

雇用不安時代の就業選択

飯島賢志 岡本政人 金井郁 小池裕子
砂原庸介 田中雅子 豊田義博 中澤渉
永井暁子 前田幸男 三輪哲

SSJDA-36

March 2007

雇用不安時代の就業選択

—目次—

第1章 不安定雇用経験と就業観・転職の関係	5
	飯島 賢志
第2章 転職リピーターの労働志向	21
	田中 雅子
第3章 内在的方法による階層構造測定	
—流動的雇用労働者層にみられる階層分化の所在—	37
	三輪 哲
第4章 女性パートの正社員への転換に関する決定要因分析	55
	金井 郁
第5章 女性の職位を規定する要因についての試論的考察	69
	小池 裕子
第6章 公務員は「恵まれすぎ」か？	
—民間労働者との比較を通じた実証分析—	83
	砂原 庸介

序に代えて

雇用が揺れている。景気回復とともに求人意欲は高まっているにもかかわらず。大卒求人はバブル期並みに需要が逼迫，中途採用市場においても，高いスキルを持った人材からパート・アルバイトまでほとんどすべての領域で需要が逼迫し，多くの企業・領域において十分な人材確保は出来ず，「超人手不足」という状況が生まれている，にもかかわらず。通常であれば，売り手市場となり雇用に関する不安材料は次々と解消している，にもかかわらず，雇用は揺れている。フリーター，ニート，ワーキングプア……「格差論バブル」という指摘がなされるほど，社会は二極化する実態をこれでもかと取り上げ，請負や派遣，パートやアルバイトといった正社員以外の雇用・活用スタイルは，各方面から集中砲火を浴びている。このように，バブル崩壊以降今日に至る今も終焉する気配を見せない「雇用不安時代」に，人々はどのような就業選択をしているのか，それはなぜか，そして，変化の兆しは見えるのか？ 本報告書は，こうした社会情勢や問題意識を背景に開催された研究会の成果を収録したものである。

この研究会は，東京大学社会科学研究所日本社会研究情報センターが2000年から開催している「二次分析研究会」の7回目として実施されたものである。同センターが保有するSSJ データアーカイブの収録データから特定のデータを選定し，関心を持つ研究者・大学院生等がデータの分析・発表・討議を行いながら研究成果をまとめるのがこの研究会の主旨・目的であり，2006年度は分析テーマとして「雇用不安時代の就業選択」を取り上げ，ワーキングパーソン調査（リクルートワークス研究所）を分析の対象とした。4月初旬からの公募を経て11名の参加で始まり，7回の研究会の開催を通して研究テーマや仮説に関するディスカッション，分析手法やデータ分析結果の解釈などに関する意見交換，サジェスションを行い，最終的には6名が研究成果を取りまとめた。その成果が，本報告書には収録されている。

時節を反映し，当初より「労働移動・流動化」「非正規雇用」に焦点を当てた研究テーマでのエントリーが多数を占めたが，最終的に論文となったものの中にもこの視点を持つものが過半を占めた。

第一章の飯島論文は正社員以外の就業経験を「不安定雇用経験」と呼び，そうした経験が就業観や転職行動にどのような影響を及ぼすかに注目し，特にその中でも現在は正社員として就業している男性を分析対象としている。「不安定雇用」から正社員への移動に関しては多くの先行研究があるが，以前に「不安定雇用経験」を持つ正社員は今後さらに増加することが明確であり，先見的な着眼点だといえよう。

第二章の田中論文の着目は「転職リピーター」である。転職経験を持つワーキングパーソンが6割を超える今、1回の転職ではなく、2回以上転職する人のもつ就業観を探索している。非正規雇用の増大、あるいは世代による就業観・転職意識の変化が見られる中、転職リピーターは今後さらに増えていくものと考えられ、ややもすると否定的に捉えられてきた彼らのキャリアを考察する視点が提供されたものとする。

第三章の三輪論文は、世代内階層移動の視点からデータセットにアプローチしている。転職経験を持つ人を多く抱え、かつ転職前後を含め3地点の職務内容を補足できるデータは本データセット以外にはない。筆者は、過去に得られている階級分類図式が現在どのように変容しているのかを、先行研究の手法などを活用し、性別、年代別の視点も入れながら分析している。労働市場全体の構造変化がどのように進展しているのか、その分析・視覚化の重要性は高まっていると強く感じており、本論文の試みを個人的には高く評価したい。

女性に関するアプローチも数多くエントリーされた。第四章の金井論文は、先に触れた非正規雇用への着目と女性への着目を掛け合わせ、女性パートタイマーが正社員へと転換する上での決定要因を分析している。パートタイマーと正社員の労働条件の差は、政策議論などでも盛んに議論されているが、正社員への転換・移行の要因が過去の職業経験によらないという本論文の指摘は決して好ましい状況とはいえない。ジョブマッチングに関する新たな課題が確認されたといえるだろう。

第五章の小池論文も女性に着目したものだが、ここでは女性の管理職への昇進に影響を与える要因を分析している。世界的にみると女性の管理職比率が極めて低いわが国ではあるが、従業員の多様性（ダイバーシティ）を重視する世界的趨勢から女性管理職比率を引き上げようとする意欲が国においても各企業内においても高まっている。女性管理職に関する定量的な分析は、その絶対数が少ないことから今回のデータセットにおいても分析の限界があるが、今後も研究が待たれる分野である。

第六章の砂原論文は「公務員」を題材にしている。年功序列的な報酬形態が今も色濃く残り、能力による評価がなされていない、総じて「恵まれすぎ」であるという批判を強く受けているこの職業だが、その給与や能力開発の実態を民間企業従事者と比較し、分析している。本論文にもあるとおり、公務から民間への業務移管が進み、公務員と民間企業従事者との境目が薄れている。両者間の人材流動がスムーズに行くためには、その差異がないことが好ましいわけだが、この分析では両者の間に優位な差は認められなかった。

今回の研究会ではワーキングパーソン調査が分析対象であったが、本データを寄贈する側の代表として、このような機会を創造していただいた東京大学社会科学研究所日本社会研究情報センターの関係者の皆様に深く感謝の意を表したい。また、このデータセットを活用し、さまざまな分析を試みた6名にも、厚くお礼申し上げる。加えて、本報告書には収録されなかったが、多くの方々に本データセットにご興味をお持ち頂いたことも大変に

嬉しく思っている。今後も、本調査から新たな知見が数多く生まれることを願う次第である。

2007年3月30日
2006年度二次分析研究会
客員助教授 豊田義博

〈二次分析研究会 2006 参加者（五十音順）〉

飯島 賢志 武蔵丘短期大学 健康生活学科 健康栄養専攻 専任講師 *

小田 敏花 早稲田大学大学院 文学研究科 修士課程

金井 郁 東京大学大学院 新領域創世科学研究科 博士課程 *

小池 裕子 中央大学大学院 総合政策研究科 博士課程 *

酒井 千絵 東京外国語大学・日本女子大学 非常勤講師

砂原 庸介 日本学術振興会 特別研究員 (大阪大学大学院法学研究科) *

高橋 康二 東京大学大学院 人文社会系研究科 博士課程

田中 雅子 東京大学大学院 総合文化研究科 修士課程 *

中道 麻子 早稲田大学大学院 商学研究科 博士課程

西村 祐美 お茶の水女子大学大学院 人間文化研究科 修士課程

三輪 哲 東京大学 社会科学研究所 助教授 *

アドバイザー

岡本 政人 東京大学 社会科学研究所 客員教授
・総務省統計研修所 所長

豊田 義博 東京大学 社会科学研究所 客員助教授
・株式会社リクルート ワークス研究所 主任研究員

永井 暁子 東京大学 社会科学研究所 助教授

前田 幸男 東京大学大学院 情報学環 助教授

中澤 渉 東京大学 社会科学研究所 助手

(所属は2007年3月31日時点)

* 執筆者

第1章 不安定雇用経験と就業観、転職の関係

飯島 賢志

1. 問題の所在

本稿では、パート、アルバイト、派遣、契約職員・嘱託という雇用形態を不安定雇用と呼び、この不安定雇用の経験が当人の就業観にどのような影響をあたえ、さらに不安定雇用経験が転職行動にどのように結びついているのか、その関係を探ることを目的とする。

近年、景気回復にともなって完全失業率は低下しているとされるが、パートタイム労働者は増加傾向にある(平成17年版厚生労働白書)など、今後も労働者に占める不安定雇用の割合は増加すると考えられる。

80年代後半からの雇用流動化傾向については、流動化の進行に肯定的な立場(島田・大田1997)と否定的な立場(佐野2004)があり、研究者の間には見解の一致が見られない。ただ、両者とも流動化の動きに見られるのはパート・アルバイトなどの周辺的な雇用領域である点、および常用雇用の領域については流動化を唱えることはない。だが、平成16年の雇用動向調査ではパートタイム労働者の転職入職率ばかりでなく、一般労働者(正規雇用)の転職入職率が8.6になり平成15年の7.5から1.1あがった。平成5年から平成15年までは7.4を平均にして上下に0.5以内で変動していたことを考えるとやや大きめの変動のようにも思われる。これまで流動化論の遡上に乗りにくかった正規雇用に関して若干の変動の兆しがみられなくもない。

以上のような状況を踏まえて、本稿は正規雇用者の雇用流動化を視野に入れ、不安定雇用経験と転職の関係について考えてみたい。特に本稿では、従来、不安定雇用とやや縁遠かった大卒正規雇用者と転職の関係について分析を試みる。

本稿では、以下、まず先行する関連研究から、転職に影響を与えると思われる変数を取り出し、それに本稿の関心である不安定雇用経験変数を投入した分析モデルを提示する。つぎに本稿で用いるデータについて簡単に紹介した後、分析に入り、最後に結論を述べるという形で進めていくものとする。

2. 方法

2.1. 関連研究

転職の規定因を検討する本稿の課題と関連する研究に、藤本(2005)、グラノヴェッター(1995=1998)、小杉(2006)がある。藤本はアメリカにおいて従来、専門職は移動可能性が高いとされてきたが、日本の専門職では移動が活発でない点に着目し、なぜ日本の専門職では転職が活発でないのか、その構造の一端を明らかにする。

藤本の議論は主にマートン(1961)の準拋集團論に依拠してなされ、転職にはまず、移動のキャリアパスが開かれていることが条件であると指摘する。

つぎに移動可能性のキャリアパスが開かれていない場合、外部集団に重きをおいた行動をとることは、所属集団内で排除される危険性を高めてしまうため、キャリアパスが開かれていない場合の当事者は自己の認知的不協和を解消する方向に向かうのだと指摘する。つまり、所属集団内の価値基準を内面化し、自尊感情の作用によって、所属集団内での効用の最大化を図るのだという。この結果が専門職の移動の低さであると説明する。転職への影響要因として、移動を可能とする社会的条件が整っていること、転職を抑制する要因として自尊感情が存在することが指摘される。

グラノヴェター(1995)は、端的にはジョブ・サーチにおける重要な情報が人づてに伝播することを主張し、その情報伝播構造について明らかにしている。そして、転職において社会的ネットワークの重要性を指摘している。また小杉(2006)は若年労働者へのインタビュー調査を通して、よりよい転職のための政策支援のあり方を模索している。小杉は転職に対する景気変動と当人のライフステージを視野に入れて分析し、よりよい転職のための要因を整理している。小杉によれば、職業能力の発揮可能性、賃金などの労働条件、社会的ネットワークの存在、長期的キャリア・価値観の意識化、景気状況に応じた行動、ライフ・キャリアなどが関わるといふ。

また、学歴と雇用に関して、佐藤(2005)は、大卒者はそれ以外の学歴の人よりも終身雇用制を選ぶ傾向があること、パートタイム労働者はフルタイム労働者に比べて、終身雇用制よりも収入を上げることを選ぶ傾向があることを指摘している。

2.2. 分析方針

さて、関連研究を整理すると、つぎのようにまとめられよう。

1. 自己能力のよりいっそうの発揮を求めると転職する傾向がある。
2. 社会的ネットワークがなどの外部条件がそろると転職可能性が高まる。
3. 賃金などの経済的報酬を求めると転職する傾向がある。
4. 長期的キャリアを意識し、定着志向であると転職しない傾向がある。
5. 集団帰属意識が高いと、転職しない傾向がある。
6. 自尊感情の高まりは転職を抑制する。くわえて自尊感情の高まりは集団帰属意識を高める。
7. 景気がよいと転職する傾向がある。
8. ライフ・ステージが転職を促進する可能性がある。

これらのうち使用するデータの制約により本稿では1～6までを分析に組み入れ、さらに本

稿では、当初の問題関心の下、あらたに不安定雇用経験を転職に関わる変数として提案する。不安定雇用経験については、転職に対してつぎのような関係にあるのではないかと予想をしている。

- ・佐藤(2005)から着想して、不安定雇用を経験すると経済的報酬求める傾向が強まる。経済的報酬を求める傾向があると、転職する傾向があると思われるため、不安定雇用を経験者は転職する傾向が高いのではないか。
- ・不安定雇用者は、正規職よりも集団から離脱するリスクが高いと思われるので、相対的に集団帰属意識が低いと同時に個人主義的志向を高めるのではないか。その結果、不安定雇用経験者は正規職についた後も集団帰属意識が低く転職する傾向が高いのではないか。
- ・不安定雇用を経験すると、不安定雇用でも生活できることを知るため、非経験者と比べて不安定雇用に対する恐れが低減するのではないか、その結果、定着キャリアへの執着が弱まり、正規職についた後も転職する傾向があるのではないか。

以上の関係を分析モデルとしてまとめると図1のようなモデルとなる。本稿ではこのモデルを分析する方針である。

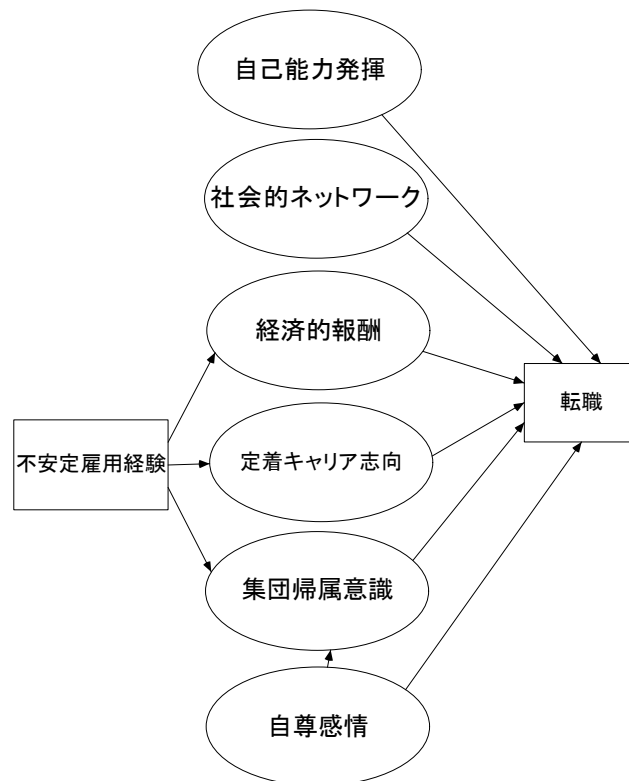


図 1：分析モデル

3. 使用するデータ

使用するデータはリクルートワークス研究所が2004年8月23日から10月15日に東京都、神奈川県、千葉県、埼玉県、茨城県の一都四県において実施した「ワーキングパーソン調査2004(首都圏版)」のデータを使用する。

調査対象者は上述の首都圏50km(東京都、神奈川県、千葉県、埼玉県、茨城県)で、正規社員・正規職員、契約社員・嘱託、派遣、パート・アルバイトとして就業している18～59歳の男女(学生除く)で、有効サンプル数は5846名(男性：3856名、女性：1990名)となっている。

図2、図3は総務省統計局が公表している平成16年10月1日現在推計人口(年齢(5歳階級))のうち、調査対象となった一都四県の年齢構成とワーキングパーソン調査2004の年齢構成を性別ごとに分けて比較したものである。縦軸は20～59歳全体に対する各階級の割合を、横軸は5歳刻みでの年齢を示している。

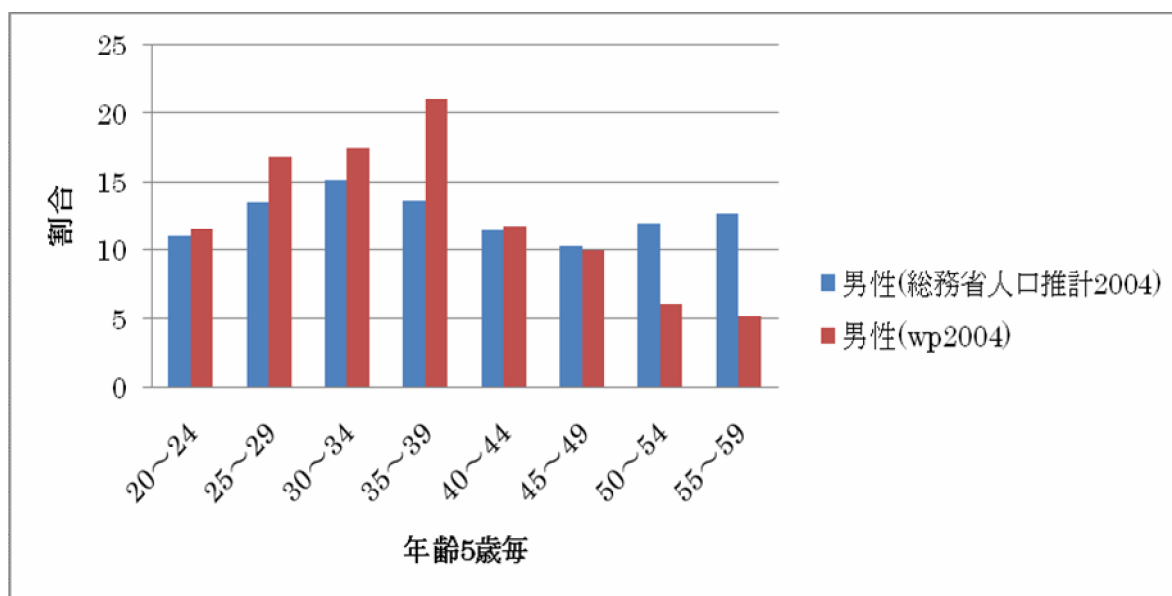


図2：調査対象地の年齢構成と分析データの年齢構成の比較(男性)

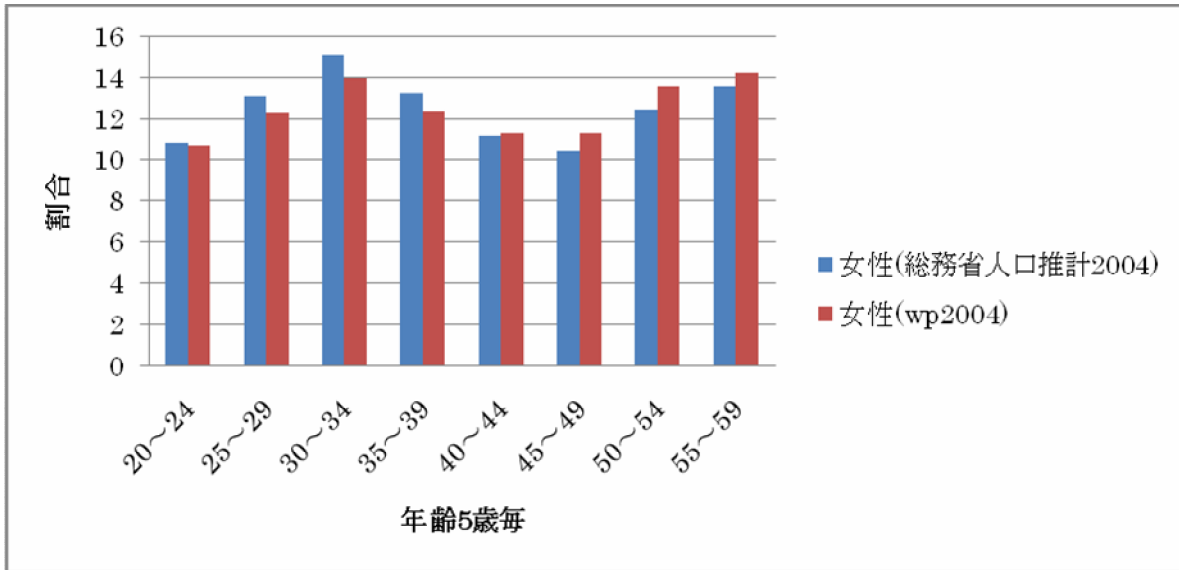


図3：調査対象地の年齢構成と分析データの年齢構成の比較(女性)

図2，図3をみると女性については総務省の人口推計とほぼ同型の形状を示しているが，男性については，総務省の人口推計結果とくらべて50代の割合が低く，20代後半から30代，特に35～39歳の割合が高い傾向がみてとれる．そのため男性に関しては，年齢による調整を行わない本データによる分析結果は，やや若年層よりの結果に偏る傾向があることが予想される．5歳毎の年齢構成比率の具体的な値は表1のとおりである．

表1：性別と年齢

	～19歳	20-24歳	25-29歳	30-34歳	35-39歳	40-44歳	45-49歳	50-54歳	55-59歳	DK・NA	%(人数)
男性	2.6	11.2	16.4	17.0	20.5	11.5	9.8	5.9	5.0	-	100(3856)
女性	2.7	17.7	22.1	17.3	11.1	7.1	7.1	8.6	6.3	-	100(1990)
合計	2.7	13.4	18.3	17.1	17.3	10.0	8.9	6.8	5.4	-	100(5846)

また，学歴に関しては，男性，女性とも中卒，高卒，専門学校卒までは，比率に大きな違いはないように見えるが，短大・高専卒，大卒以上の部分において性別による違いがあるようにおもわれる．端的には女性において短大・高専卒の比率が男性に比べて高いことが特徴であり，それに呼応して女性の大卒以上の比率が男性より下がっている．ただ，一元配置の分散分析を行った結果では性別による違いは有意にはなかった．

表2：性別と学歴

	中学	高校	専門学校	短大・高専	大学・大学院	DK・NA	%(人数)
男性	5.8	35.0	14.0	4.4	40.5	0.3	100(3856)
女性	3.0	40.5	19.5	18.8	17.9	0.3	100(1990)
合計	4.8	36.9	15.9	9.3	32.8	0.3	100(5846)

なお、分析には SPSS 社の SPSS 13.0J for Windows および Amos6.0 を用いた。

4. 分析と考察

まず断っておかなくてはならない。本稿では、男性で、かつ現職が正規雇用者である者に焦点をあてて分析を行っていき、女性に関しては女性全体の図 1：分析モデルの結果を示すにとどめる。その理由は、本稿で扱う日本の雇用慣行の議論は、従来、主に男性を対象として行われてきたものであり、男女両方を同時に分析して論じ始めると焦点が拡散し、筆者の能力では覆いきれない可能性があるからである。また、男性で現職が非正規雇用の者を分析からはずす理由は、現職が非正規雇用の者を分析に入れないことで正規雇用者の流動化に焦点を絞りたいことと、学歴で層化した後の分析データのケース数が多変量解析に耐えうるほどの人数がないという分析上の制限からである。

4.1. 変数の概観

図 1 に示した分析モデルに入る前に、まずは本稿の分析に用いる個々の変数について、概観しておくことにしよう。本稿では従属変数の転職行動には退職回数 (Q20) をあてることにする。本稿で扱うデータは調査時点において何らかの職にあることが前提となっているため、退職回数が 1 回であっても、論理的には転職者となる。

4.1 節では、まず、4.1.1.、4.1.2.、4.1.3.において退職回数について、年齢、学歴の観点から概観し、その後、従属変数に対する説明変数となる外生変数について触れることにする。

4.1.1.退職回数と世代

表 3 : 退職回数(Q20, Q20.1) と世代の関係(正規職男性)

	0回	1回	2回	3回	4回	5回	6回以上	% (人数)
10代	91.4	8.6	.0	.0	.0	.0	.0	100(35)
20代	65.5	18.4	8.6	3.9	1.6	1.0	1.0	100(800)
30代	51.1	21.5	14.6	7.1	3.0	1.9	.9	100(1350)
40代	52.6	21.0	13.4	6.8	2.7	2.1	1.4	100(770)
50代	50.1	21.3	13.9	8.7	2.9	.8	2.4	100(381)
全体	55.2	20.5	12.6	6.4	2.5	1.6	1.2	100(3336)

表 3 は退職回数と世代との関係をしめしたクロス表である。転職の回数や経験について考えようとするならば、当然、当人の就業可能期間の長短を考慮しなければならない、年齢が低く就業可能期間短ければ、当然、頻繁に転職を繰り返すには限界があり、また就業可能期間が長ければ、それだけ転職回数を多くすることが可能であるからである。表 3 をみると、20 代まででは、それぞれ退職回数 2 回までで各年代の 8 割以上を占める。他方、30 代以上では年代と退職回数との間に大きな違いはみられないようだ。

退職回数と世代との相関係数を計算してみたところ 0.11 で世代と退職回数の上に正の相関がみてとれる。だが、10 代 20 代を除いて相関係数を求めると 0.02 でほぼ無相関となる。このことから退職回数と世代との正の相関は 20 代以下の退職回数の少なさが影響していると考えてよいだろう。30 代以上で退職回数との相関が 0 に近いことについては興味深い解釈が難しい。50 代に軸をおけば、30 代でほぼ転職の経験を済ませ、その後は 50 代まで転職がなかったと考えられるが、30 代を軸に考えると、従来 50 代までで経験する退職経験を、現在の 30 代までで経験しており、今後、現在の 30 代の退職経験が増加していくとも考えられる。

ただ、本稿であつかうデータは 3 節でみたようにデータに占める 50 代以上の割合が、母集団となる調査対象地の人口推計と比べて、低くなっており、50 代の結果は、その点で多少の歪みが生じる可能もある。

4.1.2. 退職回数と学歴

表4：退職回数と学歴（正規職男性）

	0回	1回	2回	3回	4回	5回	6回以上	%(人数)
中学	21.3	21.8	23.6	9.8	6.3	10.3	6.9	100(174)
高校	47.4	19.9	16.0	9.3	3.4	2.3	1.7	100(1090)
専門学校	46.9	24.8	16.0	7.6	2.8	1.1	.9	100(463)
短大・高専	57.8	21.8	11.6	6.1	2.0	.0	.7	100(147)
大学・大学院	67.6	19.3	7.9	3.3	1.4	.3	.2	100(1454)
全体	55.3	20.5	12.7	6.3	2.5	1.6	1.2	100(3328)

退職回数と学歴との関係については、中卒者において、退職0回の割合が他とくらべて少ないこと、大卒以上で退職0回の割合が67%以上と高いことが、すぐに目につく。このことは大卒者が他の学歴の者より終身雇用制を選好するという佐藤(2005)の指摘が、本稿の調査データでも適合的であることを示しているようにも思われる。

4.1.3. 年齢と学歴

表5：学歴と世代(正規職男性)

	10代	20代	30代	40代	50代	%(人数)
中学	2.8	31.1	37.3	10.7	18.1	100(177)
高校	2.6	20.5	43.2	22.1	11.6	100(1096)
専門学校	.2	37.4	42.3	14.3	5.8	100(463)
短大・高専	1.4	27.9	36.7	22.4	11.6	100(147)
大学・大学院	.0	21.2	38.6	28.0	12.2	100(1458)
全体	1.1	24.0	40.5	23.0	11.4	100(3341)

本稿で使用する調査データは、すでに働いている者を対象とし、在学中の者は含まれていないため、10代において当然のことながら大卒以上の学歴となっている者はいない。したがって、学歴を分析に投入する際、10代の存在を考慮しなければならないかと思われるが、絶対数が少ないせいもあってか10代を含めた学歴と世代の相関係数は0.07である。除いた相関は0.05となる。いずれにせよ世代と学歴との相関はほとんどない。

4.1.4. 外生変数に関して

図1：から外生変数は、「自己能力発揮」「社会的ネットワーク」「経済的報酬」「定着キャリア志向」「集団帰属意識」「自尊感情」の6つの潜在概念と1つの観測変数「不安定雇用経験」からなっている。

「自己能力発揮」,「経済的報酬」,「定着キャリア志向」,「集団的帰属意識」,「自尊感情」の指標としては、調査票 Q5 の現在の仕事を選んだ理由を尋ねる質問に対する回答を用い、「社会的ネットワーク」については Q23 の現在の仕事を探す際に利用した情報源を尋ねる質問に対する回答のうち「家族や友人・知人、縁故」を選択したかどうかを利用した。

「自己能力発揮」→「やりたい仕事ができる(Q5-15)」

「自分の経験や専門性が活かせる (Q5-17)」

「責任のある仕事をまかせてもらえる(Q5-19)」

「経済的報酬」→「給与・福利厚生など待遇がよい(Q5-12)」

「定着キャリア志向」→「雇用が安定している(Q5-13)」

「集団帰属意識」→「家族・友人に会社を自慢できる(Q5-20)」

「自尊感情」→「世の中に影響を与える仕事ができる(Q5-18)」

「社会的ネットワーク」→現職への情報源「家族や友人・知人、縁故 (Q23)」

また「不安定雇用経験」については Q19a から1年以上にわたって「契約社員・嘱託」「パートタイマー」「フリーター」「派遣会社の派遣」のいずれかの形で就労した経験があるかないかを使っている。それぞれの単純集計は次のとおりである。

表6：仕事を選んだ理由 (Q5)

	選択	非選択	% (人数)
やりたい仕事できる	37.1	62.9	100(3349)
経験を活かせる	31.9	68.1	100(3349)
仕事をまかせてもらえる	20.1	79.9	100(3349)
給与など待遇がよい	27.1	72.9	100(3349)
雇用が安定している	37.1	62.9	100(3349)
自慢できる会社	7.3	92.7	100(3349)
世に影響を与える仕事	8.4	91.6	100(3349)

表 7 : 転職に結びついた情報源(Q23 b)

	選択	非選択	DK・NA	%(人数)
家族友人知人	19.1	78.7	2.3	100(3349)

表 8 : 不安定雇用経験(q19a)

	経験あり	経験なし	%(人数)
不安定雇用 1 年以上継続	12.8	87.2	100(3349)

4.2. 分析と考察

では 2 節の分析モデルにしたがって分析をおこなうことにしよう。本稿では正規雇用者の雇用流動化を視野に入れ、過去の不安定雇用経験と転職の関係について考えることが目的である。

分析では、分析モデルを学歴に分けてみていくことにする。学歴で統制する理由はこうである。従来、学歴が高いと終身雇用にこだわるのが指摘され、本稿の表 4 からみてもとれるように大卒以上の学歴であると、転職経験が少ない傾向がある。だが、雇用の流動化かさげられるなか、大学卒業後、初職が正規雇用であるケースは従来ほど確固たるものである保障はない。不安定雇用経験者が増加する中で、大卒以上の学歴であっても、不安定雇用経験を積む可能性が高くなることが考えられる。こうした文脈から学歴によって、転職行動と不安定雇用経験の関係構造がどのようになっているのか、みておくことは意味のあることだろうと考えるからである。本稿の主眼は大卒以上における転職行動と不安定雇用経験との関係にあるが、比較のために高卒以下の者の転職行動と不安定雇用経験の関係構造についても示すことにする。

また、分析に際して、年齢に関して 20 代以下と 30 代以上で分けて分析する必要があると思われる。というのは、20 代以下と 30 代以上では、表 3 の結果から判断して、一緒に転職行動の分析をするのは馴染まない。本稿では今回は 30 代 40 代 50 代を分析対象とし、20 代は今後の分析課題とする。50 代は 2 節で若干の懸念があると指摘したが、特に本稿の分析に対して、問題があるようにも思われないので分析に投入する。

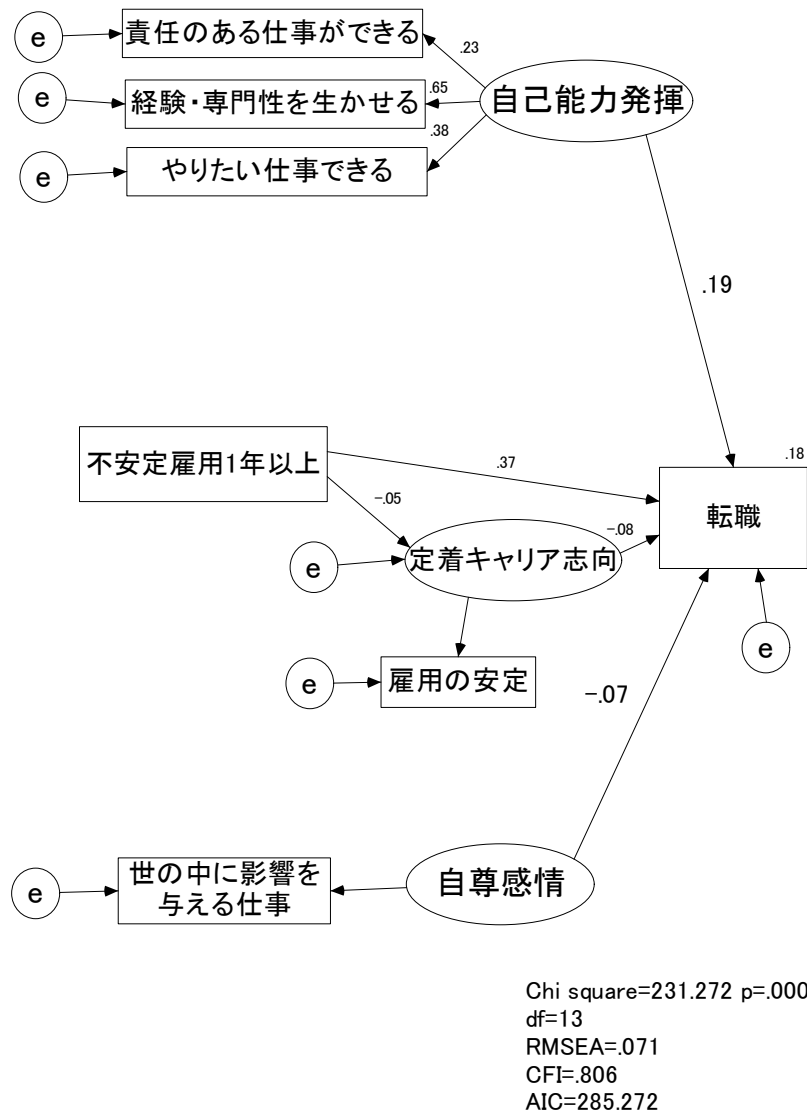


図 2 : 男性(現職正規雇用者)の転職構造(5%有意のパスを残してある)

図 2 は現職が正規雇用の男性の分析結果である。図 2 の結果従属変数の転職に対して、6 つの潜在変数のうち、自己能力発揮、定着キャリア志向、自尊感情の 3 つが有意な影響を示している。影響の方向性は自己能力発揮のみがプラスになっており、残りの 2 つはマイナスである。影響の大きさをみると、自己能力発揮がもっとも大きく 0.19 であり、ついで自尊感情 - 0.07、定着キャリア志向が - 0.08 となっている。

影響の方向性については従来どおりであり、定着キャリア志向、自尊感情が転職を抑制する効果があり、自己能力を發揮しようという性向が転職を促す傾向があることがわかる。また自尊的感情は集団帰属意識を高める効果が認められたが、集団帰属意識自体は転職に対して有意な効果を持っていなかった。

現職が正規雇用の男性全体では、不安定雇用経験は定着キャリア志向を媒介とした間接効果と、強い直接効果を持っている。不安定雇用経験から定着キャリア志向へは-0.05となっており、不安定雇用経験は定着キャリア志向をごくわずかだが、弱める効果がある。当初、経済的報酬を媒介とした効果についても仮定されていたが、経済的報酬を媒介とした効果は明らかにできなかった。全体としては、不安定雇用経験から転職への直接効果を仮定したモデルにするとRMSEAは0.071となり、あてはまりが悪いというまでもない結果になるが、まだ検討の余地を残す結果となっている。不安定雇用、自尊感情、自己能力発揮の間では、相関を仮定しないモデルの方が結果はよかった。

つぎに、大卒以上の学歴を持つ者と高卒以下の学歴を持つ者で転職を促すモデルに違いが観察されるのかを検討してみることにする。

図3は学歴が高卒以下で、現在、正規職についている男性における転職構造の分析結果である。当初の分析モデルに対して5%有意のパスを残し、適合度指標を参照しながら全体として適合度がもっともよい値になることに配慮した結果である。

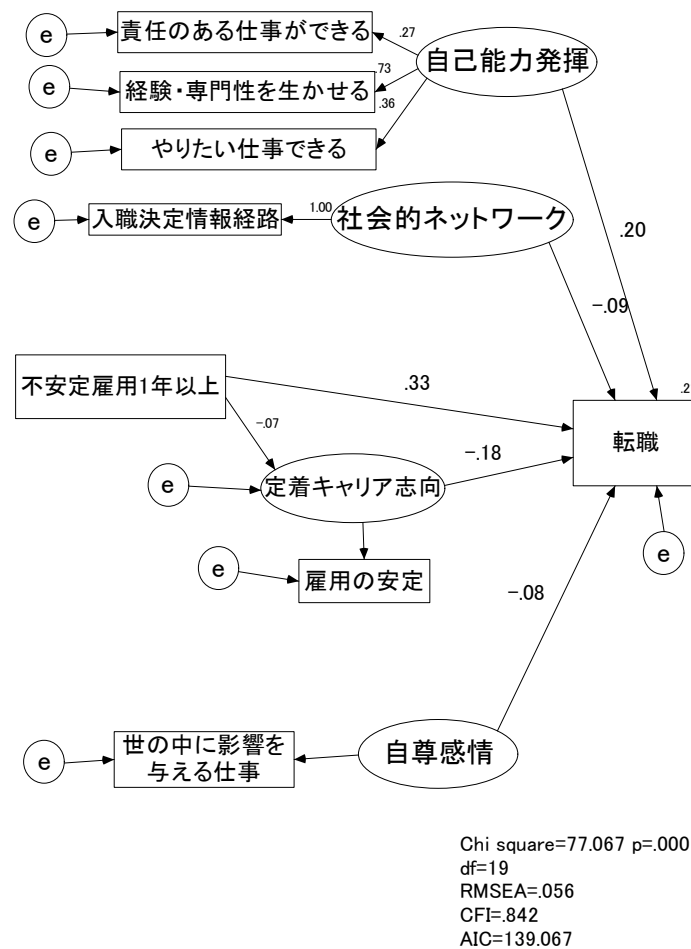


図3：高卒以下の男性(現職が正規雇用)の転職構造

高卒以下の男性(正規雇用)では転職に影響を与える要因は自己能力発揮, 社会的ネットワーク, 定着キャリア志向, 自尊感情の4つである. このうち自己能力発揮と定着キャリア志向の影響が強く, それぞれ 0.20, -0.18 であり, 職場に対して自己能力の発揮を重視する傾向があると転職に結びやすい一方で, 雇用の安定を求めたり仕事への自尊心が強いと転職しない傾向がある. また, 高卒以下の結果では社会的ネットワークが負の効果を持っていることが明らかになっている.

不安定雇用経験は転職に対して強い直接効果をもっているが, 定着キャリア志向に対しては阻弱い効果にとどまっている.

他方, 大卒以上の学歴の男性(現職が正規雇用)の分析結果が図4である.

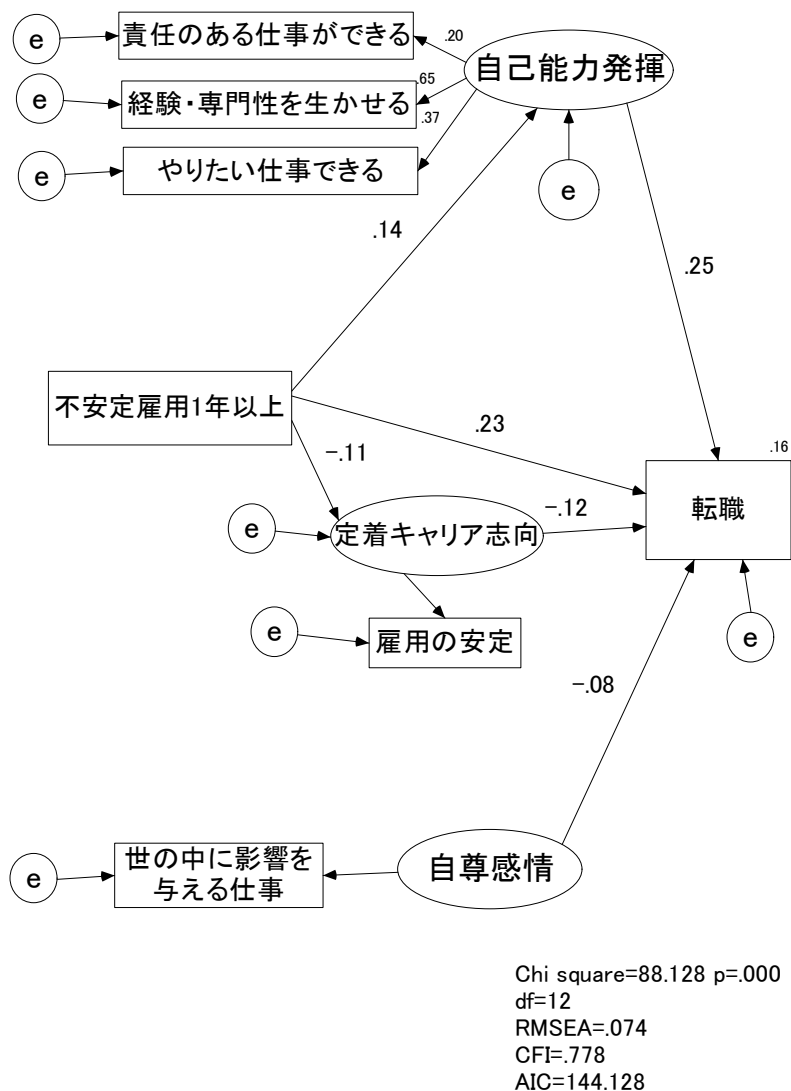


図 4 : 大卒以上の男性(現職正規雇用)

大卒以上の結果では、社会的ネットワークの効果が有意でない点、不安定雇用経験から自己能力発揮へのパスが伸びている点が高校卒以下の結果と構造上異なる点である。大卒の場合、転職影響を与えるのは、自己能力発揮、定着キャリア志向、自尊感情、および不安定雇用経験である。自己能力発揮と不安定雇用経験は転職を促す方向に働く、つまり、仕事で自分の力をより発揮することを重視する傾向があること、また不安定雇用経験をj験していると転職をしている傾向がある。さらに不安定雇用を経験していると、より自己能力をj揮することを重視し、それがまた転職に結びつくという形になっている。大卒以上の転職行動は、逆に仕事への自尊感情および雇用の安定志向によって抑えられるが、不安定雇用を経験すると、雇用の安定を志向することを阻害する方向に働くことがわかる。

図4のモデル自体はRMSEAが.074、CFIが.778であることから、まだモデルとしての改善の余地を残していることがわかる。

大卒以上と高校以下卒業の両者を併せて考えると、高卒の場合の不安定雇用経験は、大卒の場合よりもより、直接的な効果として転職に影響をおよぼす傾向があるが、大卒以上の場合には、より広範な間接効果として転職に影響をおよぼす傾向があるらしいことがわかった。また学歴にかかわらず、不安定雇用経験が集団帰属意識に有意な影響を与えていることは確認できなかった。

5. 結論

以上の分析から何がわかったのだろうか。第一に男性、正規雇用において、不安定雇用経験は高卒のみならず大卒以上の者に対しても効果を持つということがわかった。そして、その効果のあり方が、高卒者のような転職への直接的な効果ではなく、間接的な効果としてあらわれるという構造があることがあきらかになった。以上の含意は、今後、不安定雇用層が増大していき、高学歴層の不安定雇用経験者も増加していくと、将来的に大卒男性正規雇用者においても、不安定雇用経験者に端を発する流動化が始まることを意味すると思われる。すでに平成16年の雇用動向調査では一般雇用者の転職入職率の上昇が見られるが、もしかしたらこの原因は、それまでのいわゆる失われた10年における大卒不安定雇用者が正規雇用になった後に起こした流動化である可能性も否定できなくはない。不安定雇用経験者の増大が今後、どのような社会的インパクトを与えるのかについて、今後も研究が期待されるものと思う。

[謝辞]

本稿は東京大学社会科学研究所附属日本社会研究情報センターSSJデータ・アーカイブよりリクルートワークス研究所の「ワーキングパーソン調査」の個票データの提供を受け実現したものである。データの提供および利用許諾いただいたリクルートワークス研究所および東京大学社会科学研究所附属日本社会研究情報センターには、ここに記して謝意を表したい。また本稿作成まで

に貴重なコメントもいただいた。二次分析研究報告会において司会を務めていただいた豊田義博氏(リクルートワークス研究所), コメンテーターを務めていただいた篠崎武久氏(早稲田大学), およびフロアーの方々から貴重なコメントをいただいた。あらためて感謝申し上げる次第である。また, 研究会への参加を促していただいた三輪哲氏(東京大学), さらに研究会においてコーディネーターを務めていただいた中澤渉氏(東京大学)には, 多大な迷惑をおかけしたにもかかわらず励ましていただきました。両氏にも謝意を表します。

<参考文献>

小杉礼子, 2006 「転職・失業とキャリア形成・職業能力形成」『現代日本人の視点別キャリア分析』第2章, 労働政策研究報告所 No.51

佐藤嘉倫, 2005 「日本型雇用慣行の弱体化とキャリア・イメージ」『現代日本におけるジェンダーと社会階層に関する総合的研究』科研報告書(課題番号15330112: 研究代表者: 尾嶋史章), 3~14pp.

佐野哲, 2004 「失業と転職」佐藤博樹・佐藤厚編『仕事の社会学』有斐閣, 67-85pp.

平田周一, 2002 「流動化する労働市場?」原純輔編『流動化と社会格差』ミネルヴァ書房, 88-117pp.

島田晴雄・太田清, 1997 『労働市場改革』東洋経済新報社

藤本昌代, 2005 『専門職の転職構造』文眞堂

伊藤元重・佐藤嘉子, 1997 『流動化の時代---日本経済再生のシナリオ』東洋経済新報社

Mark Granovetter, 1995, *Getting a Job: A Study of Contacts and Careers*, The University of Chicago Press (=渡辺深訳, 1998 『転職』ミネルヴァ書房)

R.K.Merton, 1957, *Social Theory and Social Structure*, The Free Press. (=森東吾・森好夫・金沢実・中島竜太郎訳, 1961 『社会理論と社会構造』みすず書房)

総務省統計局 <http://www.stat.go.jp/data/jinsui/index.htm>

第2章 転職リピーターの労働志向

田中 雅子

1. 問題意識

近年働き方の多様化がすすんだといわれる。就業場所や時間に拘束されない自由度の高い働き方が出現し、非正規雇用も顕著に増加している。これは、企業の側からみると、バブル崩壊後の長引く業績悪化のために、終身雇用や年功序列といった従来の日本型雇用システムの維持が困難になったことを示している。一方、労働者からみれば、こうした働き方の多様化は、労働者の就業ニーズを踏まえ、働き方の選択肢が増えたという肯定的な見方と、逆に、企業の都合を優先させた現象であり、労働者に過度な負担を強いるものであるという否定的な見方が混在している¹。

働き方の多様化は、主として非正規雇用に焦点をあてて語られることが多い。確かに、非正規雇用の増加とそれがもたらす正規雇用との格差の問題が、今日、重要な課題であることは論を待たない。しかしながら、働き方の多様化は非正規社員だけではなく正社員にもみられる現象である。その一つが、転職者の増加であり、中でも転職を2回以上繰り返す、転職リピーターの出現である。

図1、図2は、厚生労働省の「雇用動向調査報告」をもとに、1993年から2004年の一般労働者における転職率を示したものである²。これによると、男女とも20歳から29歳の若年層において、転職率の上昇が顕著である。また、従来は定着的と考えられていた30代についても、女性を中心に転職率の上昇がみられ、40代も緩やかながら増加していることがわかる。

また、転職リピーターについても、増加傾向が確認される。表1-1は、正社員における転職経験をワーキングパーソン調査2000年、2002年、2004年を用いて男女別に集計したものである³。これによると、男女とも「転職経験なし」の割合が減少し、2000年から2002年にかけては、「転職リピーター」の割合が増加していることが読み取れる。

¹ 佐藤博樹（1998）「非典型労働の実態—柔軟な就業機会の提供か？—」『日本労働研究雑誌』第462号

² 雇用動向調査報告において、一般労働者とは、全労働者からパートタイム労働者を除いた者を指す。また、転職率は、入職者を未就業入職者と転職入職者に分け、一般労働者のうち転職入職者の割合を指す。

³ 転職は一般に「労働者の企業間移動」を指し、厳密に言えば出向や再就職との区別を行う必要がある。しかしながら、本稿では企業間移動の回数に着目しているため、ワーキングパーソン調査の分析にあたっては、退職経験、退職回数を近似的に転職経験、転職回数とみなすこととする。したがって本稿で定義する転職リピーターは、退職回数が2回以上と回答した者を対象とする。

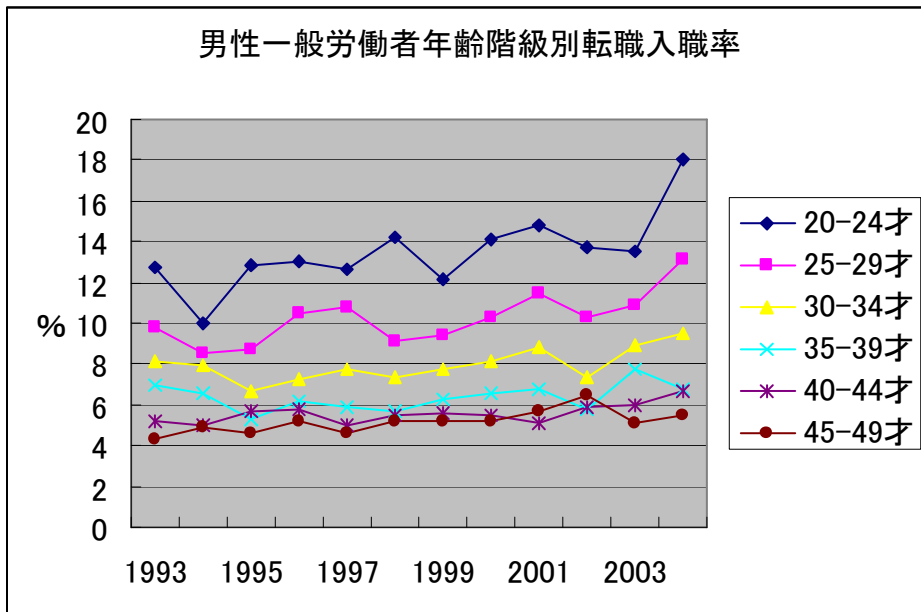


図 1 - 1 男性一般労働者の転職入職率 (資料出所:「雇用動向調査報告」厚生労働省官房統計情報部)

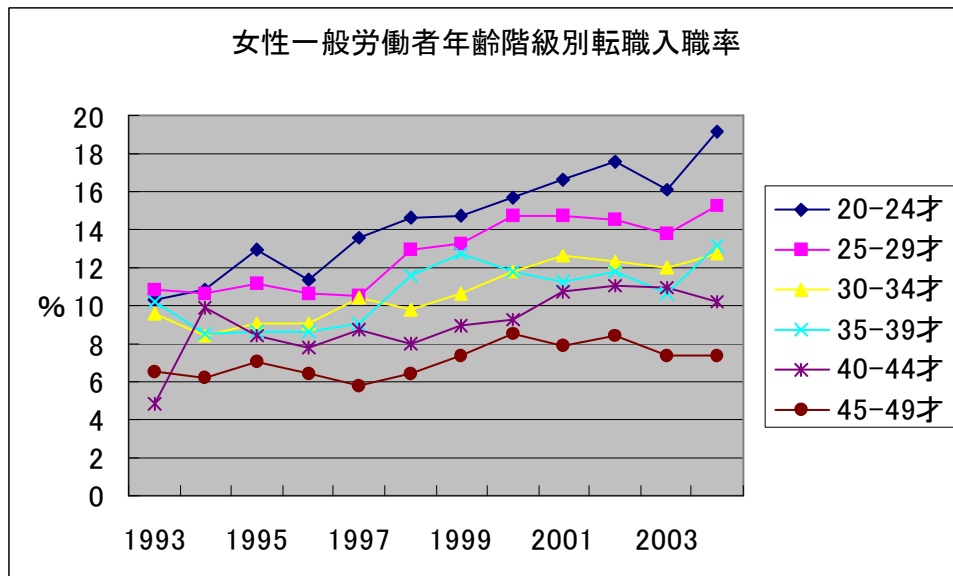


図 1 - 2 女性一般労働者の転職入職率 (資料出所:「雇用動向調査報告」厚生労働省官房統計情報部)

表 1-1 正社員の転職経験 (資料出所:「ワーキングパーソン調査」2000,2002,2004)

男性	転職経験なし	転職1回	転職リピーター
2000年	61.5%	17.8%	20.8%
2002年	54.4%	18.7%	26.9%
2004年	55.2%	20.5%	24.3%

女性	転職経験なし	転職1回	転職リピーター
2000年	57.3%	21.0%	21.7%
2002年	49.3%	21.2%	29.5%
2004年	50.0%	22.0%	27.9%

注) 実際の就業者の構成に等しくなるようウェイトバックを行っている。

転職については、どのような人が転職するのかという問題意識に基づき、転職者と定着者の違いに注目した先行研究が数多く存在する。また、一括りとされる転職者を、転職理由によって分類する方法もある。たとえば、本人の意思に基づく自発的退職によるものか、或いは会社の倒産やリストラなど非自発的退職によるものか、といった分類である。

一方、転職者を転職回数から分けることも考えられる。転職者には、単に初職が合わなかった、或いは退職せざるをえない事情が発生したために転職を一度だけ経験した者と、転職を複数回繰り返すリピーターがいる。前者の転職には偶発的要因が考えられるが、後者にはむしろ本人の意図に基づいた確信的な行動と捉えることができる。転職リピーターはなぜ転職を繰り返したのか。転職1回と転職リピーターは、同じ転職者であっても、仕事に対する考え方、労働志向に違いがあるのではないだろうか。

転職がもはや珍しい現象ではなくなってきたとはいえ、依然、わが国では、転職すると生涯賃金が一般に減少する傾向にある。また、前職よりも企業規模が小さいところに転職することも複数の研究で確認されている⁴。これは転職回数の多い転職リピーターではより顕著にあらわれる。しかしながら、このように収入や待遇面で必ずしも恵まれてはいない転職リピーターは、転職なしや転職1回と比べ、仕事満足度が低いわけではないのである⁵。転職リピーターは、何によって仕事への満足感を得るのかという満足度の規定要因にも違いがあるのではないだろうか。

以上のような問題意識に基づき、本稿では、第一に転職リピーターがどのような労働志向をもっているのか、転職未経験者、転職一回の者と比較することで明らかにする。第二

⁴ たとえば玄田(2004)中尾(2000)を参照。

⁵ 守島(2001)によると、賃金満足度・総合満足度には、転職1回の者(勤めた会社2社)が転職なしの者(勤めた会社1社)、転職2回の者(勤めた会社3社)に比べ有意に高いものの、仕事満足度で見ると、転職2回は転職なしよりも高く、転職1回とほぼ同じ結果となっている。

に、転職リピーターの仕事満足度を規定する要因を労働志向との関係から分析を行っていくこととする。

2. 先行研究

本稿の中心的問題関心は、労働志向と転職行動との関係にある。労働志向については、1960年代から70年代にかけて英国や日本で分析された「手段主義」という志向を手がかりとして、本稿の依拠する労働志向のアウトラインを提示する。また、転職者の傾向に関する最近の研究を俯瞰することで、本稿との関連、対比を行うこととする。

2.1. ゴールドソープらの3つの労働志向

まず、労働者の調査として古典的な研究とされる、ゴールドソープらによる3つの労働志向についてみていきたい。

戦後西欧では、労働者階級のブルジョワ化、ミドルクラスへの同化が指摘されていた。この問題が注目された背景には、労働者階級が社会変革の担い手となりうるか否か、すなわち、労働者階級が左翼政党の支持者として国政を左右する力をもつのか、或いは相対的に高い収入や生活水準を得ることで中間階級的な価値観、行動様式をとるようになるのか、という点に関心が集まったからである。ゴールドソープらはブルジョワ化仮説を検証するために、英国の新興工業地域ルートンを調査地として選び、3つの企業の従業員調査を実施した。彼らが調査結果から見出したのは、「手段主義」という労働志向である。手段主義とは、労働は苦役、外在的報酬を獲得するための手段であるとする志向であり、こうした手段主義、手段的志向をもつ労働者は、組織とは打算的・感情中立的関係を保つとされた。彼らにとって労働は自己実現の源泉ではなく、労働生活と私生活は分離している。これはブルーカラーに顕著な傾向であるという。

表 2-1 は手段主義の計測方法としてゴールドソープらが用いた基準である⁶。

また、手段的志向と対比されるものとして、ゴールドソープは官僚制的志向と連帯的志向を挙げる。

官僚制的志向とは、労働は所得・地位上昇の見返りとして組織への奉仕という意味付けがなされ、組織への帰属に道徳的要素を見出すものである。労働は自己実現の源泉であり、私生活と一体をなす。これはホワイトカラーに顕著な傾向であるという。

連帯的志向とは、労働の意味は経済的目的に加え集団的帰属心があるというもので、これはプロレタリアートに特徴的であるとしている。

⁶ 手段主義スコアは0から6までの値をとり、0から3までを低い手段主義、4が中間、5・6を高い手段主義と定義している。尚、調査によると、0スコアの回答者はなく、1スコアは2%、2スコアは9%と非常に少ない。

表 2-1 手段主義スコアの計測基準

項目/スコア	0	1	2
現在の会社にいる理由	給与言及無し	他の理由とともに 給与	給与のみ
同僚の辞職 同僚との会社外での交際	動揺する かつ 交際あり	動揺する または 交際あり	動揺もしない かつ 交際なし
労組への加入 集会への出席	加入かつ出席	加入または出席	加入も出席もせず

(出典 : Goldthorpe (1968) p160)

ゴールドソープらの研究は、1960年代の英国での調査に基づくものであり、階級構造や労働組合の役割など、現代の日本の分析に直接用いるのはいささかミスリーディングであろう。しかしながら、ゴールドソープらの労働志向の類型は、労働者の就労意識を考える上で、いまなお、有益な視座を提供するものである。

次に、ゴールドソープの指摘した手段主義を1970年代の日本で検証した稲上毅の研究をみていく。

2.2 手段主義の日本での検証

稲上毅は、電機労連の組合員意識調査(1976年)を利用し、日本の「豊かな労働者」はどこまで手段主義的な労働志向をもっているか、彼らの社会的パースペクティブ、社会階層帰属意識、政治意識を探る分析を行った⁷。稲上が提示した志向には、内在的報酬志向と外在的報酬志向の2つがある。内在的報酬志向とは、職業生活において仕事の面白さや自立性など仕事の内容にかかわるものを重視する労働志向であり、外在的報酬志向とは、賃金や昇進など仕事に付随するものに価値を見出す志向であるとする。

稲上の対象とした電機労連社員には内在的報酬志向が強く、彼らは家庭生活を重視するがゆえに職業生活も重視するということが示された。これはホワイトカラーだけでなくブルーカラーにも浸透している傾向であるという。結論として、日本では英国と異なり、手段的志向ではなく官僚的志向が観察されることを示している。

2.3 転職者と定着者の比較

次に、近年の労働環境の変化を踏まえた、最近の転職に関する研究をみていきたい。

玄田(2001)は、生命保険文化センターによる「ワークスタイルの多様化と生活設計の

⁷ 稲上(1981)参照

変化に関する調査」を用い、転職者と定着者の比較を行っている。分析の対象は大卒以上、現在正社員の 18-59 歳男女である。これによると、定着者に比べ転職者は、年齢構成が高く、独立志向が高いこと、また自己啓発に費やす金額も高いことが示されている。

さらに 30-49 歳の男性に絞れば、定着者に比べ転職者は未婚の割合が高く、投資などのリスク性資産の割合が高いことも提示されている。結論としては、定着者が家庭志向、安定志向であるのに対し、転職者は仕事志向、リスク志向であるとしている。

3. 用いるデータと分析対象

本稿は、転職リピーターの労働志向を、(株)リクルートワークス研究所が 2004 年 8 月～10 月に実施した「ワーキングパーソン調査 2004」を用いて分析する。

分析対象としては、正社員のうち、35 歳以上 49 歳以下、大卒以上の男女とした。年齢層の抽出にあたっては、転職市場の年齢制限や関連会社への出向、転籍といった影響を考慮し、転職行動が一段落していると考えられる、中年層に対象年齢を絞った。また転職経験のある者はない者に比べ、中卒・高卒の割合が顕著に高く、学歴構成の違いを制御する必要性から、大卒以上とした。

4. 転職リピーターの特性

本章では、次項以降の分析で用いる、転職経験なし、転職 1 回、転職リピーターそれぞれの基本統計量を確認する。三者を比較した表 4-1 からは、以下のようなことがいえる。

- ・ 転職なし、転職1回、転職リピーターと転職の回数が多いほど、女性の割合が増え、既婚者は減る傾向にある。
- ・ 転職リピーターは、転職なし、転職1回に比べ、役職についている人の割合が少ない。
- ・ 転職なし、転職1回、転職リピーターと転職の回数が多いほど、平均年収が低い。
- ・ 就業形態満足度、入社満足度、職場満足度は、転職1回が高く、次に転職経験なし、転職リピーターである。仕事満足度には大きな違いはみられない⁸。
- ・ 転職1回、転職リピーターは、転職なしに比べ、初職が非正規であった割合が高い。
- ・ 転職なし、転職1回、転職リピーターと転職の回数が多いほど、会社の従業員規模は小さくなる。

⁸ ただし、小数点以下第二位までみると、仕事満足度は、転職なし 2.84、転職 1 回 2.82、転職リピーター 2.76 と転職回数が多いほど若干だが低下している。

表 4-1 35 歳以上 49 歳以下 大卒以上 正社員男女の基本属性

		転職経験なし	転職 1 回	転職リピーター
性別	男性	94.0%	91.0%	86.0%
	女性	6.0%	9.0%	14.0%
平均年齢 (才)		41.8	41.8	42.6
既婚者割合		93.0%	88.0%	76.0%
子どもあり		87.0%	83.0%	77.0%
学歴	大卒	92.0%	92.0%	95.0%
	大学院卒	8.0%	8.0%	5.0%
役職	課長代理クラス以上	53.6%	54.4%	43.1%
	係長・主任・班長クラス	28.9%	30.1%	16.5%
	役職なし	17.5%	15.4%	40.4%
就業形態満足度 (1-4) ⁹		3.1	3.3	2.9
仕事満足度 (1-4)		2.8	2.8	2.8
現在の勤務先に入社してよかった (1-4)		2.9	3.1	2.8
職場の満足度 (1-4)		2.8	2.9	2.6
昨年平均年収 (万円)		807.4	725.6	629.0
転職前後の平均年収変化(万円)			40.3	48.3
初職平均在職期間 (年)		18.1	8.8	5.5
初職非正規 ¹⁰		4.7%	8.7%	9.1%
従業員規模				
1-29人		8.8%	15.3%	37.0%
30-99人		10.4%	15.6%	20.7%
100-299人		8.7%	21.8%	11.8%
300-999人		12.5%	19.1%	14.2%
1000-4999人		24.2%	15.6%	8.5%
5000人以上		26.5%	8.4%	4.9%
公務		8.8%	4.2%	2.8%
N = 902		632 (70.1%)	131 (14.5%)	139 (15.4%)

注) 実際の就業者の構成に等しくなるようウェイトバックを行っている。

⁹ 以下4つの満足度は、「1.満足していない」「2.あまり満足していない」「3.まあ満足している」「4.とても満足している」とした順序尺度を満足度の点数とみなし、平均点をとった。

¹⁰ 「正社員・正規職員」以外を本稿では「非正規」として扱うが、今回の対象データにおける「非正規」は全て「契約社員・嘱託」に該当している。

5. 仮説

5.1. 転職リピーターの労働志向

転職リピーターは、転職経験のない人、転職一回の人に比べ、どのような労働志向を持っているのだろうか。職を転々とする転職リピーターの行動からは、仕事に対して手段的志向をもっているのではないかと、という見方がある。仕事は外在的報酬を獲得する手段であり、仕事と私生活は分離しているため会社組織にはドライに接し、自己実現の源泉は仕事ではなく私生活にある、という手段的志向は、一見、従来の日本型会社組織に固執しない転職リピーターの行動様式と親和的であるように見える。しかし、わが国では転職者が増加し、転職市場も充実したといわれながら、依然として転職のリスク、不確実性が高いことには変わりはない。そのような環境の下では、手段的志向をもっている労働者は、むしろ転職をしないほうが合理的といえるのではないだろうか。すなわち、労働の目的を収入や待遇など仕事に付随するものに置くのであれば、一般には転職をしないほうがその目的は達成されやすいと考えられるからである。

この一見ねじれのように見える原因は、手段主義が異なる2つの性質を併せ持つことによる。ゴールドソープらの手段主義には、仕事に付随するものを重視する外在的報酬志向に加え、労働生活と私生活との間の感情中立的関係を包含する。労働志向と転職行動との関係を考えれば、転職行動は、仕事と私生活との関係からみれば手段的かもしれないが、仕事への志向としては仕事内容を重視する内在的報酬志向が強いという志向の組み合わせという可能性が考えられるのである。

このような労働志向の関係を整理したものが表5-1である。

表 5-1 官僚的志向と手段的志向

	仕事への価値付与	労働生活と私生活
官僚的志向	内在的報酬志向 (仕事内容重視)	一体
手段的志向	外在的報酬志向 (収入・昇進等重視)	分離

以上のような認識に基づき、本稿ではデータから析出可能な、内在的報酬志向と転職行動の関係に焦点をあてることとする。

5.2. 仮説

本稿の仮説は次の二点である。

- 転職リピーターは、転職なし、転職1回に比べ、内在的報酬志向が高い。
- 転職リピーターは内在的報酬志向によって仕事満足度が上昇する。

6. 分析

本章では、まず、労働志向の定義と他の変数との関係を整理する。次に、二項ロジットモデルを用い、労働志向に着目しながら、転職リピーターを転職なし、転職1回と比較する。最後に、順序ロジットモデルを用い、仕事満足度の規定要因を、転職なし、転職1回、転職リピーターそれぞれについて、労働志向との関係から分析を行う。

6.1. 内在的報酬志向の析出

本稿では、労働志向を内在的報酬志向と外在的報酬志向に二分して考える。

ここで内在的報酬志向とは、労働の目的を、仕事そのものから生じる自己実現、やりがいを求める志向をあらわすものとする。一方、外在的報酬志向とは、仕事から付随して得られる収入や雇用の安定性を求める志向をさす。極めて単純化するならば、内在的報酬志向とは、多少収入や待遇が悪くても、やりがいある仕事を希望する労働者の志向であり、外在的報酬志向とは、多少仕事のやりがいはなくとも、高収入・高待遇の仕事を希望する志向であると対比できる。

両者の分類方法としては、「勤務先選択理由」のうち、「最も重視した理由」（単一回答）が仕事そのものにかかわる場合を「内在的報酬志向」、仕事に付随するものに該当する場合は「外在的報酬志向」として二分した。具体的な分類は表 6-1 のとおりである。

表 6-1 内在的報酬志向と外在的報酬志向

仕事に求めるもの	外在的報酬志向		内在的報酬志向	
	成長・安定	生活の手段 快適さ	仕事内容	理念
	企業戦略 (q5_1)	施設充実(q5_4)	社会貢献(q5_7)	経営者の魅力(q5_10)
	順調な業績 (q5_2)	職場快適 (q5_5)	成果・業績 (q5_14)	
	売上, 利益(q5_3)	知的財産(q5_8)	やりたい仕事 (q5_15)	
	優良顧客 (q5_6)	給与・福利 (q5_12)	能力開発 (q5_16)	
	広い認知 (q5_9)	通勤便利 (q5_23)	経験・専門性 (q5_17)	
	優秀な人材 (q5_11)		影響与える仕事 (q5_18)	
	雇用安定 (q5_13)		責任ある仕事 (q5_19)	
	勤務地自慢 (q5_20)			
	人脈形成 (q5_21)			
	職場の活気 (q5_22)			

次に、上記のような基準により分類した労働志向が、転職なし、転職1回、転職リピーターでどのような分布となっているかを単純クロスしたものが表6-2である。これによると、転

職リピーターの内在的報酬志向が顕著に高いことがわかる。

表6-2 転職経験と労働志向

	転職なし	転職1回	転職リピーター
内在的報酬志向	43.4%	48.4%	61.0%
外在的報酬志向	56.6%	51.6%	39.0%
N=1311	834	246	231

注) 実際の就業者の構成に等しくなるようウェイトバックを行っている。

6.2. 内在的報酬志向と他の変数との関係

本稿では労働志向を、勤務先選択にあたって仕事そのものを重視しているのか、仕事に付随して得られる収入や安定性に価値を見出しているのかという点を基準にして分類した。しかしながら、内在的報酬志向と外在的報酬志向の労働志向の違いが意味しているものは必ずしも明らかではない。したがって本節では、これらの労働志向と他の変数との関係を整理することで、労働志向の違いがあらわしているものを明らかにしていく。

表6-3は、労働志向別に資格に費やした時間と費用を比較したものである¹¹。自分の意志による資格取得のための投資は、そもそも対象者が限定されるとはいえ、内在的報酬志向のある回答者は、外在的報酬志向の回答者に比べ、時間、費用ともに資格への投資が非常に高いことがわかる。このことから、内在的報酬志向は、仕事そのものを重視するゆえに、学びへの意欲、資格取得への積極性をもつと考えられる。

表6-3 労働志向と資格への投資

	内在的報酬志向	外在的報酬志向
資格に費やした時間の平均（時間/1ヶ月）	28.2	20.4
資格に費やした費用の平均（千円/1ヶ月）	42.1	18.3
N=298	141	157

注) 実際の就業者分布を反映するようウェイトバックを行っている。

次に労働志向と仕事満足度との関係を考えるうえで、仕事へのポジティブ度という指標を取り上げたい。これは仕事への積極的な姿勢を問う15の項目に対して5択の回答を行うもので、積極度の高さから順に5点～1点と配点し、合計を点数化したものである¹²。

¹¹ ワーキングパーソン調査 2004 の当該設問では、最近1ヶ月に自分の意志で仕事にかかわる資格やスキルの取得に取り組んだ場合に限定しており、会社から提供された学びの機会の場合は含まれない。

¹² 仕事をするうえで、各項目はどの程度あてはまるかを問う5択の設問で、例えば「自分の強みを十分に生かしながら仕事に取り組みたい」「仕事の責任が増すことが、やりがいにつながっている」という項目に対し、「あてはまる」「ややあてはまる」「どちらともいえない」「ややあてはまらない」「あては

点数化の基本統計量は表6-4のとおりである。

表6-4 仕事ポジティブ度の基本統計量

	度数	最小値	最大値	平均値	標準偏差
仕事ポジティブ度	1372	15.0	75.0	53.7	7.7

注) 実際の就業者分布を反映するようウェイトバックを行っている。

仕事ポジティブ度と仕事満足度との関係、内在的報酬志向との関係をクロス表にしたものが、表6-5、表6-6である。表6-5によると、仕事満足度と仕事ポジティブ度は比例関係にあることがわかる。仕事満足度が高い人ほど、仕事にも積極的にかかわっていることが読み取れる。一方、表6-6では、労働志向と仕事ポジティブ度との関係は、若干、内在的報酬志向の仕事ポジティブ度が高いものの、労働志向による仕事ポジティブ度の顕著な違いはみられない。以上のことから、勤務先選択において仕事そのものを重視する内在的報酬志向は、実際の就労現場における仕事の積極度、仕事満足度をダイレクトに反映するものではなく、むしろ就労につく以前に個人が抱く、仕事に対する捉え方、考え方を示しているものと考えられる。

表6-5 仕事満足度と仕事ポジティブ度

仕事満足度	仕事ポジティブ度平均値	標準偏差	度数
満足していない	46.4	8.7	53
あまり満足していない	50.2	8.1	249
まあ満足している	54.4	6.7	920
非常に満足している	57.5	8.3	150

注) 実際の就業者分布を反映するようウェイトバックを行っている。

表6-6 労働志向と仕事ポジティブ度

労働志向	仕事ポジティブ度平均値	標準偏差	度数
外在的報酬志向	53.1	7.6	683
内在的報酬志向	54.8	7.3	621

注) 実際の就業者分布を反映するようウェイトバックを行っている。

まらない」をそれぞれ5点～1点と配点した。

6.3. 転職リピーターの労働志向

本節では、仮説1の検証を行う。転職リピーターの労働志向を転職経験なし、転職1回と比較するにあたっては、選択の並列性を考慮し、第一段階として、転職経験なしと転職経験ありの比較を行い、次に転職経験ありの中で、転職1回と転職リピーターを比較する。分析手法としてはそれぞれ二項ロジットモデルを用いる。

独立変数には、年齢・性別（女性ダミー）・学歴（院卒ダミー）の個人属性に加え、昨年の個人年収を10万円単位で投入した。また、初職の雇用形態が非正規であった場合の初職非正規ダミー、労働志向としては、独立志向あり、内在的報酬志向ありをそれぞれダミー変数として投入した。また、転職の発生は、学卒入職時の景気動向に左右される可能性があるため、5歳ごとの世代ダミーを作成した。分析の結果は、転職なしと転職者を比較した表6-7、転職者のうち転職1回と転職リピーターを比較した表6-8である。

表 6-7 二項ロジットモデルによる転職なしと転職者の比較

基準＝「転職なし」	転職者	
	係数	標準誤差
(定数)	-1.001	3.310
昨年年収（10万円）	-0.017***	0.004
年齢	0.072	0.063
女性ダミー	0.654†	0.396
独立志向ダミー	0.645***	0.251
初職非正規ダミー	0.419	0.386
院卒ダミー	0.144	0.382
内在的報酬ダミー	0.396*	0.185
〔基準：35-39歳〕		
40-44歳ダミー	-0.067	0.391
45-49歳ダミー	-0.459	0.667
標本数	568	
-2対数尤度	697.334	
χ^2 (d.f.=8)	19.088	
擬似決定係数Nagelkerke	0.108	

†<.1, *<.05, **<.01 ***<.001

表 6-8 二項ロジットモデルによる転職リピーターと転職 1 回の比較

基準 = 「転職1回」	転職リピーター	
	係数	標準誤差
(定数)	-5.725	5.562
昨年年収 (10万円)	-0.015*	0.007
年齢	0.179†	0.106
女性ダミー	1.395*	0.624
独立志向ダミー	0.411	0.305
初職非正規ダミー	-0.763	0.551
院卒ダミー	0.469	0.666
内在的報酬ダミー 〔基準：35-39歳〕	0.598†	0.312
40-44歳ダミー	-0.454	0.653
45-49歳ダミー	-0.629	1.102
標本数	206	
-2対数尤度	256.950	
χ^2 (d.f.=8)	6.698	
擬似決定係数Nagelkerke	0.170	

†<.1, *<.05, **<.01 ***<.001

転職者を転職なしと比較した表 6-7 の結果から、転職者は転職なしに比べ、年収が低く、女性に多いこと、また、独立志向や内在的報酬志向が高いことが確認された。

次に転職者の中での比較を行った表 6-8 から、転職リピーターは転職 1 回よりも年収が低く、年齢が高い、女性に多く、内在的報酬志向が高いことが示された。

以上のことから、転職者は転職なしに比べ、仕事そのものに価値を抱く内在的報酬志向が高いこと、そして転職者のみに注目すると、転職リピーターは転職 1 回に比べて内在的報酬志向が高いといえる。先行研究では、1970 年代の電機労連社員について、外在的報酬志向より内在的報酬志向が高いことが示されているが、今回の分析のように、労働志向と転職行動との関係を見ると、転職なしに比べ転職者、とくに転職リピーターの方が、その他の要因をコントロールしても、職業生活において仕事内容そのものに価値を見出していることが読み取れる。

結論として、転職リピーターは、転職なし、転職 1 回に比べ、仕事そのものに価値を抱く内在的報酬志向が高いという仮説 1 が支持されたといえる。

6.4 転職リピーターの満足度規定要因

次に、転職リピーターの満足度規定要因を明らかにするために、仕事満足度を従属変数とした順序ロジット分析を行った¹³。独立変数には、年齢、性別（女性ダミー）のほか、仕事にかかわる変数として、個人年収（10万円単位）、労働時間（週平均労働時間）、管理職ダミー（課長・課長補佐・課長代理クラス以上）、内在的報酬志向ダミー、転職1回、転職リピーターダミー、交互作用項として、内在的報酬志向と転職1回、内在的報酬志向と転職リピーターを投入した。分析の結果は表6-8の通りである。

表6-8 順序ロジットモデルによる仕事満足度の規定要因

35歳～49歳 仕事満足度		
	係数	標準誤差
年齢	0.016	0.022
昨年年収（10万円）	0.010**	0.004
労働時間（週）	-0.011	0.009
女性ダミー	1.092**	0.424
内在的報酬志向ダミー （基準 転職なし）	0.015	0.226
転職1回ダミー	-0.538†	0.310
転職リピーターダミー	-0.618†	0.373
内在×転職1回	0.643	0.461
内在×転職リピーター	0.838†	0.489
管理職ダミー	-0.115	0.201
_cut1	-2.704*	1.159
_cut2	-0.707	1.144
_cut3	2.857*	1.154
標本数	563	
-2対数尤度	1025.195	
χ^2 (d.f.=10)	23.786	
擬似決定係数 Nagelkerke	0.049	

†<.1, *<.05, **<.01 ***<.001

これによると、仕事満足度に対して、主効果としては、収入の増加が正、女性が正、転職1回・リピーターがともに負に作用することがわかる。交互作用項に注目すると、転職

¹³ 仕事満足度は、「1.満足していない」「2.あまり満足していない」「3.まあ満足している」「4.非常に満足している」とした順序尺度を用いている。

リピーターのみが内在的報酬志向によって仕事満足度を上昇させることが有意水準 10%で認められた。

すなわち、転職をすることは、回数が 1 回でも、2 回以上でもそれ自体では仕事満足度に負の影響を及ぼすものの、転職 2 回以上のリピーターのみ、内在的報酬志向があることによって、仕事満足度を上昇させる傾向が確認されたといえる。

以上のことから、転職リピーターは内在的報酬志向によって仕事満足度が上昇するという仮説 2 が支持されたといえる。

7. 結論と今後の課題

本稿は、転職者を転職経験 1 回と転職経験複数回のリピーターにわけ、転職リピーターの労働志向を明らかにすることを目的とした。結論としては、転職リピーターは転職経験なし、転職 1 回に比べ、仕事そのものに価値を抱く内在的報酬志向が高いこと、また転職リピーターは内在的報酬志向の存在によって、仕事満足度が上昇することが示された。

就労意識や労働志向は、観察される労働者の行動を説明する有力な手がかりである一方、依然として不確かな要素を孕むものでもある。就労意識や労働志向が確認されたとしても、労働者は変容する雇用環境の中で、必ずしも志向に合致した行動をとるとは限らない。また、労働者は労働志向に基づいて行動するというよりも、逆に、労働者の行動の結果として労働志向が形成されている可能性もある。

本稿の結論では、転職リピーターが転職 1 回・転職なしに比べ内在的報酬志向が高いことが確認された。直接的に可能な解釈としては、仕事内容を重視する内在的報酬志向が高い人は、納得のいくまで仕事を探す傾向にあり、転職リピーターになりやすい、というものである。しかしながら、転職行動により労働志向が形成されるとみるならば、逆の解釈も可能である。転職リピーターは、転職を複数回繰り返した結果として、収入や昇進などの外在的報酬がそもそも見込めないため、労働の価値を見出すには仕事内容そのものを求めるしかなく、内在的報酬志向が高くなるというものである。前者の解釈は転職リピーターを過度に肯定的に、後者は否定的に捉える傾向にあるが、いずれにせよ、労働志向と転職行動との因果関係を詳らかにするには、さらなる研究が求められるといえよう。

転職リピーターについては、その存在が確認されていながら、これまで分析の対象として注目されてこなかった。転職のマッチング、人的資本の観点からも、転職リピーターの転職行動や労働志向は興味深い研究課題であると考えられる。

〔謝辞〕

本稿のデータは、東京大学社会科学研究所附属日本社会研究情報センター S S J データアーカイブから [「ワーキングパーソン調査 2000 年～2004 年」] の個票データの提供を受けた。データ提供に記して感謝申し上げます。

<参考文献>

- 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.
- 稲上毅, 1981『労使関係の社会学』東京大学出版会.
- 太田聡一, 2001「雇用不安と転職の実態 ワーキングパーソン調査 2000」リクルートワークス研究所:41-73.
- 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』東洋経済新報社 第7章.
- 玄田有史, 2004 「『幸福』な転職の条件」佐藤博樹 編『変わる働き方とキャリア・デザイン』勁草書房.
- グラノヴェッター, M, 渡辺深沢, 1998『転職—ネットワークとキャリアの研究』ミネルヴァ書房.
- Goldthorpe,John H.,Lookwood,D.,Bechhofer,F.,and Platt,J. 1968,*The Affluent Worker:Industrial Attitudes and Behaviour*,Cambridge University Press.
- 佐藤香, 2004「多様化する働きかたとライフスタイル」JGSS2003論文集:1-15, 東京大学社会科学研究所.
- 佐藤博樹・佐藤厚編, 2004『仕事の社会学』有斐閣
- 佐藤博樹, 2004『変わる働き方とキャリア・デザイン』勁草書房.
- 中尾啓子, 2000「地位達成過程における転職」 JGSS2000論文集:1-16, 東京大学社会科学研究所.
- 日本労働研究機構編, 2003『転職のプロセスと結果』
- 樋口美雄, 2001『雇用と失業の経済学』日本経済新聞社.
- Freeman,R.B.1978,“Job Satisfaction as an economic variable,”*The American Economic Review*,Vol.68,No.2 : 135-141
- 守島基博, 2001「転職経験と満足度」猪木武徳・連合総合生活開発研究所 『「転職」の経済学』東洋経済新報社.
- 勇上和史, 2005「30代の転職行動—適職選択における「世代効果」」季刊労働法 211: 73-82.
- 渡辺深, 1991「転職—転職結果に及ぼすネットワークの効果」『社会学評論』42(1).

第3章 内在的方法による階層構造測定 —流動的雇用労働者層にみられる階層分化の所在—

三輪 哲

1. はじめに

現代社会には、どのような階層があるのか。言い換えれば、いくつの階層に分けられ、それぞれどのくらいの規模をなし、どのような特徴を持つのか。これらは、社会階層研究の原初的課題たる「階層構造にかかわる問い」であり、その重要さが色あせることはない。

かつて、マックス・ウェーバーは「社会移動が容易かつ典型的であること」を、社会階層構造をとらえるための重要な要素であると主張した(Weber 1922)。社会移動のしやすさ／しにくさを基準にする階層構造測定法は、収入や資産などの外的基準を用いない測定法であることから、内在的方法と呼ばれる(Carlsson 1958)。そのアイディアは、後にフェザーマンとハウザーや、ブライガーなどによって実証分析の俎上にのせられた(Fetherman & Hauser 1978; Breiger 1981)。これまで日本では内在的方法によるアプローチはほとんどなされていないが、職務内容の細分化・複雑化や、労働市場の流動化が語られる現在において、階層構造を測定する試みの1つとして再評価する価値があるように思われる。

そこで本研究は、観察された世代内移動パターンから階層構造を特定するための既存の枠組みの妥当性を比較検討し、現代日本に適した測定枠組みを提示することを目的とする。とりわけ焦点となるのは都市部の流動的な労働者層である。なぜなら彼／彼女らが現代の働き方の変化の最先鋒と呼ぶべき存在であるからである。そこにおいて従来から用いられてきている階層分類枠組みが妥当と確認されれば、近い未来ならば既存の枠組みをそのまま用いることに大きな問題は生じないであろうと評価することができる。

なお流動的な労働者層をとらえるために、首都圏に居住する被雇用労働者のうち転社経験のある者を選び、本稿における研究対象とする。統計的分析手法としては、移動表に対する対数乗法連関モデル、階層的クラスター分析を用いる。個々の細分類レベルの職業を、前者の手法により得られたスコアの類似性に基づいて分類をする。その結果が、既存の現代的階層理論によって先験的に与えられる分類図式や、経験的研究で用いられてきた分類枠組みとどの程度一致するのかを実証的に検討する。そして、日本の階層構造を読み解くために必要な、分類枠組みの修正点の所在についても探索する。

2. 社会階層測定の研究

社会階層とは、「資源の不平等分配構造」をさす概念である(富永 1995)。個々の資源(所得など)を直接に対象とせず社会階層という概念を用いるのは、社会に潜む体系的な不平等の基盤をとらえることを目的としているからである。社会階層を測定するために、こ

れまでに大きく分けて2つのアプローチがとられてきた。

2.1. 理論的アプローチ

社会階層の構造を特定するためには、まずもって階層図式 (class schema) が重要である。そのために社会学者がおこなってきた営為の大半は、理論により主導されたアプローチである。巨人たちの足跡をたどりながら今に至っているわけであるが、現在のところ有力なものは3つあるとあってよいだろう¹。

第1に、ネオ・マルキストと呼ばれるライトの図式がある (Wright 1997)。ライトは1980年代中旬を境に、自らの階層 (階級) 図式を大きく転換した。現在のものは、生産手段の所有、技能資産、組織資産の3次元で分けられる12カテゴリーの図式である。

第2に、ネオ・ウェーバリアンと呼ばれるゴールドソープの図式がある (Erikson & Goldthorpe 1992)。市場状況と職業状況の類似性をもとにまとめた分類枠組みで、7カテゴリーの図式がしばしば用いられている。使用の頻度や広がりにおいては他の追随を許さず、現在のところこれが国際標準となっているといっても過言ではない。

それから第3に、ネオ・デュルケミアンと称するグラスキーが提唱する図式である (Grusky & Sørensen 1998)。彼は、既存の階層図式を、「大きな階層」を前提にしているために社会的格差や意識・行動の断層を見損じていると批判し、職業集団レベルの「小さい階層」をみることの重要性を主張している。「小さい階層」ゆえに、彼が提示した分類のカテゴリー数は100を超えるほどになる。

2.2. 経験的アプローチ

理論ではなく、現実のデータから階層構造を描く試みもなされてきている。それらのうち、最も有名なものは職業的地位の測定をする方法であろう。代表的な論者に、トライマンがいる (Treiman 1977)。彼は、人びとに質問紙調査をおこない、職業の威信の高低を評定させる二次測定²によって、職業ごとに国際標準の威信スコアを開発したことで名高い。それ以外の著名なものに、ダンカンによって教育や所得の情報から作成された社会経済的地位があり (Blau & Duncan 1967)、その後もハウザーらによって再検討が繰り返されている (Hauser & Warren 1997)。

階層的地位の一貫性ないし結晶化を分析することで構造を読み解く方法も、階層構造の測定にかかわる研究方向性の1つとしてみてよいだろう (Lenski 1954; 今田・原 1979)。

そして、社会移動パターンから階層構造をとらえるアプローチがある。これが本稿で取

¹ 階層理論の諸学派を包括的に収めたガイドとしては、Wright (2005)、Grusky (2001)、Edgell (1992=2002)、Crompton (1998) などが有用である。

² 二次測定とは、(自分ではなく) 社会一般の人びとがどう評価するか、ということ想像して回答してもらう間接的測定法をいう。それに対して、通常行われる、自分自身の評価を回答するのは一次測定である。

り組む方法であるので、より詳しく述べるために項を改めたい。

2.3. 社会移動表によるアプローチ

社会移動とは、ある階層的地位から別の地位へと個人が移り変わる過程をさす。移動の主体はあくまで個人であるが、個人の移動がアグリゲートされることで全体社会の移動構造が浮かび上がる。社会移動を基準として階層構造を測る方法には、既に半世紀に迫る歴史がある。カールソンは、収入や教育などの外的基準をもとに階層を測る方法を「外在的方法」とする一方で、職業移動という職業そのものの情報だけを用いる階層測定方法を「内在的方法」と呼んで分析をおこなった (Carlsson 1958)。

その後も、移動によって分類を検討する研究はさまざまなされてきた。有名なところではフェザーマンとハウザーの研究 (Fetherman & Hauser 1978) があるが、この分野に限って大きなインパクトがあるのはむしろブライガーの研究である (Breiger 1981)。彼は、大きな職業移動表から一部分だけ正方のクロス表をとりだしたときに、その中が完全移動状態³から乖離するかどうかをみながら、職業カテゴリー合併していく帰納的方法を提示した。

さらに、職業の測定時点を3時点に拡張した分析 (Snipp 1985) や、より詳細な分類から対数乗法連関モデルを使って分析し、最後にはカテゴリーを統合していく方法などへと拡張が図られた (Levine 1990; Krymkowski 1996)。離散的な階層分類を探索するものではないが、連続的な職業的地位尺度を社会移動表から求める研究もおこなわれている (Bottero & Prandy 2003; Rytina 1992, 2000; 近藤 2006)。近藤 (2006) も指摘するように、この種の研究をおこなうことができるのは大規模かつ細かい職業情報があるデータに制限される。それゆえ莫大な研究蓄積は望めないが、一定の評価を受けて定着した階層構造を測定するための方法の1つとして、内在的方法を位置づけることができる。

3. 分析の枠組み

本稿では、現代日本の都市部雇用労働者を母集団としたデータに内在的階層測定法を適用して、流動化しつつあるとされる現代的労働市場においてどのような階層構造がみられるのか分析する。労働者の中でも流動的な部分を取り出したいので、会社を変えた経験があるサンプルのみを対象とする。

Snipp (1985) の発想にならい、同一個人の3時点分の職業の情報を用いる。1時点目は転社直前の職業であり、2時点目は転社直後の職業である。1時点目から2時点目のあいだの移動をみることで、企業間移動に伴う職業移動の様態をとらえることができる。3時点目は現在の職業である。2時点目から3時点目の移動は、企業内の移動になる。そこで、企業間と企業内の2タイプの移動に際して個人の職業がどう変わるかを知ることができ、

³ 完全移動とは、移動の可能性がカテゴリー間ですべて等しいことであり、統計的には行と列の変数間の関係が独立であることを含意する。

ひいてはどの職業とどの職業が移動に関して類似しているのか、検証することが可能になる。

既存の階層分類図式のうち、ゴールドソープの図式と、SSM 職業大分類の2つを比較検討のターゲットにする。これらを選んだのは、日本における経験的研究で使われる頻度がきわめて高いことと、どちらも仕事内容をもとにデータ上で操作化しやすいことによる。

ゴールドソープ階級図式

- I Higher grade service class
- II Lower grade service class
- IIIa Higher grade routine nonmanual
- IIIb Lower grade routine nonmanual
- V Supervisor of manual worker
- VI Skilled manual worker
- VIIa Semi- and Nonskilled manual worker
- VIIb Agricultural laborer

* 自営の階級IVは割愛した

7階級図式	3階級図式-1	3階級図式-2
I + II	Service class	White collar
III	Intermediate Class	
V + VI	Working Class	Blue collar
VIIa		Farm
VIIb		

SSM職業8分類

- 1 専門的職業
- 2 管理的職業
- 3 事務的職業
- 4 販売的職業
- 5 熟練的職業
- 6 半熟練職業
- 7 非熟練職業
- 8 農林的職業

5分類	4分類	3分類
上層ノンマニュアル	上層ノンマニュアル	ノンマニュアル
一般ノンマニュアル	一般ノンマニュアル	
上層マニュアル	マニュアル	マニュアル
一般マニュアル		
農業	農業	農業

SSM総合職業分類

- 1 専門的職業
- 2 大企業ホワイトカラー
- 3 中小企業ホワイトカラー
- 5 大企業ブルーカラー
- 6 中小企業ブルーカラー
- 8 農林的職業

* 自営の階層4と7は割愛した

5分類	3分類
専門	ホワイトカラー
雇用ホワイトカラー	
雇用ブルーカラー	ブルーカラー
農業	農業

図1 種々の階層分類図式

どの分類でも、つきつめればホワイトカラー、ブルーカラー、農業という伝統的な分け方に帰着する。カテゴリー数を増やしても、ゴールドソープ図式とSSM 職業分類のあいだには、経験的操作化のレベルでいう限り違いはあまりない。SSM 総合職業分類では、専門を独立とし、管理職をホワイトカラーに含め、熟練の程度でブルーカラーを区別しないことで、他の2つからはっきりと区別される。

これらの先験的な分類と、転社した者たちの移動データから事後的に求められた分類がどれくらい対応か、どこが相違点として表れるか、これらが焦点となる。

4. 方法

4.1. データと変数

この研究を遂行するためにデータに求められる要件がいくつかある。第1に、詳細に仕事内容の情報が得られていることである。社会調査でしばしばみられるプリコードによる6カテゴリー程度の大分類ではなく、せめて中分類レベルの情報が必要となる。第2に、十分にケース数が多いことである。ケースが少なければ、セル数の多い移動表の細部をとらえることができなくなってしまう。

それらを満たすデータとして本研究で採用するのは、ワーキングパーソン調査データセットである。2000年、2002年、2004年の3時点の調査から得られたデータをプールすると、首都圏のみで32152ケースを使用することができる。18歳から59歳までの東京から50キロ圏内の被雇用労働者を対象としており、標本抽出はエリアサンプリングによって、実査は留置調査でなされている。

変数として、本人の現在の仕事、転社直後の仕事（現在の従業先における最初の仕事）、転社前の仕事（1つ前の従業先における最後の仕事）の3つの仕事内容の情報をを用いる。もともとは200ほどの仕事内容に分けられているが、それを18分類⁴に分けた独自の亜大分類へと変換して分析をおこなう。なお、転社直後の仕事および転社前の仕事については、転社経験のある者だけしか回答することはできない。それゆえ自動的に、転社経験のあるサンプルに分析対象が絞られる。

4.2. 分析手法

先に述べた3変数によるクロス表を分析する。「分類不能」とされた職業カテゴリーを除くので、17×17×17の表となる。そのデータに対して、対数乗法連関モデル(Log multiplicative association model または RC II model と呼ばれる)を適用する。これは、クロス表での各セルの期待度数をさまざまな効果に分解する対数線形モデルの拡張である。

ただし、今回の分析にあたって、いくつか制約を加えている。まず、転社前職業(Aとする)、転社後職業(B)、現在の職業(C)の3時点のうち、AとBの連関、BとCの連関のみを分析した。すなわち、AとCの連関はないとするマルコフ連鎖的仮定を置くことを意味する。それから、移動パターンのみに関心があるため、非移動を表す対角セルには各々に独自効果を設定してその効果を取り除いた。

そのうえで、非対角セルにあらわれる移動パターンを抽出するための次元を得る。連関の大きさを1に固定し、職業カテゴリーごとの布置を求めた。また、行と列のカテゴリースコアは等しいとする対称性の仮定も加えた。式は次の通り。

⁴ 18分類のカテゴリーについては、表1を参照のこと。

$$\log_e \hat{F}_{ijk} = \lambda + \lambda_i^A + \lambda_j^B + \lambda_k^C + \delta_{ij(i=j)}^{AB} + \delta_{jk(j=k)}^{BC} + \sum_{m=1}^M \phi_{im} \phi_{jm} + \sum_{n=1}^N \phi_{jn} \phi_{kn} \quad \dots \text{式 1}$$

右辺の4つのラムダは総効果および3つの職業それぞれの周辺分布効果を調整する項であり、続く2つのデルタはAB連関（企業間移動）とBC連関（企業内移動）における対角セルの効果を調整するためのものである。

実質的関心の焦点は、連関を示すカテゴリースコアのファイである。ファイはカテゴリーの位置を示すパラメータで、ある2つの職業のスコアが互いに近い位置にあれば、その次元に関する限りにおいて、2つの職業カテゴリー間で移動がおきやすいことになる。

以上の対数乗法連関モデルで得られた多次元のカテゴリースコアを、最後に階層的クラスター分析によってまとめる。距離の尺度としてはユークリッド距離、クラスターの抽出には最長距離法（最遠隣法）をそれぞれ使用した。

5. 結果

5.1. 単純集計

表1 データにおける職業の分布

表1より、分析に用いた職業カテゴリーとその分布が確認できる。専門職は、技術者、保健医療、文・芸・マスコミ、その他専門の4つに分けた。サービスからは調理・接客だけ、運輸・通信からは自動車運転者だけ別の独立カテゴリーとされた。生産工程・労務の内部は、金属・機械製造、食料・日用品製造、建設・工事作業員、その他労務に分けられた。

非類似指数から理解されるように、3つの職業の分布は大きく異なるものではない。とりわけ、転社直後の職業と現在のそれはほぼ同じである。最も隔たりがあるのは転社前の職業と現職のあいだであるが、それでも7パーセントほどでしかない。同一人物の比較的近い期間の職歴をとらえているので、ごく当然の結果といえるだろう。

	転社前	転社直後	現在
相対度数(百分率)			
技術者	8.3	8.1	7.5
保健医療	3.5	3.4	3.4
文・芸・マスコミ	2.5	2.5	2.5
その他専門	4.2	5.0	5.0
管理	3.4	3.4	5.9
事務	20.9	19.5	19.0
販売	15.1	14.4	14.0
調理・接客	11.8	10.7	10.3
その他サービス	6.0	6.7	6.7
保安	0.7	0.9	0.9
農業	0.1	0.1	0.1
自動車運転者	5.0	6.1	5.8
その他運輸・通信	0.6	0.8	0.9
金属・機械	5.3	4.3	4.3
食料・日用品	3.4	3.3	3.1
建設・工事	4.3	4.0	3.9
その他労務	2.5	3.9	3.9
分類不能	2.5	2.9	2.7

%の基数	12678	12693	13568
DKNA	960	945	70
非該当	18514	18514	18514
合計	32152	32152	32152

非類似指数	転社前	転社直後	
転社直後	5.0	---	
現在	7.0	2.6	

18の職業カテゴリーのうち、最も多いのは事務であり、それに販売、調理・接客サービスが続く。これら3つの職業で、全体のおよそ45パーセントを占める。これらのルーチン的なノンマニュアル職従事者が、転社経験のある労働者の多数派なのである。大分類を細分化したところに注目すると、生産工程・労務では内部の4カテゴリーがかなり均等に分布していること、専門については技術者が最も多いことなどがわかる。

表2 企業間移動における流出率(転社経験者のみ)

	技術者	保健医療	文・芸・マスコミ	その他専門	管理	事務	販売	調理・接客	その他サービス	保安	農業	自動車運転者	その他運輸・通信	金属・機械	食料・日用品	建設・工事	その他労務	N	
技術者	66.0	0.4	1.8	2.5	1.9	5.6	4.6	3.1	2.8	0.7		2.3	0.4	2.5	1.2	2.8	1.5	1018	
保健医療	1.4	79.1	0.2	2.8	0.5	5.0	2.5	1.8	3.0		0.2	0.7	0.2	0.5	0.9	0.5	0.7	436	
文・芸・マスコミ	3.6	0.7	59.9	3.3	0.7	9.4	6.2	5.5	4.6	0.3		2.0	0.3	0.7	2.0	1.0	1.0	307	
その他専門	2.0	1.4	1.0	60.3	2.2	13.5	6.8	4.5	2.7	0.4		1.2	0.8	0.4	1.0	0.2	1.8	511	
管理	3.3	0.2	0.5	2.9	58.9	8.4	13.2	1.7	1.2	1.2	0.2	5.3	0.2	1.2	0.7	0.2	0.7	418	
事務	2.1	1.0	1.5	3.7	1.8	59.9	11.0	7.8	4.6	0.4	0.1	0.9	0.8	1.1	1.4	0.2	1.9	2554	
販売	3.4	0.4	1.0	3.0	2.9	14.3	52.3	6.1	3.3	0.6	0.1	4.2	0.5	2.1	1.8	1.1	2.9	1855	
調理・接客	2.7	1.3	1.0	1.7	1.2	11.2	9.6	50.2	5.8	0.5	0.1	3.8	1.0	2.2	2.9	1.2	3.6	1436	
その他サービス	2.6	1.0	1.0	4.1	0.4	12.8	7.6	8.1	48.3	1.4	0.1	3.6	0.6	1.5	2.9	1.4	2.8	727	
保安	5.8		1.2	4.7	3.5	9.3	2.3	8.1	9.3	30.2		8.1		4.7	5.8	1.2	5.8	86	
農業	5.3							5.3	26.3		36.8				5.3	10.5	10.5	19	
自動車運転者	3.8	0.3	0.3	0.5	1.5	3.0	5.4	2.8	4.9	0.7	0.2	60.4	0.7	3.6	1.0	5.6	5.4	609	
その他運輸・通信	7.2		1.4			14.5	11.6	2.9	2.9	1.4		5.8	33.3	4.3	4.3	4.3	5.8	69	
金属・機械	4.4	0.2	0.5	1.5	1.5	5.7	6.3	4.6	6.1	1.8		7.8	0.9	44.5	6.1	3.1	4.9	652	
食料・日用品	3.6	1.4	3.1	1.7	0.7	7.4	9.1	9.6	5.5	1.2	0.2	6.9	1.0	4.1	36.4	2.6	5.5	418	
建設・工事	5.3	0.4	0.4	0.6	0.8	2.4	5.1	3.4	2.8	0.4	0.2	6.9	0.4	3.9	2.8	60.4	3.9	533	
その他労務	1.0	0.3	0.7	2.0	1.0	7.5	6.6	5.9	3.3	1.3		7.5	0.3	7.5	3.3	4.6	47.2	305	
																		粗移動率=44.3	11953

5.2. 企業間移動と企業内移動

では次に、企業間移動時での世代内職業移動と、企業内移動時のそれをみてみよう。表2は、企業間移動における職業移動表である。行の合計を100とした際の相対度数、すなわち流出率⁵が表示されている。四角で囲ったセルは、表側と表頭のカテゴリーが同じになる対角セルを示す。やはりそこでは、全体的に流出率が高い。中でも最も流出率が高いのは、保健医療である。職場が変わるとしても、医師・看護師・柔道整復師など資格に基づく保健医療系専門職従事者は、同じ仕事を続ける蓋然性が高いようである。

その他に、専門職や管理職、それと自動車運転者や建設・工事作業員で同じ職業を継続する可能性が高いことがわかる。前者は到達階層としての意味合いが強く、社会的資源の獲得において相対的に有利なポジションなので、継続確率が高いことは納得できる。他方、後者の継続率（同一職業への流出率）の高さの背景には、職務に要求される熟練度が高くないため他の職業へと流出しがたい事情があるのかもしれない。

非対角部に目を向けると、事務への流出がどの転社前職業グループからも比較的多いことがうかがえる。これは、原因は単純で、事務職が現代の都市部労働市場でボリュームが最も大きいカテゴリーであることに求められる。ただし、金属・機械製造や食料・日用品製造、建設・工事作業員などでは、事務への流出が非対角において最大というわけではない。このあたりには、完全ではないものの、ホワイトカラーとブルーカラーとで働く世界が分断されていることの影響が出ているのだろう。

社会移動では農業の再生産性が高く出るのが一般的であるが、ここでの結果はそれに反するものであった。これは、本論で用いたデータの特殊性による。つまり、都市部の雇用労働者に限定して、かつ転社経験のある者だけに絞ったゆえに、社会全体での様子とは異なる結果が得られたものと解釈できよう。

企業内の移動は、表3によりみることができる。一見して気づくように、企業間移動に比べて、こちらのほうがより移動が少ない。粗移動率⁶は、企業間移動が4割を超えていたのに対して、企業内移動ではわずかに1割である。また各カテゴリーの継続率は、おしなべて8割以上となっている。

ただし、管理職への流出率だけはやや細かく検討する価値があるかもしれない。表2の企業間移動と比べると、技術者、事務、販売の管理への流出が多めになっている。これらの職から管理職に上がるには、外の企業から移っていきなり管理職になるのではなく、企業の中で昇進して管理職に就くことが多いのはまったく不思議なことではない。だが、予想される管理への流出率の値よりも小さいと感じられるのではないだろうか。これもまた、転社経験者に限られたこのデータの特質ゆえと思われる。最初から一つの会社に勤め続け

⁵ 流出率とは、行パーセントのことであり、「どこから、どこへ行ったのか」を表す。移動表の基本的な読み方については、三輪（2006）を参照のこと。

⁶ 粗移動率とは、非対角セルの度数合計を、総度数で除した値である。

た者を含めて分析すれば、結果はだいぶ異なるに違いない。

表3 企業内移動における流出率(転社経験者のみ)

	技術者	保健医療	文・芸・マスコミ	その他専門	管理	事務	販売	調理・接客	その他サービス	保安	農業	自動車運転者	その他運輸・通信	金属・機械	食料・日用品	建設・工事	その他	N
技術者	86.3	0.1	0.2	0.6	5.5	2.3	1.1	0.5	0.4			0.3		0.7	0.2	1.5	0.3	997
保健医療		96.3	0.7	0.7	1.6	1.4	0.5	0.6	0.5			0.3	0.3		0.6			429
文・芸・マスコミ	1.6	0.6	88.5	0.3	1.6	3.5	1.0	0.6	1.0			0.2	0.2		0.2	0.2		313
その他専門	0.3	0.3	0.5	90.7	0.8	3.5	2.0	0.3	0.8			0.2	0.2		0.2	0.2		605
管理	0.5	0.2	0.2	0.2	88.4	3.5	3.0	0.7	0.7	0.2		0.2	0.2	0.9	0.7	0.5	0.2	431
事務	0.5	0.2	0.2	0.7	4.1	88.8	2.6	0.8	0.8	0.0		0.2	0.1	0.2	0.2	0.1	0.3	2402
販売	0.7	0.1	0.4	0.7	5.6	3.3	84.9	1.1	1.2	0.2		0.3	0.1	0.4	0.4	0.3	0.3	1780
調理・接客	0.2		0.1	0.2	0.8	1.9	3.8	89.8	1.8			0.2	0.1	0.4	0.2	0.1	0.5	1313
その他サービス	0.2	0.6	0.5	1.2	1.8	2.1	2.8	3.5	83.2	0.5		0.6	0.6	0.6	0.1	0.4	1.8	821
保安		2.8	0.9		2.8	0.9	1.9		0.9	86.9		0.9				0.9	0.9	107
農業						5.9					88.2							17
自動車運転者	0.3				1.6	1.8	1.3	0.4	0.4	0.3		90.6	0.7	0.3	0.5	0.3	1.6	758
その他運輸・通信				1.0	1.0	2.0	4.1	1.0	1.0			87.8					2.0	98
金属・機械	1.5			0.2	2.1	1.5	1.5	0.6	0.9			90.1	1.5	0.2	0.8	0.4	2.0	527
食料・日用品	2.3			0.5	2.5	1.3	1.8	1.3	1.0	0.3		0.3	1.5	86.3	0.2	1.0	0.4	393
建設・工事	1.6				2.4	1.2	1.0	0.2		0.4		0.6	0.4	0.2	91.1	0.6		492
その他労務	0.9		0.2		1.7	3.2	1.5	0.4	1.3			1.9	0.2	0.9	0.2	0.4	87.2	470
																		粗移動率 = 11.8
																		11953

5.3. 階層構造の推測

流出率のような移動率は、周辺分布の影響を受けるため、連関そのものをとらえるには不向きであることはよく知られている（盛山 1994）。そこで、統計科学的には連関、実質科学的には移動をとらえるために、前述の対数乗法連関モデルを用いて分析をする。

モデル選択のために、複数のモデルを情報量基準の AIC と BIC によって比較検討した⁷。まずベースラインとして完全移動モデル（モデル 1）の適合度を求めた。完全移動モデルとは、式 1 のラムダのみからなるモデルで、3 時点の職業のあいだに関連がないと仮定したモデルである。モデル 2 は準完全移動モデルと呼ばれる、対角パラメータのデルタを追加したものである。モデル 3 以降は、連関パラメータのファイを含める。モデル 3 では AB 連関、BC 連関ともに 1 つずつ次元を追加し、モデル 4 ではさらにもう 1 つずつ次元を追加する。モデル 5 は、モデル 4 に AB 連関のみもう 1 次元追加するもので、モデル 6 では逆に BC 連関のほうだけに 1 次元追加する。最後にモデル 7 では、AB 連関、BC 連関の両方に 3 つの次元を与えている。

表4 対数乗法連関モデルの適合度

モデル	df	G^2	AIC	BIC
1 完全移動	4864	66373.1	56645	20706
2 準完全移動	4830	3161.8	-6498	-42186
3 2+第1軸導入	4798	2391.4	-7205	-42656
4 3+第2軸導入	4768	2151.2	-7385	-42614
5 4+企業間移動のみ第3軸	4754	2104.1	-7404	-42530
6 4+企業内移動のみ第3軸	4754	2132.1	-7376	-42502
7 4+第3軸導入	4740	2101.6	-7378	-42401

各モデルの適合度指標は表 4 に示した通りだが、AIC によるモデル選択ではモデル 5、BIC によってはモデル 3 が最適ということがわかった。ここでは、それらのうちより複雑なモデル 5 を採用する。企業間移動のほうでは 3 次元、企業内移動については 2 次元、それぞれ非対角部の移動パターンを説明するために導入される。企業間移動では、職業間移動が多く移動パターンが複雑になりがちで、次元数を多く必要とする結果につながったのだろう。

続いて、職業カテゴリースコアの多次元布置をもとに職業グループがどのようにまとめ

⁷ 情報量基準とは、値が小さいほど相対的に適合度がよいと解釈する統計量である。どちらも、あてはまりの悪さとパラメータ数（モデルの複雑さ）に基づいて計算されるものだが、AIC のほうが複雑なモデルを最適としがちであるのに対し、BIC のほうは単純なモデルをより好むコンサバティブな指標という特徴を有する。それぞれ式は以下の通り。

$$AIC = G^2 - 2 \times df$$

$$BIC = G^2 - \log_e N \times df$$

られるか、クラスター分析結果の検討に移る。なお、求められた具体的なカテゴリースコアについては、本稿末の附表1を参照されたい。

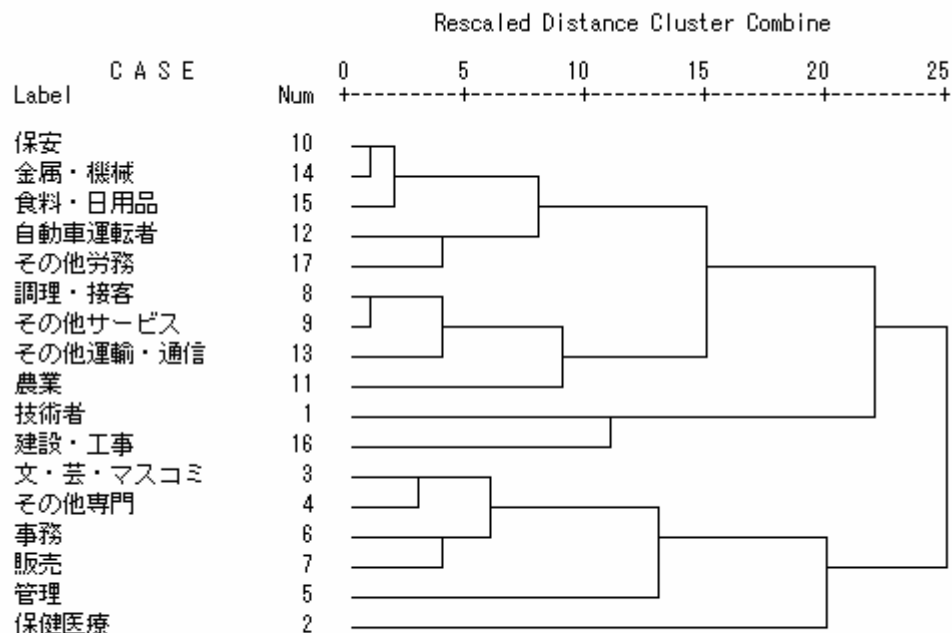


図2 全サンプルについてのクラスター分析(最遠隣法によるデンドログラム)

全サンプルにおいて求められたクラスター分析による樹状図(デンドログラム)を、図2に示した。図の左側の早い段階でまとまるのは、5次元空間の中で比較的近い位置にあった職業同士である。右に行くほど、互いの距離が遠い、すなわち移動が起こりにくいカテゴリー同士であるという意味になる。

もっとも大まかにいえば、上側のブルーカラー群と、下側のホワイトカラー群に大別される。次いで、技術者と建設・工事からなる群がブルーカラー群から分かれ、保健医療がホワイトカラー群から切り離される。保健医療が他から遠いところにあるのは、先にみた継続率の高さからも明らかであろう。国家試験や資格の壁が他からの参入を妨げると同時に、これらの資格と技能を持ってさえいれば他の職場に移っても同様の仕事を任せられることを受けた順当な結果といえる。一方、専門職である技術者と非熟練的な建設・工事作業者が同一の群を形成するのは意外と思われるかもしれない。だが、技術者の中の多くを占める土木・建築技術者が現場監督をすることを想起すれば、接点がないとはいえない。もともと技術者も建設作業も相対的に継続率が高く移動が少ない上で、上述の接点をもつため、このように距離がかなり遠いところで結合する結果となるわけである。そのため、これら2つはまとまっているとみるよりも、保健医療と同様に、それぞれ他から独立に存在する職業としてみたほうがよいと思われる。

それ以外の職業については、基本的に3つの群に分かれる。第1にはブルーカラーのみからなる群で、ここに保安、金属・機会製造、食料・日用品製造、自動車運転者、労務が含まれる。さらに熟練度の違いによって、2つに分かれるような印象も受ける。

第2は、サービスを中心とした群で、調理・接客のほか、その他サービス職、運転手以外の運輸・通信、そして農業がここに属する。その他の運輸・通信の中身は、郵便や電報外務員、車掌などが多いので、サービスに近いこともうなずける。農業はわずかだけ離れているけれども、農業からの出移動を反映してこの群に結合する結果となっている。表2でみたように、農業からの流出先としてサービス職は大きな比重を占めていたのだ。

そして第3には、保険医療以外のホワイトカラー職群である。この中では、管理だけやや遠い位置にある。転社してきた者にとって、上昇移動たる管理への移動ルートの狭さを物語るものかもしれない。その適否はともかく、管理職が先に専門職とまとまるとか、事務とだけ近いというようなことはないのは確実といえる。

3つの群は、それぞれブルーカラー、グレーカラー、ホワイトカラーに対応する。流動的な都市部労働者に限っても、先験的階層図式と移動による階層測定結果はだいたい一致する。だが職業カテゴリーの統合される過程をみると、グレーカラー、管理、農業、専門職の一部において、両者の食い違いがみられる。それらの差異に関する考察は、第6節でおこなうこととする。

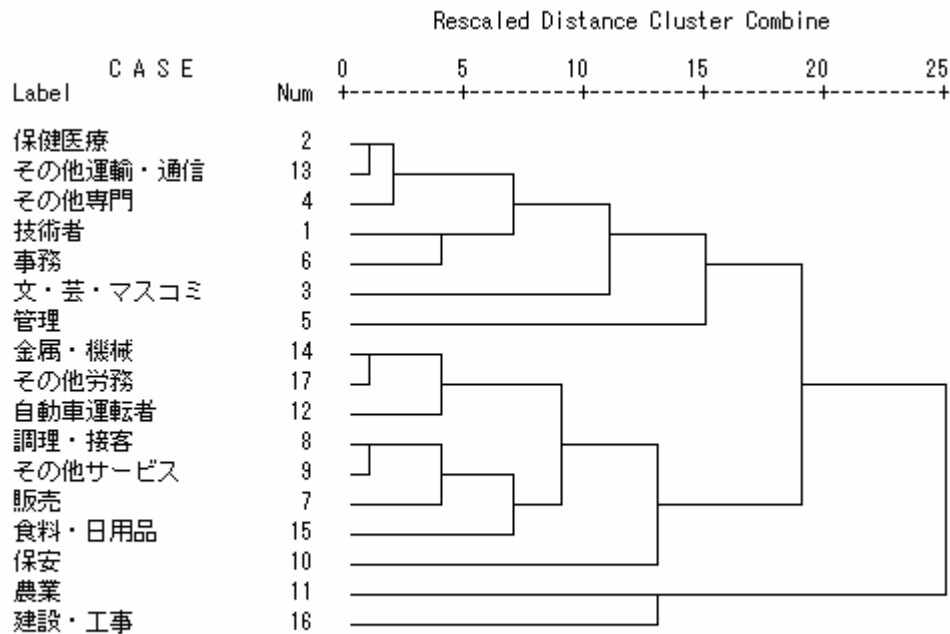


図3 女性についてのクラスター分析結果(最遠隣法によるデンドログラム)

5.4. 女性、若年層にとっての階層構造

それでは、観察された階層構造枠組みは、そのまま下位集団に適用可能かどうか、次に検討したい。つまり、同じように分かれるかどうかで、階層枠組みの普遍性を問うわけである。ここでは下位集団として、女性および若年層⁸を扱うことにする。

図3は、女性のみで同じ手続きにしたがい分析した結果である。全体サンプルの結果と比較して、他から距離がありまとまりにくい、言い換えれば「浮いている」職業が多いことが特徴といえる。例えば、管理、保安、農業、建設・工事作業者がそれにあたる。これらはいずれも、就業者に占める女性比率が小さいものばかりで、稀にしか存在しないので、他の職業と結合しようがないのであろう。

概ねでは、ホワイトカラー、ブルーカラー、グレーカラーという区分けは維持されているかにみえるが、ややその境界は曖昧である。サービスが中心と思われる群に販売や食料・日用品製造が入っていることや、その他の運輸・通信が専門職の中に混ざっていることからそういえる。また、女性特有の職業の影響が出ていることも見逃せない。全体サンプルの分析においては単独で存在していた保健医療は、女性だけでみた場合には、運輸・通信やその他専門、事務などとともに1つの群を形成する。これは、保健医療の中でどの仕事に就いているかに男女差があることに起因するものではないだろうか。移動しにくい「高い」地位の保健医療専門職には、女性が少ないことによると思われる。加えて販売がホワイトカラーではなく、グレーカラー群に含まれることも、販売の中でも営業職は男性が多く、販売店員には女性が多いことによるものであろう。

結局のところ、女性の移動からは階層構造がはっきりと描きが多く、かつ従来型の枠組みが必ずしも有効とはいえないことがわかった。

若年層についても同様の分析をおこなった。その結果が下の図4である。全体サンプルで観察された結果はここに再現されてはいない。ブルーカラーはほぼ共通だけれども、残りの部分が、全体ではホワイトカラーかグレーカラーかに分かれていたが、若年のみだと専門職かそれ以外かに分化する。

若年についてのこの結果を、全体サンプルからの乖離としてとらえる見方もできるが、先験的な階層分類枠組みにあてはまる結果と受けとめることもまたできる。最も大きくは3つ—ホワイト、ブルー、農業—に、4群にするならホワイトカラーを専門とそれ以外とに分けられる、これはSSM総合職業分類のカテゴリー区分と一致する。技術者のみ例外的な位置にあるけれども、ほとんどの職業が「あるべきところ」に収まっている。

なぜ若年では専門職がひとまとまりの群として顕現するのか、それは本稿のラフな素描の回答できる範囲を明らかに超える問いである。1つの解釈として、社会の高学歴化の効果とみる考え方がありうる。つまり、現代の若年層は高学歴化が再加速しつつある時代に

⁸ ここでは、35歳未満を若年層として操作定義した。

育ってきており、かつ各種の資格取得や検定試験対策など学習機会も豊富に用意されている。高等教育機関が生涯学習機会を提供することは以前の時代の比ではなく、大学院教育も大きく開放されている。そして各種さまざまな専攻・コースをもつ専修学校もあまた存在するのが日本の今の姿である。そのような社会状況の下で、学び続ける者にはその報酬を受けるチャンスがより開かれてきたのかもしれない。もう少し具体的にいうと、1つの専門職から別の専門職へと、自ら学んだ成果を活かして渡り歩くことがイメージされる。しかしながら、新たな職業に就くにはある程度の若さを必要とする条件そのものはそれほど緩んでおらず、結果的に、若年層のうちの学習意欲と能力をもつものだけが知識が開かれた時代の便益を享受しているのではないか。今はまだ推測の域を出るものではないが、若年層においてみられた専門職クラスターを「多様な専門職の内部での循環」として読むならば、上で述べた仮説は検討に値するように思えてならない。

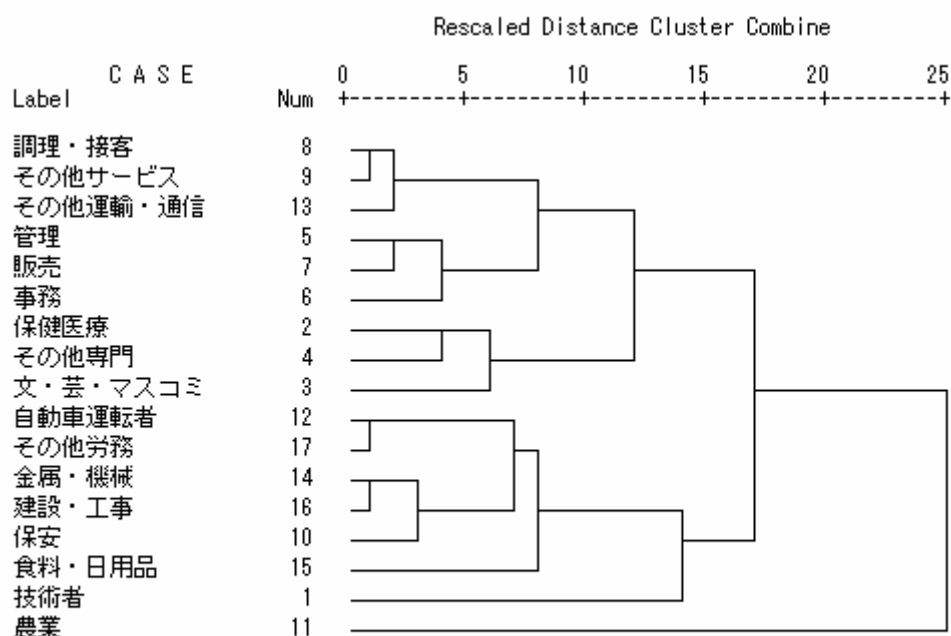


図4 若年層についてのクラスター分析結果(最遠隣法によるデンドログラム)

6. まとめと考察

本稿では、世代内移動のパターンをもとに職業をまとめていき、それが通常用いられる階層分類枠組みと対応するものになるかどうか検討することを目的とした。ここではまず、分析の結果、得られた重要な知見を要約しよう。

- ①移動に基づいて各職業を分類すると、ホワイトカラー、グレーカラー、ブルーカラーといったグループに概ね妥当に分けられる
- ②しかし職業群をさらに統合しようとする時、先験的階層分類とは食い違いが生じる

③女性に関する結果は、全体との結果とも、先験的階層分類とも大きく異なる

④若年に関する結果は、全体のそれとは異なるが、SSM 総合職業分類にきわめて近い以上4点のうち、①はごく当たり前のことを確認したに過ぎない。そこで、それ以外の②から④についてのみ、以下で考察をしていく。

全体サンプルを用いて分析したところ、小さいまとまりは妥当なグループになったものの、それらを統合していくと先験的な階層分類枠組みと食い違う点がいくつかみられた。例えば、グレーカラーがブルーカラーと統合されることがそれである。理由の1つに、サービス職の中身は販売に近いもの、熟練に近いもの、非熟練に近いものが混在しているので、ホワイトカラーとブルーカラーの境界というべき性質があることが挙げられる。ゆえに「グレーカラー」なのであって、それがブルーカラーと合併されるか、ホワイトカラーと合併されるのかには、こだわる必要はないという立場もありうる。

管理職の位置が特異であったことも、考えるべき点である。ゴールドソープ階層図式の統合の仕方にしたがえば、管理は専門と近い位置にあるべきである。SSM 総合職業分類からは、事務や販売と管理が先に結合し、その後に専門が結合する順になるのが予想された。ところが、事務・販売と専門がまず結合し、それから管理が結合するというのが、分析で得られた結果であった。この背景にあると考えられるのはこのサンプルの特殊性である。つまり、転社してきたサンプルの移動の部分だけを情報としてすくいあげたため、みえなくなっている部分がある。ここで言いたいのは、前に述べた「一社にずっと勤めていた人」のことではない。彼女ないし彼らは、流動的な労働者という本稿のねらいとする対象には入らないので、それは問題とはならない。その点ではなく、「前の会社において管理職へ昇進してから、現在の会社へ管理職としてやってきた人」の情報が含まれないことを問題視しているのである。その情報は、非移動の効果を調整するパラメータ推定値へと回収され、連関をあらわすカテゴリースコアには影響を与えない⁹。そうした統計モデル上の問題以上に重要なことは、「前の会社において何らかの職業から、管理へと昇進した事実」をまったくとれていないことであろう。全体とは違って、若年だけの結果(図4)では管理が事務・販売に近い位置にあったというのは、会社内での昇進を本稿で用いたデータと移動表でとらえられるのがこの年代に限られるからではないだろうか。壮年世代以上になると、前から管理職だった人が管理職として入ってくることで、会社内で事務から管理にあがったものの再び事務に戻る(このケースは、データ上は管理になっていたことがある事実を見逃す)ことなどに攪乱されやすい。それゆえに、全データで分析したところ、管理職が他から流入できない隔離したところにあるかのようにみえているのだと思われる。

女性サンプルに絞った分析では、階層構造をうまく描き出すには至らなかった。女性特有の仕事が存在することによって思いもよらぬ組み合わせで結合することがあり、女性比

⁹ だからといって、本稿で用いたような移動が少ないデータにおいて、非移動効果 δ をモデルから除外することは現実的ではない。

率が非常に少ない職業が他から離れて独立したカテゴリーになることもあった。今後の対応として、女性に固有の断層を発見するために、より詳細なカテゴリーから大きな分類へと統合をすすめることがある。さらに、正規と非正規を区別する弁別軸を導入することも求められよう。そうしない限り、社会移動における女性の中での階層分化を読むことは困難である。付言すると、以上述べた精密な分析により得られる結果は、伝統的な階層分類枠組みが適切でないことを証明するものになるであろう。それだけは強く主張できる。

若年のほうが全体よりも既存の階層分類枠組みに適合するというのは、意外な結果であった。若年特有の事情があり、枠組みからのズレがみられると考えるのが普通であろう。本稿の結果を受け容れるためには、次の2つの説明が可能である。若年層は、相対的には移動の可能性が開かれている人びとである。仮に、移動にも筋が通るもの（系統的パターン）と、レアなもの（誤差）があるとしよう。後者はあくまで稀にしか生起しないので、移動が多いということは、前者の比重が高くなることを意味する。そう仮定すると、若年では系統だった移動が多いために、移動パターンの中からもともと考えられていた「職業のまとまり」がとりだされやすかった面があるのかもしれない。これが第1の説明である。

第2の説明は、階層分類枠組みと上昇キャリア移動とが親和的とする仮定を鍵とするものである。就職機会、昇進機会、転職機会などは、年齢に依存するところが大きく、かつ若年では上昇する蓋然性が高めである。ここで、階層分類枠組みが、専門、管理、自営などを到達点としたいわば「上昇型キャリア」に馴染みやすいことが暗黙のうちに存在すると仮定すると、若年のみ階層図式が適合した事実のまた別の理由になりうるかもしれない。上昇と下降、二方向の垂直的移動を適切にとらえうる対称性が、分類枠組み自身に備わっていない可能性もあるのではないだろうか。

付表1 各職業グループの 카테고리スコア推定値(モデル5)

	企業間移動			企業内移動	
	dim1	dim2	dim3	dim1	dim2
技術者	0.48	-0.11	-1.45	-1.34	-0.68
保健医療	-0.82	0.40	-0.18	0.08	1.92
文・芸・マスコミ	-0.39	0.38	-0.44	-0.19	0.67
その他専門	-0.17	0.83	-0.22	-0.07	1.07
管理	1.31	0.94	0.05	-0.65	0.23
事務	-0.38	1.05	0.08	-0.22	0.48
販売	0.28	0.58	0.23	0.00	0.32
調理・接客	-0.34	0.20	0.23	0.83	0.23
その他サービス	-0.51	0.02	0.08	1.07	0.23
保安	0.16	-0.24	0.07	-0.07	-0.55
農業	-0.73	-0.87	0.05	0.29	0.56
自動車運転者	0.81	-0.62	0.51	0.39	-1.03
その他運輸・通信	-0.11	0.04	0.06	0.59	-0.35
金属・機械	0.19	-0.56	0.17	-0.23	-0.59
食料・日用品	-0.35	-0.46	0.21	-0.12	-0.53
建設・工事	0.51	-1.15	-0.11	-0.97	-0.90
その他労務	0.07	-0.43	0.65	0.62	-1.09

[謝辞]

二次分析に当たり、東京大学社会科学研究所附属日本社会研究情報センターSSJ データアーカイブから「ワーキングパーソン調査 2000, 2002, 2004」(リクルートワークス研究所)の個票データの提供を受けました。謹んで感謝申し上げます。

<参考文献>

- Blau, P. M. and O. D. Duncan. 1967. *The American Occupational Structure*. Free Press.
- Bottero, W. and K. Prandy. 2003. "Social Interaction Distance and Stratification." *British Journal of Sociology* 54: 177-197.
- Breiger, R. J. 1981. "The Social Class Structure of Occupational Mobility." *American Journal of Sociology* 87: 578-611.
- Carlsson, G. 1958. *Social Mobility and Class Structure*. Gleerups.
- Crompton, R. (ed) 1998. *Class and Stratification: An Introduction to Current Debates (second edition)*. Polity Press.
- Edgell, S. 1993. *Class*. Routledge (橋本健二訳. 2002. 『階級とは何か』青木書店) .
- Erikson, R. and J. H. Goldthorpe. 1992. *The Constant Flux: A Study of Class Mobility in Industrial Societies*. Oxford University Press.
- Fetherman, D. L. and R. M. Hauser. 1978. *Opportunity and Change*. Academic Press.
- Grusky, D. B. (ed) 2001. *Social Stratification: Class, Race, Gender in Sociological Perspective*

- (second edition). Westview Press.
- Grusky, D. B. and J. B. Sorensen. 1998. "Can Class Analysis be Salvaged?" *American Journal of Sociology* 103: 1187-1234.
- Hauser, R. M. and J. R. Warren. 1997. "Socioeconomic Indexes of Occupational Status: A Review, Update, and Critique." *Sociological Methodology* 27: 177-298.
- 今田高俊・原純輔. 1979. 「社会的地位の一貫性と非一貫性」富永健一編『日本の階層構造』東京大学出版会: 161-197.
- 近藤博之. 2006. 「移動表による職業的地位尺度の構成—オーディネーション技法の応用—」『理論と方法』40: 313-332.
- Krymkowski, D. H., Z. Sawinski and H. Domanski. 1996. "Classification Schemas and the Study of Social Mobility: A Detailed Examination of the Blau-Duncan Categories." *Quality and Quantity* 30: 301-321.
- Lenski, G. E. 1954. "Status Crystalization: Non-Vertical Dimension of Social Status." *American Sociological Review* 19: 405-413.
- Levine, 1990. "Measuring Occupational Stratification using Log-linear Distance Models." in R. L. Breiger (ed.) *Social Mobility and Social Structure*. Cambridge University Press: 208-244.
- 三輪哲. 2006. 「社会的地位のむすびつきの大きさを調べる—移動指標—」与謝野有紀他編『社会の見方、測り方: 計量社会学への招待』勁草書房: 261-267.
- Rytina, S. 1992. "Scaling the Intergenerational Continuity of Occupation: Is Occupational Inheritance Ascriptive after All?" *American Journal of Sociology* 92: 1658-1688.
- Rytina, S. 2000. "Is Occupational Mobility Declining in the U.S.?" *Social Forces* 78: 1227-1276.
- 盛山和夫. 1994. 「社会移動データの分析手法」東京大学教養学部統計学教室編『基礎統計学Ⅱ 人文・社会科学の統計学』東京大学出版会: 257-279.
- Snipp, C. M. 1985. "Occupational Mobility and Social Class: Insights from Men's Career Mobility." *American Sociological Review* 50: 475-493.
- Treiman, D. J. 1977. *Occupational Prestige in Comparative Perspective*. Academic Press.
- 富永健一. 1995. 『社会学講義』中公新書.
- Weber, M. 1922. "Status Group and Classes." in G. Roth and C. Wittich (eds) *Economy and Society*. University of California Press: 302-307.
- Wright, E. O. 1997. *Class Counts: Comparative Studies in Class Analysis*. Cambridge University Press.
- Wright, E. O. (ed) 2005. *Approaches to Class Analysis*. Cambridge University Press.

第4章 女性パートの正社員への転換に関する決定要因分析

金井郁

1. はじめに

本論文では、労働市場を通じた女性パートの正社員への転換は可能であるのか、可能であるならば転換に関する決定要因を明らかにする。

1970年代後半から雇用者に占めるパート労働者、嘱託、派遣社員などの非正社員比率は確実に上昇している。特に、90年代に入るとその流れは加速している。総務省が2002年に発表した就業構造基本調査から雇用形態別雇用者数の推移を確認すると、全体で1987年に80.2%だった正社員の構成比率は2002年には68%と1割以上低くなっている。男女別で見ると、男性は雇用形態の中心（8割以上）が依然として正社員である一方、女性は2002年に正社員と非正社員の比率が逆転して非正社員比率が半数を超えている。87年から15年間で、男性は正社員比率が7.4%減少しているのに対して、女性は15.9%減と2倍以上である。正社員には男性が多く、非正社員には女性が多いといった雇用形態にジェンダーギャップが存在しており、さらにその差は拡大傾向にあることが指摘できる。また、非正社員の内訳を見ると、女性では非正社員の約6割をパート労働者が占めているのに対して、男性は非正社員のパート比率が約1割と低い一方アルバイトの構成比率が高く、非正社員の雇用形態にもジェンダー間の差異が存在している。

非正社員の量的拡大とあわせて、質的な側面での変化も急速に進み、非正社員の基幹労働力化が指摘されている。企業側は雇用管理制度を再編成し、パート労働者の能力や意欲の多様性を認め、それを処遇に積極的に反映させようとする個別賃金管理の流れが加速している。こうした中、特に基幹労働力化したパート労働者に対して正社員登用制度を導入したり、制度がなくとも実態として正社員への転換を促す企業も現れている（武石 2005, ニッセイ基礎研究所 2004）。また2006年12月には、労働政策審議会雇用均等分科会でパート労働法改正案の素案が示され、パートから正社員への転換推進に向けた措置を事業主に義務付け、国の助成を促す内容が盛り込まれた。このように、パート労働者の雇用条件改善の柱として同一企業内における「パートから正社員への転換」実現への方針が立てられ、国や企業レベルで整備が進められている。一方、同一企業内ではなく、外部労働市場を通ずるパートから正社員への転換については、政策レベルでは未着手で、その実態も明らかにされてこなかった¹。そこで本研究では、パート労働者の多数を占める女性パートに焦点を当て、労働市場を通じた正社員への転換の実態を明らかにすることを目的とする。

¹非正社員の中でもフリーターについては労働市場を通じた正社員への転換が政策課題として認識され始めている。政府は、2006年末に「再チャレンジ支援総合プラン」をまとめ、重要課題の1つとしてフリーターの常用雇用化を掲げた。具体的には、雇用対策法を改正し、「就職氷河期」に直面した若者の雇用機会を確保するため、事業主が若者の能力や経験を正当に評価し、採用機会を拡大するよう努力義務を課すことや、ハローワーク・ジョブカフェできめ細かな相談・能力開発を行うことなどが挙げられている。

2. 先行研究

労働市場を通じたパートから正社員への転換に関する研究の蓄積はない。しかし、関連する研究領域として、①パート労働者の基幹労働力化の到達点として同一企業内での正社員への転換に関する事例研究、②フリーターから正社員への転換に関する研究が挙げられる。また、女性にとって正社員として働くのかパートとして働くのかは、就業選択の課題でもあり、③女性の労働供給に関する分析からも本研究は多くの知見を得ることが出来る。以下、3つの領域の先行研究を簡単にまとめた。

武石(2005)は、非正社員の基幹労働力化とそれに伴う企業側の雇用管理の変化を検討し、非正社員が基幹労働力化したとしても、多くの場合は長期的に見たキャリアは正社員とは同じではなく、一定のレベルで行き止まりのキャリアとなっていることを指摘している。非正社員の中でさらにキャリアアップを目指そうとする者のために正規労働への登用制度が用意されているとし、実際第3次産業に属する事例企業66社のうち、正規労働への登用制度がある企業は32社、制度がなくても実際に登用実績のある企業が10社あることを明らかにしている。正社員への転換ではないが、パート労働者の昇格の実態に焦点を当てた金井(2005)は、たとえ基幹労働力化を促す制度が整備されたとしても、実際に昇格するパート労働者はほとんどの企業において1割程度以下と圧倒的少数であることの理由を検討している。上位職パートに就くため必要とされる仕事への意欲やパフォーマンス、労働時間の延長などはジェンダー役割と密接に結びつき、パート労働者にとって昇格するための高いハードルとなっている。企業側の事情としても①部門の人材構成の中で上位職パートを必要としていること、②昇格制度等パートの雇用管理制度が現場の従業員に浸透し、部門内でパート育成が行われること、の2点が満たされていなければ昇格だけでなくキャリア形成も行われなことが明らかにされた。このことは、昇格にとどまらず、パートから正社員への転換においても同様の課題があることを示唆しているであろう。

90年代後半から政策的にも問題視されてきたフリーター、つまり若年非正規労働者層の正社員への転換に注目した研究は少しずつ蓄積されている。小杉(2003)は、卒業時点の進路がわかる卒業生に対して一定期間経過後の就業状況を尋ねた調査から、フリーターから正社員への移行状況を明らかにした。高卒者の場合は3年程度で3~4割が正社員に移行し、大卒者では卒業4年目に男性のおよそ3分の2が、女性では半数が正社員に変わっている。調査時期や卒業からの年数が異なるため一般化は出来ないとしながらも、印象では大卒男性では正社員に変わる者が多いと指摘する。酒井・岩松(2005)は、フリーターは固定化しているのかを検討するため、パネル調査を用いた計量分析を行った。その結果、男性の場合近年フリーターをやめることが困難になってきていると同時に、フリーターをやめられる人とその後もやめられない人が3年目を境として分かれるという2極化傾向が起きていること、女性については近年男性よりも顕著にフリーターをやめることが困難になっていることを指摘している。以上の研究は、明示的ではないが労働市場を通じた転換が相当数含まれていると思われる。同一企業内における転換の実態に関しては、ニッセイ基礎研

究所(2004)がフリーターから正社員への登用制度を持つ企業の事例を収集している。労働市場を通じた転換および企業内における転換の双方を視野に入れた研究としては、佐藤(2004)が①他社で非典型労働に従事していた者を正社員として中途採用している企業の実態と、②非典型労働として雇用している者を自社の正社員として登用する「社員登用制度」の実態に関する分析を行っている。佐藤(2004)によると、企業が未経験者歓迎の求人を行っていたとしても、実際の採用者の属性をみると、前職と現職が同職種である者や前職が正社員であった者が多くを占め何らかの経験が求められているが、約3割が非正社員から採用されているとしている。しかし、これらフリーター等若年労働者の正社員への転換に関する先行研究は、実態分析にとどまっており、何が正社員への転換を促すのかという要因分析はされていない。

女性の就業選択に焦点をあてた研究では、結婚や出産・育児などを経験する女性が、就業継続するのか、退職するのか、退職後に無業・非正社員・正社員のいずれかを選択するのかに関する要因分析がさまざまな角度から展開されてきた。特に親との同居状況や育児状況など家庭環境との関連から女性の就業行動分析が試みられ、多くの興味深い結果を示している。しかし、女性の就業選択に関わる研究が多数蓄積されてきたといっても、分析対象となる女性のキャリアは「(正社員)就業継続」、「再就業—正社員」、「再就業—非正社員」、「正社員—引退」のパターンに集約されている。実際には、子育て期に育児など家庭責任との関係からパート等非正社員として再就業したとしても、女性にとって子育ての終了から一般的な定年まで少なくとも10年以上残されていると考えられる。家庭責任との関係から見れば、それが軽減された段階で、フルタイム正社員へと移行するパターンを想定することは不思議なことではないが、非正社員就業を選択した女性のその後のキャリアに注目した研究はない。

こうした3つの領域の先行研究を踏まえた上で、労働市場を通じた女性パート労働者の正社員への転換に関する決定要因を明らかにすることを本研究の主眼としたい。

3. 使用するデータ

本研究は、2004年に(株)リクルートワークス研究所によって実施された「ワーキングパワソン調査」の個票データを用いて分析を行う。同調査は、2004年8月23日～10月15日を調査期間として、首都圏で正規社員・正規職員、契約社員・嘱託、派遣、パート・アルバイトとして就業する18～59歳の男女を調査対象に実施された。同調査における就業者は2004年7月最終週に1日でも雇用されて就業した者で、エリアサンプリングを行い、サンプル数は5846人(男性3856、女性1990)となっている。

サンプル全体のうち、男性は59.3%でそのうち調査時点で(以下調査時点の場合「現職」と表記)正社員・正職員として就業している者が87.7%と圧倒的に高く、40.7%の女性のうち正社員・正職員は47.8%、続いてパートが39.5%を占めており、女性就業者に占めるパート労働者の比率が高いことが確認される。本研究で使用する前職がパートの女性は475

人で、そのうち前職から現職への移行の際のブランク期間の有無に関わらず集計した結果、66.7% (317人) がパートとして転職・再就職しており、続いて 29.3% (139人) が正社員・正職員となっており、前職パートの女性の約 3 割の人が正社員となっている実態が明らかになった²。

4. パートから正社員への転換に関する要因分析—パートに転職・再就職した人との比較から

4.1. 本人属性, 家庭状況, キャリア

前職から現職への移行の際のブランク期間の有無に関わらず、女性の中で前職がパート労働者であった者を、現在正社員になっている者とパート労働者になっている者とに分類する。パートから正社員に転換した女性は、再度パート労働に転職・再就職したものと比べてどのような特徴があるだろうか。表 1 に「パート→正社員」、「パート→パート」、「女性雇用者全体」の本人属性、家庭状況、キャリアの特徴を示す。特にパート時のキャリアの違いがあるのかを確かめるため、前職のパート労働の就業実態を中心にみていく。その特徴をより明確に示すために女性雇用者全体も取り上げるが、女性雇用者全体の結果は現在の就業実態である。

まず、現在の年齢および現在の会社への入社年齢は、女性雇用者全体の平均から見ると、「パート→正社員」、「パート→パート」で高い。「パート→正社員」、「パート→パート」を比較すると、確かに「パート→正社員」よりも「パート→パート」の平均年齢、入社年齢ともに高く、より年齢の高いパート女性は正社員での入社が難しいように示される。篠塚 (1995) が、正社員募集の上限年齢を 35 歳以上に設定する求人は非常に少ないと指摘することにも重なる。しかし、年齢階級でみると必ずしも 35 歳以下でなければ正社員になれないということはなく、「パート→正社員」のうち約 55% が 35 歳以上で現在の会社に正社員として入社している。

学歴構成は、「女性雇用者全体」では大卒比率が、「パート→正社員」では短大卒比率が、「パート→パート」では高卒比率が高い。配偶者の有無については、「女性雇用者全体」→「パート→正社員」→「パート→パート」の順で配偶者のいる比率が高くなる。しかし、その配偶者の就業状況をみてみると、フルタイム就業している配偶者の比率は「パート→正社員」で最も高く、「パート→パート」の配偶者ではフルタイム就業ではない就業している者が 10% にのぼっている。子供の有無に関しても「女性雇用者全体」→「パート→正社員」→「パート→パート」の順で子供のいる比率は高くなるが、「女性雇用者全体」と比べると「パート→正社員」と「パート→パート」は 20% 以上差があり、前職のパートという働き方と子供がいることの関連の高さがうかがえる。

では、キャリアに関しての特徴はどうであろうか。過去に正社員経験があるかどうかを

² サンプル数 5846 人は実数値で、それ以下の数値は、回収サンプルを母集団人数に割り戻す形のウェイトバックを行っている。

みると、経験有りは「パート→パート」が77.8%であるのに対して、「パート→正社員」では69.6%であった。平均転職回数は、「女性雇用者全体」(2.7回)より「パート→正社員」(3.6回)「パート→パート」(3.9回)の方が高くなっている。

前職パート時の労働実態をみると、1週間の平均労働時間が「パート→正社員」「パート→パート」それぞれ32.0時間(標準偏差11.0時間, 最大値73時間, 最小値3時間), 29.7時間(標準偏差11.6時間, 最大値72時間, 最小値5時間)でそれほど大きな差はないが、現在の1週間の平均労働時間を比べてみると41.0時間(標準偏差7.5時間, 最大値78時間, 最小値29時間), 25.1時間(標準偏差10.5時間, 最大値60時間, 最小値4時間)で大きく開く。もちろん現在の比較では正社員とパートのように雇用形態が異なるため差が大きくなるのは当然といえるが、「パート→パート」の平均労働時間が転職によって約5時間減っている。前職パート時の平均年収を比べると「パート→正社員」は154.3万円(標準偏差93.4万円, 最大値500万円, 最小値35万円, 中央値125.3万円), 「パート→パート」は123.0万円(標準偏差86.3万円, 最大値600万, 最小値12万, 中央値96.2万円)で、正社員に転換した女性の方がもともとの年収が平均でも中央値でも高く、その値が税制や社会保障制度、企業の配偶者手当等福利制度などを意識して存在しているいわゆる「103万円の壁」よりも高いことがわかる³。転職直後の平均年収を比べてみると、それぞれ274.3万円(標準偏差110.2万円, 最大値750万円, 最小値100万円, 中央値250万円), 105.3万円(標準偏差52.8万円, 最大値420万円, 最小値7万円, 中央値100万円)でその差は大きくなるが、上述の労働時間とも関連して「パート→パート」の年収が転職によって20万円近く減っている。

前職パートの業種をみると、「女性雇用者全体」と比べて「パート→正社員」「パート→パート」双方で卸・小売業が10ポイント近く高くなっているのは、卸・小売業がパート労働者比率の高い業種であることを反映しているといえる。医療・福祉業は「パート→正社員」の比率が高い。「パート→パート」では、飲食店・宿泊業とサービス業で他よりも比率が高くなっている。前職パートの職種については、厚生労働省「パートタイム労働者総合実態調査」と比べると、「パート→正社員」「パート→パート」双方で事務職の割合が非常に高いことが指摘できる。平成13年厚生労働省調査のパートの事務職が11.6%であるのと

³厳密に言えば、平成14年に内閣府男女共同参画局が発表した『「ライフスタイルの選択と税制・社会保障制度・雇用システム」に関する報告書』で指摘されているように、「103万円の壁」の要因は複雑である。厚生労働省平成13年「パートタイム労働者総合実態調査」によると、実際の女性パートが就業調整を行った結果の所得分布は年収90～110万円に山が出来ている。この事実は女性パート自身の所得が課税対象となる税制の影響があることは示唆できる。就業調整の理由を尋ねた女性パートへのアンケートからも裏付けられるが、その他に配偶者控除や配偶者特別控除を意識していること(45.1%)、配偶者の年金や医療保険の社会保障制度の被扶養者から外れないようにすること(38.2%)も挙げられる。しかし現在は税の控除制度による逆転現象は解消されており、控除制度を意識した就業調整は合理性がないことになる。家族手当が支給される制限を税制にあわせている企業が8割あるために、家族手当が影響していると解釈することは可能である。また、年金や医療保険の限度額年収130万円に所得分布の山は出来ていない。以上の事実の間には矛盾する面があるが、平成14年「ライフスタイルの選択と税制・社会保障制度・雇用システム」では、その要因として制度に対する誤解や制度が十分に知られていないこと、思い込み、納税そのものを避けることなどが挙げられ、税制・社会保障制度、家族手当等を意識した賃金・年収・労働時間調整が行われているとしている。

比較すると、「パート→正社員」で約4倍の45%、「パート→パート」で38.3%となっている。これはリクルート調査の対象が首都圏に限定されているため事務職比率が高くなっていると考えられる。「パート→正社員」で専門職・技術職の割合が高く、技能や技術によって正社員への転換のハードルを下げている可能性を指摘できる。

前職パートを退職した際の自発性については、非自発的に退職した「パート→正社員」が5.2%であるのに対して、「パート→パート」は12.7%と倍以上高い。前職と現職のブランク期間は、3ヶ月未満の者が両グループとも55%程度であるが、そのブランク期間中の行動は、両グループに差異が見られる。仕事を探していた者は「パート→正社員」で66.7%、「パート→パート」は56.1%、探していなかった者の中で就学や進学や資格取得のための勉強等の理由のものがそれぞれ12.5%、7.3%、家事・育児、介護等の理由の者が20.8%、36.7%となっている。

表1 本人属性, 家庭状況, キャリアの特徴比較

		女性計	女性パート→正社員	女性パート→パート
n		2382	139	317
平均年齢		37.8歳	41.4歳	44.2歳
現在の会社への入社年齢		32.0歳	36.1歳	40.7歳
学歴	中学	3.5%	3.6%	4.7%
	高等学校	42.9%	49.6%	59.1%
	専修各種学校	18.4%	17.3%	18.9%
	短期大学	18.1%	21.6%	9.7%
	大学	16.0%	7.2%	6.9%
配偶者の有無	いる	58.3%	66.9%	78.5%
	いない	41.5%	33.1%	21.5%
配偶者の就業状況	フルタイム	86.8%	94.6%	85.3%
	パート	8.2%	1.1%	10.6%
	働いていない	3.3%	4.3%	2.6%
子供の有無	いる	60.2%	82.7%	89.9%
	いない	38.8%	16.5%	9.5%
過去の正社員経験	あり	82.0%	69.6%	77.8%
	なし	18.0%	30.4%	22.2%
平均転職回数		2.7回	3.6回	3.9回
前職パートの1週間の平均労働時間		—	32.0時間	29.7時間
現在の平均労働時間		35.0時間	41.0時間	25.1時間
前職パートの平均年収		—	154.3万円	123.0万円
転職後の年収		—	274.3万円	105.3万円
前職の業種	建設	2.5%	2.2%	0.3%
	製造	10.8%	15.6%	10.5%
	情報通信	4.2%	1.5%	3.2%
	運輸	3.2%	2.2%	1.6%
	卸・小売	20.9%	27.4%	29.5%
	金融・保険	7.8%	9.6%	7.3%
	不動産	0.9%	0.0%	0.3%
	飲食店・宿泊	7.6%	8.9%	13.3%
	医療・福祉	15.7%	17.8%	10.2%
	教育・学習支援	4.4%	2.2%	2.5%
	サービス	12.3%	8.9%	14.6%
	公務	2.8%	1.5%	1.3%
	その他	6.2%	2.2%	5.4%
直前の職種	サービス	22.6%	20.6%	32.1%
	保安・警備	0.0%	0.8%	0.0%
	農林・漁業関連	0.1%	0.0%	0.6%
	運輸・通信関連	1.0%	0.8%	0.6%
	生産工程・労務	5.5%	10.7%	9.4%
	事務	41.0%	45.0%	38.3%
	営業・販売従業	6.0%	3.8%	5.2%
	専門職・技術	18.1%	17.6%	12.0%
分類不能		4.2%	0.8%	1.6%

前職の退職の 自発性	自発的	—	93.3%	86.9%
	非自発的	—	5.2%	12.7%
ブランク期間	3ヶ月未満	—	55.9%	54.6%
	3ヶ月以上	—	44.1%	45.4%
ブランク期間 中の活動	仕事を探してい 探していなかつ た(就学または 進学や資格取 得のため自宅で 勉強など)	—	66.7%	56.1%
	探していない (家事・育児・介 護等に専念、自 分の病気など)	—	12.5%	7.3%
		—	20.8%	36.7%

注) 実際の就業者の構成に等しくなるようウェイトバックを行っている

4.2 パートから正社員への転換に関する決定要因分析

パートから正社員に転職・再就職するのか、またパートとして転職・再就職するのかを定める要因としては、過去のキャリア形成や学歴などの本人属性、家庭環境などの影響が考えられる。パートから正社員への転換に関する決定要因を分析したい。

分析は、ロジットモデルによる。パートから正社員に転職・再就職した女性を1、パートからパートに転職・再就職した女性を0とするダミー変数を従属変数とする。説明変数としては、①過去のキャリアに関連して、正社員経験、前職パートでの職種の大分類、前職パート時の労働時間、前職パート時の年収が103万以上か未満か、離職期間、離職期間中の行動、②本人属性に関連して、入社年齢、学歴、世代の効果、③家庭環境に関連して、配偶者の有無を含めた配偶者の就業状況、④正社員として働きたいという意思、を使用した。説明変数①～③によるロジットモデルを推計式1、推計式1に④の意思に関する変数を加えたロジットモデルを推計式2とする。

説明変数について説明する。正社員の転職には、仕事に関するキャリアが問われることは一般的に知られている。そこで過去の仕事に関するキャリアに注目すべきである。正社員経験とは、本調査票では過去の職歴がすべて記載されているため、一度でも正社員としての経験がある場合を1、ない場合を0とするダミー変数である。前職パートの職種の大分類は、サービス職を基準に生産工程・労務職ダミー、事務職ダミー、専門・技術職ダミーを作成した。その他の出現度の低い職種は欠損値扱いとした。前職パート時の年収は103万円以上を1、未満を0とするダミー変数で、パート時の働き方として正社員の働き方を望まずに配偶者の扶養対象となることを希望している層の代理変数として使用した。ブランク期間は、前職のパートを退職してから現在の職につくまでの離職期間を表しているが、質問票が3ヶ月以上か未満かの選択項目であったため、3ヶ月以上ブランクありが1、3ヶ月未満を0とするダミー変数を作成した。そのブランク期間中の活動は、求職を基準に、就学などで探していないダミー(就学、または、進学や資格取得のため自宅で勉強していた)、家事・育児などで探していないダミー(家事・育児などに専念、介護、自分の病気、

その他)を作成した。

また、正社員としての転職・再就職は年齢制限が厳しいなどの一般認識を考慮して、個人属性の変数として、入社年齢を使用した。景気の影響などの世代効果をコントロールするため、10歳幅のダミー変数を投入する。学歴は、「中・高卒」「専修各種学校卒」「短大卒」「大卒」の大分類により効果をみる。

女性の働き方は、配偶者の有無や世帯の経済状況に依存すると考えられるため、家庭環境に関する変数も投入した。配偶者の就業状況は質問票の制限から、配偶者なしを基準に、配偶者フルタイムダミー、配偶者無職・パートダミー（配偶者はフルタイムではないが働いている、働いていないを選択した人）を使用した。

さらに、日本においては自らパートを望む「自発的パート」が女性では多いことが知られている。そこで以上の変数に、正社員で働くことを望むという意味に関する変数を加えた推計式2を作成した。しかし、前職パート時に正社員で働くことを望んでいたかを問う質問項目がないため、「現在において正社員で働いてみたいと思うか」という就業形態の受容度を尋ねた項目を代用していることに注意を要する⁴。

⁴回答項目「ぜひ働いてみたいと思う」「働いてもよいと思う」「働きたくない」「なんともいえない」のうち、肯定的な2項目によってダミー変数を作成してみたが統計的に妥当な回答が得られなかったため、「ぜひ働いてみたいと思う」という強い肯定のみを用いて「正社員で是非働きたい」ダミー変数を作成した。

表2 パートから正社員への転換に関する要因分析

推計式1					推計式2				
		係数		標準誤差			係数		標準誤差
入社年齢		-0.128	**	0.042	入社年齢		-0.135	**	0.045
年齢階級 (30歳未満 基準)	30歳代	1.849	**	0.635	年齢階級 (30歳未満 基準)	30歳代	2.087	**	0.708
	40歳代	1.774	*	0.870		40歳代	2.407	*	0.953
	50歳以上	2.993	**	1.056		50歳以上	3.452	**	1.156
学歴(高卒 を基準)	専修各種 学校	0.411		0.470	学歴(高卒 を基準)	専修各種 学校	0.254		0.510
	短大	1.120	*	0.513		短大	0.939	†	0.554
	大学	0.307		0.645		大学	-0.232		0.728
配偶者就 業状況(配 偶者なし基 準)	配偶者フル タイム	-0.580		0.468	配偶者就 業状況(配 偶者なし基 準)	配偶者フル タイム	-0.498		0.525
	配偶者無 職・パート	-2.770	*	1.163		配偶者無 職・パート	-2.750	*	1.265
前職パート の職種 (サービス を基準)	生産工程・ 労務	0.100		0.800	前職パート の職種 (サービス を基準)	生産工程・ 労務	-0.357		0.840
	事務	0.530		0.441		事務	0.306		0.475
	専門・技術	0.645		0.578		専門・技術	0.321		0.650
転職前労働時間		0.018		0.016	転職前労働時間		0.012		0.019
転職前収入103万以上 =1		-0.014		0.417	転職前収入103万以上 =1		-0.213		0.465
ブランク期間3ヶ月以上 =1		0.179		0.368	ブランク期間3ヶ月以上 =1		0.182		0.404
ブランク期 間中の活 動(求職を 基準)	就学などで 探していない 家事・育児 などで探し ていない	0.612		0.624	ブランク期 間中の活 動(求職を 基準)	就学などで 探していない 家事・育児 などで探し ていない	0.840		0.671
		-1.270	**	0.444			-1.031	*	0.484
正社員経験		0.278		0.451	正社員経験		0.594		0.506
—		—			是非正社員で働きたい		2.045	***	0.414
定数		1.571		1.261	定数		0.736		1.364
-2 対数尤度		204.826			-2 対数尤度		177.577		
カイ2乗		52.043			カイ2乗		79.292		
n		199			n		199		

注1) ウェートバックをしていない値を使用

注2) †をp<.10、*をp<.05、**をp<.01、***をp<.001とする

上記で示した説明変数を用いた推定結果を表2に示した。

まず、推計式1について検討する。本人属性に関しては、年齢のコホートをコントロールした上でも、現在の会社への入社年齢が低い方が正社員となる確率は有意に高くなる。学歴については、高卒の人に対して、短大卒のみ有意にパートから正社員となる傾向にある。大学・院卒で有意な関連が見られないのは、本研究の対象者を前職がパートの女性に絞っていることと関係がある。先行研究でも指摘されるように、高学歴の既婚女性は就業継続するとしても再就業に際しても正社員を選択することが多く(永瀬, 1994)、また大卒女性の配偶者は高所得者の場合が多いため、女性が結婚や出産などで労働市場を退出した後の再就業の理由として相対的に経済的理由が低くなり、やりがいや働く内容などを求めて正社員就業を希望する人が多く、希望する仕事が見つからない場合は無職を選択している(武石, 1995)。

家庭環境に関する変数としての配偶者の就業状況をみると、配偶者のいない人に対して、

配偶者が無職かパートで働いている人の方が、有意に本人がパートで働く傾向にある。配偶者がフルタイムで働く人がパートとなることは有意でなく、一般的な認識と矛盾する。クロス集計を見る限り、配偶者が無職の人の年齢階層は45歳以上ですでに配偶者が定年などで退職をしたと考えることも出来る。一方、配偶者がフルタイム勤務ではない人の年齢階層は若年から中高年層までばらつきがあり、年齢の傾向を示すことは難しい。9割以上の人が子供もいることを考慮すると、若年層では配偶者がフリーターなどの非正社員カップル、中高年層では配偶者が正社員職を退職後に非正社員となったカップルといった推測も可能であるが、本調査票では詳しくは明らかにされない。配偶者が無職かパートの対象人数が少なく、サンプルバイアスである可能性も高い。

過去のキャリアに関連する変数としてあげた、前職パートでの職種、前職パート時の労働時間に有意な関係は見られない。前職パートの年収が103万未満かどうかについても、有意な関係が見られない。過去の正社員経験、また図表には示していないが学卒後初職に正社員だったかどうかをその代わりに変数として使用してみても、有意な関係は見られない。前職のパート時のキャリアだけでなく正社員経験も含めて、過去の仕事に関するキャリアは、パートから正社員への転換に関連がなさそうである。

前職から現職のブランク期間についても有意な関係がみられないが、本調査票ではブランク期間が3ヶ月以上か未満を問う質問項目しかないため、より長いブランク期間で見た場合は影響がある可能性がある。永瀬(1994)は、離職期間が長くなるほど、正社員となる確率が低下することを指摘している。注意すべきは、本研究のブランク期間は前職のパートと現在の職の間の期間を指しており、永瀬(1994)では学卒後職についていない期間全体を指している。ブランク期間中の活動に関してみると、「仕事を探していた」人に比べて「家事・育児などに専念していたため仕事は探していなかった」人は有意にパートになる確率を高める。同じく仕事を探していない場合でも就学や資格取得のための勉強などをしていた場合は、有意ではないが符号はプラスとなっている。

では、正社員で働きたいという意思に関する変数を加えた推計式2の結果はどうだろうか。「正社員で是非働いてみたい」という意思は、有意に正社員となる確率を高めている。意思に関する変数でコントロールしても、有意となった他の変数は推計式1と変わっていないが、この変数を入れてみると、短大ダミーの係数が小さくなり信頼度が低下した。つまり短大卒の一部は、正社員として是非働いてみたい、という強い意志を反映しており、学歴そのものの効果より、意志の効果が大きいといえる。

以上の分析から、女性のパートが正社員となる確率を高める要因としては、パート時点でのキャリアは特に関係がなく、また過去の正社員経験にも関連が見られないことから、仕事におけるキャリアは問われていないといえる。むしろ、入社時点の年齢や学歴の効果が強く、パートから正社員への転換には、その時点では変更不可能な属性の影響が強いことが明らかとなった。そうはいつても、離職期間中に求職活動をしている人は、少なくとも家事・育児などに専念していたため求職していなかった人に比べて、正社員となる傾向に

ある。「求職活動」というアクションを起こすことが、属性の効果を補い正社員となる確率を高める1つの方法であることを示しているであろう。

3. 終わりに

本研究から見出された知見をまとめたい。

- (1) 前職がパートの女性のうち、66.7%がパートに 29.3%が正社員として転職・再就職しており、前職パート女性の約3割が正社員となっている
- (2) 「パート→正社員」のうち約55%が35歳以上で現在の会社に正社員として入社している。さらに40歳代で全体の約3割、50歳代でも約1割近くとなっている。ただし、この結果は正社員募集の上限年齢を35歳以上に設定する求人は非常に少ない（篠塚, 1995）との指摘を覆すものではなく、35歳以上でも正社員の求人をしていない少ない会社では、募集時点においても実際の採用においても、年齢に関する制限が緩いといえるであろう。
- (3) 前職パート女性が正社員として転職・再就職するのか、パートとして転職・再就職するのかに影響を与える要因としては、パート時点での職種や労働時間は関係していない。また、過去に正社員経験があるかどうかや初職が正社員であったかなども関係しておらず、前職のパート労働だけでなく正社員経験があるかも含めた仕事に関するキャリアは問われていないといえる。
- (4) むしろ、入社年齢がより若いことや短大卒であるといった学歴、配偶者がいないことなど、その時点では変更不可能な属性の影響が強いことが明らかとなった。
- (5) しかし、離職期間中に何らかの求職活動を行うことは、少なくとも家事・育児に専念して仕事を探していなかった人に比べれば正社員となる確率を高めている。
- (6) 日本においては自らパートを望む「自発的パート」が女性では多いことが知られているが、正社員で働きたいという意思に関する変数でコントロールしても、有意な変数は変わらない。しかし、短大ダミーの係数が小さくなり信頼度が低下しており、短大卒の一部は正社員として是非働いてみたい、という強い意志を反映しており、学歴そのものの効果より、意志の効果がより大きいといえる。

本稿で明らかにされたように、パートから正社員への転換はその時点で変更不可能な属性が決定要因となっている。このことは、パート労働者として一定の職業能力機会が得られたとしても、その後のキャリア展望が乏しいことを意味し、課題であるといえる。パート労働者が、他の雇用形態、特に正社員へのキャリアの移行が可能となるような労働市場や雇用システムの仕組みを構築していくことが必要であろう。

最後に今後の課題として、未経験者歓迎企業の求人と採用実態を検討した佐藤(2004)の研究では、前職と現職が同職種である者や前職が正社員であった者が多く、何らかの経験を求めている場合が多いと指摘している。仕事上のキャリアが考慮される点は、本研究の知見とは異なっており、この違いを生み出している要因を明らかにしていきたい。また、パ

ートから正社員に転換した女性の正社員としての就業実態やその後のキャリア展望を分析し行くことが必要であると考える。

[謝辞]

二次分析に当たり、東京大学社会科学研究所附属日本社会研究情報センターSSJ データ・アーカイブから「ワーキングパーソン調査 2004」(株式会社リクルートワークス研究所) の個票データの提供を受けました。

<参考文献>

- 猪木武徳・連合総合生活開発研究所編 (2001) 『「転職」の経済学』, 東洋経済新報社
- 金井郁(2005) 「パート労働者の昇格問題とジェンダー—食品スーパーX 社の事例から」
F-GENs ジャーナル No 4, pp29-37
- 厚生労働省(2001) 『パートタイム労働者総合実態調査』
- 小杉礼子(2003) 『フリーターという生き方』 勁草書房
- 酒井正・岩松尚吾(2006) 「フリーター以前とフリーター以後」 樋口美雄・慶應義塾大学経商
連携 21 世紀 COE 編『日本の家計行動のダイナミズム』慶應義塾大学出版会, pp139-162
- 佐藤博樹(2004) 「若年者の新しいキャリアとしての「未経験者歓迎」求人と「正社員登用」
機会」, 『日本労働研究雑誌』, 534 号, pp34-42
- 篠塚英子(1995) 『女性が働く社会』 勁草書房
- 駿河・輝和・西本真弓(2001) 「既婚女性の再就業に関する実証分析」『季刊家計経済研究』
第 50 号, pp56-62
- 武石恵美子(2001) 「大卒女性の再就業の状況分析」 脇坂明・富田安信編『大卒女性の働き方—
女性が仕事をつづけるとき, やめるとき』日本労働研究機構, pp117-141
- (2005) 「非正規労働者の基幹労働力化と雇用管理」 橘木俊詔編『現代女性の労働・
結婚・子育て』ミネルヴァ書房, 2005 年, pp246-274
- (2006) 『雇用システムと女性のキャリア』 勁草書房
- 男女共同参画会議・影響調査専門調査会 (2002) 『「ライフスタイルの選択と税制・社会保障
制度・雇用システム」に関する報告』
- 富田安信・脇坂明 (1999) 「女性の結婚・出産とその就業選択」『大阪府立大学経済研究』
第 45 巻第 1 号, pp133-145
- 永瀬伸子 (1994) 「既婚女子の雇用就業形態の選択に関する実証分析—パートと正社員」『日
本労働研究雑誌』 418 号, pp31-42
- ニッセイ基礎研究所 (2004) 「フリーター等非正社員から正社員への登用制度の普及促進—
企業事例調査研究報告書」厚生労働省委託調査
- 藤田由紀子(2004) 「再就職する女性たち—両立支援に向けて」 佐藤博樹編『変わる働き方と
キャリア・デザイン』 勁草書房, pp87-110

- 横山由紀子（2003）「就業支援政策の長期的効果—育児期のキャリア形成という視点から」
橘木俊詔・金子能宏編『企業福祉の制度改革』東洋経済新報社，pp61-85
- （2005）「女性の婚姻状況と転職・再就職行動」橘木俊詔編『現代女性の労働・結婚・子育て』ミネルヴァ書房，2005年，pp147-164
- 脇坂明・奥井めぐみ(2005)「なぜ大卒女性は再就職しないのか」橘木俊詔編『現代女性の労働・結婚・子育て—少子化時代の女性活用政策』ミネルヴァ書房，pp184-207

第5章 女性の職位を規定する要因についての試論的考察

小池 裕子

1. はじめに

男女雇用機会均等法の施行後 20 年が経過し、役職につく女性の数は初級管理職層を中心として徐々に増加基調にあるものの、全体の中ではまだ少数派である（表 1）。このような中で、現在、昇進を遂げている女性とはどのような人たちであろうか。換言すれば、昇進する女性とはどのような要因を備えた人たちなのであろうか。

表 1 役職者に占める女性割合の推移
一産業計、企業規模100人以上、学歴計一

(単位：%)

年	部長		課長		係長	
	総数	女性	総数	女性	総数	女性
1980	100	1.0	100	1.3	100	3.1
1985	100	1.0	100	1.6	100	3.9
1990	100	1.1	100	2.0	100	5.0
1995	100	1.3	100	2.8	100	7.3
2000	100	2.2	100	4.0	100	8.1
2005	100	2.8	100	5.1	100	10.4

厚生労働省「賃金構造基本統計調査」より作成

国内では、女性の賃金に関しては豊かな計量研究の蓄積があるものの、女性の昇進についての計量的な先行研究はそれほど多いとは言えない。その理由の一つとして、女性役職者のサンプル数不足といった技術的な問題があり、計量分析の対象として取り上げづらかったということが考えられる。その限られた先行研究の中で本稿の関心に一番近いものは、電気産業で働く大卒女性のデータを用い、家族要因やその他の諸変数が社内の資格等級に及ぼす影響を非常に丁寧に分析した富田論文(2005)である。同論文では、女性も男性同様、年齢が高くなるほど、勤続年数が長くなるほど職位が高くなるという分析結果が得られている。また、家族要因については、結婚は女性のキャリアにプラスの影響を与えるという結果が得られている¹。しかし、特定の産業ではなく、より一般的にみるとどうなのであろうか。本稿では、全産業を対象とするデータセットを用いることで、女性の職位を規定する要因を広く探索することを目的とする。

¹ 富田の研究(2002, 2005)では、「(電気産業においては)一般事務職など賃金のあまり高くない仕事についている女性たちは、結婚・出産後も働き続ける利益が大きくないため退職してしまう」ので、結婚後も正社員として残る女性の社内資格の方が高くなるという可能性が示唆されている。

本稿の構成は以下の通りである。まず、第2節では、データと推定方法について述べる。次に第3節では、推定結果を提示し、結果に対する考察を行う。最後に第4節で本稿のまとめを行う。

2. データと推定方法

2.1. データの概略

本稿における分析では、リクルートワークス研究所が実施した「ワーキングパーソン調査 2004」の個票データを使用した。この調査は、首都圏 50km（東京都、神奈川県、千葉県、埼玉県、茨城県）において正規社員・正規職員、契約社員・嘱託、派遣、パート・アルバイトとして就業する 18 歳から 59 歳までの人々 5846 名（うち男性 3856 名、女性 1990 名）の就業に関する実態と意識を明らかにするために 2004 年 8 月 23 日から 10 月 15 日にかけて行われたものである。本稿では就業形態の違いが職位に与える影響を除くため、5846 名の中から、正社員・正職員として民間企業に就業する男女 2826 名（うち男性 2007 名、女性 819 名。但し、現業職従事者及び外資系勤務者を除く）に分析対象を絞った。

2.2 分析の手順

分析にあたっては、まず従属変数として、職位を 3 段階に分けた変数を作成し、順序ロジット回帰分析を行った²。具体的には、非役職者である一般社員を 1、係長・主任・班長クラスの初級管理職・専門職を 2、課長代理以上の管理職・専門職を 3 とした³。なお、女性の職位に関する度数分布は図 1 に、そして比較のために男性の職位に関する度数分布は図 2 に示した。

女性の職位の規定要因を広く探るにあたっては、最初に通常の賃金関数で用いられている個人の基本的属性・家族的属性を独立変数としてモデルに投入することからスタートし（モデル 1）、そこに勤務先や職種などの属性を追加（モデル 2）、さらに個人の能力や仕事に対する意識などの職業人的な属性（モデル 3）を追加することにより、モデルを 1 から 3 まで拡張した。また、比較のために男性についてもモデル 3 と同様の分析を行い、これをモデル 4 とした。そして最後に、昇進の男女差を見るために女性ダミーを独立変数として加えたものをモデル 5 として、男女全体のデータを分析した。

² 紙幅の都合上、数式などは省いた。順序ロジットモデルの詳細については、Agresti(1984)、Long(1997)、Borooah(2001)などを参照。

³ 通常行われている男性対象の昇進研究であれば、さらに中級管理職と上級管理職とに分けるべきであろうが、本研究の目的はあくまで女性の昇進に焦点をあてることであり、中・上級管理職の女性にはサンプル数不足という問題が生じたため、課長代理以上は敢えて一括りとした。

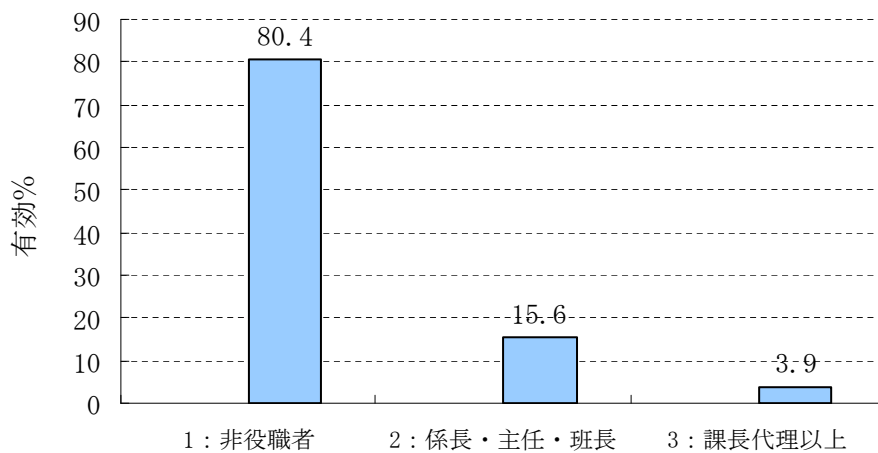


図1 職位に関する相対度数分布
(女性：有効標本数=818名)

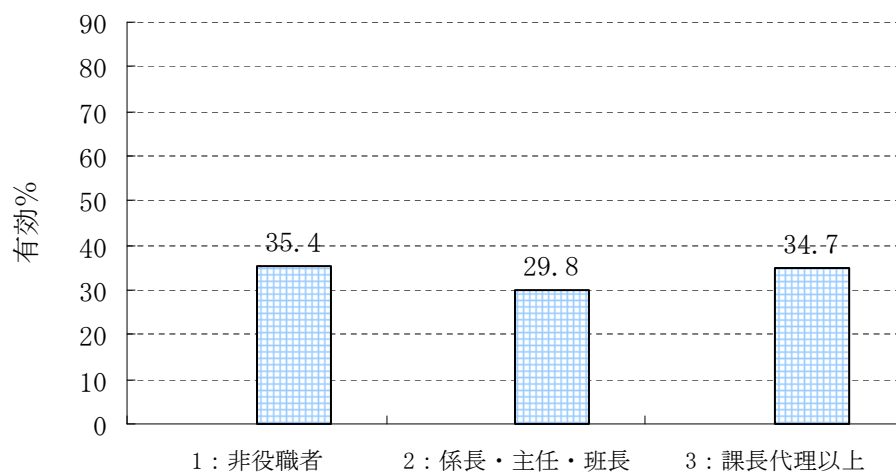


図2 職位に関する相対度数分布
(男性：有効標本数=2004名)

なお、推定に用いる変数の基本統計量は表2の通りである。また、各モデルで使用した独立変数の作成方法と予想される符号（職位と正の関係にあるか負の関係にあるか）については2.2.1以降で順に述べることとする。

表2 推定に用いる変数の基本統計量

	女性					男性(参考)				
	回答数	平均値	標準偏差	最小値	最大値	回答数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
役職(1:一般、2:主任・係長、3:課長代理以上)	818	1.235	0.508	1	3	2004	1.993	0.838	1	3
勤続年数	815	6.3	7.171	0	38	1996	12.0	9.585	0	41
20代ダミー	819	0.485	0.500	0	1	2007	0.225	0.418	0	1
30代ダミー	819	0.319	0.466	0	1	2007	0.400	0.490	0	1
40代ダミー	819	0.096	0.295	0	1	2007	0.248	0.432	0	1
50代ダミー	819	0.100	0.300	0	1	2007	0.127	0.333	0	1
中・高卒ダミー	818	0.324	0.468	0	1	2003	0.284	0.451	0	1
専各・短大・高専卒ダミー	818	0.436	0.496	0	1	2003	0.170	0.376	0	1
大卒以上ダミー	818	0.240	0.427	0	1	2003	0.546	0.498	0	1
20代中・高卒ダミー	818	0.121	0.326	0	1	2003	0.058	0.235	0	1
30代中・高卒ダミー	818	0.116	0.321	0	1	2003	0.118	0.322	0	1
40代中・高卒ダミー	818	0.031	0.172	0	1	2003	0.063	0.244	0	1
50代中・高卒ダミー	818	0.056	0.231	0	1	2003	0.044	0.205	0	1
20代専各・短大・高専卒ダミー	818	0.216	0.412	0	1	2003	0.056	0.230	0	1
30代専各・短大・高専卒ダミー	818	0.143	0.350	0	1	2003	0.068	0.252	0	1
40代専各・短大・高専卒ダミー	818	0.048	0.213	0	1	2003	0.033	0.179	0	1
50代専各・短大・高専卒ダミー	818	0.029	0.169	0	1	2003	0.013	0.113	0	1
20代大卒以上ダミー	818	0.148	0.355	0	1	2003	0.103	0.315	0	1
30代大卒以上ダミー	818	0.059	0.235	0	1	2003	0.207	0.410	0	1
40代大卒以上ダミー	818	0.018	0.134	0	1	2003	0.147	0.358	0	1
50代大卒以上ダミー	818	0.015	0.120	0	1	2003	0.066	0.256	0	1
既婚ダミー	818	0.378	0.485	0	1	2004	0.756	0.430	0	1
子供数	813	0.708	1.046	0	5	1972	1.344	1.063	0	6
製造業ダミー	819	0.128	0.342	0	1	2007	0.261	0.444	0	1
卸・小売業ダミー	819	0.164	0.372	0	1	2007	0.133	0.344	0	1
金融・不動産業ダミー	819	0.156	0.368	0	1	2007	0.089	0.289	0	1
医療・福祉・教育業ダミー	819	0.244	0.440	0	1	2007	0.063	0.256	0	1
その他サービス業ダミー	819	0.178	0.387	0	1	2007	0.249	0.440	0	1
その他業種ダミー	819	0.129	0.289	0	1	2007	0.206	0.373	0	1
小企業ダミー	800	0.489	0.500	0	1	1980	0.395	0.484	0	1
中企業ダミー	800	0.278	0.450	0	1	1980	0.280	0.454	0	1
大企業ダミー	800	0.234	0.427	0	1	1980	0.325	0.473	0	1
事務ダミー	819	0.512	0.500	0	1	2007	0.231	0.395	0	1
営業・販売ダミー	819	0.199	0.402	0	1	2007	0.318	0.472	0	1
技術系専門ダミー	819	0.151	0.366	0	1	2007	0.340	0.478	0	1
非技術系専門ダミー	819	0.138	0.359	0	1	2007	0.111	0.322	0	1
能力スコア	819	3.456	0.658	1	5	1997	3.794	0.608	1	5
仕事に対する意識スコア	813	3.456	0.612	1.5	5	1999	3.659	0.583	1	5
女性ダミー	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
有効なケースの数(リストごと)	781					1911				

注) 18歳以上29歳以下を20代ダミーとしている。

2.2.1. モデル1と独立変数

モデル1に投入した独立変数は下記の通りである。

勤続年数：入社年より勤続年数を算出した。勤続年数が長くなるほど仕事を通じて人的資本が蓄積されることが考えられるため、勤続年数の長い人の方が職位は高いと予想される。

年齢階層ダミー：18歳から29歳までの10-20代ダミー(以下、20代ダミーと略)、30

代ダミー、40代ダミー、50代ダミーの4つのダミー変数を作成した。年齢は、職業経験を媒介として職位の上昇に対しては正の関係を持つことが考えられるが、女性の場合は育児や介護、その他の理由により一定期間休業している場合も有り得るため、年齢の上昇がそのまま職業経験に結びつくとは限らない。よって、職位との関係は、勤続年数ほどははっきりと検出されないと予想する。

学歴ダミー：学歴については、中・高卒ダミー（基準グループ）、専門・各種学校・短大・高専卒ダミー（以下、専各・短大・高専卒ダミーと略）と大学・大学院卒ダミー（以下、大学以上ダミーと略）の3つのダミー変数を作成した。教育年数は人的資本の蓄積と関係が高いため、教育年数が長い方が昇進に有利に働くと考えられるが、その一方で、就業経験が浅く職位の低い若年層の方が比較的高学歴であるため⁴、学歴と年齢階層の両方で考える必要がある。よって、両者の交差項を表すダミー変数を作成した。具体的には、30代専各・短大・高専卒ダミー、40代専各・短大・高専卒ダミー、50代専各・短大・高専卒ダミーと30代大卒以上ダミー、40代大卒以上ダミー、50代大卒以上ダミーの6つである。

結婚ダミー：有配偶者が1をとるダミー。有配偶の女性正社員は一般に家庭と仕事の両立問題を抱えるため、有配偶であることは職位に対して負の効果を持つと予想する。

子供数：女性は子供数が多いほど仕事に費やせる時間・エネルギーを低下させざるを得ないことが考えられるため、子供数の多さは職位に対して負の効果を持つと予想する。

2.2.2 モデル2と独立変数

モデル2では、モデル1で使用した独立変数のほかに以下の独立変数を追加した。

業種ダミー：業種については、製造業、卸・小売業、金融・不動産業、医療・福祉・教育業、その他サービス業、その他業種（基準グループ）の6つのダミー変数を作成した。女性が伝統的に活躍してきたと指摘される卸・小売業や医療・福祉・教育業への就労は女性の昇進を促進することも考えられる。しかし、その一方で、男女の均等度に対する取り組みや女性役職者の比率はたとえ同業種内であっても企業によってかなり温度差があるため⁵、業種全体としての効果は統計的にははっきりと検出されないのではないかと予想する。

企業規模ダミー：企業規模については、従業員が100人未満の企業を小企業（基準グループ）、100人以上1000人未満の企業を中企業、1000人以上の企業を大企業とする3つのダミー変数を作成した。企業は規模が小さいほど、女性の能力活用に対して、より柔軟かつ積極的であることが考えられる⁶。換言すれば、大企業になるほど優秀な男性社

⁴ 文部科学省「学校基本調査」各年版より。

⁵ 東洋経済新報社（編）『就職四季報女子版』各年版より。

⁶ これらの議論については脇坂（1998: 21-52）に詳しい。

員の数も増えることから、女性の能力活用の必然性はより低くなるだろう。よって、企業規模の大きさは女性の職位の上昇と負の関係にあると予想する。

職種ダミー：事務職（基準グループ）、技術系専門職、非技術系専門職、営業・販売職の4つのダミー変数を作成した。より厳密には、総合職と一般職、もしくは男性の多い職種と女性の多い職種とに分けるべきであろうが、情報の制約がある。よって、ここはごく大まかに、数値によって成果・業績が比較的測りやすい営業・販売職や技術系・非技術系を問わず専門職につくことは、女性の職位の上昇と正の関係にあると予想する。

2.2.3 モデル3と独立変数

モデル3では、モデル2で使用した独立変数のほかに以下の独立変数を追加した。

保有能力：専門知識、技術やノウハウ、対人能力、対自己能力、対課題能力、総合力などの6つの項目について最高点を5、最低点を1とし、平均値を算出した。能力の高い人ほど昇進可能性が高いであろうことから、能力スコアと職位の高さは正の関係にあると予想する。

仕事意識：仕事に対する意識を問う10の項目について最高点を5、最低点を1とし、平均値を算出した⁷。仕事に対する意識が高ければ昇進可能性も高いであろうことから、仕事意識スコアと職位の高さは正の関係にあると予想する。

3. 推定結果

順序ロジット分析の推定結果を表3に示す。以下、3.1では、モデル1から3までの推定結果についての考察を、そして、3.2では、男女比較の観点からの考察を行う。

⁷ 10項目の質問内容については以下の通り。1.自分の強みを十分に生かしながら仕事に取り組みたい。2.自分の道は自分で選択しているという実感がある。3.今、自分が身につけなければならない能力・知識が何か、わかっている。4.仕事の壁は、自らの力で越えようとしている。5.仕事の責任が増すことが、やりがいに繋がっている。6.仕事の結果を自分が負うことの厳しさを実感している。7.これこそ自分の仕事だと思うものがみつかった。8.仕事に十分な独自性を発揮している。9.仕事を通じて社会の変革に挑んでいる実感がある。10.仕事を通して自分が培ってきたものを、次の世代にゆずり渡していくことに喜びを感じている。

表3 職位の規定要因 - 順序ロジック回帰分析結果 -

	モデル1 (女性)			モデル2 (女性)			モデル3 (女性)			モデル4 (男性)			モデル5 (全体)		
	係数	オッズ比	標準誤差	係数	オッズ比	標準誤差	係数	オッズ比	標準誤差	係数	オッズ比	標準誤差	係数	オッズ比	標準誤差
勤続年数	0.103	1.109	0.015 ***	0.111	1.117	0.017 ***	0.099	1.104	0.017 ***	0.060	1.062	0.007 ***	0.071	1.074	0.007 ***
年齢階層ダミー (対20代)															
30代ダミー	0.784	2.189	0.487	0.836	2.307	0.493 †	0.712	2.039	0.500	1.054	2.869	0.291 ***	0.952	2.590	0.250 ***
40代ダミー	1.924	6.846	0.606 **	1.975	7.207	0.624 **	1.900	6.687	0.625 **	1.470	4.350	0.327 ***	1.390	4.014	0.286 ***
50代ダミー	0.796	2.216	0.586	0.822	2.274	0.599	0.373	1.452	0.624	1.439	4.218	0.369 ***	0.956	2.601	0.308 **
学歴ダミー (対中・高卒)															
専各・短大・高専	0.587	1.799	0.455	0.579	1.784	0.472	0.459	1.582	0.475	0.746	2.108	0.341 *	0.831	2.297	0.275 **
大卒以上	-0.309	0.734	0.577	-0.269	0.764	0.587	-0.307	0.736	0.590	-0.297	0.743	0.338	-0.334	0.716	0.293
年齢階層ダミー*学歴ダミー															
30代専各短大高専卒	-0.305	0.737	0.572	-0.343	0.710	0.584	-0.248	0.780	0.595	-0.746	0.474	0.401 †	-0.731	0.481	0.327 *
40代専各短大高専卒	-2.015	0.133	0.740 **	-2.134	0.118	0.766 **	-2.124	0.120	0.774 **	-0.220	0.803	0.460	-0.834	0.434	0.377 *
50代専各短大高専卒	-0.143	0.867	0.700	0.081	1.084	0.724	0.680	1.974	0.746	-0.543	0.581	0.583	-0.211	0.810	0.449
30代大卒以上	0.225	1.253	0.736	0.301	1.351	0.742	0.279	1.322	0.752	0.744	2.104	0.371 *	0.792	2.209	0.326 *
40代大卒以上	0.192	1.212	0.887	0.180	1.197	0.915	0.062	1.064	0.921	1.620	5.051	0.405 ***	1.577	4.839	0.360 ***
50代大卒以上	0.723	2.060	0.924	0.583	1.792	0.930	0.755	2.127	0.956	1.512	4.538	0.467 **	1.665	5.285	0.403 ***
既婚ダミー	-0.208	0.813	0.251	-0.146	0.864	0.259	-0.151	0.860	0.266	0.618	1.856	0.171 ***	0.342	1.408	0.139 *
子供数	-0.069	0.933	0.122	-0.113	0.893	0.126	-0.105	0.900	0.130	0.233	1.263	0.063 ***	0.186	1.204	0.054 **
業種ダミー (対その他業種)															
製造業				-0.019	0.982	0.459	0.137	1.147	0.463	-0.027	0.973	0.157	0.019	1.019	0.146
卸・小売				0.473	1.606	0.449	0.528	1.696	0.458	-0.129	0.879	0.191	-0.009	0.991	0.172
金融不動産				0.497	1.644	0.464	0.499	1.647	0.470	0.414	1.513	0.218 †	0.253	1.288	0.187
医療福祉教育				0.056	1.057	0.430	-0.256	0.774	0.446	-0.938	0.391	0.236 ***	-0.556	0.573	0.194 **
その他サービス				0.401	1.494	0.416	0.322	1.380	0.423	0.227	1.255	0.159	0.231	1.260	0.145
規模ダミー (対小企業)															
中企業				0.115	1.122	0.241	0.169	1.184	0.247	0.328	1.389	0.126 **	0.331	1.393	0.111 **
大企業				-0.487	0.615	0.299	-0.429	0.651	0.310	0.082	1.085	0.134	-0.007	0.993	0.119
職種ダミー (対事務系職)															
営業・販売				0.168	1.182	0.320	-0.288	0.750	0.340	-0.118	0.889	0.149	-0.042	0.959	0.128
技術系専門				0.262	1.300	0.347	0.030	1.030	0.361	-0.554	0.574	0.147 ***	-0.434	0.648	0.129 **
非技術系専門				0.960	2.612	0.323 **	0.604	1.829	0.338 †	-0.132	0.876	0.191	0.052	1.053	0.165
能力スコア							0.451	1.569	0.217 **	0.472	1.603	0.103 ***	0.505	1.657	0.091 ***
仕事に対する意識スコア							0.820	2.271	0.224 ***	0.547	1.728	0.102 ***	0.584	1.792	0.091 ***
女性ダミー															
閾値1	2.943		0.458 ***	3.299		0.546 ***	7.415		0.958 ***	5.629		0.489 ***	5.718		0.427 ***
閾値2	4.953		0.500 ***	5.348		0.584 ***	9.577		0.996 ***	7.620		0.506 ***	7.674		0.441 ***
有効標本数	806			787			781			1911			2692		
対数尤度				-311.77			-365.09			-1515.96			-1921.62		
Nagelkerke R ²				0.227			0.308			0.51			0.558		

注1) †をp<.10, *をp<.05, **をp<.01, ***をp<.001とする。
 注2) 18歳以上29歳以下を20代ダミーとしている。

3.1. 女性の職位を規定する要因

モデル1は、女性正社員の基本的属性や家族的属性に関する独立変数と、従属変数である職位との関係をみたものである。ここでは、予想通り、勤続年数が長くなるほど有意に職位が高くなるという傾向が観察できる。一方、年齢と職位との関係は、40代ダミーの符号が職位と正に有意であった以外は、それほど明確ではなかった。よって、こちらもほぼ予想通りの結果となったと言えよう。

次に、年齢階層と教育の交互作用効果については、40代専各・短大・高専卒ダミーが職位と負に有意の関係を示した。このことは、主効果である40代ダミーと専各・短大・高専卒ダミーはそれぞれ職位とは正の関係にあるものの、この2つの効果が組み合わさった場合には、主効果で見られた正の効果が一部打ち消されてしまうということであり、同様の効果は男性の30代と専各・短大・高専卒の交差項においても観察された。また、30代から50代までの年齢階層と大学以上の学歴の交互作用効果は職位と正の関係を示したものの、有意ではなかった。

そのほか、結婚・子供数の影響については、職位と負の関係が見られたものの、統計的には有意ではなかった。ここで、統計的有意性が見られなかった理由について少し考察してみたい⁸。考えられる理由としては、1.時代が女性に正社員の仕事と家庭責任を両立可能にさせる方向に動いているため、結婚・子育てが昇進に対して多少のハンデとはなっても、決定的に負の要因とはならない、2.サンプルに残存者バイアスの問題が生じている、などが挙げられよう。両者の複合効果が効いている可能性もあるが、ここでは、特に後者の可能性について取り上げてみたい。まず、女性は結婚・出産後、家庭責任の多くを担うことで、フルタイムの仕事との両立が困難になることから⁹、第1子出産1年前に就業していた母親のうち約7割が出産半年後には無職になっており¹⁰、さらに子育て後に正社員として再就職することはなかなか難しい¹¹。このような環境下で正社員のサンプルの中に入れる既婚女性は、結婚・出産後に家事・育児サポートなどの保有資源に恵まれた人か、もしくは、大変な思いをしても両立するだけのやり甲斐のある職務についている人、両立できるだけの能力・気力のある人、子育て終了後に正社員として再就職できるだけのスキルのある人などに限られてくることが考えられる。つまり、ごく平均的な既婚女性は正社員のサンプルからは淘汰されている可能性があり、これらの残存者バイアスのために結婚・子供数と職位の間の負の関係が統計的にはっきりと検出されなかったのではないだろうか。

⁸ なぜなら他の先進国と比較して性別役割分業規範が強いとされる日本においては、女性のキャリアを論ずる際に家庭責任と仕事のトレード・オフ関係は避けて通れない問題だからである。

⁹ 総務省(2001)「社会生活基本調査」によれば、子供がいて夫婦ともにフルタイム勤務を行っている家庭の場合、1週間あたりの家事・育児・仕事の合計労働時間は、妻の方が夫よりも9時間半長く、その分、妻の自由時間や睡眠時間は夫よりも短いことがわかる。

¹⁰ 詳細は厚生労働省(2001)「第一回21世紀出生児縦断調査」を参照。

¹¹ 詳細は厚生労働省(2003)「厚生労働白書」を参照。

モデル2は、モデル1に業種、企業規模や職種などの勤務先と職業の属性を加えたものである。予想通り、業種と女性の職位との関係は、はっきりとは検出できなかった。これは、たとえ同業種内であっても企業カルチャーによって女性の活用度にはばらつきがあることが理由として考えられよう。次に、企業規模と職位との関係であるが、小企業を基準グループとして中企業ダミーの符号は正、大企業ダミーの符号は負であったものの、統計的には有意ではなかった。また、職種については、事務職を基準グループとして非技術系の専門職につくことが職位と正に有意の関係(オッズ比:2.612)を示した。

モデル3は、モデル2に能力に関するスコアや仕事に対する意識スコアなどの職業人的な属性を新たに加えたものである。予想通り、両スコアともに職位と正に有意の関係を示している(オッズ比はそれぞれ1.569と2.271)。

以上の推定結果より、女性の場合は、勤続年数が長く、事務職と比較して非技術系の専門職につき、能力スコアや仕事に対する意識スコアが高い人ほど職位は高い傾向にあるということがわかった。なお、年齢の効果は40代ダミーについてのみ職位と正に有意の関係にあるものの、その他の年齢階層では、正ではあるものの有意ではなかった。また、30代から50代までの年齢階層と大学以上の学歴の交互作用効果は職位と正の関係を示したものの、有意ではなかった。そのほか、結婚・子供数などの家族要因は、職位と負の関係を有するものの、有意ではなかった。

3.2 男女比較

比較のために、前述のモデル3を男性のデータで分析したものがモデル4である。ここでは、勤続年数が長くなるほど、能力スコアや仕事に対する意識スコアが高くなるほど、職位が高い傾向にあるという点は女性と同様であった。しかし、年齢については、女性の場合は、職位と有意に正値を示したのは40代ダミーだけであったのに対し、男性の場合は、30代から50代まで一貫して職位と有意に正値を示した。ここで、年齢効果の統計的有意性が男女で異なるのはなぜかについて考えてみたい。年齢は、通常、就業経験を媒介として職位の上昇とは正の関係を持つことが想定されるが、女性の場合は育児や介護などの理由により一定期間、就業を中断している場合も有り得ることから、男性と違って年齢の上昇がそのまま職位の上昇には結びつかないことが理由の一つとしてあげられよう。

次に、年齢階層と学歴の交互作用効果についてみてみよう。男性の場合には、30代から50代までの大卒者の職位は有意に高い傾向が見られるため、女性でははっきりと確認できなかった30代以降の年齢階層における大学以上の高等教育効果(女性の場合は職位と正の関係にはあるものの有意ではなかった)が確認されたことになる。では、なぜ女性の30代から50代の場合には、高等教育と職位の間の正の关系到統計的有意性がみられなかったのでしょうか。一つの可能性として、30代以降の大卒女性のサンプル数不

足が考えられよう。表2（推定に用いる変数の基本統計量）からもわかる通り、30代、40代、50代の大卒女性の割合は有効回答数818名中、それぞれ5.9%、1.8%、1.5%であり、大卒男性の割合と比較して著しく低い。これは、当時の年代の女子の大学進学率は男子のそれと比較すると低かったこと¹²、他の学歴の女性と比較して、大卒女性は結婚・育児退職後に労働市場に復帰する割合が低いこと¹³、均等法以前は大卒女性が民間企業に就職できる可能性が限られていたために中高年世代における大卒女性の数が少ないことなどが、大卒女性のサンプル数不足の主な理由として考えられる。

業種や企業規模については、男性の場合は、その他業種と比較して金融・不動産業に勤める人の方が、小企業と比較して中企業に勤める人の方が、職位が高い一方で、医療・福祉・教育業に勤める人の方が、職位が低いという傾向が観察された。また、職種については、事務職と比較して技術系専門職につく人の方が職位は低い傾向にあることがわかった¹⁴。

最後に、女性ダミーを独立変数として追加して、男女全体のデータを分析したものがモデル5である。ここでは、女性ダミーにかかる係数は職位と有意に負値を示し、さらに、オッズ比が0.232と低いことからわかるように、その他の変数を全て調整してもまだ女性は民間企業では昇進しづらいという事実が示された。

4. まとめ

本稿では、どのような女性が民間企業で昇進を遂げているのかを探るという関心の下、ワーキングパーソン調査2004の個票データを用いて順序ロジット回帰分析を行った。分析の結果、勤続年数が長く、事務職と比較して非技術系の専門職につき、能力スコアと仕事に対する意識スコアの高い人ほど有意に職位が高い傾向にあることがわかった。年齢効果については、40代ダミーのみ職位と正に有意の関係にあったものの、他の年齢階層では有意ではなかった。そのほか、結婚・子供数の影響については、職位とは負の関係があったものの、統計的には有意ではなかった。なお、男女全体を分析したモデルから、他の変数を調整した後もまだ女性は民間企業では昇進しづらいという結果が示された。

最後に今後の課題を挙げておこう。本稿においては、保有能力について6つの項目を合算し、平均値を算出するという方法を用いたが、職位や職種によって求められる能力が変わることもあるため、より詳細な分析が必要となろう。また、能力や仕事意識が職位に影響を与えるという因果関係を想定した分析を行ったが、職位の上昇が能力や仕事意識に影響を与えることも有り得るため、今後は逆の因果関係についての分析も必要と

¹² 文部科学省、「学校基本調査」各年版より。

¹³ 詳細は、脇坂（2000：19-30）を参照。

¹⁴ これは橘木の研究（1997：134-153）においてなされていた示唆とも一致する。

なろう。

[謝辞]

本稿は、2006年度二次分析研究会「雇用不安時代の就業選択」における報告をもとに執筆したものである。貴重なご意見を下さったアドバイザー及びコメンテーターの諸先生方から心からの謝意を記したい。もちろん、あり得べき誤りは全て筆者に属するものである。なお、本稿で行った〔二次分析〕に当たり、東京大学社会科学研究所附属日本社会研究情報センターSSJデータ・アーカイブから〔「ワーキングパーソン調査」(リクルートワークス研究所)〕の個票データの提供を受けた。深く感謝申し上げる。

<参考文献>

- 阿部正浩,2005,「男女の雇用格差と賃金格差」『日本労働研究雑誌』538:15-31.
- Agresti,A.,1984,*Analysis of Ordinal Categorical Data*.John Wiley & Sons, Inc.
- Agresti,A.,渡邊裕之 他(訳),2003,カテゴリーカルデータ解析入門,サイエンティスト社:287-308.
- Borooah, V. K., 2001, *Logit and Probit: Ordered and Multinomial Models*. Sage:114-147.
- Datta Gupta, Nabanita and Nina Smith,2002, “Children and Career Interruptions: The Family Gap in Denmark,” *Economica*, 69: 609-629.
- Greene,W.H.,2003, *Econometric Analysis*. Prentice Hall.
- 平尾桂子,1999,「女性の初期キャリア形成期における労働市場への定着性」『日本労働研究雑誌』471:29-41.
- 川口章,1997,「男女間賃金格差の経済理論」中馬宏之・駿河輝和(編),『雇用慣行の変化と女性労働』東京大学出版会:207-241.
- 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』535:42-55.
- 小池和男,1999,「女性労働者」『仕事の経済学(第2版)』東洋経済新報社:187-199.
- 小池和男,2005,「女性労働者」『仕事の経済学(第3版)』東洋経済新報社:183-194.
- 厚生労働省,2003,『厚生労働白書(平成15年版)』.
- 厚生労働省,『賃金構造基本統計調査』各年版.
- 小泉静子・野村直美共著,2006,「女性の就業における就業形態経験の影響に関する分析」Works Review 2006—1, リクルートワークス研究所.
- Long,J.S.,1997,*Regression Models for Categorical and Limited Dependent Variables*. Sage.
- Menard,S.,2002,*Applied Logistic Regression Analysis*.Sage.
- 文部科学省,『学校基本調査』各年版.
- 永瀬伸子,1997,「女性の就業選択—家庭内生産と労働供給」中馬宏之・駿河輝和(編),

- 『雇用慣行の変化と女性労働』 東京大学出版会:279-312.
- 中田喜文, 1997, 「日本における男女賃金格差の要因分析」中馬宏之・駿河輝和(編), 『雇用慣行の変化と女性労働』 東京大学出版会:173-205.
- O'Connell, A. A., 2006, *Logistic Regression Models for Ordinal Response Variables*, Sage.
- 大森真紀, 1990, 『現代日本の女性労働』 日本評論社.
- 大内章子, 1999, 「大卒女性ホワイトカラーの企業内キャリア形成」『日本労働研究雑誌』 471: 15-28.
- リクルートワークス研究所(編), 2000, 『ワーキングパーソン調査 2000 (分析編) —雇用不安と転職の実態』 2002-3.
- リクルートワークス研究所(編), 2002, 『ワーキングパーソン調査 2002 (首都圏編)』 2003-1.
- リクルートワークス研究所(編), 2004, 『ワーキングパーソン調査 2004 (分析報告) —キャリアと能力』 2006-2.
- 佐藤博樹・石田浩・池田謙一(編), 2000, 『社会調査の公開データ —2次分析への招待』 東京大学出版会: 1-3.
- 総務省(2001) 『社会生活基本調査』
- 武石恵美子, 2001, 「1990年代における雇用管理の変化と女性の企業内キャリア」ニッセイ基礎研究所報 2001-20: 1-41.
- 橘木俊詔・連合総合生活開発研究所(編), 1995, 『「昇進」の経済学 —なにが出世を決めるのか』 東洋経済新報社.
- 橘木俊詔, 1997, 『昇進のしくみ』 東洋経済新報社: 133-153.
- 富田安信, 2000 「職場別にみたキャリア意識と職場環境—外資系と非営利に注目して」日本労働研究機構(編), 『高学歴女性の労働力率の規定要因に関する研究』 調査研究報告書 2000-135: 64-78.
- 富田安信, 2002, 「男女差を感じさせない職場とは」脇坂明・電機連合総合研究センター(編) 『働く女性の21世紀—いま, 働く女性に労働組合は応えられるか』 第一書林: 23-28.
- 富田安信, 2005, 「大卒女性のキャリアと昇格」橘木俊詔(編) 『現代女性の労働・結婚・子育て—少子化時代の女性活用政策』 ミネルヴァ書房: 167-183.
- 富岡淳, 2006, 「労働経済学における主観的データの活用」『日本労働研究雑誌』551: 17-31. 東洋経済新報社(編), 2006, 就職四季報 女子版—2008年度版, 東洋経済新報社.
- 樋口美雄, 2001, 「男女別雇用機会均等法改正の経済学的背景」『雇用政策の経済分析』: 167-194.
- 脇坂明, 1990, 『会社型女性』 同文館出版.
- 脇坂明, 1998, 『職場類型と女性のキャリア形成 増補版』 御茶ノ水書房.

脇坂明, 2000「大卒女性の就業パターンについて」日本労働研究機構（編）, 『高学歴女性の労働力率の規定要因に関する研究』調査研究報告書 2000-135 : 19-30.

第6章 公務員は「恵まれすぎ」か？ －民間労働者との比較を通じた実証分析－

砂原庸介

1. はじめに

現代の我が国における「公務員」という職業は、その他の多くの人々が働く民間企業における職業とは全く異質なものののだろうか。確かに、公務員は日本国憲法の規定によって「全体への奉仕者」として公共の福祉のために仕事をする存在であるとされ、この意味においては利益最大化を目的とする民間企業の仕事とは異なったものであると考えられる。その公務員の特性は、憲法によってその理念が定められているだけでなく、その公正性・中立性を確保するために、公務員法などを通じて様々な原則が課されている。

しかし、近年において、公務員と民間企業の労働者の境目は、次第に曖昧になりつつある。1980年代以降、民営化や外部委託が進展したことに伴って、それまで公務員によって担われてきた仕事の多くが民間企業によって行われつつある。中央政府レベルでは、「官業の民間開放」として、それまで公務員によって提供されてきたサービスの一部が、民間企業との競争入札にかけられることになり、価格と質の面でより優れている方が当該サービスを提供するという「市場化テスト」が2005年に導入された。また、2003年から地方自治体において進められている指定管理者制度では、それまで公務員が管理していた「公の施設」を、新たに選任される「指定管理者」として民間企業が委託を受け、管理する可能性が拓かれた。「市場化テスト」や「指定管理者制度」を通じて民間企業が選定された場合、それまで公務員が行ってきた仕事を、次の日からは民間人が担うということは現実問題として起こり得る。このように公務員と民間企業の従業員の区別が薄れることに対しては、行政の公共性が後退し行政責任の放棄をもたらすという批判も強いが（西谷・晴山・行方2004）、現実はその区別が薄らいでいる中で、公務員という職業選択は民間企業への職業選択との代替性が高まっていると考えられる。

公務員と民間企業の従業員の境目が薄れる中で、公務員が「恵まれすぎ」であるという批判は極めて強い。公務員という職業について、しばしば通説的に言明されることは、その昇進や給与が年功序列的に決定されており、能力に対する評価がなされていないという批判である。後述するように、制度的には、公務員の給与は基本的には民間企業との比較を通じて決定されている。しかし、昨今の公務員批判と相俟って、公務員が非効率的な労働にも関わらず、「年功序列」の中で、個人の能力に対して不当に高い報酬を得ているという議論は多い¹。そのような議論においては、公務員の給与水準が高いことが、個別の逸話的な事例や、些か乱暴とも言える集計データの利用を通じて繰り返し主張されている。例

¹ 例えば、『週刊ダイヤモンド』3995号（2003年8月23日）、『週刊東洋経済』5948号（2005年4月2日）、5988号（2005年11月5日）など。

えば、人事院が年金一元化に向け昨年 11 月に公表した退職給付調査結果において、退職一時金と企業年金、職域加算の使用者負担（国庫負担）を官民比較したところ、公務員が厚遇との「固定観念」に反して、現状では公務員の方が民間より少ないことを示す内容が報告されたことに対して、特に政府与党から「人事院は調子が狂った」「本人負担を含めると公務員の方が手厚いはず」などと集中砲火を浴びた事例が象徴的だろう。

しかし、実際に働いている公務員の立場からは、公共性の高い仕事であるために、社会への影響力はあるものの、自分たちの裁量は少なく、また、正当に評価されているという感覚を得られていないとする報告もある（ワークス研究所 2003）。社会貢献に燃えて公務員になるものの、年功序列や先例主義の壁の前で、思うように仕事を任されず、自分のやりたいことは簡単には通らない。さらに、公務員として働いている側からは、世間のイメージとは異なって、同世代の民間企業の従業員と比較して、業績評価や給与の面で必ずしも恵まれていないという不満を持つこともありうるのである。

公務員は本当に「恵まれすぎ」なのか。公務員—あるいは官僚制—という閉じたシステムだけを観察して「恵まれすぎ」であるとか、そうではなくて「恵まれていない」などと議論することは、お互いに相手のことを知らない者同士の感情的な水掛け論に陥るおそれがあるだろう。今後、公務員と民間企業の労働者の代替性がさらに高まっていくことが予想される中で、必要なことは、それぞれの労働者（ワーキングパーソン）の能力に見合った報酬が払われているかどうか、あるいは、就業形態の違いによって、労働者（ワーキングパーソン）の取る行動が歪められていないかどうかを点検することではないだろうか。本論文では、このような観点から、特に若年層に注目して、実証的にこの課題について検討していく。

2. 既存研究

公務員の給与について、政府の給与政策という観点から主に技術的な点について論じた研究は、国家公務員・地方公務員ともに数多く存在する。その中で、現在の公務員給与決定制度について、その形成の過程を追ったのが西村美香（1999）である。西村は、公務員給与政策が、労働・人事管理・財政という 3 つの政策的視点から検討され、そのバランスのとり方によって給与政策が変化するという枠組み（西村 1999: 4）のもとで、公務員と民間の「官民均衡」（水準）、国家公務員と地方公務員の「官公均衡」（水準）、地方公務員と民間の「公民均衡」（水準）、そして公務員内部での配分に関する「部内均衡」（配分）、という 4 つの「均衡」がどのように制度化されてきたかを歴史的に分析する。西村の分析によれば、1960 年頃までに、官民均衡・部内均衡・官公均衡の制度化が始まり、1970 年の人事院勧告完全実施を持って官民均衡がほぼ制度化された一方で、同じ時期には官公均衡で定めるよりも地方の給与水準が上がってきたという。その後、石油危機後の財政危機などで、「均衡」への疑問が出されるなど、制度に揺らぎがありつつも、官民均衡については現

在まで維持されている。それに対して、官公均衡については、いわゆる「わたり」や昇給短縮などの方法で、地方公務員が職務給よりも高い給与を受けており、その均衡は実態としては崩れているとされる。さらに、地方の民間企業と比べて給与が高い「逆格差」の問題が存在し、「公民均衡」の観点からも問題があるとされる。このような地方公務員の給与については、自治省による「適正化」が進められつつも、それほど改善が見られないままに現在に至るとされている²。このように、給与政策の観点からは、現在の地方公務員の給与が「均衡」の想定よりも高い状態になっていることが示唆される。しかし、給与政策（あるいは「官民均衡」・「公民均衡」）の観点のみから、公務員の給与が高いと考えるのは早計である。なぜなら、マクロな水準の比較では、比較の対象として扱われている民間企業の取り方によってそのインプリケーションが全く異なるものとなる。また、比較の方法として、基本的に職能給の考え方に基づいて、似たような職（「部長職」や「課長職」）の官民比較がなされているが、この考え方では労働者（ワーキングパーソン）としての公務員個人のミクロの能力やキャリアは全く評価されないことになっているからである。

地方公務員の能力やキャリアに注目した研究としては、行政学において、給与や昇進のあり方などを規定する地方公務員の人事システムについての分析が進められてきた³。例えば、稲継裕昭（1996）は、日本の官僚システム、特に地方公務員の人事システムを分析したもので、実際の政令指定都市における大卒の事務職員のキャリアに関するデータを用いてその特徴が「遅い昇進」にあることを明らかにする。「遅い昇進」とは、上級職の同期採用者を一定レベルまで同時に昇進させていったうえで、一定レベル以降の最終的な選抜については急速に行われるというキャリアのパターンであり、このようなシステムが公務員にインセンティブを与え、モチベーションを引き出すことになると主張されている。また、稲継（2000）は、地方公務員の給与が、上のランクに上がらなくても一定年齢までは昇給が続く仕組みになっており、個々人の給与の上がり方が他国に比べて年功給的な色彩が濃いことを指摘する。さらに、公務員の勤務査定が、短期的に給与に反映することは少なく、長期的に「資格または役職のランク」への昇進・昇格の際に利用され、徐々に給与に差がつく構造となっているとする⁴。そして、実証研究から、形式的には給与は各自治体によって分権的に決定されるものの、中央政府（自治省）の指導を通じて全国的に比較的類似の給与体系が普及してきたことを明らかにしている。行政学におけるこれまでの研究は、地

² 実は2006年は変化の年であった。地方公務員の給与が地方の民間企業よりも高い「逆格差」の問題が大きく取り上げられ、10月17日に出された人事院勧告の取り扱い決定時の総務事務次官通知によって、従来「国に準じて適切に対処する」としていた地方自治体の給与改定について、「国における取り扱いを基本」としたものの、「地域における民間給与等の状況を勘案し適切に対処する」「単純に国の対応を踏襲するのみではない」と表現を変えている。今後、地方公務員給与にどのような影響を与えるかが注目される。

³ 国家公務員I種（いわゆるキャリア職）の制度化については川手撰（2005）を参照。

⁴ 稲継（1996）はこのような構造を「積み上げ型褒賞システム」と呼ぶ。

方公務員という職業が極めて年功序列で昇進・給与が決定されるという通説的な理解に対して、現実には職員個人の能力を評価した昇進や給与の決定がなされていることを示してきたと考えられる。これは、人事・労務管理の研究者による事例を中心とした研究においても基本的に確かめられてきた（峯野 2000, 前浦 2002, 松尾 2002）。ただし、その研究の射程は、閉じたひとつのシステムとして（地方）公務員制度を捉え、その昇進のメカニズムや、給与決定のあり方についての議論を行うものであった。

近年は人事・労務管理を専門とする研究者が、民間企業との比較を念頭に置きながら公務員人事システムについての実証的な分析を行っている。特に関心を寄せられているのは、公務員の異動に見るキャリアのあり方である。前浦穂高（2004）は、ある県を事例として、技術系の職員がスペシャリストとして育成されているのに対して、事務系の職員は一般的にジェネラリストとしては捉えられないものの、部によってはジェネラリストとして育成されている可能性を指摘する。さらに、中村圭介（2004）は、複数の自治体レベルにおける事例を踏まえたうえで、スペシャリスト的な傾向が強い民間企業と比べて、県レベルの職員が事務系（非現業の一般行政職員）においてもスペシャリスト的に育成されているのに対して、市町村レベルでは事務職員がジェネラリスト的傾向を持つことを指摘している。また、中村（2004）は、集計データを用いて民間企業の従業員と地方公務員の比較を行った分析を通じて、決して公務員が選抜のない「ぬるま湯」にいるわけではないことを確認するとともに、行政学の研究が示してきたとおり、公務員の昇進が「遅い昇進」であることを確認している。人事・労務管理の専門家による研究は、公務員のキャリアや働き方の分析について、民間企業との比較という観点を持ち込み、行政学における研究で得られた知見が、民間との比較においても成り立ちうることを実証的に議論してきた。

以上の先行研究から明らかになっていることをまとめる。まず、公務員、なかでも地方公務員の給与は、少なくともマクロな制度的観点から見ると、「均衡」を逸脱して高い水準にあると考えられている。しかし、このときに個々の労働者としての能力やキャリアは考慮されていない。そして一方で、公務員の能力評価やキャリア形成の制度を通じた分析からは、公務員が必ずしも年功序列以外に評価の基準がないというわけではなく、あくまでも長期的な観点から能力やキャリアの形成が進められていること、そしてその特徴が比較的「遅い昇進」や（大きな規模の政府であるほど）ジェネラリストの養成にあることが指摘されてきた。しかし、公務員個人の能力やキャリアに注目した研究は、非常に少数の自治体を対象とした事例研究であるか、大規模な集計データを利用した研究であり、実際に働いている公務員のミクロな就業意識に関する研究は見られない。管見の限り唯一の例外である藤本昌代（2006）は、地方公務員に対するサーベイ調査を通じた分析を行い、自治体レベル別に公務員としての職業意識、アクターとの関係性からその意識構造を分析することを試みており、自治体のレベルごとに公務員の意識のタイプを類型化している。しかし、この分析においては、あくまでも地方公務員が自治体レベルごとにどのような意識の

違いを持っているかという点が強調されており、民間企業の従業員との比較という観点はほとんど考慮されていない。

本論文では、先行研究がほとんど触れることができなかつた点、つまり、労働者（ワーキングパーソン）としての能力や経験に照らして、公務員が民間企業の従業員と比べて本当に「恵まれすぎ」と考えられるのか、また、優遇されているとすればそれはどのような意味で、どの程度優遇されることになっているのかを検討することを狙いとする。民営化や外部委託に特徴付けられる、いわゆる New Public Management の進展によって、民間企業の労働者との境界線が非常に曖昧になりつつある現在の公務労働を考えると、公務員である労働者（ワーキングパーソン）には、公務員特殊的な能力形成のみが求められているというよりも、民間企業との代替性の高い、より一般的な能力形成が求められる傾向にあることが想定される。そのため、民間企業の従業員と公務員を同列に扱った上で、公務員の性格を評価することには意義があると考えられる。これまでこのような研究が行われてこなかつたのは、何よりも、分析のためのデータが存在しないことが大きな原因であったと考えられる。多くの統計や調査は、公務員であれば公務員、民間であれば民間のみに注目したものであり、双方に跨った大規模な調査はほとんど行われてこなかつたか、大規模な調査があつたとしても、その個票データに対するアクセスが極めて制限されており、データの制約が非常に大きかつたと考えられる。本論文では、リクルートのワーキングパーソン調査の個票データを用いることで、特に若年層の公務員に注目し、民間企業の労働者と比較しながら、公務労働についての分析を行う。ワーキングパーソン調査では、教育年数や労働時間などのデータに加えて、個人の将来に対する意識や現在の自己投資に関する調査も行われている。これらのデータを用いることで、民間企業と比較における現在の公務員の姿の一端を描き出すことができると考えられる。

3. 分析対象への接近

公務員、といつても様々な職種が存在する。また、国家公務員と地方公務員の給与について必ずしも同じように決定されるわけではない。このセクションでは、本論文で対象とする公務員の給与決定の特徴について検討することで、分析対象とすべき公務員を同定することを図る。

日本の公務員の給与決定の特徴は、中立機関としての人事院（地方自治体においては人事委員会）の存在であり、また、公務員の労働基本権が完全に制約されていることにある⁵。使用者である政府は、被用者である公務員と直接交渉は行わず、中立機関である人事院（人

⁵ ただし、極めて最近の動きであるが、政府の渡辺喜美行政改革担当相が、公務員に労働基本権付与の意向を示し、処遇を民間並みに改めることで、官民給与格差の是正や職員のリストラに道を開くべきだと繰り返し主張している。この議論は、今後、政府・行政改革推進本部の専門調査会（座長・佐々木毅学習院大教授）で検討されるという。

事委員会)の勧告を受けて公務員の給与を決定することになる。政府と公務員の代表が直接交渉を行わないために、公務員の給与決定は、労働者の権利を守る視点(労働政策)や拡大する財政を引き締める視点(財政政策)よりも、中立機関の勧告を受けて定められた給与の原資をどのように配分するかという視点(人事管理政策)が強調されることになる(西村 1999)。その給与決定の流れをまとめたものが次の図1である。

図1にあるように、人事院と人事委員会は、民間給与の実態調査を行った上で、前年からの伸びを中心に給与の改定方針を政府(厳密には国会と内閣)に勧告する。公務員の労働基本権を完全に制約している以上、民間の実態を踏まえた中立機関の勧告に従って給与を決定していくことが制度の前提である。実際、国家公務員については、制度が確立した1970年ころからは、「増税なき財政再建」として厳しい行政改革が進められた第二次臨調の時期(1981-1985)を除いて、基本的に勧告通りに給与改定が実施されている。この点から、一応国家公務員については、「民間企業に準拠した」給与となっていると考えられる。ただし、既に述べたように、ここでの「準拠」は、あくまでも類似した「職」にあわせるものであることには注意が必要である。

地方公務員については、図1にあるように、人事委員会の有無によって若干異なるが、基本的には国家公務員に準拠したかたちで給与が決定される。つまり、地方自治体の行政職については、国の行政職(一)の俸給表を地方に当てはめて⁶、地方公務員の給与が決定されることで西村のいう「官公準拠」が達成されることになる。しかし、地方公務員については、給料表を職位とリンクさせた運用が厳格には行われておらず、実際の職務に対応する級よりも上位の格付けで支給する、いわゆる「わたり」が横行し、職位が変わらないのに年齢の上昇によって給与が上昇していくことがしばしば指摘される⁷。地方公務員の給与に対する批判が極めて強かった1980年代前半の極端な例では、各等級が同額の号級(等級 grade を細分化したもの)から構成され、「わたり」をさらに推し進めた「通し号俸制」と呼ばれるほどの給料表も存在し、その場合、「採用年次、年齢が同じであれば課長と主事の給料も、部長と主事の給料も全く同じで、言い換えれば、給料上においては誰でも部長に昇進すること」ができるほどだったという(稲継 2000: 194)。それほど極端ではないにせよ、職務と給与がリンクしていない状態であれば、上位のランクに昇進しようというインセンティブが働かず、しかも、年齢が上がるにつれて自動的に給与が上がる状態であれば、自分の能力向上のための投資も行われず、そもそも職務において努力水準を上げるインセンティブがない。現在では、地方財政の悪化もあって「適正化」が進められているが、いまだに「わたり」のような慣行は実質的に存在しているとされる。

⁶ ただし、東京都のみ独自の俸給表を持っている。

⁷ 例えば稲継(2000: 191-195)。1980年代に給与の高さで「東の横綱」と呼ばれていた越谷市の例から、給与が職位と独立して、年齢とともに上昇していく様子が説明される。

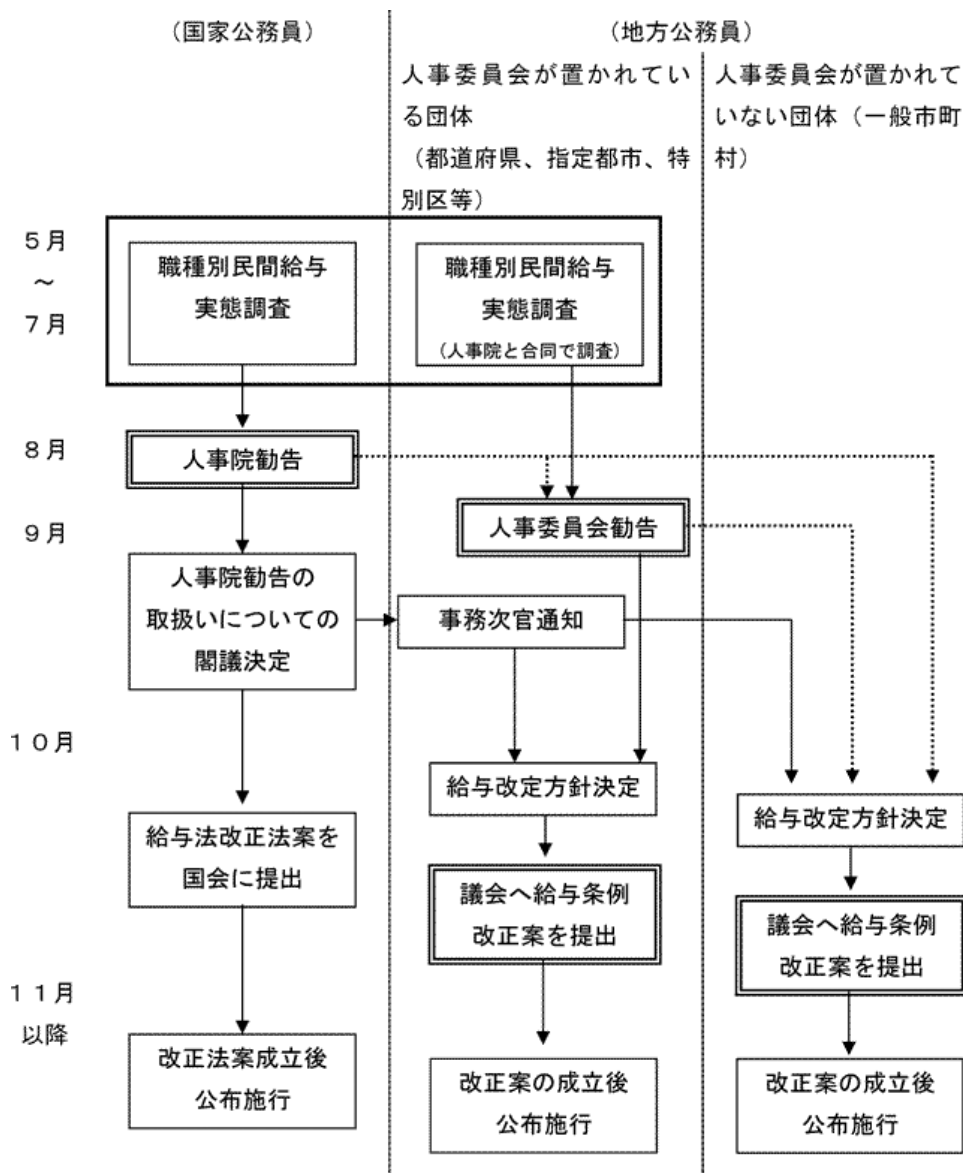


図1 人事院・人事委員会の勧告と給与決定の流れ

出典：総務省ウェブサイト

また、地方公務員の給与を国家公務員に準拠させるということは、いくつかの問題点を孕んでいる。ひとつは、準拠させることによって（地方公務員は国家公務員よりも緩い仕事なので）地方公務員の給与のほうが安い、という状態が先験的に作り出されることである。本来であれば職務に応じて給与が支払われるべきであり、仕事の困難さによっては同じ役職にある地方公務員が国家公務員よりも給与が高いという状態もありうるはずである。しかし、国公準拠はこのような地方自治体の自律性を基本的には許さない。次に、国家公務員に準拠させることによって、特に地方において民間企業との「逆格差」が発生することである。いうまでもなく、国家公務員の多くは東京に勤務しており、東京の水準で賃金

を受けることになっている。比較方法にもよるが⁸、国家公務員の俸給表をそのまま地方自治体の給料表に当てはめることで、特に民間賃金が全国平均よりも低い地方部において、公務員の給与が民間水準よりも高く出やすくなると考えられる。このような「公民均衡」からの逸脱は、近年の2006年から始まった「給与構造改革」の中で、ある程度は是正されつつあるという。実際に、2006年の給与改定において、民間との逆格差が発生していると指摘された複数の都道府県がマイナス改定や手当カットなどといった方策を表明している（時事通信、2006年10月24日）。

以上の議論から、分析対象となるべき公務員について検討する。まず、これらの議論の前提となっているのは基本的に事務系の公務員であり、現業系の公務員については必ずしも同じロジックで定まっているわけではない。また、現業系の公務員は、民間で提供されない特殊な仕事（警察、消防、郵便など）に従事していることが多く、一概に民間と比較することは難しい。そのために、本論文では分析対象として、基本的に事務系の公務員を考慮する。専門・技術系の職種については、必ずしも事務系と同じとはいえないものの、民間に対応する職がありうること、また、事務系の公務員と比べて高い専門性から民間との代替性が高いであろうことを配慮して、検討の対象とする。

公務員が「恵まれすぎ」とされるのは、「わたり」に代表されるように、インセンティブとは無関係に高い給与が保障される状態こそが大きな原因であると考えられる。ここでは地方公務員のみについて「わたり」の問題を指摘しているが、国家公務員にそのような状態がないということを意味しているわけではない。国家公務員でも、例えばキャリア組であれば最低でも課長までは昇進する（川手 2005）、とされるが、もし能力評価とは独立して職位が決められるのであれば、やはり公務員のインセンティブを歪め、低い努力水準にも関わらず高い報酬が与えられることになる。ただし、このときに忘れてはいけないのは地域間格差の問題である。ここまで述べてきたように、地方公務員の給与を国家公務員に準拠させることは、特に地方圏において民間との給与（逆）格差をもたらす可能性がある。地方圏の自治体を分析対象に加えて、国家公務員や首都圏の地方公務員と同列に比較しようとする、能力が不当に高く評価されている状態（「恵まれすぎ」）と、地域によって民間との差が開いている状態とを識別する必要がある。この問題について、本論文では識別問題を切り離すために、ワーキングパーソン調査（2002年・2004年）の首都圏調査のデータのみを用いて、特に首都圏在住の公務員のみを対象に分析を行う。

最後に、分析対象とする公務員の年齢について、本論文では25歳から35歳までの比較的若年の公務員を取り出し、同世代の民間企業の従業員と比較する。この世代を取り出した理由は次の二つである。まず、これ以上の世代は、バブル以前に公務員になった世代で

⁸ 2006年度の人事委員会勧告は、人事院勧告と同様、職員給与の比較対象となる地場企業の従業員規模を従来の「100人以上」から賃金水準が比較的低い「50人以上」まで引き下げたため、職員の月例給が民間賃金を上回る「逆格差」が相次ぐという現象が生じた。

あり、政府や地方自治体において働いている中で行政改革が問題になった世代である。このような世代と比べて、若い世代は、既に民営化や外部委託が当然のように行われ、自らの仕事の民間との代替性を意識せざるを得なくなっていると考えられる。そのため、この世代に注目することに意味がある。次に、これよりも下の世代（25歳以下）公務員、民間ともに新卒（一年目）職員であることが少なくない。新卒職員の場合には、年収に関する質問などで外れ値が生じてしまうため、何らかのコントロールが必要である。この点を考慮して、多くの労働者（ワーキングパーソン）既に二年以上働いていると考えられる25歳以上を分析対象として選定することが望ましいと考えられる。

4. 実証分析

以下の実証分析は、二つの部分に分けられる。まずひとつは、公務員の給与に関する分析である。ここまで述べてきたように、公務員、とりわけ地方公務員において、「わたり」のような雇用慣行が存在し、能力とは独立した評価によって地方公務員が不当に高い給与を得ているという批判が存在する。しかしこのような公務員の給与についての批判は二つの問いに分節する必要があると考えられる。すなわち、公務員が「公務員であること」によって給与が「不当に」高いものとされているのか、それとも、公務員が労働基本権の制約と引き換えに雇用が保障され、結果として長く働いているために給与水準が上昇するのか、という問いである。もし前者が立証されるのであれば、民間企業の従業者と比較して、公務員の給与が「不当に」高いという意味で公務員は「恵まれすぎ」ていると考えられるため、何らかのかたちで是正が行われる必要がある。しかし、後者の問題であれば、公務員の給与が「不当に」高いと結論付けるのは早計であろう。公務員に対して雇用保障がなされることは、政治的な変動に関わらず個々の公務員が「公益」を追求することを可能にするというメリットが存在することも考えられる。そのために、問題が後者にあると考えられるのであれば、公務員が「恵まれすぎ」であるために給与水準を下げるという議論ではなく、雇用保障の存在に特化した議論が必要になるだろう。

続いて、公務員の自己投資・能力形成に関する問題について焦点を当てる。民間企業の従業員は、特に近年において、勤務している企業の状況によってはいつ離職することになるかわからない状況に置かれていると言われている。また、従業員の側からも、一生ひとつの企業に勤務するのではなく、場合によっては自分の能力をより活用することができる企業に転職するという行動が盛んになりつつあるとされている。労働市場が柔軟になっていく結果、企業の側から見ると従業員には代替性が存在し、従業員は上位の職をめぐって競争を強いられると考えられる。そのため、多くの民間企業の従業員は、与えられた仕事だけではなく、自分に対する投資を行って、労働市場の中で価値を維持し続ける必要が生じると考えられる。それに対して公務員については、雇用保障を受けているために、労働市場における自らの価値については考慮されないかもしれない。公務員という雇用形態の

枠の中にある限り、能力を向上させなくても年齢とともに報酬が上昇するのであれば、自らの労働市場における価値を高めるというインセンティブは働かない。長期にわたって年齢の上昇とともに給与を上昇させるという暗黙の契約のもとで、自己投資・研鑽を行わないのは、公務員への就職が外部に閉ざされていることから生じる機会主義的な行動であると考えられる。公務員と民間企業の従業員の職務の境目が薄くなってきた現代において、若年層でさえこのような行動を取っているとすれば、公務員は「恵まれている」と結論付けざるを得ないだろう。

なお、分析対象を再度確認すると、25-35歳の正社員（正職員）で、職種については基本的に事務職（管理職・事務職）について分析を行い、比較対象として専門・技術職を参照することとする。

4.1. 報酬についての分析

公務員が「恵まれすぎ」かどうかを判断するためには、比較の対象が必要である。公務員の給与を決定する際の、民間準拠による公務員と民間企業従業員の給与の比較方法は、比較対象となる企業規模を定めるところからスタートする。2006年からは、その比較対象となる企業規模は従業員50人以上となっているが、2005年までは従業員規模100人以上、事業所規模50人以上の企業が調査対象である。ワーキングパーソン調査が行われた年のうち、人事院のウェブサイトで公表されている2004年についての概要を見ると、対象となった企業は、500人未満が3790事業所、500人以上が3755事業所とされている（500人以上の事業所の上限等は記されていない）。この点から、本論文では、従業員規模100人~1000人の企業と比較して、公務員の給与が有意に高い場合に、公務員が「恵まれすぎ」であると結論することができると考えられる。

ワーキングパーソン調査を利用して、単純に従業員規模と年収（昨年度）の関係を確認する。表1はその結果である。平均値を見ると、民間企業においては30人未満から企業規模が大きくなっていくにつれて年収が上昇していることがわかる。一般に、企業の規模が大きくなればなるほど、平均的により高い賃金を得ることができると考えられるが、ワーキングパーソン調査の結果も、このような理解を肯定しているといえるだろう。標準偏差については、30人から100人未満の企業で最も小さく、5000人以上の規模の企業で最も大きい。5000人以上の規模の企業では、年収の上限が高くなるとともに、高額所得の労働者（ワーキングパーソン）が増える結果であると考えられる。

公務員について確認すると、平均値については従業員1000人以上5000人未満の企業とほぼ同じであり、準拠しているはずの従業員100人以上の規模の企業よりも高い水準となっている。さらにその標準偏差は民間企業と比べて非常に小さく、能力評価による個人差が少ないことが示唆されている。この結果は、一般的な公務員批判を肯定するものであるかのように思われる。つまり、公務員は本来準拠すべき水準の企業規模よりも平均的に高

い水準の給与を受けており、不当に「恵まれすぎ」ということである。しかし、このような単純な結果から、公務員の給与水準が本来準拠すべき水準よりも高いといえるだろうか。単に給与水準を比較した結果だけで安易に公務員批判に与するのは早計である。公務員が能力の高い人であったり、民間企業よりも長時間働いていたりするのかもしれないし、勤続年数が長い人がそろっているだけかもしれない。つまり、「恵まれすぎ」というためには、他の変数をコントロールしなくてはならない。

表 1, 従業員規模と年収 (万円)

従業員規模	平均値	度数	標準偏差
30人未満	339.30	492	187.076
100人未満	369.04	398	148.298
1000人未満	420.38	839	171.731
5000人未満	459.11	427	179.558
5000人以上	484.34	360	214.624
公務	458.56	189	125.737
合計	415.37	2705	182.922

他の要因をコントロールした上で、公務員が民間企業の従業員と比べて報酬面において「恵まれすぎ」かどうかを検討するためには、まず、報酬がどのように与えられることになるのかについての仮定が必要であると考えられる。給与決定には様々な要素があると考えられるが、基本的には個人の能力に加えて、年齢、経験、労働時間などで決定されると考えられる。ワーキングパーソン調査には、年齢、現在の会社の勤続年数、労働時間（一週間の平均労働時間）についての質問が存在するため、これらの変数を利用することができる。労働者（ワーキングパーソン）の能力については、観察される変数ではないために、特定することはできないが、本論文の分析では、教育年数を代理変数として使用する。ワーキングパーソン調査では、卒業した学校について質問しているが、この質問を利用して、教育を受けた年数（例えば高卒であれば12年）を能力の代理変数として利用する。

さらに、女性であることや、子どもを持つことも給与に影響を与えられられる。女性については、しばしば男性よりも低い給与水準が批判されていることは言うまでもない。子どもについては、企業や政府では、子どもを養育するための特別の手当を出すことは少なくないため、給与を押し上げる要因であると考えられる。これらの変数をコントロールすることで、賃金関数を推定し、公務員が「恵まれすぎ」ているかどうかを確認する⁹。

賃金関数の推定に当たって本論文で想定している関係は、以下のように表される。

⁹ 分析に当たっては、年収の外れ値（2000万円以上、2サンプル）と、ありえないと考えられる勤続年数（20年以上）のサンプルを除外した。

給与

=F (従業員規模, 年齢, 勤続年数, 能力, 労働時間, 女性ダミー, 子どもダミー)

これらの変数をコントロールした回帰式で、公務員の給与水準が、参照されるべき従業員規模（100人–1000人）の給与水準から有意に逸脱している場合に、公務員が「恵まれすぎ」であるとみなすことができると考えられる。このときに重要なのは、勤続年数の扱いである。多くの企業においては、勤続年数の増加とともに給与水準が上昇していくと考えられ、それは当然公務員についても当てはまる。特に公務員については、労働基本権の制約と引き換えに雇用保障が強く行われているために、民間企業の従業員と比べて勤続年数が長くなることが予想され、それが公務員の給与を押し上げているように見えると考えられる。そのため、企業規模に関するダミー変数（公務を含む）ごとに勤続年数との交差項を導入し、勤続年数の増加とともに給与水準が上昇する部分についてコントロールする。このようなコントロールを行ったうえで、公務員への給与が参照すべき従業員規模の給与水準から逸脱している場合には、公務員は明らかに「恵まれすぎ」ている、と結論付けることが可能になるだろう。

推計結果は次の表 2 の通りである。従業員規模のダミー変数は、100 人–1000 人の規模を基準としている。推計に当たっては、従業員規模と勤続年数の交差項に加えて、女性ダミーと勤続年数の交差項を加えた。なぜなら、しばしば女性であることによって給与水準が低く抑えられる（=女性ダミーが有意に負の効果を持つ）だけでなく、勤続年数が増加するにつれて男性の方がより早く昇給・昇進していくこと（=交差項が負の効果を持つ）が指摘されているからである。推定結果は、賃金決定に影響を与えると考えられる基本的な要素（年齢、勤続年数、教育年数、労働時間、女性ダミー、子どもダミー）は、予想された効果を有意にもたらし、また、女性ダミーと勤続年数の交差項も有意に負の効果を持つことが示されている。

表 2 の Model 1 は企業規模と勤続年数の交差項を除いたものであり、Model 2 はそれを含めたものである。本論文の主要な関心である従業員規模と給与の関係については、Model 1 を見ると、100 人–1000 人よりも従業員規模が小さい場合には給与が有意に低くなり、従業員規模が大きい場合には給与が有意に高くなるという結果が得られた。公務については 10%水準で有意に正の効果が示されており、公務員が「恵まれすぎ」である可能性が示されている。しかし、Model 2 の結果を見ると必ずしもそのように結論付けることはできない。すなわち、Model 2 においては、給与水準が、従業員規模 30 人未満の企業において基準（企業規模 100 人–1000 人の水準）よりも有意に下回り、従業員規模 1000 人–5000 人の企業で基準を有意に上回っているが、そのほかの企業規模・公務においては有意な違いは見られない。一方で、交差項を確認すると、従業員規模 5000 人以上の大企業において有意に正の効果が見られており、他の企業規模・公務においては有意な違いが見られない。

このことから、従業員規模が非常に大きい企業においては勤続年数の増加によって基準となる企業規模との差が累積的に開いていく一方で、それ以外の企業規模においては、勤続年数の増加による累積的な差はそれほど大きなものではなく、企業規模が異なることによる水準の違いが重要であることが推測される。公務については、水準を表すダミー変数の係数が負であり、交差項の係数が正であるが、そのどちらも有意ではないという結果が得られた。このように、公務員の給与が基準となる企業の規模と有意な違いが観察されない以上、少なくとも公務員の給与は、2005年までに比較対象としてきた100人以上の規模の企業に「準拠」するものであると考えられ、公務員が、公務員であることを理由に不当に「恵まれすぎ」ているという批判は必ずしも当てはまらない。

それではなぜ、平均値で見たときに、公務員の給与水準が基準となるべき規模の企業と比べて有意に高いという結果が観察されているのか。それは、やはり勤続年数が大きな原因のひとつであると考えられる。表3は、各企業規模・公務ごとに勤続年数の平均値を取ったものである。この表からは、35歳以下という若年層に限定したサンプルであるにもかかわらず、民間企業と比べて公務においては勤続年数が明らかに長いことが観察される。つまり、公務員は、「公務員である」ために給与が高くなるのではなく、「勤続年数が長い」ために給与が高くなる傾向があると考えられる。

表 2 賃金関数の推定結果

	Model 1	Model 2
定数	-289.557*** 35.485	-277.859*** 36.187
年齢	10.059*** 0.969	9.867*** 0.977
勤続年数	10.468*** 0.859	9.829*** 1.201
教育年数	18.943*** 1.405	18.937*** 1.416
1 週間の 平均労働時間	1.682*** 0.226	1.662*** 0.227
女性ダミー	-85.075*** 10.118	-84.487*** 10.181
子どもダミー	27.767*** 5.643	27.692*** 5.644
公務ダミー	19.464+ 10.174	-10.617 23.513
従業員規模 1 (30 人未満)	-30.172*** 7.521	-28.944* 13.586
従業員規模 2 (30-100 人)	-17.002* 7.748	-21.114 14.784
従業員規模 4 (1000-5000 人)	27.264*** 7.500	29.725+ 16.456
従業員規模 5 (5000 人以上)	52.241*** 7.949	18.785 17.492
女性ダミー * 勤続年数	-2.966* 1.163	-3.040** 1.170
公務ダミー * 勤続年数		3.333 2.332
従業員規模 1 * 勤続年数		-0.463 1.752
従業員規模 2 * 勤続年数		0.501 1.820
従業員規模 4 * 勤続年数		-0.210 1.768
従業員規模 5 * 勤続年数		4.065* 1.908
N	2660	2,660
R2	0.478	0.480
Adj. R2	0.476	0.476
F	202.28	143.36

上段：係数，下段：標準誤差

表 3，従業員規模と勤続年数

従業員規模	平均値	度数	標準偏差
30人未満	5.58	605	4.082
100人未満	6.32	466	4.196
1000人未満	7.59	972	4.245
5000人未満	8.41	482	4.264
5000人以上	8.28	427	4.116
公務	9.55	209	4.284
合計	7.37	3161	4.354

4.2. 自己投資についての分析

4.1 で示されたように、他の変数をコントロールした給与水準を考えると、公務員は必ずしも不当に「恵まれすぎ」という批判は当てはまらないと考えられる。しかし、雇用保障を受けている公務員が、能力を向上させなくても年齢とともに報酬が上昇することが期待されるために自らの能力向上を怠り、また能力向上を怠っても実際には報酬が年齢とともに上昇していくことは、評価されるために長期にわたって自分の能力を磨いていくことを強いられる民間企業の従業員の立場から見ると、「恵まれすぎ」という批判が成り立つと考えられる。それでは、公務員は本当に自らの能力を磨く努力を怠っているのだろうか。

まず、能力やその結果としての業績・成果を評価する制度が、実際に働く当事者たちにとってどのように評価されているかを確認する。ワーキングパーソン調査では、賃金決定の要素として、労働時間、年齢、勤続年数、能力、自分の業績・成果、企業の業績、職務内容を挙げて、これらの要素が賃金決定に関わっていると思われるかどうか、質問対象者に対して主観的な評価を求めている。企業規模別に、その評価を見ると、次の表4のような結果が得られる。

表4 賃金決定の要素（事務職、複数回答）、N=3176

従業員規模	労働時間	年齢	勤続年数	能力	自分の業績・成果	企業の業績	職務内容	合計
30人未満	191 31.6%	107 17.7%	202 33.4%	188 31.1%	188 31.1%	202 33.4%	120 19.8%	605 100.0%
100人未満	138 29.6%	121 25.9%	196 42.0%	165 35.3%	181 38.8%	166 35.5%	108 23.1%	467 100.0%
1000人未満	324 33.1%	302 30.9%	470 48.1%	292 29.9%	318 32.5%	340 34.8%	168 17.2%	978 100.0%
5000人未満	167 34.4%	154 31.7%	236 48.6%	174 35.8%	212 43.6%	178 36.6%	87 17.9%	486 100.0%
5000人以上	166 38.7%	116 27.0%	210 49.0%	159 37.1%	185 43.1%	146 34.0%	82 19.1%	429 100.0%
公務	73 34.6%	104 49.3%	177 83.9%	18 8.5%	16 7.6%	4 1.9%	38 18.0%	211 100.0%
合計	1059 33.3%	904 28.5%	1491 46.9%	996 31.4%	1100 34.6%	1036 32.6%	603 19.0%	3176 100.0%

この表から読み取れることは一目瞭然であろう。つまり、(1)民間企業、公務を通じて労働時間、職務内容は賃金決定の要素として一定の評価を受けている、(2)民間企業と比べて公務は能力、自分の業績・評価、企業の業績に対する評価が極めて低い、(3)対照的に、民間企業と比べて公務は年齢・勤続年数の評価が高く、特に勤続年数の評価は極めて高い、というものである。これは、公務労働に関する通説的な理解と一致する。つまり、実際に働いている労働者（ワーキングパーソン）の主観的な評価としても、公務員は（企業の業績は別として）能力や自分の業績が重視されるわけではなく、年齢や勤続年数が評価の基

準となっていると考えられている，ということの意味している。これは，事務職だけではなく，専門・技術職でも同様の傾向が見られる（表5，ただし，専門・技術職は職務内容への評価が事務職よりも若干高い）。ただし，ここでいう「能力」の評価には注意する必要がある。この結果（表）は，別に公務員に能力がないことを意味しているわけではない。多くの事務職，専門・技術職の公務員は，就職の際に採用試験を突破していることを考えると，彼らは一定の能力を有していると考えることが自然であろう。それにもかかわらず，多くの公務員が賃金決定の要素として本人の能力や業績・成果が考慮されず，年齢や勤務年数によって賃金が決まると評価していることは，極めて深刻な問題である。なぜなら，能力や業績・評価が賃金に反映されないことから，公務員が自らの能力向上を図ることやよりよい業績・成果を挙げようとするインセンティブが奪われる可能性があるからである。

表5，賃金決定の要素（専門職），N=2165

従業員規模	労働時間	年齢	勤務年数	能力	自分の業績・成果	企業の業績	職務内容	合計
30人未満	206 36.0%	102 17.8%	233 40.7%	236 41.2%	134 23.4%	149 26.0%	120 20.9%	573 100.0%
100人未満	144 40.0%	79 21.9%	156 43.3%	115 31.9%	78 21.7%	82 22.8%	75 20.8%	360 100.0%
1000人未満	250 45.5%	164 29.9%	255 46.4%	174 31.7%	145 26.4%	178 32.4%	112 20.4%	549 100.0%
5000人未満	167 55.1%	87 28.7%	138 45.5%	109 36.0%	106 35.0%	110 36.3%	49 16.2%	303 100.0%
5000人以上	122 44.5%	79 28.8%	122 44.5%	101 36.9%	126 46.0%	106 38.7%	51 18.6%	274 100.0%
公務	33 31.1%	46 43.4%	87 82.1%	6 5.7%	6 5.7%	3 2.8%	33 31.1%	106 100.0%
合計	922 42.6%	557 25.7%	991 45.8%	741 34.2%	595 27.5%	628 29.0%	440 20.3%	2165 100.0%

それでは，このように個人の能力や業績・成果が評価されないと考えられる職場において，公務員は自らの能力向上のための努力を怠っているのだろうか。次の表6は従業員規模別の最近一ヶ月の資格取得への取り組みを示している。この表で見ると，公務員は従業員規模1000人以上の企業と比較すると取り組みを行った人の割合が少ないが，全体の中では必ずしも公務員だから資格取得などの取り組みを行っていない，というわけではない。ただし，資格取得などの取り組みを行った人だけに注目すると，公務員で取り組みを行った人は，時間やお金のような学びのためのコストについては，民間企業の従業員ほどはかけていないことが示されている（表7）。資格取得等への取り組みを行う人が少ない傾向にある比較的小規模の企業の従業員のほうが，学びのための時間や費用をかけているのを見ると，小規模の企業においては，熱心に資格獲得を目指す人たちと，そうでない人たちに温度差があることが観察できるといえるだろう。

表 6, 最近 1 ヶ月の資格取得等への取り組み

	最近1か月の資格取得等への取り組み		合計
	行った	行わなかった	
30人未満	102 16.9%	502 83.1%	604 100.0%
100人未満	76 16.3%	390 83.7%	466 100.0%
1000人未満	201 20.6%	773 79.4%	974 100.0%
5000人未満	116 23.9%	370 76.1%	486 100.0%
5000人以上	119 27.7%	310 72.3%	429 100.0%
公務	40 19.0%	170 81.0%	210 100.0%
合計	654 20.6%	2515 79.4%	3169 100.0%

表 7, 学びのために一ヶ月にかける費用

従業員規模		最近1か月に費やした時間数 (時間)	最近1か月に使った合計金額 (千円)
30人未満	平均値	27.96	20.52
	度数	95	89
	標準偏差	36.041	27.465
100人未満	平均値	25.19	19.15
	度数	72	71
	標準偏差	39.615	35.930
1000人未満	平均値	24.33	25.70
	度数	196	190
	標準偏差	31.579	50.804
5000人未満	平均値	17.40	19.85
	度数	110	109
	標準偏差	16.982	57.132
5000人以上	平均値	23.02	18.40
	度数	113	113
	標準偏差	23.704	22.769
公務	平均値	20.66	14.15
	度数	38	39
	標準偏差	27.372	28.320
合計	平均値	23.30	21.05
	度数	624	611
	標準偏差	29.893	42.326

最後に、公務員であることで、資格取得などの自らの能力を向上させるための取り組みを行わなくなるかどうかを検討するために、他の条件をコントロールしたロジスティック回帰分析を用いて検討する。資格取得のようなかたちで自らの能力を向上させるモチベーションとしては、自らの労働市場における価値を向上させようとするにあると考えられる。労働者（ワーキングパーソン）は、雇用の不安を感じている場合や、転職を志向し

ていたり、企業から独立して事業を始めようとしたりするなど、客観的に自らの労働市場における価値を表す必要があるときに、そのための手段として資格などを用いる志向を持つことが想定される。これらの条件をコントロールした上で、民間企業と公務員を比較することによって、公務員が自らの能力を向上させるための取り組みを行うかどうかを検証する。ワーキングパーソン調査では、雇用の不安に関する質問（四段階）、今後の転職意向（四段階）や独立志向（独立したい／したくない）を問う質問がある。これらの質問を用いて、資格取得への取り組みの要因分析を行う。基本的な仮説としては、雇用に不安があったり、転職意向があったり、独立志向があったりすれば、資格取得への取り組みを行う、というものである。これらの条件をコントロールした上で、公務員であるというだけで有意に資格取得への取り組みを行っていないのであれば、長期雇用の中で、自らの能力を高めなくてもよい状態であるという意味で、公務員が「恵まれすぎ」といえると考えられる。

表8, ロジスティック回帰分析の結果

	係数	標準誤差	Exp (B)
30人未満	-.333*	.137	.717
100人未満	-.397**	.152	.673
5000人未満	.183	.135	1.201
5000人以上	.390**	.137	1.477
公務	.056	.081	1.058
雇用の不安	-.072	.055	.930
転職意向	-.079	.057	.924
独立ダミー	.830***	.092	2.294
定数	-1.211***	.224	.298
N	3161		
Nagelkerke R2	0.059		
-2LL	3096.186		

回帰分析を行った結果が表 8 である。従業員規模のダミー変数の基準は、先の回帰分析と同じく 100 人–1000 人規模の企業である。この結果からは、資格取得のモチベーションとして特に高い効果を持っていると考えられるものが独立志向の存在であることがわかる。一方で、雇用の不安や転職意向については全く有意ではない。企業規模についてみると、従業員 30 人未満や 100 人未満の企業では、100 人–1000 人の企業と比べて有意にマイナスの効果が表れている。このようにマイナスの効果を持つのは、独立志向を持つ人が小規模の企業に多く、その効果がコントロールされていることが大きいと考えられる。対照的に、企業規模が大きくなることは、資格取得などの取り組みに対してプラスの影響を与えていることが見て取れる。特に、従業員規模 5000 人以上の企業に在職することは、100 人–1000 人の企業と比べて有意に資格取得等の取り組みを行うことが示されている。さて、問題の公務員については、プラスの符号が示されてはいるものの、有意な効果であるとは言えない。以上の分析から、資格取得などの取り組みにみる能力向上への時間・費用の投資につ

いては、公務員であるという理由でそのような能力向上を怠けるとは一概には言えないことが結論付けられると考えられる。

5. 結論

公務員は「恵まれすぎ」か？このしばしば感情的な答えが伴う問いについて、本論文では可能な限りデータに基づいて、民間企業という比較対象を意識しながら、実証的に議論することを試みたものである。本論文の分析からは、(1)公務員は、「公務員である」ということによって不当に「恵まれすぎ」であるとは言えない、(2)しかし、雇用保障を受けることで勤続年数が増加し、民間企業の労働者（ワーキングパーソン）と比較して給与水準が高くなる可能性がある、(3)公務員の評価について、個人の能力や業績・成果が反映されないという通説は、労働者（ワーキングパーソン）の主観的な観点からは支持されると考えられる、(4)そのような評価制度のもとで、公務員であることで長期の雇用保障に甘んじ、その結果資格取得のような能力開発を行わないとは言えない、という結論が導かれると考えられる。ただし、本論文の分析は絶対的なデータの量が不足しているという欠点は挙げられるし、公務員の能力や業績・成果が給与ではなく昇進に反映されることで、公務員個人のモチベーションを引き出している可能性は残されていることは留保されるべきである。

本論文の分析のみから確定的な結論を出すのは尚早ではあるが、暫定的な結論として、公務員は「恵まれすぎ」とは必ずしも言えないと考えられる。もちろん、「勤続年数が長い」ことは「公務員である」ために雇用が保障されていることに起因するといえるだろう。しかし、賃金関数の推計結果に示されるように、「勤続年数が長い」ことによって得られる利益は公務員も民間企業も基本的には変わらないのである。本論文の冒頭で強調しているように、現在は民間と公務労働の垣根が崩される方向に進み、公務員が享受してきた雇用保障は縮減されつつあると考えられる¹⁰。また、4.2 節で議論してきたように、公務員が自らの能力や業績・成果が賃金に反映されるとはほとんど考えられていないにもかかわらず、しかも長期の雇用保障があつて年齢や勤続年数によって評価が決まるという判断が強い中で、民間企業と同じような割合で自己投資に励む人が多いということは、たとえ組織内における昇進がモチベーションとなっているにせよ、機会主義的な行動をとる傾向は強くないと考えられる。これらの点を考慮に入れると、公務員を「恵まれすぎ」であると決め付けるのは若干難しいように感じられる。

また、本論文の議論は、現在の公務労働の民営化の議論にもひとつの含意を持っていると考えられる。学歴などを考慮に入れた給与決定が、公務員と（公務員が準拠する）民間

¹⁰ ただし、このような雇用保障が本当に永続的に続くかどうかは現在ではわからない。脚注5で述べたように、政府首脳によって、労働基本権制約の見直しが既に表明されている。さらに、2006年末に、人事院によって国家公務員の分限処分の指針が発表されるとともに、基準強化が検討されている。

企業でほとんど差がないのであれば、民営化による効率の改善という議論の問題点を示唆すると考えられる。給与決定の要因が民間企業とそれほど変わらないにもかかわらず、効率が改善するという事は、単に高齢の正社員である公務員を、比較的若く、賃金の安い労働力に置き換えることを指すのではないだろうか。実際のところその過程がどのようなものであるかは、今回のデータで分析できる範囲を超えている。しかし、現在のように公務員と民間企業の従業員の境目が薄れているときにこそ、公務員も民間企業もある程度共通する要因で評価がなされるという前提のもとで、公務員の雇用保障のあり方や、公務労働と民間企業間の労働力の柔軟化について検討がなされていくべきではないだろうか。

[謝辞]

本論文における〔二次分析〕にあたり、東京大学社会科学研究所附属日本社会研究情報センター SSJ データ・アーカイブから〔「ワーキングパーソン調査」(リクルート・ワークス研究所)〕の個票データの提供を受けました。データの提供にご尽力くださった皆様に感謝致します。また、2007年2月2日の二次分析研究報告会では、司会者の豊田義博先生、討論者の篠崎武久先生をはじめ、報告会にご参加いただいた方々から有益なご指摘を頂いたことを感謝いたします。もちろん、過ちは全て筆者に起因します。

<参考文献>

- 稲継裕昭, 1996, 『官僚の人事システム』東洋経済新報社.
- 稲継裕昭, 2000, 『人事・給与と地方自治』東洋経済新報社.
- 中村圭介, 2004, 『変わるのはいまー地方公務員改革は自らの手で』ぎょうせい.
- 西村美香, 1999, 『日本の公務員給与政策』東京大学出版会.
- 西谷敏・晴山一穂・行方久生, 2004, 『公務の民間化と公務労働』大月書店.
- 平野誠治, 1987, 「大阪市における人事管理の現状と問題点」『年報行政研究』22: 151-176.
- 藤本昌代, 2006, 「自治体レベルと職員の就業意識」青木康容『変動期時代の地方自治』ナカニシヤ出版, 所収.
- 前浦穂高, 2002, 「地方公務員の昇進管理ーA 県の事例を中心に」『日本労働研究雑誌』509: 42-51.
- 前浦穂高, 2002, 「地方公務員の人事異動ーA 県の事例を中心に」『日本労働研究雑誌』524: 72-83.
- 松尾孝一, 2002, 「地方公務員の初期キャリア管理ー政令指定都市 A 市の大卒事務系職員の事例から」『青山経済論集』54(3): 43-81.
- 峯野芳郎, 2000, 「地方公共団体における職員の昇進管理について」『組織科学』34(2)
- 山本清, 1996, 「地方公務員の昇進構造の分析」『組織科学』30(1): 68-79
- ワークス研究所, 2003, 「「公務員」という職業の実像に迫るーワーキングパーソン調査の

森」 http://www.works-i.com/special/tyosa-no-mori_3.html