313*** (0.047)	-0.256*** (0.055)	-0.381*** (0.055)	0.049 (0.041)	0.018 (0.047)	-0.038 (0.040)	-0.127** (0.061)	-0.380*** (0.110)
18~19歳	-0.163*** (0.024)	-0.178*** (0.026)	-0.173*** (0.019)	-0.151*** (0.017)	-0.144*** (0.016)	0.006 (0.041)	-0.019 (0.037)	-0.029 (0.031)	0.004 (0.026)	-0.022 (0.027)
25~29歳	0.134*** (0.023)	0.144*** (0.026)	0.144*** (0.016)	0.134*** (0.013)	0.097*** (0.013)	-0.015 (0.031)	0.003 (0.034)	0.013 (0.022)	0.044*** (0.016)	0.039** (0.015)
30~34歳	0.229*** (0.020)	0.222*** (0.022)	0.245*** (0.015)	0.240*** (0.014)	0.175*** (0.013)	-0.061 (0.038)	-0.058 (0.042)	-0.005 (0.027)	0.030 (0.020)	0.019 (0.016)
35~39歳	0.314*** (0.020)	0.292*** (0.021)	0.293*** (0.016)	0.301*** (0.015)	0.220*** (0.015)	-0.033 (0.035)	-0.031 (0.037)	-0.011 (0.025)	0.004 (0.023)	-0.025 (0.019)
40~44歳	0.375*** (0.020)	0.354*** (0.022)	0.307*** (0.018)	0.332*** (0.017)	0.240*** (0.016)	0.001 (0.032)	0.017 (0.036)	0.002 (0.026)	0.015 (0.020)	-0.027 (0.019)
45~49歳	0.396*** (0.020)	0.395*** (0.022)	0.326*** (0.020)	0.348*** (0.019)	0.251*** (0.018)	-0.004 (0.035)	0.027 (0.034)	0.031 (0.024)	0.033 (0.020)	-0.037** (0.019)
50~54歳	0.386*** (0.021)	0.398*** (0.022)	0.349*** (0.021)	0.356*** (0.019)	0.247*** (0.021)	-0.026 (0.033)	0.020 (0.038)	0.023 (0.026)	0.038* (0.022)	-0.026 (0.019)
55~59歳	0.321*** (0.021)	0.336*** (0.023)	0.309*** (0.024)	0.336*** (0.022)	0.216*** (0.019)	-0.038 (0.038)	-0.013 (0.042)	-0.004 (0.030)	0.031 (0.027)	-0.036 (0.023)
定数項	6.339*** (0.059)	5.253*** (0.045)	6.401*** (0.050)	5.233*** (0.037)	5.274*** (0.040)	4.574*** (0.056)	4.882*** (0.070)	4.927*** (0.049)	5.366*** (0.048)	4.871*** (0.071)
Observations	3727	3686	3238	3121	3656	1385	1398	1571	1502	1601
R-squared	0.929	0.920	0.896	0.911	0.879	0.914	0.910	0.877	0.896	0.883

注：()の値は分散不均一に頑健な標準誤差。推定方法は労働者数をウェイトとした加重最小二乗法。表には示されていないが、職種ダミーも説明変数に含まれている。

***は1%有意水準で統計的に有意、**は5%有意水準で統計的に有意、*は10%有意水準で統計的に有意であることを表す。

いがないかどうかを見る¹⁸⁾。そのため、(2)式に職種経験年数ダミーと専門的・技術的職業のダミーの交差項を説明変数として投入し、結果をみる。

その結果が表5にある。男性では2002年までは交差項の係数がプラスで有意であるが、1992年より2007年にかけて職種経験5年以上の係数が小さくなっていることが分かる。専門的・技術的職業従事者のプレミアムが年々小さくなっているといえる。一方、女性では交差項が1997年までは全く有意ではない。その後2002年では職種経験年数15年以上の係数のみが有意となり、2007年にはすべての交差項が有意となり、それに加えて係数が大きくなっている。女性については2002年から2007年にかけて専門的・技術的職業従事者のプレミアムが付加されるようになった

といえる。

3 職種経験年数と勤続年数の関係

上記の結果をまとめると、職種経験は年齢よりも賃金上昇の効果は大きく、男性ではわずかではあるが2002年から2007年にかけて職種経験の効果が大きくなり、女性では2002年から2007年にかけて専門的・技術的職業従事者の賃金上昇の効果が女性の他の職種に比べて相対的に大きい。このような推定結果は、賃金関数を推定する際に不可欠となる勤続年数でコントロールしていないため、勤続年数の増加が反映している可能性もある。そこで、以下では2002年と2007年の勤続年数の関係を調べ、賃金関数の結果の解釈を補足する。

表6は職種別の正規社員の平均勤続年数である。

表5 賃金関数の推定結果(2)

	男性					女性				
	1987年	1992年	1997年	2002年	2007年	1987年	1992年	1997年	2002年	2007年
職種経験年数ダミー (ベース「0年」)										
1~4年	0.188*** (0.020)	0.204*** (0.022)	0.200*** (0.016)	0.170*** (0.014)	0.177*** (0.013)	0.318*** (0.061)	0.313*** (0.063)	0.266*** (0.040)	0.219*** (0.032)	0.130*** (0.025)
5~9年	0.282*** (0.019)	0.288*** (0.021)	0.270*** (0.014)	0.252*** (0.013)	0.278*** (0.014)	0.501*** (0.064)	0.465*** (0.064)	0.439*** (0.040)	0.336*** (0.030)	0.229*** (0.026)
10~14年	0.351*** (0.018)	0.325*** (0.020)	0.308*** (0.015)	0.300*** (0.013)	0.338*** (0.015)	0.616*** (0.066)	0.568*** (0.066)	0.508*** (0.049)	0.439*** (0.034)	0.311*** (0.030)
15年以上	0.430*** (0.019)	0.404*** (0.019)	0.416*** (0.019)	0.386*** (0.018)	0.435*** (0.018)	0.748*** (0.067)	0.686*** (0.066)	0.624*** (0.048)	0.554*** (0.044)	0.508*** (0.038)
職種経験年数ダミーと専門的・技術的職業ダミー (D) との交差項										
1~4年×D	0.045 (0.042)	0.058* (0.032)	0.032 (0.032)	0.076** (0.031)	0.012 (0.027)	-0.018 (0.064)	-0.032 (0.066)	0.016 (0.042)	0.051 (0.035)	0.092*** (0.029)
5~9年×D	0.099** (0.042)	0.104*** (0.037)	0.084*** (0.033)	0.062* (0.032)	0.040 (0.026)	-0.011 (0.062)	-0.034 (0.064)	-0.043 (0.041)	0.038 (0.032)	0.110*** (0.029)
10~14年×D	0.201*** (0.038)	0.215*** (0.035)	0.145*** (0.032)	0.105*** (0.033)	0.074*** (0.027)	0.057 (0.062)	0.008 (0.065)	0.012 (0.049)	0.050 (0.036)	0.136*** (0.033)
15年以上×D	0.257*** (0.039)	0.272*** (0.033)	0.207*** (0.033)	0.178*** (0.035)	0.124*** (0.030)	0.084 (0.061)	0.036 (0.065)	0.069 (0.051)	0.103** (0.046)	0.105** (0.042)
Observations	3727	3686	3238	3121	3656	1385	1398	1571	1502	1601
R-squared	0.934	0.926	0.900	0.914	0.881	0.916	0.911	0.879	0.898	0.886

注：()の値は分散不均一に頑健な標準誤差。推定方法は労働者数をウェイトとした加重最小二乗法。表には示されていないが、年齢ダミー、職種ダミー、定数項も説明変数に含まれている。

***は1%有意水準で統計的に有意、**は5%有意水準で統計的に有意、*は10%有意水準で統計的に有意であることを表す。

表6 正規社員の平均勤続年数

	男性		女性	
	2002年	2007年	2002年	2007年
職種計	14.3	14.5	10.9	11.9
専門的・技術的職業従事者	13.7	14.1	11.4	12.0
管理的職業従事者	22.3	22.6	18.2	17.1
事務従事者	16.8	17.1	11.0	11.8
販売従事者	13.0	13.3	9.6	10.9
サービス職業従事者	8.9	9.4	9.0	9.8
保安職業従事者	17.6	16.7	10.9	8.4
農林漁業作業員	13.8	15.0	14.6	27.3
運輸・通信従事者	12.6	12.5	7.3	9.2
生産工程・労務作業員	14.0	14.3	12.3	13.5
分類不能の職業	13.6	13.6	9.9	9.3

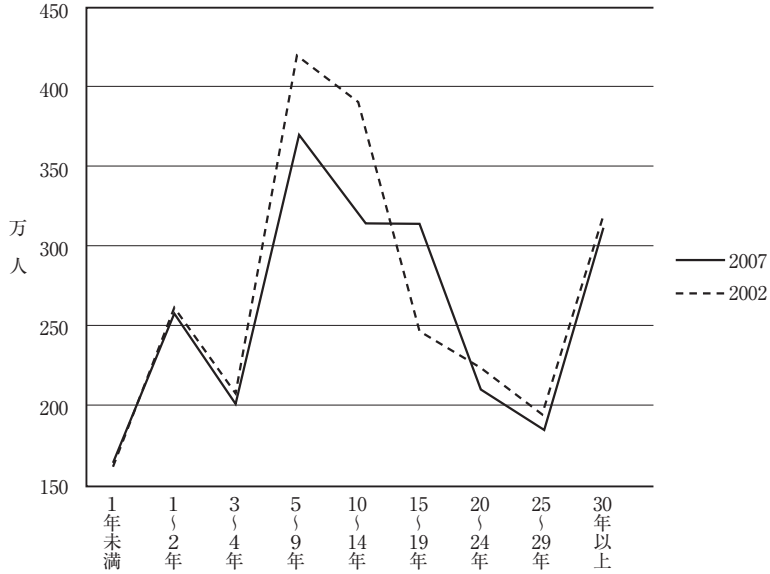
出所：『就業構造基本調査』

男性は職種計で14.3年から14.5年に約0.2年延びている。専門的・技術的職業や事務、販売は微増していることがわかる。女性については職種計で10.9年から11.9年に約1年延びている。女性の専門的・技術的職業は11.4年から12.0年に約0.6年延びている。

以上のような勤続年数の増加をどのように評価すればいいのか。図2と図3にある勤続年数階級ごとの分布を見ることで検討しよう。図2は、勤続年数別に男性正規社員数をみたものであるが、勤続15~19年において2007年の正規社員数が

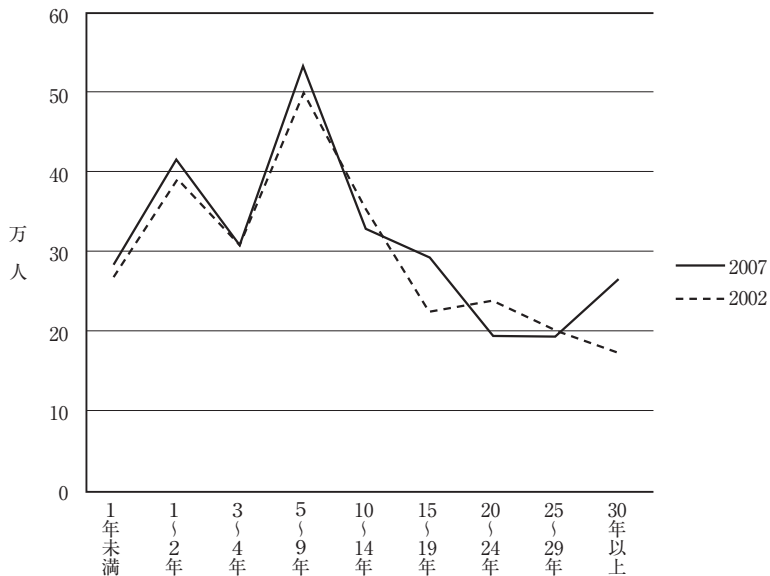
2002年より大きく上回っている以外には、ほぼ同じかむしろ2002年のほうが上回っている。そのため、勤続年数が大きく伸びたとは言えないだろう。図3は、女性の専門職・技術職の正規社員数を勤続年数別にみたものである。2007年のほうが上回っているのは、勤続15~19年と30年以上のところである。勤続30年以上の割合が増えていることが平均値の拡大に大きく影響していることがうかがえるので、全体的に勤続年数が伸びているとは言えない可能性が高い。このような観察は素朴なものであるため、詳細な検討が今後期

図2 勤続年数別正規社員数（男性，職種計）



出所：『就業構造基本調査』

図3 勤続年数別正規社員数（女性，専門職・技術職）



出所：『就業構造基本調査』

待される。

V 結びにかえて

本稿は、職種特殊的人的資本に注目し、その人的資本を形成する上で必要な職種経験がどれだけ活用され評価されるようになってきているのか、公表データを用いて2つの分析を行うことで検証して

きた。主な結論をまとめると以下ようになる。

第1に、同一職種への転職者割合は、前職が専門的・技術的職業従事者や事務従事者である転職者については増加しているが、その他の職種は多少の変動はあるが、ほぼ不変である。この結果は、アメリカの他職種への移動が増加していると指摘した Kambourov and Iourii (2008) とは異なる結果である。

第2に、同一職種への転職者割合がどのような要因で決定するかを調べた結果、男性女性ともに人的資本が蓄積されている職種ほど同一職種に転職しやすいということがわかった。このことは、転職の際の職業選択はランダムには行われていないことを示唆する。また、男性については労働市場の需給状況によって同一職種を選んでいる可能性も否定できないことがわかり、どちらの効果が大きいかは今後の検討課題となった。

第3に、職種経験が賃金に与える影響について調べた結果、男女ともに年齢の賃金に与える効果より職種経験が賃金に与える効果が大きいことがわかった。また、男性では職種経験の賃金収益率が2002年から2007年にかけてわずかではあるが上昇している。女性については特に専門的・技術的職業従事者に対して、職種経験の賃金収益率が女性の平均の賃金収益率よりも高まっていることがわかった。これらの影響は、勤続年数の増加を反映している可能性を指摘し、勤続年数の分布を見ることでその影響が少ないことを確認した。

以上の分析結果をまとめると、限定的な分析でかつマクロ的な視点による分析ではあるが、日本でも職種経験の重要性が徐々にではあるが高まっているといえる。特に、女性について、女性の平均的な賃金収益率と比較して専門的・技術的職業従事者の賃金収益率が高まっているという事実は女性の社会参加を促進させる上で参考になるであろう。

本文中に述べなかった本稿の限界と今後の課題について述べたい。

第1に、職種の定義についてである。本稿では大分類による職種分類を使用してきたが、このこ

とが職種経験の重要性を判断する上でどれだけ有用であろうか。Kambourov and Iourii (2008)などによってすでに指摘されているが、より職種の実態に合った小分類の指標を使っていくことが必要であろう。日本の統計では『国勢調査』においてのみ職種の小分類による就業者数を集計している。そのほかの統計でもより細かい職種区分で集計され活用されることを期待したい。それと同時に、『賃金構造基本統計調査』の職種分類が独自のものを使っているということもある。調査が異なっても共通化されることを願いたい。

第2に、データの充実についてである。Kambourov and Iourii (2009)のようにアメリカでは長期のパネルデータにより職種経験年数を調べている。職種経験年数や勤続年数を把握するためには回顧データも有効であるが、より高度な分析を行うためには長期のパネルデータが必要である。研究所やいくつかの大学のCOEプログラムがパネルデータの収集を始めているが、その取り組みが今後も継続されていくことを期待したい。また、次善の方法として、ごく一部の職種に限定して詳細に調査していくことも、限定的ではあるが職種経験の重要性を調べていく上で有用であろう。

第3に、同一職種への転職者割合が日本とアメリカでその推移が異なっていることの説明についてである。Kambourov and Iourii (2008)はいくつかの仮説を挙げているが、日本とアメリカにおいて労働市場にどのような構造的な違いがあり、このような結果となっているのか、詳細に検討していくことは、労働市場の構造を明らかにするうえでも重要になってくるであろう。

付表1 同一職種転職者割合に関する分析の基本統計量

	男性				女性			
	平均	標準偏差	最小値	最大値	平均	標準偏差	最小値	最大値
同一職種への転職者割合	0.646	0.099	0.437	0.813	0.609	0.155	0.172	0.861
35歳以上割合(1年前)	0.670	0.050	0.575	0.807	0.635	0.108	0.417	0.818
大卒割合(1年前)	0.286	0.210	0.018	0.648	0.089	0.095	0.000	0.321
500人割合比率(1年前)	0.353	0.130	0.190	0.618	0.286	0.131	0.106	0.667
新規求人倍率	1.373	0.613	0.330	2.990	1.373	0.613	0.330	2.990

*本稿の作成に当たり太田聰一氏(慶應義塾大学)との議論を参考にしてている。ここに記して感謝したい。本稿に残る誤り

はすべて著者に帰する。なお、本稿に示されている意見は著者個人によるものであり、所属機関によるものではない。

- 1) もちろん、産業特殊的人的資本にも注目し、産業特殊的人的資本と職種特殊的人的資本のどちらが生産性をより高めるかについて検証することには意義があるし、すでに Sullivan (2009) によって研究がすすめられている。産業特殊的人的資本の重要性を検討するに足る十分なデータがないため本稿では取り上げていない。
- 2) 本稿での「転職」という言葉の使い方について注意したい。本稿で「転職」という場合、正確に言うと勤め先を変更するという意味で「転職」と言ったほうが正確である。しかし、一般的には「転職」と「転社」は同じ意味でつかわれているので、本稿では「転職」で統一する。
- 3) 転職前後の賃金変化に関する日本の研究として、阿部 (1996)、村松 (2000)、中村・大橋 (2002a)、蔡・守島 (2002)、勇上 (2005)、樋口・児玉・阿部 (2005) などがある。
- 4) 企業とのマッチングが高いために高い賃金を得ている労働者ほどその企業に長く在籍し、結果として勤続年数が長くなる可能性が賃金関数の内生性の問題を引き起こしている。同様の議論が職種経験年数についてもあてはまる。
- 5) 日本のデータを用いて賃金関数における内生性の処理を試みた研究として、戸田 (2008) がある。
- 6) Kambourov and Iourii (2008) では職種間移動 (occupational mobility) を、個人調査で同一個人について職種の回答が前年と異なる者 (前年で失業していれば、以前に就業していた最後の年) の割合としている。そのため本稿の定義と異なるが、アメリカでは職種を変更する場合転職を伴うことが多いので (Neal 1999)、本稿では転職時に職種を変更している割合が過去に比べて高まってきたとみなしている。
- 7) 『雇用動向調査』は 1991 年調査より建設業を、2004 年調査より学校教育、社会教育等を調査範囲に加えている。できるだけ長期の動向を把握したいため、本稿では建設業が含まれていない調査期間を分析対象外とするだけにとどめた。また、2003 年と 2004 年の間は厳密には連続していないことに注意を要する。
- 8) 本節では、転職することを前提として議論を進めているので、前職を辞職してから転職活動をし、仕事を決めるというプロセスを暗に仮定している。そのため、前職離職前に次の仕事を決定する job-to-job transition が増加し、転職者の大半を占めていれば、本節の分析は有効ではない。job-to-job transition の増加が結果に影響を与えていないという仮定の下で分析している。
- 9) 8 月時点の数値を利用する理由は、1994 年以前について 8 月の数値のみしか入手できなかったためである。
- 10) 変数間の内生性を回避するためには、新規求人倍率についても 1 年ラグをとる必要があるかもしれない。新規求人倍率についても 1 年ラグをとって同じ分析を行ったが、分析結果に相違は出てこなかった。
- 11) 管理的職業従事者については、そのほかの職種と階級が異なるなど性質が大きく異なるため、分析対象としていない。また、保安職業従事者については、『雇用動向調査』の 2000 年から 2003 年にかけて結果を報告しておらずデータが得られないために分析対象外とした。
- 12) 『賃金構造基本統計調査』は事業所向け調査であるので、職種経験年数はその事業所もしくは企業内での職種経験年数ともみなせるが、調査票には「他企業での経験も含む」と明記しているため、個人の生涯を通じての職種経験年数とみなすことにする。
- 13) 『賃金構造基本統計調査』における職種分類にしたがっている。『賃金構造基本統計調査』における職種分類について

- は報告書を参考にされたい。同調査の職種分類は、『労働力調査』や『雇用動向調査』と必ずしも同一ではないので、両者の調査を合わせた分析はできない。『賃金構造基本統計調査』における職種分類は調査上の今後の課題であるといえる。
- 14) 賃金関数の内生性の問題だけでなく、特に女性の賃金関数の推定において、非就業者のサンプルが観察されないことによるサンプルセレクションバイアスが発生している。
 - 15) 中村・大橋 (2002b) などにおいては、バブル崩壊後の賃金プロファイルの傾斜が顕著にゆるやかになっていることを確認している。
 - 16) ここでの比較は、年齢階級の上限と下限の平均値が該当する変数の係数に相当するという仮定の下で行っている。すなわち、年齢階級「25～29 歳」の係数が 0.134 であれば、25 歳と 29 歳の平均値である 27 歳に相当する人の賃金収益率が 0.134 とみなしている。
 - 17) 川口 (2005) では、出産や結婚によって女性の賃金が低下することとその原因として、観察できない個人属性によることを明らかにした。
 - 18) 専門的・技術的職業は以下の職業とする。ただし年によっては分類として挙げられていない職種もある。
自然科学系研究者、化学分析員、技術士、一級建築士、測量技術者、システム・エンジニア、プログラマー、医師、薬剤師、看護師、准看護師、看護補助者、診療放射線・診療エックス線技師、臨床検査技師、理学療法士・作業療法士、歯科衛生士、歯科技工士、栄養士、保育士 (保母・保父)、介護支援専門員 (ケアマネージャー)、幼稚園教諭、高等学校教員、大学教授、大学助 (准) 教授、大学講師、各種学校・専修学校教員、個人教師、塾・予備校講師、記者。

参考文献

- Altonji, J. and R. Shakotko (1987) "Do Wages Rise with Job Seniority?" *Review of Economic Studies* 54, pp. 437-59.
- Altonji, J. and N. Williams (2005) "Do Wages Rise with Job Seniority? A Reassessment," *Industrial and Labor Relations Review* 58, pp. 370-97.
- Becker, G. S. (1962) "Investment in Human Capital: A Theoretical Analysis," *Journal of Political Economy* 70(5)Part II, pp. 9-49.
- Bognanno, M. and R. Kambayashi (2006) "Trends in Worker Displacement Penalties in Japan: 1991-2002," ESRI Discussion Paper Series No. 169.
- Kambourov, G. and M. Iourii (2008) "Rising Occupational and Industry Mobility in the United States: 1968-97," *International Economic Review* 49, pp. 41-79.
- (2009) "Occupational Specificity of Human Capital," *International Economic Review* 50, pp. 63-99.
- McCall, B. P. (1990) "Occupational Matching: A Test of Sorts," *Journal of Political Economy* 98, pp. 45-69.
- Mincer, J. (1974) *Schooling, Experience and Earnings*, Columbia University Press: New York.
- Mincer, J. and Y. Higuchi (1988) "Wage Structures and Labor Turnover in the United States and in Japan," *Journal of Japanese and International Economics* 2, pp. 97-133.
- Neal, D. (1995) "Industry-Specific Human Capital: Evidence From Displaced Workers," *Journal of Labor Economics* 13, pp. 653-77.
- (1999) "The Complexity of Job Mobility among

- Young Men," *Journal of Labor Economics* 17, pp. 237-261.
- Shaw, K. (1984) "A Formulation of the Earnings Function Using the Concept of Occupational Investment," *Journal of Human Resources* 19, pp. 319-40.
- (1987) "Occupational Change, Employer Change, and the Transferability of Skills," *Southern Economic Journal* 53, pp. 702-19.
- Sullivan, P. (2009) "Empirical Evidence on Occupation and Industry Specific Human Capital," mimeo.
- Topel, R. H. (1991) "Specific Capital, Mobility, and Wages: Wages Rise with Job Seniority," *Journal of Political Economy* 99, pp. 145-76.
- 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』Vol. 39, No. 1, pp. 125-139.
- 川口章 (2005) 「結婚と出産は男女の賃金にどのような影響を及ぼしているのか」『日本労働研究雑誌』No. 535, pp. 42-55.
- 岸智子 (1998) 「ホワイトカラーの転職と外部経験」『経済研究』Vol. 49, No. 1, pp. 27-34.
- 蔡芒錫・守島基博 (2002) 「転職理由と経路, 転職結果」『日本労働研究雑誌』No. 506, pp. 38-49.
- 戸田淳仁 (2008) 「日本のパネルデータを利用した賃金プロファイルの実証分析」慶應義塾大学 21COE ディスカッションペーパー, No. 2007-016.
- 中村二郎・大橋勇雄 (2002a) 「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』東洋経済新報社
- (2002b) 「日本の賃金制度と労働市場——展望」『経済研究』(一橋大学), Vol. 53, No. 2, pp. 97-116.
- 樋口美雄 (2001) 『雇用と失業の経済学』日本経済新聞社.
- 樋口美雄・川出真清 (2003) 「個人のキャリア支援とリカレント教育」伊藤隆敏・西村和雄編 『教育改革の経済学』日本経済新聞社.
- 樋口美雄・児玉俊洋・阿部正浩 (2005) 『労働市場設計の経済分析——マッチング機能の強化に向けて』東洋経済新報社.
- 久本憲夫 (1999) 「技能の特質と継承」『日本労働研究雑誌』No. 468.
- 村松久良光 (2000) 「企業内キャリアと転職による賃金変化」『南山経済研究』, 第15巻, 第2号, 10月, pp. 87-104.
- 勇上和史 (2005) 「転職と賃金変化——失業者データによる実証分析」JILPT ディスカッションペーパー No. 05-004.

とだ・あきひと (株)リクルート ワークス研究所研究員。
最近の主な著作に「中途採用からみた日本の労働市場——中途採用予定数の予測を通じて」『Works Review』Vol. 4, 2009年。労働経済学, 応用計量経済学専攻。