

多様な働き方の構造分析
< 報告書 >

山口真美 砂原庸介
太田正伸 松本渉 深堀聰子

SSJDA - 30

December 2004

多様な働き方の構造分析

目 次

序 章	研究会の概要	1	武石 恵美子
第1章	学校・職安を通じた就職 - 就職者たちのその後	5	山口 真美
第2章	「自律」を求める若年正社員	21	砂原 庸介
第3章	派遣社員と正社員の比較分析から得られるキャリア・コンサルタントの支援のあり方に関する一考察	55	太田 正伸
第4章	NPOに参加する人々の背景要因の解明	71	松本 渉
第5章	多様な働き方 共働き世帯の仕事と家事・育児の調和をめざして	111	深堀 聰子

< 研究会メンバー（報告書執筆者） >

- 太田 正伸 株式会社 J M A M チェンジコンサルティング
(目白大学大学院心理学研究科 修士課程)
- 砂原 庸介 東京大学大学院総合文化研究科国際社会科学専攻 博士課程
日本学術振興会特別研究員
- 深堀 聰子 京都女子大学短期大学部 (初等教育学科) 講師
(東京大学社会科学研究所 助手)
- 松本 渉 大学共同利用機関法人情報・システム研究機構統計数理研究所
助手
(東京大学大学院新領域創成科学研究科環境学専攻国際環境協
力コース 博士課程)
- 山口 真実 日本貿易振興機構アジア経済研究所
(東京大学大学院総合文化研究科地域文化研究専攻博士課程)

< 研究アドバイザー >

- 佐藤 博樹 東京大学社会科学研究所教授
- 佐藤 香 東京大学社会科学研究所助教授
- 武石 恵美子 ニッセイ基礎研究所上席主任研究員 (主担当)
(東京大学社会科学研究所 助教授)

(() 内は、研究会参加時の所属)

序章 研究会の概要

武石 恵美子

1. 研究会の概要

本報告書は、2003 年度に東京大学社会科学研究所において設けられた「二次分析研究会：テーマ A 多様な働き方の構造分析 - 働く人のキャリア、企業の雇用戦略の視点から - 」における研究結果を、ワーキングペーパーとして取りまとめたものである。

本研究会は、東京大学社会科学研究所日本社会研究情報センターの SSJ データ・アーカイブに収録されている調査データを活用し、関心をもつ研究者・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のとりまとめを行うことを目的とした。研究会は 9 名の参加者でスタートし、9 回の研究会を開催し、研究仮説、利用しているデータの分析手法、解釈などについて、互いにディスカッションをしながら研究成果をとりまとめた。研究の途中で長期の海外調査が入るなど、個別の事情から研究成果のとりまとめに至らなかった参加者もいたが、最終的に 5 人が研究成果をとりまとめ、それを本報告書に収録した。

「多様な働き方の構造分析 - 働く人のキャリア、企業の雇用戦略の視点から - 」を設定した趣旨は、就業形態の多様化をはじめとする働き方が変化している現状をとらえ、その中で個々人のキャリア設計、あるいは企業の雇用戦略がどのように関連しているのかを分析することの重要性が高いと感じたからである。同時に、近年、関連テーマでの調査研究が増えており、さまざまな視点から調査データを利用することによって、次の研究課題の視点が見出せるのではないかという思いもあった。

研究会での議論は、参加者の研究領域あるいは関心テーマの多様性により、メインテーマの中に納まりきれないものもあったが、個々人の関心を優先し、結果として多様なテーマについて学際的なディスカッションが行われた。また、研究仮説を実証する上で利用しているデータの限界を感じながら、分析の工夫をすることで仮説検証に結びつけるためのさまざまなアイデアの交換がなされたのは、研究会の大きな成果であったといえる。

世の中でおびただしい量の調査が行われているが、調査実施者のみが利用して、その後活用されないケースは実に多い。SSJ データ・アーカイブは、調査データを研究者共有の財産として、研究者の研究に役立っていると同時に、次に調査をする際に、多くの研究者の分析視点を踏まえたより有効な調査実施につなげることができるという点を指摘できる。

2. 各章の概要

(1) 学校・職安を通じた就職 - 就職者たちのその後 山口真美

本章の研究の目的は、1960年代以降の日本の高度経済成長期を通じて新卒者の労働市場へのスムーズな参入を実現したといわれる、学校・職安経由での就職の、就職者の側にとっての意味合いを考察することにある。利用データは、雇用職業総合研究所「職業移動と経歴調査（第2回男子調査）」（1981年10月）である。

分析の結果、1960年代の新卒就職者は、主に中卒、高卒者であり、特に地域移動を経て初職に就くグループにおいて、学校・職安ルートの役割が大きいこと、ホワイトカラー職の就職で学校ルート経由率が高く、非ホワイトカラー職では縁故ルート経由者の占める割合の方が高いこと、就職後の企業への定着度からみると、学校・職安経由就職者は、企業への定着度が高いこと、学校ルート就職者はその後の職業移動においても縁故ルート就職者に比べ順調で企業の重要な中堅社員になっていっていること、などが確認された。

マクロ、メソレベルでの有効性がいわれてきた学校・職安によるジョブ・マッチング機能は、個々の就職者にとっても良好に機能していたといえる。それは初職への就職に有効に機能するばかりでなく、就職先企業への定着度、満足度にも現れている。

(2) 「自律」を求める若年正社員 砂原 庸介

本章では、現代の若者に焦点を当て、15歳～34歳の若年層、特にホワイトカラーの若年正社員の転職行動についての分析を行っている。近年の雇用システムの変化の中で、日本型雇用慣行が徐々に崩れ、若年層にとって、安定的な雇用や年功賃金を受けることの不確実性が高まっているが、一方で、実際に転職という選択をしようと思っても新しい職とのマッチングがうまくいくかという不確実性も抱えている。非常に不確実な状況に置かれている若年正社員の中で、どのような人が実際に転職という活動に踏み切ったり、転職への意向を持っていたりするのだろうか、というのが研究課題である。利用データは、リクルート・ワークス研究所「ワーキングパーソン調査」（2002年）である。

分析の結果、正社員の転職意向や転職経験は、彼らが独立意向を持つかどうかによって左右されることが示唆されている。つまり、独立意向を持っていること、企業から距離を置いた自律的な個人という意識のもとで働いていることが、正社員を転職行動に向かわせる、ということである。ただし、独立意向を持っていても、実際に転職への意思を持ち、転職行動を起こしやすいのは、現在のところやはりリスク負担能力のある高収入層である傾向が見られる。今後、企業にとっては、独立意向を持った人材をいかにして企業の中にとどめおくか、また、「自律」を求める正社員と企業がどのように折り合いをつけていくか、とい

うことが課題となると考えられる。

(3) 派遣社員と正社員の比較分析から得られるキャリア・コンサルタントの支援のあり方に関する一考察 太田 正伸

本章は、正社員と派遣社員（登録型派遣）のキャリア意識や就労意識の違いを比較研究しながら、派遣社員の特徴を抽出し、派遣社員に対する有効なキャリア・コンサルタントの支援のあり方を検討したものである。特に、登録型の派遣社員には女性が多いことから、女性に注目した分析を行っている。利用データは、生命保険文化センター「ワークスタイルの多様化と生活設計に関する調査」（2000年）である。

分析の結果、女性正社員と女性派遣社員の間には、価値観や、就労意識、仕事面での重視事項、生活設計等において共通の傾向とともに異なる点も認められた。派遣社員は、約3人に1人が収入、日常生活費、自己啓発費、住宅費を減らしている傾向があり（正社員は半分以上が収入を増やしている）、その結果、派遣社員は正社員と比較して長期的に生活設計が描きにくい雇用形態であることが考えられる。また、このような背景からか、派遣社員は「夫の収入によって生活の豊かさが決まる」、「家族の経済的生活を支える責任は夫にある」という項目において同感する割合が高く、派遣社員として働いた場合、夫を含めた他者の経済的な援助が必要な環境にあることが考えられる。さらに、派遣社員の間関係への不満は、正社員よりも有意に高く、派遣先企業はインフォーマルな横のつながりが希薄である派遣社員を外部の存在として扱うのではなく、むしろ正社員と同等、あるいはそれ以上に人間関係の配慮の必要性があるといえる。

以上の現状分析から得られた正社員と派遣社員の違いを踏まえて、キャリア・コンサルタントが支援を行う際には、「意思決定」支援、「新たな仕事への適応」支援の側面から、派遣社員という雇用形態を視野にいれることの重要性を指摘している。

(4) NPOに参加する人々の背景要因の解明 松本 渉

本章は、近年「働き方」の一形態としても注目されているNPOを研究対象として、NPOの参加者がどのような背景を持っているかということ把握することを目的にしている。まず、動機づけに関わるような内面的特性と就労地位や経済状況などを反映した外面的特性の両面から日本のNPO参加者の背景構造について解明し、次に、社会貢献に対する意欲といった利他的な動機をNPOに所属することで達成するのはなぜかということを検討し、最後にNPOへの参加を促す社会背景の状況について、労働市場における流動性、職場と従業員の関係性の変化という視点から分析している。利用データは、大阪商業大学比較地域研究所、東京大学社会科学研究所「生活と意識に関する国際比較調査」（日本版

General Social surveys , JGSS)の第2回 JGSS2001 調査を主に使用している。

分析の結果、定年等の退職者や家事従事既婚者や経営者・自営業者が NPO に参加する可能性が高いということが確認できた。さらに、仕事そのものへの興味、他人のためになること、社会的有用性などを、仕事をするにあたって重視する姿勢や、ある程度の生活のゆとり、学歴とは限らない知識水準、そして時には、アドボカシー実現のためのパイプ役として重要な国会議員への信頼感を伴うことも重要である。常時雇用の一般従事者では、「労働組合への不信」や「組織所属志向」などが、参加要因として重要であった。就労観との関連では、職場に対する従業員のコミットメントが近年徐々に低下し、その結果として労働組合の組織率が減少すると同時に、NPO への参加率が高まるという関係が示唆されている。

(5) 多様な働き方 共働き世帯の仕事と家事・育児の調和をめざしてー 深堀 聡子

本章の目的は、両親が就業する共働き世帯における仕事と家事・育児の調和を妨げる要因を整理したうえで新たな調和戦略をうちたて、その有効性を検証することともに、仕事と家事・育児の調和を支える社会のありかたについて考察することである。利用データは、青少年文化研究会(代表:藤田英典)「小・中学生の生活と意識についての調査 1995年」である。

分析の結果、家族の時間の多くを市場労働に配分している共働き世帯では、労働時間を代替可能な家事・育児時間に等価交換することも、代替不可能な家事・育児時間を確保することも困難であるために、子どもの生活の満足度が有意に低い現状が示された。「家族の時間の市場労働への配分 家事・育児代行サービスの利用」は検証されなかったが、「家事・育児代行サービスの利用 代替不可能な家事・育児の遂行」や、「代替不可能な家事・育児の遂行 家計の効用の最大化」は検証された。現状では、仕事と家事・育児の調和戦略は十分に効果的に実践されているとはいえないが、共働き世帯による家事・育児代行サービスの利用を促すことができれば、代替可能な家事・育児時間の短縮と代替不可能な家事・育児時間の確保が可能になり、家計の効用を最大化する余地が充分残されていることを示唆している。

分析の結果から、共働き世帯の仕事と家事・育児の調和戦略として、共働き世帯が利用しやすい家事・育児代行サービスを整備すること、すべての共働き世帯が必要に応じて柔軟に家事・育児代行サービスを利用できるようその経済基盤を保障すること、共働き世帯が代替不可能な家事・育児を遂行するために必要な時間を確保できるようその労働条件を保障すること、が指摘されている。

第1章 学校・職安を通じた就職 就職者たちのその後

山口 真美

1. 問題関心と課題

(1) 先行研究の整理と問題関心

本稿の課題は、日本の高度経済成長期を通じて新卒者の労働市場へのスムーズな参入を実現したといわれる、学校・職安経由での就職の、就職者の側にとっての意味合いを考察することにある。新規学卒者を労働市場へと送り出す、ジョブ・マッチングの場としての学校による進路指導と、その労働市場における制度的意味合いについては、既に興味深い研究が行われているⁱ。近年の研究におけるこうした、ジョブ・マッチングの場に介在する学校という制度に対する評価は、概ね肯定的なものである。肯定的な評価は、主に以下の2つの点にある。まず、マクロな労働力の需給調整に有効であったこと。高度経済成長期を通じて、急増した労働需要に学校と職安の連携による広域職業紹介システムが効率的に機能したことが評価されている。次に、メゾレベルの視点として、こうした制度が存在することが、就職者の労働市場への間断のないスムーズな参入を実現したことの功績が指摘されている。つまり、就職という将来の目標を見据えさせることにより、進学を目指さない生徒が目標を持って学校生活を送ることになり、産業社会における優秀な大衆労働力となったというものである。

筆者の関心は、以上のような合理的な職業紹介システムは、それではそれを通して就職した学卒者たちにとって、どのように評価できるものであったのかを考察することにある。そこで、本稿では就職経路に着目して、特定時期に労働市場に参入した新規学卒者が質的な意味でどのような就職を実現したか、またその後どのようなキャリアを積んでいったのかを就職者のミクロデータの二次分析を通じて明らかにしたい。

本稿の流れは以下のようなものである。まず、1.(2)において本稿で利用するデータの概要を紹介し、本稿でのデータの扱い方を整理する。次に2.の分析に入るが、(1)時代背景の確認に続き、(2)で就職者の属性と選択される就職経路を確認する。その後、(3)で異なる経路を介しての就職が、就職者にとって質的にどのようなものであったのか、就職後の職業移動までを射程に入れて考察する。最後に、結論と考察を行う。

(2) 利用データ

利用するデータは、雇用職業総合研究所による「職業移動と経歴調査(第2回男子調査)」^{*}であり、この調査の概要は以下の通りである。

調査対象： 全国 25～69 歳男子

データ数： 標本数 6,000 人，有効回収数 4,255 人（有効回収率 70.9%）

調査時点： 1981 年 10 月

調査地域： 全国 403 地点（市部 313 地点，郡部 90 地点）

標本抽出： 層化二段無作為抽出法

調査方法： 個別面接調査

調査実施者： 雇用促進事業団・雇用職業総合研究所，実地調査は中央調査社

当調査は 1981 年に実施されたものであるが、調査対象者が 25～69 歳の男子と幅広く、カバーする時代範囲がきわめて大きい。本稿の 2 次分析においてはこの調査データから、1960 年代（1960～69 年）に初職に入職した者のみを対象とする。1960 年代は、日本が高度経済成長期に入り、求人需要が急増した時期である。この時期は、その後 1970 年代に入ってオイルショックが発生するまで、就職環境としては比較的安定した時期であったと考えられる。

なお、入職経路の相違と就職の相関を考察するという本稿の目的上、何らかの基準によってサンプルの属性を統一しなければならない。そこで、就職前の学歴によってサンプルを選択することとした。1960 年代は、それまでの中卒就職者とこの時期から増加した高卒就職者の交錯する時代ⁱⁱである。本稿では、高卒者を基準に、適宜中卒者の動向とも比較検討を行う。なお、学校による就職斡旋機能に着目するため、就職指導機能を学校が担うことになった戦後の新制学校卒業者のみをサンプルとして採用し、旧制学校卒業者は除外した。

1960 年代に高卒で初職に就いた者を就職時 18 歳とすると、1942 年から 1951 年生まれの男子であり、1981 年の調査時点で 30～39 歳の男子が分析対象になる。初職への就職以来、12～21 年を経過した労働力で、利用データの中では 166 サンプルとなる。なお、中卒サンプルは 120 である。

^{*} 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「職業移動と経歴調査(第2回男子調査)(労働政策研究・研修機構労働政策研究所研究調整部(旧日本労働研究機構))」の個票データの提供を受けました。記して、感謝申し上げます。

2. 分析

(1) 時代背景

まず、当データのカバーするサンプルの範囲で、時代的背景を把握してみたい。以下表-1から、入職年代ごとの就職者の就職時学歴の変遷を、また表-2より入職年代ごとに選択された入職経路の変遷を概観する。

表-1

入職年代と就職直前の学校の加算表

	就職直前の学校						合計	
	新制中 学校	新制高 校	新制短 大・高専	新制大 学	学歴 なし	不明		
入職 年代	30 度数	0	0	0	0	1	0	1
	入職年代の%	.0%	.0%	.0%	.0%	100.0%	.0%	100.0%
40	度数	0	0	0	0	0	1	1
	入職年代の%	.0%	.0%	.0%	.0%	.0%	100%	100.0%
50	度数	48	35	4	2	0	1	90
	入職年代の%	53.3%	38.9%	4.4%	2.2%	.0%	1.1%	100.0%
60	度数	141	184	5	61	1	0	392
	入職年代の%	36.0%	46.9%	1.3%	15.6%	.3%	.0%	100.0%
70	度数	171	289	12	164	0	1	637
	入職年代の%	26.8%	45.4%	1.9%	25.7%	.0%	.2%	100.0%
80	度数	14	37	1	20	0	0	72
	入職年代の%	19.4%	51.4%	1.4%	27.8%	.0%	.0%	100.0%
合計	度数	374	545	22	247	2	3	1193
	入職年代の%	31.3%	45.7%	1.8%	20.7%	.2%	.3%	100.0%

表-2

入職年代と入職経路の加算表

	入職経路			合計	
	縁故ルート	学校・職安 ルート	その他ルー ト(広告など)		
入職 年代	20 度数	1	0	0	1
	入職年代の%	100.0%	.0%	.0%	100.0%
30	度数	41	5	8	54
	入職年代の%	75.9%	9.3%	14.8%	100.0%
40	度数	211	103	45	359
	入職年代の%	58.8%	28.7%	12.5%	100.0%
50	度数	116	66	18	200
	入職年代の%	58.0%	33.0%	9.0%	100.0%
60	度数	220	174	64	458
	入職年代の%	48.0%	38.0%	14.0%	100.0%
70	度数	292	301	109	702
	入職年代の%	41.6%	42.9%	15.5%	100.0%
80	度数	32	30	14	76
	入職年代の%	42.1%	39.5%	18.4%	100.0%
合計	度数	913	679	258	1850
	入職年代の%	49.4%	36.7%	13.9%	100.0%

表-1 から、新規学卒就職者の学歴背景を読みとることができる。1950 年代入職者では新制中学校卒業者が過半数であったのに対し、60 年代に入って高卒者が主流になっている。これは、先行研究ⁱⁱⁱの言及するところとも一致している。また、表-2 からは本稿が着目する初職への入職経路の変遷が見られる。これによると、1950 年代までは縁故ルート(家族・親戚、友人・知人による紹介)による就職が主流であったのに対し、60 年代に入って縁故ルートの経由率が半数を割っている。1960 年代は初職への入職経路として、縁故による紹介と学校・職安による紹介が混在していた時代と見ることができよう。

そこで、以下本稿では 1960 年代に初職に就いた高卒者を主な分析対象とする。

(2) 就職者の属性と就職経路選択

まず、1960 年代に初職についた者がどのような入職経路を選択したか、就職者の属性をここでは学歴と初職入職時の地域間移動の有無について見てみたい。

表-3

60年代入職者の就職前学歴と初職入職経路の加算表

	初職入職経路			合計	
	縁故ルート	学校・職安ルート	その他ルート(広告など)		
新制学卒	旧制学卒	度数 59	31	17	107
	新制学卒の%	55.1%	29.0%	15.9%	100.0%
新制中学校	度数	70	41	9	120
	新制学卒の%	58.3%	34.2%	7.5%	100.0%
新制高校	度数	67	76	23	166
	新制学卒の%	40.4%	45.8%	13.9%	100.0%
新制短大・高専	度数	2	1	2	5
	新制学卒の%	40.0%	20.0%	40.0%	100.0%
新制大学	度数	22	25	13	60
	新制学卒の%	36.7%	41.7%	21.7%	100.0%
合計	度数	220	174	64	458
	新制学卒の%	48.0%	38.0%	14.0%	100.0%

表-3 は学歴別にみた就職者の入職経路選択である。ここでは第1に、中卒者と高卒者の相違に注目したい。全国的に見れば、1960 年代の中卒者は親戚・友人の紹介によって初職に就いていた者の比率が 58.3%と、かなり高かったことがわかる。これに対して、高卒者では学校・職安による紹介による就職者が 45.8%と、縁故ルートの 40.4%を上回っている。第2に注目されるのは、この時期の高卒者の両ルート経由率がかなり近いことである。つまり、1960 年代高卒入職者は縁故ルート、学校ルートの二つのルートが混在する、本稿の分析にとっては興味深い時代だといえる。

さて、学校・職安による就職斡旋の機能として、しばしば指摘されるのは、就職時に地方から都市への地域移動を経て就職する労働力への職業紹介機能である^{iv}。そこで、地域移動の有無と就職経路にどのような相関があるのかを見ておきたい。

表-4 は 1960 年代に初職に就職した者全員、表-5 は高卒者、表-6 は中卒者の初職入職時の経路を示している。表-4 の全体を見ると、地域移動の有無と入職経路の違いに相関があることがわかる。つまり、地域移動なしに就職したグループでは縁故ルート経由率が高いのに対し、地域移動グループでは学校・職安経由率がより高くなっている。この時代に既に、遠隔地への就職においては学校・職安による就職斡旋が選択される傾向が高まっていることがわかる。

表-5、表-6 より、高卒者では表-4 同様に地域移動なしグループで縁故ルート選択率が高く、地域移動グループで学校・職安ルート選択率が高いが、中卒者では地域移動の有無に関わらず縁故ルートが多く選択されていることがわかる。前述したように、1960 年代は新規学卒労働力の高学歴化が進み、主流が中卒者から高卒者に移行しつつある時期である。中卒者にとっては、学校・職安経由での就職が難しくなって来た時期であるのかもしれない。

表-4

60年代初職入職者 地域移動の有無と初職入職経路の加算表

			初職入職経路			合計
			縁故ルート	学校・職安ルート	その他ルート(広告など)	
地域移動の有無	地域移動なし	度数	146	92	44	282
		地域移動の有無の%	51.8%	32.6%	15.6%	100.0%
	地域移動あり	度数	74	82	20	176
		地域移動の有無の%	42.0%	46.6%	11.4%	100.0%
合計		度数	220	174	64	458
		地域移動の有無の%	48.0%	38.0%	14.0%	100.0%

表-5

60年代初職入職高卒者 地域移動の有無と初職入職経路の加算表

			初職入職経路			合計
			縁故ルート	学校・職安ルート	その他ルート(広告など)	
地域移動の有無	地域移動なし	度数	40	34	15	89
		地域移動の有無の%	44.9%	38.2%	16.9%	100.0%
	地域移動あり	度数	27	42	8	77
		地域移動の有無の%	35.1%	54.5%	10.4%	100.0%
合計		度数	67	76	23	166
		地域移動の有無の%	40.4%	45.8%	13.9%	100.0%

表-6

60年代初職入職中卒者 地域移動の有無と初職入職経路の加減表

			初職入職経路			合計
			縁故ルート	学校・職安ルート	その他ルート(広告など)	
地域移動の有無	地域移動なし	度数	47	25	8	80
		地域移動の有無の%	58.8%	31.3%	10.0%	100.0%
	地域移動あり	度数	23	16	1	40
		地域移動の有無の%	57.5%	40.0%	2.5%	100.0%
合計	度数	70	41	9	120	
	地域移動の有無の%	58.3%	34.2%	7.5%	100.0%	

(3) 学校・職安を通じた就職の結果

a. 職種

表-7 から見てとれるのは、1960年代に高卒で初職に就いた者のうち、ホワイトカラー職（ここでは、専門・技術的職業、管理的職業、事務従事者、販売従事者、サービス職業を含む）への就職者に占める学校・職安ルート経由者の割合が高く、52.1%であることである。反対に、非ホワイトカラー職への就職者では依然として縁故ルート経由での就職者の方が多い。ついでながら、中卒者ではホワイトカラー職、非ホワイトカラー職共に縁故ルート経由者が過半数であった。

表-7

60年代入職高卒者 初職入職経路と初職の職種の加減表

			初職入職経路			合計
			縁故ルート	学校・職安ルート	その他ルート(広告など)	
初職の職種	ホワイト職	度数	23	37	11	71
		初職の職種の%	32.4%	52.1%	15.5%	100.0%
	非ホワイト職	度数	44	39	12	95
		初職の職種の%	46.3%	41.1%	12.6%	100.0%
合計	度数	67	76	23	166	
	初職の職種の%	40.4%	45.8%	13.9%	100.0%	

注：表中、ホワイト職とは専門・技術的職業、管理的職業、事務従事者、販売従事者、サービス職業を含む。また非ホワイト職とは、農林漁業従事者、採掘作業従事者、運輸通信従事者、技能・生産工程従事者、保安職業を含む。

表-8

60年代入職高卒者 初職入職経路と初職の職種と地域移動の有無の加表

地域移動の有無				初職入職経路			合計
				縁故ルート	学校・職安ルート	その他ルート(広告など)	
地域移動なし	初職の職種	ホワイト職	度数	11	18	8	37
			初職の職種 の %	29.7%	48.6%	21.6%	100.0%
	非ホワイト職	度数	29	16	7	52	
		初職の職種 の %	55.8%	30.8%	13.5%	100.0%	
合計			度数	40	34	15	89
			初職の職種 の %	44.9%	38.2%	16.9%	100.0%
地域移動あり	初職の職種	ホワイト職	度数	12	19	3	34
			初職の職種 の %	35.3%	55.9%	8.8%	100.0%
	非ホワイト職	度数	15	23	5	43	
		初職の職種 の %	34.9%	53.5%	11.6%	100.0%	
合計			度数	27	42	8	77
			初職の職種 の %	35.1%	54.5%	10.4%	100.0%

注：表中、ホワイト職とは専門・技術的職業、管理的職業、事務従事者、販売従事者、サービス職業を含む。また非ホワイト職とは、農林漁業従事者、採掘作業従事者、運輸通信従事者、技能・生産工程従事者、保安職業を含む。

地域移動の有無別に見てみると(表-8)、次の2点が読みとれる。第1に、ホワイトカラー職種への就職においては、地域移動の有無に関わらず学校・職安ルートの採択率が高い。次に非ホワイトカラー職への就職では、地域移動の有無によって傾向が異なっている。つまり、地域移動なしのグループでは、非ホワイトカラー職種への就職は縁故ルート経由が多く、55.8%であるが、地域移動を経験したグループでは、非ホワイトカラー職への就職においても学校・職安ルートの経由率が53.5%と、縁故ルートの34.9%に比べて高い。

学校・職安による職業紹介は一般的にホワイトカラー職種への就職で比較的多いが、地域移動組においては非ホワイトカラー職種への就職においても学校・職安経由の就職が多いことがわかる。遠隔地への就職においては、情報へのアクセスが難しく、学校・職安による職業紹介が多く選択されていることがうかがえる。

b. 定着

次に、就職者たちにとって、学校・職安による就職が質的にどのようなものであったのかを考える。ここでは、企業間移動回数、初職から次職への職業移動の理由を手がかりに考察する。

まず、表-9では60年代に就職した高卒就職者を初職への入職経路別に見たときの企業間職業移動回数を見る。ここでは、企業間移動なし、つまり0回の者の割合に着目し、入職経路別のジョブ・マッチングがどの程度適切に行われたかを見てみる。すると、学校・職安紹介による就職者に占める企業間移動0回の者の割合は39.5%と、比較的高い。この比率は、

先行研究で指摘されている高卒就職者の離職率が就職後3年で41%と高いこと^{vi}、また同じ表-9に見られる縁故紹介による就職者の初職への定着率が11.9%であることと比較すると、かなり高い数字であるとみることができる。

さらに、表-10によって地域移動の有無別に初職就職先企業への定着度を見ておく。すると、どちらにおいても学校・職安経由入職者の定着度が最も高いが、両者を比べると地域移動をせずに就職した者のグループで44.1%と、地域移動組の35.7%に比べて高い。この原因は推測の域を出ないが、地元就職組は地域移動組に比べて多様な就職情報入手ルートを持っており、学校・職安経由での就職情報はいくつかの情報ルートの一つにすぎないことが考えられる。つまり、地元就職組の方が望ましい就職先に就職できているのかもしれない。

表-9

60年代高卒 企業間移動回数と初職入職経路の加算表

			初職入職経路			合計
			縁故ルート	学校・職安ルート	その他ルート(広告など)	
企業間移動回数	0	度数	8	30	11	49
		初職入職経路の%	11.9%	39.5%	47.8%	29.5%
	1	度数	11	10	2	23
		初職入職経路の%	16.4%	13.2%	8.7%	13.9%
	2	度数	19	18	3	40
		初職入職経路の%	28.4%	23.7%	13.0%	24.1%
	3	度数	12	11	5	28
		初職入職経路の%	17.9%	14.5%	21.7%	16.9%
	4	度数	9	3	2	14
		初職入職経路の%	13.4%	3.9%	8.7%	8.4%
	5	度数	3	2	0	5
		初職入職経路の%	4.5%	2.6%	.0%	3.0%
6	度数	3	1	0	4	
	初職入職経路の%	4.5%	1.3%	.0%	2.4%	
7	度数	1	0	0	1	
	初職入職経路の%	1.5%	.0%	.0%	.6%	
8	度数	0	1	0	1	
	初職入職経路の%	.0%	1.3%	.0%	.6%	
11	度数	1	0	0	1	
	初職入職経路の%	1.5%	.0%	.0%	.6%	
合計	度数	67	76	23	166	
	初職入職経路の%	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%	

表-10

60年代入職高卒者 企業間移動回数と初職入職経路と地域移動の有無の加減表

		地域移動の有無								
		地域移動なし				地域移動あり				
		初職入職経路				合計	初職入職経路			合計
		縁故 ルート	学校・職 安ルー ト	その他 ルート (広告な)	縁故 ルート		学校・ 職安 ルート	その他 ルート (広告な)		
企業間 移動 回数	0	度数 初職入職 経路の%	4 10.0%	15 44.1%	7 46.7%	26 29.2%	4 14.8%	15 35.7%	4 50.0%	23 29.9%
	1	度数 初職入職 経路の%	6 15.0%	6 17.6%	1 6.7%	13 14.6%	5 18.5%	4 9.5%	1 12.5%	10 13.0%
	2	度数 初職入職 経路の%	9 22.5%	6 17.6%	2 13.3%	17 19.1%	10 37.0%	12 28.6%	1 12.5%	23 29.9%
	3	度数 初職入職 経路の%	8 20.0%	5 14.7%	4 26.7%	17 19.1%	4 14.8%	6 14.3%	1 12.5%	11 14.3%
	4	度数 初職入職 経路の%	6 15.0%	1 2.9%	1 6.7%	8 9.0%	3 11.1%	2 4.8%	1 12.5%	6 7.8%
	5	度数 初職入職 経路の%	2 5.0%	1 2.9%	0 .0%	3 3.4%	1 3.7%	1 2.4%	0 .0%	2 2.6%
	6	度数 初職入職 経路の%	3 7.5%	0 .0%	0 .0%	3 3.4%	0 .0%	1 2.4%	0 .0%	1 1.3%
	7	度数 初職入職 経路の%	1 2.5%	0 .0%	0 .0%	1 1.1%				
	8	度数 初職入職 経路の%					0 .0%	1 2.4%	0 .0%	1 1.3%
			度数 初職入職 経路の%	1 2.5%	0 .0%	0 .0%	1 1.1%			
合計	度数 初職入職 経路の%	40 100.0%	34 100.0%	15 100.0%	89 100.0%	27 100.0%	42 100.0%	8 100.0%	77 100.0%	

もう一つ、初職就職先企業への定着度、満足度を測る手がかりとして、初職から次の職への職業移動時の離職理由を見てみたい。ここで、職業移動とは同一企業内での異動も含んでいる。初職からの職業移動が企業内異動であったのか、何らかの原因による非自発的離職であったのか、或いは不満による主体的な離職であったのかにより、就職者の初職職業への定着度、満足度をうかがうことができるといえるだろう。非自発的離職とは、会社の都合（倒産など）、契約期間満了、兵役、定年、身体的理由、家族の都合を含む。不満による主体的な離職は、賃金の不満、労働時間の不満、仕事内容の不満、会社の将来性の不安、人間関係のこじれ、よい仕事をうるためを含む。

表-11

60年代初職就職高卒者 初職入職経路と初職異動理由区分のクロス表

			初職異動理由区分				合計
			企業内異動	非自発的離職	主体的離職(不満)	その他不明	
初職入職経路	縁故ルート	度数	13	18	27	8	66
		初職入職経路の%	19.7%	27.3%	40.9%	12.1%	100.0%
	学校・職安ルート	度数	36	14	24	2	76
		初職入職経路の%	47.4%	18.4%	31.6%	2.6%	100.0%
	その他(広告など)	度数	12	1	8	0	21
		初職入職経路の%	57.1%	4.8%	38.1%	.0%	100.0%
合計		度数	61	33	59	10	163
		初職入職経路の%	37.4%	20.2%	36.2%	6.1%	100.0%

表-11が示すのが入職経路別の初職からの異動理由である。ここに、各経路によるジョブ・マッチングの有効性の一端を見て取ることができる。まず、学校・職安経由就職者の離職理由として、企業内異動をあげた者が47.4%と高いことである。縁故紹介による就職者では、企業内異動者は19.7%に過ぎず、このグループでは不満による主体的離職者の割合が40.9%と高いことが特徴的である。つまり、ここからは学校・職安による職業紹介は、縁故ルートによる就職に比べて良好なジョブ・マッチングを実現していると見ることができる。図-1、図-2に、60年代高卒入職者のうち、学校・職安紹介就職グループと縁故就職グループそれぞれの初職離職理由を円グラフにして示した。

図-1

60高卒学校入職者の初職離職理由

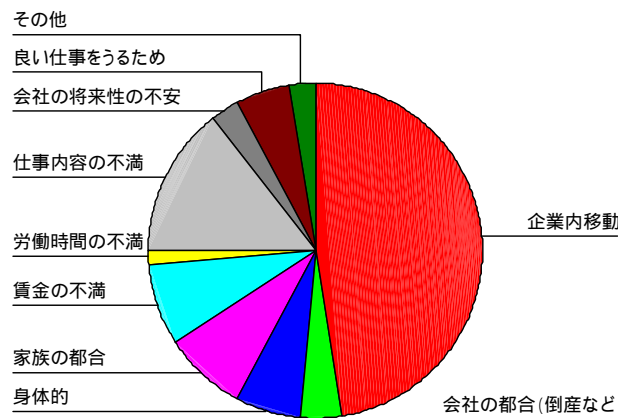
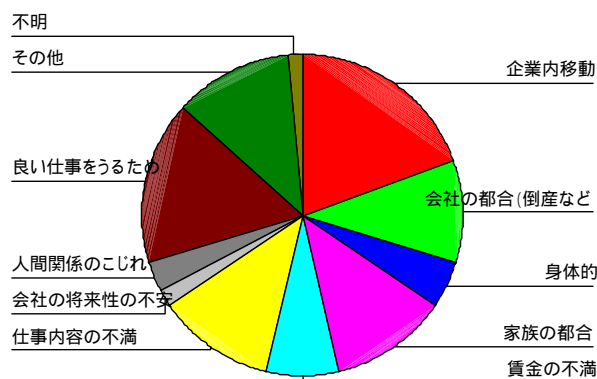


図-2

60高卒縁故入職者の初職離職理由



c. 職業移動

以上、a、bの節により、入職経路別に見た就職職種の傾向と初職への定着度を垣間見ることができた。次に、就職者たちのその後の職業経歴を見てみたい。時系列的な追跡は難しく、過去の調査も少ないが、本稿の扱っている調査データでは個人の職業経歴を過去にさかのぼって聞いているため、個票データでは個人の職業経歴が明らかになっている。ここでは、データの制約上、初職と現職の間での変遷を見ることで、個人のキャリア・パスを垣間見ることにはしたい。本稿の対象とする60年代に高卒で初職に就いた就職者は、調査時点の1981年で30-39歳であるので、就職後勤続12-21年の企業内の中堅社員にあたる。着目する項目は、職種と役職名で、ここでも60年代の高卒入職者を、学校・職安紹介組、縁故紹介組の2つのグループに分けてそれぞれの特徴を見ていきたい。

まずは、職種による考察である。表-12は、60年代の高卒入職者のうち、学校・職安ル

ート経由での就職者のうち、中でも初職で就職した企業に定着して企業間移動をしていない者の初職と現職での職種をクロス表にしたものである。表-13 の同じ学校ルート経由で初職につき、その後初職企業を辞職して職業移動していった者の状況と比較すると、前者がはるかに有利な職業移動を経験していることが見てとれる。管理的職種（専門的・技術的職業従事者、管理的職業従事者）比率で見ると、初職企業勤続組（表-12）では初職では皆無であったものが、現職では46.7%までが管理的職種に就いている。企業間移動組（表-13）では、これはわずかに16.7%である。なお、60年代入職高卒者のうち、学校ルート経由での就職者全体では28.9%（76人中22人）である。縁故ルート経由では、初職企業勤続組（12.5%）、企業間移動組（18.7%）で大差はなく、縁故ルート全体では17.9%であった。

表-12

60年代入職高卒学校ルート就職、初職企業に勤続組 初職の産業大分類と現職の職業大分類のクロス表

初職の産業大分類	初職の職業大分類	度数	現職の職業大分類							合計
			専門的・技術的職業従事者	管理的職業従事者	事務従事者	販売従事者	運輸・通信従事者	技能工・生産工程作業員及び単純労働者	保安職業従事者	
初職の産業大分類	事務従事者	度数	0	6	2	1	3	2	0	14
		初職の産業大分類の%	.0%	42.9%	14.3%	7.1%	21.4%	14.3%	.0%	100.0%
	販売従事者	度数	0	1	0	4	0	0	0	5
		初職の産業大分類の%	.0%	20.0%	.0%	80.0%	.0%	.0%	.0%	100.0%
	運輸・通信従事者	度数	0	0	1	0	1	0	0	2
	初職の産業大分類の%	.0%	.0%	50.0%	.0%	50.0%	.0%	.0%	100.0%	
	技能工・生産工程作業員及び単純労働者	度数	2	5	0	0	0	1	0	8
	初職の産業大分類の%	25.0%	62.5%	.0%	.0%	.0%	12.5%	.0%	100.0%	
	保安職業従事者	度数	0	0	0	0	0	0	1	1
	初職の産業大分類の%	.0%	.0%	.0%	.0%	.0%	.0%	100.0%	100.0%	
合計	度数	2	12	3	5	4	3	1	30	
	初職の産業大分類の%	6.7%	40.0%	10.0%	16.7%	13.3%	10.0%	3.3%	100.0%	

表-13

60年代入職高卒学校ルート就職、企業間移動経験組 初職の産業大分類と現職の職業大分類のクロス表

初職の産業大分類	初職の職業大分類	度数	現職の職業大分類			合計
			管理的職業従事者	販売従事者	技能工・生産工程作業員及び単純労働者	
初職の産業大分類	事務従事者	度数	1	0	1	2
		初職の産業大分類の%	50.0%	.0%	50.0%	100.0%
初職の産業大分類	販売従事者	度数	0	1	1	2
		初職の産業大分類の%	.0%	50.0%	50.0%	100.0%
初職の産業大分類	技能工・生産工程作業員及び単純労働者	度数	0	0	2	2
		初職の産業大分類の%	.0%	.0%	100.0%	100.0%
合計	度数	1	1	4	6	
	初職の産業大分類の%	16.7%	16.7%	66.7%	100.0%	

表-14

60高卒縁故ルート就職者 初職の産業大分類と現職の職業大分類の加減表

初職の産業大分類	初職の産業大分類の%	現職の職業大分類									合計
		専門的・技術的職業従事者	管理的職業従事者	事務従事者	販売従事者	林業・漁業作業	運輸・通信従事者	技能工・生産工程作業	保安職業従事者	サービス職業従事者	
専門的・技術的職業従事者	50.0%	1	0	0	1	0	0	0	0	0	2
事務従事者	.0%	0	1	2	2	0	3	2	0	0	10
販売従事者	.0%	0	3	2	1	0	1	1	0	0	8
林業・漁業作業	.0%	0	0	0	0	0	0	0	1	0	1
運輸・通信従事者	50.0%	1	0	0	1	0	0	0	0	0	2
技能工・生産工程作業	5.1%	2	3	7	5	2	5	13	0	2	39
保安職業従事者	.0%	0	1	0	0	0	0	0	1	0	2
サービス職業従事者	.0%	0	0	0	0	0	0	1	0	2	3
合計	6.0%	4	8	11	10	2	9	17	2	4	67
		6.0%	11.9%	16.4%	14.9%	3.0%	13.4%	25.4%	3.0%	6.0%	100.0%

以上、職種から見た職業移動では、初職から現職までの職業的上昇移動において、初職への入職経路及びそのジョブ・マッチング機能の及ぼす影響が大きいことがわかる。

役職の推移にも同様の傾向が見てとれる。ここでは、学校ルート、縁故ルートそれぞれによる就職者の2つの表をあげる。表-15によると、学校ルート経由での就職者は全員が初職時には役職なしだったが、現職では48.6%が何らかの役職に就いている。一方、縁故ルート経由者では、1人を除く全員が初職は役職なしでスタートし、現職では33.4%が役職に就いている。なお、経営者・業主は自営業者を指すものと思われるが、その比率も縁故ルート組で22.4%、学校ルート組で18.4%を占めている。以上より、役職の変遷を見ても、職種同様、学校による職業紹介ルート経由の方が、その後の職業移動においてよりスムーズに上昇移動していることを見て取ることができる。また、被雇用から自営への転職者も2割程度見られており、特に縁故ルート就職者でその比率がやや高いことも注目される。

表-15

60年代初職入職高卒者学校ルート経由者 初職の役職名と現職の役職の加算表

初職の役職名	役職なし	度数 初職の役職名の%	現職の役職					経営者・業主	合計
			役職なし	監督・職長・班長・組長	係長・係長相当職	課長・課長相当職	部長・部長相当職		
		23 30.3%	7 9.2%	9 11.8%	18 23.7%	3 3.9%	2 2.6%	14 18.4%	76 100.0%
合計		23 30.3%	7 9.2%	9 11.8%	18 23.7%	3 3.9%	2 2.6%	14 18.4%	76 100.0%

表-16

60年代初職入職高卒者学校ルート経由者 初職の役職名と現職の役職の加算表

初職の役職名	役職なし	度数 初職の役職名の%	現職の役職					経営者・業主	合計
			役職なし	監督・職長・班長・組長	係長・係長相当職	課長・課長相当職	その他		
		27 40.9%	3 4.5%	10 15.2%	9 13.6%	2 3.0%	15 22.7%	66 100.0%	
	監督・職長・班長・組長	0 .0%	1 100.0%	0 .0%	0 .0%	0 .0%	0 .0%	1 100.0%	
合計		27 40.3%	4 6.0%	10 14.9%	9 13.4%	2 3.0%	15 22.4%	67 100.0%	

3. 結論と考察

以上、本稿では新規学卒者の初職への入職経路、とりわけ学校・職安ルートの果たす役割を、就職者の側から再検討してきた。全体の流れは以下のものである。まず、2.(1)において時代背景の確認を行い、分析対象として1960年代の10年間に初職に就いた新規高卒労働者を選んだ。(2)において1960年代の新卒就職者は、主に中卒、高卒者であり、特に地域移動を経て初職に就くグループにおいて、学校・職安ルートの役割が大きいことが確認された。(3)では、そうした就職の結果について、就職経路別に考察した。まず、職種別に見ると、先行研究でも指摘されているように、ホワイトカラー職の就職で学校ルート経由率が高く、非ホワイトカラー職では縁故ルート経由者の占める割合の方が高い。但し、地域移動の有無を考慮に入れると、地域移動ありのケースではホワイトカラー職、非ホワイトカラー職共に学校・職安経由での就職者が過半数であった。次に、就職後の企業への定着度からみると、学校・職安経由就職者は、企業への定着度が高いことが確認された。初職離職理由に見られる、縁故ルート就職者と学校ルート就職者の相違は象徴的である。最後に、職業移動について、初職から現職までの職種と役職の推移を見ることで考察した。両方の分析により、学校ルート就職者はその後の職業移動においても縁故ルート就職者に比べ順調で、企業の重要な中堅社員になっていっていることがわかった。

マクロ、メゾレベルでの有効性がいわれてきた学校・職安によるジョブ・マッチング機能は、個々の就職者にとっても良好に機能していたといえる。それは初職への就職に有効に機能するばかりでなく、就職先企業への定着度、満足度にも現れている。

また、本稿では考察できなかったが、学校・職安経由での就職が縁故ルートによる就職よりも様々な点で有利である背景には、両ルートを選択する就職者の属性に本稿で取り上げた学歴と地域移動の有無以外に何らかの別の相違が存在する可能性がある。社会階層に関する分析も、本稿では取り上げられなかった。今後の課題としたい。

なお、筆者が時代をさかのぼって、今日その有効性が疑問視される学校・職安による職業紹介システムを取り上げたのは、筆者が現在取り組んでいる現代中国の広域労働移動への関心があったからである。日本の高度経済成長期における職業紹介システムの分析を、参照枠組として現代中国研究に反映していきたい。

注

-
- i 苅谷剛彦、菅山真次、石田浩『学校・職安と労働市場 戦後新規学卒市場の制度化過程』東京大学出版会，2000年，苅谷剛彦『学校・職業・選抜の社会学 高卒就職の日本的メカニズム』東京大学出版会，1991年等。
- ii 菅山真次「中卒者から高卒者へ 男子学卒労働市場の制度化とその帰結」(苅谷剛彦、菅山真次、石田浩『学校・職安と労働市場 戦後新規学卒市場の制度化過程』東京大学出版会，2000年)。
- iii 菅山真次「中卒者から高卒者へ 男子学卒労働市場の制度化とその帰結」(苅谷剛彦、菅山真次、石田浩『学校・職安と労働市場 戦後新規学卒市場の制度化過程』東京大学出版会，2000年)。
- iv 菅山真次、西村幸満「職業安定行政の展開と広域紹介」苅谷剛彦、菅山真次、石田浩『学校・職安と労働市場 戦後新規学卒市場の制度化過程』東京大学出版会，2000年)。
- v 以上は学校・職安による職業紹介の傾向を分析した先行研究でも言及されていることである(苅谷剛彦「学校・職安・地域間移動」(苅谷剛彦、菅山真次、石田浩『学校・職安と労働市場 戦後新規学卒市場の制度化過程』東京大学出版会，2000年))。
- vi 高度経済成長期の高卒就職者の離職率は高く、就職後3年間で41%にのぼるといふ(苅谷剛彦『学校・職業・選抜の社会学 高卒就職の日本的メカニズム』東京大学出版会，1991年，p.34)。

参考文献

- 加瀬和俊『集団就職の時代 高度成長のにない手たち』青木書店，1997年。
- 苅谷剛彦『学校・職業・選抜の社会学 高卒就職の日本的メカニズム』東京大学出版会，1991年。
- 苅谷剛彦、菅山真次、石田浩『学校・職安と労働市場 戦後新規学卒市場の制度化過程』東京大学出版会，2000年。
- 雇用総合研究所『1981年 職業移動と経歴調査報告書(中間報告)』1981年3月。
- 近藤博之『日本の階層システム3 戦後日本の教育社会』東京大学出版会，2000年。
- 原純輔『日本の階層システム1 近代化と社会階層』東京大学出版会，2000年。

第2章 「自律」を求める若年正社員*

砂原 庸介

1. 問題設定

本論文では、15歳～34歳の若年層、特にホワイトカラーの若年正社員の転職行動についての分析を行う。現在の若年層は、バブル崩壊以後の厳しい雇用環境の中で学卒の就職状況は芳しくなく、「フリーター」と呼ばれる非典型雇用者が400万人を超えるといわれている。さらに、企業に入ってから「成果主義」や「人材の流動化」といった謳い文句とともに、終身雇用・年功賃金・企業内労働組合に象徴されるいわゆる日本型雇用慣行が徐々に崩れつつあるといわれている。

いわゆる日本型雇用慣行のもとであれば、一度企業に入った正社員は基本的には企業の中で経験を積み重ねて昇進していくと想定される。しかしながら、現在の若年正社員は、学卒で入社した企業の中に残っていても、その親世代が享受したような安定的な雇用や年功賃金を受けることができるかはわからない。また、外部労働市場のインフラは確かに整備されてきたものの、実際に転職という選択をしようと思っても、新しい職とのマッチングがうまくいくかという問題は大きな不確実性を抱えている。正社員であっても、再就職がうまくいかなければフリーターへと吸収されるかもしれない。非常に不確実な状況に置かれている若年正社員の中で、どのような人が実際に転職という活動に踏み切ったり、転職への意向を持っていたりするのだろうか、というのが本論文における関心である。

2. 二重労働市場？

何の制約もない完全な労働市場においては、労働者は賃金をシグナルとして労働市場の中を自由に移動し、相当の職業訓練を積んだものがより賃金の高い仕事に就くと考えられ

* 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とともに、有益な助言をいただいた二次分析研究会2003(テーマA)の佐藤博樹先生・武石恵美子先生・佐藤香先生、研究会メンバーの皆様、さらに論文を読んでコメントを下さった皆様に感謝致します。もちろん、ありうるべき誤りは全て筆者に帰属します。

る。しかしながら、現実には労働市場は完全ではなく、労働者は必ずしも労働市場の中を自由に移動するわけではない。このような理解のもとで、転職行動の分析として労働市場の状態に注目して労働者の動きを説明する議論として、ドーリンジャーとピオーリ (Doeringer and Piore [1971 1985]) さらにピオーリ (Piore[1980]) による古典的な「二重労働市場仮説」が考えられる。この仮説によると、労働市場は、高賃金・良い労働条件・雇用の安定・昇進のチャンスなどに特徴付けられる一次的労働市場 Primary Labor Market と、低賃金・貧困な労働条件・高い転職率、低い昇進の可能性などに特徴付けられる二次的労働市場 Secondary Labor Market に「分割」されており、二次的労働市場にいる労働者は条件が悪く不安定な雇用環境のもとで転職を繰り返すとされている。ドーリンジャーとピオーリの「発見」は、企業に内部労働市場が存在しており、労働の価格付けとその配分が企業内を優先していることを明らかにしたことである。

この古典的な研究は、転職あるいは労働移動の原因を構造に求めたものであり、内部労働市場が存在する結果、一次的労働市場にいるものは内部で、二次的労働市場にいるものは外部で移動を繰り返すと考えられるのである。そして、二次的労働市場にいる労働者は女性やマイノリティなど社会的に抑圧されやすい人々であることが指摘されている。

ドーリンジャーとピオーリ (Doeringer and Piore [1971 1985]) では内部労働市場 - 外部労働市場と一次的労働市場 - 二次的労働市場の関係は明確にはされていないが、その議論を引き継いだピオーリ (Piore[1980]) の研究では、内部に上位層 upper tier と下位層 lower tier (+ 職人層 craft jobs) を持つ一次的労働市場 = 内部労働市場と、二次的労働市場 = 外部労働市場とがはっきりと区別されている。内部労働市場における労働者がその階層を問わず労働慣行によって安定した雇用を享受できるのに対して、二次的 = 外部労働市場における非熟練労働者が転職を繰り返すという指摘はドーリンジャーとピオーリのそれと等しいが、本論文の視点からピオーリの指摘として興味深いものは、一次的労働市場における上位層の労働者については下位層よりも職場に統合されておらず、企業外部への移動可能性は潜在的に高いものとして考えられているところである。

この二重労働市場仮説は、これまでその先駆的な研究であるドーリンジャーとピオーリの研究以降、外部労働市場が存在するのか、また外部労働市場にどのような労働者がどの程度供給されるのか、ということが主な実証的な問いとなってきた¹。さらにこの仮説を受けて、近年の日本においては、正社員と非正社員の格差が二重労働市場仮説によって説明できるのではないかと問題意識をもった実証研究が増えている²。特に、本田[2003]は日本版 General Social Surveys (JGSS)のデータを用いて、フリーターと総称されて現在社会的に注目されている非正社員 (非典型雇用) について、「日本の若年労働市場においては、学校を卒業していったん非典型雇用という働き方に足を踏み入れたならば、典型雇用への移動を果たすことはきわめて困難であるという事実」(本田[2003:58])を実証分析によって示した。その上で、非正社員 (非典型雇用) から正社員 (典型雇用) へと移動を果たすことが難しいのに対して、正社員から非正社員へという逆方向の移動がたやすく生じている

ことを指摘し、ドーリンジャーとピオーリが当初想定したのとは違う形での二重労働市場が生まれていることを示唆している。

このような指摘については同意できる部分は大きく、実際に本論文で使用したデータを用いてもこのような傾向は裏付けられる。しかし、このような研究は、正社員の転職行動について説明するものではない。これまでの実証研究で注目されてきたのは、主に内部労働市場 - 外部労働市場の境目であり、内部労働市場にいる正社員・典型雇用の労働者の転職行動については分析の積み重ねがあるとは言えない。また、正社員に関する研究を見ると、「どのようにキャリアが形成されるのか」という問題意識に基づいて、正社員が内部労働市場をどのように移動(異動)していくのかということが分析されており(竹内[1995]、中村[1995]、小池・猪木[2002]など)、正社員が外部労働市場に出て行くという現象を分析するものではない。本論文ではこれまでの分析が見落とししていた、正社員・典型雇用の労働者がどのような条件によって転職への意向を持つことになるのかという問題について、個票データを用いて明らかにすることを試みる。

3. なぜ正社員は転職するのか？

(1) 労働者の人的資本に注目するもの

なぜ内部労働市場にいる正社員が、外部労働市場に出て行く(=転職する)のだろうか。この疑問に答えるひとつの仮説は労働者の人的資本に注目することによって得られる。賃金は労働生産性に一致し、労働者はより望ましい条件で働くために転職するという完全な労働市場の世界は、ドーリンジャーとピオーリが指摘したような内部労働市場が存在するために必ずしも成り立たない。

それに対して、内部労働市場という現実も含めて生産性と賃金が均衡するというモデルで説明しようとしたのがベッカーである(Becker[1975=1976])。ベッカーは労働生産性を決定する要素として人的資本 Human Capital という概念を提示したうえで、これを一般的な訓練・教育によってその人自身の生産性を高める多くの企業にとっても有用なもの(汎用的人的資本)と、特殊な訓練・教育によって得られる訓練を行った企業において生産性を特に増大させるようなもの(企業特殊的人的資本)に分類した。労働者の観点から見ると、汎用的人的資本を開発することで、多くの雇用主に対して生産的かつ有用な人的資本を提供することが可能となり、より高い賃金をオファーされる可能性につながる。それに対して、企業特殊的人的資本は、ある特定の企業での労働生産性を向上させるにとどまるものであり、特定の企業以外で評価されるわけではない。そのために、労働者個人は汎用的人的資本を開発しようとし、企業は労働者の企業特殊的人的資本を開発させることを選好し、またそこに投資することになると考えられる。

転職の分析において関連があるのは、汎用的人的資本である。労働者は汎用的な人的資本を開発することによって他の企業において高い賃金をオファーされる労働生産性を生み出すことが可能となり、外部労働市場を用いて転職することができると考えられる。例えば、会社にいながら休職・留学して経営学修士（MBA）を取得し、帰国後に外部労働市場を経由して転職することが可能となるのは汎用的人的資本によってうまく説明できるだろう。この場合は、MBA という資格によって汎用的人的資本を持っていることが証明され、他の企業において高賃金の職をオファーされることができるのである。

このように汎用的人的資本という概念を用いれば、理論的には正社員の転職について説明することができる。しかしながら、この説明方法には問題がある。例に挙げた MBA のような資格は別として、一般的には汎用的人的資本と企業特殊的人的資本を観察することはできないからである。転職する人の全てが資格を持っているわけではなく、汎用的人的資本は必ずしも観察されない。そして、企業のインセンティブを考えると、労働者の汎用的人的資本に投資しないのは従来通りであろう。それにもかかわらず、多くの人が転職しているということは人的資本論だけではうまく説明ができない。

(2) 労働者の持つ満足・不満に注目するもの

内部労働市場にいる労働者が転職することを説明するもうひとつの有力な理論は、労働者の持つ満足・不満に注目するものである。このような研究としては、ハーシュマンの退出・告発モデル（Hirschman[1970]）を用いたかたちで、フリーマンやフリーマンとメドフ（Freeman[1978], Freeman and Medoff[1984]）以降、アメリカを中心に豊富な実証研究の成果がある。これは労働者が企業に対して不満を持ったときに退出（＝転職）することで不満を解消するのか、それとも告発（＝労働組合に訴えるなど）することで不満を解消するのかということに注目したものであり、基本的には労働組合に照準を合わせて組合への加入が告発の効果をもつために離職率を減らす効果がある、という理論の実証が行われてきた。日本でも、村松[1984]、中村・佐藤・神谷[1988]（2章）、橘木編[1993]（9章）など、実証研究の蓄積があり、これらの研究成果は基本的に労働組合（への加入）が離職率を下げる効果をもつことに肯定的な結論を示している。

退出・告発モデルを使った労働者の転職に関する先行研究では、多くの実証研究が労働組合に注目し、主にブルーカラー労働者を対象として、離職率と労働組合の存在の関係を分析してきた³。このような分析は、労働組合を、独占力を持った賃金交渉の主体としてのみとらえる見解に疑義を唱え、労働組合の「発言メカニズム」という役割を実証的に明らかにしてきた。しかしながら、労働者の女性化・高学歴化・パート化・ホワイトカラー化など「労働組合参加率の低下に貢献」⁴する現象がより広範に見られている現代の日本において、労働組合が行う告発の役割は、それほどまでに重視されているかどうかについては

疑問をはさまざるを得ない。例えば鈴木[1995]が述べているように、ホワイトカラー労働者にとって、労働組合は単なる通過集団として、「職業的生涯の一時期に通過するひとつの過渡的状态」⁵であるに過ぎないとされることが多いのである。このような中で、ホワイトカラー労働者の退職の分析については見落とされてきた傾向が強い。

直接ホワイトカラー労働者の転職について扱っているわけではないが、日本の労働者の不満と転職行動の関係についての最近の研究では、中村[2001]がある。この分析では、労働者が仕事に対して不満を持っているときに、退出・告発モデルで説明される労働者の不満を吸い上げる機能が存在しなければ、その不満を離職（退出）によって解消するという傾向が指摘されている。その上で、不満の個別要因を検討し、仕事内容や職種に関する不満・給料や能力評価に関する不満が離職に比較的大きな影響を与えることを示し、自分にあった仕事内容を求める転職や給与面での処遇を不満とする転職が増えると主張している。

4. 予備的考察 - 専門性が問題か？

ここまで、内部労働市場にいる正社員が、外部労働市場を用いて転職するという行動を説明する有力な仮説として、人的資本に注目するモデルと退出・告発メカニズムに注目するモデルについて議論した。それぞれの理論から正社員が転職する際の理由として得られる含意は次のようになるだろう。

まず、人的資本による説明を用いるのなら、正社員が、自分自身の汎用的人的資本が十分に開発されており、それが現在働いている企業よりも他の企業においてより高く評価されると判断するときに転職の意向を持ち、実際に転職すると考えられる。正社員が持っている人的資本が汎用的なものなのかそれとも企業特殊なものかということは、一般には客観的に判断することができないために、正社員が転職意向をもっていたり実際に転職という選択を行ったりしているときには、自分のもつ人的資本が汎用的なものであると（主観的に）判断することになっていると考えられる。

次に、退出・告発モデルによる説明だが、これは非常に単純なモデルであり、不満を解消する方法として退出あるいは告発という選択肢を選ぶ、というものであるから、労働組合のような告発メカニズムが機能しない場合には、離職は不満を解消する唯一の方法であるといえる。しかし「どの程度不満がたまれば退出するのか」について理論は何も教えるものではない。こちらについても、正社員が転職意向をもっていたり実際に転職という選択を行ったりするときには、やはり不満についての個人の主観が問題とならざるを得ない。

本論文では、以上の二つの説明をベースに、分析対象となる若年正社員の主観に焦点を当てて、どのような人が転職への意向をもつのか、あるいは実際に転職という選択を行っているのかを検討する。その際、暫定的に労働市場が職種によって大きく三つに分割されていく可能性があるのではないかという想定のもとで分析を行っていく。

- <A> まず、一つ目の労働市場は、専門職や一部の管理職が当てはまるものである。このような職種の労働者の場合は、基本的には内部労働市場の中で移動するものの、個人の汎用的人的資本水準が高いために、外部労働市場を通じた転職が可能になると考えられる。また、退出・告発モデルを通して考えると、この種の労働者は少なくとも主観的には高い汎用的人的資本を背景に外部労働市場で職を得ることができるという判断が働くために、仕事の中で不満が生じるときには比較的容易に退出というオプションを行使することができると考えられる。
- 次に考えられるのが、特に大企業における多くの管理職や事務職が当てはまるもので、基本的には企業特殊的人的資本を積み重ね、現在のいわゆる日本型雇用慣行の中でキャリアを積んでいくパターンである。このパターンに当てはまる労働者は、汎用的人的資本よりも企業特殊的人的資本に特徴付けられるために、外部労働市場を通じて職を得ることが難しい。そのために、労働時間・条件によって仕事に対して不満を持っていたとしても、なかなか退出するというオプションを使うことはできないと考えられる。
- <C> 最後に、いわゆる一般職や未熟練労働、特に接客業などのサービス業における労働者である。この層の労働者については外部労働市場を通じて職を得ることとなり、その仕事には特に人的資本は必要とされない。そのために賃金は低く、労働条件に不満を持ったときには転職という行動を通じて不満を解消することになると考えられる。

このような設定を、先行研究と対比して考えてみると、まず、<A>と<C>の区別は、ドーリンジャーとピオーリが議論した一次的労働市場 - 二次的労働市場の区別に近い。特に、二重労働市場仮説を受けて現在の非典型雇用労働者を二次的労働市場として考えた本田[2003]はこの区別を鮮明に描き出したものであるといえよう。次に、<A>との区別である。これはピオーリが議論した、内部労働市場における上位層 - 下位層の区別に近いが、本論文では必ずしもを内部労働市場における下位層とはみなさない。ピオーリの議論では、下位層はブルーカラー労働者など、内部労働市場において人的資本形成の機会が少ない労働者を対象とした議論であったが、ここでは二つ目の労働市場にいる労働者として、ホワイトカラーの正社員であって、企業特殊的人的資本を開発し、同じ企業で長期間勤務するコアとなりうる人々が想定される。

このような設定から、検証すべき仮説としては、正社員・非正社員という区別で見た場合、非正社員は仕事における不満を解消する方法として「転職」という手段を用いる敷居が一般的な正社員に比べて低いために、正社員よりも退職経験が豊富であるとともにより転職意向が強いのではないかと、一般的な正社員は企業特殊的人的資本を蓄積している、転職することによってその人的資本を失うことを恐れるために、また汎用的人的資本

の蓄積が足りないために、それほど転職意向が強くないのではないか（そのために長時間労働もいとわなくなる） 正社員の中で汎用的人的資本を持っている人は比較的転職にあたっての敷居が低く、転職意向が強いのではないかと、という3つの仮説を組み立てることができる。このうち については、本田[2003]など二重労働市場仮説に依拠した実証的な分析が増えていることから本論文ではこの点の検証は簡潔に触れるにとどめるが、以下では特に ・ の仮説を意識しながら、ホワイトカラーの若年正社員のうち、どのような人が転職への意向をもつのか、あるいは実際に転職という選択を行っているのかを検証する。

5. 実証分析

(1) 使用するデータ

本論文で使用するデータは、リクルート・ワークス研究所が2000年に行った「ワーキングパーソン調査」によって得られた個票データのうち、首都圏に在住・勤務している15歳から34歳の若年層を対象としている。このデータは、対象者の客観的な属性とともに、主観的な意識についての質問項目を多く用意しているという特徴を持っており、労働者の主観から、転職という行動をどのようにとらえているのかということ进行分析するのに適していると考えられる⁶。ただし、残念な点としては、「満足度」という変数がダイレクトに質問項目に含まれていないところである。

分析の対象となるホワイトカラーとしては、ワーキングパーソン調査における専門的・技術的職業従事者、管理的職業従事者、事務従事者、サービス職業従事者、保安職業従事者、農林漁業作業員、運輸・通信従事者、生産工程・労務作業員、分類不能の職業という9種類の職種のうち、専門的・技術的職業従事者、管理的職業従事者、事務従事者、サービス職業従事者の4つの職種を選び出した、さらに企業規模について「公務」あるいは「無回答」とした個票は除くこととした。また、クロス表を用いて年収に言及しようとする際には、「0～150」、「151～300」、「301～450」、「451～」(単位は万円)という四つの階級を使用する。その理由としては 分析を行うにあたってデータを視覚的にとらえるためには階級は多くて5つ程度が望ましいと考えたこと、 年収の分布を見ると、年収が150万以下の方は比較的少ないものの、この四つの階級においてある程度均等な分布が見られること、

非常に感覚的ではあるが、2003年の流行語大賞に「年収300万」が選ばれているように、300万という値がひとつの区切りになるのではないかと考えられたこと、などが挙げられる。

(2) 正社員と非正社員の転職意向・退職経験

まず、調査対象となった全ての労働者（「正社員・正職員」にはホワイトカラー以外の正社員・公務なども含む）について、就業形態と転職意向と退職経験の関係をみたものが、次の二つの表である。この表1・表2を見ると、まず、正社員と比べて非正社員が退職経験を持つこと、正社員と比べて非正社員が転職志向を持つこと、の二つがわかる。特に、正社員についてみると、「転職するつもりはない」と答えた人が全体の半数以上にのぼっており、転職意向を持つ人が多くないことがよくわかる。そして、この傾向は年収を入れた三重クロスを見るとさらに強く現れている。

表 1 就業形態と退職経験

就業形態	退職経験		合計
	退職したことがある	退職したことはない	
正社員・正職員	1828 33.5%	3627 66.5%	5455 100.0%
非正社員・ 非正職員	834 57.3%	622 42.7%	1456 100.0%
合計	2662 38.5%	4249 61.5%	6911 100.0%

0.1%水準で有意（両側）

表 2 就業形態と今後の転職意向

就業形態	今後の転職意向				合計
	現在転職したいと 考えており、転職 活動をしている	現在転職したいと 考えているが、転 職活動はしていな い	いずれ転職 したいと思 っている	転職する つもりは ない	
正社員・正職員	167 3.1%	813 14.9%	1652 30.4%	2807 51.6%	5439 100.0%
非正社員・ 非正職員	127 8.8%	318 22.0%	562 38.8%	440 30.4%	1447 100.0%
合計	294 4.3%	1131 16.4%	2214 32.2%	3247 47.2%	6886 100.0%

0.1%水準で有意（両側）

表 3 年収と今後の転職意向と就業形態

就業形態	年収	今後の転職意向				合計
		現在転職したいと考えており、転職活動をしている	現在転職したいと考えているが、転職活動はしていない	いずれ転職したいと思っている	転職するつもりはない	
正社員・ 正職員	-150	10 3.6%	45 16.3%	106 38.4%	115 41.7%	276 100.0%
	150-300	58 3.7%	285 18.3%	524 33.7%	690 44.3%	1557 100.0%
	300-450	54 3.1%	265 15.1%	531 30.2%	909 51.7%	1759 100.0%
	450-	33 2.5%	149 11.4%	332 25.5%	789 60.6%	1303 100.0%
	合計	155 3.2%	744 15.2%	1493 30.5%	2503 51.1%	4895 100.0%
	非正社員・ 正職員	-150	59 9.4%	128 20.4%	249 39.7%	191 30.5%
150-300		41 9.1%	106 23.5%	174 38.5%	131 29.0%	452 100.0%
300-450		8 7.1%	26 23.2%	40 35.7%	38 33.9%	112 100.0%
450-		1 2.8%	8 22.2%	11 30.6%	16 44.4%	36 100.0%
合計		109 8.9%	268 21.8%	474 38.6%	376 30.6%	1227 100.0%

正社員については0.1%水準で有意（両側）

表3からは、正社員において年収が上昇するにつれて「転職するつもりはない」と回答する人が増えていくことがまずわかる。独立性の検定をかけると、正社員については0.1%未満で関連性が棄却されていないのに対して、非正社員では関連性は棄却されている。特に、年収450万以上の正社員の6割以上が「転職するつもりはない」と回答しているのが印象的である。非正社員についてみると年収300万以上の人は母集団自体が少ないが、年収が上がるにつれて「転職するつもりはない」と答える人が増えるという同様の傾向が見られる。また、正社員と非正社員を比べると、どの年収階級においても非正社員のほうで転職志向を持つ人が多いということもいえる。

ここからは、収入が多い人ほど転職意向を持つ人は少なく、給料が減などのネガティブな影響を予想し、転職行動を控える傾向があるということが出来る。これは、正社員サンプルにおいて「今後の転職意向」と「転職にあたっての障害」についてカイ二乗検定を取った結果、有意水準が0.1%未満で関連性が棄却されないのは「給料減」「退職金減」「住宅補助減」のみであることにも表れている。具体的に見ると、「転職するつもりはない」と答えている人たちが特に給料減・退職金減を転職の障害としてとらえているのに対して、現在は転職を志向する人たちにとって給料減・退職金減はそれほど問題となっていないのである。現在転職意向を持っている人たちが「転職の障害となる」と答えているのはむしろ

る「仕事経験・職務経歴が通用しない」「人間関係が無になる」あるいは「募集求人の年齢制限を越えている」「転職先を探す手段が思いつかない」といったような、給料の増減とは関係のないようなことに多い⁷。

表3で重要な点は、若年正社員において年収が上昇するほど転職意向を持つ人が少なくなる、ということを示している点である。これは、賃金＝生産性の高さが、必ずしも外部労働市場を通じた転職への意向をもたらすものではないことを示している。人的資本モデルが妥当であるならば、この結果は、生産性に貢献する人的資本として、汎用的人的資本よりも企業特殊的人的資本の影響が大きいと解釈することができるだろう。しかし残念ながら、企業特殊的人的資本について客観的に観察することはできない。そのため、以下では「年収」という変数だけではなく、特にホワイトカラーの若年正社員の意識に関するデータを観察することによって、どのような人が転職という選択を取りうるのかを検討する。

(3) 若年ホワイトカラー正社員にとっての転職

a. 職種・企業規模と転職

はじめに、ホワイトカラーの職種ごとに退職経験を観察する。表4からは外部労働市場が比較的開かれていると思われる専門的・技術的職業従事者の退職がむしろそれほど多くないことがわかる。サービス職業従事者の転職経験が多いほか、サンプル数としては少ないが、管理的職業従事者の中で退職経験がある人が多いのが多少興味深い。しかし、以下の表4が示す通り、企業規模を入れて考えてみても、若年層ホワイトカラーの中で専門職につく人の退職経験はそれほど多くないという事実が浮かんでいる。

表 4 企業規模と退職経験と現在の職種

現在の職種	企業規模	退職経験		合計
		退職したことがある	退職したことはない	
専門的・技術的 職業従事者	小企業	267 44.6%	331 55.4%	598 100.0%
	中企業	99 25.1%	295 74.9%	394 100.0%
	大企業	47 11.5%	363 88.5%	410 100.0%
	合計	413 29.5%	989 70.5%	1402 100.0%
管理的職業 従事者	小企業	26 72.2%	10 27.8%	36 100.0%
	中企業	7 24.1%	22 75.9%	29 100.0%
	大企業	7 18.9%	30 81.1%	37 100.0%
	合計	40 39.2%	62 60.8%	102 100.0%
事務従事者	小企業	344 51.7%	322 48.3%	666 100.0%
	中企業	174 28.2%	444 71.8%	618 100.0%
	大企業	96 12.3%	687 87.7%	783 100.0%
	合計	614 29.7%	1453 70.3%	2067 100.0%
サービス職業 従事者	小企業	194 49.9%	195 50.1%	389 100.0%
	中企業	50 33.8%	98 66.2%	148 100.0%
	大企業	20 20.6%	77 79.4%	97 100.0%
	合計	264 41.6%	370 58.4%	634 100.0%

全て0.1%水準で有意（両側）

専門職である専門的・技術的職業従事者の退職経験すなわち転職経験が少ない⁸、というのは意外な結果である。なぜなら、彼らは他の職種と比べて汎用的な人的資本を持ち合わせていて、他の職種の人たちに比べて転職の敷居が低いことが予想されるからである。

それでは転職意向についてはどうだろうか。意向については、次の表5の通り、転職の経験とは異なる結果が得られた。この表からは、大企業であれば中小企業と比べて若干転職意向を持つ人が少なくなるものの、実際の転職経験とは異なって大企業の専門職も転職意向を持っていると考えることができる。実際の転職経験が比較的少ない専門的・技術的職業従事者でも、転職意向はある程度持っている人がいるということから考えると、彼らの場合は「実際に転職する機会はそれほどないが、機会があれば転職する」と考える可能

性は決して少なくないということがいえるだろう。

表 5 企業規模と転職意向の有無と現在の職種

現在の職種	企業規模	転職意向の有無		合計
		転職意向あり	転職意向なし	
専門的・技術的 職業従事者	小企業	302	294	596
		50.7%	49.3%	100.0%
	中企業	224	169	393
		57.0%	43.0%	100.0%
	大企業	198	213	411
	48.2%	51.8%	100.0%	
合計	724	676	1400	
		51.7%	48.3%	100.0%
管理的職業 従事者	小企業	15	20	35
		42.9%	57.1%	100.0%
	中企業	15	14	29
		51.7%	48.3%	100.0%
	大企業	17	20	37
	45.9%	54.1%	100.0%	
合計	47	54	101	
		46.5%	53.5%	100.0%
事務従事者	小企業	335	328	663
		50.5%	49.5%	100.0%
	中企業	320	296	616
		51.9%	48.1%	100.0%
	大企業	376	407	783
	48.0%	52.0%	100.0%	
合計	1031	1031	2062	
		50.0%	50.0%	100.0%
サービス職業 従事者	小企業	205	184	389
		52.7%	47.3%	100.0%
	中企業	76	70	146
		52.1%	47.9%	100.0%
	大企業	43	54	97
	44.3%	55.7%	100.0%	
合計	324	308	632	
		51.3%	48.7%	100.0%

専門的・技術的職業従事者は5%水準で有意（両側）

それでは、管理職・事務職で比較的高い年収を得ている人は、転職意向は持っている割になぜ離職しないのだろうか。以下の表6でわかるように、「転職意向がある」とはいても、年収をいれて考えてみると、ここまでの分析と同様に年収が上昇するに従って転職意向はなくなっていくことがわかる。

年収が転職を躊躇する理由として非常に効いていることは、年収と「転職の障害：給料が下がる」のクロスをかけてみれば顕著にわかる。それは、全体を見ると次の表7の通り、年収が上昇するにつれて転職の障害として給料が下がるということを選択しており、またこの傾向は職種によって大きな違いはない。このような傾向はまさに人的資本モデルで解釈することが可能である。つまり、高い賃金をもらっている正社員も、その汎用的な人的資本が評価されて賃金が高いわけではなく、企業特殊的人的資本が生産性に貢献する部分が大きく、それによって高い賃金を得ていると考えることができる。そのために、特に年収が高い層において、転職意向なしの人々が増える結果になったと考えられる。

これは、本論文の予備的な考察で指摘したかたちで労働市場が分割しているという仮説を棄却するものであると考えられる。ここまでの分析で観察してきたように、正社員のうち転職という行動をとる人は必ずしも専門職についている人ではない。つまり、転職意向を持ち、退出というオプションを持つ人は存在するものの、その根拠とするところは彼らが持つ専門性ではないと考えられる。それでは何が彼らを転職という行動へ向かわせるのだろうか。以下では、当初の想定を組み替え、専門性という変数とは異なる代替的な変数を用いて若年ホワイトカラー正社員が転職という行動に向かう条件を検討する。

表 6 年収と転職意向の有無と現在の職種

現在の職種	年収	転職意向の有無		合計
		転職意向あり	転職意向なし	
専門的・技術的 職業従事者	-150	42 57.5%	31 42.5%	73 100.0%
	150-300	182 55.7%	145 44.3%	327 100.0%
	300-450	229 52.3%	209 47.7%	438 100.0%
	450-	206 47.7%	226 52.3%	432 100.0%
	合計	659 51.9%	611 48.1%	1270 100.0%
	管理的職業従事者	-150	1 100.0%	0 .0%
	150-300	10 50.0%	10 50.0%	20 100.0%
	300-450	17 58.6%	12 41.4%	29 100.0%
	450-	19 39.6%	29 60.4%	48 100.0%
	合計	47 48.0%	51 52.0%	98 100.0%
事務従事者	-150	68 62.4%	41 37.6%	109 100.0%
	150-300	393 58.7%	276 41.3%	669 100.0%
	300-450	312 48.7%	329 51.3%	641 100.0%
	450-	170 39.0%	266 61.0%	436 100.0%
	合計	943 50.8%	912 49.2%	1855 100.0%
	サービス職業従事者	-150	27 60.0%	18 40.0%
	150-300	134 51.0%	129 49.0%	263 100.0%
	300-450	104 53.1%	92 46.9%	196 100.0%
	450-	14 29.2%	34 70.8%	48 100.0%
	合計	279 50.5%	273 49.5%	552 100.0%

事務従事者で有意確率（両側）0.1%水準、サービス職業従事者では5%水準で有意

表 7 年収と転職の障害：給料が下がる

年収	転職の障害：給料が下がる		合計
	非選択	選択	
-150	207 90.8%	21 9.2%	228 100.0%
150-300	1039 81.2%	240 18.8%	1279 100.0%
300-450	978 75.0%	326 25.0%	1304 100.0%
450-	669 69.4%	295 30.6%	964 100.0%
合計	2893 76.6%	882 23.4%	3775 100.0%

0.1%水準で有意（両側）

b. 考えられる要因：独立意向？

何が若年ホワイトカラー正社員の転職意向や転職行動に影響を及ぼすのだろうか。退出・告発モデルを援用するならば、仕事に対する満足度を変数としたいところだが、既に述べたように、行われた調査には仕事に対する満足度に関する項目が入っていない。そこで本論文では、以下、視点を少し変えて若年ホワイトカラー正社員のもつ将来の独立意向やベンチャー志向、副業の有無など、従来の会社組織とは異なる立場に身を置くことへの意思に注目する。このような意識は、仕事への満足度とは直接の関係はないが、従来の会社組織に依存するのではない「自律」した個人として、会社からある程度距離を置いて職業生活を送ろうとする意思の現れであると解釈することができると思われる。

これらの変数の中では、特に独立意向が興味深い。副業やベンチャーについても似たような傾向は出るには出ているが、ベンチャー志向や副業の有無は肯定的な回答の絶対数が少ないために、違いについてはわかりにくい。そこで、将来の独立意向に絞って年収と独立希望、職種のクロスを取ると、非常に興味深い事実が見えてくる。既に、若年ホワイトカラー正社員を対象に転職希望を尋ねたところ、転職意向については専門的・技術的職業従事者などで年収が高まるにつれて転職するつもりがない、という回答をした比率が増えていたことを示した。それに対して、独立意向について尋ねてみると、年収が高まるにつれて独立したいという回答が増えてくるのである。次の表8の三重クロス表を見ると、専門的・技術的職業従事者や、サービス職業従事者において年収150万以下と150-300万の層で逆転があるものの、おおむね年収が上昇するにつれて独立志向を持つ人が増えているのがわかる。

表 8 年収と将来の独立意向と現在の職種

現在の職種	年収	将来の独立意向		合計
		してみたい	したくない	
専門的・技術的職業従事者	-150	30 41.7%	42 58.3%	72 100.0%
	150-300	113 34.8%	212 65.2%	325 100.0%
	300-450	194 44.6%	241 55.4%	435 100.0%
	450-	213 49.7%	216 50.3%	429 100.0%
	合計	550 43.6%	711 56.4%	1261 100.0%
	管理的職業従事者	-150	0 .0%	1 100.0%
150-300		12 60.0%	8 40.0%	20 100.0%
300-450		14 50.0%	14 50.0%	28 100.0%
450-		27 55.1%	22 44.9%	49 100.0%
合計		53 54.1%	45 45.9%	98 100.0%
事務従事者		-150	27 25.0%	81 75.0%
	150-300	178 26.7%	489 73.3%	667 100.0%
	300-450	248 38.8%	392 61.3%	640 100.0%
	450-	185 42.8%	247 57.2%	432 100.0%
	合計	638 34.5%	1209 65.5%	1847 100.0%
	サービス職業従事者	-150	23 50.0%	23 50.0%
150-300		118 44.5%	147 55.5%	265 100.0%
300-450		104 53.3%	91 46.7%	195 100.0%
450-		27 56.3%	21 43.8%	48 100.0%
合計		272 49.1%	282 50.9%	554 100.0%

専門的・技術的職業従事者で有意確率（両側）1%水準、事務従事者では0.1%水準で有意

さらに、独立したいという意向を持つ人は、転職の意向についても独立意向を持たない人とは異なる傾向を見せている。次の表9からわかるように、独立意向を持つ人々について見ると、年収が上昇しても転職意向を持つ人が多いのである。年収150万以下の人については、独立意向の有無は転職意向の有無に影響をもたらさないが、独立意向を持つ人について見ると、年収が上昇していても転職意向はある程度維持されているのに対して、独立

意向を持たない人については年収の上昇とともに転職意向を持つ人が明らかに少なくなっていくことがわかる。特に顕著なのは、年収450万以下の層である。この層では、独立意向も転職意向も持たないと答える人が多い一方で、独立意向を持つ人については転職意向もあるという人が半数以上を占めている。

表 9 将来の独立意向と転職意向の有無と年収

年収		転職意向の有無		合計
		転職意向あり	転職意向なし	
-150	独立してみたい	48	31	79
		60.8%	39.2%	100.0%
	独立したくない	90	56	146
	合計	61.6%	38.4%	100.0%
150-300	独立してみたい	271	147	418
		64.8%	35.2%	100.0%
	独立したくない	442	410	852
	合計	51.9%	48.1%	100.0%
300-450	独立してみたい	359	200	559
		64.2%	35.8%	100.0%
	独立したくない	299	437	736
	合計	40.6%	59.4%	100.0%
450-	独立してみたい	253	197	450
		56.2%	43.8%	100.0%
	独立したくない	151	353	504
	合計	30.0%	70.0%	100.0%
	合計	404	550	954
		42.3%	57.7%	100.0%

150-300、300-450、450-は0.1%水準で有意（両側）

さらに、現実に転職したことがあるかどうか（退職経験の有無）について、独立意向・年収で三重クロスを取ると、年収150万以下の層以外では明らかに独立意向を持つ人のほうが「退職経験がある」と答えていることがわかる。この傾向については、必ずしも年収が上昇するほど退職経験が増える、というわけではないが、年収が150-300万、300-450万の層では「独立してみたい」と答えた人の4割以上が退職経験を持っている。また、年収150万以上の層においては、独立してみたい人のほうが独立したくない人よりも退職経験を持っているということも明らかである。

表 10 将来の独立意向と退職経験と年収

年収			退職経験		合計
			退職したことがある	退職したことはない	
-150	独立してみたい	度数	21	58	79
		独立意向の%	26.6%	73.4%	100.0%
		総和の%	9.4%	26.0%	35.4%
	独立したくない	度数	54	90	144
		独立意向の%	37.5%	62.5%	100.0%
		総和の%	24.2%	40.4%	64.6%
合計	度数	75	148	223	
	独立意向の%	33.6%	66.4%	100.0%	
	総和の%	33.6%	66.4%	100.0%	
150-300	独立してみたい	度数	172	245	417
		独立意向の%	41.2%	58.8%	100.0%
		総和の%	13.6%	19.3%	32.9%
	独立したくない	度数	269	581	850
		独立意向の%	31.6%	68.4%	100.0%
		総和の%	21.2%	45.9%	67.1%
合計	度数	441	826	1267	
	独立意向の%	34.8%	65.2%	100.0%	
	総和の%	34.8%	65.2%	100.0%	
300-450	独立してみたい	度数	238	320	558
		独立意向の%	42.7%	57.3%	100.0%
		総和の%	18.4%	24.7%	43.2%
	独立したくない	度数	199	536	735
		独立意向の%	27.1%	72.9%	100.0%
		総和の%	15.4%	41.5%	56.8%
合計	度数	437	856	1293	
	独立意向の%	33.8%	66.2%	100.0%	
	総和の%	33.8%	66.2%	100.0%	
450-	独立してみたい	度数	134	316	450
		独立意向の%	29.8%	70.2%	100.0%
		総和の%	14.1%	33.2%	47.2%
	独立したくない	度数	93	410	503
		独立意向の%	18.5%	81.5%	100.0%
		総和の%	9.8%	43.0%	52.8%
合計	度数	227	726	953	
	独立意向の%	23.8%	76.2%	100.0%	
	総和の%	23.8%	76.2%	100.0%	

150-300、300-450、450-は0.1%水準で有意(両側)

このような結果はどのように解釈できるか。まず、若年ホワイトカラー正社員の転職意向や転職経験は、彼らが独立意向を持つかどうか大きく左右されていると考えられる。敷衍するならば、独立という会社組織から距離を置いた働き方を志向する人が、ひとつの企業に縛り付けられることなく自律的に会社を選択するということで転職への意向を持ったり、実際に転職を行ったりすると考えられるのではないかと。また、年収が上昇するにつれて、特に独立意向を持たない人が転職意向や退職経験を持たない、というかたちで独立意向の有無が転職意向の有無に大きな影響を与えていることから、独立意向を持っていな

い人の場合は、年収が高まるにつれてその年収を維持するという志向性が強くなっていくのではないかと推測される。

このような結果を分析するにあたって重要なのは、働いている人が自分自身の「自律性」をどのように考えているか、という点であると考えられる。「独立する」ということは、現在勤めている企業から離れる状態であり、いわば完全に企業から自律的な状態である。そのような自律性が高い状態を志向する人は、給料が下がるというリスクを多少ともなっても、自分の満足できる仕事を求めて転職することはそれほど厭わしいことではないと考えられる。それに対して、独立という状態を志向しない人にとってはそもそも自律性というものはそれほど問題ではなく、企業から受けることができる給料に比重が置かれることになるために、給料が下がる（あるいは退職金が減る）ようなリスクを伴う転職への意向を持つ蓋然性が低いと判断することができる。

(4) 「独立意向」は何を意味するのか

ここまでの分析で、独立意向が転職意向や転職経験に影響を与えることが示唆されてきた。しかし、この「独立意向の有無」という変数は非常に抽象的であり、何を意味するのかが判然としない。単純に集計すると、若年ホワイトカラー正社員の4割以上が「独立してみたい」と答えているわけだが、この全てが個人経営を志向していると解釈するのは少し極端であると考えられる。そのため、「将来の独立志向」と関連がありそうな変数を探ったうえで、この「独立意向」が本論文でその重要性を指摘する「自律性」と密接に関わっていることを示す。

a. 賃金決定要素との関係

クロス分析によると、「将来の独立志向」を持っている人は、もっていない人と比べて、賃金決定要素が「年齢」「労働時間」「勤続年数」とする答えは少なく、逆に「能力」や「自分の業績」とする答えが多い。さらに、独立意向の有無・転職意向の有無と賃金決定要素それぞれをかけた相関係数を取ると以下ようになる。

表 11 独立意向・転職意向と賃金決定要素の相関

		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
独立意向	相関係数	-.069(**)	.006	-.057(**)	.074(**)	.092(**)	.049(**)	.004
	有意確率 (両側)	.000	.721	.000	.000	.000	.002	.800
転職意向	相関係数	.019	-.012	-.033(*)	-.036(*)	-.020	.011	.000
	有意確率 (両側)	.216	.451	.035	.020	.190	.460	.984

* 相関係数は 5% 水準で有意 (両側)

** 相関係数は 1% 水準で有意 (両側)

この表に現れているように、転職意向の有無が有意な相関関係を持つのは「勤続年数」と「能力」(ともに負の相関:「勤続年数」「能力」が賃金を決めていると考える人は転職意向を持たない傾向)だけであるのに対して、独立意向が相関関係を持つのは「労働時間」「勤続年数」(負の相関:「労働時間」「勤続年数」が賃金を決めていると考える人は独立意向を持たない傾向)、「能力」「自分の業績・成果」「企業の業績」(正の相関:「能力」「自分の業績・成果」「企業の業績」が賃金を決めていると考える人は独立意向を持つ傾向)である。さらに、独立意向は相関関係を持つ場合、全て有意水準1%で関連性が棄却されない。

独立意向が正の相関を持っているのは、「能力」「自分の業績・成果」「企業の業績」といった、いわゆる「成果主義」的な変数であり、負の相関を持っているのは「労働時間」「勤続年数」という伝統的な年功序列主義のもとで重視されてきた変数であることは注目すべきであると考えられる。すなわち独立意向を持っている人は自分の賃金が成果主義的要素で決定されていると考えているのに対して、独立意向を持っていない人は、年功序列主義的な要素で賃金が決まると考えている傾向がある。この結果は、独立意向を持つ人々が、勤続年数や労働時間など「いかに会社組織に縛られているか」という要素ではなく、自分の行った仕事の成果や能力が賃金に反映されると考えており、ひとつの会社といわば一生涯の関係を築くことよりも、成果や能力という個人の自律性が要請されている要素によって賃金が決まると考えていると解釈できる。

b. 転職の障害との関係

表 12 独立意向と転職の障害の相関

	給料が下がる	退職金の額が下がる	企業年金の継続ができない	今の会社に借金をしている	住宅ローンの返済ができなくなる	住宅補助等が受けられなくなる	子供の教育費が工面できなくなる
相関係数	-.032(*)	-.047(**)	.011	.029	.072(**)	.012	.082(**)
有意確率 (両側)	.039	.002	.488	.058	.000	.450	.000
	金融機関からの信用を失う	家族の理解が得られない	世間体が悪くなる	仕事経験、職務経歴が通用しない	人間関係が無になる	募集求人年齢制限を越えている	転職先を探す手段が思いつかない
相関係数	.051(**)	-.005	-.034(*)	-.008	-.058(**)	.001	-.066(**)
有意確率 (両側)	.001	.736	.028	.585	.000	.952	.000

* 相関係数は 5% 水準で有意 (両側)

** 相関係数は 1% 水準で有意 (両側)

賃金決定要素と同様に、独立意向と転職の障害の相関関係を取ると、表12のようになる。この表から、独立意向を持つ人が転職の障害と感じていることが「住宅ローンの返済ができなくなる」「子どもの教育費の工面ができなくなる」「金融機関からの信頼を失う」などであり、独立意向を持たない人が転職の障害と感じていることが「給料が下がる」「退職金の額が下がる」「世間体が悪くなる」「人間関係が無になる」「転職先を探す手段が思いつかない」であることがわかる。独立してみたい人は、「住宅ローンの返済」「子どもの教育費」「金融機関からの信頼」といったように、会社の外にいるひとりの個人としての障害を挙げているのに対して、独立したくない人は「給料・退職金が下がる」という理由のほか、「人間関係が無になる」という理由を選択する傾向がある。しかし、転職することによって「人間関係が無になる」ということは、それまでに勤務している会社における人間関係が全てであることを暗示しており、「給料・退職金が下がる」という理由と合わせて、勤務している会社から離れること自体を障害と感じる傾向を表していると考えられる。

c. 情報への感度

さらに次の表 13 に見られるように、独立意向を持つ人は独立意向を持たない人と比べて明らかに日常的な情報収集に対して敏感な姿勢を見せている。ワーキングパーソン調査では、日常的な情報収集活動として行っているものをいくつかたずねているが、「特にしていない」という回答を除いて、「テレビの報道特集番組を見る」という選択以外では、全て独立意向を持つ人とそうではない人の間で有意な違いが観察される。

表 13 独立意向と日常的な情報収集の相関

	新聞を毎日読む	専門雑誌を定期的に購読している	メール配信のニュースなどを読む	インターネットを利用	テレビの報道特集番組などを見る	その他	特にしていない
相関係数	.045(**)	.128(**)	.063(**)	.089(**)	-.005	.046(**)	-.055(**)
有意確率 (両側)	.004	.000	.000	.000	.736	.003	.000

** 相関係数は 1% 水準で有意 (両側)

* 相関係数は 5% 水準で有意 (両側)

d. 雇用不安・会社が雇用を守ることへの信頼との関係

最後に、「雇用の不安」と「会社が雇用を守ることへの信頼」と独立意向の関係を見ると、どちらの質問に対しても、独立意向の有無が有意な関係を持っていることが棄却されない。独立意向を持っている人は雇用の不安を持つ傾向があるとともに、会社が雇用を守ることへの信頼感を持たない傾向がある。

「不安を持つ」と「信頼感を持たない」と独立意向との関係は、よく似ているが異なる意味を持つものであると考えられる。「不安を持つ」と独立意向が正の相関を

持っていることから、雇用が不安定であって必要に迫られて独立意向を持たざるを得ないというイメージが浮かんでくるのに対して、「信頼感を持たない」ということは、会社に過度に依存することなく、自分とは距離をおいたひとつの組織であると考えていることを示唆していると考えられる。どちらの面が強いかということを一概に言うことはできないが、データからは両方について有意な関係が棄却されないため、いずれの面も持ち合わせていると考えられる。

表 14 雇用の不安との関係と将来の独立意向

	雇用の不安				合計
	不安を持っている	少し不安を持っている	あまり不安を持っていない	不安を持っていない	
独立したくない	321 12.8%	996 39.7%	834 33.3%	357 14.2%	2508 100.0%
独立してみたい	279 17.1%	689 42.2%	476 29.2%	188 11.5%	1632 100.0%
合計	600 14.5%	1685 40.7%	1310 31.6%	545 13.2%	4140 100.0%

0.1%水準で有意（両側）

表 15 会社が雇用を守ることへの信頼感と将来の独立意向

	会社が雇用を守ることへの信頼感				合計
	とても信頼している	まあ信頼している	あまり信頼していない	まったく信頼していない	
独立したくない	271 10.8%	1399 55.8%	694 27.7%	144 5.7%	2508 100.0%
独立してみたい	166 10.2%	789 48.3%	538 33.0%	139 8.5%	1632 100.0%
合計	437 10.6%	2188 52.9%	1232 29.8%	283 6.8%	4140 100.0%

0.1%水準で有意（両側）

e. 小括

ここまで、若年ホワイトカラー正社員において、独立意向を持つことが他のどのような変数と関連を持っているかについて分析した。ここから分かったことは、独立意向を持つ人は、成果主義的な賃金決定要素と親和的である、転職の障害としては独立意向を持たない人が勤務している会社から離脱することを転職の障害と感じているのに対して会社の外にいる個人としての理由を挙げる傾向がある、日常的な情報収集について鋭敏である、「雇用の不安」を抱えるとともに「会社が雇用を守ることへの信頼感」を持たない傾向がある、と指摘することができる。この分析から、独立意向を持つ人々は、必ずしも

従来の会社組織の中に浸かっているのではなく、自分の雇用について危機感を感じながら、情報を収集し、個人として自分の成果によって評価されることを重視していると考えることができる。

独立意向を持つ人々がこのような傾向を持つことから、独立意向の有無がかなりの程度において個人が会社の意思とは独立に「自律性」を持つとすることと重なっていると結論づけることができる。ここまでの分析を踏まえて、最後に独立意向の有無に焦点を置いた形で「誰が転職するのか」についてのモデル化を試みる。

(5) 誰が転職するのか？ - ロジスティック回帰分析によるモデル化

a. モデルにおける変数

実証分析の最後に、「退職経験」「転職意向」を被説明変数にしたロジスティック回帰分析を用いて、誰が転職するのかをモデル化することを試みる。サンプルは、これまで分析で用いてきた通り、若年ホワイトカラー正社員である。

まず、はじめに、独立意向と年収の対数値を設定する。さらに、独立意向を係数ダミーとして年収対数値と交差させた変数を作る。これは、年収が上昇するにつれて独立意向の有無が転職意向や退職経験の有無に大きな変化をもたらしたことから、「独立意向を持っている人については年収が上昇するほど転職意向/退職経験を持つ」ということを説明するために導入したものである。

次に、年齢という連続変数を導入する他、いくつかの基本的なダミー変数を設定する。ここで設定するのは、性別（女性=1）、大卒かどうか（大卒=1）、配偶者の有無（配偶者有り=1）、子どもの有無（子ども有り=1）、会社規模（小規模がレファレンスグループ）、職種ダミー（事務職がレファレンスグループ）の6変数である。

また、情報への感度が高い人が転職するのではないかという仮説を検証するために、INFO という変数を作成する。これは、日常的な情報収集のデータが複数回答であることを用いて、「特にしていない」を-1で評価するとともに、他の回答を+1と評価して、全てを足し合わせたことで作るものである。この数値が大きいほど、多くの方法で日常的な情報収集を行っていると考えることができる。

さらに、専門職への志向や専門資格の有無が転職行動に影響を与えるかどうかを検証するために、希望する働き方のイメージについて「一つの仕事を続けて専門性を高め、その高度な専門性をもつことによって尊敬される」という回答をした人についてのダミー変数を設定するほか、持っている資格で仕事に「直接役立つ」との回答があった資格のうち、高度な専門資格と考えられるものを持つ人についてダミー変数を設定した⁹。

最後に、雇用不安の度合いと会社が雇用を守ることへの信頼感を変数として設定した。

これらに関しては、質問への回答が「不安を持っている」～「不安を持っていない」、「とても信頼している」～「まったく信頼していない」の中にそれぞれ四段階の順序がつけられている。推定式に使用するときには、これらの四段階を順序尺度と考慮して、無回答については分析から除外した。

b. 推定式と仮説

ロジスティック回帰分析で推定する式は、被説明変数に退職経験・転職意向のダミーを置いた次の二つの式である。

< 推定式 1 >

$$\begin{aligned} \text{退職経験} = & \alpha + \beta_1 \text{独立志向ダミー} + \beta_2 \text{年収} + \beta_3 \text{独立志向ダミー} \times \text{年収} + \beta_4 \text{年齢} \\ & + \beta_5 \text{性別ダミー} + \beta_6 \text{大卒ダミー} + \beta_7 \text{配偶者ダミー} + \beta_8 \text{子どもダミー} \\ & + \beta_9 \text{企業規模ダミー} + \beta_{10} \text{職種ダミー} + \beta_{11} \text{INFO} + \beta_{12} \text{専門職志向ダミー} \\ & + \beta_{13} \text{専門資格} + \beta_{14} \text{雇用不安の度合い} + \beta_{15} \text{会社が雇用を守ることへの信頼感} \end{aligned}$$

< 推定式 2 >

$$\begin{aligned} \text{転職意向} = & \alpha + \beta_1 \text{独立志向ダミー} + \beta_2 \text{年収} + \beta_3 \text{独立志向ダミー} \times \text{年収} + \beta_4 \text{年齢} \\ & + \beta_5 \text{性別ダミー} + \beta_6 \text{大卒ダミー} + \beta_7 \text{配偶者ダミー} + \beta_8 \text{子どもダミー} \\ & + \beta_9 \text{企業規模ダミー} + \beta_{10} \text{職種ダミー} + \beta_{11} \text{INFO} + \beta_{12} \text{専門職志向ダミー} \\ & + \beta_{13} \text{専門資格} + \beta_{14} \text{雇用不安の度合い} + \beta_{15} \text{会社が雇用を守ることへの信頼感} \\ & + \beta_{16} \text{退職経験} \end{aligned}$$

ここで特に検討したいのは、独立志向ダミーの係数₁、年収の係数₂、独立志向ダミー×年収の係数₃がどのような値をとるか、ということである。ここまでの分析からは、独立志向を持つ人は退職経験・転職意向を持つ（₁>0）、年収が高くなるにつれて退職経験・転職意向を持たなくなる（₂<0）、独立志向を持つ人については年収が高くなるにつれて退職経験・転職意向を持つ（₃>0）と想定される。

年齢との関係は若干複雑である。転職意向については、年齢が上昇すると地位が向上することによって転職意向が弱まることが予想されるが、退職経験に関しては、年齢が上昇するほど退職経験をもっていることが予想される。その他、配偶者や子どもの存在は転職という行動へ向かう際の障害になると考えられる。

その他、情報に対して敏感な人は退職経験・転職意向を持つ（₁₁>0）、専門職志向・専

門資格を持つ人は退職経験・転職意向を持つ ($\beta_{12}>0$ 、 $\beta_{13}>0$)、雇用不安を持つ人は退職経験・転職意向を持つ ($\beta_{14}<0$)、会社が雇用を守ることへの信頼感を持たない人は退職経験・転職意向を持つ ($\beta_{15}>0$) ことが予想される。

それ以外に、転職意向の有無を推定する推定式 2 では、説明変数に「退職経験の有無」を設定した。これは、既に退職経験がある人にとっては、転職によって不満を解消するという方法を実践しているものであり、退職経験がない人に比べて、会社を辞めることの敷居が低いものであるという仮説を検証するものである。そのため、退職経験がある人は転職意向を持つ ($\beta_{16}>0$) という仮説が導かれることになる。

c. 推定結果とその解釈

SPSS を用いて推定を行った結果が、表 16 である。ここから、いくつかのポイントを指摘したい。ここでは、被説明変数を退職経験とするものと、転職意向とするものを分けて検討することにする。

まず、独立意向と年収について ($\beta_1 \sim \beta_3$) 見ると、(β_1) 独立意向はそれぞれ有意とはいえないものの、係数はマイナスの値をとっている。次に年収であるが (β_2)、退職経験・転職意向ともに強い関係が示唆されている。独立意向×年収の係数 β_3 については、これは、被説明変数が退職経験のときには正ではあるものの有意な値ではないが、非説明変数が転職意向であるときには正の有意な値を示している。このことから、独立意向を持つ人については年収が上昇するほど転職意向はもつものの、実際の転職経験については、独立意向をもつひとで年収が高い人ほど転職経験があるとはいいきれない。

次に、年齢などの基礎的な属性について検討する。年齢については予測の通り、年齢が上昇するほど退職経験を持つ一方で、転職意向については減退していることがわかる。女性ダミーについてみると、どちらも有意な値を示しているが、特に転職意向のほうで強い関連が示唆されている。女性のほうが転職意向を持ちやすいということであり、これには女性が出産などのために同じ会社で長く働きつづけるのは男性に比べて不利があること背景にあると考えられる。また、大卒かどうかという変数を見ると、転職意向では有意な関連は見られないが、退職経験では有意な負の関係が強く示唆されている。これは、大卒者が非大卒者と比べて転職行動を実際には取っていないことを示している。さらに、配偶者ダミーについては、転職意向との間に有意な負の関係があり、配偶者がいると転職意向を持たない傾向があることが示唆されるものの、実際の退職行動には影響を与えていないという結果が出た。子どもダミーについては意外なことに、退職経験・転職意向ともに有意な関係性は見られなかった。

企業規模については、興味深い事実が観察される。転職意向との関係で見ると、中企業・大企業で働く人の方が小企業で働く人と比べて有意に転職意向を持つのに対して、実際に

退職経験をもっている人は、現在中企業・大企業よりも小企業で働いている人であると考えられる。これは、転職者の受け入れ先が小企業であり、中企業・大企業から小企業へという人の流れがあることを示唆する結果であると考えられる。

職種ダミーと専門職志向・専門資格の影響については、意外な結果が観察される。まず、職種ダミーから見ると、職種間における退職経験・転職意向についての有意な差はあまりない。人的資本モデルで考えると、より汎用的人的資本を備えていると考えられる専門職のほうが、退職経験や転職意向を持っていると考えられるが、この分析結果はそのような傾向を支持せず、むしろ退職経験との関係を見ると、専門職の人のほうが事務職の人と比べて有意に退職経験がないことが示されている。このような傾向は、専門職志向や専門資格との関係でも支持されている。専門職志向についてみると、退職経験については有意な関係が見られないばかりか、転職意向についてはむしろ専門職志向を持つ人のほうが有意に転職意向を持たない、という結果が見られた。さらに、専門資格については、退職経験・転職意向のいずれとも有意な関係は見られなかった。

その他の変数を見ると、まず INFO は、退職経験・転職意向の双方と有意な関係が見られており、特に退職経験と強い関係性が示唆されている。これは、外の情報にアンテナを張っている人の方が転職という行動に向かいやすいことを示しており、通念的な理解と整合的であると考えられる。さらに、雇用不安や会社が雇用を守ることへの信頼と退職経験・転職意向の関係を見ると、会社が雇用を守ることへの信頼については被説明変数双方との関係性が強く示唆されているが、雇用の不安に関しては、退職経験との関連性が見られない。ここからは、必ずしも雇用の不安が実際の退職経験につながるわけではなく、むしろ会社が雇用を守ることを信頼せずに会社から距離を置く「自律的」な人が実際の転職という行動をとっているという、本論文の趣旨にそった解釈が可能になると考えられる。

最後に、退職経験が転職意向に与える影響であるが、ロジスティック回帰分析の結果からは、退職経験が転職意向に有意な影響を与えてはいない。この結果からは、退職経験を持つ人にとって退職の敷居が低く、不満を転職によって解決させやすいとする仮説は支持されないことがわかる。

表 16 ロジスティック回帰分析の推定結果

	被説明変数：退職経験 (N=3615)				被説明変数：転職意向 (N=3615)			
	B	Wald	有意確率	Exp(B)	B	Wald	有意確率	Exp(B)
定数 ()	-1.890*	5.029	.025	.151	3.648***	22.257	.000	38.405
独立意向	-.461	.177	.674	.631	-1.703	2.758	.097	.182
年収対数値	-.864***	34.942	.000	.422	-.631***	21.336	.000	.532
独立意向 *年収対数値	.161	.746	.388	1.175	.437*	6.357	.012	1.548
年齢	.220***	227.883	.000	1.246	-.050***	14.352	.000	.952
女性ダミー	.280**	7.599	.006	1.324	.252**	7.530	.006	1.286
大卒ダミー	-.875***	76.571	.000	.417	-.040	.286	.593	.961
配偶者ダミー	-.131	1.104	.293	.877	-.274*	6.255	.012	.760
子どもダミー	.240	3.495	.062	1.271	.078	.460	.498	1.081
中規模ダミー (小規模が基準)	-.754***	58.080	.000	.471	.218*	5.238	.022	1.243
大規模ダミー (小規模が基準)	-1.830***	239.559	.000	.160	.271**	7.125	.008	1.311
管理職ダミー (事務職が基準)	.097	.143	.705	1.102	.027	.013	.908	1.027
専門職ダミー (事務職が基準)	-.188*	3.900	.048	.829	.154	3.337	.068	1.167
サービス職ダミー (事務職が基準)	.044	.124	.725	1.045	-.145	1.579	.209	.865
INFO	.109**	10.481	.001	1.115	.084**	7.740	.005	1.087
専門職志向	-.101	2.565	.109	.904	-.214***	14.894	.000	.807
専門資格	-.796	2.348	.125	.451	.256	.465	.495	1.291
雇用の不安 会社が雇用を守る ことへの信頼感	.067 .189**	1.715 10.030	.190 .002	1.069 1.208	-.361*** .736***	62.278 173.213	.000 .000	.697 2.088
退職経験					.121	1.855	.173	1.129
Cox & Snell R ²	0.226				0.164			
Nagelkerke R ²	0.316				0.219			

*p<0.05, **p<0.01, ***p<0.001

以上、ロジスティック回帰分析を用いて、何が退職経験や転職意向に影響を与えるかについて検討を行った。回帰分析の結果からは、ロジスティック回帰分析を行う際にあたったの主要な仮説 - 若年ホワイトカラー正社員が転職行動に向かうに当たっては彼らの「自律性」が影響をもっている - を支持していると考えられる。ただし、いくつかの点について、当初の想定とは異なる発見が見られた。それらの点について確認したい。

まず、独立意向に関係する部分から見ると、「独立意向」そののみが転職行動に向かわせるといえる力があるわけではない。むしろ、独立意向を持つ人がより高い年収を得ているときに転職意向を持つ。この結果からは、単に独立意向を持つだけでなく、既にある程度の年収を受けていること、言い換えるならある程度リスクを負担する能力を持つこと、が重要な条件になっていると考えられる。ここからは、「自律性」を持った正社員が、年収の増加によって転職のリスクを負担することが可能となり、転職を考えることが可能にな

るという解釈をすることができる。また、独立意向を係数ダミーとしてコントロールすることによって観察できる、単なる年収の上昇は転職意向について負の関係を持つという点も重要である。独立意向の影響がない状況では、年収の上昇は転職意向に負の関係をもたらす、つまり勤務先の会社に残るモチベーションを強めることになるのである。ただし、ロジスティック回帰分析の β_3 の値が有意でないことから、独立意向を持つ人は年収が上昇するにつれて実際に転職行動に出ているとまではいえない。あくまでも、余裕のある正社員の中に潜む意向なのである。

次に、既に指摘した専門性の存在が必ずしも転職という行動に向かわないという結果が確認された。専門性といういわば自分の生産性を高める武器を持つ人のほうが転職という行動をとりやすいというのは、実証分析の予備的考察において展開した議論であったが、回帰分析からは、専門職であること、(強い)資格をもっていること、専門職志向を持つことは、いずれも転職という行動にはつながらないという結果が示されている。ここまで展開してきた議論の流れに沿って解釈するのであれば、転職行動へと向かわせる要素としては、「専門の強さ」という外部者から見た要件よりも、「自律性への志向」という実際に転職する人々の主観のほうが重要であると結論づけることができるだろう。

6. 結論と含意

本論文では、若年ホワイトカラー正社員を対象に、彼らの中でどのような人が実際に転職という活動に踏み切ったり、転職への意向を持っていたりするのだろうか、という問題関心を持って分析を行った。その分析に基づく本論文の結論は、正社員が独立意向を持っていること、本論文の分析に則して言えば、企業から距離を置いた自律的な個人という意識のもとで働いていることが、正社員を転職行動に向かわせる、というものである。

実際に独立するかどうかは別として、独立意向の存在というものは、転職という行動さらには労働市場のあり方を考えるにあたって非常に重要だと思われる。これまでは半ば永遠に続くと思われていた会社が倒産したり、賃金カットやリストラにあたりすることがそれほど特別なことでもなくなった現在、自律性を持たずに企業に頼りきるのは逆にあまりにもリスクであると考えられる。本論文では、使用したデータが時系列ではないために、「自律性を持つようとする人々が増えてきた」という主張をすることはできない。しかしながら、「自律性」を求める人々と、そうではない人々の間に生まれつつある差異を明らかにすることができたと考えられる。ピンク[2001=2002]の言葉を借りれば、「フリーエージェント社会」の住人を目指すと考えられる人々がいる一方で、そうではなくて従来のようにオーガニゼーション・マンとして働く正社員も多数存在するという、ある意味で「分割」された状況を明らかにすることができたのではないだろうか。ただし、独立意向を持っていても、実際に転職への意思を持ち、転職行動を起こしやすいのは、現在のところやはり

リスク負担能力のある高収入層である傾向が見られることには注意が必要であると考えられる。

従来の日本の企業社会は、竹内[1995]や八代[1996]が分析するように、閉鎖的な内部労働市場に特徴付けられるものであったとされる。しかしながら、これらの著書が同時に指摘しているように、現代の日本においては、若年層を中心として、従来内部労働市場で雇用されていた正社員までもが働き場所をそれまで所属していた企業の外部に求めることで、内部労働市場と外部労働市場の区別が融解しつつあると考えられている。

特に若年層において「転職」という行動が顕在化しつつあることから、この現象をもって日本型雇用慣行が崩れ、大雑把に外部労働市場を用いて職を探す「アメリカ型」に移行しているのだ、と主張することはたやすい¹⁰。そして、転職という活動を通じて自らのキャリアアップを追求し、自分の持つ能力をより発揮しやすい環境に身を置くという選択が行いやすくなるという意味では、それは歓迎されることであるはずである。さらに、外部労働市場のインフラが少しずつ整備されつつあることも重要である。例えばリクルート・エイブリックや、キャリアデザインセンターなどの人材紹介会社や、正社員から正社員への転職を紹介する雑誌も増えており、そこで紹介される職業も、専門的な技能を要求する職業威信の高いものが少なくない。

しかしながら、内部労働市場中心の長期雇用関係が崩れ、若年層において転職が常態化することに問題がないわけではない。例えば玄田[2001]が指摘するように、転職の常態化は現在就業中の仕事への定着を弱めているという側面を持っており、「一般に賃金が高く、長期雇用が前提とされ、かつ職場訓練を通じて個人の能力開発を可能とする就業機会が、構造的に若年に対して提供されなくなりつつある」(58)現状が背景にあると考えられる。しかも、仕事に定着できなかった若年層が転職を試みようとしたとしても、「現在の中高年の既得権を維持・強化しようとする社会・経済構造」(64-65)がある限り、彼らが満足することが出来る職業につき、充実した職業生活を送ることが出来る保証はない。その表出が、2004年1月現在で既に400万人を超えているといわれる「フリーター」の急増であり、このような観点から見ると正社員の仕事を得ているものが転職を行うのは不確実性の高い選択であると考えられる。そのため「外部労働市場の活用」「人材の流動化」という謳い文句が流通しながらも、玄田[2001]が指摘するように、正社員として他の若年層に比べて有利な職に定着することができたものの中にも転職によって明るい将来が開ける見通しがないために、「仕事格差」、つまり長時間労働に代表される仕事上の状況格差が存在していても職を簡単に変えることができず、厳しい労働条件のもとでも現在の仕事を続けなくてはならないと考える人々も存在すると考えられる¹¹。

内部労働市場の融解による人材の流動化という主張と、若年正社員の「仕事格差」を問題視するような主張が同時期になされるのは、転職という行動に対する不確実性が問題になっているからではないだろうか。しかもそれは、転職という行動に直面する労働者個人の主観的な不確実性である。不確実な状況において、自律的であろうとする人は転職とい

う行動をとりやすいのに対して、そうではない人は、転職という行動がそもそも選択の中に入らず、「仕事格差」と呼ぶべき状況があってもそれを受け入れることになる。あるいは受け入れざるを得ないことになると考えられる。また、このように主観的な不確実性が個人によって異なっていることを想定すると、潜在的な転職者を顕在化させる制度としてあらわれる早期退職勧奨制度のような制度は、すくなくとも比較的高所得な層を対象とした場合に、「自律的」で自分の成果にコミットする志向を持つ正社員の流出を招きやすいことが示唆される。これは、企業にとって優秀な人材の効率的な活用という観点から悪影響を及ぼすことが示唆される。

今後、「自律的」な志向を持つ正社員が増えていくかどうかは今回のデータからはわからない。しかし、企業にとっては独立意向を持った人材をいかにして企業の中にとどめおくか、また、「自律」を求める正社員と企業がどのように折り合いをつけていくか、ということは今後の課題となると考えられる。正社員が、「自律」を求めていることは、必ずしもすぐに転職という行動に結びつくわけではない。転職そのものよりも「自律」を求めているのであれば、企業の中で自律的に働くことができれば「自律」を求める若年正社員もそれほど転職する必要はないように感じられる。彼らに適切に権限を委譲するなどしてその自律性と折り合いをつけることができれば、外部の観察者から見て「仕事格差」と呼べるほどに労働時間が長くても、それに見合った成果が評価されれば彼らは企業に残り、企業へと貢献していくのではないだろうか。

注

¹ 石川[1991:226]

² 古郡[1997], 大沢[2002], 本田[2003], 四方[2003]など

³ 例えば、中村・佐藤・神谷[1988]は、明示的に「ブルーカラー労働者が対象」であることを述べている。また、Freemanらの研究は、特にブルーカラー労働者を対象とするという記述は見られないが、アメリカの場合はそもそもホワイトカラーの労働組合組織率が10%程度(1993年)と、非常に低くなっているため、実質的にブルーカラー労働者を対象とした研究になっていると考えられる(実際、フリーマンとメドフはその著書の「日本語版への序文」で、「アメリカの労働組合が組織しているのは、ほとんどもっぱらブルーカラー労働者である」と述べている(Freeman & Medoff[1984=1987])。

⁴ 橋本編[1993:12]

⁵ 橋本編[1995:251]

⁶ ただし、残念な点としては、「満足度」という変数がダイレクトに質問項目に含まれていないところである。

⁷ これは、「今後の転職意向」についての回答と「転職にあたっての障害」を直接クロスしたときにも言えるが、「今後の転職意向」を「転職意向の有無」というかたちで編集してクロスをかけるとさらに顕著に表れる。転職意向の有無(はじめの三つの回答 転職意向あり、「転職するつもりはない」 転職意向なし)と「転職にあたっての障害」をクロスしてみると、関連性が深いと考えられるのは本文中に述べた三つの理由の他には「子どもの教育費が工面できない」というものになる。

⁸ なぜ「退職経験すなわち転職経験」と述べることができるかということ、分析の対象となるサンプルが、現在正社員として雇用されている人々だからである。

⁹ 本論文では、公認会計士・税理士・中小企業診断士・米国公認会計士・弁理士・1級建築士・不動産鑑定士・MBA・アクチュアリー・医師・技術士・Ph. Dのいずれかの資格を高度な専門資格として扱った。

¹⁰ もちろん、Doeringer and Piore[1971 1985]を嚆矢として、アメリカにおいても必ずしも外部労働市場だけで職を探すのが全てではないとする研究は多い。

¹¹ 若年層の負担が拡大しつつあるという状況は、玄田[2001]以外にも、例えば労働政策研究・研修機構[2004]などで指摘されている。

参考文献

阿部正浩 [2002] 「働き方の満足度と雇用・賃金リスク」 『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』 リクルート・ワークス研究所

玄田有史・中田喜文編 [2002] 『リストラと転職のメカニズム：労働移動の経済学』 東
洋経済新報社

玄田有史 [2001] 『仕事の中の曖昧な不安：揺れる若年の現在』 中央公論新社

樋口美雄 [2001] 『雇用と失業の経済学』 日本経済新聞社

本田由紀 [2003] 「若年労働市場における非典型雇用の拡大とその背景：JGSS-2000 と
JGSS-2001 の統合データを用いて」 『日本版 General Social Surveys 研究論文集[2]
JGSS で見た日本人の意識と行動』 東京大学社会科学研究所

猪木武徳・大竹文雄編 [2001] 『雇用政策の経済分析』 東京大学出版会

-
- 猪木武徳・連合総合生活開発研究所編著 [2001] 『転職の経済学：適職選択と人材育成』
東洋経済新報社
- 古郡鞆子 [1997] 『非正規雇用の経済分析』 東京経済新報社
- 石川経夫 [1991] 『所得と富』 岩波書店
- 小池和男 [1999] 『仕事の経済学』 第二版 東洋経済新報社
- 中村圭介・佐藤博樹・神谷拓平 [1988] 『労働組合は本当に役にたっているのか』 総合
労働研究所
- 中村二郎 [2001] 「誰が企業を辞めるのか - 離職性向と企業内におけるマッチング」猪木・
連合総合生活開発研究所
- 大沢真知子 [2002] 「非正規労働者の増加がもたらす労働市場の二極分化」宮島洋・連合
総合生活開発研究所編著 『日本の所得分配と格差』 東洋経済新報社
- 村松久良光 [1984] 「離職行動と労働組合」 小池和男編 『現代の失業』 同文館
- 労働政策研究・研修機構調査部 [2004] 「第一回ビジネス・レーバー・モニター調査結果か
ら - 新規採用抑制で負担が増大」『ビジネス・レーバー・トレンド』
- 佐藤博樹・藤村博之・八代充史 [1999] 『新しい人事労務管理』 有斐閣アルマ
- 鈴木不二一 [1995] 「ホワイトカラーのキャリアと労働組合」 橋木ら編 [1995]
- 橋木俊詔・連合総合生活開発研究所編著 [1993] 『労働組合の経済学：期待と現実』 東
洋経済新報社
- 橋木俊詔・連合総合生活開発研究所編著 [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
- 竹内洋 [1995] 『日本のメリトクラシー：構造と心性』 東京大学出版会
- 八代尚宏 [1997] 『日本的雇用慣行の経済学：労働市場の流動化と日本経済』 日本経済
新聞社
- 四方理人 [2003] 「二重労働市場論と女性パート」『女性の就業と親子関係 - 母親たちの階
層戦略 就業編』 SSJ Data Archive Research Paper Series 東京大学社会科学研究所
- Becker, G. S. [1975=1976] *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special
Reference to Education*. 2nd ed. NY: Columbia Univ. Press. (佐野陽子訳 『人的資本：教
育を中心とした理論的・経験的分析』 東洋経済新報社)
- Doeringer, P. B., and Piore, M. J. [1971 - 1985] *Internal Labor Markets and Manpower Analysis:
with a New Introduction*. NY and London: M.E. Sharpe, Inc.
- Freeman, R. B. [1976]. Individual Mobility and Union Voice in the Labor Market, *American
Economic Review* 66: 361-368.
- Freeman, R. B. & Medoff, J.L. [1984=1987]. *What do unions do?*. New York: Basic Books. (島田
晴雄ら訳 『労働組合の活路』 日本生産性本部)

-
- Hirschman, A. O. [1970]. *Exit, Voice and Loyalty: Responses to Decline in Firms, Organizations and States*. Cambridge, MA: Harvard Univ. Press.
- Milgrom, P., and Roberts, J. [1992=1997] *Economics, Organization and Management*. Prentice Hall, Inc. (奥野正寛ほか訳 『組織の経済学』 NTT 出版)
- Pink, D. H. [2001=2002] *Free Agent Nation*. NY: Warner Book, Inc. (池村千秋訳 『フリーエージェント社会の到来 - 「雇われない生き方」は何を変えるか』 ダイヤモンド社)
- Piore, M. J. [1980] “Dualism as a response to flux and uncertainty,” in Berger, S., and Piore, M.J., *Dualism and Discontinuity in Industrial Societies*. Cambridge Univ. Press.

第3章 派遣社員と正社員の比較分析から得られる キャリア・コンサルタントの支援のあり方に関する一考察

「ワークスタイルの多様化と生活設計に関する調査 2000」 (生命保険文化センター)の2次分析¹

太田 正伸

1. はじめに

2002 年後半に入り、役員を除く雇用労働者に占める非正社員の割合がとうとう 30.3% を突破した(リクルートワークス研究所 2003)。非正社員の役員を除く雇用労働者に占める比率は、1987 年 14.8% から 2003 年 30.3% へと大きく上昇し、派遣労働者登録数は平成 6 年度 57 万人から平成 13 年度 174 万人へと増加傾向にある状況である。

このような状況下で、働く個人は、正社員あるいは非正社員と、雇用形態の異なる職業選択を迫られる機会が増しており、キャリアコンサルタントは正社員だけではなく、非正社員のキャリア意識や就労状況に関する情報を有し、それぞれの雇用形態に合った支援を行う必要性があると考えられる。

しかし、非正社員の中でも派遣社員に関する先行研究は非常に少ない現状であり、その先行研究の中でも正社員と派遣社員のキャリア意識や就労意識の違いを比較研究しているものが特に少ない。そして、比較研究されているものでも、その対象となる正社員の大半は男性であり、派遣社員の大半は女性であるため、性差の問題を考慮していないという欠点があった。

そこで、本研究は、第一に、対象を女性に限定し、女性派遣社員と女性正社員の価値観、就労意識、生活設計、就労に対する評価等の現状比較を行い、その違いを明らかにすることで、より明確に派遣社員の特徴を捉え、第二にその結果から派遣社員を視野にいれている相談に対してキャリア・コンサルタントがより有効に支援できる枠組みの提言を行うことを目的に実施したものである。

¹ [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「ワークスタイルの多様化と生活設計に関する調査 2000」(生命保険文化センター)の個票データの提供を受けたことを感謝いたします。また、指導及び助言を頂いた2次分析研究会の教授陣、参加メンバーに深くお礼を申し上げます。

2. 問題と目的

(1) 派遣労働者の定義

労働者派遣法（労働者派遣事業の適正な運営の確保及び派遣労働者の就業条件の整備に関する法律）の第2条第1号の定義では、派遣とは「自己の雇用する労働者を、当該雇用関係の下に、かつ、他人の指揮命令を受けて、当該他人のために労働に従事させることをいい、当該労働者を当該他人に雇用させることを約してするものを含まないものとする」と定義される。労働者派遣事業は、派遣労働者の雇用形態によって、常用労働者を派遣する「特定労働者派遣事業」と、登録型の労働者を派遣する「一般労働者派遣事業」に分かれる。

の登録型派遣労働者は、派遣元会社に派遣スタッフとして登録し、派遣先企業からの依頼により、有期の雇用契約を結び、派遣先会社に出向いて業務を行う。派遣労働者の職種は事務から営業までオフィス系の分野において幅広い。

本研究では の一般労働者派遣事業で派遣されている労働者を対象としている。

(2) 派遣労働者の増加

1987年から1997年の10年間に、パート、アルバイト、嘱託、派遣などいわゆる非正社員として雇用される労働者は、全体で409万人増加（増加率48.2%）しており、パートの増加が232万人、アルバイトの増加が146万人、派遣社員の増加は17万人であった（総務庁、1998）。2003年1月～3月の雇用者（役員を除く）は平均4941万人で、このうち正社員は3444万人、パート・アルバイト、契約社員、派遣社員などの非正規社員は1469万人となっており、役員を除く雇用者に占める非正規社員の割合は30.3%となっている。

また、リクルートワークス研究所（2004）は、4年前の1999年に発表された「人材ニーズ調査」（経済産業省）と比較して、2003年は正社員の比率は44.3%と半数を切っており、前回は56.2%だから、急速に非正社員ニーズが高まっていることを指摘している。非正社員の中でも、契約社員・嘱託社員の比率が8.5%から14.8%に大きく上昇し、派遣社員は1.7%から2.7%と上昇しており、派遣労働者登録数は平成6年度57万人から平成13年度174万人へと増加している。

(3) 労働者派遣法の改正

労働者派遣法は、1987年7月に施行され、幾度かの改正を経て、1999年に「対象業務の原則自由化」という抜本的改正を受けた。さらに、2003年6月に労働者派遣法の改正法が成立し、派遣期間制限の緩和と、物の製造業務への派遣が解禁されることとなった。

従って、従来まで一部業務を除くほとんどの業務の派遣期間は最長3年と制限されていたものが、派遣社員が派遣として就業を望む場合に限定されるものの派遣期間は無制限となり、このことは、派遣社員の活用を促進するものと思われる。

(4) 派遣選択に関する実態調査

椿堂（2003）が研究者及び研究機関が実施した派遣選択に関する実態調査を整理したもののによれば以下の通りである。

派遣選択理由

二神（1997）の調査では、派遣労働者になった理由として、第1に「専門的な資格、技能を活用したい」、第2に「正社員として働ける会社がなかったから」、第3に「自分に都合のよい時間に働けるから」が挙げられた。

リクルートワークス研究所（2001）の調査では、派遣労働者が現在の派遣先を選択した理由の第1は「労働時間や働く曜日などの条件が揃っているから」、第2は「通勤に便利な場所だったから」であり、時間的制約・自由度を重視した選択をしていることがわかる。第3は「やりたい職場・仕事内容だったから」であり、次いで職場・職務を重視した選択をしたことがわかる。他の非正社員（主婦パート、フリーター、契約・嘱託等）と比較して、回答した割合が5%以上高く、派遣労働者に特徴的な点は、「やりたい職種・仕事内容だから」「過去の経験を活かせる職場だったから」「自分の持っている能力や技術、専門性を活かせるから」「賃金がよかったから」「規模が大きな会社だから」「知名度が高いから」であった。

リクルートワークス研究所（2001）は、現在派遣労働者だが、正社員を希望する者の正社員希望理由を調査している。理由の第1は「雇用が安定しているから」87.0%、第2は「賞与があるから」65.8%、第3は「各種の制度が整っているから」47.5%、次いで「昇進、昇格できるから」38.8%、「責任のある仕事ができるから」37.7%が挙げられた。

派遣選択の制約理由

リクルートワークス研究所（2001）によれば、派遣という雇用形態を選択せざるを得ないような制約があったとする者は41.1%であった。制約理由の第1位は「経済的な余裕がなかったため、早く仕事につきたかった」の35.7%であった。次いで「子どもがいること」30.7%、「家事をしなければならないこと」28.9%が挙げられた。

一方で、制約がなかったとする者は58.9%に達しており、自発的に選択する者が約6割であった。

派遣選択意向 希望する雇用形態

リクルートワークス研究所（2001）が現在派遣として就労している労働者を対象に行った調査によれば、前職を退職後、就業再開時に希望した雇用形態は「派遣」が 38.7%と最も多い。次いで「正社員」が 33.2%、「パート・アルバイト・フリーター」が 18.0%であった。

現在の派遣先で働くことについて就業を継続して希望する者は6割であるが、その就業継続希望者が今後希望する雇用形態は「派遣」が 35.0%、「正社員」が 35.1%であった。「パート・アルバイト・フリーター」「契約社員・嘱託」を希望する派遣労働者は 9.3%であった。

(5) 派遣先企業のヒアリングによる調査

阿部（2000）は、企業のヒアリングをもとに、女性一般職と派遣社員の活用の実態と変化を考察し、正社員と非正社員のどちらを活用すべきかという境界の問題は教育訓練のあり方が大きく影響する、と述べている。

金融業の一般職の正社員はOJTも含めて数年の教育訓練期間が必要であるが、派遣社員はスペシャリストという捉え方をしているのでその訓練は数日で終わるという程度でよいと派遣先企業はしている。しかし、内実は派遣社員の活用において前職での同一職種は問わず、スキルレベルも同じ職場の一般職と比較してかなり低いことが明らかになった。

商社の場合は、貿易事務において派遣社員を多数活用しているが、貿易事務という仕事は特殊的スキルであり、実際に仕事を携わらないとスキル形成が難しい。にもかかわらず、全ての商社がそれを外部化し、新卒採用を停止したために、新たな人材育成がなく、貿易事務の労働市場では需要過多が発生し賃金が上昇する結果となった。

日本経済が低成長で推移する下で、各企業はコストをより意識した行動をとっているが、少なくとも特殊的スキルが必要な仕事を外部化することは外部労働市場に特殊的スキルを教育訓練する機能がないため難しい。しかし、かなりの数の企業は、外部労働市場に教育訓練機能が無いことを無視して仕事の外部化をしている傾向があり、将来商社が経験した高いコストがかかる可能性がある、と警告している。

(6) 経済学的研究の観点

Kahn は、非正社員・外部人材の比率と企業の利益率、生産性との間の関係を回帰分析によって実証を試みた。また、Glasgow は、パフォーマンスの指標として収益性や ROI のような財務指標のほか、管理者の判断という主観的要素を含む尺度を用い、非正社員・外部人材の比率とパフォーマンスとの関係を分析した。

これらの二つの研究は、従属変数である企業のパフォーマンスの指標として、付加価値額や利益率、ROI といった財務指標を主としていたため、製品戦略、景気変動、消費需要トレンドの影響が多分に含まれ、外部人材とパフォーマンスとの関係は統計的に有意な結

果は得られないものの、外部人材の比率の上昇が組織のパフォーマンスに負の影響を与え
るというものであった。

木村（2002）は、非正社員の活用と、それが職場にもたらす業務上のデメリットとの関
係を、職場の社員の判断をもとに分析した結果、生産・技術職場と、事務・営業職場とで
は、認識される問題発生ダイナミズムが若干異なると述べている。生産・技術職場では、
正社員の新人の育成が困難になることや、正社員が本来の業務に集中できなくなることが、
非正社員・外部人材の比率が高まるほど起こりやすくなっており、職場の社員もそれらを
解決するためには、非正社員・外部人材の比率を引き下げることが必要であると考えてい
る。一方で、事務・営業職場では、機密事項の漏洩や、職場の一体感の低下を防ぐために、
非正社員・外部人材の比率を引き下げることが必要であると考えている。

(7) 派遣労働者の職務態度研究

Lee & Johnson（1991）は、派遣労働者と正社員を対象に職務満足と組織コミットメン
トを分析している。結果、自発的な派遣労働者の職務満足と組織コミットメントは、非自
発的な派遣労働者のそれより高いと示された。同様に、Feldman ら（1995）が、米国の人
材派遣会社の派遣労働者を対象に研究を行った結果、自発的な派遣労働者は高い職務満足
と高い組織コミットメントを示した。

Krauz, Brandwin, & Fox（1995）は、イスラエルの大企業4社の正社員女性事務員と女
性派遣労働者を対象に調査を行った。自発的な派遣労働者 非自発的な派遣労働者 正
社員の3群間で、職務満足・職務関与・役割曖昧性と役割コンフリクトのストレスについ
て分析している。結果、職務関与・役割曖昧性と役割コンフリクトに差はないとしている。
職務満足は、非自発的な派遣労働者において有意に低いことを示した。この調査で職務満
足の下位因子としている自律性・挑戦・仕事の多様性といった内生的な職務満足が特に他
の2群により有意に低い。正社員女性事務職では、職務満足の下位因子のうち職務保障・
フリンジベネフィットなどの外生的な職務満足が有意に高いことを示した。

Von Hippel, Mangum, Greenbergur, Heneman & Skoglund（1997）は、3社（銀行、自動
車メーカー、衣料販売店）の派遣労働者1000人を対象に調査を行った。結果、派遣労働者
の職務満足と組織コミットメントは技能訓練と関連していることが示された。技能訓練が
受けられないと両変数とも低下を示した。

(8) 派遣労働者と正社員の比較研究

二神（1997）は、労働省と社会経済生産性本部が行った就業形態の多様化に関する総合
実態調査のデータを一部加工し、9186人の正社員と1775人の派遣労働者を比較し、職務
態度を分析している。

正社員の方が有意に高い結果を示した項目は、組織コミットメント・仕事コミットメント・職務満足の下位因子である仕事内容・賃金・雇用保障・福利厚生 の 6 項目であった。一方で、派遣社員の方が有意に高い結果を示した項目は、職務満足の下位因子である労働時間・休暇・勤務体制・職場の環境・職場の人間関係の 4 項目であった。

しかし、ここでいう正社員の大半は男性であり、派遣社員の大半は女性であるため、性差の問題を無視していたことが問題点として残る。

(9) キャリアカウンセリングとは

キャリアカウンセリングの定義は、各研究者、学会、協会によって定義が異なっており、日本産業カウンセラー協会（2003）は、カウンセリングと同様に的確な日本語訳がないため、使う者によって異なった理解がされているのが現状である、としている。

主な定義としては、「将来の生活設計と関連づけながら現在の職業選択をしたり、生活上で果たしたいと願うさまざまな役割（職業人、親、配偶者など）のバランスを考え、生き方を考える過程としてのカウンセリング」（渡辺，2001）、「個人がキャリアに関してもつ関心やコンフリクトの解決とともに、ライフキャリア上の役割と責任の明確化、キャリア形成、決定、その他のキャリア開発行動に関する問題解決を個人、またはグループカウンセリングによって支援することである」（全米キャリア開発協会・N C D A、1995）、「個人の生き甲斐、働き甲斐を含めたキャリア形成を支援すること、また、個人が自らキャリアマネジメント（自立/自律）できるように支援すること、さらには、個人と企業との共生の関係をつくる上で重要なものであること」（厚生労働省、2001）などの定義がある。

宮城（2002）は、これらのキャリアカウンセリングの機能とその目的を整理し、以下の 8 点にまとめた。

- ライフキャリアに関する正しい自己理解を促す
- ライフキャリアデザイン・キャリアプランなどキャリア開発の支援を行う
- 職業選択、キャリアの選択、意思決定の支援を行う
- キャリア目標達成のための戦略策定の支援を行う
- キャリアに関するさまざまな情報提供の支援を行う
- より良い適応、個人の発達の支援を行う
- 動機づけ、自尊感情の維持と向上の支援を行う
- キャリア不安・葛藤など情緒的問題解決の支援を行う

(10) キャリア・コンサルタントとは

厚生労働省は平成 14 年に失業対策のセーフティーネットの一つとして「キャリア・コンサルタント 5 万人養成計画」を打ち出した。そして、キャリア・コンサルタントの養成を研修プログラムや試験内容の枠組み等、一定の条件を充たし得る各種団体に委託し、認

定を受けた団体が、各々養成講座を設け、試験を行い、キャリア・コンサルタント（その名称は各種団体によって異なる）の認定を与える仕組みとなっている。

その条件の一つである「キャリア・コンサルタント能力基準項目」の中の「キャリア・コンサルティングの実施過程において必要なスキル」として挙げた8項目は以下の通りである。

相談場面の設定・・・（１）物理的環境の整備（２）心理的な親和関係（ラポール）の形成（３）主体的なキャリア形成及びキャリア・コンサルティングの目的に係わる相談者の理解の促進（４）相談の目標・範囲の明確化、を遂行できるスキル。

「自己理解」支援・・・（１）職業興味や価値観の明確化、職業経験の棚卸し、職業能力の確認、相談者を取り巻く環境などの分析を通じた自己理解への支援（２）アセスメント・スキル、を遂行できるスキル。

「仕事理解」支援・・・（１）職業や労働市場に関する情報ソースの活用（２）最新テクノロジーの活用、を遂行できるスキル。

「啓発的経験」支援・・・事前に職業を体験してみることの意義や目的について相談者に理解させ、その具体的な方法や実行についての助言することができるスキル。

「意思決定」支援・・・（１）キャリア・プランの作成支援（２）具体的な目標設定への支援（３）能力開発に関する支援、を遂行できるスキル。

「方策の実行」支援・・・（１）相談者に対する動機付け（２）方策の実行マネジメント、を遂行できるスキル。

「新たな仕事への適応」支援・・・方策の実行後におけるフォローアップの重要性についての理解と、相談者の状況に応じた適切なフォローアップを行うことができるスキル。

相談過程の総括・・・（１）適正な時期における相談の終了（２）相談過程の評価、を遂行できるスキル。

このように、キャリア・コンサルティングの内容はキャリアカウンセリングと同義であり、日本産業カウンセラー協会（2003）によれば、厚生労働省は、カウンセリングという言葉が日本社会ではまだ定着していないという認識から、より相談をしやすい「キャリア・コンサルタント」にしたという検討結果がある、としている。

本調査の総合考察では、「意志決定」支援、「新たな仕事への適応」支援に焦点を当て、派遣社員に有効な枠組みを提言したいと考えている。

(11) 本研究の問題と目的

このように、非正社員の全労働者に占める比率は、1987年14.8%から2003年30.3%へと大きく上昇し、派遣労働者登録数は平成6年度57万人から平成13年度174万人へと増加傾向にある状況下で、働く個人は、正社員あるいは非正社員と、雇用形態の異なる職業選択を迫られる機会が増しており、キャリア・コンサルタントは正社員だけではなく、

非正社員のキャリア意識や就労状況に関する情報を有し、それぞれの雇用形態に合った支援を行う必要性があると考える。

しかし、非正社員の中でも派遣社員に関する先行研究は非常に少ない現状であり、その先行研究の中でも正社員と派遣社員のキャリア意識や就労意識の違いを比較研究しているものが特に少ない。そして、比較研究されているものでも、その対象となる正社員の大半は男性であり、派遣社員の大半は女性であるため、性差の問題を考慮していないという欠点があった。

そこで、本研究は、対象を女性に設定し、女性派遣社員と女性正社員の価値観、就業意識、生活設計、就労評価の現状の比較を行い、その違いを明らかにすることでより明確に派遣社員の特徴を捉え、第二にその結果から推測される派遣社員を希望する相談者に有効な支援のあり方を提言することを目的としたい。

3. 方法

調査手続き

「ワークスタイルの多様化と生活設計に関する調査 2000」(生命保険文化センター)のデータから、女性の正社員及び派遣社員のデータを抽出し、価値観、就労意識、生活設計、就労評価の視点から差異を明らかにする。

4. 結果と考察

(1) 調査対象者の概要

派遣社員

女性 74 名

平均年齢 31.56 歳

既婚 34 名、未婚 40 名、子供いる 22 名

職種：管理職 1 名、事務職 41 名、販売・営業職 6 名、専門職 11 名、現業職・労務職 3 名、サービス・保安職 5 名、その他 3 名

1 週間の平均労働日数 4.34 日

1 週間の平均労働時間 30.71 時間

正社員

女性 98 名

平均年齢 30.16 歳

既婚 44 名、未婚 50 名、子供いる 29 名

職種：管理職 4 名、事務職 48 名、販売・営業職 11 名、専門職 25 名、現業職・労務職 2 名、サービス・保安職 6 名、その他 2 名

1 週間の平均労働日数 5.08 日

1 週間の平均労働時間 43.88 時間

(2) 結果の分析

a . 正社員と派遣社員の価値観・就労意識の比較

正社員と派遣社員の価値観や就労意識の違いを調べるためにカイ二乗検定を行い独立性の検定を行った。その結果、派遣社員は「夫の収入によって生活の豊かさが決まる」、「家族の経済的生活を支える責任は夫にある」の項目において、正社員より有意に高い結果が出た。これは、経済的自立をしやすい正社員と、経済的自立のしにくい派遣社員の状況が結果として表れたのではないかと思われる。(表 1 参照)

表 1：派遣社員と正社員の価値観の比較

価値観	派遣社員 「非常にそう思う」「多少そう思う」と答えた割合	正社員 「非常にそう思う」「多少そう思う」と答えた割合	漸近有意確率 (両側)
努力や訓練が必要なことはやりたくない	10.8%	9.1%	0.083
高い目標を立てて挑戦したい	47.4%	59.2%	0.126
家庭第一に考えたい	85.1%	80.6%	0.206
子供のためにできるだけことはしたい	83.8%	81.7%	0.615
将来より現在の生活を大切にしたい	44.6%	41.9%	0.826
自分の夢は実現したい	58.1%	70.5%	0.174
夫の収入によって生活の豊かさは決まる	74.3%	48.9%	0.014*
家族の経済的生活を支える責任は夫にある	56.7%	38.8%	0.048*

* は 5%水準で有意 (両側) ** は 1%水準で有意

正社員は、「同じ会社で一生働きたい」、「能力主義は自分にとってチャンスだと思う」、「専門的な職業能力を高めたい」の項目において有意に高い結果が出た。これは、正社員のほうが、仕事を通じて能力を向上させ評価されたいと思う傾向が高いからであると思われるが、派遣社員も専門的な職業能力を高めたいという意欲が高いことが示されている。「同じ会社で一生働きたい」という項目に関しては、正社員、派遣社員ともに全くそう思う、多少そう思うと答えた割合は低いことが示されている。(表 2 参照)

表2：派遣社員と正社員の就労意識の比較

就労意識	派遣社員 「非常にそう思う」「多少そう思う」と答えた割合	正社員 「非常にそう思う」「多少そう思う」と答えた割合	漸近有意確率(両側)
働かなくても暮らせるなら定職につきたくない	39.2%	24.5%	0.230
同じ会社で一生働きたい	4.1%	16.4%	0.019*
仕事に不満がなくても条件次第で独立したい	64.9%	53.1%	0.060
能力主義は自分にとってチャンスだと思う	36.5%	48.0%	0.031*
自分の専門知識の発揮できる仕事をしたい	71.6%	77.5%	0.348
自分から仕事をとったら何も残らない	8.2%	8.1%	0.490
働くことは社会の一員としての義務である	46.0%	56.1%	0.404
社会的評価は低くても自分のやりたいことがしたい	50.0%	67.3%	0.195
専門的な職業能力を高めたい	71.6%	85.7%	0.023*
仕事のために家庭生活が犠牲になることはやむをえない	4.1%	16.3%	0.171
困難をとまっても自分のやりたいことがしたい	35.2%	34.9%	0.494
仕事は単にお金を稼ぐ手段にすぎない	23.0%	16.3%	0.099
楽をしてお金を稼ぐことに抵抗感はない	39.2%	31.7%	0.515
どんな仕事でも上司の命令は断れない	9.5%	15.3%	0.543

*は5%水準で有意(両側) **は1%水準で有意

b. 正社員と派遣社員の満足・不満足な点・仕事で重視する点の比較

派遣社員は、「(不満)賃金・報酬制度」、「(不満)職場の人間関係」、「(重視する点)雇用の安定」、「(重視する点)職種」、「(重視する点)賃金・報酬制度」の項目において正社員より有意に高い結果が出た。また、派遣社員は外部労働者であるためにしがらみなく働けると一般的に言われるが、このデータでは正社員よりも派遣社員のほうが人間関係に不満を感じていることがわかる。(表3参照)

表3：満足・不満・重視する点派遣社員が有意に高かった項目

満足・不満・重視する点調査	派遣社員 選択した割合	正社員 選択した割合	漸近有意確率 (両側)
(不満)賃金・報酬制度	40.8%	16.3%	0.00**
(不満)職場の人間関係	31.0%	16.3%	0.02*
(重視する点)雇用の安定性	57.4%	27.5%	0.00**
(重視する点)職種	68.5%	49.0%	0.04*
(重視する点)賃金・報酬制度	63.0%	19.6%	0.00**

*は5%水準で有意(両側) **は1%水準で有意

正社員は、「(満足)年間の収入金額」「(満足)職場の人間関係」「(不満)休日・休暇の取得日数」「(不満)人事評価」「(不満)会社の将来性」「(不満)不満な点はない」の項目において有意に高い結果が出た。正社員は派遣社員と較べて、人間関係や収入面で満足している一方、人事評価や会社の将来性等、属している組織内の評価や将来性に対して不満を感じている傾向があることがわかる。(表4参照)

表4：満足・不満・重視する点で正社員が有意に高かった項目

満足・不満・重視する点調査	派遣社員 選択した割合	正社員 選択した割合	漸近有意確率 (両側)
(満足)休日・休暇の取得日数	23.9%	40.8%	0.00**
(満足)年間の収入金額	7.0%	23.5%	0.00**
(満足)職場の人間関係	22.5%	42.9%	0.00**
(不満)人事評価	7.0%	21.4%	0.01**
(不満)会社の将来性	7.0%	25.5%	0.00**
(不満)不満な点はない	4.2%	15.3%	0.00**

* は5%水準で有意(両側) ** は1%水準で有意

c.正社員と派遣社員の生活設計に関する比較

派遣社員は、ここ3年間で増やした項目として「資産の取り崩し額」、減らした項目として「日常生活費」「住居費」「自己啓発費」「自分の収入」、今後減らしていきたい項目として「住居費」「子供の教育費」が正社員と比較して有意に高い結果が出た。これは、派遣社員の雇用が不安定であり将来設計が描きにくいことから、生活費や住居費、自己啓発費を減らす必要性があるからだと推測する。(表5参照)

表5：派遣社員が有意に高かった項目(ここ3年間で増やした項目・減らした項目・今後増やしていきたい・減らしていきたい項目)

	派遣社員 選択した割合	正社員 選択した割合	漸近有意確率 (両側)
(増やした項目)資産の取り崩し額	21.6%	8.2%	0.01**
(減らした項目)日常生活費	37.8%	23.5%	0.04*
(減らした項目)住居費	29.7%	12.2%	0.00**
(減らした項目)自己啓発費	36.5%	15.3%	0.00**
(減らした項目)自分の収入	33.8%	7.1%	0.00**
(減らしていきたい項目)住居費	48.6%	27.6%	0.00**
(減らしていきたい項目)子供の教育費	13.5%	4.1%	0.02*

* は5%水準で有意(両側) ** は1%水準で有意

正社員は、ここ3年間増やした項目として「自分の収入」、減らした項目として「特
にない」、今後増やしていきたい項目として「特にない」が派遣社員と比較して有意に高
い結果が出た。これは、正社員は比較的安定した収入が得られることから生活設計に関
して変動が少ないことを示していると推測する。(表6参照)

表6：正社員が有意に高かった項目（ここ3年間で増やした項目・減らした項目・今
後増やしていきたい・減らしていきたい項目）

	派遣社員 選択した割合	正社員 選択した割合	漸近有意確率 (両側)
(増やした項目) 自分の収入	31.0%	55.1%	0.00**
(減らした項目) 特にない	6.8%	27.0%	0.00**
(増やしていきたい項目) 特にない	4.1%	15.3%	0.01**

* は5%水準で有意(両側) ** は1%水準で有意

5. 総合考察

以上の考察結果から、厚生労働省が発表した「キャリア・コンサルタント能力基準項目」
の中の「キャリア・コンサルティングの実施過程について必要なスキル」で挙げている8
つのスキルのうち、「意思決定」支援、「新たなる仕事への適応」支援の2つの支援に焦点
を当て、派遣社員として働くことも視野にいれている相談者に対してキャリア・コンサル
タントがより有効に支援できる枠組みを提言したい。

「意思決定」支援は、職業興味や価値観の明確化、職業経験の棚卸し、職業能力の確認、
相談者を取り巻く環境などの分析を通じた自己理解への支援を促進する「自己理解」と、
職業や労働市場に関する情報を提供し、クライアントがその情報を的確に取捨選択し、キ
ャリア形成に活用できるよう支援する「仕事理解」を通じて、クライアントの仕事に対す
る価値観や、仕事だけではなく仕事以外の活動も含め、どのような人生を送るのかとい
った観点、家族を含めた基本的な生活設計の観点などライフプランを具体化し、クライ
エントのキャリアプランの作成を支援することである。

本調査の2次分析で生活設計の観点で女性の正社員と派遣社員を比較した結果、派遣社員
は、約3人に1人が収入、日常生活費、自己啓発費、住宅費を減らしている傾向があるこ
とが示されている。一方で、正社員はここ3年間で55.1%が収入を増やしている傾向にあり、
その結果、派遣社員は正社員と比較して長期的に生活設計が描きにくい雇用形態であるこ
とが考えられる。

また、このような背景からか、価値観の観点で捉えた場合、派遣社員は「夫の収入によ
って生活の豊かさが決まる」、「家族の経済的生活を支える責任は夫にある」という項目に

において「非常にそう思う」「多少そう思う」と答えた割合が各々74%、56%と高い数字を示しており、派遣社員として働いた場合、正社員と比較して夫を含めた他者の経済的な援助が少なからず必要であることを認識する、あるいは認識しなければならない環境にあることが考えられる。

太田(2003)の調査では、派遣社員は趣味にどれだけ時間やエネルギーを注いでいるか、人間関係が良好であるか、同僚のサポートを受けているかが役割受容(自分にあつた生き方や自分らしい生き方をしている満足度)に影響を与えているのに対し、正社員は自主的に仕事をしている、職場で成果を上げている、仕事にやりがいを感じている、つまり仕事にどれだけ時間やエネルギーを注いでいるかが役割受容に影響を与えていることが示された。また、派遣社員は、仕事のやりがいに関して満足しているのは全体の25%と、正社員の45%より有意に低い。さらに、仕事のやりがいは、自分の能力や専門性を活かしていること、スキルアップが望める環境であること、職場で成果を上げていること、責任のある仕事を任されていることが有意に正の相関があることが示されたが、実態は、自分の能力や専門性を活かしている割合は全体の24%、スキルアップが望める環境である割合は17%、責任のある仕事を任されている割合は26%と低い状況であり、かつ正社員と比較しても1%水準で有意に低いことが示されている。一方で、正社員よりも1%水準で有意に高い就労評価としては、残業の負荷がかからないこと、都合の良い時間に帰れること、が示されている。

正社員から派遣社員へと雇用形態の転換の機会が増している現状の中で、キャリア・コンサルタントは、相談者に対して職業や労働市場に関する情報提供だけでなく前述した生活設計や価値観、就労評価の観点も含めた情報提供を行い、正社員と比較した場合のキャリア形成過程のシュミレーションを容易にすることで、そのプロセスに発生する問題を整理、明確化し、予測される状況、問題などに対する理解を深め、今後を予測しながら具体的に意思決定できるよう支援する必要性があると考えられる。

次に「新たなる仕事への適応」の有効な支援について述べたい。「新たなる仕事への適応」支援は、クライアントが新しい仕事に就いた際にあらかじめ予測できる問題については事前に十分な確認をとることによって予防し、適切なアドバイスとフォローアップを行うことが必要であるとしている。

相談者が派遣社員として就業を希望する場合、キャリア・コンサルタントは、前述したクライアントが意思決定する判断材料となる情報提供を的確に行い、クライアントの思い込みと現実とのミスマッチを事前に予防することが必要ではあるが、キャリア・コンサルタントだけではなく、雇用主である派遣元会社や派遣社員の就業先となる派遣先会社のかかわり方も仕事への適応に関しては同等に重要であると考えられる。

現在の人材派遣のシステムは米国型の派遣システムをそのまま導入したものであり、人に対する対価というよりも職務に対する対価であるという位置づけが強いため、日本的な人に仕事を与えるような曖昧な職務内容では馴染みにくく、職務に人を与えるような明確

化された職務内容でないとミスマッチングを発生させる要因になる。本調査の結果から、68.5%の派遣社員が職種を重視する点に挙げており、正社員と較べても5%水準で有意に高いことが示されている。

そこで、派遣元会社は派遣先会社の職務内容、職場環境の情報の精度を上げることで事前の情報と現実とのギャップを軽減する作業が必要であると考え（派遣先企業の人事採用担当者は、派遣社員が就業する部署の業務内容や環境について詳細を知らないケースが多いので、なるべく現場の指揮命令者から詳細をヒアリングできることが望ましい）。

また、本調査の結果から、派遣社員の31%が人間関係に不満を感じており、正社員よりも有意に高いことが示されたことから、派遣先企業はインフォーマルな横のつながりが希薄である派遣社員を外部の存在として軽く扱うのではなく、むしろ正社員と同等、あるいはそれ以上に人間関係の配慮の必要性があると考え。太田（2003）の調査では、派遣社員で「すぐにも就業先を辞めたい」の項目に有意に負の相関があった項目は、「残業は負荷量がかからない程度である」（-.485）と「上司のサポート」（-.429）であったのに対し、正社員は、「同僚のサポート」（-.323）と、「仕事のやりがい」（-.300）であることが示されており、上司が仕事や個人的な悩みに対して親身になって聞いてあげる情緒的なソーシャルサポートがあるような職場環境に近づける配慮が必要であると考え。

このように、新たなる仕事への適応に関する事前の予防手段は、派遣元会社や派遣先会社の協力が不可欠であり、キャリア・コンサルタントは、派遣社員個人だけでなく、派遣社員が働く環境に対しても働きかけることで予測される不適応の可能性に対する予防や職場環境、職場集団の改善へのコンサルテーションを行い、組織の中では少数派である派遣社員（もちろん企業や部署によっては多数派であるケースもあるが）が最終的には生き生きと仕事ができるようなエンパワーメントされた状態にするコミュニティ・アプローチが必要であると考え。

以上、本研究は女性派遣社員と女性正社員の価値観、就労意識、生活設計、就労評価の現状の比較を行うことで派遣社員の特徴をより明確にし、その結果から得られた正社員と派遣社員の違いを踏まえて、「意思決定」支援、「新たなる仕事への適応」支援の側面から派遣社員という雇用形態を視野にいれている相談者に対してキャリア・コンサルタントがより有効に支援できる枠組みの提言を行った。

本研究の成果は、キャリア・コンサルタントが相談者の職業選択時や派遣元会社及び派遣先会社に対するコンサルテーションの場面で活用できる意味において有意義なものであるといえる。

尚、今後の課題としては、木村（2002）の指摘のように、派遣社員を活用した場合に、機密事項の漏洩や、職場の一体感の低下という問題をどう扱うのか、あるいは技能蓄積の流出の問題をどう扱うのか、という職場集団や組織の視点として捉えた場合の問題があり、今後、派遣先企業のヒアリングやアンケート調査を通じて、派遣社員個人の視点だけではなく、職場集団や組織の視点も含めた全体的な視点で捉えていく必要性があると考え。

また、本調査ではデータ数が少なかったため、信頼性が低いことは否めない。

今後、これらの反省点を踏まえて、引き続き派遣社員の研究をしていきたいと考えている。

引用文献

- 阿部正浩、奥西好夫、小滝一彦、神谷隆之、玄田有史、中窪裕也、樋口美雄 2000 『調査研究報告書 No.132 労働力の非正社員化、外部化の構造とメカニズム』 日本労働研究機構
- 太田正伸 2004 『ライフキャリアという視点で捉えた派遣社員のキャリア意識と就労意識調査 正社員との比較から 目白大学 2003 年度修士論文』
- Feldman, D.C., Doeringhaus, H.I., & Turnley, W.H. 1995 Employee reactions to temporary jobs, *Journal of Managerial Issues*, 7, 127-141
- 二神枝保 1997 「コンティジェントワーカーの働き方」 『産業・組織心理学研究』, 13(1), 55-71
- 二神枝保 1998 「派遣人材の組織と仕事へのコミットメントー女性派遣社員をサンプルとしての探索的研究」 『日本経営学会誌』 No.2 千倉書房
- 二神枝保 2002 『人材流動化と個人の新しいかわり方 多賀出版
- 木村琢磨 2002 「非正社員・外部人材の活用と職場の諸問題」 『日本労働研究雑誌』 No505、27-38
- Lee, T.W.& Johnson, D.R., 1991 The Effects of work schedule and employment status on the organizational commitment and job satisfaction of full versus and
- Kraus, M. Brandeis., T., & Fox, S 1995 Work attitudes emotional responses of permanent, voluntary, and involuntary temporary-help employees: An exploratory study. *Applied psychology: An International*, 44 , 217-232
- 厚生労働省 2003 『労働者派遣事業報告集計結果』 厚生労働省
- 厚生労働省 2002 『キャリア・コンサルタント能力基準項目』
- 宮城まり子 2002 『キャリアカウンセリング』 駿河台出版社
- 日本産業カウンセリング協会 2000 『産業カウンセリングハンドブック』 金子書房
- 日本産業カウンセラー協会 2003 『キャリア・コンサルタントーその理論と実務』
- リクルートワークス研究所 2001 『非典型雇用労働者調査 2001 全体就業形態別』リクルート
- リクルートワークス研究所 2001 『非典型雇用労働者調査 2001 派遣編』 リクルート
- リクルートワークス研究所 2000 『ワーキングパーソン調査 2000』 リクルート
- リクルートワークス研究所 2003 『Works 揺れる正社員 雇用の多様化と人材ポートフ

オリオ』 リクルート

生命保険文化センター 2000 『ワークスタイルの多様化と生活設計に関する調査 2000』

椿堂由紀 2003 『派遣労働者のキャリア規定要因 明治学院大学 2002 年度修士論文』

Von Hippel, C., Mangum, S.L., Greenbergur, D.B., Heneman, R.L., & Skoglund, J.D.

1997 Temporary employment: Can organizations and employees both win? *Academy of management Executive*, 11(1), 93-104

渡辺 三枝子 E.L. Herr 2001 『キャリアカウンセリング入門 人と仕事の橋渡し』

ナカニシヤ出版

参考文献

リクルートワークス研究所 2001 『非典型雇用労働者調査 2001 フリーター編』 リクルート

リクルートワークス研究所 2000 『Works キャリアカウンセリングの未来像』 リクルート

リクルートワークス研究所 2004『Works 揺れる正社員 雇用の多様化と人材ポートフォリオ』 リクルート

山本和郎 原祐視 箕口雅博 久田満 1995 『臨床・コミュニティ心理学』 ミネルヴァ書房

渡辺三枝子 2002 『新版カウンセリング心理学カウンセラーの専門性と責任性』 ナカニシヤ出版

第4章 NPOに参加する人々の背景要因の解明

松本 渉

1. 問題意識と課題

日本国内のNPO(nonprofit organization)関係者は、米国のNPOを模範としてNPOを設立・運営することが多い。この理由の一つには、米国のNPO活動の経済規模、組織としての財政規模の両方が、日本のそれを大きく上回っているということがある¹。しかし、NPOの活動については、自律的な成長軌道にのってほしいという外部者の期待も強いことから、財政規模を大きくすると同時に、組織力をつける必要も生じている(松本・高橋, 2002)。実際、成功しつつあるNPOのなかには、活動の中心人物が、米国のNPOで研鑽を積んで来た経験を踏まえ、組織としての運営することを経営理念としているところもある(松本, 2003)。このようなNPOの組織として運営を考えるにあたって、NPOの参加者がどのような背景を持っているかということ把握することは重要な事柄の一つと思われる。

NPO参加者の背景のうち、活動への参加動機については、民間非営利組織(NPO)の活動と労働行政に関する研究会(1998)や日本NPO学会NPO労働市場研究会(2002)が調査しているが、両者とも「活動内容への共感」や「社会や地域への貢献」といった事柄が上位となっている。また、小野(2002)は、後者のデータを用いて、参加モチベーションを消費と投資の2種類に分類し、それらに対する年齢や所得等の影響をプロビットモデルによって明らかにしている。上村(2002)も、後者の調査におけるNPO参加者の前歴のデータから、定年退職後の高齢者の雇用の受け皿となっていることを指摘し²、その上で、NPOの有給スタッフの就業関数について、Probit推定によって年齢やNPO以外による収入、通勤手当の有無などの影響を示している。桜井(2002)は、京都市内のNPOの参加者を調査し、因子分析を用いてボランティアの参加動機因子を抽出し、抽出された複数の動機因子と年齢や職業などの背景との関係を明らかにしている。

これらの先行研究においては、NPOやボランティアへの参加についての主要な動機や多数派となる経歴などは明確であるし、複数の参加動機を他の要因から説明すること(小野, 2002; 桜井, 2002)や無給か有給かの分化を参加者の背景要因から説明すること(上村, 2002)はできている。しかし、NPOの参加者と不参加者との比較ではないため、両者の違いがやや明確でなく、NPOに参加する動機ときっかけの説明としてやや十分ではない。また、NPOに参加しなければ社会貢献ができないわけではないので、NPOへ参加する説明としては社会貢献意欲のほかには何が加わったのかも明らかにする必要がある。

この点、跡田・福重(2000)は、住民台帳を用いた社会調査データをもとにプロビットモ

デルを用いて中高年のボランティア活動の参加確率の要因分析をしているので、参加と不参加の対比が明瞭であるし、参加者の特性に加えて本人の通院経験というきっかけも考慮されている。その結果、学歴の高さや経済的要因³が参加を促す要因として示されているが、対象地域が限定されている上、地域によって有意な結果にばらつきがあり、また介護や通院の経験など医療関係に限定した分析となっている。

そこで本稿では、日本全国を対象とする社会調査データを用いて、NPOへの参加者と不参加者に分類した分析を行うこととするが、特に、動機づけに関わるような内面的特性と就労地位や経済状況などを反映した外面的特性の両面から、日本のNPO参加者の背景構造について精緻に解明していくこととする。これが第一の目的である。

第二の目的は、第一の目的と関係するが、社会貢献に対する意欲などといった利他的な動機を、NPOに参加する以外の方法で実現させる場合についても検討する。つまり、NPOに参加する以外の社会貢献の形についても分析して、社会貢献の表出の仕方の違いについての対比的説明を試みる⁴。なぜなら、NPOに参加する人の動機には何らかの社会貢献意欲があるとしても、それがどうしてNPOという組織に明確に所属する形をとるのかということは、必ずしも明確ではないからである。

第三の目的は、NPOへの参加と不参加を分けるような背景要因に関する基本的枠組みを踏まえて、NPOへの参加を促すような背景的な社会状況についても考察していくことである。特に、常時雇用の従事者における就業状況などについて触れ、単なる動機づけを規定するパーソナリティや個人のおかれている状況ではなく、今日に至ってNPO活動が盛んになってきたことの社会的な背景要因とも言えるものを明らかにする。具体的には、NPOへの参加には、労働市場における流動性が、職場と従業員との関わりを弱くし、そのような組織との関係性の変化の延長上にNPOへの参加という動きかがある可能性を指摘する。

最後に、ここでの分析結果と考察を踏まえて、NPOが組織としての成長することの可能性についても、若干の議論を行う。

2. 日本版総合社会調査(JGSS)の利用

本稿では、大阪商業大学比較地域研究所が、東京大学社会科学研究所と共同で実施している「生活と意識に関する国際比較調査」(日本版 General Social surveys, JGSS)の個票データを分析に用いる。この調査は、すでに第3回分まで実施・集計・公開の全てがなされており⁵、第1回 JGSS2000については回収率 64.9%で有効回収数 2893 ケース、第2回 JGSS2001については回収率 62.4%で有効回収数 2790 ケース、第3回 JGSS2002については回収率 59.6%で 2953 ケース⁶が標本として計上されている。この論文では、主とし

て第2回本調査 JGSS2001 を題材として分析するが、必要に応じて第1回本調査 JGSS2000 の分析結果も比較に用いる⁷。

表 1 NPO の参加者の定義

組織への所属：ボランティアのグループ と 組織への所属：市民運動のグループ のクロス表

JGSS2000-Q30D		組織への所属：市民運動のグループ			合計
JGSS2000-Q30C		はい	いいえ	無回答	
組織への所属：ボラ ンティアのグループ	はい	37	184	6	227
	いいえ	43	2597	3	2643
	無回答	0	3	20	23
合計		80	2784	29	2893

JGSS2000におけるNPOへの参加状況

		度数	パーセント	有効パーセント	累積パーセント
有効	はい	270	9.3	9.4	9.4
	いいえ	2597	89.8	90.6	100.0
	合計	2867	99.1	100.0	
欠損値	システム欠損値	26	.9		
	合計	2893	100.0		

組織への所属：ボランティアのグループ と 組織への所属：市民運動のグループ のクロス表

JGSS2001-Q29D		組織への所属：市民運動のグループ			合計
JGSS2001-Q29C		はい	いいえ	無回答	
組織への所属：ボラ ンティアのグループ	はい	32	194	3	229
	いいえ	39	2475	3	2517
	無回答	2	6	36	44
合計		73	2675	42	2790

JGSS2001におけるNPOへの参加状況

		度数	パーセント	有効パーセント	累積パーセント
有効	あり	270	9.7	9.8	9.8
	なし	2475	88.7	90.2	100.0
	合計	2745	98.4	100.0	
欠損値	システム欠損値	45	1.6		
	合計	2790	100.0		

この日本版総合社会調査(JGSS)では、「面接調査票」と「留置調査票」の2種類の調査票が用いられているが、この分析では、「留置調査票 Q29 組織への所属」で、C ボランティアのグループ、D 市民運動・消費者運動のグループに「1.はい」と回答しているオブザーベーションを NPO へ参加しているものと定義する⁸。

したがって、この分析では、NPO 参加者の定義は、「ボランティアのグループまたは市民運動のグループに所属」していることとなる。厳密には、どのような形態で所属している

のかは分からず，組織に所属していると言っても，単に団体の会員になる場合も考えられる。しかし，「留置調査票」でわざわざ回答していることを考慮すると，日常的な実感として所属していることであると推測される。だとすれば，単に団体の会員として所属しているよりも，ボランティアや職員として，あるいは代表などの経営陣として，相当程度コミットメントをして参加していると考えても差し支えないと考えられる。

なお，本格的な分析の前に，分析の精度を高めるための確認作業も行っているのもそれについても補足しておく。まず，性別のような基本的な変数の影響の確認である。これについては，クロス集計を行ったが，男女の間で NPO への参加に有意な違いはなかった。

表 2 NPO の参加者と性別の関係

NPO 参加	性別		
	男	女	計
はい	115 42.59%	155 57.41%	270 100%
いいえ	1190 45.82%	1407 54.18%	2597 100%
計	1305	1562	2867

$\chi^2 = 1.029$, $p=0.310$, Cramer's $V=-0.019$

NPO 参加	性別		
	男	女	計
はい	117 43.33%	153 56.67%	270 100%
いいえ	1147 46.34%	1328 53.66%	2475 100%
計	1264	1481	2745

$\chi^2 = 0.888$, $p=0.346$, Cramer's $V=-0.018$

表 3 団体職員等と NPO 参加者 (JGSS2001)

NPO への参加	その他の法人・団体の役員	会社・団体等の管理職員
はい	1	2
いいえ	0	22

第二に，NPO を本業とする人が，団体職員に混じった重複データがあって，分析の結果に歪みをあたえる危険性の確認である。そのような重複を除き，本業でない NPO 参加者に絞ることも考えたが，解読しにくいし，表 3 のようにわずかなので無視することとした。

3. NPO 参加を促す要因として考えられる項目

上記の確認作業の結果を踏まえ、今度は、先行研究なども参考にしながら、NPO の参加を促すような背景的要因として不自然でないものを一通り抽出していく。通常想定されるような項目を用いて「NPO に参加する」という現象を引き起こす背景的要因としての説明力を確認するためである。

(1) 仕事意識(仕事本質志向指標：12 点満点，雇用環境志向指標：12 点満点)

問 13「ここにあげる仕事に関する項目は、あなたにとってどの程度重要であると考えますか」という質問では、表 4にあるような (a)～(j)の全ての項目について 5 段階の重要度で回答を得ている。この回答状況について、主成分分析を施すと、JGSS2001 であれば、各固有値が、第 1 主成分で 3.529(35.285%)，第 2 主成分で 1.295(12.946%)，第 3 主成分で 1.117(11.175%)という結果になった⁹。JGSS2001 だけでなく、JGSS2001 の場合も含めて、各主成分の主成分得点係数行列を示すと表 4 のようになる¹⁰。

表 4 仕事に関する意識 10 項目についての主成分得点係数行列

JGSS2001 の場合

仕事上で重要視する項目か	第1主成分	第2主成分	第3主成分
(a)雇用の安定	.153	<u>.358</u>	-.062
(b)収入	.141	<u>.493</u>	.192
(c)昇進機会	.145	<u>.391</u>	.034
(d)興味ある仕事	<u>.192</u>	-.001	-.042
(e)仕事の独立性	.155	-.108	<u>.431</u>
(f)人のためになる仕事	<u>.201</u>	-.244	-.350
(g)社会的有益性	<u>.199</u>	-.200	<u>-.396</u>
(h)時間的自由	.131	<u>-.294</u>	<u>.573</u>
(i)家庭との両立	.164	-.224	.158
(j)教育・訓練の機会	<u>.184</u>	-.001	-.181
固有値(寄与率)	3.529(35.285%)	1.295(12.946%)	1.117 (11.175%)
JGSS2001	仕事本質志向	雇用環境志向	

JGSS2000の場合

仕事上で重要視する項目が	第1主成分	第2主成分	第3主成分
(a)雇用の安定	.141	<u>.393</u>	.048
(b)収入	.143	<u>.416</u>	.337
(c)昇進機会	.142	<u>.371</u>	.147
(d)興味ある仕事	<u>.208</u>	-.039	-.065
(e)仕事の独立性	.148	-.258	<u>.370</u>
(f)人のためになる仕事	<u>.219</u>	-.164	<u>-.385</u>
(g)社会的有益性	<u>.223</u>	-.076	<u>-.429</u>
(h)時間的自由	.137	<u>-.349</u>	<u>.501</u>
(i)家庭との両立	.160	-.215	.144
(j)教育・訓練の機会	<u>.199</u>	.072	-.147
固有値(寄与率)	3.252(32.518%)	1.352(13.525%)	1.105(11.053%)
JGSS2000	仕事本質志向	雇用環境志向	

注:各主成分における絶対値が上位3つについては下線を施してある。

第1主成分の上位三項目である(f),(g),(d)と第2主成分の上位三項目である(b),(c),(a)それぞれについてだけ主成分分析を行って第1主成分をみると,固有ベクトルがそれぞれ,(d, f, g)=(0.344, 0.431, 0.432), (a, b, c)=(0.430, 0.478, 0.406)となり,各項目の標準偏差を考慮しても,重み係数のバランスがいいので,各3項目をそのまま加算して得点化しても問題がない。

表 5 仕事に関する意識 6 項目の記述統計量¹¹

JGSS2000 の場合

JGSS2001	度数	最小値	最大値	平均値	標準偏差
雇用の安定重視	2782	1.00	5.00	4.4026	.75972
収入重視	2780	1.00	5.00	3.8701	.87427
昇進機会の重視	2775	1.00	5.00	3.0746	1.00244
仕事の興味重視	2772	1.00	5.00	4.0505	.82564
利他性重視	2771	1.00	5.00	3.7514	.82245
社会的有益重視	2765	1.00	5.00	3.8231	.81291

注:重視するほど得点が高くなるように,原データを調整済み

JGSS2000 の場合

JGSS2000	度数	最小値	最大値	平均値	標準偏差
雇用の安定重視	2843	1	5	1.59	.701
収入重視	2845	1	5	2.08	.837
昇進機会の重視	2804	1	5	2.92	.997
仕事の興味重視	2833	1	5	1.95	.799
利他性重視	2818	1	5	2.24	.833
社会的有益重視	2811	1	5	2.16	.810

注:重視するほど得点が高くなるように,原データを調整済み

そこで、第 1 主成分の上位 3 項目を加算して得点化したものを「仕事本質志向」、第 2 主成分の上位 3 項目を加算して得点化したものを「雇用環境志向」という指標にする。この 2 つの指標は、その傾向が強ければ強いほど高い得点を示し、最大で 12 点となり、最低で 0 点となるように設定されたものである。

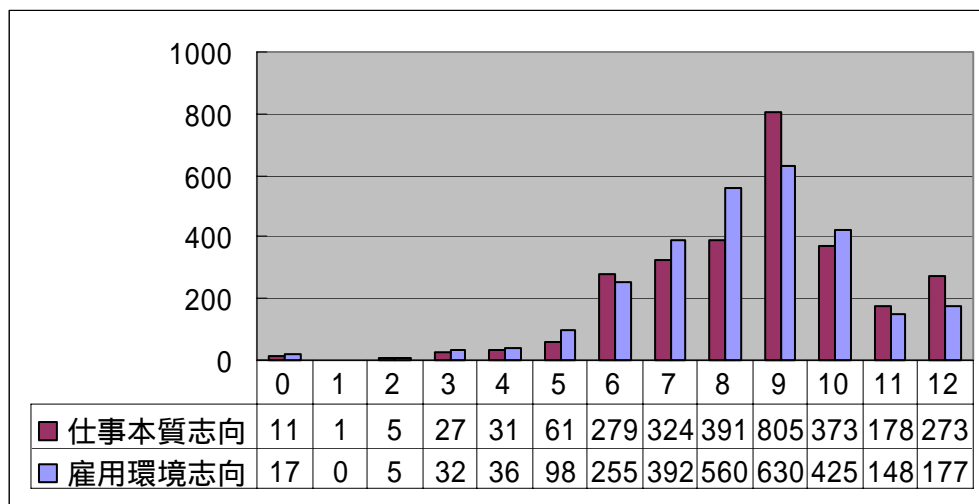


図 1 仕事本質志向と雇用環境志向(JGSS2001)

この仕事本質志向指標は、仕事の内容への共感、利他心といった動機を集約したものであり、ちょうど NPO で活動を行う主要な動機として考えられるものと共通している¹²。

(2) 生活ゆとり指標(16 点満点)

NPO に参加するスタイルは、調査の設計上、本業とは別に行うものであり、原則として NPO の参加によって収入を得ることを前提としていない。そのため、ある程度生活に余裕があるか、少なくとも本業などで十分に生活を維持していける必要がある。

そのような生計に関連する質問項目としては、JGSS2001 では、「問 1(23)本人年収」「問 11(9)配偶者年収」「問 33 世帯全体の年収」(全て昨年 1 年間の税引き前収入が対象)の 3 つがあるが、このような場合世帯全体でなければ意味が無い。しかし、世帯全体の年収の回答については、「回答したくない」が 11.5%、「わからない」が 21.5%、「無回答」が 0.9% となり、欠損値扱いにすべきデータが 33.9%にもものぼってしまう。

実は、このような経済的要因について、跡田・福重(2000)では、ボランティア活動などの参加に対する経済的余裕自体は、促進させる効果がある可能性が論じられている。しかし、多くの先行研究では、機会費用の損失が大きくなることから、賃金率など本人の所得

とは、負の相関がある要因とされている(山内, 1997; 跡田・福重, 2000)。しかも、実際に NPO に参加するかどうかという行動を決定づけるのは、実際の世帯年収よりも、家計状態も含めた生活状態全般についての満足度の方が、影響すると考えられる。

こう考えるのは、一つには、実際の世帯年収とそのレベルの認識には若干の違いがあり、さらに世帯年収のレベルに対する自らの認識と家計状態についての満足度の間にも、次の図のような間接的な関係性があることがあげられる。つまり、世帯年収が直接人々の NPO の参加への有無を決定づけるのではなく、現実の世帯収入金額に基づき、主観で以って自らの世帯の年収レベルを認識し、その認識に基づいて自らの家計満足が決定し、その満足度が NPO に参加するかどうかに影響すると考えられるのである。

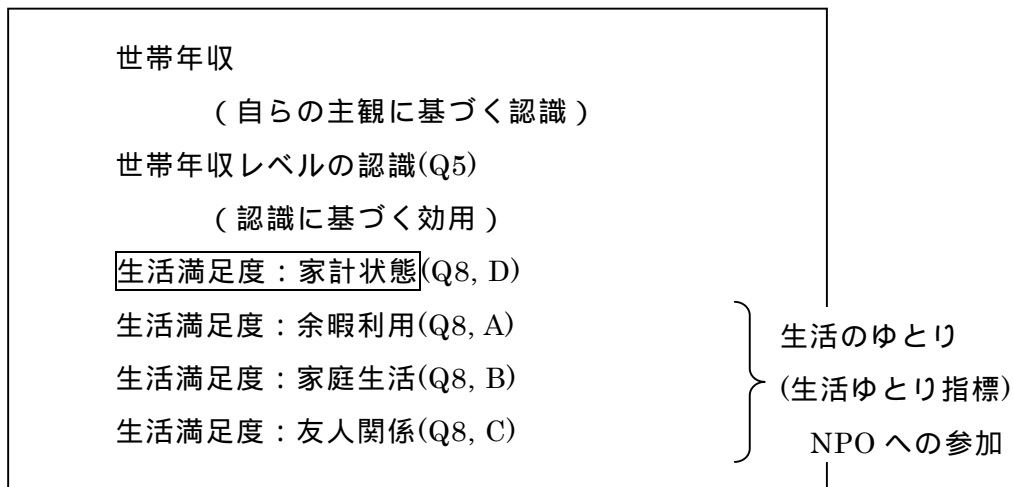
JGSS では世帯年収レベルの認識についても「Q5 世間一般と比べて、あなたの世帯年収はどれくらいですか」「1 平均よりかなり少ない 2 平均より少ない 3 ほぼ平均 4 平均より多い 5 平均よりかなり多い」という質問がなされているが、上記の理由から「Q8 生活面に関する以下の項目について、あなたはどのくらい満足していますか」(5段階評価)という満足度に関する質問の結果を用いるほうが良いであろう。

ところで、ここまで家計の状態に関連する事柄だけ述べてきた。実は、Q8 の満足度に関する質問については、A 居住地域、B 余暇利用、C 家庭生活、D 家計状態、E 友人関係、F 健康状態の 6 つに分けて 5 段階の満足度を質問していた。家計状態でなく、その他の生活面に関する満足度も合わせて、どれくらい生活にゆとりがあるかを踏まえた方がよりの確であろう。そこで、これらの質問項目の満足度に関する回答を集約して新しい指標、生活ゆとり指標を作成する(図 2)。

ただし、A 住んでいる地域と F 健康状態を除いた 4 項目を合計した得点指標を生活のゆとり指標とする。というのも、この両者は、満足・不満足の両方について、NPO へ参加するという行動と相関があると考えられるからである。つまり、前者については、住んでいる地域への不満から NPO 活動へつながりうるが、NPO 活動に参加できないことが地域への不満になりうるし、後者については、公害など健康への不満要因が環境問題に取り組むきっかけになる一方で、ある程度健康だから NPO 活動ができるという面があるからである。また、主成分分析をこの 4 項目についてのみ行った場合は、B, C, D, E の順に固有ベクトルが(0.326, 0.342, 0.297, 0.305)となり、それぞれの標準偏差が 1.011, 1.012, 1.073, 0.983 であることを考慮しても重み係数のバランスが良い。

そこで、B, C, D, E の 4 項目についてのみ加算して、得点化した指標を作成する。これらの生活満足度の各指標は、もともとは <満足←1,2,3,4,5→不満> の順だったが、生活のゆとり指標では、逆に、<満足←4,3,2,1,0→不満> という風に、満足の場合を高く、不満の場合を低くなるようにした上で、それらの得点を合計し、合計得点が最大で 16、最小で 0 となるようにした。

図 2 生活ゆとり指標



(3) 政治や政策に対する関心について(政治・政策関心度指標 0...17, 支持政党表明ダミー変数, 政権担当能力政党表明ダミー変数)

政治や政策に対する関心は、社会貢献に対する意欲をある程度かかわりがあるはずである。いわゆる利他的動機と厳密には異なるが、このような関心が強ければ、NPO に参加すると考えられる。そして、その関心の強さは何らかの政治や政策に対する意見の表明という形をとると思われる。したがって、Hirschman (1970) の言い方を借りれば、政治や政策に対して、Exit せずに、Voice しようとするかによって、自らのロイヤルティーの程度が推測できるはずである。具体的には、次の3つの項目(a) - (c)について注目する。

(a)支持政党について意見を明示するかどうか。

問 15 の支持政党の質問について、次のように 1 と 2 に区分する。

1. 何らかの支持政党を表明した場合：
1 自民党, 2 民主党, 3 公明党, 4 自由党, 5 共産党, 6 社民党, 7 保守党, 8 その他の政党
0. 上記以外の場合：
9 特に支持する政党はない, 10 わからない, 99 無回答の場合

政治への関心が高い人が何らかの支持政党を明らかにするとは限らないが、何らかの支持政党を表明した人はある程度政治への関心がある可能性がある。そこで、上記のような区分方法によって、支持政党表明ダミー変数を用意する。

(b)政権担当能力のあると思う政党が明示的にあるかどうか。

問 16 の政権担当能力のある政党はどれかについて、次のように 1 と 0 に区分する。

1. いずれかの政党を明言した場合	
1 自民党, 2 民主党, 3 公明党, 4 自由党, 5 共産党, 6 社民党, 7 保守党, 8 その他の政党	
0. ない,あるいは明言しなかった場合(上記以外)	
9 そのような政党はない, 10 わからない, いずれも選択していない	

政治への関心が高い人が何らかの政権担当能力政党を明らかにするとは限らないが、何らかの政権担当能力政党を表明した人は、政治への関心がある可能性がある。そこで、この基準によって、政権担当能力政党表明ダミー変数を用意する。

(c)政治や政策に対する関心度(政治・政策関心度指標 0...17)

(a),(b)が政党を通じた政治に対する関心度の目安だったのに対し、これは政治と政策に対する両方の関心度を扱う。

まず、「Q21 次に国民と選挙や政治とのかかわりについての意見があげてあります。A-D それぞれについて、あなたのお気持ちに近いものを 1 つあげてください。」を用いて、市民の政治に対する参加志向を見る。この質問は、「A 自分のようなふつうの市民には、政府のすることに対して、それを左右する力はない」「B 政治や政府は複雑なので、自分には何をやっているのかよく理解できない」「C 選挙では大勢の人々が投票するのだから、自分一人くらい投票しなくてもかまわない」「D 国会議員は、大ざっぱに言って、当選したらすぐ国民のことを考えなくなる」の 4 つについて、それぞれ「1 賛成, 2 どちらかといえば賛成, 3 どちらかといえば反対, 4 反対」を選択するものである。このうち、D については、国会議員に対する信頼度のような項目であり、政治参加の意識を問う他の 3 つとはかなり性格が異なるので除外する。さらに、A, B, C の結果だけを用いて、主成分分析を行うと、第 1 主成分だけで 57.283% の説明力を示し、その第 1 主成分について固有ベクトルをみると、(A,B,C)=(0.472,0.477,0.363)となり、重み係数についてのバランスの良さが期待できる。そこで、単純加算して得点化して「市民の政治参加志向」(0...9)という 9 点満点の指標を作成する。

次に、「Q22 下の政府の支出について、あなたはどのように思いますか」の質問において、「A 環境問題, B 犯罪の取締, C 教育, D 安全保障, E 海外援助, F 道路河川などの土木事業, G 社会保障・年金, H 雇用・失業対策」までの 8 項目それぞれについての回答の仕方を、

次のように 1 と 0 に区分する。

1. 意見を表明している。	(1 多すぎる, 2 適当, 3 少なすぎる)
0. 意見を表明していない。	(4 わからない, 9 無回答)

表 6 政府の支出に関する意見についての主成分得点係数行列

JGSS2001	第1主成分
環境財政意見表明	.155
犯罪取締財政意見表明	.153
教育財政意見表明	.163
国防財政意見表明	.157
援助財政意見表明	.155
公共事業意見表明	.160
社会保障財政意見表明	.153
雇用財政意見表明	.148

そこで、ここでも 8 項目について主成分分析を行ってみると、第 1 主成分だけで 64% の説明力を有していたので、その主成分だけが抽出された。さらに各重み係数のバランスも良いと考えられるので、このまま単純加算して、財政意見表明指標(0...8)という変数を定義できる。ちなみに、先ほどの支持政党意見表明や、政権担当能力意見表明も混ぜて主成分分析を試みたが、同じ性格のものではなく別の主成分で反映されたのでこれらは一緒にしない。

最後に、作成された「市民の政治参加志向」と「財政意見表明指標」をさらに合算してきかないか検討する。前者は 9 点満点で、後者は 8 点満点とデータの性格がそもそも異なる。しかし、この 2 つだけで主成分分析を行うと、第 1 主成分だけで 61% の説明力となり、しかもこの場合の固有ベクトルの値が、ともに 0.640 となった。しかも、それぞれの標準偏差が 2.81392, 2.10422 であることを考えると、両者に対する重み係数は一定しているようなので、これらを合算しても問題はなさそうである。そこで、両方を足し合わせて、17 点満点の「政治・政策関心度指標」を作成する。

(4) 定年等退職者(ダミー変数)

	設問番号	JGSS での質問項目の趣旨	ダミー変数を定義する基準
(a)	問 4(1)	先週のあなたはこの中のどれにあたりますか。(不労の理由)	2.(イ)定年などで仕事をやめた
(b)	問 5(4)	離職理由	1.定年など退職する年齢になった 2.早期退職を選んだ
(c)	問 8(1)	現在の収入が年金	1.選択と 0.非選択・8.非該当に分ける

定年退職者は、他に専念すべき仕事があるわけではないので、時間的に余裕がある。そのため、NPOに参加して活動をしやすいものと考えられた。実際、現地の調査でもそのような立場でNPOに参加している人を良く見かけるし、クロス集計の段階でも高年齢層の参加比率の高さがうかがえた。そこでこのような人々を識別する「定年等退職者」というダミー変数を設定する。また、このような変数の代わりに、年齢を用いることも考えられたが、分析の過程で年齢とこの変数は相関が高すぎて同時に用いにくいこと、また年齢よりもこの変数の方が説明力の強いことが予想されたので、年齢を変数として用いない。

そこで、(a)または(b)に該当する者、あるいはそれ以外で不就労の理由が結婚、出産・育児でない者で、かつ(c)を選択した者を「定年などの退職者」と定義した。なお、問5(4)で「3.早期退職をさせられた」を選択し、問4(1)で「2.(イ)定年などで仕事をやめた」を選ばないというのは、通常失業と考えられるので、そのような消極的な早期退職は定年退職者とはみなさなかった。

(5) 家事従事既婚者(ダミー変数)

不就労の人の場合で、「問4(1)不就労の理由」が「4.主に家事をしている(657)」又は「問5(4)離職理由」が「11.結婚したため(149)」に該当する者のうち、なおかつ「問10結婚状況」が1.既婚(有配偶)又は2.既婚(死離別)に該当する者を「家事従事既婚者」と定義した。NPOに参加するという時間的余裕があると考えられるために考慮することとした。

(6) 経営者・自営業者(ダミー変数)

現在、経営者・自営業者の就労地位にある者は、業務との関連性、就業時間の融通利用可能性などの理由から、通常NPOへの参加可能性が高いと考えられる。そこで、問1(4)の就労地位を問う質問で1.経営者・役員もしくは10.自営業者・自由業者のいずれかを選択した場合に、経営者・自営業者というダミー変数を設定する¹³。

また、業種との関連性については、問1(5)もしくは問1(10)のいずれかにおいて、「140医療・福祉サービス業」「150教育・研究サービス業」のどちらかを選択した場合、選択される「NPO関連業種」というダミー変数を用意した。

表 7 関連業種と NPO への参加

関連業種かどうか		NPO への参加		合計
		あり	なし	
非関連業種	度数	240	2319	2559
	%	9.40%	90.60%	100.00%
関連業種	度数	30	156	186
	%	16.10%	83.90%	100.00%
合計	度数	270	2475	2745
	%	9.80%	90.20%	100.00%

その点,上記のクロス集計に見られるように,NPOへの参加の有無との関連性が見られたが,分析の過程で「NPO 関連業種」は,仕事本質志向指標との相関が高いことが明らかになってきた。例えば,NPO 関連業種について仕事本質志向指標を説明変数として判別分析を行っても,70.4%もの確率で正しく判別することができたのである。

(7) 連帯について(兄弟姉妹合計人数,友人つきあい適度さ,組織所属志向,ダミー変数)

「問 24,兄弟姉妹の人数合計」,「Q18B,友人との会食や集まり」については,このようにつながりがきっかけになる可能性も考えられるので,兄弟姉妹の人数(本人含む)が 3 人以下か 4 人以上か,友人との会食頻度が適度か(「3. 週に 1 回程度」から「4. 月に 1 回程度」)どうかについて,それぞれダミー変数(兄弟姉妹合計人数ダミー,友人付き合い適度さダミー)を用意する¹⁴。

また,「Q29 あなたは,次にあげる会や組織に入っていますか」という質問については,A 政治関係の団体や会,B 業界団体・同業者団体,C ボランティアのグループ,D 市民運動・消費者のグループ,E 宗教の団体や会,F スポーツ関係のグループやクラブの 7 つについて質問があるが,これら組織への所属 7 変数については,主成分分析を行うと,第 1 主成分で 組織に所属することを好むという共通因子のようなものが見出された。そこで,NPO を定義するとき用いた「C ボランティアのグループ」,「D 市民活動・消費者のグループ」以外の他の 5 団体のどれかの組織に所属しているかどうかの「あり・なし」を用いて組織所属志向というダミー変数を定義した¹⁵。これによって,何らかの組織に所属しようという意欲・性向を反映させようというわけである。

(8) 学歴と知性（高卒以上ダミー，一定水準以上の知性）

高卒以上ダミー	旧制	新制
0	1 旧制尋常小学校 2 旧制高等小学校	8 新制中学校
1	3 旧制中学校・高等女学校 4 旧制実業学校 5 旧制師範学校 6 旧制高校・旧制専門学校・高等師範学校 7 旧制大学・旧制大学院	9 新制高校 10 新制短大・高専 11 新制大学 12 新制大学院

NPO の活動は，自治体などに代わって新たな社会の担い手として，積極的に地域の事業を手がけるようになりつつある。それは極めて地域の公共政策的な判断を要するものもあり，一定の学力・知的水準は必要とされるのが普通である。

その点，学歴も重要な目安となるはずであるので，上記の表のような基準で，本人の最終学校の質問をもとに分類し，高卒以上ダミーを作成した。ただし，学歴については，旧制と新制でかなり NPO への参加比率に違いがでていた。そのため，学歴については，無相関とは思えないものの，年齢によって左右される部分が大きく，判別しにくい。

そこで，最終学校については問わないことにし，「問 31，中学 3 年生の頃(戦前の場合は，尋常小学校，国民学校)の成績」で代替したいと思う。これは，概ねその頃成績が，「4. やや上の方」もしくは「5. 上の方」であれば，その後の進学の可能性も高いと思われるからである。仮にそうでなくても，現在でもある程度の学力を期待できる人々が多いだろう。また，「Q2. 1 ヶ月の読書冊数」は半数近くの人「1. ほとんど読まない」と答えているので，1 冊程度でも読むというのは参考になる目安だと思われる。なお，「Q1. 新聞を読む頻度」というのも一見参考になりそうだが，どのような新聞の性質か良く分からないし，2745 人中 2096 人ものがほぼ毎日読むと答えており，違いを見出すのに適切とは思われない。また，オンライン化で紙媒体の新聞を読まない人も珍しくないで，必ずしも知的水準を反映するとは思えない。

そこで「一定以上の知性」を反映させる基準として，< 「問 31，中学 3 年生の頃(戦前の場合は，尋常小学校，国民学校)の成績」が，「4. やや上の方」もしくは「5. 上の方」であると答えられること > ，あるいは，< 「Q2. 1 ヶ月の読書冊数」を「1-4. 1 冊以上読む」と答えられること > 場合を，「1. あり」とし，< 「問 31，中学 3 年生の頃(戦前の場合は，尋常小学校，国民学校)の成績」が，「1-3. 中ぐらい以下」あるいは「6. 回答したくない」(答えられないような成績は良くないとみなす) > ，かつ，< 「Q2. 1 ヶ月の読書冊数」を「0. ほとんど読まない」 > 場合を「0. なし」と定義する。なお，それ以外の場合< 「問 31，中学 3 年生の頃(戦前の場合は，尋常小学校，国民学校)の成績」が，「7. わからない」あ

るいは「9. 無回答」>で、かつ<「Q2. 1ヶ月の読書冊数」を「9. 無回答」>についても、自分の子供の頃の相対的位置付けと読書頻度を把握していない事実から能力不足と判断し、欠損扱いとせずに「0. なし」とみなした。

(9) 異文化コミュニケーション(外国人への寛容性, ダミー変数)

異文化交流の観点で外国人を受け入れることについて寛容であるかどうかについての影響も確認したい。在日外国人を支援する団体などの活躍も反映するためでもあるが、異なる価値観をひとまず受け入れるという度量があるということは、他の分野の NPO でも重要なことであるはずである。

その点、そのような寛容さは、「Q36. 外国人増加の賛否」に対し賛成し、それを表明するだろうし、「Q37-1, 外国人と挨拶をしたことがある」だろうし、自分の任意で参加する「Q37-4, サークルや地域で一緒に活動したことがあるだろう」し、人によっては、「Q37-5, 食事に招待したり, されたりしたことがある」ほど, 親密な関係になるだろうし、「Q37-6, 自分の家に泊めたり, とまりに行ったことがある」と考えられるのである。

しかし、単に「Q37-2, 一緒に働いたことがある」とか「Q37-3, 学校で一緒に勉強したことがある」というのは、一緒に組織に所属していただけという可能性もあり、寛容さを反映したというにはやや弱い。もし、職場や学校が一緒だったけど、一度も話したことがないという場合もありうる。単に話す機会が無かっただけかもしれないが、排他的な人だったかもしれない。

さらに、「Q37-7 自分または家族や親戚が、日本に住んでいるか外国人と結婚している」というのも様々な可能性がある。自分が結婚していた場合は、かなり寛容かもしれないが、この事実だけでは、外国人と結婚した親戚がいて、それがきっかけでその親戚と仲が悪くなった人も混じっている可能性もある。またもともと血縁だというような場合には、異文化交流というよりは、日本人と〇〇人の混血という事実がその人自身が生まれ育った文化である。

そこで、「外国人への寛容性」をあらわすダミー変数を次のように設定する。これは、「Q36. 外国人増加の賛否」に「1 賛成」、あるいは Q37-1, Q37-4, Q37-5, Q37-6 のうちいずれかを「1 選択」していれば「1 あり」、Q36. 外国人増加の賛否」に「2 反対」し、かつ、一つも選択していなければ「0 なし」とする。「Q36. 外国人増加の賛否」に「9 無回答」でかつ、一つも「0 非選択」であっても、はっきり「1 賛成」の意思表示をできなかったので、欠損値扱いとしないで「0 なし」となる。

(10) 説明変数の選択

ここまで説明変数として用いられる可能性があるものを作成してきた。用意した全ての説明変数を分類，列挙すると表 8 のようになる。

表 8 用意された説明変数

変数名	
指標	(1) 仕事本質志向指標，雇用環境志向指標 (2) 生活ゆとり指標 (3) 政治政策・関心度指標
ダミー変数	(3) 支持政党表明ダミー，政権担当能力政党表明ダミー (4) 定年等退職者ダミー (5) 家事従事既婚者ダミー (6) 経営者・自営業者ダミー (7) 兄弟姉妹合計人数ダミー，友人つきあい適度さ，組織所属志向ダミー (8) 高卒以上ダミー，一定水準以上の知性 (9) 外国人への寛容さダミー

このうち雇用環境指標は，NPO への参加を促す要因として考えにくいことから，また政権担当能力政党表明ダミーについては，支持政党表明ダミーと相関が高く，後者でほぼ代替できるのと多重共線性をさけるという統計上の理由から用いないこととした。さらに高卒以上ダミーなど学歴については，世代によって事情が異なるためにあてにならないと考え，知的水準を一般的に表現する一定以上の知性ダミーを用いることでとどめた。それ以外の変数を，NPO の参加を促す説明変数の候補とみなして，まとめたものが表 9 である。

表 9 主要な説明変数と作成方法

変数名	形式	変数の作成方法他
仕事本質志向指標	0-12	仕事上の重要性が，自分の興味，人のため，社会的有益性にあるか
政治・政策関心度指標	0-17	政治への関心があり，財政政策に何らかの明確な意見があるか
生活ゆとり指標	0-16	生活満足度(余暇利用，家庭生活，家計状態，友人関係)の合計
定年等退職者	ダミー	定年退職者，自発的な早期退職者，年金受給者のどれかに該当
家事従事既婚者	ダミー	主な仕事家事，又は結婚を理由に離職し現在も不労の者
経営者・自営業者	ダミー	就労地位が経営者・役員または自営業者・自由業者
支持政党表明	ダミー	何らかの支持政党を表明したかどうか
兄弟姉妹合計人数	ダミー	本人を含む兄弟姉妹人数が 4 人以上かどうか
友人つきあい適度さ	ダミー	友人との会食が週 1 から月 1 程度の頻度かどうか
組織所属志向	ダミー	政治，業界，宗教，スポーツ，趣味など，何かの団体に所属
外国人への寛容さ	ダミー	外国人増加に賛成表明，又は外国人と何らかの自発的な交流がある
一定水準以上の知性	ダミー	1 ヶ月の読書 1 冊以上，又は中 3 時の成績をやや上以上と回答

なお，上記の説明変数は，内面的特性と外面的特性の 2 軸 5 系統に区分できる要因を反映しているが，複数の事情を反映させた説明変数もある。

表 10 説明変数の内容面からの分類

「内面的特性」	「外面的特性」
1) 社会貢献的な意欲や利他心を反映：仕事本質志向指標，政治・政策関心度指標 4) 状況要因（参加のきっかけ）：兄弟姉妹合計人数，友人つきあい適度さ，組織所属志向 5) 1) 以外のパーソナリティ：組織所属志向，外国人への寛容さ，一定水準以上の知性	2) 時間的・金銭的な面での融通性：生活ゆとり指標，定年等退職者，家事従事既婚者，経営者・自営業者 3) 本業との関連性：経営者・自営業者

4. ロジスティック回帰分析とは

参加の要因として考えられる説明変数を用いて、「NPO への参加」を促進させる要因かどうかを検証する作業を行うが、その場合「NPO への参加有無」を被説明変数とするロジスティック回帰分析を用いる。そこで、ここでは、その結果について論じるに先立ち、その分析手法について一通り整理しておく。

ロジスティック回帰分析のモデルは、被説明変数となっている現象の発生する確率 p を、その現象の生起に影響を及ぼすと考えられる説明変数群 $x = (x_1, x_2, \dots, x_r)$ で説明しようとするモデルである。ここでは、「NPO へ参加する」や「ドナーカードを所持する」という状態が生起する確率を説明することになる。

この回帰分析のモデルでは、目的変数 p に対して、

$$\log \frac{p}{1-p} = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_3 + \dots + \beta_r X_r$$

の回帰式が成立する¹⁶。

この左辺の $\frac{p}{1-p}$ をオッズ(Odds)とよび、さらに、説明変数が 1 単位増加することによりオッズが増加する度合いのことをオッズ比(Odds Ratio)とよぶ。

Scott(1997)にしたがって、オッズを $\Omega(\mathbf{x})$ で表すものとするとき、 $x = (x_1, x_2, \dots, x_r)$ にしたがう発生確率 $p(x)$ を用いて、

$$\ln \Omega(\mathbf{x}) = \ln \frac{p(\mathbf{x})}{1-p(\mathbf{x})} = \mathbf{x}\boldsymbol{\beta}$$

となる。ゆえに、ある説明変数で偏微分すると、

$$\frac{\partial \ln \Omega(\mathbf{x})}{\partial x_k} = \beta_k$$

となり、他の説明変数を全て一定にして、ある説明変数 x_k の値を変えた場合に、オッズの対数(logit)はその説明変数 x_k の係数 β_k に比例して変化する。したがって、逆に $\Omega(\mathbf{x})$ の対数をとれば、

$\Omega(\mathbf{x}) = \exp(\mathbf{x}\boldsymbol{\beta}) = \exp(\beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_k x_k) = \exp(\beta_0) \exp(\beta_1 x_1) \dots \exp(\beta_k x_k) = \Omega(\mathbf{x}, x_k)$
となるが、このときある説明変数 x_k について δ だけ増加させたとき、

$$\begin{aligned} \Omega(\mathbf{x}, x_k + \delta) &= \exp(\beta_0) \exp(\beta_1 x_1) \dots \exp(\beta_k (x_k + \delta)) \dots \exp(\beta_k x_k) \\ &= \exp(\beta_0) \exp(\beta_1 x_1) \dots \exp(\beta_k x_k) \exp(\beta_k \delta) \dots \exp(\beta_k x_k) \end{aligned}$$

となるから、説明変数を増加する前のオッズに対する後のオッズの比は、

$$\frac{\Omega(\mathbf{x}, x_k + \delta)}{\Omega(\mathbf{x}, x_k)} = \exp(\beta_k \delta)$$

となるが、この際、増加量 $\delta=1$ であれば、左辺がオッズ比となり、右辺の値から、オッ

ズ比は係数値の指数をとった値に一致することがわかる。

したがって、オッズ比は、ある説明変数が1単位増加した場合に、関心を持っている事象が発生することのオッズが何倍になるかがわかる。当該説明変数の係数が0と推定されていれば、オッズ比は1に一致する。オッズ比が1より大きくなればなるほど事象の発生確率が上がり、逆に1より小さければ小さいほど事象の発生確率が下がるものと解釈する。

最後に、この研究でロジスティック回帰分析を用いる際に採用した手続き上の方針とその具体的手続きについて若干補足する。まず、論文中で記載している計算結果は、SPSS ver.11.5のRegression Modelを使用して算出した結果である。解釈にあたっては、係数の符号、Wald統計量、オッズ比の結果を用いている。Wald統計量が5%の水準で有意であった変数について、説明変数の係数の符号が+であれば、被説明変数が1をとる結果に影響を与え、マイナスであれば、0をとる結果に影響を与えたとみなしている。その上で、オッズ比が1より上回っていても、すなわち係数が正の場合は1よりどれだけ大きいか、係数が負の場合は1よりどれだけ小さいか(但し、最小は0)で、影響力の大小を判断している。

ただし、オッズ比については、例えば、0と1のダミー変数間など同じ性格の変数同士の違いを比較することには意味があるが、性格の異なる変数の間においては、各変数を与える重みが異なるので意味はない。この場合、平均0、標準偏差1に変換する標準化の手続きを行うことも考えられたが、分析の枠組み上、特に必要でもなかったため、そのような措置は行っていない。

また、回帰分析における多重共線性の対応についてであるが、説明変数を得点化した指標などの形で作成する場合、事前に相関の高い変数を加算するなどによって、あらかじめ相関の高い変数同士が説明変数にならないように工夫されている。さらに、線形回帰分析を行った場合のVIF(Variance Inflation Factor, 分散拡大要因)の値でも確認しているし、単回帰分析やクロス表における相関関係とロジスティック回帰分析を行った場合の相関関係について、正負が一致しているかどうかなども確認している。ただし、説明変数を追加して、Wald統計量が著しく激減し、有意であった変数が有意でなくなるような場合については、説明変数の増加による欠損値とされるオブザベーションの増加を原因とする場合もかなり該当するので、そのような場合には直ちに多重共線性を認めていない。

なお、有意でない変数については、ステップワイズ法などを用いた結果にしたがって、除去して簡素なモデルを導き、同時に多重共線性の発生を回避する方法も考えられたが、仮説を分析する枠組みを崩さないために、多くの場合は除去せずに記載してある。

5. ロジスティック回帰分析の結果と解釈

(1) 基本的な枠組み

第 3 節で作成した説明変数を用いて、NPO への参加の有無についてロジスティック回帰分析を行った。もちろんすでに述べたように、多重共線性の問題や理論的な枠組みに配慮して、一部の変数をあえて除去して分析を行っている。その結果は、表 11の通りである。

表 11 NPO への参加を説明するロジスティック回帰分析

NPOへの参加の有無(1,0)		B	Exp(B)	標準誤差	Wald	p	
12点満点	仕事本質志向指標	.135	1.144	.042	10.244	.001	***
17点満点	政治・政策関心度指標	.054	1.056	.024	5.161	.023	*
16点満点	生活ゆとり指標	.064	1.066	.024	7.138	.008	**
ダミー	定年等退職者	.613	1.845	.191	10.329	.001	***
ダミー	家事従事既婚者	.418	1.519	.178	5.522	.019	*
ダミー	経営者・自営業者	.473	1.605	.215	4.837	.028	*
ダミー	支持政党表明	.424	1.529	.154	7.552	.006	**
ダミー	兄弟姉妹合計人数	.626	1.870	.157	15.898	.000	***
ダミー	友人つきあい適度さ	.473	1.605	.153	9.548	.002	**
ダミー	組織所属志向	1.198	3.315	.162	54.492	.000	***
ダミー	外国人への寛容さ	.570	1.769	.165	11.888	.001	***
ダミー	一定水準以上の知性	.708	2.029	.197	12.861	.000	***
定数	JGSS2001	-7.236	.001	.532	184.945	.000	***

*p<0.05, **p<0.01, ***p<0.001

仕事本質志向指標が有意であるため、「興味のある仕事かどうか」「人のためになる仕事かどうか」「社会的有益性のある仕事かどうか」といった仕事自体の中身を重視している人の方が、NPOに参加しがちなことが明らかになった。もう一方の雇用環境志向指標については、仮説の段階でも想定していなかったが、仕事本質志向指標の代わりに入れても有意な結果にならないので、やはりNPOの参加の有無とは関連が薄いものと考えられる。

政権担当能力政党表明ダミーについては、支持政党表明ダミーや政治・政策関心度指標との間で多重共線性を引き起こすことが懸念されたので説明変数から除かれた。支持政党表明ダミーとの相関が高いので、そのダミー変数で概ね代替できるものと考えられる。また、学歴については、高卒以上ダミーを用意していたがこのダミー変数が有意となる回帰式を見出せなかった。代わりに、一定水準以上の知性を示すダミー変数を投入すると上記のように有意な結果が得られたので、単なる学歴の差よりも、現在に至るまでの学識水準が影響するものと考えられる。

いずれにしても用意した説明変数がどれも有意となったので、1)社会貢献的な意欲や利他心、2)時間的・金銭的な面での融通性、3)本業との関連性：経営者・自営業者、4)参加のきっかけを呼ぶような連帯的な状況、5)1)以外のパーソナリティー（寛容さ、知性）といった要因が背景にあるものという基本的な枠組みが確認されたことになる。NPOへの参加に至るには、複数の動機に、複数の背景が加わったものと考えられる。つまり、問題提起でも論じたように、社会貢献的な意欲や利他心が、NPOへの参加を促す要因の一つとあるとしても、これらだけならば他の形態での利他的行動をもたらす可能性もある。

そこで、NPOに参加するという行動とそれ以外の形でなされる社会貢献を比較して検討する。具体的には、「Q56 あなたは、「臓器提供意思表示カード(ドナーカード)」を持っていますか」という質問に対する回答(1. 持っている 2. 持っていない¹⁷)を被説明変数とするロジスティック回帰分析を行って、先ほどの結果と比較する。なぜなら、ドナーカードを所持するかどうかというのは、利他心に基づく社会貢献的な行動の一つと考えられるからである¹⁸。もちろん比較しやすいように、NPOに参加するかどうかを分析した場合と同じ説明変数を用いる。なお、ドナーカードの所有とNPOへの参加の間には、 χ^2 検定の結果からも無相関の仮定を棄却するような統計上の結果は得られていない。したがって、NPOの参加の有無とドナーカードの所有の有無については、それぞれ別々に考えても良いことになる。

その結果、表 12のように統計上有意となる説明変数と被説明変数の両方が生じた。具体的には、「政治・政策関心度指標」「年齢¹⁹」「外国人への寛容さ」では、5%水準で有意となったのに、それ以外の変数では、5%の水準で有意とならなかった。NPOへの参加の有無を分析した場合には、全て有意であったので、ここでは有意とならなかった変数を見ていけば、社会貢献となるような行動が、単なる日常活動の一環にとどまらず、組織としての活動に転化していく要因が見えてくると考えられる。

表 12 ドナーカード所持者のロジスティック回帰分析

ドナーカード所持の有無(1,0)		B	Exp(B)	標準誤差	Wald	p	
12点満点	仕事本質志向指標	.014	1.014	.048	.082	.775	n.s.
17点満点	政治・政策関心度指標	.065	1.067	.028	5.378	.020	*
16点満点	生活ゆとり指標	-.001	.999	.030	.001	.973	n.s.
実数記入	年齢	-.032	.969	.007	18.909	.000	***
ダミー	家事従事既婚者	-.225	.799	.248	.823	.364	n.s.
ダミー	経営者・自営業者	-.040	.961	.305	.017	.896	n.s.
ダミー	支持政党表明	.176	1.193	.196	.814	.367	n.s.
ダミー	兄弟姉妹合計人数	.182	1.199	.226	.644	.422	n.s.
ダミー	友人つきあい適度さ	.158	1.172	.184	.739	.390	n.s.
ダミー	組織所属志向	-.172	.842	.201	.735	.391	n.s.
ダミー	外国人への寛容さ	.417	1.518	.202	4.271	.039	*
ダミー	一定水準以上の知性	.214	1.239	.207	1.074	.300	n.s.
JGSS2001	定数	-2.654	.070	.623	18.158	.000	***

*p<0.05, **p<0.01, ***p<0.001

まず、「政治・政策関心度指標」が有意だったのに、「仕事本質志向指標」ではそうではなかったことから、社会に対する関心があり、社会に対する自分の貢献などにも関心があるが、仕事の中身に対する関心が弱いという人が、ドナーカードを持つ可能性が高まるということである。表 11の結果との比較を踏まえれば、NPOに参加する人々は、単に社会貢献意欲のある人ではなく、さらに仕事を通じて社会的有益性のあることや人のためになるようなことをしたいと考える人である可能性が読み取れる。

また、ドナーカードでは、「生活ゆとり指標」「家事従事既婚者」「経営者・自営業者」といった項目が有意ではなかったため、NPOの場合と違って時間や金銭的な制約に影響されるような人であっても所持する可能性が高い。つまり逆に言えば、何か公益的な活動をしようとするとしても、ある程度時間や金銭的な面で都合がつかなければNPOに参加するのはやや難しいということが分かる。また、「組織所属志向」「兄弟姉妹合計人数」「友人つきあい適度さ」も有意ではないことから、他人の誘いなどがきっかけとなってカードを所持するような性格のものとはいい難く、逆に、NPOに参加するという行動をとるためには、社会貢献意欲のある人々が、何らかの連帯的な交流活動に触発されることに特徴があることがうかがえる。

ところで、最初のNPOへの参加に関するロジスティック回帰分析においては、ダミー変数の中でも「組織所属志向」については、突出してオッズ比が高い。組織所属志向とは何によって規定されるのだろうか。同じ説明変数を用いて、今度はこの変数をロジスティック回帰分析にかけてみよう。

表 13 組織所属志向についてのロジスティック回帰分析

組織所属志向の有無(1,0)		B	Exp(B)	標準誤差	Wald	p	
12点満点	仕事本質志向指標	.090	1.094	.024	14.105	.000	***
17点満点	政治・政策関心度指標	.035	1.036	.013	7.239	.007	**
16点満点	生活ゆとり指標	.069	1.071	.015	22.112	.000	***
ダミー	定年等退職者	.287	1.333	.127	5.130	.024	*
ダミー	家事従事既婚者	.059	1.061	.111	.286	.593	n.s.
ダミー	経営者・自営業者	1.039	2.825	.141	53.922	.000	***
ダミー	支持政党表明	.440	1.553	.094	21.900	.000	***
ダミー	兄弟姉妹合計人数	.118	1.125	.096	1.515	.218	n.s.
ダミー	友人つきあい適度さ	.377	1.458	.092	16.616	.000	***
ダミー	外国人への寛容さ	.248	1.282	.095	6.876	.009	**
ダミー	一定水準以上の知性	.501	1.650	.101	24.763	.000	***
定数	JGSS2001	-3.437	.032	.279	151.440	.000	***

*p<0.05, **p<0.01, ***p<0.001

その結果が表 13である。68.2%もの確率で正しく予測する回帰式と認められ、説明変数についても、家事従事既婚者ダミーや兄弟姉妹合計人数ダミー以外の説明変数については、統計的に有意な結果であることが分かる。実は、もともと組織所属志向のダミー変数は、A 政治関係の団体や会、B 業界団体・同業者団体、E 宗教の団体や会、F スポーツ関係のグループやクラブの 5 つのうちどれかに入っているかどうかを表現していた。NPO と同系列の質問項目の回答なので、ある程度傾向は似てくるのは当然なのだが、家事従事既婚者ダミーや兄弟姉妹合計人数ダミーについては、全く関連性が見出せなかったことから、NPO への参加の有無を分析した場合の結果と比較を踏まえると、NPO に所属するということは、同じように組織に所属することであるといっても、他の組織に所属する場合と比べると、家事従事既婚者が参加しがちで、かつ兄弟のような血縁をきっかけとしやすいという傾向がある可能性が読み取れる。

ここまでは、もともと定年等退職者や家事従事既婚者、経営者・自営業者といった人々が NPO に参加しやすいという仮説に基づいていたので、説明変数として分析の枠組みの中に加えていた。できれば、常時雇用の従事者²⁰についても NPO に参加する場合の背景要因を明らかにしたい。今度は NPO の参加者のうち、常時雇用の従事者に限定して、同様の説明変数を用いた場合の説明力を調べてみよう。すると、次の表 14のような結果が得られる。

表 14 常時雇用の従事者に限定した場合のロジスティック回帰分析（信頼度無）

NPOへの参加の有無 (1,0)		B	Exp(B)	標準誤差	Wald	p	
12点満点	仕事本質志向指標	.090	1.094	.088	1.031	.310	n.s.
17点満点	政治・政策関心度指標	.127	1.135	.058	4.782	.029	*
16点満点	生活ゆとり指標	.042	1.043	.053	.633	.426	n.s.
ダミー	支持政党表明	.677	1.968	.315	4.628	.031	*
ダミー	兄弟姉妹合計人数	.732	2.080	.317	5.339	.021	*
ダミー	友人つきあい適度さ	.595	1.813	.318	3.496	.062	n.s.
ダミー	外国人への寛容さ	.300	1.350	.348	.744	.388	n.s.
ダミー	一定水準以上の知性	.285	1.329	.403	.499	.480	n.s.
ダミー	組織所属志向	.630	1.877	.321	3.840	.050	*
定数	JGSS2001	-6.991	.001	1.088	41.288	.000	***

*p<0.05, **p<0.01, ***p<0.001

常時雇用の一般従事者に限定すると、サンプル数が 846 に減少してしまい、またそのうちの参加者についても 56、不参加者も 790 となるので、統計的にも有意な結果が得られにくくなる。しかし、それでもなお「政治・政策関心度指標」「支持政党表明ダミー」「兄弟姉妹合計人数ダミー」「組織所属志向」などで有意な結果が得られた²¹。そのため、常時雇用の従事者の中でも政治や政策の話題について関心のある人々が NPO への参加の傾向が高まることが確認できる。係数値はプラスではあるが、仕事本質志向指標が有意ではないので、仕事をする上で、自らの興味や人のためになること、社会的有益性を重視する人であっても、必ずしも NPO に参加する行動に直結しないことがうかがえる。これは、もし今でも日本企業の多くが、そのような内発的動機や利他的動機に対して、その欲求を満たすのであれば、そのような動機をもつ人々にとっては、NPO はあえて参加すべき対象ではないという関係があることを示唆している。

(2) 信頼度に関する項目の追加

初期の NPO 活動の牽引役とも思われる人々のなかに、しばしば労働組合での活動経験者を目にすること、またアドボカシーが NPO 活動の重要な要素と位置づけられることが珍しくないことから、労働組合への信頼度なども何らかの関係があるかもしれない。そこで、今度は、この基本的な枠組みをベースとして、信頼度に関する説明変数を追加した場合のロジスティック回帰分析も試みている。具体的には、「留め置き調査票 Q28(A - O)組織への信頼」にあるような労働組合への信頼度や国会議員への信頼度などといった説明変数に加えてみて、NPO への参加を説明できないか調べた。

すると、組織に対する信頼に関連する項目のうち、労働組合に対する信頼と国会議員に対する信頼の 2 つだけが、5%水準で有意な値を示す説明変数として残った。これ以外に

も「大企業」や「中央官庁」などへの信頼も調べたが、有意な差は見出せなかった。労働組合信頼度と国会議員信頼度の2つの変数は、もともとのデータをもとに信頼度が強い順に3, 2, 1となるように、値を割り当て直したものである。

ただし、労働組合への信頼については、「わからない」や「無回答」など欠損値扱いのデータが多く、説明変数に加えると標本サイズが激減し、標本サイズは全体の53.7%の1499にとどまってしまう。そこで、便宜上、説明変数をしばって、もともとオッズ比の高い組織所属志向、一定以上の知性、仕事本質志向だけを残すこととして、モデルを簡素化した上で、ロジスティック回帰分析を行ってみた。

表 15 信頼度の説明変数を加えたロジスティック回帰分析の結果

NPOへの参加の有無(1,0)		B	Exp(B)	標準誤差	Wald	p	
12点満点	仕事本質志向指標	.109	1.115	.046	5.513	.019	*
ダミー	一定以上の知性	.517	1.676	.212	5.941	.016	*
ダミー	組織所属志向	1.356	3.882	.183	55.193	.000	***
3, 2, 1	労働組合信頼度	-.379	.684	.157	5.848	.015	*
3, 2, 1	国会議員信頼度	.605	1.831	.157	14.924		***
定数	JGSS2001	-4.431	.012	.538	67.831	.000	***

*p<0.05, **p<0.01, ***p<0.001

すると、組織所属志向のオッズ比が高いままなので、「組織所属志向」がある人々がNPOに参加しやすいと解釈できるが、労働組合信頼度についてはオッズ比が0.684、国会議員信頼度についてはオッズ比が1.831と両者ともやや相関を示し、労働組合信頼度については係数値がマイナスとなり、国会議員信頼度については係数値がプラスとなった(表15)。

もともと単純集計において、大企業や中央官庁に対する信頼は「少しは信頼している」という中位レベルの回答が大多数だったので、統計的にも差を検出しにくい。また、大企業や中央官庁について質問された場合は、自分が雇用される場合だけでなく、消費者や納税者、取引先など様々な立場で回答している可能性があるが、労働組合について質問された場合は、わからないと答えるか、自分の雇用先の特定の労働組合に対する信頼性について回答しているはずである。さらにその際、もし従業員とその雇用先との関係を労働組合への信頼度が反映しているならば、従業員と職場との関係に何らかのNPOへの参加の背景要因が隠れていることになる。

そこで今度は、常時雇用の従事者に限定した場合のデータを用いて、NPOの参加の有無についてのロジスティック回帰分析を行った。もちろん「労働組合への信頼」や「国会議員への信頼」に関する説明変数も加えている。

表 16 常時雇用の従事者に限定した場合のロジスティック回帰分析（信頼度つき）

NPOへの参加の有無 (1,0)		B	Exp(B)	標準誤差	Wald	p	
12点満点	仕事本質志向指標	.067	1.069	.100	0.446	.504	n.s.
17点満点	政治・政策関心度指標	.082	1.086	.071	1.334	.248	n.s.
16点満点	生活ゆとり指標	.067	1.069	.062	1.16	.281	n.s.
ダミー	支持政党表明	.969	2.635	.365	7.059	.008	**
ダミー	兄弟姉妹合計人数	.909	2.482	.354	6.588	.010	**
ダミー	友人つきあい適度さ	.853	2.347	.371	5.279	.022	*
ダミー	外国人への寛容さ	.147	1.158	.390	0.142	.707	n.s.
ダミー	一定水準以上の知性	.158	1.172	.467	0.115	.734	n.s.
ダミー	組織所属志向	.531	1.701	.366	2.104	.147	n.s.
3, 2, 1	労働組合信頼度	-.745	.475	.324	5.276	.022	*
3, 2, 1	国会議員信頼度	.616	1.852	.348	3.128	.077	†
定数		-6.195	.002	1.393	19.786	.000	***

† p<0.10, * p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001

すると、表 16のような結果となり、この場合も労働組合の信頼度がマイナスを示していた。標本サイズが小さくなっているため、常時雇用の従事者に限定しない場合と比べて、統計的な検出力は低下しているが、オッズ比が 0.475 となって今回の方が 1 より離れているので、常時雇用者に限定しない場合よりも常時雇用者だけの場合の方が労働組合への不信感が NPO への参加をより強く促していることがうかがえる。

(3) ここまでの分析結果のまとめ

ここまでの分析結果から、利他的動機が政治や政策における関心の高さや異文化コミュニケーションの受け入れを交えながら、社会貢献的な行動を実現させるが、それだけでは NPO へ参加させる行動を規定するものを説明するには十分ではないことがはっきりしてきた。これらの結果をまとめると図 3 のようになる。

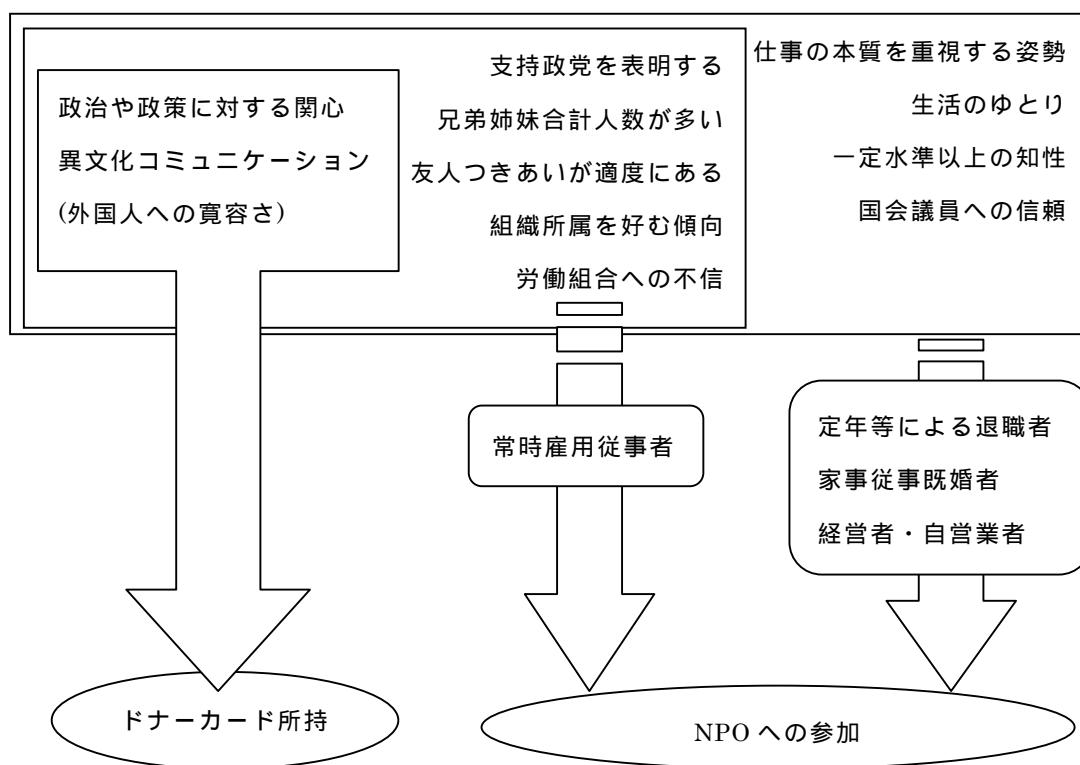


図3 NPOへの参加についての背景的構造

社会的な立場という点では、定年等の退職者や家事従事既婚者や経営者・自営業者がNPOに参加する可能性が高いということが確認できた。さらに、仕事そのものへの興味、他人のためになること、社会的有用性などを、仕事をするにあたって重視する姿勢や、ある程度の生活のゆとり、学歴とは限らない知識水準、そして時には、アドボカシー実現のためのパイプ役として重要な国会議員への信頼感を伴うことも重要であると考えられた。これは、常時雇用の一般従事者でない場合に、特に顕著な傾向であった。

もちろん、常時雇用の一般従事者であっても、NPOへの参加を実現させることはある。その場合、「労働組合への不信」や「組織所属志向」などが、参加要因として重要であった。しかし、常時雇用の従事者の間では、仕事に対する利他的動機や内発的動機の有無は、NPOへの参加にそれほど大きな影響を与えているわけではなかった。このことは、むしろ企業内部で、そのような欲求が解消されることが影響していると考えられる。

ところで、労働組合への信頼度が、NPOへの参加と関係しているのはなぜだろうか。組織所属志向の強い人たちの間での労働組合への不信と関係しているもので、初期のNPO活動の牽引役とも思われる人々のなかに、しばしば労働組合での活動経験者を目にすることとを考慮すると、かつて組合を通じた社会運動から方針転換した人々の反映とも取れる。

同時に、国会議員への信頼度が正の相関があるので、方針転換した場合に、アドボカシーの手段として自分が直接働きかける相手を比較的信頼せざる状況とも解釈できなくもない。

しかし、労働組合について質問された場合は、わからないと答えるか、自分の雇用先あるいはかつての雇用先など特定の労働組合をイメージして信頼性を回答している可能性も高い。いわゆる若い人の組合離れという言葉も想起されるが、このような労働組合からの離反現象と NPO への参加とは直接的な関係は見出しにくい。ただし、むしろ、このような統計的結果は、擬似相関と考え、勤労者とのコミットメントを企業が獲得しにくくなっていることと平行して、組合にも期待しない風潮があると考えたほうが自然であろう。近年の労働組合の組織率の低下を踏まえても辻褄は合う。

次の節では、このような社会的背景について考察する。

6. 就労観の影響

冒頭でも触れたように、日米の NPO は、対比されるだけの差があるとされている。そのような差が生じる理由の一つには、税制面での違いなどの制度的な社会環境がしばしば指摘される。しかし、日米の間には、(1)雇用慣行・キャリアのあり方、この具体的な背景としての(2)労働市場の流動性と企業とのかかわり方、例えば、市場経済の競争メカニズム、企業観など、といった日米の非制度的・社会的な環境状況の違いも存在している。

まず、(1)雇用慣行・キャリアのあり方に関しては、上野(2001)が、行政機関における雇用の流動性というアメリカ社会の特色が、非営利の政策産業の基盤を与えていると指摘している²²。つまり、米国では、公益的な職務につく人々の雇用が流動的であることなどから、NPO が雇用の受け皿として機能しやすく、行政に代わって公益性の高い仕事を担いやすいというわけである。また、行政システム以外の労働市場においても流動性が高いという見方は、様々な批判はあるもののいまなお通説として知られている。日本と欧米の勤続傾向の比較を吟味して長期勤続傾向は日本固有ではないとする小池(1991)にあっても、米国との比較の観点でいえば、日本では 1970 年代に定着化が進展したとしている。島(1999)は、学歴、キャリア、所得の関係について調べているが、高度成長期よりもそれ以降のほうが、学歴よりもキャリアの方が所得を規定する力が強まっていると指摘しており、高度成長期以降における長期雇用を促すようなメカニズムが健在だったことを裏付けている。

上記のような雇用慣行の違いを反映して、(2)労働市場の流動性や企業とのかかわり方にも区別を見出す考え方がある。例えば、Albert (1999)にみられるような株主の利益を重視するシェアホルダー資本主義と広範囲の利害関係者の利益を重視するステークホルダー

資本主義という2つに分ける見方と深く関連する事柄である。彼は、市場経済、私有財産、自由企業を基本とするが、投機的な傾向を強めてきたアメリカのような経済をネオアメリカ型と、ドイツや北欧諸国や日本(特にバブル期以前)といった国々をライン型とする2つのタイプの資本主義があると考えている。そして、両者の間には、宗教・企業・給与・住宅・都市交通・メディア・教育・医療の8つの事柄に関して、それぞれに違いがあるとしている。例えば、企業などは、前者では商品として扱われるのに対して、ライン型では、商品としての性格と共同体としての性格の混合物であると表現している。

さらに、多種多様な民族で構成され、それゆえに市場経済の競争メカニズムをどの国よりも尊重するアメリカのような社会と、日本のように行政の指導や監督責任を重視してきた社会では、民間企業のあり方は、大きく異なってきた。特に、日本の大企業は、年功序列、終身雇用、相互持ち合い株式という慣行の下で運命共同体としての性格を強めてきたのに対し、株主利益最大化という競争にさらされ続けてきた米国企業では、利潤を追求しなければならないという(心理的なものも含む)圧力が大きかったと思われる。この点、福田(2000)は、競争的なアメリカ型の市場経済では、それゆえに利他主義を持つ人々が大きなストレスを抱え込まざるを得ず、仕事以外の場で利他主義を実現して市場でのストレスを解消したと説明している。裏返して言えば、利潤の追求という競争にさらされ続けてきた米国企業よりも、運命共同体的な性格が強く「経営家族主義」とも称されてきた日本企業は、あたかもNPOのような共同体的機能を有していた可能性がある²³。しかも、経済の発展が国家全体の繁栄につながると考えやすかった高度成長期には、企業のために働くと言うことがひいては公益に尽くしていると考えることが可能であり、とりたてて公益のためのボランティアをしなくとも、ボランティア活動で得られるようなやりがいを、企業内の活動により代替的に享受できたとも推測できる。

ところが、(1)に関しては、バブル崩壊以後、日本企業におけるこのような終身コミットメントのメカニズムは存亡の危機にさらされたかのように論じられてきた。清家(2003)にあっては、雇用という市場から最も遠かった部分にも市場化の影響が及んだものとみなし、そのような時代においては専ら仕事能力に基準をおいた人的資源管理を行うと同時に、市場性のある能力を磨く機会を従業員に与えるべきと論じている。また、日本における組織論分野の学術誌である『組織科学』誌においても、従来の長期的な働き方の動揺を受けて、1999年においてすでに、「キャリア研究の最前線」が33巻2号において特集として組まれている。この号の編者である金井壽宏氏と南隆男氏による巻頭の言葉「これからは、組織内での異動のみならず、組織間の移動も大きくなっていくであろう。組織間の移動をもなうキャリアの形成はどのようになっていくのであろうか」は、この事実を象徴している。このような労働市場の流動化は、従業員と職場との間のコミットメントを弱める。

また、(2)についても、日本では1980年代以降、規制緩和と市場主義を大きく歓迎する局面を迎えることとなる。成果主義の導入は、その帰結の一つと考えられる。しかし、成

果給の形で、組織内部の賃金体系にも市場の働きを導入したような場合には、金銭的インセンティブだけでは動機を喚起しきれない部分が大きく残る点、貨幣的インセンティブだけに頼るやり方が仕事をする人々の間のメンタルな基盤を破壊する危険性などが指摘されている(内野, 1998)。また、高橋(2003)のように、成果主義を経営者の都合で「切る論理」として採用されており、短期で成果が出るような仕事ばかりするようになることや実態からかけ離れた不安定な評価が幅を利かすなど副作用が発生するという批判もある。玄田他(2001)のように、成果主義を導入する場合であっても、能力開発の機会が確保されなければ、成果を挙げるための労働が使い捨てにされているという印象を払拭できないので、労働意欲を高めるには、成果主義の導入にあたっては、成果を挙げるという目標の到達が自分の能力の向上につながるという実感を与えるものでなければならないとする意見もある。こうなると従来日本企業に属して仕事をすることで満足させてきた利他的動機や共同体の一体感を得るような親和動機は、もはや現在の日本企業では十分に満たされにくくなってきた可能性がある²⁴。

上記の議論を踏まえると、組織間移動が活発な社会的環境では、組織へのコミットメントが弱まり、複数組織に所属する抵抗感が弱まるという関係が予想される²⁵。前節での労働組合への信頼度を加えた分析において、今日の雇用流動化や若年層における就労観の変化の影響も検討に加える必要も示唆されていたので、労働組合信頼度を被説明変数とし、一般的信頼度²⁶、年齢、転職数²⁷を説明変数として回帰分析を試みた。すると、表 17のように、それぞれ順に、正、負、負の符号で有意となる値を示したのである。

表 17 労働組合信頼度を被説明変数とする重回帰分析

	係数	標準誤差	t	有意確率
(定数)	1.924	0.061	31.501	0.000
一般的信頼度	0.266	0.015	17.373	0.000
年齢	-0.004	0.001	-4.673	0.000
転職数	-0.027	0.012	-2.307	0.021

$R^2=0.2273$, Adjusted $R^2=0.2252$, $F=106.6012$

そうすると、転職回数が多い人ほど労働組合の信頼度が低いという関係が浮かびあがる。つまり、雇用先とのコミットメントの弱さと労働組合信頼度との間に何らかの相関が見出せそうである。Freeman & Medoff (1984)によれば、労働組合という発言の手段が、企業に不満があった場合にも退出を抑えるものと説明されている²⁸。しかし、今日の雇用の流動化は、勤労者のコミットメントを企業が獲得しがたくなるにつれて、組合にも期待しない風潮が高まっていると考えたほうが自然であろう。

また、かつて Drucker(1990)は、日本人が職場を自分と同一視し、アメリカ人は、自分

がボランティアとして働く教会やコミュニティーサービス機関などを個人にとっての最大の意味を見出すとしていた。福田(2000)は、NPOが米国で活発な理由として、競争的なアメリカ型市場経済では、利他主義を持つ人々が大きなストレスを抱え込み、仕事以外の場で利他主義を実現してストレスを解消すると説明している。転職回数(+), 労働組合の信頼度(-), NPOへの参加(+)の3つの変数が、このような符合の組み合わせをもつのは、職場と従業員のコミットメントの深さが示すような就労観のなかに、NPOで満たされるような利他的動機や親和動機、自己実現的動機などを満たすような共同体的な要素があったことを示しているのかもしれない。

この節では、すでに日本の労働市場での就労観についての近年の変化に関する議論も行っている。実際、転職希望率は、ここ30年の間、概ね増加傾向が続いている(図4)。

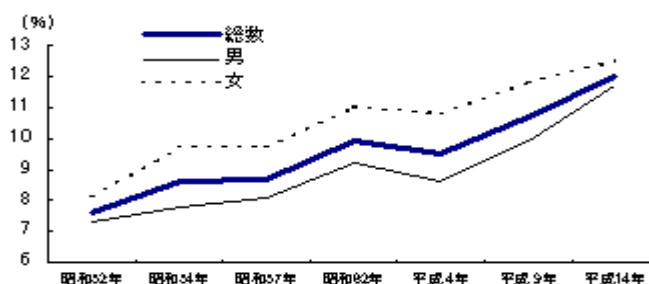


図4 転職希望率の推移

出所：「平成14年就業構造基本調査」の結果の要約

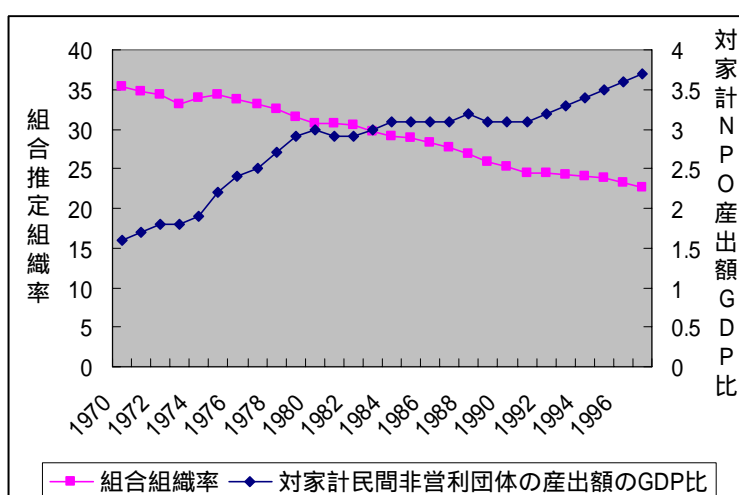


図5 組合組織率の減少と非営利部門の産出額/GDP比の増加

出所：『労働組合基礎調査』, 『国民経済計算年報』をもとに作成。

また、図 5に見られるように、それと時を同じくして、労働組合の推定組織率が年々減少し、また「対家計民間非営利団体の産出額の GDP 比」が増加している。時系列的な関係の厳密な検証は、さらに必要ではあるが、職場に対する従業員のコミットメントが近年徐々に低下し、その結果として、労働組合の組織率が減少すると同時に、NPO への参加率が高まるという関係がうかがえる。

これに関連して雇用形態の変化も見過すべきではないだろう。これについては、本田(2003)が、JGSS-2000 と JGSS-2001 の統合データを用いて、若年労働市場、とりわけ 1970 年代以降の出生コホートにおいて初職における非典型雇用の拡大傾向にある現状とその背景を調べている。そして、特に一旦非典型雇用に入ると典型雇用に参加しにくい入職経路依存性(path dependency)のメカニズムが強力に働いていることを強調していた。常時雇用は、その企業へのロイヤルティーが大きい場合に、一つの企業へのコミットメントの強さを引き出すのに適した雇用形態であるが、それならば、非典型雇用の拡大が一つの企業へのコミットメントを引き出すシステムを弱め、そのことが相対的に NPO への参加を促している可能性も考えられる。この点、確かに面接調査票の「問 1(4)就労地位」(現在仕事をしている人限定)と NPO への参加の有無の関係をみても、常時雇用以外の人々の間で相対的に参加率がやや高いように見える。

しかし、そのような結果が成り立つのは、主として「経営者・役員」もしくは「自営業者」といった立場の人間についてであり、その場合は、時間的な融通性や自ら意思決定を下すことを好むなどの他の要因による説明の可能である。しかも、そもそも生業とする仕事の上では雇用は安定した方がいいのであって、問 13(a)の質問でも、雇用の安定については大多数の人々が重視していることがはっきりと分かり、NPO の参加者かどうかの χ^2 検定でも有意な差は見られなかった²⁹。また、転職回数についても、直接的には NPO の参加者と不参加者の間で統計的に有意な差は見出せていない。

しかし、定年等の退職者という立場が NPO への参加要因として有力だったという結果に注意したい。なぜなら、これには早期退職者も含まれているが、自発的な早期退職者に限定されており、非自発的な早期退職者(辞めさせられた場合)においては NPO の参加者は皆無だったからである。また、過去のヒアリング調査でも、なんらかのきっかけを通じて自発的に会社を退職し、NPO の活動に従事し始めた人もいる。それらを考えあわせると、重要なのは単なる雇用の流動化ではなく、不安感の小さい流動化が NPO への参加と関連しているのではないだろうか。実際、単に転職回数が多いだけでは、安定した職場を得るのに苦労している可能性もある。そのような状況では、とても人の役に立つような仕事をすることでいい。その点が、定年退職者や自発的な早期退職者での NPO へのやや高い参加率という傾向の意味ではないだろうか。

7. 結びに代えて

本研究の結果から、やや複雑ではあるが、いくつかの知見を示唆する結果が得られた。

まず、多くの先行研究でそれほど明確にできなかった NPO への参加行動の背景要因についての基本的な枠組みを明らかにすることができた。次に、ドナーカードの場合と比較し、社会貢献の表出の違いという点からも重要な背景要因が明らかになった。そして、雇用慣行やキャリアのあり方の影響については、企業などの職場とのコミットメントの弱さとの関連性がうかがえた。

この最後の知見に関連して、以下の点も補足しておきたい。そもそも日本の現在の雇用流動化の多くは、景気低迷の長期化に起因すると考えられる（本田、2003）。また、守島（2001）によれば、転職で満足度があがるのは、25 歳から 30 代に至る世代に限った傾向であり、しかも 2 回目以降の転職では、1 回目の転職ほどのインパクトが得られにくいという。この 2 点を踏まえると、転職は、大きな不安をともなうような場合も多々あると考えられ、そのような場合では NPO に参加するほどの余裕はない。しかし、定年退職や自発的な早期退職といった場合は、計画的あるいは積極的な職務上の転機であるから、その場合に自らが役に立てるような組織として NPO を見出し、それに参加するというのは不思議ではない。このことは、退職者が NPO への参加との高い関連性を示す分析結果とも整合的である。

なお、いくつかの課題が残った。第一に、キャリアの詳細を反映して分析することができなかったことである。これはデータに限界があった。例えば、JGSS では転職回数データを正規の社員・職員の場合に限定しているため、それ以外のキャリアが途中で含まれていた場合を把握できないなども問題があった。また、転職した場合の事情などは把握できないため、自発的な転職と解雇などによるものなのかを峻別する手立てがなかった。

第二に、データの予測力についてである。NPO の参加者についてのロジスティック回帰分析の結果、求められた回帰式は全体としては 90.6%もの高い正確さを示す予測力を持つものであったが、NPO に実際に参加した人を参加すると予測する分に限定すれば、わずか 7.0%の低い正分類しか示さなかった。予測の精度の問題であるが、NPO の参加者と不参加者のサンプル数の間にかなりの開きがあることにもよると思われる。今後の JGSS の年度データにおいては、NPO 参加者の増加によってこの問題が解決することに期待したい。

最後に、NPO の組織運営に対してひとつだけ述べたい。NPO 関係者のなかでは、なお組織的に運営することにためらいがみられる。しかし、もし企業での利他的動機や親和動機が満たされない反動として、NPO への参加促進の可能性がうかがえたのであれば、日本企業が高度成長期に有していた共同体的機能が、近年になって弱まってきたことを考えると、代わりに親和動機や利他的動機の受け皿としての立場を担う組織が必要となる。それ

ならば、NPOは、親和動機や利他的動機の受け皿としての立場を十分担う役目を果たして
さえすれば、階層性などを導入して組織的経営を行う余地もあるのではないだろうか。

付録：JGSS2000 を用いた場合について

表 18 NPO 参加の有無に対するロジスティック回帰分析 (JGSS2000)

NPOへの参加の有無(1,0)		B	Exp(B)	標準誤差	Wald	p	
12点満点	仕事本質志向指標	.105	1.110	.039	7.205	.007	**
17点満点	政治・政策関心度指標	.055	1.056	.023	5.844	.016	*
16点満点	生活ゆとり指標	.061	1.063	.024	6.677	.010	**
ダミー	定年等退職者	.395	1.485	.192	4.241	.039	*
ダミー	家事従事既婚者	.084	1.088	.191	.195	.659	n.s.
ダミー	経営者・自営業者	.108	1.114	.201	.286	.593	n.s.
ダミー	支持政党表明	.244	1.277	.149	2.689	.101	n.s.
ダミー	兄弟姉妹合計人数	.463	1.589	.153	9.168	.002	**
ダミー	友人つきあい適度さ	-.004	.996	.147	.001	.976	n.s.
ダミー	組織所属志向	1.643	5.172	.163	101.606	.000	***
ダミー	外国人への寛容さ	.443	1.557	.154	8.228	.004	**
ダミー	一定水準以上の知性	.280	1.323	.166	2.830	.093	†
定数	JGSS2000	-6.17 4	.002	.488	159.877	.000	***

† p<0.10, * p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001

表 19 信頼度の説明変数を加えた場合のロジスティック回帰分析(JGSS2000)

NPOへの参加の有無(1,0)		B	Exp(B)	標準誤差	Wald	p	
12点満点	仕事本質志向指標	.093	1.097	.045	4.209	.040	*
ダミー	一定水準以上の知性	.405	1.500	.202	4.029	.045	*
ダミー	組織所属志向	1.817	6.153	.193	89.064	.000	***
3, 2, 1	労働組合信頼度	.071	1.073	.150	.222	.637	n.s.
3, 2, 1	国会議員信頼度	.227	1.255	.161	1.993	.158	n.s.
定数	JGSS2000	-4.715	.009	.542	75.704	.000	***

† p<0.10, * p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001

参考までに JGSS2000 のデータを用いた場合の分析結果についても若干のコメントをしておきたい。分析の結果は、表 18や表 19の通りである。JGSS2001 において有意であった項目も有意でなくなるという現象がおきている。

しかし、これについては表 20のように、NPO 周辺の政策的な大きな状況変化があったため、2001 年を境にデータ上何らかの質的变化があった可能性がある。ゆえに、2000 年で成立しないからといって直ちに本稿の議論が否定されるものでもないだろう。ボランティア国際年を契機に、政策的に一般化・大衆化が図られたことを考慮すると、それ以前のデータについては、先駆的な一部の NPO 関係者の影響も大きいと考えられる。例えば、労働組合信頼度について異なる結果がでてきていることについても、先行した一部の NPO 関

係者には 組合に否定的な見解を示しにくい立場の組合運動の経験者をしばしば見かける。

いずれにしても、このような JGSS2000 と JGSS2001 との間で生じる結果の違いについては、今後、JGSS2002 以降のデータを用いて検証していくことで、本研究のモデルの妥当性ととも、明らかになっていくものと期待したい。

表 20 2001 年前後の大きな変化 - NPO をめぐるブレイクスルー? -

年代	できごと
1995	阪神・淡路大震災
1998	NPO 法成立・施行
2001	ボランティア国際年 認定 NPO 法人 (税制改正)
2003	中間法人 NPO 法改正

謝辞

本研究で行った [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 [「生活と意識に関する国際比較調査」(日本版総合社会調査, JGSS)] の個票データの提供を受けました。JGSS は、大阪商業大学比較地域研究所が、文部科学省から学術フロンティア推進拠点としての指定を受けて (1999-2003 年度) 東京大学社会科学研究所と共同で実施している研究プロジェクトです (研究代表: 谷岡一郎・仁田道夫、代表幹事: 佐藤博樹・岩井紀子、事務局長: 大澤美苗)。データの提供に御尽力下さった関係者の皆様に御礼申し上げます。

また、二次分析研究会 2003 の議論を通じて、研究の質を高めることができました。担当の教官として御指導下さった武石恵美子先生 (現ニッセイ基礎研究所上席主任研究員)、佐藤香先生、佐藤博樹先生はもちろんのこと、御助言を下された研究会の参加者の皆様にもここに謝意を表したいと思います。

-
- 1 やや古いデータであるが、ジョンズ・ホプキンス大学非営利セクター国際比較プロジェクトの結果では、国内総生産に占める非営利部門の運営費の割合は、米国が6.3%であるのに対し、日本は3.2%であった(Salamon & Anheier, 1994)。また、経済企画庁国民生活局(編)(2000)による収入構造に関する調査でも、NPO 法人においては1000万円未満が全体の63.2%を占め、法人格非申請団体においては200万円未満が全体の84.1%を占めていた。
- 2 NPO 法人で働くスタッフへの調査で、「NPO で働く前に何をしていたか」という項目について、「会社員」(21.2%)、「家事」(17.2%)の順となる結果を明らかにしている。
- 3 ここでは、賃金率については機会費用を理由に負の相関が指摘されているが、資産についての分析をもとに、経済的余裕の正の影響の可能性も示唆されている。
- 4 これについては、NPO 以外の利他的動機に基づく行動の代理変数として、留置調査票の「Q56 ドナーカードの所持」をたずねる質問の回答結果を用いる。
- 5 各対象年の9月1日時点での20歳から89歳までの日本国内の男女個人を対象とする社会調査であり、抽出方法としては層化二段無作為抽出法が用いられている。
- 6 第1回、第2回の調査の標本サイズは4500であったが、第3回は5000である。
- 7 調査の詳細及び基礎集計については、大阪商業大学比較地域研究所・東京大学社会科学研究所(編)(2002)および大阪商業大学比較地域研究所・東京大学社会科学研究所(編)(2003)が詳しい。また、分析中に両データともバージョンアップの通知があったが、どれもここで扱う変数ではなかったので影響はない。第3回JGSS2002のデータを利用していないのは、研究開始時点で公開されていなかったためである。
- 8 これ以降、特に「問(番号)」と書いた場合、「面接調査票」の質問を意味し、「Q(番号)」と書いた場合、「留置調査票」の質問を意味する。
- 9 JGSS2000の場合についても、同様に、第1主成分で3.252(32.518%)、第2主成分で1.352(13.525%)、第3主成分で1.105(11.053%)という結果が得られた。
- 10 JGSSのデータでは、重要度の高い順に1,2,3,4,5の値をとるように設定されているが、ここでは重要度の低い順に1,2,3,4,5の値を取るよう修正して分析している。
- 11 JGSSのデータでは、重要度の高い順に1,2,3,4,5の値をとるように設定されているが、ここでは重要度の低い順に1,2,3,4,5の値を取るよう修正して分析している。
- 12 民間非営利組織(NPO)の活動と労働行政に関する研究会(1998)では、NPOの活動内容に共感したから、NPO活動の必要を感じたから、社会の役に立てるからの順に主要な活動理由とされ、日本NPO学会NPO労働市場研究会でも、主要な活動動機として、順に団体の設立理念や活動の目的に共感したから、社会や地域の問題解決、助け合いにかかわる仕事がしたいから、視野を広げ、経験を積みたいからとなっている(小野, 2002)。
- 13 1と10の選択は、回答者自身の判断に任されている。
- 14 ここで、友人との会食が週に1回程度よりも頻繁なものは適度とはみなさなかった。仕事上のつきあいなども混同されている危険性に配慮したためである。
- 15 得点化する方法も考えられたが、どの組織にも属していない人が多く、そのような偏りが出るので得点化するには不適切と考えられた。
- 16 詳細は、Pampel(2000)やLiao(1994)などのテキストを参照のこと。
- 17 分析上は、持っている場合を1、持っていない場合を0とする。
- 18 もっともドナーカードの所有については、その制度そのものへの知識や信頼などによって影響される面がある。
- 19 分析上の都合から、定年等退職者というダミー変数を用いる代わりに、年齢そのものを変数に用いた。ここでは、若い人ほどカードを所有していることになる。
- 20 面接調査票「問1(4)あなたの仕事は、大きく分けて、この中のどれにあたりますか。」

の質問に対し、常時雇用の一般従事者を回答していた全ての場合に該当する。

²¹ 分析の枠組み上、必然的に「経営者・自営業者ダミー」「家事従事既婚者ダミー」は説明変数から省かれる。

²² この話は、日本の行政が主として資格任用制(merit system)に基づく人事システムを採用しているのに対し、米国の行政システムにおいては、政治的に任命される割合が高く、第7代大統領ジャクソンの時代に導入された獵官制(spoils system)の遺産が現代に至るまで強く残っており、その特徴が政策産業全体における労働市場の流動化を促し、NPOが雇用の受け皿の一つになっている実状を示唆したものであろう。ペンドルトン法が制定された1883年以降には、米国においても資格任用制の色彩が強まったものの、政治任用とされている局長級以上の高級官僚は頻繁に交代せざるをえず、平均勤続年数が2.5年という計算もある(加茂他, 1998; 久保, 1997)。政治任用ではない身分が保証された中位以下のポストにつく官僚についても、民間部門と連邦行政部を往来することが多く、一生涯を継続して官僚制度にとどまり続ける者は日本などと比べて少ないとされている(Brauer, 1987, pp.174-179; Kingdom, 1990, pp.172-180; 久保, 1997, p.157)。

²³ Drucker(1990)は、日本人が職場を自分と同一視し、アメリカ人は、自分がボランティアとして働く教会やコミュニティーサービス機関などを個人にとっての最大の意味を見出すとしている。

²⁴ もっとも、谷本(2000)のように、アメリカ合衆国における、NPOの商業化とNPO的な企業の台頭を指摘もあるので、かえって米国における企業観の方が変化している可能性もある。また、横山(2001)のように、NPOとの協働による企業の社会貢献の事例も報告されている。これらは、一見企業自身がNPOで得られるようなやりがいの場を自ら提供する動きともとれるが、むしろ従来の企業のスタンスのままでは、従業員に対して報酬以上の誘因を与えきれなくなってきたという焦りのようにも見える。

²⁵ 必ずしもというわけではないが、日本的経営に見られた終身コミットメントの強さは、むしろ単一の組織に固執して所属し続けるというパワーの反映であり、これとは逆のベクトルをもつものと考えられる。組織へのロイヤルティーがどのように集中・分散しているのかという問題でもある。

²⁶ 信頼度について質問した15項目の値を主成分分析した場合の第1主成分の得点を用いた。第1主成分(寄与率34.7%)の固有ベクトルのそれぞれの値が全て同じ符号でかつ重み係数に余り差がないためである。

²⁷ 厳密には、正規の従業員として従事した職場の数。

²⁸ 退出せずに発言する場合のロイヤルティーを説明したHirshman(1970)のモデルが前提にある。つまり、Hirshman(1970)の「退出—発言モデル」を用いて、労働組合を従業員に対してVoice(発言)の手段を与える道具として考えていた。つまり、退出が企業を辞めることであり、発言が企業に不満を述べることであり、それによって企業へのロイヤルティーが維持されることになる。しかも、そのように考えた場合、労働組合の機能を通じて経済全体の効率を高めることも日米の両方で実証されている(Freeman, 1984; Muramatsu, 1984)。

²⁹ サンプル全体の2790のうち、「非常に重要である」と答えた人が1479(53.0%)、「重要である」と答えた人が1030(36.9%)となっていた。

参考文献

- Albert, Michel (1999) *Capitalisme Contre Capitalisme*, Editions du Seuil, Paris. (小池はるひ訳『資本主義対資本主義 21世紀への大論争』雄山閣事業出版, 1992;1996)
- 跡田直澄・福重元嗣 (2000) 「中高年のボランティア活動への参加行動—アンケート調査個票に基づく要因分析—」『季刊社会保障研究』36(2), 246-255。
- Brauer, Carl (1987) “Tenure, turnover and postgovernment employment trends of presidential appointees,” in edited by G. Calvin Mackenzie, *The In-and-Outers: Presidential Appointees and Transient Government in Washington*. The Johns Hopkins University Press, Baltimore.
- Drucker, Peter F. (1990) *Managing The Nonprofit Organization*, New York: Harper Collins Publishers (上田淳生・田代正美訳『非営利組織の経営—原理と実践—』ダイヤモンド社, 1991)
- Freeman, Richard B., & James L. Medoff (1984) *What do Unions do?* Basic Books, New York. (島田晴雄・岸智子訳『労働組合の活路』日本生産性本部, 1987)
- 福田慎一 (2000) 「市場経済とボランティア」香西泰(編)『ボランティア—経済学への招待』(下河辺淳, 監修), 75-101。
- 玄田有史・神林龍・篠崎武久 (2001) 「成果主義と能力開発 結果としての労働意欲」『組織科学』34(3), 18-31。
- Hirschman, Albert O. (1970) *Exit, Voice and Loyalty*. Harvard University Press, Cambridge, Mass. (三浦隆之訳『組織社会の論理構造 - 退出・告発・ロイヤルティ -』ミネルヴァ書房, 1975)
- 本田由紀(2003)「若年労働市場における非典型雇用の拡大とその背景 JGSS-2000 と JGSS2001 の統合データを用いて」大阪商業大学比較地域研究所・東京大学社会科学研究所(編)『日本版 General Social Surveys 研究論文集[2]JGSS で見た日本人の意識と行動』東京大学社会科学研究所。
- 岩井紀子 (2000) 「日本の総合社会調査 Japanese General Social Surveys」佐藤博樹・石田浩・池田謙一編『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, 83-87。
- 上村希世子 (2002) 「NPO 労働市場における就業形態と賃金」山内直人編『日本の NPO 労働市場』日本 NPO 学会 NPO 労働市場研究会。
- 加茂利男・大西仁・石田徹・伊藤恭彦 (1998) 『現代政治学』有斐閣。
- 経済企画庁国民生活局(編) (2000) 『特定非営利活動法人の活動・運営の実態に関する調査』

大蔵省印刷局 .

Kingdom, John E. (1990) *The Civil service in liberal democracies: an introductory survey*. Routledge, London.

小池和男 (1991) 『仕事の経済学』 東洋経済新報社。

久保文明 (1997) 『現代アメリカ政治と公共利益 環境保護をめぐる政治過程』 東京大学出版会。

松本渉 (2003) 「霧多布湿原トラストの成長軌道」『赤門マネジメント・レビュー』 2(9), 399-420。2003年9月, <http://www.gbrc.jp/>。

松本渉・高橋伸夫 (2002) 「NPOの組織評価軸 —助成のための外部評価の事例から—」『ノンプロフィット・レビュー』 2(2), 131-143。

民間非営利組織(NPO)の活動と労働行政に関する研究会 (1998) 『働く場としてのNPO—民間非営利組織(NPO)の活動と労働行政に関する調査研究報告—』 第一総合研究所。

守島基博 (2001) 「転職経験と満足度 転職ははたして満足をもたらすのか」猪木武徳・連合総合生活開発研究所(編著) 『転職の経済学 適職選択と人材育成』 東洋経済新報社, 141-165。

Muramatsu, Kuramitsu (1984) “The effect of trade unions on productivity in Japanese manufacturing industries,” Aoki, Masahiko ed., *The Economic Analysis of the Japanese Firm*, North-Holland, Netherlands, 103-123.

岡本祐子 (1999) 「アイデンティティ論からみた生涯発達とキャリア形成」『組織科学』

小野晶子 (2002) 「NPO 法人スタッフの参加モチベーション」山内直人編 『日本のNPO 労働市場』 日本NPO学会 NPO 労働市場研究会。

大阪商業大学比較地域研究所・東京大学社会科学研究所(編) (2002) 『日本版 General Social Surveys JGSS-2000 基礎集計表・コードブック』 東京大学社会科学研究所。

大阪商業大学比較地域研究所・東京大学社会科学研究所(編) (2003) 『日本版 General Social Surveys JGSS-2001 基礎集計表・コードブック』 東京大学社会科学研究所。

大阪商業大学比較地域研究所・東京大学社会科学研究所(編) (2003) 『日本版 General Social Surveys JGSS-2001 基礎集計表・コードブック』 東京大学社会科学研究所。

桜井政成 (2002) 「複数動機アプローチによるボランティア参加動機構造の分析」『ノンプロフィット・レビュー』 2(2), 111-122。

Salamon, Lester M. & Helmut K. Anheier (1994) *The Emerging Sector: The Nonprofit Sector in Comparative Perspective - an Overview*. The Johns Hopkins University Institute for Policy Studies, Maryland.(今田忠監訳 『台頭する非営利セクター—12カ国の規模・構成・制度・資金源の現状と展望—』 ダイヤモンド社, 1996)

島一則 (1999) 「高度成長期以降の学歴・キャリア・所得 所得関数の変化にみられる

-
- 日本社会の一断面」『組織科学』33(2), 23-32。
- 谷本寛治(2000)「NPOと企業の境界を超えて NPOの商業化とNPO的企業」『組織科学』33(4), 19-31。
- 内野崇(1998)「市場主義の陥穽と組織主義」『組織科学』32(2), 25-40。
- 上村希世子(2002)「NPO労働市場における就業形態と賃金」山内直人編『日本のNPO労働市場』日本NPO学会NPO労働市場研究会。
- 上野真城子(2001)「NPOと政策形成：政策を人々のものにするために」日本NPO学会編集委員会(編)『NPO研究2001』日本評論社。
- 山内直人(1997)『ノンプロフィット・エコノミー—NPOとフィランソロピーの経済学—』日本評論社。
- 横山恵子(2001)「NPO設立による企業間協働と企業社会貢献の新展開 ジオ・サーチ社を中心とした協働型パートナーシップ」『組織科学』34(4), 67-84。

第5章 多様な働き方 - 共働き世帯の仕事と家事・育児の調和をめざして -

深堀 聰子

1. 問題関心

(1) 論文の目的と構成

家事・育児は、社会にとって欠かせない生産活動であるが、日本ではこれまでほとんど労働市場に登場せず、主に女性によるシャドーワークとして営まれてきた。ところが女性の社会進出、ならびに非婚化・晩婚化・少子化が進行するなかで、共働き世帯における仕事と家事・育児の調和の問題は、重要な社会問題として認識され始めている。企業による育児休業制度やフレックスタイム制度等の導入は、多くの共働き世帯が抱える仕事と家事・育児の不調和の問題の軽減にむけた社会的努力の一定の成果として評価できる。

本稿の目的は、両親が就業する共働き世帯における仕事と家事・育児の調和を妨げる要因を整理したうえで新たな調和戦略をうちたて、その有効性を検証することともに、仕事と家事・育児の調和を支える社会のありかたについて考察することである。

論文の構成は次のとおりである。本節では、共働き世帯における仕事と家事・育児の調和を困難にしてきた要因を分析し、それを克服するための調和戦略について検討する。第2・3節では、そうした仕事と家事・育児の調和戦略の有効性を検証する分析枠組み（分析モデル・データ・指標・分析方法）を概説した後に、小・中学生調査データの分析結果を紹介する。第4節では、分析結果にもとづいて、共働き世帯の仕事と家事・育児戦略を支援するために、どのような労働環境および社会環境を整備する必要があるかについて考察する。

(2) 共働き世帯における仕事と家事・育児の調和戦略

a. 片働き世帯における仕事と家事・育児の調和戦略：性別役割分業

未婚女性が結婚や出産まで短期勤続するという就業形態が高度経済成長期に一般化し、既婚女性の労働市場への再参入が1970年代半ば以降に進んだことで、日本女性の「M字型就労パターン」は形成された。この若年期と中高年期に山を描き、結婚・出産・育児期に大きく落ち込む女性の就労パターンは、女性の労働力率の全般的な上昇を反映して上方にシフトしてきたものの、M字型のパターン自体は70～80年代を通じて維持されてきた。

このことは「父親が外で働き、母親は家で家事・育児に専念する」という性別役割分業を、たとえ一時的であるにせよ受け入れることが、多くの世帯においてもっとも「望ましい」選択肢とみなされてきたことを示している（岩井・真鍋、2000年）。

仕事と家事・育児の調和戦略として、性別役割分業が多くの男女によって選択されたのは、そうすることが家計の観点から合理的であり、イデオロギー的にも受け入れられやすかったためだと考えられる。まず性別役割分業は、家計を単位とした効用（満足度）の最大化をはかるうえで有効である。年功賃金制度と内部労働市場を柱とする日本の雇用制度のもとでは、いったん労働市場を退出した者は職階・賃金における大きな不利益をこうむる。家事・育児との両立が可能な労働環境も充分整備されているとはいえない。さらに魅力ある正規雇用の労働が、中高年層の女性に多く開かれていないのも現状である。それゆえ出産や育児のため仕事を止めた母親が労働市場に再参入するよりも、家事・育児に専念して勤続する父親を支えるほうが、家計を単位とした効用は高くなる（平尾、2001年）。こうした傾向は、父親の所得が高い層においてとくに顕著にみられるが、同時に父親に経済力がないために実際は母親が家計を補わねばならない層においても、理想的な状況として肯定されてきた（山口、1999年）。

つぎに性別役割分業を積極的に受け入れることによって、女性の存在意義が顕示されてきた。女性の性別役割分業意識は、「男は仕事、女は家庭」と考える「性による役割振り分け」と、「女性にはもともと愛情（母性愛）が備わっており、その愛情によって女性が再生産役割（家事・育児）を担うことが、家族メンバーの成長や安心のために役立つ（しかも、そうすることは女性にとって苦にならない）」と考える「愛による再生産役割」という2つの次元に分化しており、前者を肯定することは労働市場における女性の劣位を認めることに結びつくが、後者を肯定することは女性の有用性と男性に対する対等性（時には優位性）を強調することにつながる。それゆえ多くの女性は、「性による役割振り分け」は否定しつつも、「愛による再生産役割」に引きずられながら、家事・育児役割を一手に引き受けてきたのである（大和、1995年）。

このように母性主義は、女性が家事・育児役割を担っている事実と、労働市場において周縁的な地位を余儀なくされている事実を正当化するイデオロギーとして機能してきたが（上野、1990年）「父親は家族のために一生懸命働き、母親は父親や子どものために家事・育児にいそしむ」という戦後日本における「家族愛」概念と相まって、感情労働者としての専業主婦の台頭を導いてきた（山田、1999年）。

b. 性別役割分業の否定

性的役割分業が多くの日本人によって仕事と家庭の有効な調和戦略として選択されてきたために、日本女性のM字型就業パターンは維持されてきた。ところが総務省統計局『労働力調査』における女性の労働力率には、1990年代に注目すべき変化がみられる。すなわちM字型就労パターンの谷間にあたる25～29歳層（64.0 71.8%）や30～34歳層（52.7

60.3%)の労働力率が、1992年から2002年にかけて大きく上昇しているのである。とくに父親が雇用者である世帯に注目すると、高度経済成長期には75%(1955年)におよんでいた専業主婦世帯比率は、1980年代後半に50%を切り、1990年代後半には共働き世帯比率を下回るようになった(厚生労働省、2002年)。これらの変化には非婚化・晩婚化・少子化や不景気の影響が反映されていると考えられるものの、全体としては結婚・出産・育児期に仕事を中断しない女性が多数派に転じてきたことを示している(厚生労働省、2003年)。

性別役割分業を否定する傾向は、中所得層の女性に特に顕著であるが(山口、1999年)全国規模の意識調査(JGSS)では、一般的な傾向としても確認される。すなわち日本の成人男女の9割が「男性も身の回りのことや炊事をすべきだ」(賛成:40.9%、どちらかといえば賛成:49.0%、以下同様)と主張し、8割が「仕事をもつ母親も、専業主婦と同じように、温かく安定した親子関係を築くことができる」(39.1%、44.4%)と考えている。ただし「母親が仕事をもつと、小学校へあがる前の子どもによく影響を与える」(12.5%、37.9%)と警告する者も5割に達している(JGSS, 2001年)。したがって中所得層に限らず、現代日本人の大多数が「男性は仕事、女性は家庭」という明確な「性による役割振り分け」は否定し、家事・育児の初期段階においては意見が分かれるものの、女性の仕事と子育ての両立が基本的に可能だと考えている。

c. 時間配分の経済学：仕事と家事・育児への時間配分

性別役割分業が共働き世帯の仕事と家事・育児の調和戦略として志向されなくなるなかで、それに変わるどのような戦略が選択肢として提示され得るのだろうか。女性が就労するようになったために生じた家族の生活における変化をとらえるためには、「時間配分の経済学」の視点が示唆に富む。

時間配分の経済学では、人間は家計の効用を最大化するように、限られた資源であるお金と時間を配分する。家事・育児に関する行動選択についてみると、女性は自分で家事・育児に時間を費やすことと、家事・育児時間を減らすためにお金で財(例えば、食器洗い乾燥機や紙おむつなど家事・育児を軽減する道具)やサービス(例えば、通信販売や住居の清掃、保育や習い事などの家事・育児を代行する労働)(以下、家事・育児代行サービス)を購入することでは、いずれの組み合わせが家族により多くの満足感をもたらすかを判断して、もっとも合理的な選択をすると考えられる(Becker, 1965)。

その際、時間と財・サービスは労働市場において等価交換されるため、家事・育児代行サービスが「安い、高いか」は、その人の賃金率で規定される時間価値によって異なる。専業主婦の生活時間の価値、すなわち家事・育児労働の時間あたりの価格を留保賃金率として表現すると、市場労働より得られる賃金率が留保賃金率を上回る女性の場合は、限られた時間の一部を市場労働に配分し、得られた収入の一部で家事・育児代行サービスを購入したほうが、自由に使えるお金と時間の量は増え、生活の満足度は高まる。逆に賃金率

が留保賃金率を下回る場合は、市場労働に携わらず、もっぱら家事・育児に専念したほうが合理的な選択といえる。ただし留保賃金率が子育てに手のかかる育児期の前期に高く、子どもが成長するにしたがって低下していくことと、年功賃金制度のもとで賃金率が勤続年数にしたがって上昇していくことを勘案すると、たとえ育児期の前期には家計の効用が低くても、将来的な留保賃金率の低下と賃金率の上昇を見越して、勤続することが合理的な選択と解釈することもできる。また家計の効用を相対的に低下させてでも、家事・育児代行サービスをほとんど利用することなく、市場労働に多くに時間を配分せざるをえない経済的な事情を抱える世帯も少なくない。

ところで賃金率で表現される人間の時間価値は、通常その教育水準によって規定される。学歴社会では教育水準が人間資本の価値指標とみなされ、賃金体系が整備されてきたからである。したがって女性が男性に劣らず高学歴化してその時間価値が上昇した結果、多くの世帯において母親の時間を市場労働ではなく家事・育児にのみ配分することが、合理的な行動選択とはみなされなくなり、性別役割分業ではなく共働きのライフスタイルが選択されるようになってきたと理解することができる。

母親がその有限な時間を市場労働に配分するようになると、他の活動に配分できる時間は必然的に減少する。1972年に実施された生活時間調査からは、市場労働・家事・育児への時間配分に汲々とし、余暇・睡眠時間を削ることで辛うじて仕事と家庭のバランスを保っている働く女性の姿が描き出された。ところが働く妻をもつ男性ともたない男性の生活時間配分には、顕著な違いは見出されなかった（矢野、1995年）。日本だけでなく世界の先進諸国において、男性の家事分担が進まない状況は、ブラッドとウルフ（Blood and Wolfe, 1960）、長津・細江・岡村（1996年）、岩井・稲垣（2000年）などの研究でレビューされてきたとおりである。

以上にみてきたとおり、時間配分の経済学の観点から、共働き世帯の仕事と家事・育児の調和戦略について、次の2つの示唆が得られる。第1は、家事・育児時間は労働時間と等価交換できることである。とくに賃金率が留保賃金率を上回る高学歴・高所得層の場合は、個人が限られた時間のなかで労働・家事・育児のすべてを自力で行うよりも、賃金の一部で家事・育児代行サービスを購入したほうが、生活の満足度は上昇すると考えられる。

第2の示唆は、生活時間の配分を個人単位ではなく、世帯単位でとらえる必要があることである。性別役割分業のもとでは、男性が市場労働と余暇、女性が家事・育児と余暇に生活時間を配分することで、世帯内および男女間の時間配分のバランスがある程度保たれてきた。ところが共働き世帯においては、母親が家事・育児だけでなく市場労働にも生活時間を配分するようになった変化に呼応して、父親も市場労働だけでなく家事・育児を相応に分担するようになってきたわけではない。その結果、世帯内および男女間で著しい時間の不平等が生じている。したがって共働き世帯の仕事と家事・育児の調和戦略として重要なのは、男女の時間を個別にとらえるのではなく、「夫婦の時間」ないし「家族の時間」としてとらえ直し、いかに市場労働・家事・育児・余暇に配分していけば、家計の効用を

最大化できるのかという発想をもつことだろう。

d. 家事・育児時間の代替可能性

時間配分の経済学は、時間が等価交換されることを前提としている。ところが家事・育児時間のなかには、他者によって代替され得ないため、値段のつけられない (priceless) 時間が少なくない。代替可能なすべての家事・育児時間に対して、家事・育児代行サービスが用意されているわけでもない。

すでに確認したとおり、家事・育児をかけがえのない女性による「愛情表現」とみなすイデオロギーが、性別役割分業を支えてきた。共働き世帯の増加は、こうした性別役割分業を仕事と家事・育児の調和戦略として志向しない世帯が増えてきたことを意味する。しかしながらそのことによって、家事・育児が愛情を必要としない行動とみなされるようになったわけではない。時間配分の経済学では、市場労働時間と等価交換されるのは代替可能な家事・育児時間であり、等価交換することによって代替不可能な家事・育児時間を含むかけがえのない「家族の時間」をより多く確保することが、家計の効用の最大化につながる。

それではどのような家事・育児時間が代替可能なのだろうか。イングランドとキルボーン (England and Kilbourne, 1990) は、市場労働と家事・育児の違いを、そこから蓄積される技能の汎用性の違いに見出している。工員、技師、事務員等として市場労働から蓄積される技能は、交渉相手に関わらず交換価値をもつ一般的な技能であるのに対して、妻・母親として家事・育児労働から蓄積される技能の多くは、夫婦や親子という特別な関係性のなかでのみ価値をもつ、汎用性の低い関係特殊技能 (relation-specific skill) である。真に居心地のよい家庭は、家族の好みに精通し、体調や心境を理解し、日々の変化に柔軟に対応するといった、家族との長期的で持続的な関係のなかから蓄積される情報に基づいて発揮される技能を必要とする。家事・育児で求められる技能が、市場労働で必要とされる技能と質的に異なるからこそ、その価値は市場価値としてではなく道徳的価値 (母性・家族愛) として表現されてきたのである。

ところが家事・育児には、料理や掃除の腕など、汎用性の高い技能、したがって市場労働のなかで代替可能な技能を必要とする部分もある。グルメ料理を持ち帰ったり、掃除・託児・介護サービスを利用したりすることは、日本でも広く普及してきている。たしかに居心地のよい家庭は、プロの料理人や家政婦等の技能だけではつくられないが、そうしたサービスは、居心地のよい家庭をつくるうえで力強い助っ人となり得る。

性別役割分業のもとでは、女性は居心地のよい家庭を支える関係特殊技能を女性固有の「愛情表現」と価値づけることによって、女性の有用性と男性との対等性を顕示してきた。しかしながら家庭から労働市場に進出したことによって、母性にのみアイデンティティを見出す必要がなくなった女性が急増している今日、母性主義はもはやかつての説得力を持ち得ない。このことは共働き世帯において家事・育児は、もはや女性によって独占される

ものではなくなり、代替可能な部分は代行サービスと、代替不可能な部分は男性と分担されるものとして再編されることを示唆している。

e. 新たな仕事と家事・育児の調和戦略： 家族の時間の配分と交換

以上にみてきたとおり、共働き世帯の仕事と家事・育児の調和戦略として性別役割分業が志向されなくなってきている今日、時間配分の経済学および家事・育児時間の代替可能性の観点から、次の新たな調和戦略が提示される。

まず共働き世帯の仕事と家事・育児の調和の問題は、女性の時間配分の問題としてではなく、「家族の時間」配分の問題としてとらえられる。「家族の時間」をどのように市場労働・家事・育児・余暇に配分すれば、家計の効用を最大化できるかを、個々の家族が性別にとらわれずその時間価値(賃金率)と照らし合わせながら、戦略的に決定するのである。

つぎに家事・育児時間のうち、労働時間と等価交換できる部分と、関係特殊技能を必要とするために代替不可能な部分を明確化する。代替可能な家事・育児時間については、代行サービスを利用するなどの交換措置を積極的に選択肢に加えることによって短縮しつつ、代替不可能な家事・育児時間については、関係特殊技能を男女で共有し得るものとしてとらえ直すことによって、家族で分担し、十分に確保していく。

2. 分析の枠組み

(1) 分析モデル

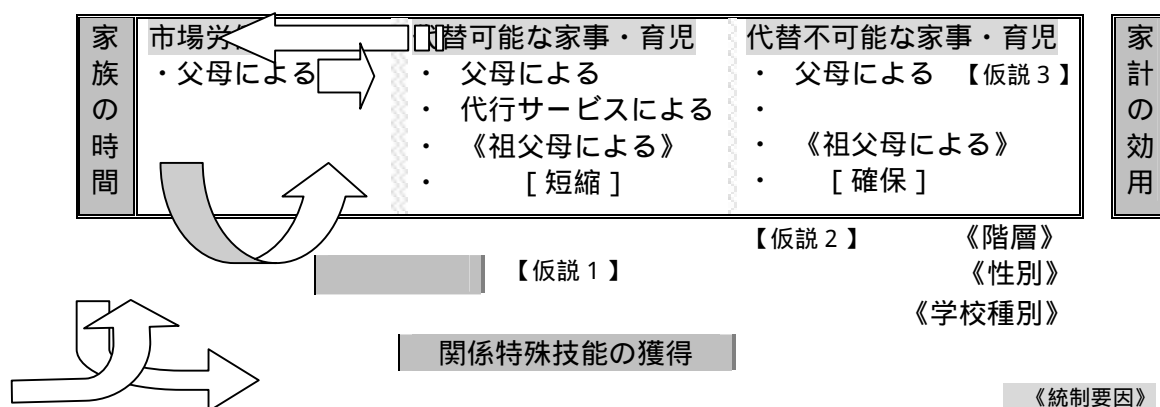


図 - 1 家族の時間の配分

前節で示した共働き世帯における仕事と家事・育児の調和戦略は、図 - 1 のとおり図式化される。「家族の時間」は、家族が労働・家事・育児(余暇をはじめとするその他の行動

は省略)に費やす時間の総体としてとらえられる。労働・家事・育児行動の主体は父母であるが、「代替可能な家事・育児」のエージェントとして家事・育児代行サービスが想定される。

「労働」時間、「代替可能な家事・育児」時間、「代替不可能な家事・育児」時間の関係を見ると、「労働」時間と「代替可能な家事・育児」時間は等価交換されるが、父母による関係特殊技能を必要とする「代替不可能な家事・育児」時間は交換されない。「家計の効用」が最大化するのは、父母が市場労働より得た賃金の一部で家事・育児代行サービスを購入することで、「代替可能な家事・育児」に費やさなければならない時間を短縮させ、「代替不可能な家事・育児」に費やすことのできる時間を充分確保し得たときである。限られた時間資源を「労働」にばかり費やしたり、「代替可能な家事・育児」に時間を費やし過ぎた余り、「代替不可能な家事・育児」に充分な時間を確保できなかつたりするとき、「家計の効用」は低下する。

(2) データ

分析に使用するデータは、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SSJデータ・アーカイブから提供を受けた個票データ、「小・中学生の生活と意識についての調査 1995年」(青少年文化研究会・代表：藤田英典)である。このデータは、9都県ⁱ48校(小学校30校、中学校18校)に通う7144人(小学5年生3380人、中学2年生3764人)に対して、日常の経験や生活、感じ方や考え方の実態について質問紙調査を用いて尋ねたものであり、とくに家庭での生活時間や習慣、家族との過ごし方や人間関係、家庭教育についての情報に富んでいる。調査対象となった学校は、地域や特色などに偏りが生じないように配慮しながら抽出されており、各学校の該当学年全員が調査対象とされている。

本研究でこのデータを使用するメリットとして以下の2点をあげることができる。第1には、生活の楽しさや家族観など、子どもの側からみた家計の効用を明らかにすることができる点である。第2には、小・中学生を対象とすることによって、女性のM字型就労パターンの凹み部分にあたる「育児期」(一般に25~44歳)世代の母親、および仕事と家事・育児がもっとも両立し難いライフステージにある世帯に注目して、仕事と家事・育児の調和戦略の有効性を検証することが可能になる点である。

分析に使用するのには、データ全体から片親世帯(697人)を除いた両親世帯のうち、母親の就労形態が自営業(693人)・内職など(432人)・不明(124人)を含まない5198人である。そのなかで母親が家事のみをしている生徒は1880人(36.2%)、母親がパートタイムで就労している生徒は1170人(22.5%)、母親がフルタイムで就労している生徒は2148人(41.3%)である。

(3) 指標

分析に使用する変数は、表 - 1 に示すとおりである。まず家族の時間配分のうち、「市場労働」の指標として使用するものは、母親の就労形態である。データの制約上、ここでは父親は全て就労しているものと想定し、母親が家事に専従している場合は「片働き」、母親がパートタイムで就労している場合は「準共働き」、母親がフルタイムで就労している場合は「共働き」としてとらえる。

つぎに父母が「代替可能な家事・育児」時間を短縮するためにどれほど家事・育児代行サービスを利用しているかは、プロの料理人、流通産業、教育産業などのサービスや商品を購入する程度でとらえられる。すなわち「代替可能家事の代行」は、「家族と食事に出かける」および「家族とデパートに買い物に行く」頻度を示す合成変数である。もっともこれらの変数は、家事代行サービス利用頻度の指標としての性格の他に、家族時間（代替不可能な家事・育児時間）共有の度合いの指標としての性格もあわせてもっている。本来なら「クリーニング業者を利用する頻度」「食材・日用品の宅配サービスを利用する頻度」「清掃サービスを利用する頻度」など、より純粋な家事代行サービスの指標を採用することが望ましいが、データの制約上、上記の変数で可能な限り家事代行サービスの利用状況をとらえることを試みる。

「代替可能育児の代行」は、「学習塾や英会話」、「通信教育（進研ゼミなど）」、「家庭教師」、「ピアノやバイオリン、絵画など」、「習字、そろばん」、「水泳、体操、バレエなど」、「野球チーム、サッカーチーム」への参加状況を示す合成変数である。育児は伝統的に、子どもが家庭や地域社会で展開される諸活動（家事・仕事・介護・保育・遊び）に参加することを通して非形式的な形で行われきたが、近代以降、学校や習い事の教室などの形式的で制度化された空間に加速度的にその場を移している。そのなかで育児は家族（母親）の手を離れ、教育産業に代行される部分が増えてきている。

「代替不可能な家事・育児」時間をどれほど確保できているかは、子どもが父母と時間を共有する機会の多寡、および父母の教育やしつけへのコミットメントの程度によってとらえられる。すなわち「コミュニケーション」は、「お父さんと話をする」、「お母さんと話をする」および「休日に家族といっしょに過ごす」頻度を示す合成変数である。「教育コミットメント」は、父母が子どもの「学校の行事や授業参観に来る」、「テストの点数をきく」、「勉強を見てくれる」頻度を示す合成変数である。そして「しつけコミットメント」は、子どもが親に「勉強しなさい」、「お手伝いをしなさい」、「友だちとの約束を守るよう」、「人に迷惑をかけてはいけない」、「人には親切にしなさい」、「努力することが大切だ」、「先生のいうことをよく聞くよう」、「言葉づかいや礼儀」に注意するよう、ないし「帰宅が遅くならないよう」に言われる頻度を示す合成変数である。

「家計の効用」では、子どもの側からみた生活の満足度に注目する。生活の質について

表 - 1 分析に使用する変数一覧

指標	変数[コード] (ダミー変数については比率)	平均	SD
「労働」時間	・ 片働き (母が家事に従事) [1, 0] (36.2%)	-	-
	・ 準共働き (母がパートタイムで就労) [1, 0] (22.5%)	-	-
	・ 共働き (母がフルタイムで就労) [1, 0] (41.3%)	-	-
「代替可能な家事・育児」時間の短縮	・ 家事代行サービス利用頻度 [0 ~ 6] (合成変数: 家族と食事にでかける・家族とデパートに買い物に行く、各 [0 ~ 3])	3.39	1.50
	・ 育児代行サービス利用頻度 [0 ~ 14] (合成変数: 学習塾・通信教育・家庭教師・ピアノ・習字・水泳・野球などの習い事の経験、各 [0 ~ 2])	4.74	2.18
「代替不可能な家事・育児」時間の確保	・ コミュニケーション頻度 [0 ~ 9] (合成変数: お父さんと話をする・お母さんと話をする・休日に家族といっしょに過ごす、各 [0 ~ 3])	6.56	1.95
	・ 教育コミットメント [0 ~ 6] (合成変数: 家の人が学校の行事や授業参観に来る・親がテストの点数をきく・親があなたの勉強を見てくれる、各 [0 ~ 2])	3.12	1.53
	・ しつけコミットメント [0 ~ 18] (合成変数: 勉強・お手伝い・友だちとの約束を守る・迷惑をかけない・親切に・努力する・先生のいうことをよく聞く・言葉づかいや礼儀に注意・帰宅が遅くならないなどと親に言われる、各 [0 ~ 2])	9.19	4.30
「家計の効用」	・ うちの家族はまとまりがあると感じる頻度 [0 ~ 3]	0.96	0.96
	・ 毎日の生活の楽しさ [1 ~ 5]	3.89	1.05
	・ 成績: クラスでの位置づけ [1 ~ 5]	2.85	1.07
「統制要因」	・ 階層 [0 ~ 9] (合成変数: 住宅地 [0, 1]・子ども部屋 [0, 1]・パソコン [0, 1]・親読書 [0 ~ 2]・蔵書 [0 ~ 4])	3.55	1.75
	・ 性別 - 男子 [0, 1] (51.6%)	-	-
	・ 学校種別 - 小学校 [0, 1] (47.4%)	-	-
	・ 同居している祖父母の人数 [0 ~ 5]	0.46	0.77

の子どもの主観を指標化することは難しいが、ここでは家族関係が円満なために子どもが「うちの家族はまとまりがあると感じる」¹¹⁾ことが多く、「毎日の生活を楽しむ」¹²⁾と感じ、学校生活に適応しているために「成績(自己報告)」も比較的よい時に、親子の家族生活がおおむね良好であるとみなす。

最後に、家計の効用に影響を及ぼす「家族の時間配分」以外の統制要因に注目する。賃金率が留保賃金率を上回る高学歴・高所得層ほど家計の効用は実現しやすいため、家計の効用と生活時間の配分との関係性は、学歴・所得水準が同等の世帯間で比較検討する必要がある。こうした「階層」を、本研究では「住んでいる地域(住宅が多いところ)」、「自分専用の子ども部屋がある」、「家にパソコンまたはワープロがある」、「親が週刊誌以外の本を読む」頻度、「家に本(雑誌・マンガ以外の本)がどのくらい」あるかという指標で可能な限りとらえる。また教育産業サービスの利用程度や親子関係のあり方は男女や年齢によって異なると考えられるため、子どもの「性別」や「学校種別」も統制変数に加える。さらに日本では祖父母が「代替不可能な家事・育児」、「代替可能な家事・育児」両方のエージェントとして重要な役割を果たしてきたことは、先行研究(例えば、岩井・稲葉、2000年)で指摘されているとおりであり、本研究では同居している「祖父母人数」によって祖父母の影響力をとらえる。

(4) 分析方法

本研究では、仕事と家事・育児の調和戦略にかかわる次の3つの仮説を検証する。第1は、母親も就労することで相対的により多くの「家族の時間」を市場労働に配分している共働き世帯では、家事・育児代行サービスを利用することで代替可能な家事・育児に費やす時間を短縮しているという仮説である。第2は、家事・育児代行サービスを利用することで代替可能な家事・育児に費やす時間を短縮している世帯は、代替不可能な家事・育児に費やす時間を確保することに成功しているという仮説である。第3は、代替不可能な家事・育児に費やす時間を確保することに成功している世帯は、家計の効用を高めることに成功しているという仮説である。これら3つの仮説がすべて検証されれば、仕事と家事・育児の調和戦略は効果的に実践されているということができよう。

分析手法としては、はじめにクロス集計と重回帰分析によって仮説にかかわる変数間の関係を検討する。その上で、仕事と家事・育児の調和戦略を構成するすべての変数を含む重回帰分析を行い、戦略の有効性を確認する。

3. 分析の結果

(1) 共働き世帯における家計の効用

はじめに労働時間と家計の効用との関係を概観してみよう(表-2)。戦後日本の社会では、性別役割分業がもっとも合理的で理想的な仕事と家事・育児の調和戦略として、多くの世帯によって選択されてきた結果、共働き世帯が仕事と家事・育児を両立するために必要とする労働・社会環境は未だ整備されていないのが実情である。そのなかで共働き世帯は、家計の効用を高めることにどの程度成功しているのだろうか。

表-2より、家族にまとまりがある(ある+ときどきある)毎日が楽しい(楽しい+まあ楽しい)成績が平均以上(上の方+やや上の方+中くらい)と回答した子どもはそれぞれ7割程度におよび、大多数の子どもが一定の満足感をもって生活していることがわかる。しかしその満足度には、労働時間による有意な差異がみられる。家族にまとまりがあると感じている子どもの比率[片働き世帯(76.8%)>準共働き世帯(74.2%)>共働き世帯(71.8%)($p<0.01$)、以下同様]も、成績が平均以上と報告した子どもの比率[68.0%>68.2%>61.3%($p<0.001$)]も、共働き世帯が顕著に低いのである。毎日が楽しいと感じている子どもの比率には有意な差異は認められないものの、やはり労働時間の短い片働き世帯がもっとも高くなっている[74.4%>71.0%>71.5%:NS]。したがって労働時間が長いほど、家計の効用は低いのが現状であるといえる。共働き世帯の仕事と家事・育児の調和戦略モデルが、こうした現状を説明するうえでどれほど有効なのか、またこうした現

状を乗り越えるうえでいかなる示唆を与えるのかを探ることが、この分析の目的である。

表 - 2 労働時間と家計の効用

		家のまとめり					毎日が楽しい					
		ない	あまりない	ときどきある	よくある	(人)	楽しくない	あまり楽しくない	どちらともいえない	まあ楽しい	楽しい	(人)
労働時間	片働き	8.0	15.2	35.1	41.7	(1871)	4.2	4.5	16.9	41.9	32.5	(1870)
	準共働き	8.7	17.0	37.8	36.4	(1166)	5.1	5.7	18.2	40.6	30.4	(1168)
	共働き	10.7	17.6	33.9	37.9	(2138)	4.8	5.3	19.4	40.6	29.9	(2142)
	合計	9.3	16.6	35.2	39.0	(5175)	4.7	5.1	18.2	41.1	30.9	(5180)
² 検定(両側)		21.234(df=6), p=0.002					9.941(df=8), p=0.269					
		成績										
		下のほう	やや下のほう	中くらい	やや上の方	上の方	(人)					
労働時間	片働き	11.4	20.6	41.5	18.2	8.4	(1872)					
	準共働き	15.2	20.4	41.3	19.7	7.2	(1166)					
	共働き	13.3	25.4	39.2	16.0	6.0	(2136)					
	合計	12.2	22.5	40.5	17.6	7.2	(5174)					
² 検定(両側)		32.755(df=8), p<0.001										

(2) 共働き世帯における家事・育児代行サービスの利用

時間配分の経済学では、代替可能な家事・育児時間は、家事・育児代行サービスを介して、労働時間と等価交換される。したがって労働時間が長い共働き世帯ほど、家事・育児代行サービスの利用頻度は高くなると考えられる。はたしてこの仮説は、本データにおいて成り立つのだろうか。

表 - 3 は、家事・育児代行サービスの利用頻度を階層別（4分位）および労働時間別に示したものである。家事・育児代行サービスの利用頻度と労働時間との関係を階層別に検討するのは、前述したとおり、労働時間と代替可能な家事・育児時間を等価交換する合理性が、賃金率によって異なるからである。

表 - 3 より明らかになるのは、次の2点である。第1に、家事代行サービスは7割以上の世帯で、育児代行サービスは約半数の世帯で、比較的頻繁（中度＋高度）に利用されているが、ともに階層が高くなるほど利用頻度が高くなる（家事代行サービス：68.9 72.9 74.2 71.9、育児代行サービス：42.2 49.6 59.0 64.8）。上位1/4階層の家事代行サービス利用頻度で中度のグループが若干少なくなっているものの、全体的な傾向としては、高学歴・高所得層の世帯ほど、家事・育児代行サービスを利用する傾向が強いといえることができる。

表 - 3 労働時間と家事・育児代行サービスの利用頻度【階層別】(%)

【下位 1/4】		家事代行サービスの利用頻度				育児代行サービスの利用頻度			
		低度	中度	高度	(人)	低度	中度	高度	(人)
労働	片働き	28.6	52.4	19.0	(489)	59.2	40.0	0.8	(480)
	準共働き	33.5	50.0	16.5	(328)	47.7	51.4	0.9	(319)
	共働き	31.8	52.2	16.0	(688)	61.7	37.8	0.5	(674)
合計		31.2	51.8	17.1	(1505)	57.8	41.5	0.7	(1473)
² 検定(両側)		3.580 (df = 4) p=0.466				18.660 (df = 4) p<.001			
【中下位 1/4】		低度	中度	高度	(人)	低度	中度	高度	(人)
労働	片働き	25.4	51.8	22.8	(417)	48.1	50.1	1.7	(401)
	準共働き	27.3	54.3	18.4	(278)	52.4	46.5	1.1	(269)
	共働き	28.5	51.5	20.0	(470)	51.2	48.8	0.0	(457)
合計		27.1	52.3	20.6	(1165)	50.4	48.7	0.9	(1127)
² 検定(両側)		2.811 (df = 4) p=0.590				8.670 (df = 4) p=0.070			
【中上位 1/4】		低度	中度	高度	(人)	低度	中度	高度	(人)
労働	片働き	23.2	53.9	22.9	(362)	36.8	61.2	2.0	(356)
	準共働き	32.1	50.5	17.4	(224)	40.1	57.1	2.8	(217)
	共働き	24.5	51.0	24.5	(396)	45.3	52.9	1.8	(391)
合計		25.8	51.9	22.3	(982)	41.0	57.0	2.1	(964)
² 検定(両側)		8.447 (df = 4) p=0.076				6.240 (df = 4) p=0.182			
【上位 1/4】		低度	中度	高度	(人)	低度	中度	高度	(人)
労働	片働き	26.7	45.4	27.9	(559)	32.4	65.2	2.4	(537)
	準共働き	28.1	45.5	26.5	(310)	35.7	61.3	3.0	(305)
	共働き	29.7	48.0	22.3	(529)	37.8	60.4	1.7	(518)
合計		28.1	46.4	25.5	(1398)	35.2	62.5	2.3	(1360)
² 検定(両側)		4.849 (df = 4) p=0.303				4.601 (df = 4) p=0.331			

注1)「代替可能家事の代行」変数値が0~2は低度、3~4は中度、5~6は高度とする。

注2)「代替可能育児の代行」変数値が0~4は低度、5~9は中度、10~14は高度とする。

注3)「階層」変数値が0~2は下位1/4、3は中下位1/4、4は中上位1/4、5~8は上位1/4とする。

第2に、同等の階層内ではあれば、おおむねどの階層においても、世帯の労働時間による家事・育児代行サービスの利用頻度に有意な差異はみとめられないことである。唯一、有意差(p<.001)が認められたのは、下位1/4階層の育児代行サービスの利用頻度においてである。賃金率が相対的に低いこのグループの育児代行サービス利用頻度は全体的に低いが、とくに共働き世帯では、61.7%の子どもが育児代行サービスをほとんど利用していない。それに対して、準共働き世帯の育児代行サービス利用頻度はきわめて高く(中度+高度:52.6%)、片働き世帯を上回っている(40.8%)。共働き世帯の育児代行サービス利用頻度の低さは、他の階層においても基本的な傾向として確認される。

表 - 4 家事・育児代行サービス利用頻度の規定要因（値は標準化係数）

従属変数	家事代行サービス	育児代行サービス
準共働き	-0.023	0.020
共働き	-0.022	-0.054**
階層	0.065***	0.196***
性別：男	-0.171***	-0.137***
学校種別：小学校	0.210***	0.019
祖父母人数	-0.017	0.030*
調整済み R ²	0.079	0.063

* : 5%水準で有意、** : 1%水準で有意、*** : 0.1%水準で有意

表 - 4 は、労働時間を独立変数、家事・育児代行サービス利用頻度を従属変数とした線形回帰分析の結果である。多重クロス集計の結果と同様に、階層は労働時間を大きく上回る有意な規定力をもつ。また共働き世帯の育児代行サービス利用頻度が有意に低いことが示されている。共働き世帯の育児代行サービス利用頻度が低い理由としては、平尾（2003）が指摘するように、育児代行サービスのなかには、父母の育児時間を単に代替するものではなく、サービスを楽しむために父母による一層の教育コミットメント（育児時間）を要請するものが少なくない現状をあげることができる。祖父母との同居が育児代行サービスの利用頻度を有意に高めるのは、子どもの送迎やお弁当の準備など、育児代行サービスを利用するための教育コミットメントを、祖父母が代替している状況を反映していると考えることができる。なお家事・育児代行サービス利用頻度は、中学生よりも小学生の世帯が有意に高く、とくに育児代行サービス利用頻度では男子よりも女子のほうが高い。

これらの結果より、市場労働に多くの時間を配分している世帯ほど、家事・育児代行サービスを利用する頻度が高いという仮説は、本データの分析結果からは検証されない。家事・育児代行サービスの利用頻度は高学歴・高所得の世帯ほど高く、労働時間による有意な差異は基本的に確認されない。しかも共働き世帯の育児代行サービス利用頻度が有意に低いという結果は、仮説を反証するものでもある。

(3) 代替可能な家事・育児の代行と代替不可能な家事・育児の遂行

それでは家事・育児代行サービスを利用すれば、代替可能な家事・育児時間を短縮し、代替不可能な家事・育児時間を確保することができるのだろうか。家事・育児代行サービス利用頻度と、代替不可能な家事・育児の遂行状況との関係を示したのが、表 - 5 である。

表 - 5 育児代行サービスの利用頻度と代替不可能家事・育児の遂行 (%)

		コミュニケーション頻度				教育コミットメント				しつけコミットメント			
		低度	中度	高度	(人)	低度	中度	高度	(人)	低度	中度	高度	(人)
家事 代行	低度	19.8	52.0	28.2	(1459)	47.0	42.8	10.2	(1456)	36.0	45.0	19.0	(1451)
	中度	3.5	37.7	58.8	(2607)	31.9	47.5	20.7	(2594)	28.0	47.7	24.3	(2577)
	高度	0.9	16.5	82.6	(1103)	26.3	45.4	28.2	(1098)	22.4	42.9	34.7	(1085)
	合計	7.5	37.2	55.3	(5169)	35.0	45.7	19.3	(5148)	29.1	45.9	25.0	(5113)
² 検定(両側)		972.562(df=4), p<0.001				204.829(df=4), p<0.001				109.243(df=4), p<0.001			
育児 代行	低度	8.4	40.1	51.5	(2344)	42.6	41.4	16.0	(2332)	31.9	45.8	22.2	(2320)
	中度	6.8	35.3	57.9	(2606)	29.3	49.0	21.7	(2604)	27.0	46.1	26.9	(2583)
	高度	8.5	35.2	56.3	(71)	19.7	47.9	32.4	(71)	25.7	47.1	27.1	(70)
	合計	7.6	37.5	54.9	(5021)	35.3	45.5	19.2	(5007)	29.3	46.0	24.7	(4973)
² 検定(両側)		21.229(df=4), p<0.001				109.732(df=4), p<0.001				21.356(df=4), p<0.001			

注1)「コミュニケーション頻度」変数値が0~3は低度、4~6は中度、7~9は高度とする。

注2)「教育コミットメント」変数値が0~2は低度、3~4は中度、5~6は高度とする。

注3)「しつけコミットメント」変数値が0~6は低度、7~12は中度、13~18は高度とする。

表 - 5 に示すとおり、9 割以上の世帯で親子のコミュニケーションはほぼ良好（高度 + 中度）にとれており、7 割程度の世帯で親が教育やしつけに比較的熱心（高度 + 中度）である。そして家事・育児代行サービスの利用頻度が高い世帯ほど、親子のコミュニケーション頻度は高く、親の教育やしつけに対するコミットメントも高いことがわかる（いずれも $p < .001$ ）。

表 - 6 は、家事・育児代行サービス利用頻度を独立変数、代替不可能家事・育児の遂行を従属変数とした線形回帰分析の結果であるが、単純クロス集計の結果と同様に、家事・育児代行サービスを頻繁に利用することが、代替可能家事・育児の遂行を促進するうえで有意な効果をもつことを示している。ただし単純クロス集計の結果とは異なり、育児代行サービス利用頻度と親子のコミュニケーション頻度との間には有意な相関はみられない。これは育児代行サービス利用頻度と強い相関をもつ労働時間（共働き世帯）や階層、性別が分析に加えられたことによって、育児代行サービス利用頻度独自の規定力が弱まったためと考えられる。

なお前項では、共働き世帯の育児代行サービス利用頻度は有意に低く、家事代行サービス利用頻度は片働き世帯や準共働き世帯と同水準であることを確認したが、ここではコミュニケーション頻度や教育コミットメントが有意に低いことが示されている。家事・育児代行サービスを利用することによって生まれた時間的余裕から、親子のコミュニケーション頻度や親の教育コミットメントは高まるが、その効果では埋め合わせできないほど、共働き世帯は代替不可能家事・育児時間に困窮していると解釈することができよう。

代替不可能家事・育児は、高学歴・高所得の世帯ほど、また中学生より小学生の世帯において、有意に遂行されやすい。祖父母との同居は、親の教育コミットメントを有意に高める効果をもつ。祖父母との同居は育児代行サービス利用頻度を高める効果をもつ前項の結果と相まって、祖父母による支援は、とくに家族の教育コミットメントを高める方向に作用すると考えることができるかもしれない。

表 - 6 代替不可能家事・育児遂行の規定要因（値は標準化係数）

従属変数	コミュニケーション頻度	教育コミットメント	しつけコミットメント
準共働き	-0.025	-0.002	0.013
共働き	-0.077***	-0.121***	0.010
階層	0.039**	0.114***	0.048***
性別：男	-0.070***	0.018	0.018
学校種別：小学校	0.124***	0.081***	0.088***
祖父母人数	-0.006	0.051***	-0.004
家事代行サービス	0.463***	0.181***	0.137***
育児代行サービス	0.017	0.135***	0.058***
調整済み R ²	0.285288	0.110396	0.038306

* :5%水準で有意、** : 1%水準で有意、*** :0.1%水準で有意

以上の結果より、労働時間や統制要因の影響を取り除いた後にも、家事・育児代行サービスの利用は、代替不可能な家事・育児の遂行を促す効果をもつ。したがって家事・育児代行サービスを利用することで代替可能な家事・育児時間の短縮に成功している世帯は、代替不可能な家事・育児時間の確保に成功しているという仮説は妥当と考えることができる。

(4) 代替不可能な家事・育児の遂行と家計の効用

それでは代替不可能な家事・育児を遂行している世帯は、家計の効用が高いのだろうか。表 - 7は、3つの代替不可能家事・育児変数（親子のコミュニケーション頻度、親の教育コミットメント、親のしつけコミットメント）と、3つの家計の効用変数（家族のまとまり、子どもにとっての毎日の楽しさ、子どもの成績）の関連を示している。表 - 2で確認したとおり、家族にまとまりがある（ある+ときどきある）毎日が楽しい（楽しい+まあ楽しい）成績が平均以上（上の方+やや上の方+中くらい）と回答している子どもはそれぞれ7割程度におよび、大多数の子どもが一定の満足感をもって生活していることが、表 - 7からもわかる。そしてこの満足感は、親子のコミュニケーション頻度と、親の教育コミットメントが高い世帯ほど顕著である（いずれも $p < .001$ ）。

ところが親のしつけコミットメントは、必ずしも家計の効用を高めるものではない。親のしつけコミットメントが高い子どものなかには、家族にまとまりがないと感じたり、毎日が楽しくないと報告する者が平均を上回る比率で存在する。また親のしつけコミットメ

ントが高い子どもほど、学校での成績が悪い($p < .001$)。親によるしつけは、代替不可能な育児の中核をなす営みではあるが、子どもにとってしつけがとくに抑圧的に感じられるのは、家庭や学校の生活に何らかの問題があるときだろう。したがって親のしつけコミットメントは、むしろそれ自体を家計の効用の指標とみなすことができる。

代替不可能家事・育児の遂行を独立変数、家計の効用を従属変数とした線形回帰分析の結果は、表 - 8 の「モデル 2」欄に示すとおりである。後述するとおり、表 - 8 は「労働時間」、「統制要因」、「代替可能家事・育児時間の短縮」、「代替不可能家事・育児時間の確保」、「家計の効用」といった仕事と家事・育児の調和戦略の要素をすべて含むモデルの分析結果であるため、仕事と家事・育児の調和戦略の有効性を検証するものでもある。

表 - 8 のモデル 2 欄より、まず代替不可能家事・育児の遂行と家計の効用との関係について、以下のことがわかる。親子がコミュニケーションを頻繁にとることと、親が子どもの教育に熱心であることは、子どもの生活の満足感を高めるうえで重要な意味をもつ(いずれも $p < .001$)。とくに親子のコミュニケーション頻度は家族のまとまりと毎日の楽しさに、親の教育コミットメントは成績に対してきわめて強い規定力をもつ。親のしつけコミットメントが家計の効用と一貫して有意な負の関係にあるのは、単純クロス集計の結果をより明確に示す結果である

表 - 7 代替不可能家事・育児の遂行と家計の効用

		家のまとめり					毎日が楽しい					成績						
		ない	あまりない	ときどきある	よくある	(人)	楽しくない	あまり楽しくない	どちらともいえない	まあ楽しい	楽しい	(人)	下のほう	やや下のほう	中くらい	やや上の方	上の方	(人)
コミュニケーション頻度	低度	25.8	20.9	29.3	24.0	(392)	18.4	7.7	23.8	34.3	15.9	(391)	23.1	26.9	33.6	9.7	6.7	(390)
	中度	10.7	21.3	41.5	26.5	(1919)	5.2	7.1	23.8	42.5	21.4	(1921)	14.1	25.1	37.6	16.6	6.5	(1917)
	高度	6.1	12.9	31.6	49.4	(2857)	2.5	3.3	13.8	41.1	39.3	(2854)	9.3	20.2	43.5	19.4	7.7	(2853)
	合計	9.3	16.6	35.1	39.0	(5168)	4.7	5.1	18.3	41.1	30.9	(5166)	12.2	22.5	40.5	17.6	7.2	(5160)
² 検定(両側)		420.145(df=6), p<0.001					452.621(df=8), p<0.001					116.596(df=8), p<0.001						
教育コミットメント	低度	10.9	19.3	36.7	33.1	(1798)	6.3	5.7	22.9	40.4	24.7	(1795)	17.0	27.1	36.5	13.4	6.0	(1794)
	中度	8.6	15.9	35.7	39.9	(2347)	4.0	5.0	16.9	43.7	30.4	(2353)	10.4	21.8	41.9	18.7	7.3	(2347)
	高度	8.3	13.0	31.5	47.2	(1002)	3.3	4.1	13.1	36.4	43.2	(1001)	7.7	16.0	44.9	22.6	8.9	(1002)
	合計	9.3	16.5	35.2	39.0	(5147)	4.7	5.1	18.3	41.1	30.9	(5149)	12.2	22.5	40.6	17.6	7.2	(5143)
² 検定(両側)		62.638(df=6), p<0.001					139.029(df=8), p<0.001					147.572(df=8), p<0.001						
しつけコミットメント	低度	8.8	16.0	35.4	39.9	(1485)	5.6	4.9	19.8	41.3	28.4	(1488)	11.5	19.5	40.9	19.4	8.7	(1484)
	中度	7.9	17.1	37.9	37.2	(2351)	3.4	5.5	19.2	42.3	29.6	(2349)	11.4	23.5	41.1	17.9	6.1	(2347)
	高度	12.2	16.5	30.3	40.9	(1276)	5.7	4.7	15.1	38.7	35.8	(1278)	13.9	23.9	39.5	15.4	7.3	(1277)
	合計	9.2	16.6	35.3	38.9	(5112)	4.7	5.1	18.3	41.1	30.8	(5115)	12.1	22.4	40.6	17.7	7.2	(5108)
² 検定(両側)		34.559(df=6), p<0.001					41.223(df=8), p<0.001					27.977(df=8), p<0.001						

注1)「コミュニケーション頻度」「教育コミットメント」「しつけコミットメント」の変数地は、表 - 5 と同様。

表 8 家計の効用の規定要因(値は標準化係数)

従属変数	家族のまとまり		毎日の楽しさ		成績	
	モデル 1	モデル 2	モデル 1	モデル 2	モデル 1	モデル 2
準共働き	-0.030	-0.018	-0.021	-0.011	0.013	0.018
共働き	-0.046**	-0.011	-0.033*	.000	-0.049**	-0.013
階層	-0.019	-0.049***	-0.009	-0.041**	0.145***	0.098***
性別：男	-0.016	0.034*	-0.032*	0.016	0.077***	0.116***
学校種別：小学校	0.091***	0.029*	0.213***	0.146***	0.103***	0.076***
祖父母人数	0.004	0.002	0.019	0.017	-0.011	-0.022
家事代行サービス利用		0.037*		0.061***		0.024
育児代行サービス利用		0.023		0.014		0.142***
コミュニケーション頻度		0.261***		0.223***		0.089***
教育コミットメント		0.065***		0.079***		0.139***
しつけコミットメント		-0.096***		-0.041**		-0.150***
調整済み R ²	0.010	0.093	0.048	0.120	0.040	0.102

* : 5%水準で有意、** : 1%水準で有意、*** : 0.1%水準で有意

つぎに家事・育児代行サービス利用は、代替不可能家事・育児の遂行を支えることによって間接的に家計の効用を高めるとともに、直接的に家計の効用を高める働きももつことがわかる。家事代行サービスの利用は、家族のまとまりと毎日の楽しさを有意に高め、育児代行サービスの利用は成績を有意に高める。家族と頻繁に食事や買い物に出かけ、習い事に通っている子どもの生活の満足度が高いという結果は、理解に苦しまない。

家計の効用は、中学生よりも小学生のほうが一貫して有意に高い。思春期に入り、学業的なプレッシャーも高まる中学生にとって、生活は小学生のときほど平穏なものではないのだろう。なお家事・育児代行サービスの利用頻度も代替不可能家事・育児の遂行状況も、男子よりも女子のほうが高度であったにもかかわらず、成績や家族のまとまりの程度は男子のほうが有意に高くなっている。このねじれ現象をどのように解釈すべきかは、今後さらに検討を要する課題である。高学歴・高所得の世帯の子どもほど成績がよいことは、多くの先行研究で示されてきたとおりであるが、家族のまとまりや毎日の楽しさでは、むしろ階層の低いグループのほうが有意に高いのも、本研究の意外な結果である。

以上の結果より、代替不可能な家事・育児の遂行に成功している世帯が家計の効用を高めることに成功しているという仮説は、部分的に検証される。親子のコミュニケーションや親の教育コミットメントなどの代替不可能な家事・育児は、子どもの生活の満足度を高める重要な要素であることがわかる。それに対して親によるしつけは、不可欠な育児の営みではあるものの、子どもの生活の満足度を高める効果はもたない。

(5) 仕事と家事・育児の調和戦略の有効性

これまでの結果を整理してみよう。仕事と家事・育児の調和戦略を構成する第1のリンクである「家族の時間の市場労働への配分 家事・育児代行サービスの利用」《仮説1》は検証されなかったが、第2のリンクである「家事・育児代行サービスの利用 代替不可能な家事・育児の遂行」《仮説2》や、第3のリンクである「代替不可能な家事・育児の遂行 家計の効用の最大化」《仮説3》は検証された。したがって現状のもとでは、仕事と家事・育児の調和戦略は十分に効果的に実践されているとはいえない。

このことは第1のリンクを実現すれば、すなわち労働時間の長い共働き世帯による家事・育児代行サービスの利用を促すことができれば、代替可能な家事・育児時間の短縮と代替不可能な家事・育児時間の確保が可能になり、家計の効用を最大化する余地が充分残されていることを示唆している。労働時間を家事・育児時間と等価交換する道具としての家事・育児代行サービスの利用が進めば、家計の効用はさらに高まると予想される。

ただし本研究で示した仕事と家事・育児の調和戦略が一定の有効性をもつことも強調しなければならない。表-8のモデル1とモデル2を比較すると、「労働時間」変数と「統制要因」変数だけで構成されるモデルに「家事・育児代行サービスの利用頻度」変数と「代替不可能家事・育児の遂行」変数を加えたことによって、共働き世帯と家計の効用との関係に重要な変化が生じている。モデル1では、共働き世帯の子どもは家族にまとまりがなく($p < .01$)、毎日の生活が楽しくなく($p < .05$)、成績も悪い($p < .01$)。このことは家事・育児時間が不足している共働き世帯の子どもの生活の満足度が、総じて低いことを示している。

ところがモデル2で家事・育児代行サービス利用頻度および代替不可能家事・育児の遂行状況が同水準の世帯の子どもを比較した場合、共働き世帯の子どもの生活の満足度は、片働き世帯や準共働き世帯の子どもの生活の満足度と変わらなくなる。この結果は、家事・育児代行サービス利用頻度や代替不可能家事・育児の遂行状況を改善することによって、労働時間の長い世帯の家計の効用を顕著に高めることができることを明らかにしており、仕事と家事・育児の調和戦略の有効性を示すものである。

さらに表-8のモデル1およびモデル2の重相関係数(R^2)を比較してみよう。「労働時間」と「統制要因」のみのモデルに「家事・育児代行サービス利用頻度」および「代替不可能家事・育児の遂行状況」の要素を加えたことによって重相関係数は、家族のまとまりでは1.0%から9.3%(8.3%増)に、生活の楽しさでは4.8%から12.0%(7.2%増)に、成績では4.0%から10.2%(6.2%増)に大幅に増加している。家事・育児代行サービス利用頻度および代替不可能家事・育児の遂行状況は、家計の効用を規定する重要な説明変数であるといえる。

4. 共働き世帯の仕事と家事・育児の調和戦略を支える環境構築に向けて

本稿の分析より、家族の時間の多くを市場労働に配分している共働き世帯では、労働時間を代替可能な家事・育児時間に等価交換することも、代替不可能な家事・育児時間を確保することも困難であるために、子どもの生活の満足度が有意に低い現状が示された。この現状に対して、共働き世帯の仕事と家事・育児の調和戦略から次の3つの改善策が示唆される。

第1には、共働き世帯が利用しやすい家事・育児代行サービスを整備することである。家事代行サービスについては、既存のサービスを共働き世帯にも利用しやすくなるよう拡充する一方で、新しいサービスを開発する余地は充分にある。たとえば郵便局や銀行における夜間や休日の窓口業務の実施、栄養や価格により配慮した料理や食材を帰宅途中に購入できる商店の普及、より気軽に安心して利用できる住居メンテナンス業者の普及などが挙げられる。

育児代行サービスについては、母親の献身的な教育コミットメントを前提条件としない、質の高い育児代行サービスの開発が求められる。たとえばより利用しやすい認可保育所や児童館等の拡充はもとより、信頼できる保育ママ・家政婦・家庭教師の派遣システムの構築、家族の時間との調和に配慮した学習塾の提供などが挙げられる。

これらの家事・育児代行サービスの利用を促進する条件として、母性に関する意識転換を進める必要もある。性別役割分業のもとに母親（妻）が独占してきた「母性愛」と育児責任を父親（夫）や祖父母、保育士や家政婦を初めとする複数の育児のパートナーと共有・分担する。さらに代替可能な家事・育児と代替不可能な家事・育児を明確に区別し、前者については、それぞれの世帯の実情に応じた家事・育児代行サービスの利用方法によって軽減し、後者については、その遂行および関係特殊技能の獲得に必要な時間を十分に確保する。育児の責任を女性が背負い込むのでもなく、放棄するのでもない適切なバランスを構築する必要がある。

第2には、すべての共働き世帯が必要に応じて柔軟に家事・育児代行サービスを利用できるように、その経済基盤を保障することである。共働き世帯の家計の効用を支える鍵が、労働時間と家事・育児時間の等価交換である以上、労働者の権利として留保賃金率を上回る賃金率を企業社会に要求することができるだろう。子どもが社会の財産であり、育児責任を家族だけに負わせるのではなく、社会的責任としてとらえなおす必要性は繰り返し主張されてきた。社会保障の一環として育児手当の拡充が求められるのと同じ理由で、共働き世帯のニーズに配慮した賃金制度の再編が求められる。

第3には、共働き世帯が代替不可能な家事・育児を遂行するために必要な時間を確保できるように、その労働条件を保障することである。本稿で明らかになったように、共働き世帯の子どもの生活の満足度はきわめて低く、父母が子どもと頻繁に会話し、学校行事や授業参観に参加し、勉強に関心を向けるなどのかけがえのない時間を充分もつことが、子

もの生活の満足度を高める重要な鍵となっていた。家事・育児代行サービスの積極的利用は、こうした時間を確保する世帯レベルの努力であるが、育児を社会的責任としてとらえるならば、それは社会レベルの努力に支えられなければならない。子育て中の労働者が、社会的責任を果たす条件として育児時間を確保できるよう、勤務形態を柔軟化する必要がある。短時間勤務制度やフレックスタイム制度の実施、出産休暇制度や育児休業制度を取得できる環境整備は、共働き世帯の仕事と家事・育児の調和戦略が機能するうえで不可欠な要素といえるだろう。

i 調査対象となった9都県は以下の通りである：秋田、宮城、群馬、東京、静岡、福井、香川、福岡、宮崎。

ii もとの変数は、「うちの家族はまとまりがない」(否定文)と感じる頻度を問うものであったが、「家計の効用」と尺度の方向性を一致させるため、「うちの家族はまとまりがある」という肯定文に置き換えた。

参考文献

岩井紀子・稲葉昭英「家事に参加する父親、しない父親」盛山和父親(編)『日本の階層システム4 - ジェンダー・市場・家族』東京大学出版会、2000年

岩井八郎・真鍋倫子「M字型就労パターンの定着とその意味 - 女性のライフコースの日米比較を中心に」盛山和父親(編)『日本の階層システム4 - ジェンダー・市場・家族』東京大学出版会、2000年。

上野千鶴子『家父長制と資本制』岩波書店、1990年。

厚生労働省「平成14年版働く女性の実情(概要) - 女性労働白書」2003年(<http://www.mhlw.go.jp/houdou/2003/03/h0328-3a-zu.html#zu1-1>、2004年2月19日)。

厚生労働省「厚生労働白書 - 現役世代の生活像～経済的側面を中心として～」2002年(<http://www.mhlw.go.jp/wp/hakusyo/kousei/02/index.html>、2004年2月19日)。

長津美代子・細江容子・岡村清子「父親婦関係研究のレビューと課題 - 1970年以降の実証研究を中心に」野々山久也・袖井孝子・篠崎正美(編)『いま家族に何が起きているのか - 家族社会学のパラダイム転換をめぐる』ミネルヴァ書房、1996年、159～186頁。

平尾桂子「家事・育児の政治経済学 - 生徒世代と価値との葛藤」上智大学『ソフィア』第50巻第4号、2001年、499～515頁。

-
- 平尾桂子「学校外教育利用と母親の就労 - 進学塾通塾時間を中心に - 」東京大学社会科学研究所附属日本社会情報センターワーキングペーパー (JJSDA-29)、2003 年、1 ~ 24 頁。
- 矢野眞和『生活時間の社会学 社会の時間・個人の時間』東京大学出版会、1995 年。
- 山口一男「既婚女性の性別役割意識と社会階層：日本と米国の共通性と異質性について」『社会学評論』第 50 巻第 2 号、1999 年、231 ~ 252 頁。
- 山田昌弘「愛情装置としての家族 - 家族だから愛情が湧くのか、愛情が湧くから家族なのか」目黒依子・渡辺秀樹(編)『講座社会学 2・家族』東京大学出版会、1999 年。
- 山田昌弘『近代家族のゆくえ - 家族と愛情のパラドックス』新曜社、1994 年。
- 大和礼子「性別役割役割分業意識の二つの次元 - 「性による役割振り分け」と「愛による再生産役割」」『ソシオロジ』第 40 巻第 1 号、1995 年、109 ~ 126 頁。
- Becker, G. 1965. "A Theory of the Allocation of Time," *The Economic Journal*, Vol.75, pp.493-517.
- Blood, R.O. and Wolfe, D.M. 1960. *Husbands and Wives*. New York: Free Press.
- England, P. and Kilbourne, B.S. (1990), *Market, Marriages, and Other Mates: The Problem of Power*. In *Beyond the Marketplace: Rethinking Economy and Society*, edited by R. Friedland and A.F. Robertson. New York: Aldine, pp. 163-188.