

雇用システムの現状と課題

小川和孝 児玉直美 佐藤慶一 斎藤嘉孝
坂本有芳 鈴木富美子 田中規子 寺村絵里子
野村かすみ 橋本由紀 濱中淳子

S S J D A - 4 4

March 2010

ま え が き

本報告書は、東京大学社会科学研究所が受託した「近未来の課題解決を目指した実証的社会科学推進事業」（略称・近未来事業）である『生涯成長型雇用システムプロジェクト』の研究として行われた2009年度二次分析研究会の成果を、リサーチペーパーとしてとりまとめたものである。二次分析研究会は、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センター（旧・日本社会研究情報センター）によって毎年行われてきたものを、2009年度は近未来事業のプロジェクトとして実施したものである。

『生涯成長型雇用システムプロジェクト』は、すべての働き手が生涯の成長を通じ創造性・柔軟性・安定性を統合的に実現する「生涯成長型雇用システム」の構築のための方策を、企業の人事労務担当者や政策担当者に対し発信することを目的に、2008年度より研究を続けている（研究は2012年度迄を予定）。事業では、そのための実証研究として、マイクロデータ及びパネルデータに基づく新事実の発見、豊富な統計の二次分析による仮説の再検証を行うこととした。その上で、実証に基づく政策提案・遂行能力を持つ研究者を育成することも併せて目指した。二次分析研究会はその事業趣旨に基づき実施したものである。

2009年度二次分析研究会を実施するにあたり、2009年春に大学教員および修士以上の大学院生を対象に研究会参加を公募した。公募に際し「労働市場・教育からみた雇用システムの現状と課題（テーマ1）」「企業・組織からみた雇用システムの現状と課題（テーマ2）」および「ワークライフバランスの効果および女性の活躍の場の拡大に関する実証分析（テーマ3）」を設定、それぞれのテーマについて参加者を募集した。そこでは社会調査・データアーカイブ研究センターが運営するSSJデータアーカイブに収められた上記の3テーマの分析に資するデータを予め指定し、研究を進めることとした。

各テーマともに中間成果などの発表を多数回行い、相互研鑽に努めた。うちテーマ1とテーマ2に関する内容は2010年2月12日に成果報告会で報告され、複数の討論者および参加者からの意見や助言などを得た。それらの議論を踏まえ改訂された論文12本を収めたのが本報告書である。そこには近未来のあるべき雇用システムを考察する上で重要となる実証的エビデンスが豊富に含まれている。

二次分析研究を進めるにあたり、複数の方々から多大なるご協力をいただいた。分析に用いたデータの寄託者を始め、研究会にアドバイザーとして参加いただいた石田浩、佐藤香、村上あかね、小杉礼子、児玉直美（敬称略）の各氏のご尽力に心より感謝申し上げたい。報告会において数多くの的確なご助言をいただいた池永肇恵、松田茂樹、有田伸、深堀聰子、大湾秀雄、松浦民恵（敬称略）の各氏にも、改めて心からお礼申し上げたい。

2010年3月

近未来事業担当 玄田 有史・黒田 祥子・藤森 宏明

＜二次分析研究会 2009 参加者一覧（アイウエオ順）＞

（所属は 2009 年度のものである）

＜参加者＞

小川 和孝（東京大学大学院）
児玉 直美（経済産業省／経済産業研究所）
佐藤 慶一（東京大学社会科学研究所）
斎藤 嘉孝（西武文理大学）
坂本 有芳（東京理科大学）
鈴木 富美子（淑徳大学）
田中 規子（お茶の水女子大学大学院）
寺村 絵里子（お茶の水女子大学大学院）
野村 かすみ（労働政策研究・研修機構）
橋本 由紀（東京大学大学院／日本学術振興会特別研究員）
濱中 淳子（大学入試センター）

＜アドバイザー＞

玄田 有史（東京大学社会科学研究所）
石田 浩（東京大学社会科学研究所）
黒田 祥子（東京大学社会科学研究所）
小杉 礼子（労働政策研究・研修機構／東京大学社会科学研究所）
児玉 直美（経済産業省／経済産業研究所／東京大学社会科学研究所）
佐藤 香（東京大学社会科学研究所）
堀 有喜衣（労働政策研究・研修機構／東京大学社会科学研究所）（～2009 年 5 月）
村上 あかね（東京大学社会科学研究所）

＜事務局＞

藤森 宏明（東京大学社会科学研究所）

目次

- 第1章 働き方が男女の家事遂行に及ぼす影響——拘束性の強さが問題なのか
坂本有芳（東京理科大学）
- 第2章 大卒女子の仕事の「やりがい」の規定要因——ホワイトカラーの総合職第1期生の
の視点を中心として
田中規子（お茶の水女子大学大学院）
- 第3章 既婚パート女性とワーク・ライフ・バランス——多様性に配慮した支援策のため
の一考察
鈴木富美子（淑徳大学非常勤）
- 第4章 既婚女性の結婚・出産時における退職慣行経験の規定要因及び退職行動・収入関
数の分析
寺村絵里子（お茶の水女子大学大学院）
- 第5章 職場生活における不安感の特性分析
佐藤慶一（東京大学社会科学研究所）
- 第6章 大卒・高卒それぞれの人材としての成長——「学歴別」所得関数の計測からみえ
るもの
濱中淳子（大学入試センター）
- 第7章 男性就業者における個人の学習行動が所得・正社員への移行可能性に与える影響
の分析
小川和孝（東京大学大学院）
- 第8章 若年者の職業的将来像の自己認識における諸要因——家庭内／外要因の比較とキ
ャリア教育に注目して
斎藤嘉孝（西武文理大学）
- 第9章 サービス残業時間の実態と意識——価値観の二極化と働き方の硬直性
児玉直美（経済産業省／経済産業研究所）
- 第10章 労働時間の不幸な二極化現象についての一考察——失業者増加と正社員の長時間
労働
児玉直美（経済産業省／経済産業研究所）
- 第11章 外国人労働者の雇用と企業経営
橋本由紀（東京大学大学院／日本学術振興会特別研究員）
- 第12章 経営変革期の雇用慣行に関する考察——1998年調査にみる管理職層の処遇と意識
野村かすみ（労働政策研究・研修機構）

第1章

働き方が男女の家事遂行に及ぼす影響

——拘束性の強さが問題なのか

坂本 有芳

要 旨

常用雇用者として就業を続けるには、ライフステージとは無関係に拘束性の強い働き方に応じることが求められる。このことは、男性が家事や育児に携わることを妨げ、同時に女性が就業か家事・育児かの二者択一を迫られることにつながると考えられる。では、拘束性の弱い働き方ができれば、男性はより多くの家事をするのであろうか。

本稿では働き方の拘束性が個人の生活とどのように関連しているのかを、男女の家事遂行を取り上げて実証的な検討を行う。用いるデータはJGSS2006の個票であり、分析対象は全国の有配偶有業者、男性350名、女性283名である。

重回帰分析の結果、拘束性の強さは男女の家事遂行を減らすことが示された。ただしその内容は男女で異なっていた。男性は拘束時間の長さが影響力を持ち、就業時間と通勤時間の合計が長いほど家事遂行が少なかった。女性も拘束時間が長ければ家事遂行は減るものの、決定的に影響力を持つのは常用雇用者として就業しているか否かであった。在宅就業の場合は、男性は家事遂行が多い傾向がわずかに示されたのに対し、女性に就業場所の影響は認められなかった。

第1章 働き方が男女の家事遂行に及ぼす影響 ——拘束性の強さが問題なのか

坂本 有芳

1 はじめに

現在の日本では、常用雇用者として就業を継続する女性は出産を回避、または遅延させる傾向があるいっぽう、第一子を出産した女性の約7割は離職する（永瀬 1999; 厚生労働省 2009）。0～3歳の子を持つ女性の就業率は35.2%に留まっている（総務省統計局 2008）。常用雇用者として就業を継続するには、企業が求める長時間で硬直的な労働時間や頻繁な転勤、配置転換に応じるなど、拘束性の強い働き方を行う必要があり、家事や育児との両立は難しい。

女性が家事・育児と就業の二者択一を迫られる状況は、男性がライフステージとは無関係に拘束性の強い働き方を続けて家事を担うことがない状況と表裏一体であろう。「社会生活基本調査」（総務省統計局 2007）によれば、有配偶男性の家事時間は1日あたり平均29分に過ぎず、末子が3歳未満の共働き夫婦であってもわずか30分である。これに対し、有配偶女性の平均家事時間は4時間6分、共働き女性であっても平均で3時間3分も家事を行っている。

男性の家事遂行に関する研究は、中範囲の理論（Merton 1949=1961）に基づく仮説が複数提示され、各々の説の支持／不支持がさまざまなデータによって実証的に検討されてきた。先行研究では、時間的余裕理論（時間的制約仮説）、夫婦間の相対資源論（または勢力仮説）、家事・育児のニーズ仮説、代替資源仮説（親族ネットワーク資源仮説）、性別役割イデオロギー仮説、情緒関係仮説などが提示され、なかでも実証的に多くの支持を得ているものは時間的余裕理論（時間的制約仮説）である（稲葉 1998 など）。ただし男性雇用者の平均就業時間（平日）は、1995年が8時間25分、2000年は8時間55分、2005年は8時間49分、と1995年から2000年にかけて増加した後長期間のまま推移している（NHK放送文化研究所 2005）。

一方、情報通信手段が高度化するにつれ、パソコンさえあればどこでも働ける人が増加しつつあるといわれる。ICT利用により複数箇所や自宅で就業するテレワークは、2002年時点で就業者人口の6.1%であったが、2005年には10.4%、2008年は15.2%と増加の一途にあると推計されている（国土交通省 2008）。ICT利用者は、自宅を主な就業場所とする雇用者の割合が高い傾向にあり、雇用者に対しても就業場所の拘束性は弱めることが可能になってきたのである（坂本 2009）。就業時間は短くできないものの、就業にあたる場所や時間帯を柔軟に設定できるのであれば、男性はもっと家庭のことに携わるのだろうか。働き

方の拘束性が弱まることは、仕事と家事・育児との両立に奔走する女性にとっても、望ましいことのように思われる。

本稿では、男女の家事遂行が働き方によっていかに増減するかを、就業時間の長さ以外の要素にも着目して検討することとしたい。特に焦点を置く点は、就業場所、そして就業時間の可動性の2点である。就業時間を短くできなくとも、場所と時間を変動させて就業することが可能となれば、男性の家事遂行は増えるかも知れない。多様で柔軟な働き方の重要性が多くの人に認識されるようになった今、働き方の拘束性が個人の生活とどのように関連しているのかを、個々の要素に分けて実証的に検討することが目的である。

2 仮説と先行研究

2.1 働き方に関する仮説

本稿では働き方を「拘束性」という概念で捉えることを試みたい。ここで働き方の拘束性とは、「いつでも、どこでも仕事の都合に合わせて働けるかどうか、個人の働き方の性質を示すもの」としておく。拘束性には、日々の就業時間の長さや時間と場所の固定性など顕在的なものと、企業が命じる頻繁な転勤、配置転換に応じる必要性などの非顕在的なものとの2側面があるだろう。

家事遂行は日々の就業場所と時間の拘束性と大きく関わると考えられるため、以下では拘束性のなかでも顕在的な側面、日々の就業時間の長さや時間と場所の固定性を扱うこととしたい。家事遂行との関連を扱う際には、3つの要素、就業場所、就業場所や時間の使い方に対する柔軟性あるいは自律性、そして就業のために必要となる時間の長さ（以下、「場所と時間の拘束性」と記す）から検討してゆく。

以下に本稿で扱う仮説の内容を概観した上で、先行研究で得られた結果を参照したい。なお、育児と家事との相関関係は強いので (Ishii-Kuntz et al. 1992)、育児遂行に関する先行研究も参照する。

(1) 就業場所：自宅の場合

まず、場所そのものが家事遂行に対してどのような作用を持つのか、論点を洗い出そう。家事には様々なものがあるが、「買い物」以外は自宅で行われるものであるため、まず自宅に着目してみる。ここで場所「そのもの」と敢えて記すのは、就業場所の影響を検討しようとする場合には、時間的要素も無視できなくなるためである。自宅就業であれば、通勤時間が掛からない上に、いつ働くか（時間帯）、どれだけ働くか（時間数）に対する自己裁量が利く。始めに時間的要素とは混同させずに、空間的要素を検討したい。

Hews は、自宅は伝統的には女性の居場所とされており、ジェンダー中立的な場ではないことを指摘する (Hews et. al. 1996)。彼女の指摘は、自宅という場所を検討する際に、ジェ

ンダー役割への視点が必要であることを気付かせる。そこで、ここでは Gutek ほかがワーク・ファミリー・コンフリクトに対する分析視点として用いた、ジェンダー役割見解と合理性見解とを援用することとしたい (Gutek et al. 1991; 松田 2006)。合理性見解とは、性差にかかわらず自宅という場所がもたらす影響は同じものだと考えるものである。これに対しジェンダー役割見解は、自宅という場所の作用には社会における性別役割分業の構造が反映され、男女が受ける影響は異なるを考える。

合理性見解から検討してゆきたい。家事遂行に対する影響は合理性見解のなかでも 2 つの方向が考えられる。ここでは、1 つを家事増加説、いま 1 つを要求の顕在化説としておこう。家事増加説とは、自宅という空間には家事遂行を増加させる要素があると考えられるものである。確かに、自宅という空間には家事を多く行うことにつながる要素が複数考えられる。一つは、仕事をしながら並行して家事を進められることや、仕事の合間の短い時間に家事を行うことが可能なことである。例えば洗濯機を回している間に仕事をし、仕事の合間に洗い終わった洗濯物を干すということができよう。二つ目は、片づいていない家事が目に入りやすいために家事遂行の動機が高まることである。自宅で仕事をしていれば部屋が片づいていなかったり掃除がされていなかったりすると目に入ってしまうため、気になってついつい取り掛かることになるのではないだろうか。そして三つ目は家族が在宅就業者に対して家事遂行を期待することである。例えばお米を研いで炊飯器にセットするなど、ちょっとした時間で済んでしまうような家事は、家族が自宅にいる者に「やって欲しい」と思うかもしれない。

このいっぽう、自宅に仕事場があれば早朝や深夜などの時間帯にも仕事に取りかかりやすく、平日・休日の区別なく顧客から問い合わせに応じられるなど、むしろ自宅外に就業場所がある者よりも就業時間が長くなることにつながる要素もある。仕事の場と生活の場が同一であることは、家事のみならず、仕事にも取りかかりやすい状態であることを意味しよう。特にパソコンさえあればできる仕事は、日照時間とは無関係に取りかかることができよう。

仕事への取りかかりやすさゆえに就業時間が長くなるのであれば、一概に家事遂行が増えるとは予測できない。場所そのものの持つ作用は、仕事と家事との両方にとりかかりやすい状態になるという点だけといえる。したがって、その人が仕事か家事か、差し迫ってどちらを行わなければならない状態にあるかが、端的に反映されるのかも知れない。これを要求の顕在化説としておく。

ジェンダー役割見解によれば、自宅という場所は女性に対しては家事遂行を増やす方向に影響力を持ついっぽう、男性の家事遂行に対しては影響を及ぼさずにむしろ就業時間を増やす方向に作用すると考える。

自宅での就業が家事遂行に及ぼす影響を計量分析によって検討した先行研究はさほど見つからず、有意抽出標本や小サンプルを対象としたインタビュー調査などから得られた結

果は様々である。合理性見解のうち、家事増加説を支持する結果として、在宅勤務日には男女ともに家事・育児時間が増加することを示した日本テレワーク協会（2006）の結果が挙げられる。坂本（2007）は、育児期の男女就業者は自宅で就業する場合に家事遂行が多い傾向にあることをものの、それは在宅就業者の就業時間が短いためであり、場所の作用ではないことを示す。要求の顕在化説に整合的な結果は欧州の研究にみられ、在宅就業者は長時間就業になりやすいことが見出されている（Vittersø et al. 2003; Peters 2007）。日本の在宅就業者を対象とした調査結果から、育児期の女性が子どもの寝ている深夜や早朝に仕事を行う傾向があることも指摘されている（神谷 1999; 日本労働研究・研修機構編 2007）。ジェンダー役割見解を支持する結果としては、在宅勤務日には女性の家事時間が増えるのに対して男性は増加しないことを示した大西（2009）が挙げられる。

(2) 就業場所：不定の場合

では就業場所が日によって異なり、一定しない場合は家事遂行にどのような影響が及ぶと考えられるだろうか。就業場所が日によって異なる仕事といえば、まず運輸の仕事で移動そのものが仕事だというケース、建設現場など一定の期間で作業場が移るケースが思い浮かぶ。ホワイトカラー職でも、営業職の外回りなどで様々な場所に出掛けるケースや、システムエンジニアなど自らの勤務先だけでなく顧客先にも作業環境が用意されているケースなどがあるだろう。また非常勤の仕事を複数持っていて曜日毎に別の場所に出勤するケース、自宅を拠点として働く自営業・自由業者が必要に応じて顧客先に出掛けるケースも考えられる。

日によって異なるといっても、どの程度のサイクルで一定の場所に留まって仕事をするかによって、家事遂行に対する影響は違ってくるように思われる。ある程度の長い期間で特定の場所にいるのであれば、特定の場所に通勤するのとさして変わらないであろう。ただし日々異なった場所で就業するということとなれば、それは特定の人の監督下で仕事をしていないことを意味することになるため、就業時間の使い方に本人の裁量を利かせる度合いが大きくなるだろう。さらに家事遂行に対する影響は、自宅で就業する場合があるのかどうか、またその頻度がどの程度なのかによって異なると考えられる。家事遂行に対する影響を検討する場合、就業場所が不定であるという状態は、「自宅」という空間的要素と、就業時間の可動性という要素が混在したものになっているといえよう。

(3) 時間の可動性

就業時間の可動性とは、1日あたりの就業時間の長さや時間帯を変動させやすいかどうかを意味する。仕事の自律性が高く、仕事の手順やペースを本人の裁量によって決めることができる、あるいは本人の裁量は低いものの必要に応じて遅刻や早退が許される場合には、可動性が高いと考える。

時間の可動性に対しても、自宅という場所と同様に合理性見解とジェンダー役割見解が援用できるだろう。合理性見解のうち、家事遂行増加説と要求の顕在化説の2つが考えられる点も同様である。合理性見解のうち家事遂行増加説による説明は次のとおりとなる。就業時間の可動性が高い場合には、家庭の状況に応じて仕事への関わりを変化させやすくなるために、家事遂行が増すと考える。必要となる家事が多いにも関わらず、就業時間を変動させられずに就業していることが、必要なタイミングでの家事遂行を妨げるという前提の上に成り立つ。要求の顕在化説とジェンダー役割見解による予測は、自宅という空間的要素での予測と同様である。

就業時間の可動性が家事遂行に及ぼす影響力の有無や男女間での違いについて着目した研究も、さほど蓄積されていない。米国での女性を対象とした Silver ほかの研究 (Silver et al. 1994) では、仕事の自律性が高いほど家事遂行が増えることが見出されている。石井クンツ (2004) は、職場の柔軟性を、自由業・自営業、民間企業、公務員という分類によってとらえた結果、男性の家事遂行と有意な関連がみられないと報告している。合理性見解、ジェンダー役割見解のいずれが支持されるかは、明らかとなっていない。

(4) 時間の長さ

就業時間や通勤時間の長さなど、就業のために必要となる時間の長さが家事遂行に及ぼす影響については、時間的余裕理論によって説明され、多くの実証的研究も蓄積されている。時間的余裕理論とは、家事・育児を行うかどうかは本人にその時間があるかどうかによって決まると考えるものである。家事遂行の時間を確保することと、就業時間を確保することとは同時に選ぶことができない関係であるという考えに基づく。また人々は意識に左右されるというよりは合理的な行為選択を行うという前提がある。さらに時間的余裕、あるいは制約は所与であり、自らの意志で変更できるものではないという前提があり、多くの家事・育児を担うことを望む人が就業時間を短くするとは考えない。したがって、男女いずれについても就業時間や通勤時間が少ないほど家事・育児をより多く行うことになる。

先行研究では、時間的制約として 1)就業時間のみを用いたもの、2)就業時間と通勤時間を合計で扱ったもの、3)通勤時間の効果のみを検討したものの3つがみられる。就業時間、あるいは就業時間と通勤時間の合計の影響を扱った研究では、いずれも仮説を支持する結果が得られている (松田 2004; Nishioka 1998; 加藤ほか 1998 など)。これに対し、通勤時間は家事遂行に影響がないという研究 (小原 2000; 石井 2004) があるいっぽう、通勤時間の長さが育児遂行を少なくするという研究 (永井 2004; 水落 2006; 日本労働研究・研修機構 2007) もみられる。

女性の家事・育児遂行に対して時間的余裕仮説を明示して規定要因を検討した先行研究は見あたらないものの、女性の家事遂行はパートタイムか常用雇用かといった従業上の地

位によって大幅に異なることが見出されている（品田 1996）．米国では，乳幼児を持つ同一企業の専門職の女性を比較した結果，パートタイム専門職はフルタイム専門職との就業時間差分を家事・育児に充てることが報告されており（Hill et al. 2004），女性の家事遂行に対しても時間的余裕理論によって説明ができるといえる．

2.2 働き方以外の仮説

働き方と家事遂行との関連に重点を置く本稿では，データの制約から代替資源仮説，情緒関係仮説の検討は行わず，就業形態以外の仮説として家事・育児のニーズ仮説と性別役割イデオロギー仮説，相対資源論の3仮説を検討する．

(1) 家事・育児のニーズ仮説

家事・育児のニーズ仮説は，世帯内で必要となる家事・育児量の増加により，世帯員それぞれが家事や育児をより行うようになると考えるものである．人々は意識に左右されるというよりは合理的な行為選択を行うこと，家事・育児遂行は自らが置かれる状況に応じて変動させられることを前提としている．

先行研究では末子年齢が低いほど男性の家事遂行が多いこと（松田 2004），末子年齢が低く，子ども数が多い場合に男性の育児遂行が多いことが見出されている（加藤ほか 1998）．女性の家事遂行に関する実証研究でも，末子年齢が低く，子ども数が多いほど家事遂行が増えることが報告されている（品田 1996）．

(2) 性別役割イデオロギー仮説

性別役割イデオロギー仮説では，伝統的な性別役割分業を支持する場合には，つまり家事を女性の役割と考えている場合には，男性の家事遂行が少なく，女性の家事遂行が多くなると考える．人々の行為は合理的な選択というよりも意識によって規定されることを前提とする仮説である．

先行研究では男性の育児遂行には性別役割分業意識の影響がないという結果が多い（稲葉 1998; 加藤ほか 1998; 永井 2004） いっぽう，育児ではなく家事遂行は，性別役割分業意識を支持する男性に少ないことが見出されている（稲葉 1998; Ishii et al. 2004; 松田 2004）．

(3) 相対資源論

相対資源論，あるいは勢力仮説とは，学歴・収入・職業威信など，妻の保有する資源が高いほど夫は家事や育児を行うと考えるものである．この仮説は，家事遂行を夫婦間の「分担」の問題としてとらえるという特徴がある．基本的に夫婦双方ともに家事を行うことを好んでいないことを前提とし，保有する資源の少ない側，勢力が劣位であるものが家事の

遂行を余儀なくされると考える（稲葉 1998）。

先行研究では、家事遂行に対する夫婦の収入に占める妻の収入割合が高いほど、夫の家事遂行が増えることが見出されている（石井クンツ 2004; 松田 2004）。いっぽう、夫婦の学歴差は夫の家事遂行とは関連がみられないことが報告されている（石井クンツ 2004）。育児に対する父母の学歴の影響についても確認されていない（加藤ほか 1998; Nishioka 1998; 津谷 2002）。

以上、本研究で検討する仮説とともに家事遂行に関する先行研究のレビューを行った。次に分析方法について述べたい。

3 分析方法

ここでは、分析の概要を示した後に実証分析に用いるデータ、および仮説の検討に用いる変数の内容を記述する。

3.1 分析概要

家事遂行に対する就業場所の影響は有意抽出標本や小サンプル用いた結果しか得られていないため、ここでは無作為抽出の大規模標本を用いて場所の作用を確認することを第一の分析課題としたい。従属変数を家事遂行、独立変数を就業場所と時間の拘束性、家事的ニーズ、性別役割分業意識、夫婦の相対資源、統制変数とした重回帰分析を行う。

3.2 データ

本研究で用いるデータは、日本版 General Social Surveys, JGSS¹-2006 の個票データである。JGSS-2006 データは現時点で利用できる JGSS の最新データであり、家事遂行や性別役割分業意識など本分析に必須となる概念に対して複数項目による評定がなされている点、就業場所の設問が含まれる点、標本が無作為抽出による大規模なものである点などから本分析に適したデータである。

分析の対象は有配偶の有業者とし、配偶者が有業か無業かは問わない。ライフステージや地域を限定すると多変量解析に十分な規模のサンプルが得られないため、対象とする地域は全国であり、子と同居しない、あるいは子がいない者や、3 世代同居世帯も含んだサンプルを用いる。分析に用いる変数全てについて有効回答のあったケースのみを対象としたところ、サンプルサイズは男性 350 ケース、女性 283 ケースである。

¹ JGSS とは社会科学の幅広い分野の研究者が利用でき、時系列分析が可能な、継続的かつ総合的な調査データの構築と蓄積を目指した大規模な社会調査であり、2000 年から毎年行われている。国際比較も視野に入れつつ、日本社会の理解に不可欠な日本人の意識や行動の実態把握に主眼が置かれている（大阪商業大学 JGSS 研究センター）。

3.3 変数

各概念をどの変数を用いてどのような尺度で測定するかを以下に示す。

(1) 家事遂行

日常生活に欠かせない家事の頻度を測定する。具体的な項目は、「夕食の用意」「洗濯」「買い物（日用品や食料品の買い物）」「家の掃除」「ゴミ出し」であり、各項目を行う頻度を「ほぼ毎日：7点」「週に数回：6点」「週に1回程度：5点」「月に1回程度：4点」「年に数回：3点」「年に1回程度：2点」「まったくしていない：1点」と配点した。5項目の合計点を用いる。

(2) 就業場所と時間の拘束性

就業場所と時間の拘束性は、仕事の進め方における裁量の高さや、所属する職場環境の柔軟性、利用可能な制度の内容など、細かな状況をとらえるのが望ましい。ただし JGSS2006 で用いることができるのは、a) 就業場所、b) 従業上の地位、c) 就業時間と通勤時間の合計、の3変数である。各変数の内容および位置づけは次のとおりである。

a) 就業場所：就業場所を尋ねた設問の回答選択肢は、「通勤している」「住まいと職場は同じ」「日によって行き先が違う」の3つである。これらのうち「通勤している」場合は、拘束性が強い働き方と想定する。「住まいと職場は同じ」は、就業場所が自宅である場合、「日によって行き先が違う」は就業場所が不定の場合を示す変数である。なお就業場所の3選択肢は、拘束性の強さという観点では一概に順位付けができないと考えられるため、特定の方向性を持った順位尺度ではなく、質的に異なった内容を示す名義尺度として用いることとする。

b) 従業上の地位：時間の可動性をとらえる変数として、従業上の地位を用いる。「常用雇用」「経営者・自営業など」「パート・アルバイトなど」の3分類でとらえる。「常用雇用」である場合は、日々、ある程度の長い時間を就業することが必要とされ、本人の裁量でその日の就業時間を短くするなどの調整がしにくいことを示すと想定する。「経営者・自営業など」の場合、就業時間は短くないが、本人の裁量を利かせられる幅は大きいと考えられ、「常用雇用」よりも可動性は大きいとみなす。「パート・アルバイトなど」は、就業時間を変動させることに対して本人の裁量を利かせることこそ難しいが、周囲の了解が得られれば状況に応じて早退などをすることも（本来なら）許される立場であると位置づけ、やはり「常用雇用」より可動性は大きいと位置づける。

c) 就業時間と通勤時間の合計：週あたりの平均就業時間（実数値）と通勤時間の合計を用いる。通勤時間は片道で回答された実数値と週あたり就業日数により、週あたりの往復通勤時間の合計を算出した。数値が大きいほど拘束性が強いことを示す間隔尺度である。

(3) 家事のニーズ

15歳以下の子ども数（実数値）、および未就学児の有無を示すものとして6歳以下の子がいる場合に1、いない場合に0とするダミー変数の2変数を用いる。

(4) 性別役割分業意識（性別役割イデオロギー）

「妻にとっては、自分自身の仕事よりも、夫の仕事の手助けをする方が大切である」「夫は外で働き、妻は家庭を守るべきだ」「男性はもっと家事をするべきだ（反転）」「景気が悪いときには、男性よりも女性を先に解雇してよい」という質問により、家事を女性の役割と考えているのかどうかをたずねた。これに対する回答に対して、「強く賛成：7点」～「強く反対：1点」と配点し、4項目の合計点を用いる。

(5) 相対資源

夫婦の年収差（実数値）を用いる。範囲を設定して尋ねた「本人の年収全体」、「配偶者の年収全体」に対して中央値を設定した後、本人の年収全体から配偶者の年収全体を引いた値を算出する。

(6) 統制変数

本人の年齢（実数値）と居住地域を用いる。「平成17年国勢調査」（総務省統計局2005）の集計結果では、自宅就業者は、自営業者で年齢が高い人に多く、また郊外といわれる地域には少ないことが確認できるため、家事遂行に対する影響を確認する上で、これらの2変数を統制変数として用いる。居住地域は「大都市」、「人口20万人以上の市」、「人口20万人未満の市」、「町村」の4区分である。「大都市」は人口100万人以上の都市に居住する場合であり、「人口20万人以上の市」は郊外といわれる地域に相当する。

4 結果

4.1 回答者の全体像

まず、従属変数である家事遂行の合計点を確認する前に、家事内容別の平均値と最頻値を確認しよう（表2）。女性は全ての項目、「夕食の用意」「洗濯」「買い物」「部屋の掃除」「ゴミ出し」を、ほぼ毎日か数に数回行っている。これに対して男性は「買い物」「ゴミ出し」を週に何度か行うものの、「夕食の用意」「洗濯」「部屋の掃除」など基幹的な家事は「まったくしていない」人が最も多いという結果である。ただし、男性の家事遂行は分散が大きいため、まったくしていない人が多い一方で、それなりの頻度で行っている人もいることがわかる。

表 1 家事内容別 平均値と最頻値

| | 男性 | | 女性 | |
|-------|------|-----|------|-----|
| | 平均値 | 最頻値 | 平均値 | 最頻値 |
| 夕食の用意 | 2.49 | 1 | 6.83 | 7 |
| 洗濯 | 2.30 | 1 | 6.78 | 7 |
| 買い物 | 4.11 | 5 | 6.31 | 6 |
| 家の掃除 | 3.44 | 1 | 6.10 | 7 |
| ゴミ出し | 3.91 | 6 | 5.71 | 6 |

注) 7点：ほぼ毎日, 6点：週に数回, 5点：週に1回程度,
4点：月に1回程度, 3点：年に数回, 2点：年に1回程度,
1点：まったくしていない

記述統計量より回答者の全体像を示す(表2)。男性の家事遂行の平均値16.26は、5項目の家事を年に数回程度行うことを示しており、女性の平均値31.73は5項目の家事を週に数回は行うことを示している。

回答者の平均年齢は男性が50.8歳、女性は47.8歳と女性のほうが有意に低いのは、男性のほうが高齢まで就業している人が多いこと、女性は20歳代後半から40歳代前半の育児期相当年齢の就業者が少ないことが影響している。居住都市規模の分布をみると、男女では「人口20万人以上の市」と「人口20万人未満の市」の割合が異なっている。男性がどの地域でも高い就業率を示すのに対し、女性の就業率は「大都市」や「人口20万人未満の市」などで低く、「町村」や「人口20万人未満の市」など規模の小さな地域では高い傾向にあることを反映していると考えられる。

表 2 記述統計量

| | 範囲 | 男性 n=350 | | 女性 n=283 | | |
|-------------------|--------------|----------|--------|----------|--------|-----|
| | | 平均値 | 標準偏差 | 平均値 | 標準偏差 | |
| 1 家事遂行 | 5~35 | 16.26 | 6.77 | 31.73 | 2.59 | *** |
| 2 年齢 | 24~83 | 50.82 | 12.69 | 47.84 | 9.49 | ** |
| 居住都市規模 | | | | | | |
| 3 大都市 | 0,1 | .20 | .40 | .17 | .38 | |
| 4 人口20万人以上市 | 0,1 | .29 | .46 | .22 | .41 | * |
| 5 人口20万人未満市 | 0,1 | .38 | .49 | .45 | .50 | + |
| 6 町村 | 0,1 | .13 | .34 | .16 | .37 | |
| 就業場所 | | | | | | |
| 7 住まいと同じ | 0,1 | .13 | .34 | .13 | .34 | |
| 8 日によって異なる | 0,1 | .03 | .17 | .02 | .16 | |
| 9 通勤 | 0,1 | .84 | .37 | .84 | .37 | |
| 従業上の地位 | | | | | | |
| 10 経営者, 自営・自由業等 | 0,1 | .29 | .45 | .22 | .41 | + |
| 11 常用雇用 | 0,1 | .63 | .48 | .29 | .45 | *** |
| 12 パート・アルバイト等 | 0,1 | .09 | .28 | .49 | .50 | *** |
| 13 週就業時間+通勤時間 | 0~115.5 | 50.41 | 17.04 | 32.87 | 16.31 | *** |
| 14 15歳以下の子ども数 | 0~4 | .65 | .95 | .68 | .97 | |
| 15 未就学児の有無 | 0,1 | .18 | .39 | .12 | .32 | * |
| 16 性別役割分業意識 | 4-28 | 15.09 | 3.48 | 13.05 | 3.41 | *** |
| 17 夫婦の年収差(本人-配偶者) | -1,525~3,000 | 430.13 | 351.49 | -331.38 | 332.82 | *** |

+p<.10 *p<.05 **p<.01 ***p<.001(t検定)

就業場所は男女ともに約 13%が「住まいと同じ」であり、「通勤」者は約 84%であり、就業場所は男女で大きな違いがみられない。いっぽう就業場所以外の働き方を示す変数は、男女で大きな違いがみられる。従業上の地位では「常用雇用」の割合が男性約 69%と多いのに対し女性は約 29%であり、その分「パート・アルバイト等」の割合が約 49%と高い。週あたりの就業時間と通勤時間の合計は男性の平均が約 50 時間と長く、女性と比べた場合に 0.1%水準で有意な差がみられる。女性の平均も約 33 時間と決して短くはない。

働き方以外で家事遂行に影響すると考えられる変数の記述統計量を確認したい。15 歳未満の子ども数は男女ともに平均で約 0.7 人と 1 人未満であり、いない者も相当数含まれることがわかる。未就学児のいる割合は男性が約 18%、女性は約 12%であり男性のほうが有意に多い。未就学児の有無に男女で有意な差があったのは対象者が有業者に限定されているためであり、未就学児を持つ女性の有業者割合が男性に比べると少ないことを示している。性別役割分業意識²は、男性のほうが伝統的な意見を支持する人の割合が有意に多く、夫婦の年収差も男女で有意な差がある。男性は妻よりも平均で約 430 万円多いと回答し、女性は夫よりも平均 331 万円少ないと回答している。

² 4 変数の信頼性係数 α は 0.712 である。

4.2 2変数間の関連

分析に用いる変数の単純相関より、2変数間の関連を確認したい。まず家事遂行との有意な相関がみられる変数についてみてみると、年齢、居住都市規模、従業上の地位、就業時間と通勤時間の合計、未就学児の有無、子ども数、性別役割分業意識と家事遂行との関連が男性と女性とでは違っていることがわかる（表 3）。男性の場合は、年齢が高いほど、人口 20 万人以上の市に居住している場合、また性別役割分業を支持するほど家事遂行が少ないという有意な関連がみられる。女性の場合は常用雇用者の場合、就業時間と通勤時間の合計が長いほど家事遂行は少なく、パート・アルバイトで就業している場合、そして 15 歳以下の子ども数が多いほど、性別役割分業を支持するほど家事遂行が有意に多い。このように男性と女性は、単に就業時間の長さや家事遂行の水準が異なるだけでなく、変数によっては家事遂行に対する影響の方向も異なっている。

男女で同様の有意な関連がみられたのは、「夫婦の年収差」である。男女ともに配偶者よりも本人の年収が多いほど、家事遂行が少ないという有意な関連が確認できる。ただし夫婦の年収差は、特に女性の場合は従業上の地位や就業時間の長さなどとの相関も高いため、本当に相対的な資源の差なのか、それとも働き方の影響なのかは多変量解析にて確認する必要がある。

働き方、就業場所と時間の拘束性を示す変数に着目してみたい。驚くべきことに、男性については就業場所と時間の拘束性を示す変数のなかには、家事遂行との間に有意な関連を示す変数が 1 つもみられない。就業場所のうち「住まいと同じ」「日によって異なる」の係数は正、「週就業時間+通勤時間」は負など、仮説の予測と方向性こそ一致するものの、相関係数は非常に小さく、統計的に有意な結果とはなっていない。就業場所の影響が方向性しか支持されないのは、女性も同様である。従業上の地位をみると、女性は「常用雇用」が有意に負、「経営者、自営・自由業者等」が非有意であるが正、「パート・アルバイト」有意に正など、拘束性の強い地位で就業する場合に家事遂行が少なく、仮説の予測は支持される方向にある。これに対して男性は「常用雇用」が非有意ながらも正の係数を示すなど、仮説の予測と逆の結果が示される。ただし、就業場所や従業上の地位は年齢との相関が大きく、就業場所が「住まいと同じ」場合や、従業上の地位が「経営者、自営・自由業者等」であるのは、年齢が高い人に多い。特に男性は就業場所と時間の拘束性を示す変数と年齢との相関が高い。男性については年齢が高いほど家事遂行が少ないという関連も有意であるため、本当に働き方と家事遂行が無関係なのかどうかは、年齢をコントロールした上で検討しなければならない。

表3 分析に用いた変数の単純相関

| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 | 11 | 12 | 13 | 14 | 15 | 16 | 17 |
|-------------------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|---------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|---------|---------|-----------|----|
| 1 家事遂行 | 1 | | | | | | | | | | | | | | | | |
| 2 年齢 | -.200 *** | 1 | | | | | | | | | | | | | | | |
| 3 居住地:大都市 | .061 | -.004 | 1 | | | | | | | | | | | | | | |
| 4 居住地:人口20万人以上市 | -.102 + | .028 | -.320 *** | 1 | | | | | | | | | | | | | |
| 5 居住地:人口20万人未満市 | .022 | .027 | -.388 *** | -.506 *** | 1 | | | | | | | | | | | | |
| 6 居住地:町村 | .036 | -.073 | -.190 *** | -.248 *** | -.301 *** | 1 | | | | | | | | | | | |
| 7 就業場所:住まいと同じ | .019 | .265 *** | -.065 | .083 | .009 | -.048 | 1 | | | | | | | | | | |
| 8 就業場所:日によって異なる | .003 | -.021 | -.048 | -.009 | .061 | -.020 | -.070 | 1 | | | | | | | | | |
| 9 就業場所:通勤 | -.019 | -.233 *** | .082 | -.072 | -.037 | .054 | -.882 *** | -.408 *** | 1 | | | | | | | | |
| 10 経営者,自営・自由業等 | -.057 | .336 *** | -.043 | .050 | .013 | -.035 | .578 *** | .140 ** | -.595 *** | 1 | | | | | | | |
| 11 常用雇用 | .024 | -.454 *** | .099 + | .003 | -.093 + | .013 | -.489 *** | -.133 * | .510 *** | -.823 *** | 1 | | | | | | |
| 12 パート・アルバイト等 | .050 | .242 *** | -.100 + | -.086 | .139 ** | .035 | -.089 + | .003 | .080 | -.194 *** | -.398 *** | 1 | | | | | |
| 13 週就業時間+通勤時間 | -.035 | -.433 *** | .094 + | .016 | -.083 | -.012 | -.207 *** | .009 | .185 *** | -.195 *** | .340 *** | -.272 *** | 1 | | | | |
| 14 15歳以下の子ども数 | .066 | -.629 *** | -.024 | -.042 | .031 | .041 | -.108 * | -.073 | .133 * | -.163 ** | .244 *** | -.158 ** | .253 *** | 1 | | | |
| 15 未就学児の有無 | .099 + | -.563 *** | .026 | -.095 + | .010 | .083 | -.118 * | -.043 | .129 * | -.168 ** | .226 *** | -.118 * | .120 * | .650 ** | 1 | | |
| 16 性別役割分業意識 | -.316 *** | .286 *** | .044 | -.034 | .011 | -.022 | .131 * | -.028 | -.107 * | .114 * | -.129 * | .039 | -.144 ** | -.084 | -.112 * | 1 | |
| 17 夫婦の年収差(本人-配偶者) | -.153 *** | .085 | .119 + | -.041 | .006 | -.095 + | -.062 | -.092 + | .100 + | -.007 | .133 * | -.218 *** | -.019 | .009 | -.057 | -.030 | 1 |
| 1 家事遂行 | 1 | | | | | | | | | | | | | | | | |
| 2 年齢 | -.008 | 1 | | | | | | | | | | | | | | | |
| 3 居住地:大都市 | .059 | -.041 | 1 | | | | | | | | | | | | | | |
| 4 居住地:人口20万人以上市 | .013 | -.014 | -.239 *** | 1 | | | | | | | | | | | | | |
| 5 居住地:人口20万人未満市 | -.036 | .038 | -.411 *** | -.481 *** | 1 | | | | | | | | | | | | |
| 6 居住地:町村 | -.025 | .006 | -.197 ** | -.230 *** | -.395 *** | 1 | | | | | | | | | | | |
| 7 就業場所:住まいと同じ | .037 | .218 *** | .132 * | -.079 | -.037 | .003 | 1 | | | | | | | | | | |
| 8 就業場所:日によって異なる | .070 | -.024 | -.011 | .026 | -.008 | -.007 | -.062 | 1 | | | | | | | | | |
| 9 就業場所:通勤 | -.057 | -.177 ** | -.112 + | .067 | .046 | -.022 | -.892 *** | -.366 *** | 1 | | | | | | | | |
| 10 経営者,自営・自由業等 | .062 | .307 *** | .079 | .009 | -.069 | .003 | .631 *** | .026 | -.611 *** | 1 | | | | | | | |
| 11 常用雇用 | -.296 *** | -.153 * | -.099 + | .043 | .037 | .003 | -.246 *** | -.101 + | .275 *** | -.335 *** | 1 | | | | | | |
| 12 パート・アルバイト等 | .216 *** | -.116 + | .024 | -.046 | .024 | -.005 | -.300 *** | .070 | .256 *** | -.524 *** | -.627 *** | 1 | | | | | |
| 13 週就業時間+通勤時間 | -.253 *** | .079 | -.101 + | .000 | .040 | .050 | .095 | -.178 ** | -.005 | .024 | .483 *** | -.456 *** | 1 | | | | |
| 14 15歳以下の子ども数 | .122 * | -.654 *** | -.035 | .026 | -.006 | .015 | -.077 | .100 + | .015 | -.203 ** | .049 | .124 * | -.093 | 1 | | | |
| 15 未就学児の有無 | .081 | -.526 *** | -.018 | -.006 | .002 | .023 | -.108 + | .155 ** | .007 | -.086 | .014 | .059 | -.079 | .552 ** | 1 | | |
| 16 性別役割分業意識 | .142 * | .210 *** | .022 | .018 | -.054 | .031 | .013 | -.009 | -.003 | .163 ** | -.270 *** | .109 + | -.146 * | -.136 * | -.015 | 1 | |
| 17 夫婦の年収差(本人-配偶者) | -.221 *** | .081 | -.176 ** | -.023 | .126 * | .035 | -.037 | -.071 | .067 | -.134 * | .429 *** | -.276 *** | -.351 *** | -.038 | -.024 | -.219 *** | 1 |

+< .10 *p<.05 **p<.01 ***p<.001

4.3 重回帰分析

家事遂行に対する各要因の影響を多変数間の影響を考慮した上で検討するため、家事遂行の頻度を従属変数とした重回帰分析を男女別々に行った。モデル 1 は統制変数のみを投入し、モデル 2 は加えて就業場所と時間の拘束性に関する変数を投入、モデル 3 はモデル 2 に家事のニーズに関する変数を追加したものであり、モデル 4 はさらに性別役割イデオロギーと相対資源に関する変数を追加した。

表 4 は男性の結果である³。分析モデルの適合度をみると、モデル 1 からモデル 3 では調整済み R² 値が小さいものの、F 検定の結果は有意である。モデル 3 も R² 値は大きくないものの、1 は超えて F 検定の結果も有意であり、モデルはある程度データに適合しているといえよう。

モデル毎にそれぞれの独立変数の係数を確認したい。統制変数を投入したモデル 1 では年齢と、居住都市規模のうち「人口 20 万人以上の市」が有意な関連を示した。年齢はいずれのモデルでも有意に負であり、年齢が高いほど家事頻度が少ないという関連がある。居住都市規模は「大都市」と比較すると「人口 20 万人以上の市」に居住している場合に、家事遂行が有意に少ないことが示される。「人口 20 万人未満の市」「町村」は有意ではないが示される係数は負であるため、「大都市」居住者は家事頻度が多い傾向にあることがうかがえる。男性のみに投入した「配偶者無業」を示すダミー変数も、有意に負の変数を示し、配偶者が無業の場合には、男性の家事頻度は少ないことが確認される。

モデル 2 では就業場所と時間の拘束性を示す「就業場所」「従業上の地位」「週就業時間+通勤時間」を投入した。「就業場所」が「住まいと同じ」、あるいは「日によって異なる」場合、相関係数と同様に係数は正であるため、「通勤」の場合と比べて家事遂行が多い方向にあるといえるが、統計的に有意とはいえない。従業上の地位は「パート・アルバイト等」が有意に正となったものの、「経営者、自営・自由業等」の非雇用就業の係数は非有意ながら負であり、拘束性が最も強いと想定した「常用雇用」の家事遂行が最も少ないとはいえないことが確認される。週就業時間と通勤時間の合計は有意な負の係数が示され、時間的制約が大きいほど有意に家事遂行が少なくなるとの仮説の予測と一致する結果である。

モデル 3 で投入した家事のニーズに関する変数は、いずれも有意な結果は示されなかった上、「15 歳以下の子ども数」については理論的な予測と方向性も一致しない。2 変数間の関連では「未就学児」がいる場合に家事が多いことが示されたが、多変数間の影響を考慮すると有意とはならない。

モデル 3 で投入した家事のニーズに関する変数が説明力を持たなかったのに対し、モデル 4 で投入した変数の説明力は高い。性別役割分業意識の標準化係数は-0.286 であり、0.1%

³ 男性の重回帰分析の際には、配偶者が無業かどうかを示すダミー変数を投入した分析も行ったが、各変数の方向性や有意水準などに大きな違いはみられなかった。投入する変数を女性と同一にするため、配偶者無業のダミー変数は用いなかった。

水準で有意に負、投入した独立変数の中で最も高い影響力を示した。また夫婦の年収差も有意に負の係数が示され、男性の収入が妻よりも多ければ多いほど、その男性は家事をしない傾向にあることがわかった。さらにモデル4で投入した変数の影響により、配偶者が無業であるかどうかや、従業上の地位が「パート・アルバイト等」であるかどうかの影響が打ち消されてしまっている。配偶者が無業の人は伝統的な性別役割分業観を支持する傾向にあり、配偶者との収入差は大きい。またパート・アルバイトで働く男性は配偶者との収入差が小さい傾向にあるなど、夫婦の収入差は従業上の地位との有意な相関があるものの、従業上の地位自体は影響力を持っていない。一方、夫婦間の相対的な資源差、そして何と言っても性別役割分業観が家事遂行に対して影響力を持っているのである。なお、モデル2,3では非有意であった就業場所の「住まいと同じ」は、多変数を投入したモデル4では10%水準で有意に正となり、「住まいと同じ」場所で就業する男性は家事遂行が多い傾向にあることが確認された。在宅就業者は年齢が高い人に多く、さらに高年齢者は性別役割分業意識を支持する傾向が強い(表3)ことがコントロールされた結果であろう。

表4 家事遂行を従属変数とした重回帰分析の結果(男性)

| | モデル1 | | | モデル2 | | | モデル3 | | | モデル4 | | |
|----------------------|------------|----------|-----------|------------|----------|-----------|------------|----------|-----------|------------|----------|-----------|
| | 非標準 化係数 | 標準 誤差 | 標準化 係数 | 非標準 化係数 | 標準 誤差 | 標準化 係数 | 非標準 化係数 | 標準 誤差 | 標準化 係数 | 非標準 化係数 | 標準 誤差 | 標準化 係数 |
| 【統制変数】 | | | | | | | | | | | | |
| 年齢 | -1.105 | .028 | -.197 *** | -.157 | .033 | -.295 *** | -.200 | .043 | -.374 *** | -.127 | .042 | -.239 ** |
| 居住都市規模(RG:大都市) | | | | | | | | | | | | |
| 人口20万人以上の市 | -1.835 | 1.032 | -.124 + | -2.149 | 1.028 | -.145 * | -2.165 | 1.031 | -.146 * | -2.735 | .989 | -.184 ** |
| 人口20万人未満の市 | -.587 | .984 | -.042 | -1.147 | .992 | -.082 | -1.069 | .994 | -.077 | -1.386 | .949 | -.100 |
| 町村 | -.440 | 1.273 | -.022 | -.941 | 1.271 | -.047 | -.914 | 1.270 | -.045 | -1.432 | 1.218 | -.071 |
| 【就業場所と時間の拘束性】 | | | | | | | | | | | | |
| 就業場所(RG:通勤) | | | | | | | | | | | | |
| 住まいと同じ | | | | 2.010 | 1.309 | .101 | 2.070 | 1.308 | .103 | 2.139 | 1.255 | .107 + |
| 日によって異なる | | | | .381 | 2.080 | .010 | -.041 | 2.093 | -.001 | -.404 | 2.001 | -.010 |
| 従業上の地位(RG:常用雇用) | | | | | | | | | | | | |
| 経営者,自営・自由業等 | | | | -.253 | 1.045 | -.017 | -.160 | 1.045 | -.011 | -.412 | .997 | -.028 |
| パート・アルバイト等 | | | | 2.266 | 1.409 | .094 | 2.277 | 1.408 | .094 | 1.142 | 1.394 | .047 |
| 週就業時間+通勤時間 | | | | -.050 | .024 | -.125 * | -.051 | .024 | -.129 * | -.058 | .023 | -.146 * |
| 【家事のニーズ】 | | | | | | | | | | | | |
| 15歳以下の子ども数 | | | | | | | -.750 | .544 | -.105 | -.291 | .524 | -.041 |
| 未就学児の有無 | | | | | | | -.274 | 1.262 | -.016 | -.497 | 1.205 | -.028 |
| 【性別役割イデオロギー】 | | | | | | | | | | | | |
| 性別役割分業意識 | | | | | | | | | | -.566 | .102 | -.291 *** |
| 【相対資源】 | | | | | | | | | | | | |
| 夫婦の年収差 | | | | | | | | | | -.002 | .001 | -.126 * |
| 調整済みR ² | .039 | | | .058 | | | .060 | | | .147 | | |
| F値 | 4.58 ** | | | 3.39 ** | | | 3.04 ** | | | 5.63 *** | | |

+<.10 *p<.05 **p<.01 ***p<.001

表 5 家事遂行を従属変数とした重回帰分析の結果（女性）

| | モデル1 | | | モデル2 | | | モデル3 | | | モデル4 | | |
|-----------------------|------------|----------|-----------|------------|----------|-----------|------------|----------|-----------|------------|----------|-----------|
| | 非標準 化係数 | 標準 誤差 | 標準化 係数 | 非標準 化係数 | 標準 誤差 | 標準化 係数 | 非標準 化係数 | 標準 誤差 | 標準化 係数 | 非標準 化係数 | 標準 誤差 | 標準化 係数 |
| 【統制変数】 | | | | | | | | | | | | |
| 年齢 | -0.01 | .016 | -.005 | -.008 | .017 | -.030 | .027 | .022 | .099 | .027 | .023 | .101 |
| 居住都市規模(RG:大都市) | | | | | | | | | | | | |
| 人口20万人以上の市 | -.271 | .500 | -.043 | -.014 | .486 | -.002 | -.116 | .485 | -.018 | -.070 | .485 | -.011 |
| 人口20万人未満の市 | -.436 | .441 | -.084 | -.183 | .428 | -.035 | -.278 | .427 | -.054 | -.182 | .430 | -.035 |
| 町村 | -.483 | .540 | -.068 | -.228 | .521 | -.032 | -.336 | .520 | -.048 | -.272 | .522 | -.038 |
| 【就業場所と時間の拘束性】 | | | | | | | | | | | | |
| 就業場所(RG:通勤) | | | | | | | | | | | | |
| 住まいと同じ | | | | .029 | .580 | .004 | -.133 | .584 | -.017 | -.004 | .588 | .000 |
| 日によって異なる | | | | .367 | .972 | .022 | .057 | .979 | .003 | .110 | .980 | .007 |
| 従業上の地位(RG:パート・アルバイト等) | | | | | | | | | | | | |
| 経営者, 自営・自由業等 | | | | -.065 | .489 | -.010 | .014 | .492 | .002 | -.092 | .495 | -.015 |
| 常用雇用 | | | | -1.357 | .413 | -.237 ** | -1.314 | .410 | -.230 ** | -1.065 | .434 | -.186 * |
| 週就業時間+通勤時間 | | | | -.020 | .011 | -.129 + | -.020 | .011 | -.125 + | -.017 | .011 | -.108 |
| 【家事のニーズ】 | | | | | | | | | | | | |
| 15歳以下の子ども数 | | | | | | | .447 | .216 | .168 * | .459 | .216 | .172 * |
| 未就学児の有無 | | | | | | | .259 | .580 | .032 | .242 | .584 | .030 |
| 【性別役割イデオロギー】 | | | | | | | | | | | | |
| 性別役割分業意識 | | | | | | | | | | .047 | .047 | .062 |
| 【相対資源】 | | | | | | | | | | | | |
| 夫婦の年収差 | | | | | | | | | | .000 | .001 | -.086 |
| 調整済みR ² | -.010 | | | .077 | | | .089 | | | .093 | | |
| F値 | 0.297 | | | 3.609 *** | | | 3.506 *** | | | 3.219 *** | | |

+<.10 *p<.05 **p<.01 ***p<.001

表 5 は女性の結果である。分析モデルの適合度をみると、モデル 1 は F 検定の結果が非有意であり、データはモデルに適合していないことが示される。モデル 2 からモデル 4 では調整済み R² 値が小さいものの、F 検定の結果は有意であり、モデルはある程度データと適合しているといえよう。

モデル毎にそれぞれの独立変数の係数を確認したい。統制変数である年齢と、居住都市規模を投入したモデル 1 は、男性とは違って有意な関連を示す変数はなく、説明力はないといえる。年齢の係数は負、居住都市規模は「大都市」と比較すると「人口 20 万人以上の市」「人口 20 万人未満の市」「町村」全て負である。

「就業場所」「従業上の地位」「週就業時間+通勤時間」を投入したモデル 2 では、「就業場所」が「住まいと同じ」、あるいは「日によって異なる」場合、相関係数と同様に係数は非有意ながら正であり、男性と同じ結果である。従業上の地位をみると「パート・アルバイト等」に比べて「常用雇用」は有意に負であり、「経営者、自営・自由業等」の係数は非有意で負であった。週就業時間と通勤時間の合計も有意な負の係数が示されたものの、有意水準は 10%である。2 変数の相関では「常用雇用」と「週就業時間+通勤時間」の双方が家事遂行に対して 0.1%水準で有意に負であったが、重回帰分析の結果は「常用雇用」の影響が強いことを示している。単に拘束される時間の長さだけでなく、むしろ日々特定の時間帯を拘束されるという制約が、女性の家事遂行頻度に影響することが確認される。

モデル 3 で投入した家事のニーズに関する変数は、いずれも理論的な予測と方向性が一致した上、「15 歳以下の子ども数」が有意な結果を示した。「15 歳以下の子ども数」が多いほど女性の家事遂行は増えることが認められる。「未就学児」はいるほうが家事遂行は増え

る傾向にあるものの、統計的に有意な差は認められなかった。

モデル 4 で投入した変数は、男性の結果では説明力が高かったのに対し、女性の結果ではいずれも非有意である。性別役割分業意識は正、夫婦の年収差は負であり、伝統的な性別役割観に賛同するほうが家事遂行は多く、夫との年収差が少ないほど（あるいは本人の年収が夫よりも多いほど）家事遂行は少ないという方向性は確認されるものの、統計的には有意でない。夫婦の年収差と性別役割分業意識は、従業上の地位との相関係数が有意であり、常用雇用の女性は配偶者との収入差が小さい上、伝統的な性別役割分業観を支持しない。しかし両変数を投入したところ有意な影響が示されたのは「常用雇用」であり、性別役割分業意識や夫婦間の相対的な資源差は影響力を持っていないことが確認された。

5 結論と考察

本稿では、就業場所と時間の拘束性が強い働き方は家事遂行の妨げになっているのではないかという問題意識から、これまで注目されてこなかった就業場所や、時間の可動性に着目して論点の整理を行った。特にこれまで有意抽出標本でしか検討されてこなかった就業場所に着目し、無作為抽出標本を用いた実証的検討を行った。

実証分析の結果、働き方を「拘束性」という広い概念でとらえるならば、男女ともに拘束性の強さが家事遂行を減らすことが示された。ただしその内容は男女で異なっていた。働き方の拘束性に対し、合理性見解とジェンダー役割見解のいずれかが支持されるという単純な方向性を見出すことは難しい。

男性は拘束「時間」が長いかどうかの影響を持っており、就業時間と通勤時間の合計が長いほど家事遂行が減る。そして、多変数をコントロールした結果では、男性は在宅就業の場合に家事遂行が多いという傾向が認められた。女性についても拘束時間が長ければ家事遂行は減るのだが、決定的に影響を持つのは常用雇用者として就業しているかどうかという点である。在宅就業かどうかは、女性の家事遂行とは無関係であった。

女性の家事遂行に対して、拘束時間の長さよりも従業上の「地位」のほうが影響力を持つことは興味深い。常用雇用者は就業時間が固定的であり、仕事の都合を優先させる必要性も高いため、何らかの手段を使って家事の頻度を少なくしているのだろう。ただし、常用雇用者の中にも仕事の自律性が高い者や、就業時間の設定に対する柔軟性が大きい職場に勤務する者も含まれよう。就業時間の可動性の影響については、これらの状況を細かくとらえた検討を行う必要がある。

働き方以外の要因に目を向けると、男性の家事遂行は、家事のニーズの高さという家事遂行に対する状況的な要因の影響は見られず、年齢や性別役割分業観などの影響力が大きかった。女性は子ども数が多いほど家事遂行が増えるのに対して、男性ではむしろ減る方向性が示されるのは、なぜなのだろうか。分析の結果示されたのは、何と云っても男性の

家事遂行という行為を強く規定しているのは男性自身の考え方であり、「男性は仕事、家事は女性がするもの」と考えているほど男性は家事をしないのである。男性は年齢が高いほど、そしていわゆる郊外に相当する地域に居住している場合には家事を行わない傾向があることも確認され、家事をしないことは特定の地域や年齢層の生活パターンとして染みついていることがわかれた。瀬地山（1996）は、地域による女性の就業率の違いを「要するにこれは生活様式の違いであり、さらには背景としている規範が微妙に異なるのである」（瀬地山 1996: 199）と説明する。性別役割分業が郊外といわれる地域特有のライフスタイルとなっていることは、男性の家事遂行の少なさからも浮かび上がったといえよう。

これに対して、女性が家事を行うかどうかは本人の意識や年齢や居住地といった要因とはさほど関係がない。もっとも、女性はどのような場合でも頻繁に家事を行う人が大半であるため、個々の要因の説明力はあまり大きいといえない。

本稿で改めて確認された点は、男性が家事を担うためには、やはり就業時間が短くならなければならないという点であった。就業時間帯を変動させることが可能であったとしても、就業時間が長ければ、家事・育児を担う時間を捻出できないのかも知れない。言い換えればワーク・ライフ・バランスを促進するための多様で柔軟な働き方とは、就業時間数を変えずに時間の可動性を高めることではないといえよう。育児期には就業時間を短くするなど、家事・育児などのニーズに応じて、ライフステージという長期的なスパンで就業時間数を長短させられることが重要なのではないだろうか。

そして頑健な結果とはいえないものの、在宅就業も男性の家事遂行を増やす方向にあることが確認された。得られた結果は合理性見解を単純に支持するわけではなく、今後、より厳密な検討を行っていく必要がある。とはいえ、短時間就業、そして在宅就業を取り入れる男性が増えるならば、男性の家事増加も期待できるといえよう。

謝辞

本研究は、文部科学省委託研究「近未来の課題解決を目指した実証的社会科学推進事業」（研究課題『すべての人々が生涯を通じて成長可能となるための雇用システム構築』（研究代表者：玄田有史）による援助を受けている。

日本版 General Social Surveys (JGSS) は、大阪商業大学 JGSS 研究センター（文部科学大臣認定日本版総合的社会調査共同研究拠点）が、東京大学社会科学研究所の協力を受けて実施している研究プロジェクトである。二次分析にあたり、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターから個票データの提供を受けました。

本稿の作成にあたり、池永肇恵氏に貴重な助言をいただきました。ここに記してお礼申し上げます。

文献

- Guttek, B.A., S. Searle, and L. Klepa, , 1991, “Rational versus Gender Role Explanations for Work-family Conflict”, *Journal of Applied Psychology*, 76: 560-68.
- Hews, U., S. Podro, E. Gunnarsson, T. Weijers, K. Arvanitaki, and V. Trova, 1996, *Teleworking and Gender*, Institute for Employment Studies, Brighton.
- Hill, E.J., V. Martinson, and M. Ferris , 2004, “New-concept part-time employment as a work-family Adaptive Strategy for Women Professionals with Small Children”, *Family Relations*, 53: 282-92.
- 稲葉昭英, 1998, 「どんな男性が家事・育児をするのか?——社会階層と男性の家事・育児参加」渡辺秀樹・志田基与師編『1995年SSM調査シリーズ15階層と結婚・家族』1995年SSM調査研究会.
- 石井クンツ昌子, 2004, 「共働き家庭における男性の家事参加」渡辺秀樹・稲葉昭英・嶋崎尚子編『現代家族の構造と変容』東京大学出版会, 201-214.
- Ishii-Kuntz, M., K. Makino, K. Kato and M. Tsuchiya, 2004 “Japanese Fathers of Preschoolers and their Involvement in Childcare”, *Journal of Marriage and Family*, 66(3): 779-91.
- Ishii-Kuntz, M. and C. Scott, 1992, “Predicting the Sharing of Household Labor: Are Parenting and Housework distinct?,” *Sociological Perspectives*, 35: 629-47.
- 神谷隆之, 1999, 『在宅ワーク解体新書』日本労働研究機構.
- 加藤邦子・石井クンツ昌子・牧野カツコ・土谷みち子, 1998, 「父親の育児参加を規定する要因——どのような条件が父親の育児参加を進めるのか」『家庭教育研究所紀要』20: 38-47.
- 厚生労働省, 2009, 『第7回21世紀出生児縦断調査(平成21年度)』.
- 国土交通省, 2008, 『平成20年度テレワーク人口実態調査』.
- 小原美紀, 2000, 「長時間通勤と市場・家事労働——通勤時間の短い夫は家事を手伝うか?」『日本労働研究雑誌』476: 35-45.
- 大西隆, 2009, 「生活時間の変化からみたテレワークの効果に関する研究」日本テレワーク学会第11回研究発表大会発表資料.
- 松田茂樹, 2004, 「男性の家事参加——家事参加を規定する要因」渡辺秀樹, 稲葉昭英, 嶋崎尚子編『現代家族の構造と変容』東京大学出版会, 175-89.
- , 2006, 「育児期の夫と妻のワーク・ファミリー・コンフリクト——合理性見解対ジェンダー役割見解」『家族社会学研究』18(1): 7-16.
- Merton R. K., 1949, *Social Theory and Social Structure: Toward the Codification of Theory and Research*, New York: Free Press. (=森東吾・森好夫・金沢実・中島竜太郎訳, 1961, 『社会理論と社会構造』みすず書房.)
- 水落正明, 2006, 「父親の育児参加と家計の時間配分」『家計経済研究』71: 33-63.

- 永井暁子, 2004, 「男性の育児参加」渡辺秀樹・稲葉昭英・嶋崎尚子編『現代家族の構造と変容』東京大学出版会, 190-200.
- 永瀬伸子, 1999, 「少子化の要因—— 就業環境か価値観の変化か——既婚者の就業形態選択と出産時期の選択」『人口問題研究』55(2): 1-18.
- 日本テレワーク協会, 2006, 『在宅勤務の推進のための実証実験モデル事業報告書』.
- 日本労働研究・研修機構, 2007, 『仕事と生活——体系的両立支援の構築に向けて』日本労働政策研究・研修機構プロジェクト研究シリーズ No.7.
- Nishioka H., 1998, “Men’s Domestic Role and the Gender System: Determinants of Husband’s Household Labor in Japan,” 『人口問題研究』54(3): 56-71.
- NHK 放送文化研究所, 2005, 『2005年国民生活時間調査報告書』.
- 大阪商業大学 JGSS 研究センター, 「日本版総合的社会調査 Japanese General Social Surveys (JGSS) JGSS プロジェクト紹介」(www.soc.nii.ac.jp/jssp/db/jgss.doc, 2010.2.26).
- Peters, P., 2007, “The time pressure reducing potential of telehomeworking: the Duch case,” *The International Journal of Human Resource Management*, 18(3): 430-447.
- 坂本有芳, 2007, 「情報通信技術 (IT) の利用による男女の就業形態の選択——性別分業の変化に着目して」お茶の水女子大学大学院人間文化創成科学研究科博士学位論文.
- , 2009, 「情報通信技術 (ICT) が人々の就業場所に及ぼす影響——テレワークは普及しているのか?」『日本労働研究雑誌』584: 91-105.
- 瀬地山角, 1996, 『東アジアの家父長制:ジェンダーの比較社会学』勁草書房.
- 総務省統計局, 2008, 『労働力調査 (詳細結果)』.
- Silver H. and Goldscheider F., 1994, “Flexible Work and Housework: Work and Family Constraints on Women’s Domestic Labor,” *Social Forces*, 72(4): 1103-1119.
- 品田知美, 1996, 「既婚女性の家事時間配分とライフスタイル」『家族社会学研究』8: 163-173.
- 津谷典子, 2002, 「男性の家庭役割とジェンダー・システム——日米比較の視点から」阿藤誠・早瀬保子編『ジェンダーと人口問題』大明堂, 167-210.
- Vittersø, J., S. Akselsen, B. Ejevemo, T. E. Julsrud, B. Yttri, and S. Bergvik, 2003, “Impacts of home-based Telework on Quality of Life for Employees and their Partners: Quantitative and qualitative results from a European survey,” *Journal of Happiness Studies*, 4: 201-33.

第2章 大卒女子の仕事の「やりがい」の規定要因 ——ホワイトカラーの総合職第1期生の視点を中心として——

田中 規子

要 旨

1970年から2009年までの39年間、女性の事務職の比率は50%の水準を保ちながら推移してきた。女性の2人に1人が、実に事務職に就いている。男性も事務職はあるが、女性のみ、総合職と一般職と呼ばれる2つの異なる人事制度が事務職に導入されている。これが、いわゆるコース別人事管理制度である。この制度が導入されて、すでに20余年が過ぎている。

本研究は、わが国で初めて総合職となった大卒女子のやりがいに着目し、同じ大卒女子の一般職とコースの区別がない女子とを比較することで、彼女たちの仕事の「やりがい」に与える要因を探求した。

結果は、1987年卒の総合職の仕事の「やりがい」が有意にもっとも高かった。同じく1987年卒のコースの区別がない者の「やりがい」も有意に高いこともわかった。しかし、一般職の「やりがい」だけは、有意な結果が得られなかった。有意ではなかったが、1987年卒以外の一般職の「やりがい」はマイナスに転じている。コース別の違いによって、仕事の「やりがい」に差が生じたことについて、本研究では、次のように解釈した。総合職、一般職では、仕事の内容や専門性に大きな違いがあり、そのことが、人を「やる気」にさせたり、「やる気」を低下させたりするのではないか。仕事に「やりがい」があるから、人は「やる気」にもなる。人を「やる気」にさせるためには、人を「やる気」にさせる組織が重要であると考えた。

第2章 大卒女子の仕事の「やりがい」の規定要因 ——ホワイトカラーの総合職第1期生の視点を中心として——

田中 規子

1 はじめに

昨今、わが国の労働問題は、総人口の減少を背景に若年層の労働問題、男性の非正規労働問題に光があてられることが多い。そのためか、最近では、女性の労働問題も非正規雇用に焦点が当てられることが多く、女性の正規従業員に焦点をあてた問題が、一時期よりも、少なくなった。例えば、女子の正社員は、どのような職種に多く就職しているのか、女性の場合、事務職が多いのか、それとも専門的・技術的職業も増えているのかという具合である。

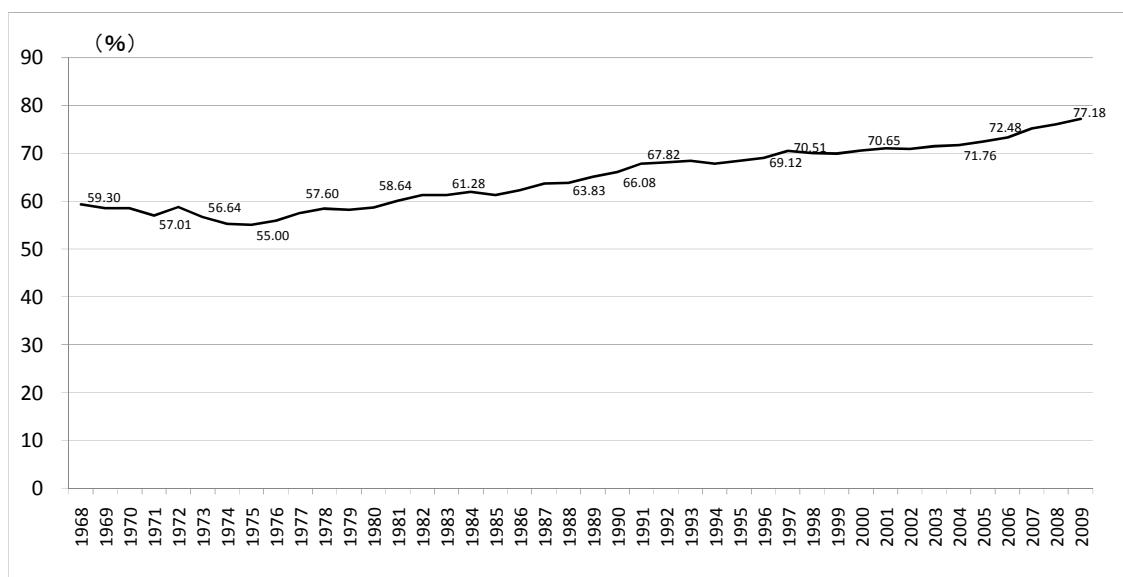


図1 女性の労働人口比率の推移¹

出所：総務省統計局労働力調査より作成

ここに、興味深いデータがある。総務省統計局が集計した労働人口と15歳以上の人口の時系列データを用いて、女性の労働力率の変化を図示したものである。それが、図1の女性の労働人口比率の推移である。図1によると、1968年当時の女性の労働人口は約60%未

¹ 女性の労働人口比率は、総務省統計局労働力調査、長期時系列データの労働力人口と15歳以上の人口データを使い算出した。(式)労働人口比率=月別労働人口(季節調整値)の平均÷15歳以上60歳未満の人口(全国平均)×100

満であったのが、2009年には約77%まで、上昇していることがわかる。男性の労働力率は、図示していないが、平均して100%に近い労働人口が推移している。女性の労働力率は、男性の100%の労働力率には及ばない。しかし、女性の労働力率は、2009年で、約70%以上となり、1968年から現在までの41年間で約17ポイント、労働力率は、上昇している。

次に職業別就業者数（1988年～1994年）の変化についてである。図2は、労働調査にある職種の中で、ホワイトカラーの代表的な職種である事務、専門的・技術的職業、管理的職業、販売の4つの職種のうち、事務と専門的・技術的職業のみを取り出し、比率を男女別に図示した。図2によると、1953年当時は、事務は、男性33.67%、女性30.68%と、男性の事務の方が女性よりも多い。

ところが、1961年を境に、女性の事務が、男性の事務を上回る。30%程度だったのが、1969年には、約46%となる。その後、女性の事務は50%前後を維持しつつ2009年の現在に至る。対象的なのは、男性の事務で、1953年から1986年まで30%の水準を維持しつつも、減少の一途を辿っている。2009年の現在では、男性の事務は、29.86%である。

一方、専門的・技術的職業の占める割合は、初期においては、女性の専門的・技術的職業が多い。データ上、専門的・技術的職業の定義が、明確に記されていないが、一般的に言われている国家資格など資格を必要とする専門的職業者のことを指しているのではなかろうか。例えば、教員、医師、弁護士、会計士などである。

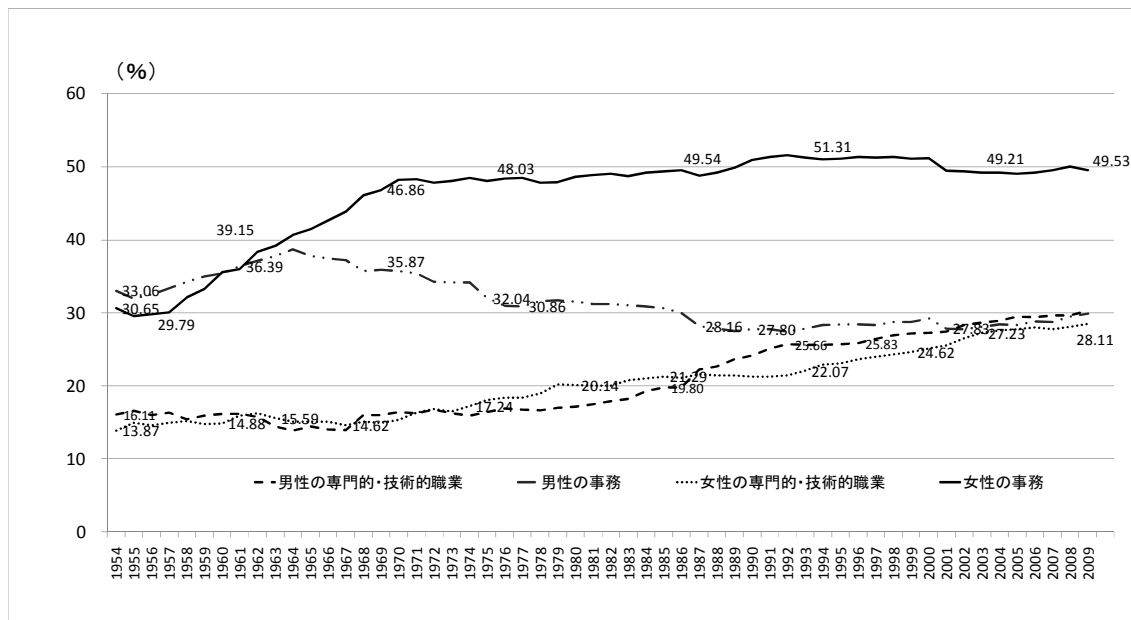


図2 事務、専門的・技術的職業の男女比率

また、技術職については、システムエンジニアなどを指し、技能職でない技術者を指している。図2の専門的・技術職の男女の比率を読み取ると、女性の中でも、意外と専門的・

技術的職業に従事している者が多いことがわかる。女性の場合、教員や看護師などが多くも含まれているのだろう。いずれにしても、女性の専門的・技術的職業が占める割合は、徐々に上昇し、1953年では、約14%ほどであった専門的・技術的職業が、2009年では、約28%まで伸びている。

それでは、なぜ、女性の専門的・技術的職業の割合が上昇したのだろうか。考えられる要因として、制度上の理由をあげることとする。女性の労働に大きな影響を与えたと考えられる制度は、男女雇用機会均等法である。男女雇用機会均等法の導入によって、図2で示したような女性の専門的・技術的職業の割合を後押ししたのではないと思われる。

男女雇用機会均等法（以下均等法）とは、1986年4月に施行された雇用機会の平等が女性に広く開かれた法律であった。施行された10年後には、より一層、雇用の分野における男女の機会均等が求められ、均等法の一部を改訂し、改正均等法が1999年4月から施行された。その内容は、①募集・採用、配置、昇進に当たっての差別的な取扱いの禁止②一方からの申請で調停を開始できることなど、調停制度の改善③労働大臣の勧告に従わない違反企業の社名公表④業主が講ずるポジティブアクションに対する国の援助⑤セクシャル・ハラスメントに関する事業主の配慮義務が新たに盛り込まれた内容である。また、2007年の改正では、男性差別も加わり、男女双方の雇用機会の平等を強調する法律となった。

機会均等法は、はじめて、女性が定型業務に留まることなく、総合職であれば、男性と同じキャリアを築くことも可能であるという画期的な法律であった。この画期的な法律と並行するかのようになり、ほぼ同時に一部の企業に導入されたのが、コース別人事管理制度であった。

コース別人事管理制度とは、人事管理制度の1つで、従業員の募集・採用時に「総合職」や「一般職」といったコースを設定し、雇用管理を行うことを「コース別人事制度」または「コース別人事管理制度」と呼ばれている。コースは企業によって様々であるが、主に「総合職」、「一般職」、「管理職」、「専門職」、「事務職」という分け方が一般的である。また、これらの分類が、なぜ重要なのかと言えば、賃金だけでなく、その後の昇進・昇格など、コースによって、人材教育のシステムが大きく異なるからである。

コース別人事管理制度は、1986年の均等法を受け、以前の男女別による賃金格差を引き続き継続するために、一部の企業が導入したことが始まりとされている。コース別人事管理制度の導入については、様々な説があるが、一般的に言われているのは、均等法導入後の賃金格差の合理化を説明するために、導入したのではないかという説が比較的有力である。

一方、従業員側は「コース別人事管理制度」をどのように見ているのか。大卒は、「総合職」あるいは一般職、高卒は「一般職」と見ている。性別ではどうなのか。男性は「総合職」、女性は「総合職」あるいは「一般職」のように、学歴や性別による違いで、コースが決められている点で、不満や課題が多く残されている。

そこで本研究は、コース別人事管理制度が導入後、総合職、一般職と呼ばれていた彼女

たちに、どのような変化が起きたのか、彼女たちの仕事のやりがいに着目して分析をする。

2 先行研究

2.1 「コース別人事管理制度」の限界

脇坂明² (1997) は、コース別人事管理制度の限界を次のように述べている。脇坂 (1997) の調査結果 (1994) によると、女性総合職活用の成果については、企業の評価が 2 通りに分かれたという。「期待どおり」が半数ある中で、「期待はずれ」も 3 割強あったという。

サンプル数の少なさを述べた上で、金融保険業で「期待はずれ」が 7 割にのぼった点を示していた。脇坂 (1996) の調査で明らかになったことは、女性の就業パターンは、あまりにも多様性に富むため、女子の退職は一般的に早く、そのため平均的な離職率に基づいて、女子の採用・人材育成を考えるのでは、長く働きたい女性が不利ではないのかという提言であった。だからこそ、「総合職」あるいは「一般職」か、という二者択一のコース別人事管理制度は、女性には有効に働くのではないかと考えていた。

しかしながら、実際には、コース別人事管理制度は、女性のライフコースの変化が想定以上に大きく、採用時点で、就職希望者と企業との間のミスマッチを回避することができなかったのではなかろうか。

厚生労働省発表の「平成 15 年度女性雇用管理基本調査³」によると、コース別人事管理制度は、大企業を中心に見直しの動きがあった。見直しの内容は、一方へのコース転換のみ認めていたものを両方向とするなど、「コースの柔軟化」が 37.6%ともっとも高かった。次いで「職務内容、職務レベルの高低によってコースを分割、または、コースの統合」が 25.1%、「コース転換円滑化のための措置導入(コース転換希望者への教育訓練の実施等)」が 20.3%となっている。

企業規模が 5,000 人以上の企業では、「勤務地を限定したコースを追加するなど、転勤の有無、範囲によるコース区分の見直し」(35.60%) がもっとも高く、次いで「職務内容、職務レベルの高低によって、コースを分割、またはコースの統合」(32.70%) となっている。

翌年の厚生労働省発表の「平成 16 年度コース別雇用管理制度の実施・指導等状況⁴」では、平成 16 年度に、都道府県労働局雇用均等室が実施したコース別雇用管理制度導入企業の 180 社に対し、厚生労働省は、制度の実施状況に関するヒアリング調査、および、指導等の状況を取りまとめている。

この結果を踏まえ、厚労省雇用均等・児童家庭局雇用均等政策課では、制度を導入している 180 社の企業への一層の周知および行政指導がなされていた。コース別管理制度の内

² 脇坂明, 1997: 260-261.

³ 厚生労働省, 2009: 1-18.

⁴ 厚生労働省, 2005: 1-4.

容については、各社ともコースの形態や組み合わせは多様である。コース形態の分類としては、①総合職、②一般職、③準総合職、④中間職、⑤専門職、⑥現業職となっていた。

コース転換制度は、8割を超える企業(137社)が導入していたという。転換制度のうち、総合職と一般職の両コースがあり、転換制度に基づき、又は運用により転換を実施している企業の67.2%が、双方向の転換制度があるとしている。

さらに、一般職から総合職への転換に必要な要件については、「客観的条件(年齢・勤続年数、資格等級等)」、「上司の推薦」および「試験」とする企業がもっとも多く34.3%、次いで「上司の推薦」と「試験」が19.4%となっている。その他の要件を含め、「上司の推薦」75.9%の有無が転換に、もっとも関わっている。客観的条件は、64.8%。試験については、筆記試験が53.4%、面接試験が98.6%となっている。

これまでにコース別雇用管理制度の見直しをした企業については、約30%の企業が何らかの見直しを測っていた。将来的に、見直すという企業も含め、見直しの内容について見ると企業数(106社)のうち「制度全体、または特定コースの廃止」が22.6%、次いで「職務内容、職務レベルの高低によりコースを分割、又はコースを統合」が17.0%、「勤務地を限定したコースを追加するなど転勤の有無、範囲によるコースの見直し」が15.1%となっている。

このように、コース別人事管理制度は、行政指導の下で多くの見直しが測られてきた経緯がある。脇坂(1997)が指摘していた女性の多様なライフコース仮説は、このような経緯を踏まえると、興味深い主張だと思う。確かに、女性の方が男性よりも、結婚、出産、育児などのライフイベントによって仕事への影響が大きいように感じられる。このために、企業と女性従業員あるいは女性を採用する際のミスマッチが生じやすく、このミスマッチが、あらかじめ想定していたミスマッチ以上に大きかったため、女性の長期就業継続を目的としたコース別人事管理制度にも、限界を感じているようだった。

しかし、本当に、この「コース別人事管理制度」は、うまく機能しなかったのだろうか。脇坂(1997)の研究は、コース別人事管理制度を導入している企業への聞き取り調査が主な質的研究手法である。綿密な興味深い調査内容である。脇坂(1997)が質的な調査から述べたコース別人事管理制度についての問題点を、本研究では、可能な限り実証的に検証したいと考えた。本研究が、少しでも脇坂(1997)の知見を実証的にサポートできる結果を得られれば、それが本研究の新たな知見と考える。

2.2 モティベーションを保つことの意味

金井壽宏(2008)は、動機づけ、士気向上の観点から、キャリアとの関係を述べている。これを踏まえて、モチベーションを保つ重要性を述べている。金井⁵(2008)が述べるモ

⁵ 金井壽宏, 2008: 272-282

モチベーションとは、「今、がんばる」という瞬発力の世界のことを言っている。キャリアとは、職業・技能上の経験、あるいは経歴を積むことで、「長期的な生き方、働き方の意味づけ」という持続力の世界だと述べている。ここでのキャリアとモチベーションの関係は、高いモチベーションを保つことが、職業上の長い経験や経歴を積むことを意味している。

モチベーションとキャリアをつなぐ目標概念は、経営学のなかでも、いつも中心概念の1つであるという。本研究におけるキャリアとは、昇進をとまなう成長可能な持続的な働き方と定義する。組織の目標と個人の目標の間で、つながりのある組織では、自分が、がんばって目標を実現することが、組織の成果であり、このことは、個人の目標の達成が、組織全体の目標達成にもつながるとい主張である。

また、個人にとって、近接の目標と、遥かかなたの目標があるように、組織の目標にも短期と長期の時間軸があると述べている。個人の目標は、大きく捉えれば組織の目標でもあり、個人の目標が、組織のミッションによって支えられている場合、モチベーションの維持向上が、より力強いものになると金井（2008）は述べている。

ところで、経営学のモチベーションとは、目標が中心的である。心理学のモチベーション理論もまた、目標に注目してきた経緯がある。目標を設定して仕事に取り組むことは、仕事の意欲に働きかける上で重要な概念である。それゆえ、モチベーションが長期的なキャリアを築くには重要であると多くの研究者が述べてきたのである。

モチベーションが長期的なキャリアを築くには、重要な概念であることはわかったが、この日本独自ともいえる「コース別人事管理制度」によって区分されることによる弊害はないのだろうか。「コース別人事管理制度」が、働く女性のモチベーションにどのような影響を与えるのかを実証的に検証した研究はない。そこで、本研究は、コース別人事管理制度で区分けされた「総合職」、「一般職」というコースが、モチベーションにどのような影響をあたえているのか実証的に検証することで、新たな知見の蓄積に貢献できると考える。

3 データおよび分析の手順

3.1 データについて

本データは寄託者、東京都立労働研究所の調査名「大卒女性の職業選択行動と職業生活調査,1993」を東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターより借り受けたデータである。

調査対象者は、男女雇用機会均等法施行直後の総合職第1期生にあたる1987年度卒業者（昭和62年）を含む貴重なデータである。その後、均等法導入後の5期生にあたる1991年度卒業者（平成3年）、均等法導入後7期生にあたる1993年度卒業者（平成5年）を含

む東京都近辺の私立の共学4年制大学を卒業した女性である。

調査対象者は、大卒かつ民間企業に就職した者で、労働市場が民間企業とは異なる教育学や医学部の卒業生は、調査の対象から外されている。また、卒業生名簿などの勤務先が官公庁や学校に就職したと判断できる者、および大学院への進学者も調査の対象外となっている。

調査時点は1993年10月で、1度だけである。パネルデータではないため同一人物の追跡調査ではない。有効回答者数を3つのコース、「総合職」、「一般職」、「区別なし」として扱う。卒業年度ごとによる「総合職」、「一般職」、「区別なし」の人数がどの程度違うのかを図示したものが図3である。

それでは、「総合職」、「一般職」、「区別なし」について、定義する。本研究の総合職とは、会社の制度上の「総合職」「一般職」と、会社の制度上での明確な区別がなくても、実質的に総合職であれば、「いわゆる総合職」という者も含まれている。「区別なし」とは、実質的に総合職と一般職の区別がなかった者である。

本研究データを借り受けたのは、均等法導入後直後の総合職第1期生を含む貴重なデータであり、総合職第1期生とそれ以降の総合職が、どのように仕事の「やりがい」を捉えていたかを知るには、最適なデータであると判断したからである。

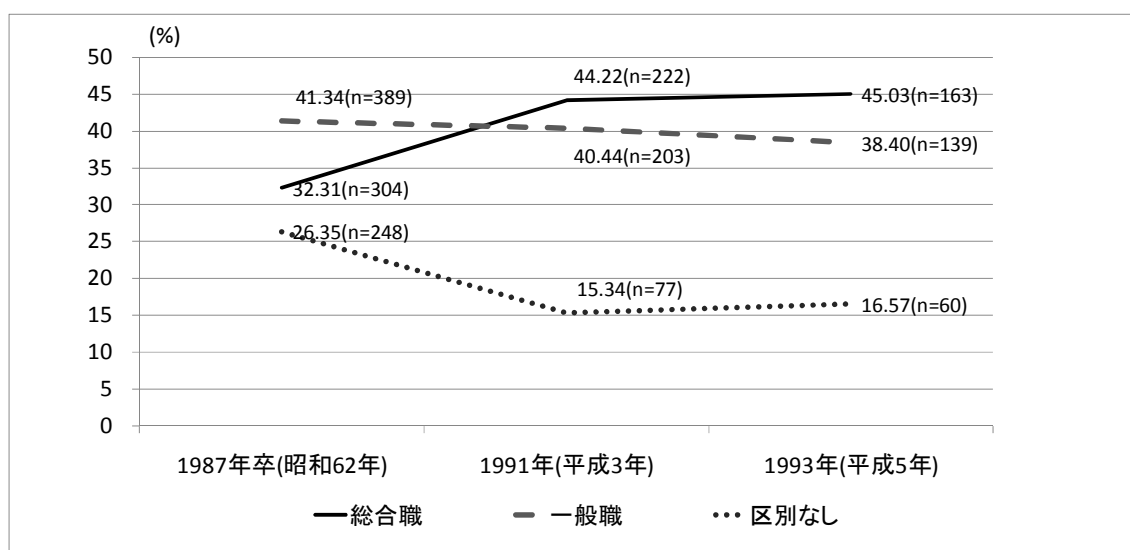


図3 卒年度別の「総合職」「一般職」「区別なし」の人数割合の推移

3.2 分析の手順

仕事の「やりがい」に与える影響を測るため、重回帰分析を採用した。一般的に、最小二乗法は、線形モデルを想定した数量データを被説明変数にする回帰分析である。質的データを被説明変数とする場合は、一般的にプロビット分析やロジット分析が妥当な分析方法である。

しかし、本研究の被説明変数は、質的データではあるが、仕事の「やりがい」について5件法で得られた回答の中央— (3)「どちらとも言えない」、(4)「やや満足している」が高くなる正規分布を描いていたこと、また得られた回答の尺度が比例尺度である特質を活かして、重回帰分析を採用した。

被説明変数は、仕事の「やりがい」である。本研究の仕事の「やりがい」とは、質問紙の14の問にあたる。質問は、「職業生活全体を振り返ってみて、あなたは次のことをどのように評価していますか。あてはまる番号を○印で囲ってください。」である。

この質問に対して、あらかじめ選択肢に上げられた8つ項目のうち、本研究では仕事の「やりがい」を選択した。質問に対する回答は(1)から(5)までの段階で、「やりがい」の満足感を評価している。具体的には、(1)不満である。(2)やや不満である。(3)どちらとも言えない。(4)やや満足している。(5)満足している。の5件法で得られた回答である。

先行研究で述べたモチベーションを、本研究では仕事の「やりがい」と読み替えている。モチベーションの代理変数を「やりがい」に置き換えて分析することにした。これは、モチベーションに置き換えることが可能な変数が、本研究データでは、仕事の「やりがい」意外に妥当なものが見つからなかったという理由がある。

説明変数については、以下のような手順を踏んで説明変数としている。説明変数は、すべてダミー変数である。

コース別人事管理制度によって、彼女たちの仕事の「やりがい」どのような影響を与えているのか検証するために、①コース別のダミー変数を卒業年度別で作成した。推計上、「区別なし」(1993年)を除外している。

初職と同じ企業に勤務し続けている従業員の効果を測るため、②「初職と同じ企業に勤務中ダミー」を投入している。

次に職種の効果を測るため、職種ダミーを作成した。ここでは、③事務ダミー、④技術職ダミー、⑤美術・写真・デザイナーダミーの結果を記載した。事務ダミーを加えたのは、事務の仕事に就いているのは、官庁統計で示したとおり、一般的に女性が多いこと、また、本研究データの文系出身者の総合職もまた、事務職が多いこと、一方、理系出身者は情報を含む技術職がほとんどであることから、この2つの職種を採用した。

美術・写真・デザイナーダミーを選んだ理由は、本研究データで、専門職として扱っている変数が、これ以外ないためこの変数を採用した。本研究では、この変数を専門職ダミーの代替変数として扱っている。

美術・写真・デザイナーという専門性は、一般的な専門職のイメージとは、少しかけ離れてはいるが、専門的な仕事「やりがい」にどのような影響を与えるのか検証するために、この変数を採用した。

さらに、企業属性ダミーを加えることで、企業の特質が仕事の「やりがい」に与える影

響を分析している。今回の研究で、企業属性として扱った変数は、業種、企業規模、本社採用か否かを示す 3 つのダミー変数である。業種は、製造業、運輸・通信、電気・ガス・水道、金融・保険業、情報サービス業、その他サービス業の内、有意であった⑥運輸・通信業、電気・ガス・水道ダミーのみを表中に示している。企業規模ダミーは有意な結果は得られなかったが、⑦企業規模の大小によって仕事の「やりがい」にプラスの影響を与えるのか、それともマイナスの影響を与えるのかを示すために記載した。

また、本社採用であることが、大卒女子の仕事の「やりがい」に与える効果を測るため、⑧本社ダミーを加えた。有意な結果は得られなかったが、記載することにした。仕事の「やりがい」に与える影響の回帰モデル式は次のとおりである。

$$Y = \alpha + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 \dots + \beta_n x_n + \varepsilon \dots (1)$$

このモデル式に分析で用いた変数を代入すると以下ようになる。仕事の「やりがい」
 $= 3.199 + 0.747$ 総合職 1987 卒年ダミー $+ 0.028$ 総合職 1991 卒年ダミー $+ 0.296$ 総合職 1993 卒年ダミー $+ 0.247$ 一般職 1987 卒年ダミー $- 0.190$ 一般職 1991 卒年ダミー $- 0.159$ 一般職 1993 卒年ダミー $+ 0.472$ 区別なし 1987 卒年ダミー $+ 0.282$ 区別なし 1991 卒年ダミー $+ 0.056$ 初職と同じ企業に勤務中ダミー $- 0.190$ 事務職ダミー $+ 0.017$ 技術職ダミー $+ 0.535$ 専門職ダミー（美術・写真・デザイナー） $- 0.201$ 業種ダミー（運輸・通信、電気・ガス・水道） $- 0.034$ 企業規模小ダミー（30 人未満） $+ 0.079$ 企業規模大ダミー（5,000 人以上） $+ 0.079$ 本社ダミーである。

3.3 記述統計

本研究のデータの外観をつかむために、変数の記述統計量について述べていく。表 1 の記述統計は、推計に用いられた変数の平均、標準偏差、最小値、最大値を示している。

まず、コース別人事管理制度の文脈から「総合職」、「一般職」、「区別なし」について述べていく。これは質問紙の間 6 (4) に相当する。雇用形態が正社員である者に対して、次の質問がなされた。「あなたが就職したときには、いわゆる「総合職」でしたか、それとも、いわゆる「一般職」でしたか。会社の制度の上で区別がなくても、実質的に総合職と一般職の区別がある場合には、「総合職」か「一般職」かお答え下さい。」である。この質問に対する回答は 1. 「総合職 (38.3%)」、2. 「一般職 (40.5%)」、3. 「区別なし (21.1%)」である。

次に、転職することなく初職の一企業に正社員として働いた勤続年数について述べていく。勤続年数の長さは、その後のキャリア⁶形成に重要な意味をもつ。1 企業に正社員とし

⁶ 本研究におけるキャリアとは、昇進をとまなう成長可能な持続的な働き方と定義する。

て勤続した者 (n=1,102) で、平均勤続年数は約 3.6 年である。最短は 1 年未満、最長は 8 年となっている。

表 6 記述統計量

| | 観測変数 | 平均 | 標準偏差 | 最小値 | 最大値 |
|---------------------|------|------|------|-----|-----|
| コース別 (3 コースの人数) | 1805 | 1.83 | 0.75 | 1 | 3 |
| 一企業に正社員として働いた年数 | 1102 | 3.55 | 2.60 | 0 | 8 |
| 「総合職」の勤続年数【小計】 | 478 | 3.40 | 2.39 | 0.2 | 8 |
| 1987 年卒 | 141 | 6.99 | 0.32 | 5.0 | 8 |
| 1991 年卒 | 177 | 2.99 | 0.39 | 0.2 | 4 |
| 1993 年卒 | 160 | 0.68 | 0.09 | 0.2 | 1 |
| 「一般職」の勤続年数【小計】 | 402 | 3.40 | 2.52 | 0.2 | 8 |
| 1987 年卒 | 111 | 7.07 | 0.35 | 4.9 | 8 |
| 1991 年卒 | 155 | 3.16 | 0.40 | 2 | 4 |
| 1993 年卒 | 136 | 0.69 | 0.06 | 0.2 | 0.7 |
| 「区別なし」の勤続年数【小計】 | 211 | 4.30 | 2.73 | 0.3 | 8 |
| 1987 年卒 | 99 | 7.01 | 0.42 | 5 | 8 |
| 1991 年卒 | 56 | 3.09 | 0.35 | 2 | 4 |
| 1993 年卒 | 56 | 0.69 | 0.05 | 0.3 | 0.7 |
| 初職の同一企業の勤続状態 | 1832 | 1.69 | 0.97 | 1 | 4 |
| 初職の仕事の内容 | 1809 | 2.48 | 2.13 | 1 | 8 |
| 初職の業種 | 1832 | 7.73 | 3.33 | 1 | 16 |
| 企業規模 (人数) | 1809 | 6.56 | 1.78 | 1 | 8 |
| 初職の配属先 (本社 or それ以外) | 1827 | 1.35 | 0.48 | 1 | 2 |
| 仕事の「やりがい」 | 1828 | 3.45 | 1.27 | 1 | 5 |

それでは、それぞれのコースごとに、初職の一企業の平均勤続年数と見てみよう。「総合職」の平均勤続年数は、3.4 年である。「一般職」も 3.4 年、「区別なし」は 4.3 年である。3 カ年 (1987 年卒, 1991 年卒, 1993 年卒) の合算の平均ではあるが、「総合職」も「一般職」も平均勤続年数が同じという点は興味深い。「コース別人事管理制度」がうまく機能していれば、少なくとも「総合職」の初職の勤続年数は、一般職よりも長くても良さそうなものである。逆に、たった 1 年の差ではあるが、「区別なし」の平均勤続年数が 4.3 年で、もっとも長いことは、注目すべき点である。そもそも、「コース別人事管理制度」は、大卒女子の就業継続を促す役割も担っていたはずだからである。

ここで1点注意事項を促す。各卒年の勤続年数⁷は、1987年卒がもっとも長いのは、1993年10月時点の調査のため、退職していなければ、勤続年数は8年が最長となり、そのため、平均的に1987年卒が長期勤続年数になっている。

次にコース別を考慮していない初職の同一企業の勤続状態を見ると、平均約1.7年の就業期間である。最短で1年、最長で4年の結果である。

初職の仕事の内容についての問は、問6付問(5)である。1.「事務職(56.8%)」、2.「SE・プログラマーなどの情報処理関連職種(11.3%)」、3.「技術職(5.1%)」、4.「その他の専門職(美術・写真・デザイナーなど)(5.7%)」、5.「販売職(4.6%)」、6.「営業職(11.6%)」、7.「教育・保育職(0.8%)」、8.「その他技能職(4.1%)」となっている。

初職の業種は、問6の質問である。1.「農林水産業(0.2%)」、2.「鉱業(0.5%)」、3.「建設業(1.8%)」4.「製造業(24.5%)」5.「運輸・通信業、電気・ガス・水道(6.0%)」、7.「デパート・スーパーなどの小売業(5.1%)」、8.「飲食店(0.1%)」、9.「金融・保険業(25.2%)」、10.「不動産業(1.2%)」、11.「情報サービス業(12.8%)」12.「学校・保育園などの教育機関(1.9%)」、13.「医療・保険業(0.3%)」、14.「その他サービス業(8.0%)」である。

企業規模(人数)の問は、問11付問4である。質問内容は「あなたの、現在の勤務先全体の従業員数は何人ぐらいですか(現在お勤めになっていない方は、最後に勤めていた勤務先についてお答えください)。」である。その問に対して、用意された選択肢は、1人以上5,000人以上の企業規模⁸を選択するようになっている。結果は、従業員数1,000人以上5,000人未満の企業に勤めている者が、本サンプリングの平均である。

初職の配属先については、問6付問(3)の「あなたが最初に配属された職場は本社でしたか。」という質問である。結果は、全体の約64%が本社勤務であった。

最後に、本研究の重要な概念である仕事の「やりがい」について、簡単に述べる。質問紙の問14の「職業生活全体を振り返ってみて、あなたは次のことをどのように評価しますか。」という質問に対して、1)仕事の「やりがい」の評価に対して得られた回答を採用した。回答は、(1)「不満である(9.96%)」、(2)「やや不満である(14.82%)」、(3)「どちらとも言えない(18.44%)」、(4)「やや満足している(33.42%)」、(5)「満足している(23.36%)」、の5件法である。得られた回答を平均すると、(3)「どちらとも言えない」と(4)「やや満足している」の中間をとる正規分布を描いている。

⁷ 質問紙IV「あなたの職業生活全体についてうかがいます。現在働いている方も、働いていない方も、大学卒業後の職業生活を振り返ってお答えください。」の問12(2)にあたる。これは、卒業後、正社員として働いた年数をたずねている。この点を踏まえて、解釈する必要がある。調査の時点が1993年10月なので、1987年は、同一企業に勤続中であれば、入社8年目にあたる。同じように、1991年卒は入社4年目、1993年卒は入社1年目が最長勤続年数となる。卒業年度によって最長の勤続年数が異なるのは、このためである。また、「転職者」、現在退職して「働いていない者」も含んでいることに、注意が必要である。

⁸ ここに、企業規模を示すことにする。1人以上100人未満ダミー：6.05%、100人以上300人未満ダミー：6.87%、300人以上1000人未満ダミー：13.32%、1,000人以上3,000人未満ダミー：15.15%、3,000人以上5,000人未満ダミー：8.99%、5,000人以上ダミー：48.39%である。

4 分析結果

仕事の「やりがい」の推計結果を述べる前に、本研究の仕事の「やりがい」とは、どのような質問で、どのような回答が得られたのか、簡単に述べる。

質問は「職業生活全体を振り返ってみて、あなたは次のことをどのように評価していますか。あてはまる番号を○印で囲ってください」である。その中で、本研究は、「仕事のやりがいについて」どのような評価をしているのかを選択した。得られた回答 (n=1,828) は、(1)「不満である (9.96%)」、(2)「やや不満である (14.82%)」、(3)「どちらとも言えない (18.44%)」、(4)「やや満足している (33.42%)」、(5)「満足している (23.36%)」である。

それでは、表2の仕事の「やりがい」を被説明変数とした規定要因分析の結果について、上から順番に結果を述べていく。

コース別人事管理制度の文脈から、どのコースが有意に仕事の「やりがい」に影響を与えているのかを見ると、「総合職」と「区別なし」が、ともに、仕事の「やりがい」に有意にプラスの影響を与えていることが明らかとなった。

特に総合職では、1987年卒の総合職 (.747***, $p<.001$) と1993年卒の総合職 (.296†, $p<.10$) が、有意なプラスの結果を示した。係数の上では、1987年卒の総合職の仕事の「やりがい」の方が1993年卒の総合職よりも高い。これはなぜだろう。考えられる仮説は、1987年卒は、総合職第1期生であるという意味で、企業からも、社会的にも注目を集めた特別な総合職である。この意味において、1987年卒の総合職1期生の仕事に対する「やりがい」は、他の卒年度の総合職とは違う仕事への思いがあったのではないのか。

総合職以外で仕事の「やりがい」にプラスの影響を与えていたのは、1987年の「区別なし」(.472**, $p<.01$) であった。

一般職は、有意な結果は得られなかった。しかし、一般職の係数に着目すると、1987卒の一般職以外は、みなマイナスの係数である。有意ではないが、均等法導入から4年後であり、またコース別人事管理制度が導入されている彼女たちの仕事の「やりがい」にいったい何が起きたのだろうか。

この結果を均等法導入後のインパクトとして考えれば、均等法導入直後の1987年の「総合職」と1987年の「区別なし」に、ともに有意なプラスの結果をもたらしたのではないか。

一方、コース別人事管理制度の文脈で解釈すると、一般職は、1987年の均等法導入直後ではプラスの係数だったのが、1991年、1993でマイナスである。有意ではないが、一般職であることが、仕事の「やりがい」にマイナスの影響を与えているので、均等法も、コース別人事管理制度も、一般職にとっては、「やりがい」という点においては、それほど有効な効果をもたらさなかったと解釈できる。

表 7 仕事の「やりがい」の重回帰分析⁹

| 変数名 | 回帰係数 | 標準誤差 | t 値 |
|---------------------------|----------|-------|--------|
| 定数項 | 3.199*** | 0.142 | 22.580 |
| 総合職(1987年卒)ダミー | 0.747*** | 0.151 | 4.940 |
| 総合職(1991年卒)ダミー | 0.028 | 0.156 | 0.180 |
| 総合職(1993年卒)ダミー | 0.296 † | 0.163 | 1.820 |
| 一般職(1987年卒)ダミー | 0.247 | 0.150 | 1.640 |
| 一般職(1991年卒)ダミー | -0.190 | 0.162 | -1.170 |
| 一般職(1993年卒)ダミー | -0.159 | 0.173 | -0.920 |
| 区別なし(1987年卒)ダミー | 0.472** | 0.153 | 3.090 |
| 区別なし(1991年卒)ダミー | 0.282 | 0.192 | 1.470 |
| 初職と同じ企業に勤務中ダミー | 0.056 | 0.080 | 0.700 |
| 事務職ダミー | -0.190** | 0.070 | -2.710 |
| 技術職ダミー | 0.017 | 0.136 | 0.130 |
| 専門職ダミー (美術・写真・デザイナー) | 0.535*** | 0.135 | 3.960 |
| 業種ダミー(運輸・通信・電気・ガス・水道) | -0.201 † | 0.122 | -1.650 |
| 企業規模人数 (小) ダミー (30人未満) | -0.034 | 0.127 | -0.270 |
| 企業規模人数 (大) ダミー (5,000人以上) | 0.079 | 0.062 | 1.270 |
| 本社ダミー | 0.079 | 0.063 | 1.260 |

$F(16,1811) = 10.93***$,

決定係数=0.09

次に、入社当時から同じ企業に勤め続けていることが仕事の「やりがい」にどのような影響を与えるのか検証した。しかし、有意な結果は得られなかった。転職ダミー¹⁰でも試したが、有意な結果は得られなかった。このデータでは、同一企業の勤続年数が仕事の「やりがい」にプラスの影響を与えるという結果は得られなかった。

職種ダミーでは、事務職が仕事の「やりがい」に有意にマイナスの影響を与えている結果が得られた (-.190**, $p < .01$)。一般的に文系女子の仕事は事務の仕事が多い。そのことを合わせて考えると、事務職に携わる多くの女性は、仕事の「やりがい」にあまり満足していないと言える。

本研究の専門職 (美術・写真・デザイナー) が仕事の「やりがい」に与える影響を見ると、有意にプラスの影響を与えている (.535***, $p < .001$)。美術家、写真家、デザイナーというと、一般的にイメージする専門職とは異なるが、この結果から考えられることは、高

⁹ †を $p < .10$, **を $p < .01$, ***を $p < .001$ とする。

¹⁰ 転職を1度でもしたことがある=1, ない=0

度な専門性を要求される仕事が、仕事の「やりがい」に強い影響を与えるのではなかろうか。

業種については、運輸・通信、電気・ガス・水道ダミーのみが有意にマイナスの結果であった（ -0.201 †, $p<.10$ ）。なぜ、運輸・通信、電気・ガス・水道の業種であることが、大卒女子の仕事の「やりがい」を有意に下げたのだろうか。考えられる仮説は、従業員の男女比率がアンバランスに男性が多い場合、その業種の文化が、例えば、男性中心的な仕事の配分や企業風土が男性中心であれば、女子従業員の仕事の「やりがい」に何らかのマイナスの影響を与えている可能性はある。

企業規模については、有意な結果は得られなかった。しかし、企業規模が30人未満の企業と企業規模が5,000人以上の企業を比べた場合、30人未満の企業の係数がマイナスで、一方、5,000人以上の企業の係数はプラスなので、企業規模が大きい方が、彼女たちの仕事の「やりがい」にプラスの効果をもたらす可能性が高い。それは、企業規模が大きい方が、仕事の内容や幅など多様性に富み、仕事の上で多くの経験を積むことができるからだ。そのことは、言い換えれば、会社内での自分のキャリア形成とも大いに関わるからだ。

最後に、本社採用の効果については、有意な結果は得られなかった。仕事の「やりがい」には、本社であろうとなかろうと、関係がないことがわかる。

5 考察

本研究は、できるだけ実証的に脇坂（1997）の問題提起をサポートすることを念頭に分析してきた。脇坂（1997）が指摘した1つの問題提起、それは、「コース別人事管理制度はうまく機能していないのではないか」という問題提示に対し、「やりがい」を鍵となる概念に据えて、脇坂（1997）の問に答えることを目的としてきた。

その結果、①一般職の「やりがい」はどの年次もプラスに有意でなかった点、②有意ではなかったが、1991年卒と1993年卒の一般職の係数がマイナスを示している点は、「コース別人事管理制度」は、「あまりうまく機能していないのではないか」という脇坂（1997）の示唆を多少なりとも支持できたのではないか。

なぜなら、もしも、コース別人事管理制度がうまく機能しているのであれば、一般職であれ、総合職であれ、仕事の「やりがい」に有意にプラスの影響を与えるのではないかと考えるからである。

しかし、得られた結果は、「総合職」と「区別なし」を除く「一般職」は仕事の「やりがい」に、プラスの影響を与えている結果は得られなかった。有意ではないが、逆に1991年卒と1993年卒の一般職の仕事の「やりがい」が低下していることを示す負の係数であった。

総合職についても、確かに有意にプラスの結果を得ているが、1987年の総合職が、係数から判断すると、もっとも仕事の「やりがい」に有意にプラスの影響を与えている。1987

年の総合職が仕事の「やりがい」に、このように強いプラスの影響を与えているのは、コース別人事管理制度の効果というよりも、均等法の効果と考える方が妥当ではなからうか。

次に金井（2008）が、モチベーションの維持、向上がキャリアを繋ぐ重要な概念であることを述べていた。一般的に、モチベーションが仕事の意欲に深い関わりを持つとよく言われるが、それを実証的に検証した研究は、それほど多くはない。

そこで、本研究は、金井（2008）が述べるモチベーションという概念を、仕事の「やりがい」という変数に置き換えることで、日本固有の人事管理制度である「コース別人事管理制度」が、モチベーション—本研究ではモチベーションを（仕事の「やりがい」）に読み替えている—に与える影響を実証的に分析した。

仕事の「やりがい」に影響を与える要因の中で、重要なのは、「総合職」であること、また、仕事の内容、つまり専門的な仕事であることが重要である知見が得られた。

コースの違いが仕事の「やりがい」に大きな影響を与えているのは、言い換えれば、仕事の内容が仕事の「やりがい」に大きな影響を与えていると言える。それだから、仮に一般職であっても、彼女の仕事が、高い専門性を問われる仕事であれば、おそらく、彼女の仕事の「やりがい」は高まるのではないかと考える。一般職が、やりがいのある仕事ができるか、できないかは、その企業、上司の考え方、もっと大きく捉えれば、その職場の人的育成をはかる組織・システムに依存すると考える。

6 おわりに

本研究は、男女雇用均等法導入後の総合職第1期生というある意味特別な総合職を中心に考えることと、コース別人事管理制度がもたらした「総合職」「一般職」という明確なコース分けによる違いが、一体どのような影響をもたらしたのか、探求するために、今回は仕事の「やりがい」に着目した。

推計結果は、総合職1期生の仕事の「やりがい」が有意に高く、この結果は、1987年卒の総合職は、企業にとっても、社会にとっても、総合職第1期生ということで、特別な総合職である。したがって、彼女たちの仕事への意気込みや、仕事への期待は、並々ならぬやる気があったと言える。それゆえ、彼女たちの仕事への「やりがい」がもっとも高いのではないか。

逆に、仕事の「やりがい」が全般的に低いと思わせたのは、一般職である。推計上、どの卒業年度も、プラスに有意な結果を得られなかったことや、有意ではないが、1991年卒と1993年卒の一般職の仕事の「やりがい」がマイナスに転じたことから、このように考えた。

それでは何故、一般職の仕事の「やりがい」が低いのか。それは、一般職の仕事は、事務の仕事が一般的であり、事務の仕事には、それほど高度な専門性は求められない。つま

り、総合職、一般職というコースの違いは、配分させる仕事の違い（専門的か雑務か）あるいは、責任ある仕事とそうでない仕事を、明確に区分する上で人事管理制度は有効であった。

しかし、仕事の「やりがい」を考えた時、それほどやりがい感じない仕事をしている一般職は、仕事への意欲が下がり、結局は、短期で仕事を辞めてしまうかもしれない。

逆に、一般職であっても、高い専門性が求められる仕事をしていれば、彼女たちの仕事の「やりがい」が高まり、もしかしたら、長期就業に繋がるかもしれないのだ。

仕事にそもそも「やりがい」などが必要なのかという議論もあるが、女性が、事務職のほとんどを占めている現状を考えると、正社員の事務職の仕事に「やりがい」が、あまりないという結論は、女性の長期の就業継続を促す上で、問題ではないかと筆者は考える。

謝辞

本研究は、文部科学省委託研究「近未来の課題解決を目指した実証的社会科学研究推進事業」、研究課題『すべての人々が生涯を通じて成長可能となるための雇用システム構築』（研究代表者：玄田有史）による援助を受けている。

二次分析にあたり、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターより「大卒女性の職業選択行動と職業生活, 1993 年（寄託者：旧東京都労働研究所）」の個票データの寄託を受けました。謹んで、ここに感謝申し上げます。

また、コメンテーターの池永肇恵先生からは、たいへんご丁寧なコメントを頂きました。アドバイザーの先生と事務局にはお世話になりました。謹んで、ここに感謝申し上げます。

文献

金井壽宏, 2008, 「目標設定——目標が大切なわけ」金井壽宏編『働くみんなのモチベーション論』NTT 出版, 272-82.

厚生労働省, 2004, 「平成 15 年度女性雇用管理基本調査 結果概要——コース別雇用管理制度は大企業を中心に見直しの動き」

(<http://www.mhlw.go.jp/houdou/2004/07/h0723-2a.html>, 2009.10.1).

———, 2005, 「平成 16 年度コース別雇用管理制度の実施・指導等状況」

(<http://www.mhlw.go.jp/houdou/2005/08/h080-1.html>, 2009.10.1).

総務省, 2009, 「労働力調査」

(<http://www.stat.go.jp/data/roudou/longtime/03roudou.htm>, 2010.02.15).

脇坂明, 1990, 『会社型女性 昇進のネックとライフコース』同文館.

———, 1994, 「女性ホワイトカラーと「総合職問題」」『大原社会問題研究所雑誌』422: 15-27.

———, 1997, 「コース別人事制度と女性労働」中馬宏之・駿河輝和編『雇用慣行の変化と女性労働』東京大学出版会, 243-78.

- , 2001a, 「大卒女性の現状と雇用管理の変化」富田安信編『大卒女性の働き方 女性が仕事をつづけるとき、やめるとき』日本労働研究機構, 1-20.
- , 2001b, 「高学歴女性と継続就労——就労選好と就労行動の関係を探る」富田安信編『大卒女性の働き方 女性が仕事をつづけるとき、やめるとき』日本労働研究機構, 83-100.

第3章

既婚パート女性とワーク・ライフ・バランス ——多様性に配慮した支援策のための一考察——

鈴木 富美子

要 旨

本稿は、「既婚パート女性」を「ワーク・ライフ・バランス」の議論の俎上に載せるとともに、彼女たちを「主婦パート」として一括りにせず、その多様性に配慮した支援策の必要性を論じたものである。「既婚パート女性」の多様性を計量的に描き出すために、「日常の家事の負担感」の大小と「生活満足度」の高低に着目して、「負担大・満足型」(20.2%)、「負担大・不満型」(44.8%)、「負担小・満足型」(18.1%)、「負担小・不満型」(16.9%)の4類型を作成した。

分析1では、属性変数、夫の家事・育児(子育て)参加、女性本人と夫の仕事の状況の3つの側面から、それぞれの類型の特徴をみた。分析2では、現在の働き方と希望する働き方の齟齬や、既婚女性にとって働きやすい環境を整えるために当事者自身が必要だと考える施策について、類型間で差があるかどうかを確認した。分析の結果、既婚パート女性には、階層的に異なる多様な層が存在することが示された。中でも、既婚パート女性のほぼ半数を占める「負担大・不満型」は、「家庭の負担は大きく、夫の家事分担は少なく、仕事にも生活にも満足度が低い」という3重苦を背負うパートであることが明らかとなった。

こうした状況を改善していくために、①パートの多様性に配慮したきめ細やかな支援策の必要性、②意欲あるパート女性の能力を活かす制度・システムの構築、③労働日数の持つ意味、について考察している。

第3章 既婚パート女性とワーク・ライフ・バランス ——多様性に配慮した支援策のための一考察——

鈴木 富美子

1 はじめに

「ワーク・ライフ・バランス」の議論が盛んである。近年は、その対象を男性にも広げつつあるが、もともと「ワーク・ライフ・バランス」の議論が少子化対策を背景にしてきたこともあり、基本的には仕事と家庭の両立を目指す「継続就労者」が主たる対象となっている。このため、日本の女性の一般的なライフコースがいまだにM字型であり、再就職後の主たる就業形態がパートタイムであるにもかかわらず、既婚パート女性については、ワーク・ライフ・バランスの議論から若干外されている感がある。「パート」という形態自体が「ワーク」と「ライフ」の「バランス」をとった結果とされているのか、あるいは「バランス」のとり方はパート自身の個人的（家族的）問題として、自己責任で行うこととされているのか、非正規雇用者のワーク・ライフ・バランスについてはほとんど論じられていないというのが現状である（松田 2010）。

本研究では、こうした再就職者も含めた「既婚パート女性」を「ワーク・ライフ・バランス」の議論の俎上に載せるとともに、彼女たちを「主婦パート」として十把一からげにするのではなく、その多様性に配慮した支援策が必要ではないかという視点にたち、政策的インプリケーションを述べることを目的としている。

2 先行研究と本研究の方法

これまでの既婚パート女性に関する研究の2つの流れをみると、

- ① パートタイムとして働いているのは誰なのか、その属性を明らかにする、
 - ② 既婚パート女性の家庭生活の負担感やディストレスの規定要因を明らかにする、
- という2つに大別できる。

①は、主として労働経済学や階層論において研究の蓄積がなされている（平尾 2005; 中井 2009; 大和 2005; 四方・馬 2005; 四方 2005）。子どもを育てながら働いているのか、専業主婦として家庭にとどまるのか、働いているとしたらどのような就業形態なのかなど、従属変数として就業状況を設定、ライフステージのほかに、女性本人の学歴や夫の年収といった階層的要因の影響が指摘されている。

②は、ストレス研究での蓄積がある。例えば、家庭生活の負担感を示す「家庭生活の役割ストレイン」と個人の不快な主観的状态を示すディストレスの関係について、フルタイム

ムでは両者間に関係がみられないという指摘がある（稲葉 1999b; 西村 2009）。フルタイムで働く女性の場合、家庭生活の負担が大きくても、必ずしも心身の状態が悪いわけではなく、その理由としてはフルタイム女性の高い年収に裏打ちされた世帯収入の高さが関連しているという（西村 2009）。

①②のいずれの研究も、フルタイムや専業主婦などと比較することにより、既婚パート女性の全体的な特徴を描き出そうとしたものである。

しかし、既婚女性の多くがフルタイムではなくパートという形態で働いていることを考慮すると、「既婚パート女性」として一括りにするのではなく、その多様性に着目する必要がある。既婚パート女性がどのような人々であり、どのような暮らしをしているのかなど、その「ひと」と「なり」を把握することなくしては、彼女たちが直面している状況に即した支援策を策定することは難しい。

そこで本研究では、パートやアルバイトといった非正規雇用者に対象を絞り、既婚女性たちのおかれた状況を詳細にみていく。具体的には、「家庭の負担感」と「生活満足度」から4つの類型を作成し、それぞれの類型の特徴を明らかにする。既婚パート女性の状況を丹念に描き出すことで、彼女たちの「ワーク・ライフ・バランス」を実現するための基礎資料を提供するとともに、既に行われている政策的な示唆が果たして実情に即したものであるかどうかの判断材料の提供も目指す。

3 使用したデータと本論文の構成

データは、生命保険文化センターが2002年に実施した「生活設計と金融・保険に関する調査 Vol.4 既婚女性の生活設計に関する調査」である。調査対象は、首都圏30km圏在住の満20~49歳の既婚女性879名である（調査会社のパネルより1000人を抽出）。

まず、家庭の負担という観点から、末子19歳以下の子どもがいる女性に対象を絞り、現在の就業状況をみた。調査票では就業形態を7項目で尋ねているが、これを、「1. 民間企業の正社員」と「2. 公務員」を「正社員・公務員」に、「3. 派遣社員・契約社員」と「4. パート・アルバイト」を「2. パート・アルバイト・派遣・契約」に、「5. 自営業・自由業（家族従業者を含む）」「6. その他」を「自営・自由・その他」に統合し、4カテゴリーにした。最も多かったのが「専業主婦」の376人（51.6%）、次いで「パート・アルバイト・派遣・契約」の252人（34.6%）、「正社員・公務員」の54人（7.4%）、「自営・自由・その他」の46人（6.3%）であった。

そこで、問29「あなたは、出産前にしていた仕事を、出産後も退職せずに継続した経験はありますか」を用いて、「出産後の就業継続経験」という職業経歴が、現在の就業形態に関係しているかどうかをみた。分析の結果、「出産後の就業継続経験」の有無と現在の就業形態の間には、1%水準で有意な関連がみられた（表1）。

出産後の就業継続経験があることが、必ずしも「継続就業」を意味するわけではないが、就業継続経験がなく、現在、就業していれば、「再就職」したことになる。この結果をみると、子育てしながら「正社員」で働くためには、出産で仕事を辞めない事が重要なポイントとなることが読み取れる。

表1 出産後の就業継続経験と本人・現在の就業形態のクロス表

| | 本人（女性）現在の就業形態4分 | | | | 合計（%） | 人数（人） |
|----------------|-----------------|-------------------------|---------------|----------------|-------|-------|
| | 民間正社員・ 公務員 | パート・ アルバイト・ 派遣・契約 | 自営・自由・ その他 | 専業主婦 | | |
| < 出産後の就業継続経験 > | | | | | | |
| 経験がある | 46.2 (15.1) | 26.4 (-1.7) | 12.1 (2.5) | 15.4 (-7.5) | 100.0 | (91) |
| 経験はない | 1.8 (-15.1) | 35.5 (1.7) | 5.3 (-2.5) | 57.4 (7.5) | 100.0 | (625) |
| 合計 | 7.4 | 34.4 | 6.1 | 52.1 | 100.0 | (716) |

χ^2 値=246.384 d.f.=3 p<.01

() 内は調整済み残差

次に、現在の就業状況に対して、「本人年齢」と「末子年齢」のどちらの影響が大きいのかを確認した。本人年齢（20代、30代、40代）と現在の就業状況の関連をクロス表で確認したところ、年齢が上がるほど、「パート」として再就職する傾向が1%水準でみられた（20代：16.7%，30代：28.6%，40代：55.6%）。しかし、末子年齢別に3重クロス表分析を行ったところ、どちらのライフステージにおいても年齢の効果は有意ではなくなった。

末子が19歳以下の子どもをもつ既婚女性の3分の1がパートなどの非正規で働き、その9割が再就職者であること、また、既婚女性がどのような就業形態で働くかは女性本人の年齢よりも末子年齢の影響が大きいことが読み取れる。

こうした結果を踏まえ、今回の分析対象を末子19歳以下の子どもをもつ「パート・アルバイト・派遣・契約」で働く既婚女性252人とした。

以下、分析は次の手順で進めていく。「4. 類型の作成」では、「日常家事の負担感」と「生活満足度」を軸として、既婚パート女性の4類型を作成する。「5. 分析1：類型の特徴」では、属性、夫の家事参加、妻本人と夫の仕事の3つの観点から、それぞれの類型の特徴を描き出す。「6. 分析2：パート女性が望む施策」では、現在の働き方と希望する働き方の齟齬や、既婚女性が働きやすい環境を整えるために当事者自身が必要だと考える施策に関し、類型間で差があるかどうかを分析する。最後に「7. まとめと考察」では、これまでの分析を踏まえ、既婚パート女性にとってのワーク・ライフ・バランスを実現するための政策的インプリケーションについて述べる。

4 「日常の家事の負担感」と「生活満足度」による既婚パート類型の作成

「日常の家事の負担感」と「生活満足度」を用いて、既婚パート女性の類型を作成する。日常の家事の負担感に関する項目（「q15 あなたは日常の家事について、どの程度負担を感じていますか」）については、「非常に負担に感じる」から「全く負担を感じない」まで、5件法で尋ねている。これを、「非常に負担に感じる」「まあ負担に感じる」を「負担大」、「どちらともいえない」「あまり負担を感じない」「全く負担を感じない」を「負担小」の2カテゴリーに統合した。

また、生活に関する満足度に関する項目（「q7_4 あなたは、以下の項目（ここでは4.生活全般）について、それぞれその程度満足されていますか」）についても、「満足している」から「満足していない」の5件法で尋ねたものを、「満足している」「まあ満足している」を「満足」、どちらともいえない「あまり満足していない」「満足していない」を「不満」の2カテゴリーに統合した。

こうして作成した「日常の家事の負担感」の2カテゴリー「負担大」「負担小」と、「生活満足度」の2カテゴリー「満足」「不満」を組み合わせ、既婚パート女性の4つの類型を作成した（252人）。類型別の内訳は以下のとおりである（図1）。

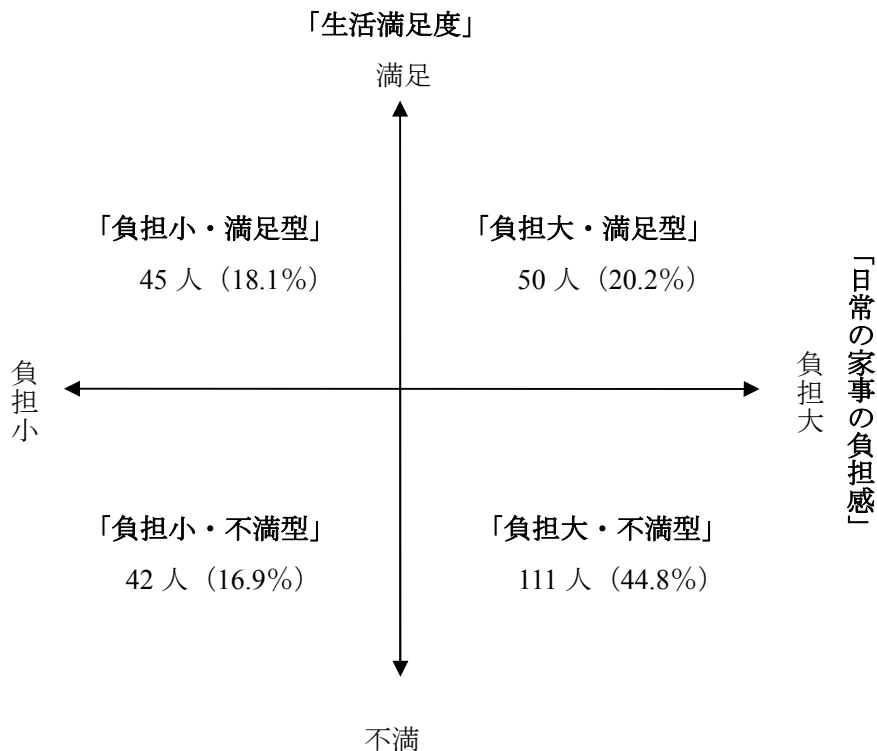


図1 「日常の家事の負担感」と「生活満足度」からみた既婚パートの4類型

家事の負担感と生活満足度の組合せでいけば、「負担大・不満型」と「負担小・満足型」

は想定される順当な組合せである。類型ごとの内訳をみると（図 1）、日常生活の家事負担が大きく生活全般に対する満足度も低い「負担大・不満型」が 44.8%と最も多く、負担が少なく生活全般に対する満足感も高い「負担小・満足型」は 2 割に満たない。

一方、日常生活における家事の負担感が大きいが生生活全般に満足している「負担大・満足型」(20.2%) や、負担も大きくないが生活にも満足していないという「負担小・不満型」(16.9%) も一定の割合を占めており、一口に「パート」といっても、おかれた状況は多様であることがわかる。

ここで、これまでの職業経歴—継続就労か再就職か—によって、同じ就業形態でも負担感が異なる可能性が指摘されているため（西村 2009）、「出産後に就業継続した経験」の有無によって、どのパート類型になるのかに違いが生じるのかをクロス表で確認したが、2 つの変数の間に有意な関連はみられなかった。

再就職か継続就労かにかかわらず、子育てをしながら「パート」として働いている既婚女性の負担感が大きいことがわかる。

表 2 出産後の就業継続経験と既婚パート類型のクロス表

| | 既婚パート類型 | | | | 合計 (%) | 人数 (人) |
|----------------|----------------|----------------|----------------|---------------|--------|--------|
| | 負担大・満足型 | 負担大・不満型 | 負担小・満足型 | 負担小・不満型 | | |
| < 出産後の就業継続経験 > | | | | | | |
| 経験がある | 26.1 (0.7) | 39.1 (-0.4) | 17.4 (-0.2) | 17.4 (0.0) | 100.0 | (23) |
| 経験はない | 20.1 (-0.7) | 43.8 (0.4) | 18.7 (0.2) | 17.4 (0.0) | 100.0 | (219) |
| 合計 | 20.7 | 43.4 | 18.6 | 17.4 | 100.0 | (242) |

χ^2 値=0.488 d.f.=3 p=n.s. () 内は調整済み残差

表 3 本人・現在の就業形態と既婚パート類型のクロス表

| | 既婚パート類型 | | | | 合計 (%) | 人数 (人) |
|---------------------|----------------|----------------|----------------|----------------|--------|--------|
| | 負担大・満足型 | 負担大・不満型 | 負担小・満足型 | 負担小・不満型 | | |
| < 本人 (女性) 現在の就業形態 > | | | | | | |
| 民間正社員・公務員 | 28.3 (1.1) | 39.6 (1.1) | 11.3 (-2.6) | 20.8 (0.5) | 100.0 | (53) |
| パート・アルバイト・派遣・契約 | 20.2 (-1.1) | 44.8 (5) | 18.1 (-3.6) | 16.9 (-0.8) | 100.0 | (248) |
| 自営・自由・その他 | 37.8 (2.5) | 31.1 (-0.2) | 28.9 (0.4) | 2.2 (-2.9) | 100.0 | (45) |
| 専業主婦 | 21.3 (-0.8) | 24.0 (-5.2) | 33.6 (4.6) | 21.1 (1.9) | 100.0 | (375) |
| 合計 | 22.5 | 32.7 | 26.4 | 18.4 | 100.0 | (721) |

χ^2 値=53.543 d.f.=9 p<.01 () 内は調整済み残差

参考までに、他の就業形態についても、どのような類型が多いのかを確認したところ、「負

担大・不満型」が最も多かったのは「パート」であった（表 3）。ここでも、現在の日本における既婚パート女性のおかれた厳しい状況の一端を垣間見ることができる。

5 分析 1：類型の特徴

5.1 属性変数からみた類型の特徴

最初に、パート類型の属性的な特徴をみるため、本人学歴、夫学歴、夫婦学歴組合せ、夫収入、ライフステージ（末子年齢別）、子ども数などを独立変数、既婚パート類型を従属変数としたクロス表分析を行った。

その結果、本人学歴、夫学歴、夫年収、ライフステージの 4 変数において、既婚女性パート類型との間に有意な関連がみられた（表 4）。

本人学歴、夫学歴、夫婦学歴 本人学歴をみると、「負担大・不満型」は「中・高校卒」で 55.7%と半数以上を占めるのに対し、「大学卒」ではその半分の 27.3%に留まる。逆に、「負担小・満足型」では「中・高校卒」では 1 割程度だが、「大学卒」は 3 割を占めるなど、「負担大・不満型」と「負担小・満足型」の間には学歴による差がみられる。

夫学歴についても本人学歴と同じような傾向がみられ、「負担大・不満型」は「中・高校卒」で多く（51.0%）、「短大・高専以上」で少ない（40.6%）。その一方、「負担小・満足型」は「中・高校卒」で少なく（13.0%）、「短大・高専以上」で多くなっている（21.7%）。

なお、有意にはならなかったが（ $p=.110$ ）、本人学歴と夫学歴を組み合わせた夫婦学歴についてみると、夫婦それぞれの学歴の効果がより鮮明に現れる。まず、「負担大・不満型」は「夫婦とも中・高校卒」で 56.5%と最も多く、「夫婦とも大卒」で 25.0%と最も少ない。同様に、「負担小・満足型」は「夫婦とも中高卒」で 11.6%と最も少なく、「夫婦とも大卒」で最も多くなるという具合である（28.6%）、また、家事の負担は大きいけれど、生活には満足しているという「負担大・満足型」が「夫婦ともに大卒」で最も多く、32.1%を占めるのも特徴的である。

夫年収 夫収入についても、「負担大・不満型」は年収が最も低い「600 万円未満」で 52.3%と過半数を占めるのに対し、「800 万円以上」では 31.7%に留まる。一方、「負担小・満足型」は「600 万円未満」ではわずか 7.7%に過ぎないのに、高収入層の「800 万円以上」では 35.0%となる。また、「負担小・不満型」も低収入層で多く（「600 万円未満」で 23.1%）、高収入層で少なくなる（「800 万円以上」で 8.3%）など、「負担大・不満型」と同様の傾向を示す。

ライフステージ 「末子 0～6 歳未満」と「末子 7～19 歳」を比較すると、「末子 0～6 歳」では 26.1%を占めていた「負担小・不満型」は「末子 7～19 歳」では 13.9%と半減する。そ

の一方、「末子 0~6 歳」ではわずか 8.2%であった「負担小・満足型」が、「末子 7~19 歳」では 21.4%を占めるようになる。子どもが小さいうちは、夫の年齢も比較的若く、年収が低いものと思われる。

表 4 既婚パート類型と属性変数のクロス表分析

| | 負担大・ 満足 | 負担大・ 不満 | 負担小・ 満足 | 負担小・ 不満 | 合 計 |
|---------------------------|--------------|--------------|--------------|--------------|---------|
| 本人学歴 $\chi^2=13.346^*$ | | | | | |
| 中・高校卒 | 17.9% | 55.7% | 13.2% | 13.2% | 106 人 |
| 短大・高専卒 | 20.4% | 38.9% | 19.4% | 21.3% | 108 人 |
| 大学 | 27.3% | 27.3% | 30.3% | 15.2% | 33 人 |
| | (20.2%) | (44.5%) | (18.2%) | (17.0%) | (247 人) |
| 夫学歴 $\chi^2= 6.325^+$ | | | | | |
| 中・高卒 | 16.0% | 51.0% | 13.0% | 20.0% | 100 人 |
| 短大・高専以上 | 23.1% | 40.6% | 21.7% | 14.7% | 143 人 |
| | (20.2%) | (44.9%) | (18.1%) | (16.9%) | (243 人) |
| 夫婦学歴組合せ $\chi^2=18.187$ | | | | | |
| 夫婦とも中・高卒 | 14.5% | 56.5% | 11.6% | 17.4% | 69 人 |
| 夫中高・妻短大以上 | 19.4% | 38.7% | 16.1% | 25.8% | 31 人 |
| 夫大卒・妻中高 | 24.3% | 54.1% | 16.2% | 5.4% | 37 人 |
| 夫大卒・妻短大 | 19.2% | 39.7% | 21.8% | 19.2% | 78 人 |
| 夫婦とも大卒 | 32.1% | 25.0% | 28.6% | 14.3% | 28 人 |
| | (20.2%) | (44.9%) | (18.1%) | (16.9%) | (243 人) |
| 夫収入 $\chi^2=23.042^{**}$ | | | | | |
| 600 万円未満 | 16.9% | 52.3% | 7.7% | 23.1% | 65 人 |
| 600~800 万円未満 | 25.5% | 49.0% | 13.7% | 11.8% | 51 人 |
| 800 万円以上 | 25.0% | 31.7% | 35.0% | 8.3% | 60 人 |
| | (22.2%) | (44.3%) | (18.8%) | (14.8%) | (176 人) |
| ライフステージ $\chi^2= 8.596^*$ | | | | | |
| 末子未就学 | 21.3% | 44.3% | 8.2% | 26.2% | 61 人 |
| 末子中高生 | 19.8% | 44.9% | 21.4% | 13.9% | 187 人 |
| | (20.2%) | (44.8%) | (18.1%) | (16.9%) | (248 人) |

注) ボールド (太字) は、調整済み残差が 1.65 以上の場合、網掛け () は -1.65 以下の数値を示す。

このようにみえてくると、本人学歴や夫年収といった階層的な要因と既婚パート類型の間には密接な関連がみられる。本人や夫の学歴（さらにはその組合せ）、夫年収などで示される階層的要因が低い場合には、家事の負担が多く、生活にも満足していない「負担大・不満型」になりやすい。

一方、同じ「パート」であっても、夫の階層的地位が高い場合には、そうした「不満型」パートになる傾向は少なくなり、家事負担もそれほど小さくなく生活にも満足している「負担小・満足型」に、あるいは、たとえ家事の負担が多くても生活には満足している「負担大・満足型」になりやすい。

5.2 夫の家事・子育て分担からみた類型の特徴

5.2.1 家事や子育てに対する夫の参加状況（度数分布表から）

次に家事、育児やしつけ・教育に関して、夫がどの程度行っているのかをみる。

家事については、食事の後かたづけ、掃除、日常の買い物、洗濯、家事全般など、日常的な家事7項目、育児・子育てについては、子どもの成長段階別に「乳幼児期」「未就学児」「小学生以降」の3項目があげられ、夫婦間でどのような分担がなされているのかを「Ⅰすべて妻が行う」から「Ⅶすべて夫が行う」の7件法で尋ねている（q11）。

まず、「Ⅲ主に妻が行うが夫も自ら進んで行う」から「Ⅶすべて夫が行う」までの該当者が少ないため、これらを統合し、「すべて妻が行う」、「主に妻が行うが夫も頼まれると手伝う」（以下、「妻が主/夫も頼まれると手伝う」とする）、「主に妻が行うが夫も自ら進んで手伝うまたはそれ以上」（以下、「妻が主/夫も自ら進んで手伝う・それ以上」とする）の3カテゴリーにリコードし、夫との分担状況を確認した（図2）。

日常の家事についてみると、料理、食事の後かたづけ、掃除の3項目についてはほぼ6割、洗濯にいたってはほぼ8割が「すべて妻が行う」と回答している。これらの家事については、「妻が主/夫も頼まれると手伝う」を含めると、どの項目もほぼ9割に達することから、ほとんどの家事が妻主体であり、「夫も進んで手伝う」という域には達していない。

こうした中で、「買い物」については比較的夫が協力している家事である。「すべて妻が行う」のがほぼ半数で、「妻が主/夫も頼まれれば手伝う」が約3割、「妻が主/夫も自ら進んで手伝う・それ以上」が2割を占めている。

このように、日常の家事がほとんど妻に集中しているのに比べると、育児やしつけ・教育などは、それでもまだ夫が分担している。子どもの成長段階別にみても、「すべて妻が行う」のは、「乳幼児期」（24.2%）、「未就学児」（20.2%）、「小学生以降」（21.0%）といずれの段階でも2割に留まること、また、「妻が主/夫も自ら進んで手伝う・それ以上」の割合が、いずれも2割ほどを占める。近年の「父親も子育て！」という世論の後押しを受けているためか、家事に比べると子どもには夫が関わっているようだ。しかし、家事を伴わない育

児・子育てとはいったい何か？という疑問も残る。

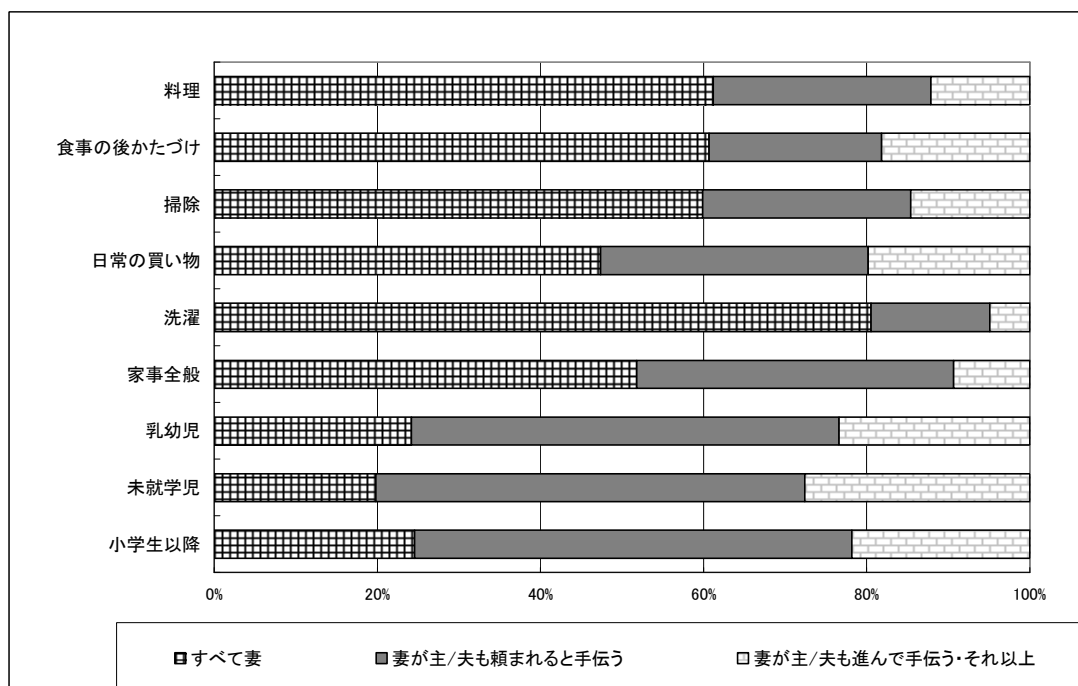


図 2 家事・子育ての分担度

5.2.2 類型別にみた夫との家事・子育ての分担状況

そこで次は、既婚パート女性の類型によって、夫の家事や子育てへの参加状況が異なっているのかどうかを確認した。パート類型を行、項目ごとの分担状況を列とするクロス表分析を行ったところ、日常の家事については料理、食事の後かたづけ、掃除、家事全般の4項目において、10%水準で有意な関連がみられた(図3~図5)。買い物と洗濯および子育てについては、類型間で有意な差がみられなかった。

関連の仕方をみてみると、「負担大・不満型」の場合、他のどの類型と比較しても、「すべて妻」の割合が高く、「妻が主/夫も進んで手伝う・それ以上」の割合は低くなる。特に対照的な関連を示したのは、「負担大・不満型」と「負担小・満足型」である。

例えば、「食事の後かたづけ」の場合、「すべて妻が行う」割合は「負担大・不満型」が64.9%なのに対し「負担小・満足型」は51.5%にとどまる。逆に「妻が主/夫も自ら進んで手伝う・それ以上」の割合は、「負担大・不満型」では10.2%と1割に満たないが、「負担小・満足型」では26.7%まで増えるという具合である。

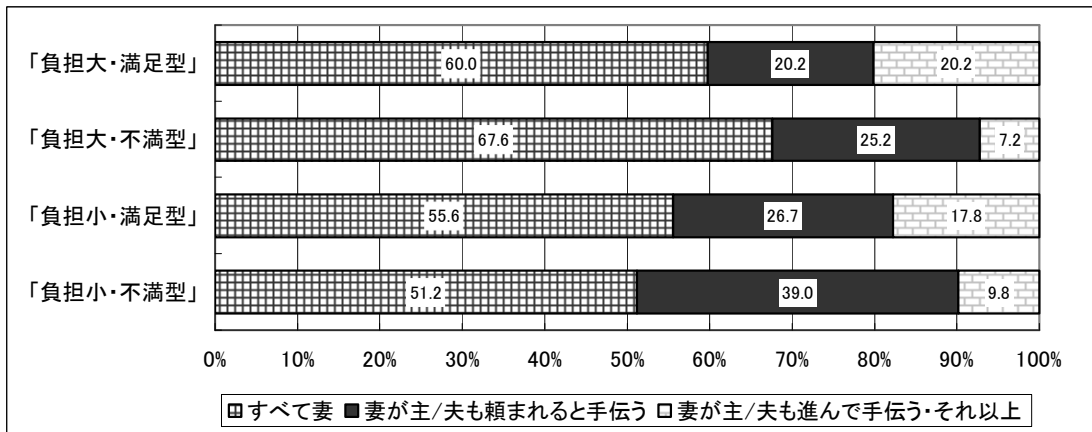


図 3 夫との家事分担（料理）

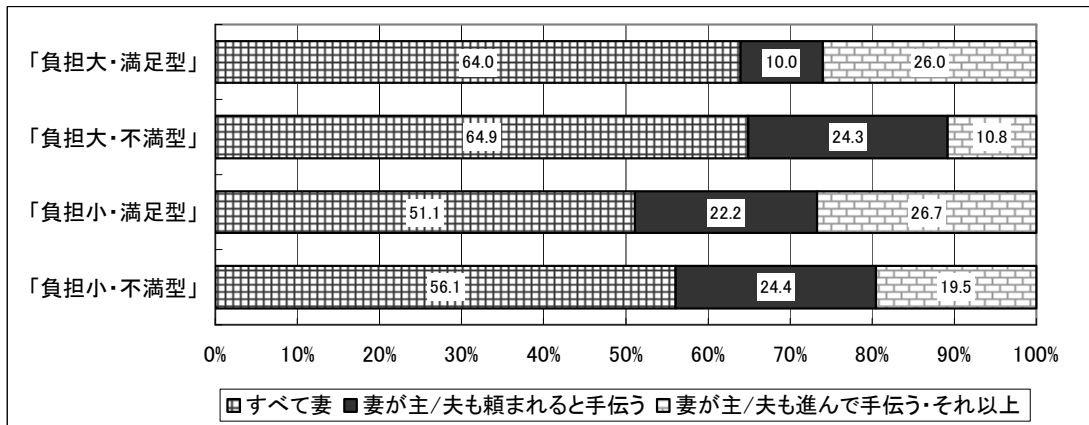


図 4 夫との家事分担（食事の後かたづけ）

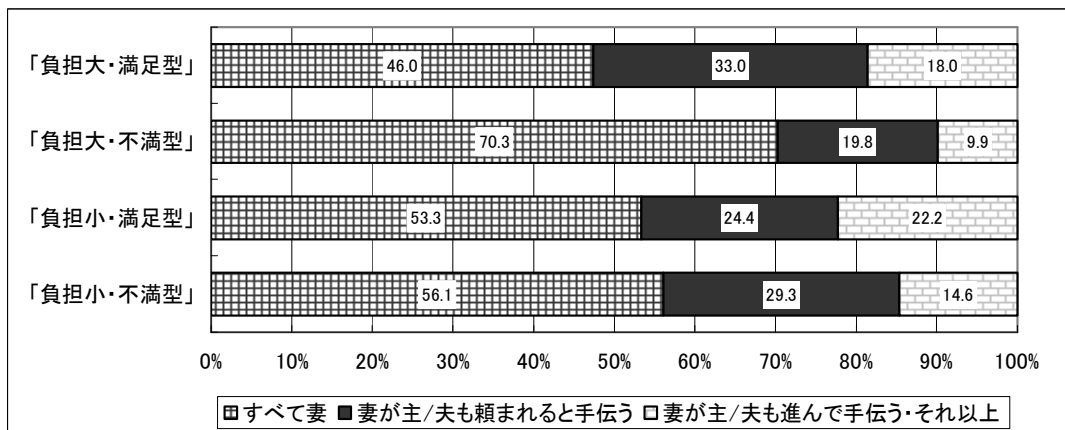


図 5 夫との家事分担（掃除）

では、「負担大・不満型」と「負担大・満足型」ではどうだろうか。この両者は日常家事の負担感については同じく「負担大」だが、両者を隔てるものは生活全般についての満足感である。「料理」についてみると、「すべて妻が行う」割合は、「負担大・満足型」が60.0%、「負担大・不満型」が67.6%と大差はない。しかし、「妻が主/夫も自ら進んで手伝う・それ以上」に関しては、「負担大・満足型」が20.0%なのに対し、「負担大・不満型」は7.2%とかなり差が開く。「食事の後かたづけ」についても、「妻が主/夫も自ら進んで手伝う・それ以上」割合に差がみられる（「負担大・満足型」が26.0%、「負担大・不満型」が10.8%）。

「掃除」については「すべて妻が行う」割合を比較すると、「負担大・満足型」では46.0%と半数に満たないのに対し、「負担大・不満型」では70.3%にも達する。

このように、同じ「負担大」であっても、夫の家事分担度は類型によってかなり異なる。特に「負担大・不満型」で夫の家事分担度が低く、他のどの類型よりも「すべて妻」の割合が高く、妻の負担が多くなる。

こうした夫との家事分担度の違いはどこからくるのであろうか。その背景を探るために、次は女性本人と夫の仕事の状況についてみていく。

5.3 本人および夫の仕事の状況からみた類型の特徴

5.3.1 本人の仕事の状況

本人の仕事については、1週間の実質的な平均労働日数（q25.2.1）、残業を含めた1日の平均労働時間（q25.2.2）、昨年1年間の給与・賞与・報酬等の収入（q25.2.3）、現在の仕事に対する満足度（q25.2.5）に関する項目を用いた。

仕事満足度については、「1. 満足している」から「5. 満足していない」の5件法で尋ねているため、満足しているほうが数値が高くなるように、値を反転させた。また、1週間の平均労働日数（q25.2.1）と1日の平均労働時間（q25.2.2）を掛け合わせ、新たに「1週間の平均労働時間」も算出した。これら5変数を従属変数、パート女性類型を独立変数として1元配置の分散分析を実施した（表5）。

表5 既婚パート類型と本人の労働環境の分散分析（本人）

| | 負担大・満足型 | 負担大・不満型 | 負担小・満足型 | 負担小・不満型 | 平均 | サンプル数 | eta係数と分散分析有意性検定 |
|----------|---------|-------------|-------------|---------|------|-------|-----------------|
| 週の労働日数 | 4.0 | 4.4 | 3.8 | 4.0 | 4.1 | 248 | .033 * |
| 1日の労働時間 | 5.4 | 5.6 | 5.3 | 5.4 | 5.5 | 244 | .004 |
| 1週間の労働時間 | 21.5 | 24.5 | 19.9 | 22.0 | 22.7 | 244 | .031 + |
| 本人年収 | 89.3 | 97.9 | 95.3 | 78.3 | 92.6 | 203 | .018 |
| 仕事満足度 | 3.6 | 3.2 | 3.7 | 3.4 | 3.4 | 248 | .040 * |

**は1%、*は1%、+は10%水準で有意な値を示す。

労働状況（労働日数，労働時間） 労働状況については、「週の労働日数」「1日の労働時間」「1週間の労働時間」から検討した。その結果、「週の労働日数」では5%水準、「1週間の労働時間」では10%水準で有意な差がみられた。「1日の労働時間」については有意な差がみられなかった。

そこで、どの類型間で有意な差があるのかを確認するため、多重比較を行ったところ、「1日の労働時間」では「負担大・不満型」（4.4日）と「負担小・満足型」（3.8日）の間に5%水準で、また「1週間の労働時間」の間にも「負担大・不満型」（24.5H）と「負担小・満足型」（19.9H）の間に10%水準で有意差が見られた。

本人収入 本人収入には差がなく、全体平均は92.6万円であった。既婚パート女性の多くが配偶者控除を受けられる103万円以内で働くという状況は、どの類型でも変わらないようである。

仕事満足度 しかし、仕事の満足度については5%水準で有意な差がみられた。多重比較を行ったところ、「負担大・不満型」（3.2）と「負担小・満足型」（3.7）の間に5%水準で有意な差が確認できた。

5.3.2 夫の仕事の状況

次に夫の状況についてみていく。夫の仕事についても、1週間の実質的な労働日数の平均（f5.4.1）、残業を含めた1日の平均労働時間（f5.4.2）、昨年1年間の収入（税込）（f5.3）、夫の年収、世帯年収に関する項目を用いた。本人の場合と同様に、1週間の平均労働日数と1日の平均労働時間を掛け合わせて「1週間の平均労働時間」を算出した。これら5変数を従属変数、既婚パート類型を独立変数として1元配置の分散分析を実施した（表6）。

労働状況（労働日数，労働時間） 1週間の労働日数については、1%水準で類型間に有意な差がみられた。多重比較を行ったところ、「負担大・満足」（5.1日/週）と「負担大・不満型」（5.5日/週）および「負担小・不満型」（5.6日/週）の間に有意な差がみられた。1日の労働時間および1週間の労働時間については、有意な差がみられなかった。労働時間については4類型で差はないが、労働日数では「負担大・満足型」（5.1日/週）が4類型の中で最も少なかった。

夫年収，世帯年収 これら2つの経済的要因については、どちらも1%水準で有意な差がみられた。多重比較を行ったところ、夫年収では、「負担小・満足型」（884.9万円）と「負担大・満足型」（680.4万円）、「負担大・不満型」（630.9万円）、「負担小・不満型」（558.5万円）の間に、また世帯年収でも、「負担小・満足型」（884.9万円）と「負担大・満足型」

(680.4万円)、「負担大・不満型」(630.9万円)、「負担小・不満型」(558.5万円)の間にもいずれも1%水準で有意な差がみられ、最も高いのは「負担小・満足型」であった。

表6 既婚パート類型と夫の労働環境の分散分析(夫)

| | 負担大・満足型 | 負担大・不満型 | 負担小・満足型 | 負担小・不満型 | 平均 | サンプル数 | eta係数と分散分析 有意性検定 |
|----------|---------|---------|---------|---------|-------|-------|---------------------|
| 週の労働日数 | 5.1 | 5.5 | 5.4 | 5.6 | 5.4 | 224 | .066** |
| 1日の労働時間 | 11.6 | 10.6 | 10.9 | 11.2 | 10.9 | 216 | .023 |
| 1週間の労働時間 | 59.4 | 58.1 | 58.7 | 62.8 | 59.2 | 214 | .009 |
| 夫年収(万円) | 680.4 | 630.9 | 884.9 | 558.5 | 677.0 | 176 | .141** |
| 世帯年収(万円) | 765.5 | 697.4 | 954.0 | 645.9 | 750.0 | 152 | .148** |

注1) **は1%、*は1%、+は10%水準で有意な値を示す。

注2) 夫年収と世帯年収については、世帯年収の外れ値(1636万円以上)を除いて分析。

以上、本人と夫の仕事の状況を確認した。パート女性の場合、家事や子育てのこともあるため、1日に働くことができる労働時間はある程度限られている。従って、類型間で差はなく、1日に大体5.5時間働いている。夫や子どもを送り出してから、夕食の支度に間に合うよう帰宅というイメージである。但し、類型によって週の労働日数に差があるため、週の労働時間に換算すると、「負担大・不満型」の労働時間が最も長く、「負担小・満足型」の労働時間は最も短くなっていた。仕事満足度でも、類型間に差がみられ、「負担大・不満型」で最も低く、「負担小・満足型」で最も高かった。しかし、本人収入については類型間に差がなく、いずれも100万円に満たなかった。

一方、夫については、労働時間については4類型の間で大きな違いはなかったが、1週間の労働日数、夫収入、世帯収入、日常家事の分担度については差が生じていた。労働日数では、「負担大・満足型」で最も少ないこと、収入については、夫収入、世帯収入ともに「負担小・満足型」で高いこと、日常の家事については「負担大・不満型」で「すべて妻」の割合が高いことが特徴的であった。

このようにみてくると、既婚パート女性を「主婦パート」を一括りにするのではなく、その多様性に配慮しながら論ずることの必要性が明らかになる。直面している状況がそれぞれ異なる既婚パート女性にとり、どのような施策が有効なのだろうか。次は、それぞれの類型の女性たちが、当事者として何を望んでいるのか、どのような施策があればよいと考えているのかをみていく。

6 分析2：既婚パート女性が望む施策

ここでは、

- ①現在の働き方は、女性たちが望んできたものなのか、それともさまざまな事情により、仕方なく選択されたものなのか、

②既婚パート女性が働きやすい環境を整えるため、当事者自身はどのような施策が重要だと考えているのか、
について確認する。

6.1 既婚パート女性が望む働き方

①については、「現在の就業形態は自分が望んで選択したものなのか、それとも、家庭の事情等によってやむなく選択したものなのか (q25.4)」という項目を用いた。現在の就業形態（パートタイムという形態）が、本人の希望に即したものであるのかがパート類型ごとに異なるのかをみるため、「自分が望んだ選択である」「家庭の事情等による選択である」を独立変数、既婚女性パートの4類型を列とするクロス表分析を行った。分析の結果、「パート女性類型」と「希望の就業形態か否か」の間には、1%水準で有意な関連がみられた（表7）。

関連の仕方をみると、「家庭の事情による選択」という不本意な選択であると回答した人の割合は、「負担大・不満型」（45.0%）と「負担小・不満型」（45.2%）で多く、「負担大・満足型」（26.5%）と「負担小・満足型」（15.6%）で少なかった（表7）。

表7 「パート女性類型」と「現在の就業形態の選択」のクロス表

| | 現在の就業形態の選択 | | 合計 (%) | 人数 (人) |
|-----------|----------------|----------------|--------|--------|
| | 自分が望んだ選択である | 家庭の事情等による選択である | | |
| ＜パート女性類型＞ | | | | |
| 負担大・満足型 | 73.5 (1.5) | 26.5 (-1.5) | 100.0 | (49) |
| 負担大・不満型 | 55.0 (-2.6) | 45.0 (2.6) | 100.0 | (109) |
| 負担小・満足型 | 84.4 (3.2) | 15.6 (-3.2) | 100.0 | (45) |
| 負担小・不満型 | 54.8 (-1.4) | 45.2 (1.4) | 100.0 | (42) |
| 合計 | 64.1 | 35.9 | 100.0 | (245) |

χ^2 値=15.434 d.f.=3 p<.01 ()内は調整済み残差

特に「負担大・不満型」では、「現在の就業形態が不本意であるとの回答が半数近く見られたのに対し、「負担小・満足型」ではむしろ「自分が望んだ選択である」が8割を超えるなど、対照的な結果となった。但し、どのような事情なのかについては、類型間で差がみられなかった。

そこで、『家庭の事情等による選択』がなかったらどのような就業形態にしたいか (q25.4.2) という項目を用いて、類型との関連をみた。 χ^2 乗検定を行うにはセル度数が少ないため、検定はせずに、クロス表で関連の傾向を確認しておくに留める。その結果「負担

小・満足型」を除き、どの種類のパート女性も最も望んでいるのは正社員・公務員といった正規雇用での就業であった。

表8 「パート型女性類型」と家庭の事情がない場合に就きたい就業形態のクロス表

| | 家庭の事情がない場合に就きたい就業形態（女性）4分 | | | | 合計（%） | 人数（人） |
|-----------|---------------------------|---------------------|---------------|------|-------|-------|
| | 民間正社員・ 公務員 | パート・アルバイト・ 派遣・契約 | 自営・自由・ その他 | 専業主婦 | | |
| <パート女性類型> | | | | | | |
| 負担大・満足型 | 69.2 | 23.1 | 0 | 7.7 | 100.0 | (13) |
| 負担大・不満型 | 43.8 | 29.2 | 4.2 | 22.9 | 100.0 | (48) |
| 負担小・満足型 | 28.6 | 42.9 | 0 | 28.6 | 100.0 | (7) |
| 負担小・不満型 | 55.6 | 22.2 | 0 | 22.2 | 100.0 | (18) |
| 合計 | 48.8 | 27.9 | 2.3 | 20.9 | 100.0 | (86) |

ちなみにこの調査では、税・社会保障制度が、①配偶者が専業主婦等の国民年金保険料を支払う、②厚生年金・健康保険等の社会保険料は年収65万円から負担が生じる、③配偶者特別控除が廃止されている、に変更された場合、1週間の労働日数と1日の労働時間がどの程度になるかを尋ねている（q39.3）。そこで、現在と制度変更後の労働状況を類型別に比較したところ、どの類型においても、労働日数、労働時間ともに上昇していた。

また、「5.3.1」において、パート類型を独立変数、労働日数、労働時間を従属変数とした一元配置の分散分析を行ったところ、現在の制度の下では、労働日数において5%水準で有意な差がみられたが、制度変更後については労働日数・労働時間のいずれも類型間に有意な差がみられなかった。

表9 「現在」と「制度変更後」（想定）の労働日数と労働時間

| | 1週間の平均労働日数 | | 1日の平均労働時間 | |
|---------|------------|-----------|-----------|-----------|
| | 現在 | 制度変更後（想定） | 現在 | 制度変更後（想定） |
| 負担大・満足型 | 4.0日 | → 4.3日 | 5.4h | → 5.9h |
| 負担大・不満型 | 4.4日 | → 4.6日 | 5.6h | → 6.5h |
| 負担小・満足型 | 3.8日 | → 4.5日 | 5.3h | → 6.2h |
| 負担小・不満型 | 4.0日 | → 4.5日 | 5.4h | → 6.3h |
| 全体 | 4.1日* | → 4.5日 | 5.5h | → 6.3h |

注) *は5%水準で有意な関連を示す。

先の分析で、現在の働き方を不本意とする女性たちが正規雇用での就業を希望していた

ことを考慮すると、「制度変更後」の労働状況については、あくまでも「想定」であるとはいえ、既婚のパート女性たちはもっとしっかり働くことを望んでいるのではないかと、彼女たちの就業意欲が、制度や家庭の状況によって不本意な形で押し留められている可能性もある。

6.2 既婚パート女性が望む施策

次に、②既婚パート女性が働きやすい環境を整えるため、当事者自身はどのような施策が重要だと考えているのか、についてみる。これについては、「保育施設・サービスの充実」「女性の育児休暇の取得促進」など、女性が働きやすくなるような13項目の施策が提示され、重要だと思うものを3つまで選ぶという項目を用いた。

最初に、各項目がどのくらいの選択されたのかをパート全体で確認した（表10）。

全体的な傾向をみると、「保育施設・サービスの充実」（59.1%）、「パートタイム労働者の労働条件の改善」（42.5%）、「主婦の再就職支援施策の充実」（30.6%）などをあげる人が多いのに対し、「男性の育児休暇の取得促進」（8.7%）、「介護休暇の取得促進」（8.3%）、「看護休暇の取得促進」（7.2%）などの休暇関連の施策については、パートでは望むべくもないとあきらめているのかいずれも1割に満たない。また、「食事の宅配や清掃サービスなど、家事支援サービス事業の普及」（2.8%）を望む人が少なかったのも、パートは家庭のことは自分でしなければならないと考えているためかもしれない。

次いで既婚パート類型によって重要だと考える項目が異なるかどうかをみるため、パート類型を行、各項目を列とするクロス表分析を行った。その結果、「フレックスタイム・在宅勤務制度の普及」で1%水準（ χ^2 値=19.423 d.f.=3）、「パートタイム労働者の労働条件の改善」については10%水準（ χ^2 値=6.757 d.f.=3）で有意な関連がみられた。

「2. パートタイム労働者の労働条件の改善」については、「負担大・不満型」が51.1%と最も多く、「負担小・不満型」の40.5%、「負担小・満足型」35.5%、「負担大・満足型」の32.0%と続くなど、「不満型」の女性たちがより必要としている施策であった。

一方、「7. フレックスタイム・在宅勤務制度の普及」の場合、パート全体では16.7%とそれほど優先順位の高い施策ではないが、パート類型別にみると、「負担小・満足型」では33.3%、「負担層・満足型」では24.0%を占めるなど、「満足型」の女性たちにとっては比較的優先順位の高い施策となっていた。しかし、「負担大・不満型」ではわずか6.3%にすぎず、類型間による差が大きい施策であった。

これをみると、「フレックスタイム・在宅勤務制度の普及」は、「負担小・満足型」や「負担大・満足型」など階層が高い女性に必要とされる施策であること、また、「パートタイム労働者の労働条件の改善」はどの階層の女性にも望まれている施策であるが、とりわけ「負担大・不満型」「負担小・不満型」といった階層が低い女性たちに多く望まれている施策であるといえよう。

表 10 既婚女性が働きやすい環境を整えるために必要な施策（3つまで選択）

| | パート全体 (%) | パート類型別の割合 (%) |
|-------------------------------------|-----------|--|
| 1. 保育施設・サービスの充実 | 59.1 | |
| 2. パートタイム労働者の労働条件の改善 ⁺ | 42.5 | 「負担大・不満型」 51.4% 「負担小・不満型」 40.5% 「負担小・満足型」 35.6% 「負担大・満足型」 32.0% |
| 3. 主婦の再就職支援施策の充実 | 30.6 | |
| 4. 子育て費用の援助制度 | 27.8 | |
| 5. 女性の育児休暇の取得促進 | 20.2 | |
| 6. ワークシェアリングや 短時間労働正規社員制度の普及促進 | 17.1 | |
| 7. フレックスタイム・在宅勤務制度の普及 [*] | 16.7 | 「負担小・満足型」 33.3% 「負担大・満足型」 24.0% 「負担小・不満型」 19.0% 「負担大・不満型」 6.3% |
| 8. 再雇用制度の普及・雇用形態の変更 | 15.9 | |
| 9. 介護施設・サービスの充実 | 12.3 | |
| 10. 男性の育児休暇の取得促進 | 8.7 | |
| 11. 介護休暇の取得促進 | 8.3 | |
| 12. 看護休暇の取得促進 | 7.2 | |
| 13. 食事の宅配や清掃サービスなど 家事支援サービス事業の普及 | 2.8 | |

注) *は5%水準, ⁺は10%水準で有意な値を示す。

7 まとめと考察

以上、既婚パート女性の多様性をみるため、類型を作成し、属性、夫の家事・育児の参加状況、妻本人と夫の仕事の状況から、それぞれの特徴をみてきた。とりわけ、「負担大・不満型」の置かれている厳しい状況が浮き彫りになったことから、ここでは、「負担大・不満型」を軸として、それぞれの特徴をまとめておく。

まず、対極に位置づけられるのが「負担大・不満型」と「負担小・満足型」である。本人や夫の学歴が「中・高校卒」、年収「600万円未満」において、「負担大・不満型」が多く、

「負担小・満足型」は少なくなるなど、両類型間は明らかに階層的に異なる。

女性本人の仕事の状況についても差がある。1日の労働時間では差はなかったものの、週の労働日数が違うため、週の労働時間に換算すると、「負担大・不満型」の労働時間が最も長く、「負担小・満足型」の労働時間は最も短い。しかし、労働時間が長いからといって収入が高いわけではなく、どの類型でも平均収入は100万円に満たない。夫の扶養内で社会保険や配偶者控除が受けられるよう、収入を103万円以下に抑えているためであろう。

労働時間に差はあるが収入には差がないということは、「負担大・不満型」の単位時間当たりの収入が低く（時給が低く）、「負担小・満足型」の時給が高いことを示唆する。仕事の満足度でみると、「負担大・不満型」で最も低く、「負担小・満足型」で最も高かったが、これも仕事内容だけでなく、時給（労働条件）を反映している可能性もある。

次に「負担大・満足型」であるが、「負担大・不満型」との違いは、「生活満足度」の高さである。属性的にみると、「負担大・満足型」は妻、夫ともに高学歴であり、とりわけ「夫婦ともに大卒」の割合が4類型中、最も高いことが目立つ。妻本人の仕事満足度も高い。夫に目を向けると、労働時間については4類型の間に差はみられなかったが、1週間あたりの労働日数では「負担大・満足型」の夫が最も少なく、家事や育児も比較的行っていた。おそらく、夫は週休2日が定着した仕事につき、平日は長時間労働だが、週末は家に居ることができるのであろう。ここから推測されるのは、夫婦ともに高学歴で、夫も家事・育児を妻に任せっぱなしにせずにある程度は手伝い、妻も自分の仕事にやりがいを感じているという夫婦像である。

「負担小・不満型」については、ライフステージが「末子6歳以下」の層に多いこと、夫年収で「600万円未満」が多く「800万円以上」が少ないなど、階層的地位はそれほど高くない。しかし、「負担大・不満型」に比べると、夫婦ともに「中・高校卒」が多くないことから、現在の収入の低さはライフステージが若いことに関連しているのではないかと考えられる。また「負担大・不満型」との違いは、夫の家事参加状況である。「負担小・不満型」の夫たちは、満足型の2類型（「負担大・満足型」と「負担小・満足型」）の夫たちと遜色なく手伝いをしている。この点は、「すべて妻」の割合が目立っていた「負担大・不満型」と大きく異なる点であった。

このようにみえてくると、既婚パート女性には、多様な層が存在する。その中でも、「負担大・不満型」は、「家庭の負担は大きく、夫の家事分担は少なく、仕事にも生活にも満足度が低い」という3重苦を背負うパートであること、さらに大きな問題は、このパート類型が既婚パート女性の約半数を占める多数派であるという点である。

「負担小・満足型」は、「家庭の負担は少なく、夫の家事分担は多く、仕事にも生活にも満足度が高い」パートであることを考えると、困難な状況にあるパートはますます困難に、恵まれたパートはますます幸せにという状況が生じていることが懸念される。

こうした状況を少しでも改善していくために、今回の分析から得られた政策的インプリ

ケーションを3点あげておく。

①きめ細やかな支援策の必要性

パート女性本人が望む施策に関する分析からは、彼女たちおかれている状況によって望む支援策が異なる可能性が示唆された。フレックスタイムや在宅勤務などは、そのような働き方が可能な人たちには有効な施策となる。しかし、そうした施策では掬い取れない層のパート女性もいる。時間を自分でコントロールしたり、時間のフレキシビリティを要求することができる層とできない層の違いでもある。とりわけ、後者にとっては、労働条件の改善が急務となる。

② 意欲あるパート女性の能力を活かす制度・システムの構築

現在の就業形態が家庭の事情によるやむをえない選択であった場合、そのほぼ半数が「正社員」として働くことを望んでいる。今回の既婚パート女性の年収をみると、全体の82.6%が配偶者控除を受けられる103万円以内に留まっている。健康保険や年金が夫の扶養内となる130万円以内、配偶者特別控除が段階的に受けられる141万円以内を含めると、ほぼ9割にも達する。逆にいえば、配偶者（特別）控除も適用されず、社会保険も自分で支払っている既婚パートタイム女性はわずか1割に過ぎないことになる。

しかし、今回の結果をみると、正規雇用としてきちんと処遇されて就業することを望む既婚パートも多く、現行の税や社会保障制度などの制約から年収を抑えている可能性も示唆された。意欲あるパート女性たちの能力を活かしていくための制度・システムの構築が急がれる。

③ 労働日数のもつ意味

ワーク・ライフ・バランスの議論の方向性の1つとして、夫の労働時間の短縮が提示されている。今回、夫たちの1日の平均労働時間は約11時間と、決して短くはないことを考慮すれば、確かに1つの解決策である。しかし、今回の分析では1日の労働時間では類型間に差がないにもかかわらず、よく家事を行っている夫とそうでない夫がいたことを踏まえると、労働時間を短縮すれば夫が家事・子育てをするようになり、既婚パート女性の家庭での負担を軽くすることにつながるとは限らない。

夫が家事や子育てをするようになる有効な方法について、1つのヒントを与えてくれるのが「負担大・満足型」の夫の就業状況である。この類型の夫は、1週間の平均労働が4類型の中で最も少なく（5.1日）、家事や子育ても比較的によくやっていた。

現在の日本の状況を考えると、平日の労働時間を短くすることは困難であるが、週2日の休みが保障され、家族と過ごす時間が確保できれば、状況はかなり改善されるであろう。

謝辞

本研究は、文部科学省委託研究「近未来の課題解決を目指した実証的社会科学研究推進事業」(研究課題『すべての人々が生涯を通じて成長可能となるための雇用システムの構築』(研究代表者：玄田有史)による援助を受けている。

〔二次分析〕にあたり、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターから〔「生活設計と金融・保険に関する調査 Vol.4 既婚女性の生活設計に関する調査」(生命保険文化センター)〕の個票データの提供を受けた。

本稿の作成に当たって、松田茂樹先生(第一生命経済研究所)及び二次分析研究会のアドバイザーの先生方から大変有益なご助言をいただいた。ここに記して、深く感謝申し上げます。

文献

- 藤田由紀子, 2004, 「再就職する女性たち——両立支援に向けて」佐藤博樹編『変わる働き方とキャリア・デザイン』勁草書房, 87-110.
- 平尾桂子, 2005, 「女性の学歴と再就職——結婚・出産退職後の労働市場再参入過程のハザード分析」『家族社会学研究』17(1): 34-43.
- 稲葉昭英, 1999a, 「家庭生活・職業生活・育児——育児と役割ストレインの構造」, 石原邦雄編『妻たちのストレスとサポート関係——家族・職業・ネットワーク』東京都立大学都市研究所, 29-52.
- , 1999b, 「有配偶女性のディストレスの構造——大都市近郊」石原邦雄編『妻たちのストレスとサポート関係——家族・職業・ネットワーク』東京都立大学都市研究所, 87-119.
- 松田茂樹, 2010, 「非正規雇用者のワーク・ライフ・バランス」『Life Design Report』193: 28-35.
- 中井美樹, 2009, 「就業機会, 職場権限へのアクセスとジェンダー」『社会学評論』59(4): 699-714.
- 西村純子, 2009, 『ポスト育児期の女性と働き方』慶應義塾大学出版会.
- 山口一男・樋口美雄, 2008, 『論争 日本のワーク・ライフ・バランス』日本経済新聞出版社.
- 大和礼子, 2005, 「女性は職業経歴と家族経歴をどう調整してきたか? ——子育て後に再就職するか家庭に留まるかをめぐって」『関西大学社会学部紀要』37(1): 57-78.
- 四方理人・馬欣欣, 2005, 「90年代における両立支援施策は有配偶女性の就業を促進したか」『KUMQRP DISCUSSION PAPER SERIES』DP2005-027 Keio University.
- 四方理人, 2005, 「日本における有配偶女性の離職と再就職」『KUMQRP DISCUSSION PAPER SERIES』DP2005-029 Keio University.

第4章 既婚女性の結婚・出産時における退職慣行経験の規定要因 及び退職行動・収入関数の分析

寺村 絵里子

要 旨

本研究は、既存データの二次分析を通じ、これまでの日本において女性労働者の潜在的な退職理由として存在していたと推察される「(企業側から受けたと個人が感じる)退職慣行」という要因を被説明変数としてモデルに組み入れ、分析する。実証分析を通じて、どのような人が結婚・出産退職慣行経験を持っているのか、また退職と本人の希望(嗜好)との関連を明らかにし、さらには就業選択・現在の収入に影響を及ぼしているのか、検証を試みる。理論モデルとしては、Becker(1964)の人的資本理論を念頭におき、日本における女性労働者への退職慣行が、理論モデルと整合的であるかを検証する。使用データは『生活設計と金融・保険に関する調査 Vol.4 既婚女性の生活設計に関する調査』(2002)(以下「既婚女性調査」と標記、寄託者：生命保険文化センター)の個票データである。

分析の結果、得られた知見から人的資本の代理変数として用いた学歴についての結果についてまとめると、第一に退職慣行経験については学歴が高まるほど人的資本が蓄積され退職慣行を受けにくくなると考えた当初のモデルとはやや異なる動きを示すことが明らかになった。すなわち、短大専門卒であることは、退職慣行経験を持ちやすく、大学・院卒であることは退職慣行経験を持つことは少なくなる。第二に、結婚時の就業継続については、中高卒に比して短大専門卒及び大学・院卒においていずれも正の符号が確認された。第三に、就業の有無を考慮した現在の女性労働者の収入関数の推計の結果、人的資本変数のみの推計の場合、大学・院卒であることは収入を高め、結婚年齢の上昇も収入をわずかながら高めることが確認された。

第4章 既婚女性の結婚・出産時における退職慣行経験の規定要因 及び退職行動・収入関数の分析

寺村 絵里子

1 はじめに

本研究は、日本における女性労働者への結婚・出産を機とした「退職勧奨・退職慣行」に焦点をあてる。女性の結婚・出産時の退職という就業選択について、個人の選択だけではなく、目に見えない「職場の雰囲気」と説明されてきた企業側から受ける要因がどのように影響しているのか、可視化することを目的としている。具体的には、既存データの二次分析を通じ、これまでの日本において女性労働者の潜在的な退職理由として存在していたと推察される「(企業側から受けたと個人が感じる)退職慣行」という要因を被説明変数としてモデルに組み入れ、分析する。実証分析を通じて、どのような人が結婚・出産退職慣行経験を持っているのか、また退職と本人の希望(嗜好)との関連を明らかにし、さらには就業選択・現在の収入に影響を及ぼしているのか、検証を試みる。理論モデルとしては、Becker (1964) の人的資本理論を念頭におき、日本における女性労働者への退職慣行が、理論モデルと整合的であるかを検証する。

Killingworth&Heckman (1986) も指摘するように、女性の労働供給に関する実証研究は、経済学の動学モデル・静学モデルを用い、1980年代初頭から多くの研究蓄積がある。多くは、サンプルデータから女性の労働供給を分析する手法であるが、労働時間、賃金、その他の変数(夫の収入等)を用いる分析が多い。本研究では、賃金・労働時間といった変数ではなく、個人属性・意思以外による外部要因、すなわち企業から個人への働きかけがどのように既婚女性の労働供給に影響を及ぼしてきたのか、という点に着目し分析を進める。

使用データは、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターSSJ データアーカイブから提供を受けた『生活設計と金融・保険に関する調査 Vol.4 既婚女性の生活設計に関する調査』(2002)(以下「既婚女性調査」と標記、寄託者:生命保険文化センター)の個票データである。

2 女性労働者への退職慣行に関する先行研究・調査

まず、これまでの女性の就業選択に関する先行研究を概観しよう。1986年の男女雇用機会均等法(以下「均等法」と表記する)以後では樋口(1991)、大沢(1993)、永瀬(1997, 1999)、武石(2001) 縄田・井伊(2002)、阿部(2005)、坂本(2009)等が挙げられる。永瀬(1997, 1999)、阿部(2005)等の研究結果によると、女性の特に出産・育児期の退職率

はコーホートが若くなるにつれ全く変化は見られず（むしろ強化されたとの結論もある）、日本の女性の就労率を示す際によく用いられる M 字型カーブは今なお解消されていないことを明らかにしている。女性にとって就業と出産は同時決定的であり、本人の意思決定のみならず外部的な要因によっても就業が中断、もしくは就業形態の変更が出産を機に選択されることが多いといえよう。

次に、退職慣行に着目した先行研究をみてみよう。かつては Goldin (1990) も指摘するように¹、1940-1950 年代のアメリカにおいても Marriage Bar と呼ばれる差別は労働市場に存在し、日本のみならず世界各国で女性労働者は「退職慣行」と直面してきたといえる。

日本においても、戦後の結婚・出産退職慣行に関する事業所・個人調査は過去に労働省を中心として数多く行われている²。しかし、脇坂 (1998) によると、退職の男女差別的取り扱いが禁止規定になった 1986 年の男女雇用機会均等法施行以後は、この設問はほとんど見ることはなくなった。政府統計として確認できるものは 2 つあるが、そのうちの 1 つが労働省 (1992) による『女子雇用管理基本調査—女子労働者労働実態調査』³である。

政府統計としては、先に述べた『女子雇用管理基本調査』の後には、2002 年から厚生労働省で行われている『21 世紀成年者縦断調査 (国民の生活に関する継続調査)』⁴がある。その他、「退職慣行」を説明変数としてモデルに組み込んだ分析としては、日本労働研究機構 (1996)、脇坂 (1998)、西川 (2001)、森田 (2003) 等があり、いずれも退職慣行の存在は個人の就業満足度に負の影響を与えるとの結論が導かれている。また、退職慣行を直接の変数として用いていないが、小島 (1995) の結婚・出産退職タイミングの規定要因に関する分析による考察では、短大卒女子を採用する企業に結婚退職慣行がある場合が多いことが指摘されている。

これらの先行研究・調査をふまえて、本研究では特に結婚・出産を機とした女性労働者への「退職勧奨・慣行」に焦点をあて、分析を行うこととする。

3 労働市場における退職慣行とは何か—理論的説明—

本節では、なぜ「退職慣行」という行動を企業が労働者に対してとっているのか、経済

¹ Goldin (1990) によると、既婚女性差別及び早期退職を促す制度は、もともと日本企業独特のものではなく、欧米諸国でも同じような人事管理制度が用いられてきた。これを 1940-1950 年代にはマリッジ・バー (marriage bar) と呼んでいた。マリッジ・バーには既婚女性を採用しない差別 (hire bar) と、未婚女性が結婚したら解雇する継続雇用差別 (retain bar) がある。

² 女性労働者への退職慣行の存在を示す資料の一例として、労働省 (1965) 『女子の定年制』等がある。

³ 1991 年に全国 30 人以上規模の事業所のうち、一定の方法で抽出した約 4,000 事業所に勤務する 12,000 人の女性を対象に調査を行ったもので、有効回収率は 57.4% である。

⁴ 20-34 才の全国男女を対象とし、そのうち前回調査で協力を得られた者を対象としている。女性票は 10,455、回収数は 9,409、回収率は 90.0% である。退職慣行に関する設問は第 4 回調査 (2005) までは結婚・出産双方の退職慣行に関する設問であるが、第 5 回調査 (2006) では出産時のみの設問となっている。なお、設問は「あなたのお勤めの会社等には、以下のような仕事と子育ての両立のための制度等でああなたの就業形態で利用可能なものはありますか。また、利用にあたっての雰囲気はどうですか」という設問である。

学的視点からの理論的説明を試みる。

まず、経済学的視点からみると、企業が労働者に対して「退職慣行」を行うのは経済合理性の上に成り立つという前提がある。企業は、本人の能力が高まるとともに高い賃金を払っていくため、労働者の賃金カーブは右上がりに上昇するが、ある労働者については能力の上昇に限界点があり、その時点で企業は契約打ち切り（定年制）を導入するのが合理的であるとする考え方である。このモデルを説明する理論として Becker (1964) の「人的資本理論」や Lazear (1979) の「職務怠慢理論」等が挙げられる。

これら理論の中で、本研究では Becker (1964) の「人的資本」モデルを演繹する理論として用いる。同理論からみると、企業特殊的技能訓練を受けた労働者は労働者自身と企業双方からの投資を受けている。企業からの投資が多い場合は、投資に対する企業の期待収益率が高く労働者が転職した場合の損失が大きいため、企業は雇用関係を継続したいと労働者が思うような行動をとるであろう。

労働市場も生産物市場も完全競争と仮定した場合、もし職場訓練がなければ賃金率は企業の外で決まり、企業の行動とは無関係に決まる。利潤極大化を図る企業は、限界生産力が賃金と等しいとき、すなわち限界収入が限界支出に等しいとき均衡に達し、

$$MP=W$$

となる。ここで W は賃金、 MP は限界生産力、すなわち収入である。

この人的資本理論に演繹しつつ、本研究に即した形でさらに考察を進めたい。結婚・出産時に退職するかどうかは、期待所得 (E) が機会費用 (C) を上回るかどうかである。すなわち、

$E-C>0$ ならば、結婚・育児を機に退職しない

$E-C\leq 0$ ならば、結婚・育児を機に退職する

と考えられる。ここで、期待所得についてみると、所得は人的資本の蓄積で決定され、この人的資本は学校教育（学歴）や企業内特殊訓練に依っている。 t 期における所得 E_t を考えるとき、期待所得は次の通り表すことができる。

$$E_t = E_{t-1} + rC_{t-1} = E_{t-1} (1+rk_{t-1})$$

ここで、 k は所得に対する訓練費用の割合、 r は教育訓練の収益率である。一方、機会費用についてみてみると、就業しているためにより多くコストとして最も考えられうるのが育児にかかる費用である。育児コストは子供が小さいころであればコストが高くなり、また育児を代替する人（祖父母など）がいる場合はコストが小さくなると考えられる。

これらを考慮すると、 r が一定である場合、教育年数が長い（高学歴である）ほど、また勤続年数が長いほど、所得稼得能力が高く、期待所得が高まり結婚・出産退職しないと考えられる。また、育児コストがより低いほど、機会費用が低くなり結婚・出産退職しないと考えられる。本人の嗜好が「結婚を機に退職するつもりであった」と回答したものは、結婚を機に退職することによる機会費用が、期待所得を上回るため自ら退職を希望し、そ

れが個人にとって合理的な判断であると行動していると考えられる。

さらに、本研究では Heckman (1974) のセレクションモデル及び永瀬 (1997) の就業形態選択モデルにならい、現在の就業状態と現在の収入の関係をみる。まず、個人の就業関数をプロビット・モデルで推定した上で得られたセレクション項を、現在の個人の収入関数の説明変数に含め推計を試みる。

4 既婚女性労働市場参加の規定要因に関する実証分析

4.1 使用データ・変数間の関係

本研究では、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターSSJ データアーカイブから『生活設計と金融・保険に関する調査 Vol.4 既婚女性の生活設計に関する調査』（寄託者：生命保険文化センター）の個票データの提供を受け、統計分析を行う。調査は2002年に行われたものである。なお、調査の概要は次の通りである。サンプル数は1,000人、有効回収数は879人、調査時点は2002年12月13日～23日、調査地域は首都圏30km圏で調査会社登録パネルより抽出し、方法は郵送法による。

同調査を選定した理由は、第一に調査対象が満20～49歳の既婚女性であること、第二に「やめざるをえない雰囲気で辞めた」という、企業側から個人が受けた（と感じた）退職慣行に関わる設問があること、第三に現在の就業形態が就業者・無業者のいずれも含んでおり標本に幅があること、である。制約点としては、離・死別者及び学生が含まれていないこと、調査地域が首都圏に限られていること、が挙げられる。特に、二点目の退職慣行経験に関する設問を含んだ調査はサンプル数の問題なども考慮するとほぼこのデータのみであり、その点でも本調査データは本研究を行う上で大変貴重なものであり分析に使用することとした。

なお、本研究で扱う「退職慣行」⁵の定義であるが、本データの設問紙にならい、結婚・出産退職時に「勤め先が辞めざるを得ない雰囲気」であったと個人が回答した場合を指す。従って、個人の主観によっており、企業側が実際に退職慣行をもっていたかについては本研究の範囲では問わない。

『既婚女性調査』の年齢層は20-29才層が22%、30-34才層が20%、35-39才層が20%、40-44才層が20%、45-49才層が18%と均一に分布している。

さらに、年齢階級別にみた就業形態⁶の割合を表したものが図1である。正規社員につい

⁵ ここでは、「結婚・出産退職慣行」とは本人の就業・退職の意思に関わらず外部（企業や職場）から受ける慣行のことを指す。慣行とは、大辞泉（2009）によれば「1.古くからの習わしとして行われていること、2.普段習慣として行うこと」のことをいう。

⁶ クロス表分析では、就業形態を3つに区分した。定義は次の通りである。
正規社員：民間企業正社員・公務員、非正規社員：派遣社員及び契約社員・パート及びアルバイト・自営業及び自由業・その他、非就業者：専業主婦

では 20 代が最も多く、その後遞減するが 45 才以上のコーホートではやや割合が高くなっている。非正規社員については 40 才以上が最も多いが、20 代でも一定の割合で存在している。非就業者は 30 代前半で最も多く、日本の女性労働者に特徴的な M 字型カーブを本データでも示しているといえよう。

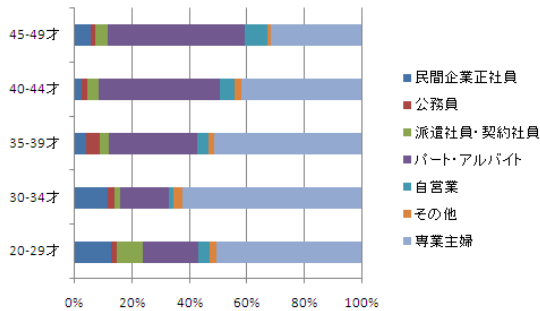


図 1 年齢階級別就業形態の割合 (N=879)

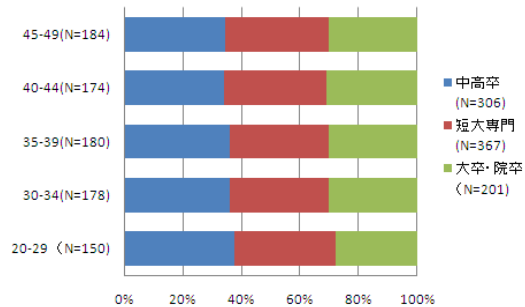


図 2 年齢階級別学歴割合 (N=874)

次に、年齢階級別にみた学歴割合を表したものが図 2 である。人的資本の代理変数である学歴は、本データを見る限り大きなばらつきはない。中学高校卒が 30-40%、短大専門卒が 30-40%、大学・院卒が 20-30% というのがおおよその割合である。

次に、本研究で扱う「退職慣行」変数を中心にデータをみてみよう。

まず図 3 をみると、結婚退職した者のうち最も多い退職理由は転居で 163 名、2 番目に多い理由が「辞めざるをえない雰囲気」で 64 名である（その他を除く）。出産退職した者のうち、最も多い退職理由は「育児負担」で 155 名、2 番目に多い理由が「辞めざるを得ない雰囲気」で 45 名である（その他を除く）。いずれも、退職時に「辞めざるをえない雰囲気」であったと回答した者の割合は、結婚・出産時ともに「その他」を除くと 2 番目に多い回答項目となっている。いずれも、結婚・出産のためだけではなく、そのライフコースの変更に伴って発生する引越し、育児負担等の複合的な理由で退職したと回答している者が多いことがわかる。

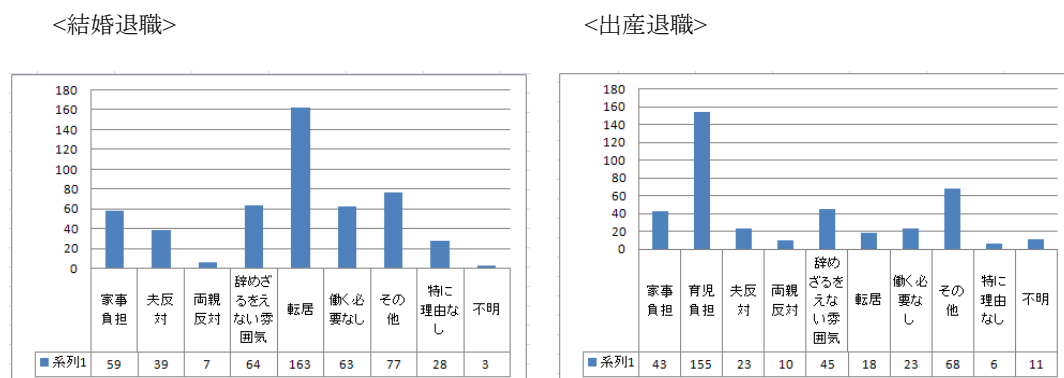


図 3 結婚及び出産退職理由選択割合 (結婚 : N=395, 出産 : N=273 ただし複数回答可)

また、結婚及び出産退職理由で「辞めざるを得ない雰囲気」を選択した者のうち、他の退職理由を同時回答した者の人数を示したのが図 4 である。結婚については転居・家事負担・働く必要なしを同時回答した者が 8-9 名ずつ存在する。出産については育児負担を同時回答した者が 20 名と突出して多い。

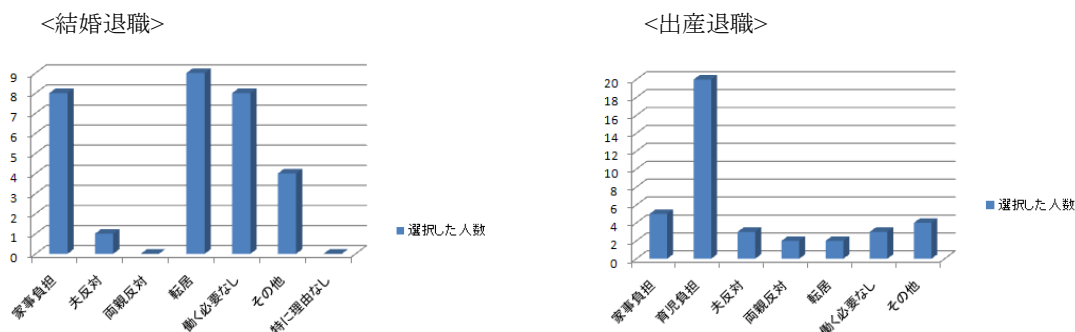


図 4 結婚及び出産退職理由で「辞めざるを得ない雰囲気」を選択した者のうち他の退職理由を同時回答した者の人数（結婚：N=64，出産：N=45）

次に、年齢階級別の結婚・出産退職慣行経験割合をみたものが図 5 である。

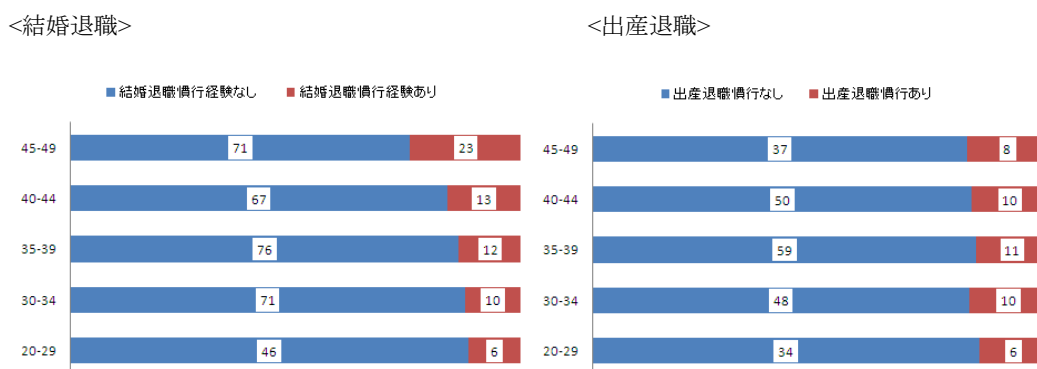


図 5 年齢階級別の結婚・出産退職理由（退職せざるを得ない雰囲気）選択割合（結婚：N=395，出産：N=273）

図 5 からは、結婚退職慣行経験とコーホートの関係については年齢階級別にみて若くなるほど減少傾向にあるが、出産退職慣行についてはそうとはいえ、また均等法以後も退職慣行は大きく変化することなく残っていることが確認できる。

次に、人的資本の代理変数である学歴と生活満足度及び就業選択の関係⁷をみてみよう。

⁷ 設問は図 6 が「あなたは生活全般について、どの程度満足されていますか」、図 7 が「あなたの現在の就業形態は、自分が望んで選択したものです。あるいは、家庭の事情等によってやむを得なく選択したものです。」である。

クロス表集計の結果は図 6 及び図 7 の通りである。学歴と生活満足度には線形の関係が確認できる。松田（2004）も指摘する⁸ように、学歴が高まるほど、就業戦略の自由度が高まることを本データも示している。

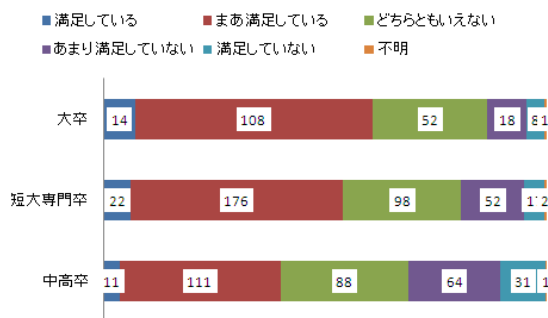


図 6 学歴と生活満足度の関係 (N=874)

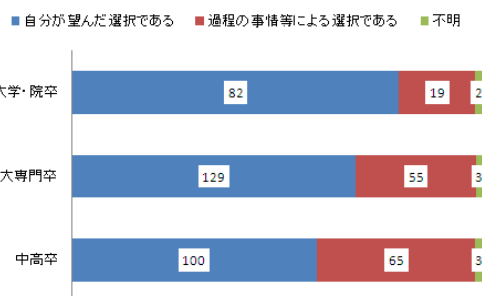
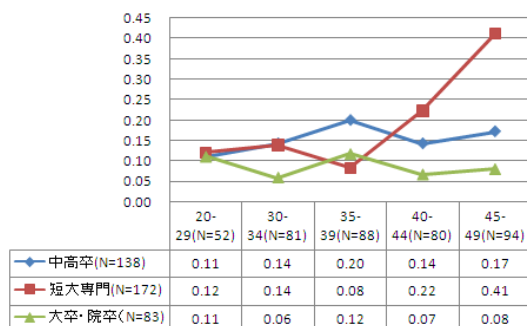


図 7 学歴と現在の就業形態選択の関係 (N=458)

次に、図 8 で学歴・年齢階級別にみた結婚・出産退職経験を持つ者の割合をみてみよう。

<結婚退職>



<出産退職>

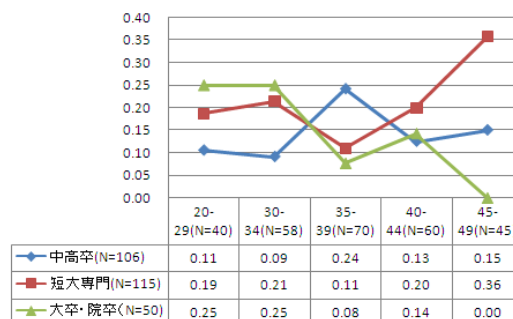


図 8 年齢階級・学歴別にみた結婚及び出産退職慣行経験有りの者の割合
(結婚 : N=395, 出産 : N=273)

図 8 で注目すべき点は、結婚・出産いずれも 40 才以上のコーホートにおいて、短大専門卒の退職慣行経験を持つ者の割合が際立って高まることである。これは、ちょうど均等法施行前後に社会人となったコーホートを境にしており（本データで 40 才女性は 1986 年当時 24 才である）、均等法施行前後で短大専門卒の退職慣行経験が大きく変化した可能性がある。

⁸ ただし、松田（2007）によると、学歴が高まるほど就業選択において戦略の一致度を高める結果とはならず、学歴の効果はライフコース初期の限定的なものであるとの結論が得られている。

また、大学・院卒者についてみると、20才~34才以下のコーホートでは結婚退職慣行よりも出産退職慣行経験を持つ者の割合が高まっており、およそ25%程度存在する。短大専門卒についても、同コーホートでは出産退職慣行経験を持つ者は20%を超えている。2002年時点で40才以上の短大専門卒の女性については、結婚・出産退職慣行共に経験を持つ者の割合が高く、34才以下の短大専門卒及び大学・院卒女性については、出産退職慣行経験を持つ者の割合が高いことが示唆される。

以上、同データに関するクロス表分析結果を示した。いくつか得られた知見に留意しつつ、次項にて計量分析に入りたい。

4.2 退職慣行経験の規定要因及び退職経験・収入に関する推計

本研究では、主に次の3つの推計を行う。第一に、退職慣行経験の有無を被説明変数（退職慣行経験あり=1, なし=0）とするプロビット分析を行い、退職慣行経験を持つ者の規定要因を推計する。さらに、このモデルに本人の嗜好を考慮したモデルを加える。第二に、既婚女性の結婚退職関数を推計する。第三に、現在の既婚女性の収入関数を推計し、収入のある者のみによるサンプルバイアスを修正するため、第一段階で就業有無関数を推計し、次に収入関数を推定する。手法はHeckmanの二段階推計法を用いる。

なお、先にみた理論モデルのうち、個人の「人的資本」の代替変数となる年齢・学歴といった変数に着目した分析を試み、「企業特殊的技能訓練」の代替変数となる説明変数についてはデータの制約上、今回は分析モデルには組み込まない。

4.2.1 退職慣行経験の規定要因の推計モデル

「結婚時の退職慣行経験有無ダミー（経験あり=1, なし=0）」を被説明変数とし、どのような属性を持つ者が退職慣行経験を持つのか推定する。説明変数は次に示す通りである。モデル1は、人的資本の代理変数である学歴及び年齢（コーホート）といった変数を投入する。モデル2では、その他の外生変数を加えたものであり、モデル3はさらに個人の嗜好を変数化し加えたものである。推定方法は誤差項 μ の分布として標準正規分布を仮定し、最尤法によるプロビット分析を用いる。

上記にみたモデル及びクロス表分析の結果をもとに、考慮する説明変数は下記の通りである。

(1) 「学歴」(gakureki)

(中高卒=1, 短大専門卒=2, 大学・院卒=3)

人的資本の代理変数である。特に、クロス表集計では学歴と退職経験有無には線形の関係（学歴が上がるほど正）の関係が確認できるため何らかの因果関係があると考え、モデルに含める。

(2) 「年齢」(nenrei)

(1)と同様、人的資本の代理変数である。コーホートにし、モデルに加えた。20-29 才⁹、30-34 才、35-39 才、40-44 才、45-49 才の 5 つのコーホートである。

(3) 「結婚年齢」(kekkon)

人的資本の代理変数である。いずれも就業選択に影響を与える変数であると考え、モデルに含める。人的資本が高まる前に退職することは、人的資本の蓄積がなくその後の就業形態選択に影響を与えているかもしれない。また、年齢が上がるほど結婚年齢は早く、退職時期が早いと予想されるので、人的資本の蓄積に負の影響があるかもしれない。

(4) 「就業形態」(shugyou)

結婚退職前の就業形態が、退職慣行経験に影響を与えていると考え、モデルに含める。

分類は次の通り(民間企業正社員、公務員、派遣社員・契約社員、パート・アルバイト、自営業・自由業(家族従事者を含む)、就業していない)。

(5) 「結婚退職希望の有無ダミー」¹⁰ (kekkontaishokukibou)

自ら望んで結婚又は出産退職することを望んでいる者は、高い学歴への投資は行わないであろう。そのため、退職慣行経験を持つ確率が高まるという関係である。つまり、本人の嗜好(選好)が学歴ひいては退職慣行経験に影響するという考えである。そこで、本人の嗜好「結婚を機に退職するつもりであった」を変数化し、モデルに投入することを試みる。

プロビット・モデルの累積分布関数は下記の通り記述できる。

$$F(z) \equiv \Phi(z) \equiv \int_{-\infty}^z \phi(v) dv$$

モデルの定式化は次の通りである。

モデル 1 (人的資本変数のみを説明変数としたモデル)

$$Y = \beta (\text{gakureki}) + \beta (\text{nenrei}) + \mu$$

モデル 2 (その他の外生変数も考慮したモデル)

$$Y = \beta (\text{gakureki}) + \beta (\text{nenrei}) + \beta (\text{kekkonnenrei}) + \beta (\text{shugyou}) + \mu$$

モデル 3 (嗜好を考慮したモデル)

$$Y = \beta (\text{gakureki}) + \beta (\text{nenrei}) + \beta (\text{kekkonnenrei}) + \beta (\text{shugyou}) + \beta (\text{kekkontaishokukibou}) + \mu$$

さらに、出産時についても同様の推計式で推計を行う。

「出産時の退職慣行経験有無ダミー(経験あり=1, なし=0)」を被説明変数とし、どのような属性を持つ者が退職慣行経験を持つのか推定する。推定方法は上記 3 つのモデルと同じくプロビット分析を用いる。説明変数も上記モデルに準じる。ただし就業形態は出産

⁹ サンプル数の関係上、20代のみ 20-29 才のコーホートとした。

¹⁰ 設問「あなたにとって理想的なライフコースは次のどれが一番近いですか」に対し、「結婚退職し、子供が産まれてから再び働く」「結婚退職し、子供が大きくなってから再び働く」「結婚退職し子供は持つが、それ以後は働かない」「結婚退職し子供は持たないで、それ以後は働かない」の 4 つを選択したものについて「結婚退職希望ダミー」を 1, その他の者を 0 とし変数化する。

前の就業形態を用いる。

上記の推計について、本モデルから予想される人的資本の代理変数である学歴に関する推計結果の符号は表1の通りである。

表1 結婚・出産退職慣行経験に関する推計結果の符号の予想（人的資本に関する変数）

| 学歴（人的資本） | 中学・高校卒 | 短大・専門卒 | 大学・院卒 |
|----------|--------|--------|-------|
| 予想される符号 | + | +- | - |

4.2.2 結婚時の退職関数の推計

「結婚時の退職ダミー（結婚による退職=1，その他の退職=0）」を被説明変数とし、退職経験を持つ者のサンプルのうち、どのような属性を持つ者が結婚退職しているのか推計する。説明変数は4.2.1に準じ、推定方法も同じくプロビット分析を用いる。なお、本推計は結婚時のみとする¹¹。

4.2.3 既婚女性の現在の収入関数の推計

既婚女性の現在の収入¹²にもたらす要因を推計する。まず、現在収入がある者のみのデータとなることにより、収入のない者がサンプルから外れることによるサンプルセレクションの問題を考慮し、Heckmanモデルによる二段階の推計を行う¹³。第一段階で現在就業しているか否かの就業関数を推計し、第二段階で現在の収入関数を推計する。現在の収入は対数値とする。推計は結婚時のみとする。

また、説明変数として次の2つの変数を考慮に加える。

(6) 「末子6歳以下ダミー」

現在の就業形態の場合、出産期を経ているサンプルが増加し、育児コストを考慮する必要がある。そのため、末子が6歳以下であるか否かを変数化し、モデルに含める。

(7) 「親同居ダミー」

親と同居しているか否かは、育児コストに影響を与えたと考え、モデルに含める。

¹¹ 出産時については、質問紙の設定が「これまでの働き方と今後の予定」となっており、結婚前までの就業形態は実際のライフステージであるが、結婚後の就業形態は今後の予定という回答も含まれている。この問題を考慮し、今回は正確な就業形態がわかる結婚時のみの推計とした。

¹² 設問は「あなたの給与・賞与、報酬等の収入は、昨年1年間でいくらくらいでしたか。」というものである。

¹³ 同じく、Heckmanの2段階推定法を用い就業関数、賃金関数を推定した分析に縄田・井伊（2002）、阿部・大石（2005）等がある。縄田・井伊（2002）ではHeckmanの2段階推定量はしばしば真のパラメータ値と異なった値を与えると指摘し、同モデルの他に同時最尤法、トービット法による推計もあわせて行っている。

4.3 分析結果

これまでに検討した退職慣行経験の規定要因及び就業選択モデルを検証すべく、モデルの推計をおこなった。推定結果は次に示す通りである。

4.3.1 結婚時の退職慣行経験有無の規定要因の推定結果

結婚時の退職慣行経験有無の規定要因を推定する、プロビット分析の結果は表2の通りである。

表2 結婚時の退職慣行経験有無を規定する要因の推計結果

| | 結婚時の退職慣行経験有無（経験あり=1, なし=0） | | | | | | | | |
|----------------|----------------------------|-------|---------|---------|-------|---------|----------|-------|---------|
| | モデル1 | | | モデル2 | | | モデル3 | | |
| | 係数 | t値 | 限界効果 | 係数 | t値 | 限界効果 | 係数 | t値 | 限界効果 |
| 学歴<中高卒> | | | | | | | | | |
| 短大・専門卒 | 0.150 | 0.88 | 0.036 | 0.149 | 0.85 | 0.035 | 0.163 | 0.92 | 0.038 |
| 大学・院卒 | -0.424* | -1.79 | -0.088 | -0.409* | -1.65 | -0.085 | -0.477* | -1.90 | -0.094 |
| 結婚前就業形態 | | | | | | | | | |
| <民間企業正規社員> | | | | | | | | | |
| 公務員 | | | | -0.688 | -1.27 | -0.114 | -0.810 | -1.46 | -0.120 |
| 派遣・契約社員 | | | | -0.864 | -0.21 | -0.020 | -0.068 | -0.16 | -0.105 |
| パートアルバイト | | | | --- | --- | | --- | --- | |
| 自営・自由業 | | | | --- | --- | | --- | --- | |
| 年齢<20-29才> | | | | | | | | | |
| 30-34才 | 0.051 | 0.18 | 0.012 | 0.044 | 0.15 | 0.011 | 0.087 | 0.28 | 0.020 |
| 35-39才 | 0.124 | 0.44 | 0.030 | 0.117 | 0.39 | 0.028 | 0.174 | 0.58 | 0.042 |
| 40-44才 | 0.224 | 0.79 | 0.057 | 0.125 | 0.42 | 0.031 | 0.156 | 0.52 | 0.038 |
| 45-49才 | 0.224** | 2.04 | 0.150 | 0.567** | 1.99 | 0.154 | 0.565** | 1.96 | 0.150 |
| 結婚年齢 | | | | -0.005 | -0.21 | -0.001 | -0.008 | -0.28 | -0.002 |
| 結婚退職希望ダミー | | | | | | | -0.426** | -2.58 | -0.097 |
| 定数項 | -1.212*** | -4.81 | | -1.031 | -1.50 | | -0.810 | -1.16 | |
| サンプル数 | | | 393 | | | 382 | | | 382 |
| 疑似決定係数 | | | 0.0390 | | | 0.0472 | | | 0.0670 |
| Log Likelihood | | | -167.82 | | | -162.97 | | | -167.82 |

(注) < >内はリファレンス・グループ

+を p<.10, *を p<.05, **を p<.01, ***を p<.001 とする

まず、人的資本の代理変数として用いた学歴に着目しよう。いずれのモデルでも中高卒

と比して短大専門卒は正、大学・院卒は負の符号が確認できる。大卒・院卒についてはいずれも5%水準で有意となっている。先に行った符号の予想と比較すると、大学・院卒は予想通りの結果であったが、中高卒は短大専門卒と比して符号が正と逆であった（ただし有意ではない）。学歴が高まるほど、負の影響を持つとする予測と短大専門卒については別の動きを示しているといえる。

次に年齢（コーホート）の効果をみてみよう。20代と比較するといずれのコーホートも正の符号となり、特に、45才以上のコーホートにおいては係数が5%水準で有意であり、他の要因をコントロールしても退職慣行経験を持つ確率が高いといえよう。モデル3の結果を解釈すれば、2002年時点で45才以上であることは、結婚退職慣行経験を持つ確率を0.150高める。

また、就業形態はいずれも統計的に有意な結論は得られなかったが、よく知られる通り結婚前職業が公務員であることは、結婚退職慣行経験を低めている。また、派遣・契約社員であることも正社員であることに比して負の符号を示している。さらに、本人の嗜好（結婚退職希望）をみると、結婚退職希望ダミーは負の符号を示しており、本人が退職するつもりであった場合は退職慣行を受けたと感じていない（5%水準で有意）。

なお、出産時の退職慣行経験有無の規定要因を推定するプロビット分析も行った。結婚時同様に短大専門卒であることが中高卒に比して退職慣行経験に正の影響、大学・院卒であることが負の影響を与えていたものの、いずれの変数も統計的に有意な結果を得ることがなかった¹⁴。

4.3.2 結婚時の退職関数の推計結果

まず、推計結果に入る前に、学歴と退職経験及び退職事由の関係についてみておこう。図9は学歴別にみた退職経験と退職事由の割合を百分率で示したものである。結婚退職を選択する者の割合については、学歴別にみても大きな変化はないようである。その他、学歴が高まるほど退職経験を持たない者の割合が増え、出産による退職やその他の事由による退職を選択する者が減少する。

¹⁴ 上記の他、均等法施行の影響をみるダミー変数を作成し、また学歴との交差項も作成しモデルへの投入を試みたが多重共線性の可能性があり、また有意な結論とならなかったため、今回のモデルからは除外した。

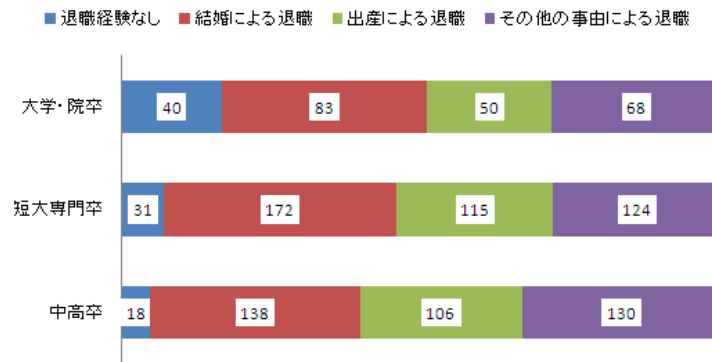


図9 学歴別にみた退職経験及び退職事由の割合
(退職事由は複数回答可のため、N=879 を超える)

次に、退職経験を持つ者のうち、結婚時退職の有無の規定要因を推定するプロビット分析の結果は表3の通りである。

表3 結婚時の退職有無を規定する要因の推計結果

| | 結婚時の退職関数 (結婚による退職=1, その他の退職=0) | | | | | | | | |
|------------|--------------------------------|------|-------|-----------|-------|--------|-----------|-------|--------|
| | モデル1 | | | モデル2 | | | モデル3 | | |
| | 係数 | t値 | 限界効果 | 係数 | t値 | 限界効果 | 係数 | t値 | 限界効果 |
| 学歴<中高卒> | | | | | | | | | |
| 短大・専門卒 | 0.097 | 0.96 | 0.039 | 0.089 | 0.84 | 0.035 | 0.102 | 0.94 | 0.041 |
| 大学・院卒 | 0.096 | 0.77 | 0.038 | 0.193 | 1.47 | 0.767 | 0.283** | 2.11 | 0.112 |
| 結婚前就業形態 | | | | | | | | | |
| <民間企業正規社員> | | | | | | | | | |
| 公務員 | | | | -0.292 | -1.29 | -0.115 | -0.197 | -0.86 | -0.078 |
| 派遣・契約社員 | | | | -0.093 | -0.43 | -0.037 | -0.096 | -0.43 | -0.038 |
| パートアルバイト | | | | -0.907*** | -3.22 | -0.326 | -0.854*** | -2.94 | -0.310 |
| 自営・自由業 | | | | -0.877** | -2.29 | -0.315 | -0.766* | -1.95 | -0.283 |
| 年齢<20-29才> | | | | | | | | | |
| 30-34才 | 0.276* | 1.81 | 0.109 | 0.285* | 1.76 | 0.112 | 0.247 | 1.49 | 0.098 |
| 35-39才 | 0.287* | 1.91 | 0.113 | 0.341** | 2.13 | 0.134 | 0.311* | 1.89 | 0.123 |
| 40-44才 | 0.157 | 1.05 | 0.063 | 0.193 | 1.19 | 0.077 | 0.165 | 0.99 | 0.066 |
| 45-49才 | 0.299** | 2.01 | 0.118 | 0.386** | 2.37 | 0.151 | 0.411** | 2.46 | 0.161 |
| 結婚年齢 | | | | -0.048*** | -3.15 | -0.019 | -0.043*** | -2.81 | -0.017 |

| | | | | | | |
|----------------|----------|---------|----------|---------|-------|---------|
| 結婚退職希望ダミー | | | 0.796*** | 7.83 | 0.306 | |
| 定数項 | -0.254** | -1.99 | 0.981*** | 2.66 | 0.575 | 1.52 |
| サンプル数 | | 776 | | 764 | | 760 |
| 疑似決定係数 | | 0.0062 | | 0.0321 | | 0.0916 |
| Log Likelihood | | -534.40 | | -512.33 | | -478.40 |

(注) < >内はリファレンス・グループ

+を $p < .10$, *を $p < .05$, **を $p < .01$, ***を $p < .001$ とする

人的資本の代理変数に着目してみよう。まず、学歴は短大専門卒及び大学・院卒においていずれも正の符号が確認できる。モデル3のみ大卒・院卒においては5%水準で有意である。モデル3の結果を解釈すれば、大学・院卒であることは、結婚退職経験を持つ確率を0.112高める。

また、結婚前就業形態についてみると、民間企業正規社員に比していずれの就業形態も退職経験は負の符号である。特に、パート・アルバイト、自営・自由業については有意に結婚退職経験を持たないことは興味深い。

年齢については、20代に比していずれのコーホートも正の符号を示している。ここでも45才以上(2002年時点)のコーホートでは有意に正の結果を得た(5%水準)。結婚年齢は1%水準で負の影響を与えている。モデル3の結果を解釈すれば、結婚年齢が1歳上昇すると結婚退職経験を持つ確率を-0.017低める。

また、本人の嗜好(結婚退職するつもりかどうか)も影響を与えている。1%水準で強い正の符号である。本人が希望する場合、退職という選択を行っていることがわかる。

4.3.3 既婚女性の収入関数の推計結果

まず、既婚女性の現在の就業有無¹⁵を規定する要因の推計結果は次の通りである。

学歴及び結婚前就業形態については有意な結論を得られなかったが、中高卒に比して短大専門卒、大学・院卒とも負の符号を示している。また、公務員を除く結婚前就業形態は正社員と比して負の符号を示している。年齢(コーホート)は30代前半でわずかに負、40代以上で正の符号を示している。結婚年齢及び末子6歳以下ダミーは1%水準で負に有意である。親同居ダミーは正の符号を示しているものの有意な値ではない。

¹⁵ 現在の就業有無は次の通り分類した。就業：民間企業正社員，公務員，派遣社員・契約社員，パート・アルバイト，自営業・自由業。非就業：専業主婦

表 4 現在の就業有無を規定する要因の推計結果

| | モデル 1 (人的資本のみの) | | | モデル 2 (その他変数含む) | | |
|----------------|--------------------|-------|---------|--------------------|-------|---------|
| | 係数 | t 値 | 限界効果 | 係数 | t 値 | 限界効果 |
| 学歴<中高卒> | | | | | | |
| 短大・専門卒 | -0.061 | -0.60 | -0.024 | -0.069 | -0.67 | -0.027 |
| 大学・院卒 | -0.070 | -0.59 | -0.028 | -0.083 | -0.68 | -0.033 |
| 年齢<20-29 才> | | | | | | |
| 30-34 才 | -0.252 | -1.74 | -0.100 | -0.119 | -0.80 | -0.049 |
| 35-39 才 | 0.099 | 0.68 | 0.039 | 0.229 | 1.54 | -0.047 |
| 40-44 才 | 0.346 ** | 2.35 | 0.136 | 0.264* | 1.75 | 0.090 |
| 45-49 才 | 0.608*** | 4.17 | 0.233 | 0.424*** | 2.82 | 0.104 |
| 結婚年齢 | -0.044*** | -3.12 | -0.018 | -0.049*** | -3.45 | 0.165 |
| 末子 6 歳以下ダミー | | | | -0.654*** | -5.88 | -0.254 |
| 親同居ダミー | | | | 0.111 | 0.85 | 0.044 |
| 定数項 | 1.028*** | 3.01 | | 1.329*** | 3.79 | |
| サンプル数 | | | 848 | | | 848 |
| 擬似決定係数 | | | 0.0451 | | | 0.0754 |
| Log Likelihood | | | -560.92 | | | -543.10 |

(注) < >内はリファレンス・グループ

+を p<.10, *を p<.05, **を p<.01, ***を p<.001 とする

次に、サンプルセレクションの問題を考慮した、現在の収入関数の推計結果は表 5 の通りである。年齢はコーホートではなく、年齢そのものを変数として使用し、2 乗項も加えた。

現在の収入についての推計結果をみると、モデル 1 では、学歴については大学・院卒であることは中高卒に比して正の符号であり、収入を高めている (5%水準で有意)。結婚年齢も正の符号である。ところが、モデル 2 で現在の就業形態を投入すると、学歴や結婚年齢の効果は消える。公務員であることは正規社員に比して正の符号を示し、当然のことではあるが、派遣・契約社員、パート・アルバイトは負の符号である。自営業・自由業も負である。

表 5 現在の収入関数の推計結果 (Heckman 型の二段階推計)

| | モデル 1 (人的資本変数のみ) | | モデル 2 (その他変数含む) | |
|--------------------|---------------------|-------|--------------------|--------|
| | 係数 | 標準誤差 | 係数 | 標準誤差 |
| 収入関数 (対数値) | | | | |
| 学歴<中高卒> | | | | |
| 短大・専門卒 | -0.037 | -0.35 | -0.034 | -0.46 |
| 大学・院卒 | 0.292 ** | 2.24 | 0.015 | 0.16 |
| 年齢 | -0.113 | -1.49 | -0.004 | -0.08 |
| 年齢 2 乗 | 0.001 | 1.39 | 0.000 | 0.30 |
| 結婚年齢 | 0.031* | 1.81 | 0.005 | 0.43 |
| 現在の就業形態 | | | | |
| <民間企業正規社員> | | | | |
| 公務員 | | | 0.420** | 2.47 |
| 派遣・契約社員 | | | -0.558*** | -3.90 |
| パートアルバイト | | | -1.464*** | -14.81 |
| 自営・自由業 | | | -0.967*** | -6.80 |
| 定数項 | 5.728*** | 4.27 | 5.496*** | 5.75 |
| 就業関数 (就業=1, 非就業=0) | | | | |
| 学歴<中高卒> | | | | |
| 短大・専門卒 | -0.065 | -0.60 | -0.065 | -0.60 |
| 大学・院卒 | -0.121 | -0.94 | -0.121 | -0.94 |
| 年齢<20-29 才> | | | | |
| 30-34 才 | -0.131 | -0.84 | -0.131 | -0.84 |
| 35-39 才 | 0.197 | 1.26 | 0.198 | 1.26 |
| 40-44 才 | 0.262 * | 1.68 | 0.262* | 1.68 |
| 45-49 才 | 0.388** | 2.47 | 0.388** | 2.47 |
| 結婚年齢 | -0.047*** | -3.18 | -0.047*** | -3.18 |
| 末子 6 歳以下ダミー | -0.706*** | -6.04 | -0.706*** | -6.04 |
| 親同居ダミー | 0.616 | 0.44 | 0.617 | 0.44 |
| 定数項 | 1.209*** | 3.33 | 1.209*** | 3.33 |
| 逆ミルズ比 | 0.464* | 1.74 | 0.031 | 0.16 |
| サンプル数 | | 776 | | 776 |
| 打ち切りサンプル | | 411 | | 411 |

| | | |
|------------|--------|--------|
| 打ち切りなしサンプル | 365 | 365 |
| Wald chi2 | 27.39 | 361.12 |
| Prob>chi2 | 0.0023 | 0.0000 |

(注) * : 10%水準で有意, ** : 5%水準で有意, *** : 1%水準で有意

5 考察及び政策的示唆

4節にて行った分析結果から考察されることは、次の通りである。

第一に、クロス表分析及び計量分析の結果から、退職慣行経験については学歴が高まるほど人的資本が蓄積され退職慣行を受けにくくなると考えた当初のモデルとはやや異なる動きを示すことが明らかになった。すなわち、短大専門卒であることは、退職慣行経験を持ちやすく、大学・院卒であることは退職慣行経験を持つことは少なくなる。また、年齢（コーホート）の影響もあり、特に2002年時点で45才以上であることは退職慣行経験を持つ確率を高めていた。就業形態は結婚前職業が公務員及び派遣・契約社員であることは負の符号を示した。派遣・契約社員であることは、結婚退職慣行を受けるまでもなく退職するとみなされているとも考察できる。さらに、本人の嗜好（結婚退職希望）も退職慣行経験に影響を与えており、当然のことながら結婚退職を希望している者は、退職慣行を受けたと感じる確率が有意に低くなっていた。

第二に、結婚時の就業継続については、中高卒に比して短大専門卒及び大学・院卒においていずれも正の符号が確認された。また、結婚前就業形態についてみると、民間企業正規社員に比していずれの就業形態も退職経験は負の符号である。年齢については、45才以上（2002年時点）のコーホートでは有意に結婚退職経験確率を高めていた。結婚年齢は遅いほど、結婚退職経験を持つ確率を低める。さらに、本人の嗜好（結婚退職するつもりかどうか）も影響を与えている。当然のことではあるが、本人が結婚希望する場合退職という選択を行っていることがわかる。

第三に、就業の有無を考慮した現在の女性労働者の収入関数の推計の結果、人的資本変数のみで推計した場合、学歴については大学・院卒であることや結婚年齢が高まることは収入をわずかではあるが高め、職業変数を加えると、公務員であることは正規社員に比して正の符号を示した。また、現在の就業有無については、統計的に有意ではないが中高卒に比して短大専門卒、大学・院卒とも負の符号を示した。年齢（コーホート）は40代以上で正の符号を示し、再び労働市場に参入していることをうかがわせる。結婚年齢は1%水準で負に有意であり、結婚が遅くなるほど現在の就業の確率は低い。また、末子6歳以下の子を持つ場合の就業確率も低い。

さらに、これらの分析結果から考察される政策的示唆を述べたい。まず第一に、クロス表分析からは、1986年の均等法施行が女性労働に与えた影響が分析の結果に表れている。

すなわち、特に結婚退職慣行は均等法施行前後で大きく変化しており、法制度の整備が女性労働に与える影響の大きさを示している。出産退職慣行については、統計的に有意な結果は得られなかったが今なお慣行を持つ者の割合が高いことが示されている（2002年時点）。

第二に、短大専門卒で退職慣行経験を持つ者の割合が高いことが示唆されたが、これは均等法施行後のいわゆるコース別雇用管理制度と関連付け考察する必要がある。すなわち、企業の一般職として就職した層は、非熟練の定型業務に従事しており、日本企業の年功賃金制度との齟齬が生じている。そのため、企業は一定期間の後に契約期間の打ち切りを行うのが合理的選択であり、その理由として行われてきたのが結婚退職慣行（近年は出産退職慣行）であったといえよう。

第三に、退職慣行経験を持つ者が正規雇用者に多いことを鑑みると、年功賃金制度に呼応する形で女性労働者の職務内容の高度化、又は給与水準の適正化をはかり、企業・個人双方にとって女性労働者の雇用が合理的なものとなるよう、制度の変革が求められよう。特に、事務職において近年進んでいる業務の外部化（派遣社員の活用）だけではなく、正社員としての雇用を維持しつつ女性労働者へも企業内特殊訓練や OFF-JT を施し、定型業務に従事する女性労働者の人的資本の向上・活用をはかる必要がある。

最後に、均等法施行から 20 年以上が経過し、今や「退職慣行」などあるはずがない、と見る向きも少なくない。しかしながら、今なお退職慣行を受けている女性労働者が一定数存在することを、本データは示唆している。

6 今後の課題

本稿では、女性の就業選択に際し、これまで考慮されてこなかった企業側から個人が受ける「退職慣行」に焦点をあて、変数化し計量分析のモデルに組み込むことを試みた。また、結婚退職や現在の就業、収入についてもモデルを組み、推計を試みた。

今後の課題としては、三つの点が挙げられる。第一に、推計モデルと理論との整合性が不十分であり、十分な説明力を持つことができなかった。特に、出産時の推計モデルについては、サンプル数の制約のためかほとんど有意な結果を得られることができなかった。第二に、推計に用いた変数の数及び有意な結果を得られた変数も少なく、モデルの説明力も弱い。変数の選択も含めたモデルの再検討が必要であると考え。特に、人的資本（企業内訓練）の代理変数をモデルに組み込むことができなかった。第三に、企業属性・職種・当時の賃金に関する変数がないことによる分析上の限界も指摘できる。これらは今後筆者に課せられた課題とし、さらに研究を重ねていきたい。

謝辞

本研究は、文部科学省委託研究「近未来の課題解決を目指した実証的社会科学研究推進事業」(研究課題『すべての人々が生涯を通じて成長可能となるための雇用システム構築』(研究代表者：玄田有史)による援助を受けている。本研究にあたり、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターSSJ データアーカイブから『生活設計と金融・保険に関する調査 Vol.4 既婚女性の生活設計に関する調査』(寄託者：生命保険文化センター)の個票データの提供を受けた。

さらに東京大学二次分析研究会及び報告会に参加する機会をいただき、コメンテータの第一生命経済研究所・松田茂樹先生及びフロアの東京大学・大湾秀雄先生からは貴重なご指摘をいただいた。また、研究会にてアドバイザーの先生方・メンバの方々より多くの貴重なご指摘をいただいた。厚く御礼申し上げたい。

なお、本研究はお茶の水女子大学大学院・学位論文(修士(社会科学))の一部を加筆修正したものである。博士前期課程在籍中よりお茶の水女子大学・永瀬伸子先生には多くのご指導をいただき、大森正博先生をはじめ多くの先生方に貴重なコメントをいただいた。記して謝意を表したい。残された過誤は全て筆者に帰するものである。

| 付表1・記述統計量 | | | | | |
|------------------|-----|----------|----------|-----|-----|
| | N | 平均 | 標準偏差 | 最小値 | 最大値 |
| 学歴 | | | | | |
| 中高卒 | 879 | 0.3481 | 0.4766 | 0 | 1 |
| 短大・専門卒 | 879 | 0.4175 | 0.4934 | 0 | 1 |
| 大学・大学院卒 | 879 | 0.2287 | 0.4202 | 0 | 1 |
| 就業形態（結婚前） | | | | | |
| 正規社員 | 879 | 0.8362 | 0.3703 | 0 | 1 |
| 非正規社員 | 879 | 0.1217 | 0.3272 | 0 | 1 |
| 非就業者 | 879 | 0.0171 | 0.1296 | 0 | 1 |
| 就業形態（結婚後出産前） | | | | | |
| 正規社員 | 879 | 0.3208 | 0.4671 | 0 | 1 |
| 非正規社員 | 879 | 0.3140 | 0.4644 | 0 | 1 |
| 非就業者 | 879 | 0.3220 | 0.4675 | 0 | 1 |
| 転職・退職経験ダミー | 866 | 0.8961 | 0.3053 | 0 | 1 |
| 結婚退職経験ダミー | 776 | 0.5090 | 0.5002 | 0 | 1 |
| 出産退職経験ダミー | 776 | 0.3518 | 0.4778 | 0 | 1 |
| その他の事由による退職経験ダミー | 776 | 0.4175 | 0.4935 | 0 | 1 |
| 結婚退職理由ダミー | | | | | |
| 職場辞めざるを得ない雰囲気ダミー | 395 | 0.1620 | 0.3689 | 0 | 1 |
| 出産退職理由ダミー | | | | | |
| 職場辞めざるを得ない雰囲気ダミー | 273 | 0.1648 | 0.3717 | 0 | 1 |
| 本人年齢 | 879 | 37.4187 | 7.1191 | 20 | 49 |
| 本人結婚年齢 | 870 | 25.2655 | 3.3285 | 18 | 43 |
| 結婚退職希望ダミー | 869 | 0.3222 | 0.4676 | 0 | 1 |
| 現在の収入（年収） | 383 | 173.9290 | 160.4670 | 2 | 800 |
| 末子6歳以下ダミー | 879 | 0.2765 | 0.4475 | 0 | 1 |
| 親同居ダミー | 879 | 0.1365 | 0.3435 | 0 | 1 |

文献

- 阿部彩・大石亜希子, 2005, 「母子世帯の経済状況と社会保障」『子育て世帯の社会保障』東京大学出版会, 143-61.
- 阿部正浩, 2005, 「女性の就業行動の変化——女性の結婚と出産・育児の世代効果」阿部正浩編『日本経済の環境変化と労働市場』東洋経済新報社, 225-50.
- Becker, Gary S., 1993, *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education*, Chicago: The University of Chicago Press.
- Goldin, Claudia, 1990, *Understanding the Gender Gap: An Economic History of American Women*, New York: Oxford Univ Press.
- Heckman, James J., 1979, “Sample Selection Bias as a Specification Error”, *Econometrica*, 47(1): 153-62.
- 樋口美雄, 1991, 『日本経済と就業行動』東洋経済新報社.

- 平尾桂子, 2005, 「女性の学歴と再就職——結婚・出産退職後の労働市場再参入過程のハザード分析」『家族社会学研究』17(1): 34-43.
- 川口章, 2008, 『ジェンダー経済格差——なぜ格差が生まれるのか, 克服の手がかりはどこにあるのか』勁草書房.
- 小島宏, 1995, 「結婚・出産退職タイミングの規定要因とその政策的含意」『日本経済政策学会会報』43: 112-5.
- Lazear, Edward P., 1979, “Why is There Mandatory Retirement?,” *Journal of Political Economy*, 87(6): 1261-84.
- 松田茂樹, 2004, 「女性の階層と就業選択——階層と戦略の自由度の関係」本田由紀編『女性の就業と親子関係——母親たちの階層戦略』勁草書房, 3-19.
- , 2007, 「夫婦の働き方戦略——戦略の自由度, 性別役割分業戦略, 共働戦略」永井暁子・松田茂樹編『対等な夫婦は幸せか』勁草書房, 119-37.
- 森田美佐, 2003, 「大卒総合職女性が就業継続を躊躇する要因——継続者と離職者の比較分析」『日本家政学会誌』日本家政学会, 54(7): 521-28.
- 永瀬伸子, 1997, 「女性の就業選択——家庭内生産と労働供給」『雇用慣行の変化と女性労働』東京大学出版会, 279-312.
- , 1999, 「少子化の要因: 就業環境か価値観の変化か——既婚者の就業形態選択と出産時期の選択」『人口問題研究』55(2): 1-18.
- 縄田和満・井伊雅子, 2002, 「わが国における女性賃金水準の就業行動への影響の分析」『日本統計学会誌』32(3): 279-90.
- 西川真規子, 2001, 「高学歴女性と継続就労——就労選好と就労行動の関係を探る」『大卒女性の働き方——女性が仕事をつづけるとき, やめるとき』日本労働研究機構, 83-100.
- 日本労働研究機構, 1998, 『高学歴専業主婦の就業意識と生活実態』日本労働研究機構資料シリーズ No.77
- 大沢真知子, 1993, 『経済変化と女性労働——日米の比較研究』日本経済評論社.
- 労働省婦人少年局, 1965, 『女子の定年制』.
- 労働省, 1992, 『女子雇用管理基本調査——女子労働者労働実態調査』.
- 坂本有芳, 2009, 「人的資本の蓄積と第一子出産後の再就職過程」『国立女性教育会館研究ジャーナル』13: 59-71.
- 生命保険文化センター, 2003, 『生活設計と金融・保険に関する調査 Vol.4——既婚女性の生活設計に関する調査』財団法人生命保険文化センター.
- 武石恵美子, 2001, 「大卒女性の再就業の状況分析」脇坂明・富田安信編『大卒女性の働き方——女性が仕事をつづけるとき, やめるとき』日本労働研究機構, 117-142.
- 脇坂明, 1998, 『職場類型と女性のキャリア形成 増補版』御茶ノ水書房.
- 山口一男・樋口美雄編, 2008, 『論争 日本のワーク・ライフ・バランス』日本経済新聞社.

5章 職場生活における不安感の特性分析

佐藤 慶一

要 旨

本稿では、はじめ代表的なアンケート調査から社会不安と働き方への意識について関係性を眺め、次に、2006年度の連合生活アンケート調査を用いた職場生活の不安感に関するデータ分析を行った。

職場生活の不安感として9項目（配転等、収入低下、過労、情報化等、出向等、やりがい、人間関係、解雇等）を扱い、さらに、回答者や世帯、勤め先、働き方、健康、生活不安、仕事に関する価値観など多様な変数を加えて、多重応答分析を行い、個別に関係性を眺めた。

職場不安があるのは、収入が減ったり家計がマイナスの状況にある人、小さい企業に勤める人、労働時間が長い／ワークライフバランスがとれず仕事中心な人、体がだるい人といった傾向にあった。一方、職場不安がないのは、若い人、収入が増えたり家計がプラスの状況にある人、労働時間が適切／ワークライフバランスがとれている人、体のだるさを感じない人、といった傾向にあった。

最後に、リスク社会論へのつながりを意識しながら、分析結果を踏まえて若干の補足と考察を加えた。

第5章 職場生活における不安感の特性分析

佐藤 慶一

1 はじめに

社会のリスクには、自然災害リスク（地震、水害など）、グローバルリスク（地球環境問題、テロなど）とともに、社会経済リスク（失業、金融恐慌など）がある。社会リスク問題を考える上で、近年の経済不況と相俟ってその存在感を増している雇用や仕事に関するリスクについて考えることは避けられない。

リスクは社会不安をもたらす。この社会不安という言葉について、戦前の時論¹の一部から分析の糸口を探っていきたい。

社会的不安とは何であろうか。富は少数の大資本家に集中されて、社会は之等少数者に左右せられ、農商工を通じて中産階級は生存競争の劣敗者として、僅かに持てる資本を手離して下層に没落しつつあり、新中産階級たるべき学窓の青年は就職難に苦しみ、労働者階級はその賃銀の低額なることと、その労働時間の長いことと、衣食住の消費生活の苦しいことと、何よりも解雇失業の不断の脅威に曝されていることに於て、動物的存在を続けることにさえ悩んでいる・・・

社会的不安という言葉を通して、階級格差、若年雇用、賃金、労働時間、解雇失業などの社会問題が提示されている。社会不安の問題を考える際、社会構成要素として多くを占める中産階級、またその雇用の問題に着目することは、時代を超えて通底する事項と考えられる。

日本に於いて不安を更に不安ならしめるのは、社会的不安の存在を認識して、不安の由来を解説しその克服を指示する指導原理の欠如していること、かかる指導原理の実現を任務とする負担者のないことである。人はどれほどの困難に呻吟しようとも、前途に希望と光明とを持つならば、現在の苦境を耐忍しないことはない。然るに日本に於ては暗夜に輝く一燈をさえ見出しえないで、唯前途不足の混沌に法擲されている。之が社会的不安を増大する特殊的原因である。

時代により意味合いは異なるにせよ、社会不安の問題に、「指導原理の欠如」や「希望と光明」の必要性、という根源的な課題があることも、通底するもののように思われる。ただ、社会調査や分析技法が豊かになった現代においては、社会的不安の由来を解説することの操作性は異なる状況にあるだろう。

本稿では、「生涯成長型雇用システムプロジェクト」二次分析研究会の機会を利用して、

¹ 河合栄治郎（1938）冒頭。

雇用に関する社会調査の計量分析からリスク社会への見通しを探索してみることにしたい。

2 研究の背景

分析をはじめるときに、代表的な社会調査から見る社会不安や仕事への意識などを研究の背景として眺めてみたい。

2.1 社会調査から見る不安や仕事をめぐる意識

・「国民生活に関する世論調査」政府広報室（2009）

内閣府（政府広報室）では、旧総理府時代の1963年からほぼ毎年継続して、行政一般の基礎資料とすることを目的として、生活、家族などについての意識調査を、1万人を対象として実施している²。その中で、日常生活での悩みや不安を尋ねている。図1に1981年から回答比率の推移を示す。悩みや不安を感じている人は、1980年代から90年前半には50%前後で推移していたが、90年後半から現在まで上昇を続け、2009年度で約70%と国民の3分の2以上が何らかの悩みや不安を感じているという結果となっている。

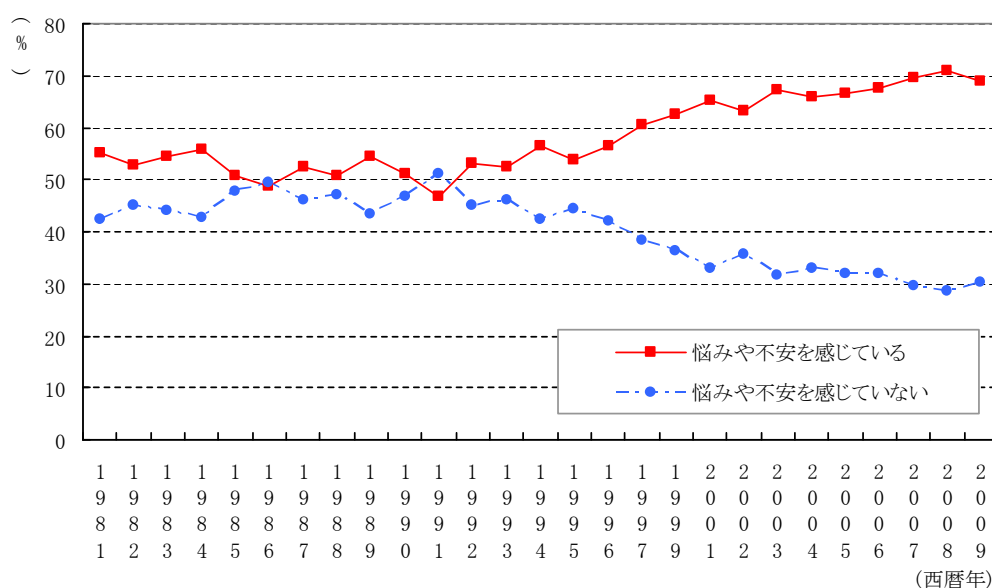


図1 日常生活での悩みや不安の推移

同調査では、日頃の生活の中で、「悩みや不安を感じている」と答えた者（4,309人）に、悩みや不安を感じているのはどのようなことについても、複数回答可能な選択形式で尋ね

² 1974年までは調査対象は2万人であったが、同年1万人に変更された。回収率等詳細は、<http://www8.cao.go.jp/survey/h21/h21-life/chuui.html> (2010.2.26) を参照されたい。

ている。図2に回答結果を示す。

「老後の生活設計」を挙げた者の割合が54.9%と最も高く、以下、「自分の健康」(49.2%)、「今後の収入や資産の見通し」(43.9%)の順となっている。

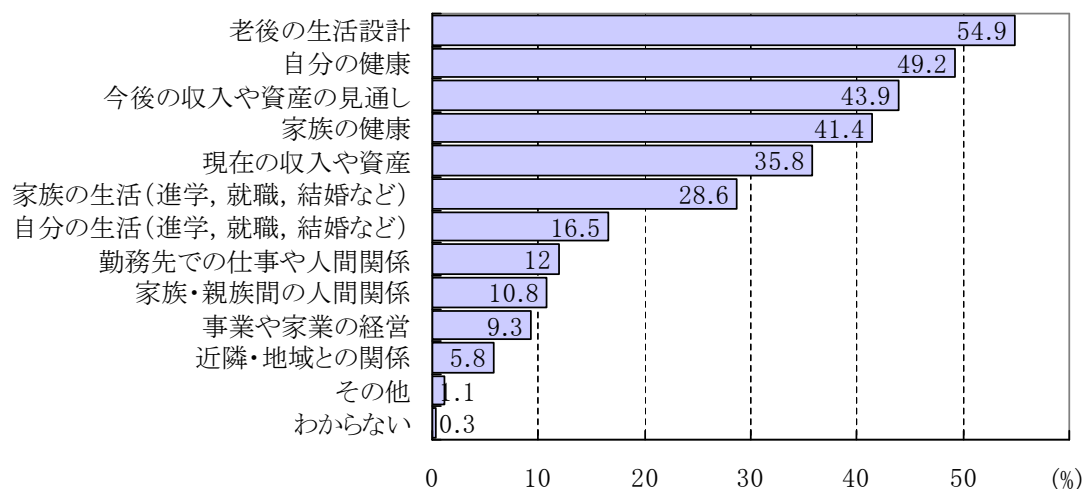


図2 日常生活での悩みや不安の内容

・「働くことの意識」調査 日本生産性本部 (2009)

財団法人日本生産性本部は、1969年以來、毎年一回、新入社員の意識調査を継続実施している。同組織の新社会人研修に参加した企業の新入社員を対象としたもので、2009年度調査の有効回収数は3,172件である。表1に就労意識の回答結果を示す。

新入社員のポジティブな就労意識とともに、「終身雇用の時代ではないので、会社に甘える生活はできない」(84.4%)、「いずれリストラされるのではないかと不安だ」(46.1%)、「いずれ会社が倒産したり破綻したりするのではないかと不安だ」(27.7%)などの不安意識も小さくない。現代の新入社員にとって、一つの勤務先に一生勤め続けるという就労意識は見受け難く、仕事に対するリスク意識が高まっているように思われる。

表 1 新入社員の就労意識

| 就労意識 | 選択比率 |
|----------------------------------|------|
| 仕事を通じて人間関係を広げていきたい | 95.4 |
| 社会や人から感謝される仕事がしたい | 94.1 |
| どこでも通用する専門技能を身につけたい | 92.8 |
| これからの時代は終身雇用ではないので、会社に甘える生活はできない | 84.4 |
| 高い役職につくために、少々の苦勞はしても頑張る | 80.8 |
| 仕事を生きがいとしたい | 75.7 |
| 仕事をしていくうえで人間関係に不安を感じる | 66 |
| 面白い仕事であれば、収入が少なくても構わない | 56.9 |
| いずれリストラされるのではないかと不安だ | 46.1 |
| 職場の上司、同僚が残業していても、自分の仕事が終わったら帰る | 33.2 |
| 仕事はお金を稼ぐための手段であって、面白いものではない | 32.1 |
| いずれ会社が倒産したり破綻したりするのではないかと不安だ | 27.7 |
| 職場の同僚、上司、部下などとは勤務時間以外はつきあいたくない | 21.9 |

・「日本人の意識調査」NHK（2008）

NHK では、日本人の生活や社会についての意見の動きをとらえることを目的として、1973年から2008年まで、5年ごとに、同じ質問・調査方法で世論調査を重ねている。層化無作為二段抽出で、全国の16歳以上の国民5,400人を対象として選定している。図3に、「理想の仕事」について、過去8回の調査結果をグラフにしたものを示す。この設問は、提示した項目から1番理想的と思うものを1つだけ選択した結果である。

若干の変動は見られるものの、過去25年間でドラスティックな変化は見られない。2008年度の調査結果で比率が高いものから眺めると、仲間(21.4%)、健康(16.9%)、専門(17.7%)、失業(16.0%)と続く。

前述の新入社員を対象とした「働くことの意識」調査でも、就労意識として「働くことを通じて人間関係を広げていきたい」という項目が最大であったが、働くことを通じて人間関係を豊かにしていくことが多くの人の希望としてあることが確認される。

そのようなポジティブな面とともに、健康をそこなう心配、失業の心配など、不安に関係する意識も多く選択されていることも確認される。

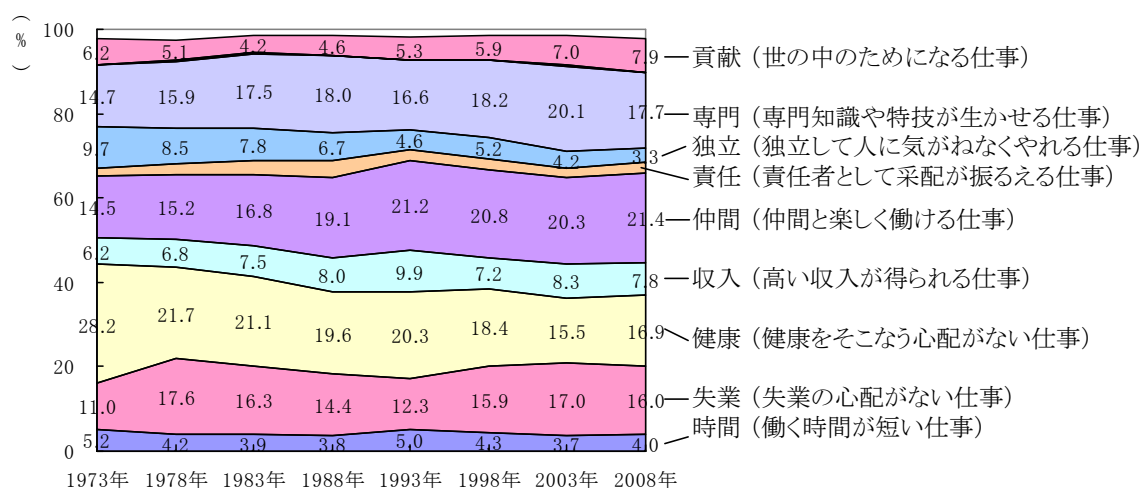


図3 理想の仕事への意識の推移

ここまで代表的な3つの社会調査で、社会不安や仕事に関する意識を見てきた。社会不安には、老後、健康、生活、収入・資産、失業といったものが扱われており、収入や失業など仕事と直結する問題も扱われていた。老後や健康、生活といった事項も、仕事と関係が深いものであり、社会不安において雇用の問題が、一つの根源的な要因としてあることを確認した。

仕事に関する意識では、仕事を通じて人間関係を広げていきたい／仲間と楽しく働きたいなどポジティブな意識が見受けられるのと同時に、終身雇用の時代ではない／リストラなど不安意識も相応に見受けられた。

2.2 連合生活アンケート調査から見る仕事の不安

次に、SSJ データアーカイブに寄託されている社会調査から、社会不安や仕事に関する意識について項目が豊富な連合生活アンケート調査について見ていきたい。

連合（日本労働組合総連合会）は、1989年に結成された日本の労働組合のナショナル・センター（中央労働団体）で、加盟組合員は約680万人とわが国最大のものである。それぞれの企業別の組合からなる52の産業別組織のから構成される。

連合生活アンケート調査は、民間連合時代の1988年から隔年で実施されているもので、SSJ データアーカイブに計11回分の調査が寄託されている。各回の継続性について配慮されつつ、時々の調査項目が加えられながら継続調査が実施されてきている。

調査対象は、構成組織の組合員である。厚生労働省2005年労働組合基礎調査によると、全雇用労働者数は5,416万人であり、そのうち労働組合員数は1,014万人である。労働組合員のうち、連合に加盟する組合員数は667万人であり、これは全雇用者の12.3%にあたる。

最新の調査は2008年度に実施されているが、2006年度調査にある職場生活における不安

と比較したい「生活不安」や「暮らし方・働き方についての考え方」の項目の一部が、2008年度調査にはないため、本稿では2006年度調査のデータを用いることとする。

2006年度調査は、構成組織に対して、その組合員数を考慮し、調査対象者数が割り振られ、配布数が32,000人で、有効回収数が22,098人で、有効回収率は69.1%である。調査時点は、2006年6～9月である。

職場生活の不安感として、図4に示す9項目（配転等、収入低下、過労、情報化等、出向等、やりがい、人間関係、解雇等）が尋ねられている。

全体的に眺めると、不安意識がない人が、3割強から6割程度と最も多い。不安意識が

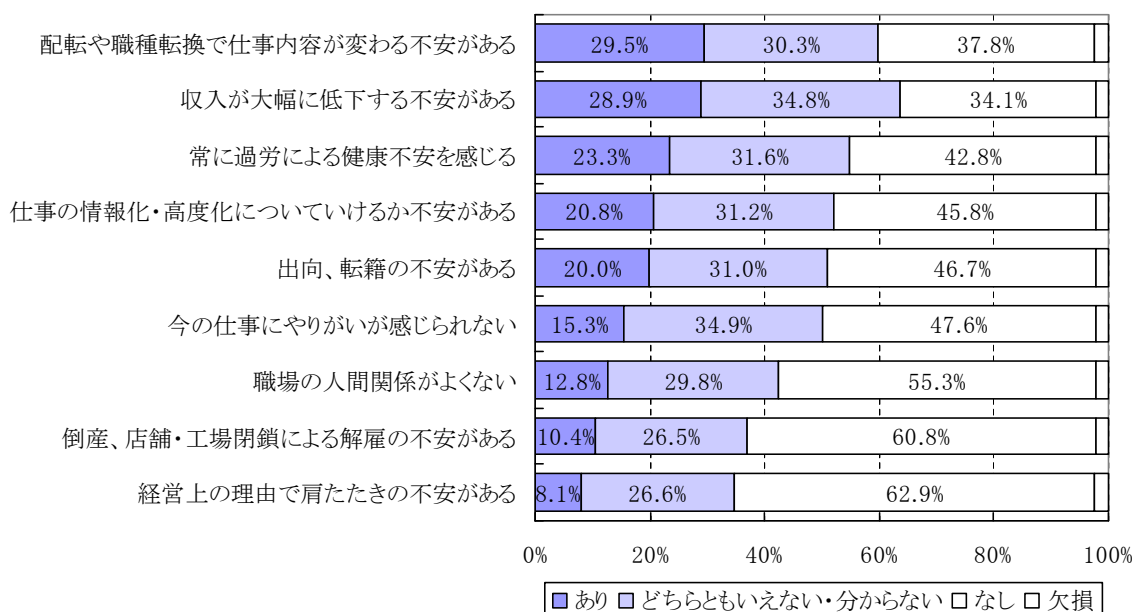


図4 職場生活の不安について

ある人は、1割弱から3割程度と相対的には少ないことが分かる。どちらともいえないという人が2割強から3割程度存在している。

個別に見ると、配転や職種転換で仕事内容が変わること、収入が大幅に低下することについて不安意識を持っている人が相対的に多く、解雇や肩たたきについて不安意識がない人が相対的に多かった。調査対象である組合員は、安定的な正規雇用者の意識を代表するものと考えられるが、そのような人でも失業不安は小さいものの抱えている人が1割程度確認され、収入低下や配置転換や職種転換は現実的な不安として3割程度の人が抱えているという実態が分かる。

その他、特徴的な点としては、過労による健康不安、仕事の情報化・高度化への対応不安といった項目についても不安があると回答する人が2割程度確認されることや、職場の人間関係がよくないといった項目については、不安意識をもっていない人が相対的に多い

ことなどがある。

総じて、組合員においては、項目により若干の傾向は異なるが、4割から6割程度の大半が職場生活の不安がないと回答しているが、収入低下、配置転換などについては不安意識がやや高い傾向が見られ、失業ということについても一部の人が心配しているという意識状況が分かる。

3 職場生活における不安感の特性分析

3.1 分析方法の概略

本稿の分析は、仮説検証型で厳密性を要求するものでなく、探索的に仕事をめぐる不安意識と個人属性や他の意識等の関係性を考察することが目的である。そこで本稿では、簡便かつ視覚的にパターンを分類していくのに相応しい多重応答分析（Multiple Correspondence Analysis）を用いることとした。

分析の前提として、応答分析に関する金（2007）の記述を要約し若干の捕捉を加えておく。応答分析は、フランスの Jean-Paul Benzécri によって 1960 年代に提唱された質的データ（カテゴリーカルデータ）の解析方法で、1970 年代に「CA（correspondence analysis）」として統計解析ソフトに搭載されるなど世界に広まった。数理的には数量化 III 類などと同種の手法である。複数の項目に関するデータを扱う場合、特に多重応答分析と呼ぶ場合もある。多次元集計されたデータを 2 次元空間にマッピングして、データ要素同士の関係性を視覚的に表現する多変量解析法の 1 つである。計算では、分割表において行の項目と列の項目の相関が最大になるように、行と列の双方を並び替え、関連性が強いもの同士が近似になるような値をとるような処理が行われ、類似度・関係性の強い要素同士は近くに、弱い要素同士は遠くにプロットされる。直観的・感覚的にデータの傾向を把握できることもあって、ブランドポジショニング分析や消費者特性分析、パーセプションマップの作成など、マーケティング分野でよく用いられる。理論的基礎や社会科学分野での応用については、M. Greenacre, J. Glasius(1994)などに詳しい。

3.2 職場生活における不安感の特性分析

図 1 に示した職場生活における不安意識と関係する変数として、調査票からできるだけ広範に項目をピックアップし、連続値をカテゴリ値に変換したり、極端に回答が少ないカテゴリを統合したり欠損値として扱うなどの調整を行った。ピックアップした変数は下記の通りである。変数ごとのカテゴリや集計の詳細は、多重応答分析結果と同時に示すこととする。

回答者：「年齢」「学歴」

世帯：「世帯構成」「現在の住居」

家計 : 「世帯年間収入」「前年と比べた世帯年間収入」「家計状況」等
勤め先 : 「総従業員数・職員数」「職種」
働き方 : 「平均的な労働時間」「時間管理の有無」「不払い残業の有無」
働き方への意識 : 「総労働時間への意識」「仕事上の精神的なストレスの有無」「仕事と生活のバランス」
健康 : 「体のだるさを感じる時の有無」
生活不安 : 「自分や家族の生活の不安」「自分や家族の生活で最も重要なもの」
仕事や生活に関する価値観 : 「収入か自由時間か」「一つの会社で働くこと」

図4で示した職場生活の不安意識に、上に示した変数を加えて、多重応答分析を行った。全カテゴリを結合したプロットを作成したが、多くのカテゴリがあり一覧するのが困難であるため、図5以降で結合プロットから眺めたい変数だけを抜き出して見ていく。図の数が多くなり、ページを跨ぐと読みがたくなるため、1ページに1つの図と若干の観察事項を記していく形式とする。

特定の問題意識に応じて、扱う変数を絞った上で、関係性を眺めることも考えられるが、本稿はその前段階の探索的な作業と位置づけ、ピックアップした全変数を投入した分析を行なうに留める。変数ごとの個別の関係性についてより詳細な分析を行なうにしても、前提として、変数全体の中での関係性の強弱を捉えることの意味は小さくないものとする。

観察の前提として、多重応答分析において、軸がクロスする原点付近にプロットされる要素は比較的特徴が薄いと解釈でき、原点から離れた場所にプロットされる要素は特徴的なものと解釈できる点を記しておく。

・職場生活に関する不安意識

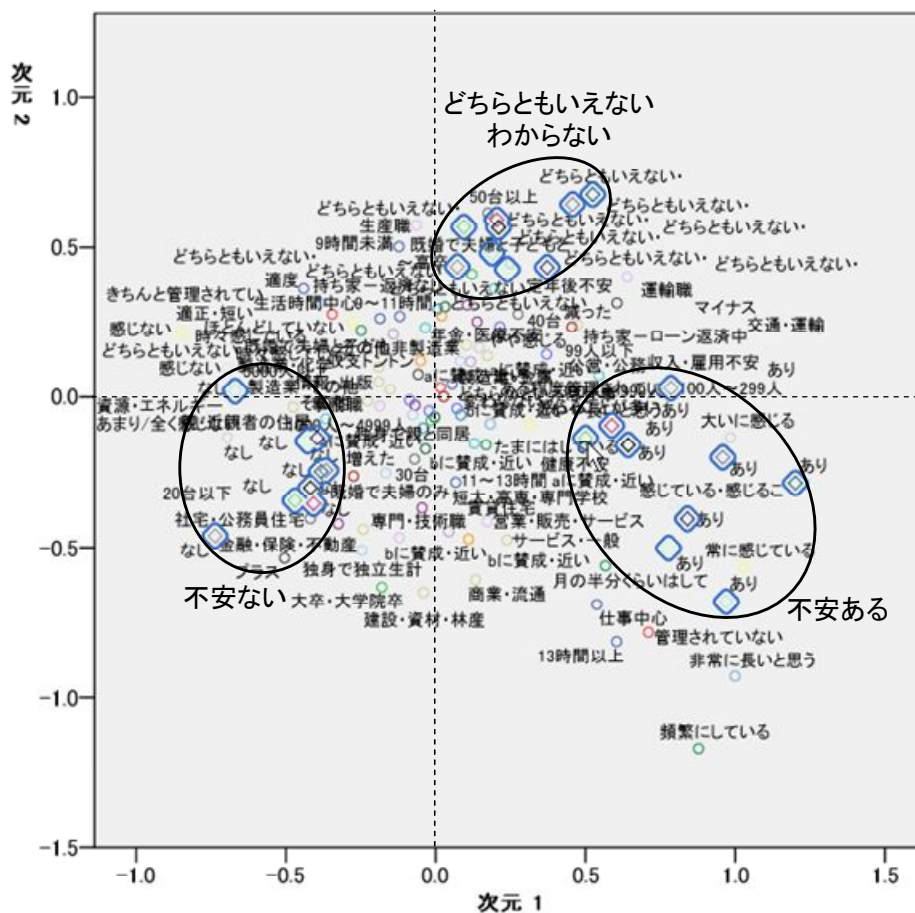


図5 多重応答分析結果（職場生活に関する不安意識のプロット）

まず、図5に職場生活に関する不安意識をプロットした。不安意識は、収入、解雇や肩たたき、労働時間、配転、職場の人間関係など多岐に渡るが、設問によらず「不安ある」「どちらともいえない・わからない」、「不安ある」の回答ごとに、近い場所にプロットされる結果となった。不安意識「なし」の回答は左やや下部に、不安意識「あり」の回答は右やや下部に、「どちらともいえない・わからない」の回答は中央上部に位置した。

これは、ある不安意識で「あり」の人は、他の不安意識でも「あり」と答える傾向があるということを示している。本分析では、収入、労働時間等の内容に関わらず、職場生活についての不安意識は統合的に捉えることが適切と判断することとした。

・回答者の個人属性

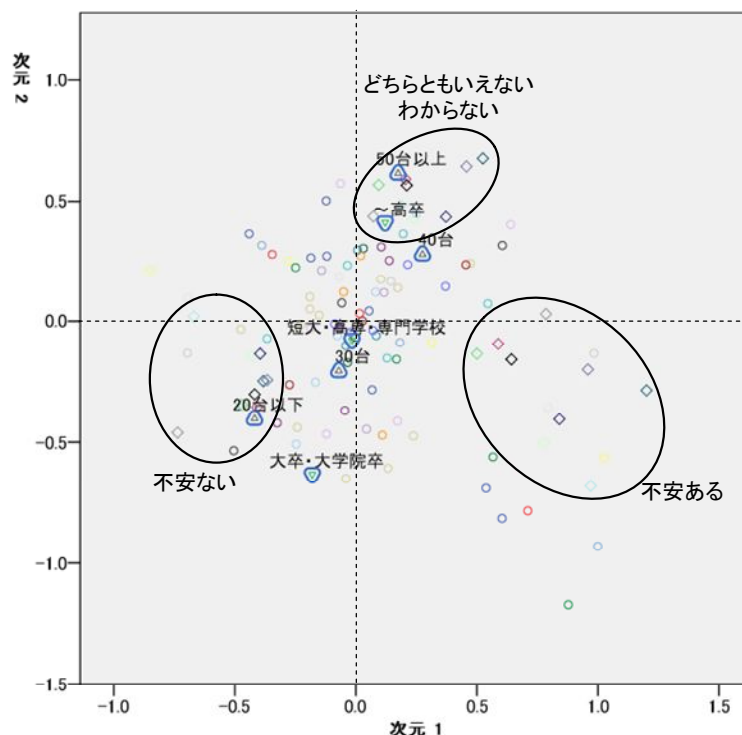


図6 多重応答分析結果（回答者の個人属性のプロット）

表2 回答者の個人属性の単純集計

| 変数 | 回答カテゴリ1 | 回答カテゴリ2 | 回答カテゴリ3 | 回答カテゴリ4 | 欠損 |
|----|---------|-----------------|---------|---------|-----|
| 年齢 | 20台以下 | 30台 | 40台 | 50台以上 | |
| % | 15.3 | 43.6 | 26.6 | 14.6 | 0.0 |
| 学歴 | ～高卒 | 短大・高専・ 専門学校卒 | 大卒・大学院卒 | - | |
| % | 54.9 | 11.4 | 33.3 | - | 0.5 |

(N=22098)

年齢では、20台以下は「不安ない」の回答と近い。30台以上は原点付近に位置するが、年代が上がるほど「どちらともいえない・わからない」の方に近づく。組合員の人で年齢別に見ると、若いうちは職場生活の不安は少ないが、年代があがるほど、職場生活の不安が頭をもたげてくるという傾向が見えた。

学歴では、「大学・大学院卒」は「不安ない」の回答と近い。「高卒以下」は「どちらともいえない・わからない」と近い。高学歴の人は職場生活の不安がない人が多いという傾向が見えた。

・世帯

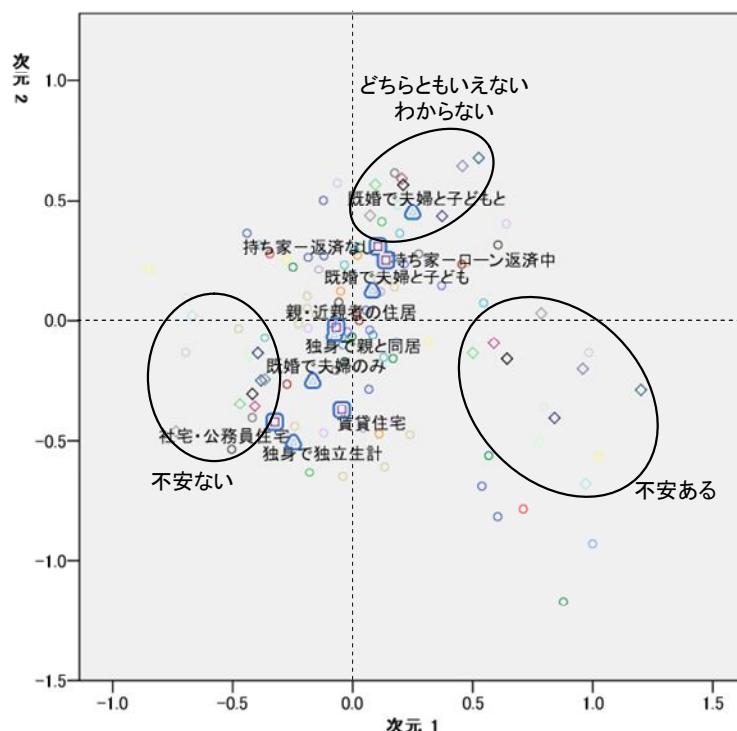


図 7 多重応答分析結果（世帯に関する情報のプロット）

表 3 世帯属性の単純集計

| 変数 | 回答カテゴリ1 | 回答カテゴリ2 | 回答カテゴリ3 | 回答カテゴリ4 | 回答カテゴリ5 | 欠損 |
|-------|-----------|---------|---------|----------|------------|-----|
| 世帯構成 | 独身で独立生計 | 独身で親と同居 | 既婚で夫婦のみ | 既婚で夫婦と子供 | 既婚で夫婦と子供と親 | |
| % | 14.8 | 13.9 | 12.2 | 42.7 | 13.1 | 3.4 |
| 現在の住居 | 持家-ローン返済中 | 持家-返済なし | 賃貸住宅 | 親・近親者の住居 | 社宅・公務員住宅 | |
| % | 40.5 | 12.9 | 19.2 | 11.7 | 13.6 | 2.0 |

(N=22098)

「世帯構成」では、独身、夫婦のみといった世帯は、「不安ない」と近く、子供や親との同居をする世帯は「どちらともいえない・わからない」に近づいていく。子供ができたり、親と同居するなど世帯構成が大きくなるにつれ、職場生活の不安意識がないという人が少なくなる傾向が見える。

「現在の住居」では、社宅・公務員住宅の人は「不安なし」が多い。賃貸住宅の人は「不安あり」と「不安なし」の中間あたりに位置する。持家はローンの有無に関わらず原点付近に位置した。社宅・公務員住宅に住む人は、職場生活の不安意識がない人が多いが、それ以外の人には特徴的な傾向は見られなかったと整理できる。

「不安ある」を説明するものは見当たらなかった。

・家計

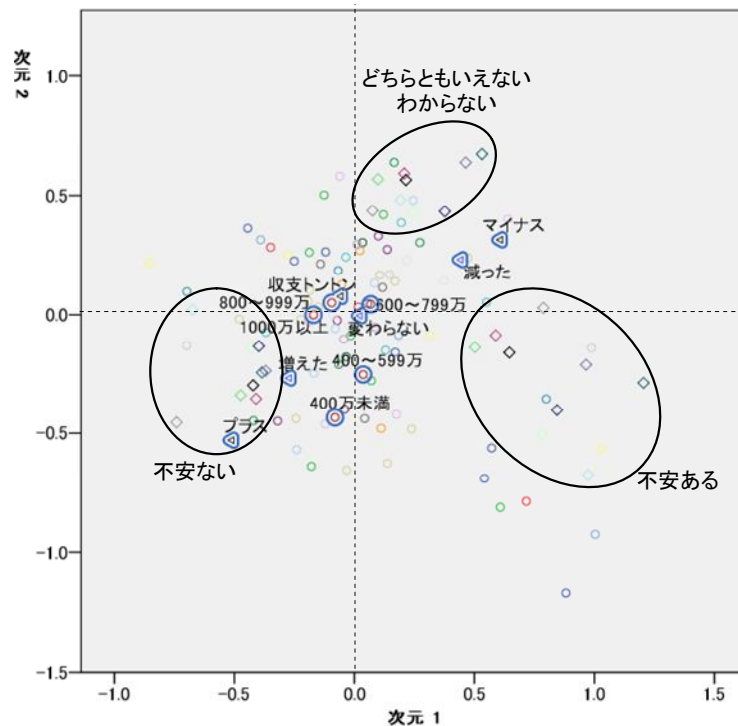


図8 多重応答分析結果（家計に関する情報のプロット）

表4 家計に関する変数の単純集計

| 変数 | 回答カテゴリ1 | 回答カテゴリ2 | 回答カテゴリ3 | 回答カテゴリ4 | 回答カテゴリ5 | 欠損 |
|---------------|---------|----------|----------|----------|---------|------|
| 世帯年間収入 | 400万未満 | 400～599万 | 600～799万 | 800～999万 | 1000万以上 | |
| % | 4.2 | 17.5 | 20.6 | 12.5 | 9.0 | 36.1 |
| 前年と比べた世帯の年間収入 | 増えた | 変わらない | 減った | - | - | |
| % | 28.5 | 17.0 | 15.1 | - | - | 39.4 |
| 世帯の家計状況 | プラス | 収支トントン | マイナス | - | - | |
| % | 20.4 | 53.9 | 23.6 | - | - | 2.1 |

(N=22098)

「世帯年収」では、収入が上がると「不安ない」へ若干近づく傾向が見られたが、年収額そのものが職場生活の不安意識と直結関係しないことが示された。

一方、「前年と比べた世帯年収の増減」や「世帯の家計状況」では、特徴的な点が見られた。前年と比べ収入が増えた人は「不安ない」と近接し、収入が減った人は「不安ある」と近接する結果となった。世帯家計状況では、プラスの人は「不安なし」と近接し、マイナスの人は「不安あり」と近接する結果となった。

収入額そのものでなく、前年と比べてた収入額の増減、そして、ライフステージに応じた家計状況のゆとり、といった実質的な家計状況が、職場生活の不安意識と関係することが示唆される。

・勤め先

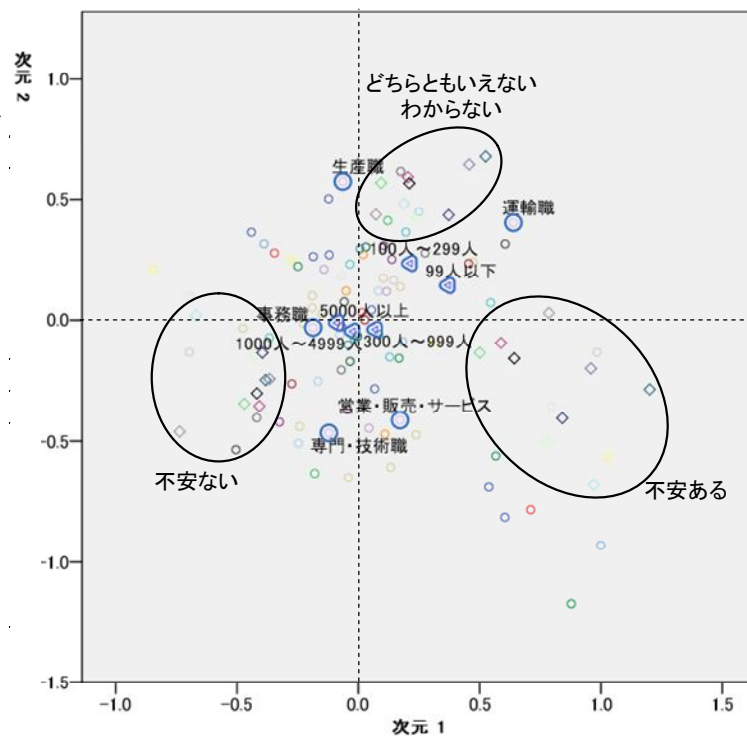


図9 多重応答分析結果（勤め先に関する情報のプロット2）

表5 勤め先に関する変数の単純集計

| 変数 | 回答カテゴリ1 | 回答カテゴリ2 | 回答カテゴリ3 | 回答カテゴリ4 | 回答カテゴリ5 | 欠損 |
|----------|--------------|------------------|-------------------|---------------------|-----------------|-----|
| 総従業員・職員数 | 99人以下 4.1 | 100人～299人 8.7 | 300人～999人 15.7 | 1000人～4999人 29.3 | 5000人以上 39.6 | 2.6 |
| 職種 | 生産職 | 事務職 | 専門・技術職 | 運輸職 | 営業・販売・サービス職 | |
| % | 19.0 | 31.4 | 20.7 | 10.6 | 13.2 | 5.1 |

(N=22098)

「総従業員数・職員数」では、99人以下、100人～299人といった中小規模の勤め先の人々が「不安ある」と「どちらともいえない・わからない」の間にプロットされた。それ以上の規模の勤め先の人々は原点付近にプロットされた。中小規模の勤め先の人々は職場生活における不安意識が高い傾向にあることが伺えた。

「職種」では、事務職や専門職・技術職が「不安ない」にやや近接し、生産職が「どちらともいえない・わからない」に近接、運輸職や営業・販売・サービスが「不安ある」にやや近接した。職種によっても職場生活における不安意識に若干の相違があることが伺える。

・働き方

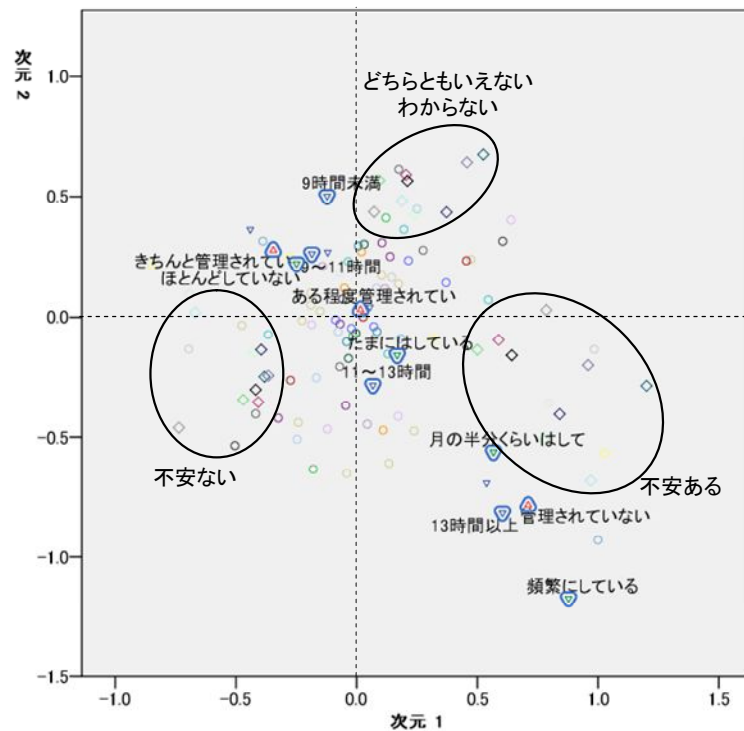


図 10 多重応答分析結果（働き方に関する情報のプロット）

表 6 働き方に関する変数の単純集計

| 変数 | 回答カテゴリ1 | 回答カテゴリ2 | 回答カテゴリ3 | 回答カテゴリ4 | 欠損 |
|--------------|-------------|-------------|----------|-----------|------|
| 平均的な出勤日の労働時間 | 9時間未満 | 9～11時間 | 11～13時間 | 13時間以上 | |
| % | 6.9 | 49.9 | 32.0 | 10.9 | 4.3 |
| 時間管理の有無 | きちんと管理されている | ある程度管理されている | 管理されていない | - | |
| | 31.8 | 51.4 | 13.9 | - | 2.9 |
| 不払い残業の有無 | 頻繁にしている | 月の半分くらい | たまにしている | ほとんどしていない | |
| | 8.0 | 3.8 | 20.5 | 57.0 | 10.7 |

(N=22098)

働き方では、職場生活に関する不安があるという回答と近接するカテゴリが観察された。平均的な出勤日の労働時間が「13 時間以上」、不払い残業を「頻繁にしている」「月の半分くらいしている」、職場の労働時間が「管理されていない」人は、職場生活に関する不安感が強い傾向がある。

労働時間が短くなり、不払い残業が減り、職場の労働時間が管理されていくほど、職場生活への「不安ない」と「どちらともいえない・わからない」の中間あたりへ向かう。

職場生活に関する不安意識は、当然ながら働き方と直結するものと考えられるが、その傾向がデータから実証的に確認された。

・働き方への意識

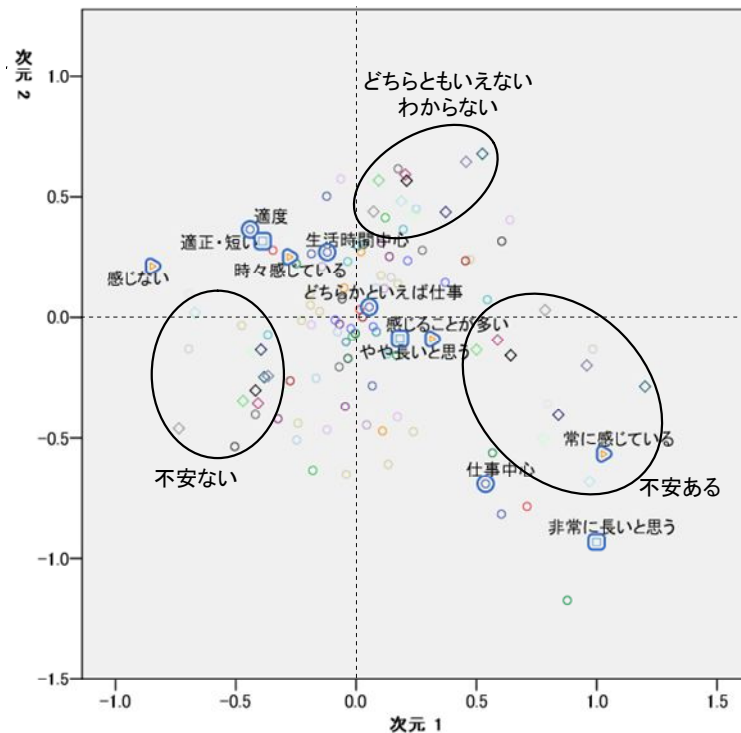


図 11 多重応答分析結果（働き方の意識のプロット）

表 7 働き方への意識に関する変数の単純集計

| 変数 | 回答カテゴリ1 | 回答カテゴリ2 | 回答カテゴリ3 | 回答カテゴリ4 | 欠損 |
|----------------------------|------------------|----------------------|------------------|---------------|-----|
| 自身の現在の総実労働時間について % | 非常に長いと思う 13.0 | やや長いと思う 36.0 | 適正・短いと思う 49.5 | - - | 1.4 |
| 仕事上で精神的なストレスを感じることの有無 % | 常に感じている 19.5 | 感じるが多い 22.4 | 時々感じている 38.7 | 感じない 18.6 | 0.7 |
| 仕事と生活のバランス % | 仕事中心 19.0 | どちらかといえば仕事中心 46.6 | 適度 26.7 | 生活時間中心 6.3 | 1.5 |

(N=22098)

働き方への意識でも職場生活への不安意識があるという回答と近接するカテゴリが見られた。自身の労働時間が「非常に長いと思う」、仕事上での精神的なストレスを「常に感じている」、仕事と生活のバランスで「仕事中心」という人は、職場生活の不安意識がある人が多い。労働時間が適正、仕事上での精神的なストレスを感じない、仕事と生活のバランスが適度という人は、職場生活の不安意識が薄れていく。

職場生活に関する不安意識も、当然ながら働き方への意識と直結するものと考えられるが、その傾向がデータからも実証的に確認された。

・健康

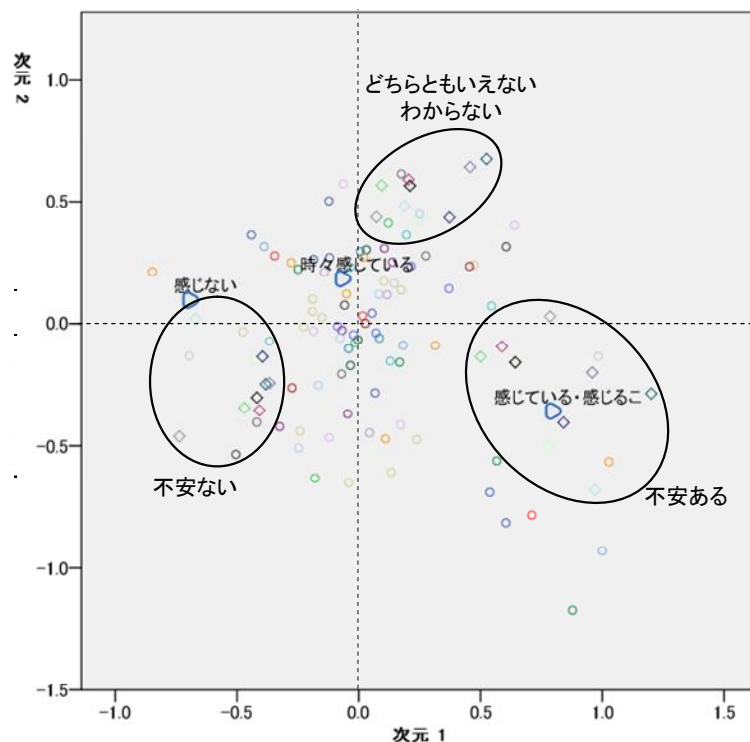


図 12 多重応答分析結果（健康に関する情報のプロット）

表 8 健康に関する変数の単純集計

| 変数 | 回答カテゴリ1 | 回答カテゴリ2 | 回答カテゴリ3 | 欠損 |
|---------------|-----------------|---------|---------|-----|
| 体のだるさを感じる時の有無 | 感じている 感じるが多い | 時々感じている | 感じない | |
| % | 28.2 | 43.7 | 27.3 | 0.8 |

(N=22098)

健康に関する変数として、「体のだるさを感じる時の有無」があり、これと職場生活への不安意識との関係を見ると、体のだるさを感じている人は不安意識が高いことが分かる。体のだるさを感じていない人は不安意識がないという回答と近接する。

岩崎（2008）では、長時間労働と健康問題との関係についての研究を整理しているが、長時間労働が、疲労や脳・心臓疾患などに大きな影響を与えていることが示されている。図 10 で労働時間が長い人は右下にプロットされ、図 12 で体のだるさを感じている人も右下にプロットされている。職場生活への不安感とは、長時間労働やそれに伴う疲労感とも関係するものであることが実証的に示された結果となった。

・生活不安

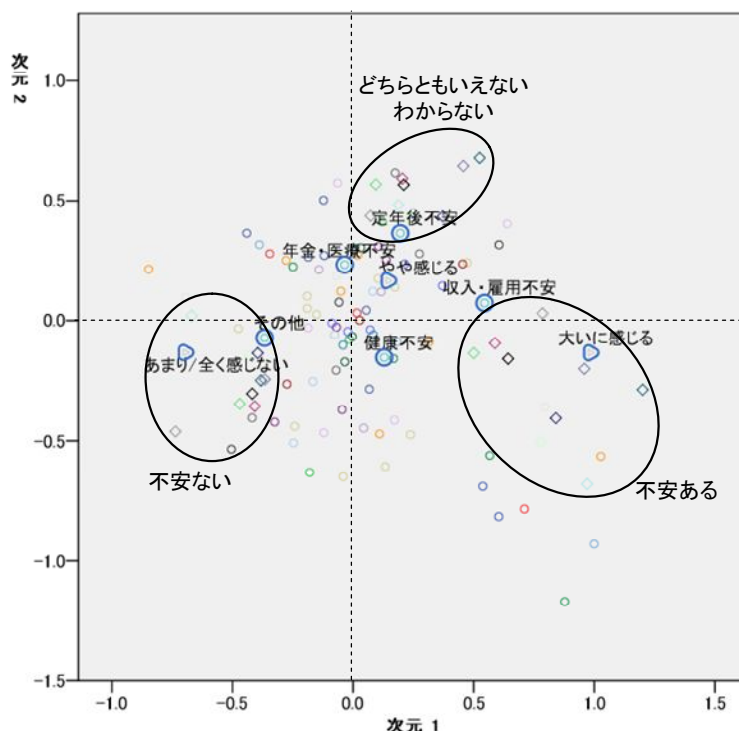


図 13 多重応答分析結果（生活不安意識のプロット）

表 9 生活不安意識の単純集計

| 変数 | 回答カテゴリ1 | 回答カテゴリ2 | 回答カテゴリ3 | 回答カテゴリ4 | 回答カテゴリ5 | 欠損 |
|------------------|---------|---------|------------|---------|---------|-----|
| 自分や家族の生活の不安 | 大いに感じる | やや感じる | あまり/全く感じない | - | - | |
| % | 18.4 | 45.9 | 34.7 | - | - | 1.0 |
| 自分や家族の生活で最も不安なもの | 健康不安 | 収入・雇用不安 | 定年後不安 | 年金・医療不安 | その他 | |
| % | 29.7 | 13.1 | 8.0 | 17.8 | 31.4 | 0.0 |

(N=22098)

2006 年度調査では、生活不安に関する設問があり、これと職場生活への不安意識の関係性を眺めると、自分や家族の生活の不安と職場生活への不安意識には、相関性が高いことが示された。

自分や家族の生活で「収入・雇用不安」を最も不安な項目としてあげる人は、職場生活への不安意識が高く、「定年後不安」や「年金・医療不安」など高齢者に多いと思われる項目を最も不安な項目としてあげる人は、職場生活への不安意識が「どちらともいえない・わからない」という人が多くなる。職場生活への「不安がない」と回答した人は、自分や家族の生活で最も不安な項目が「その他」と近接することは興味深く、職場生活への不安意識が低い場合でも、個々の多様な生活不安を抱えていることが伺える。

・仕事に関する価値観

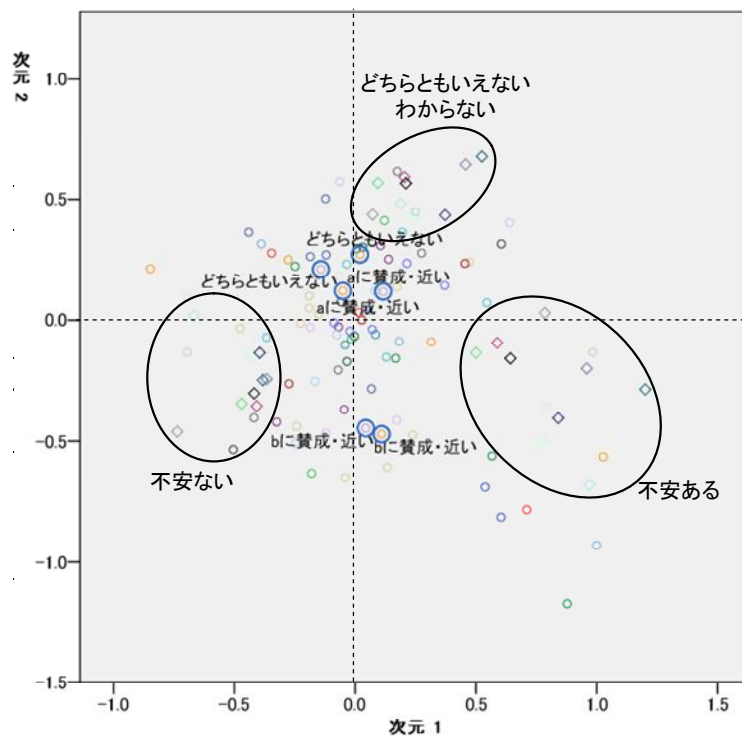


図 14 多重応答分析結果（仕事に関する価値観のプロット）

表 10 仕事に関する価値観の単純集計

| 変数 | 回答カテゴリ1 | 回答カテゴリ2 | 回答カテゴリ3 | 欠損 |
|--------------------------|------------|-----------|------------|-----|
| a自由時間よりも収入・b収入より自由時間 | aの意見に賛成・近い | どちらともいえない | bの意見に賛成・近い | |
| % | 34.4 | 37.0 | 26.8 | 1.8 |
| a同じ会社で長く働く・b一つの会社にこだわらない | aの意見に賛成・近い | どちらともいえない | bの意見に賛成・近い | |
| % | 59.1 | 15.2 | 24.0 | 1.7 |

(N=22098)

「収入か自由時間か」という価値観では、「自由時間」という人は「不安ある」と「不安ない」の中間に位置する結果となった。「どちらともいえない」「収入」という人は、職場生活への不安について「どちらとも言えない・わからない」という回答と近接する傾向であった。

「同じ会社で長く働くかそうでないか」という価値観では、「一つの会社にこだわらない」という人は「不安ある」と「不安ない」の中間に位置し、「同じ会社で長く働く」「どちらともいえない」という人は、職場生活への不安について「どちらとも言えない・わからない」という回答と近接する結果となった。

この点についての考察は、次章で展開することとする。

4 まとめと考察

第1節前半で代表的なアンケート調査から社会不安と働き方への意識について関係性を眺め、第1節後半より2節で2006年度の連合生活アンケート調査を用いた職場生活の不安感に関するデータ分析を行った。連合生活アンケート調査の調査対象は、連合の組合員で、安定的な正規雇用者の意識を表現するものとなる。近年注目される非正規雇用の問題もあるが、大半の雇用労働者が正規雇用者であり³、その意識を分析することも研究課題として重要であろう。

職場生活の不安感として、図4に示した9項目（配転等、収入低下、過労、情報化等、出向等、やりがい、人間関係、解雇等）が尋ねられている。そのような職場不安意識に、回答者や世帯、勤め先、働き方、健康、生活不安、仕事に関する価値観など多様な変数を加えて、多重応答分析を行い、個別に関係性を眺めた。

職場不安意識は、項目により若干の傾向は異なるが、全ての項目において「ある」「ない」「どちらともいえない・分からない」の回答ごとに、近い位置にプロットされる結果となり、多様な職場不安と、加えた変数の関係は概ね同じ傾向であったということを示した。また、職場不安と自分や家族の生活の不安に相関関係があることが伺われ、単に職場不安の問題として捉えるのみならず、生活の不安ともリンクする問題であることも確認された。

表11に分析結果で職場不安意識と関係が強いカテゴリについて整理した。職場不安があるのは、収入が減ったり家計がマイナスの状況にある人、小さい企業に勤める人、労働時間が長い／ワークライフバランスがとれず仕事中心な人、体がだるい人といった傾向にある。一方、職場不安がないのは、若い人、収入が増えたり家計がプラスの状況にある人、労働時間が適切／ワークライフバランスがとれている人、体のだるさを感じない人、といった傾向にある。職場不安意識が「どちらともいえない・分からない」と明瞭でないのは、40代、50代以上の人、低学歴の人、持家の人、労働時間が相対的に短い／ワークライフバランスでライフ中心な人といった傾向にある。

多重応答分析における次元1と次元2の軸の解釈を試みると、次元1（横軸）は、左側に「不安ない」、右側に「不安ある」が位置し、「不安の有無」を示す軸と考えられる。一方、次元2（縦軸）は、下側に「不安ない」「不安ある」、上側に「どちらともいえない・わからない」が位置し、「不安に対する関心」を示す軸と考えられる。「関心」が高い場合、設問への意識が得られるが、「関心」が低い場合、中間や分からないなど設問への意識が得られない、という意識調査の基本的構造が示唆される結果と受け止められる。壮年層／低学歴層／生活時間が十分に確保できている人などに、職場生活への不安に関する「無関心」が多く、ここからだけでも、生活に余裕があり職場生活の不安へ無関心なケースや、労働に

³ 総務省「労働力調査」（2005年）では、正規の職員・従業員は67.2%、パート・アルバイトは22.5%、派遣社員2.3%、契約社員・嘱託・その他が8.1%となっている。

関する知識がなく職場生活の不安へ無関心なケースなど想定される。「無関心」層の分析も、一つの課題として浮かび上がるところで、詳細な分析は今後の課題としたい。

表 11 多重応答分析結果の要約

| 変数 | 「職場不安ない」と近接するカテゴリ | 「職場不安ある」と近接するカテゴリ | 「どちらともいえない・わからない」と近接するカテゴリ |
|----------------|--------------------|------------------------|----------------------------|
| 年齢 | 20代以下 | — | 40代, 50代以上 |
| 学歴 | — | — | ～高卒 |
| 世帯構成 | 独立で独立生計 既婚で夫婦のみ | — | 既婚で夫婦と子どもと親 |
| 現在の住居 | 社宅・公務員住宅 | — | 持家 |
| 前年とくらべた世帯の年間収入 | 増えた | 減った | — |
| 世帯の家計状況 | プラス | マイナス | — |
| 総従業員・職員数 | — | 99人以下 | 99人以下, 100～299人 |
| 職種 | — | 運輸職 | 運輸職・生産職 |
| 平均的な出勤日の労働時間 | 9～11時間 | 13時間以上 | 9時間未満 |
| 労働時間管理の有無 | きちんと管理されている | 管理されていない | — |
| 不払い残業の有無 | ほとんどしていない | 頻繁にしている 月の半分くらいしている | — |
| 自身の労働時間への意識 | 適正・短い | 非常に長いと思う | — |
| 仕事と生活のバランス | 適度 | 仕事中心 | 生活時間中心 |
| 体のだるさ | 感じない | 感じている・感じることが多い | — |
| 自分や家族の生活の不安 | あまり／全く感じない | 大いに感じる | 時々感じている |

関係する既往研究として、千葉（2008）は、連合の勤労者短観（2006年10月，2007年4月分）を用い「今後一年くらいの間に失業する不安があるか否か」の設問で、「かなり感じる」「やや感じる」と回答した意識を雇用不安と定義し、未婚女性，40代，派遣社員，生産技能職等，年収300万円未満で雇用不安と回答する比率が高いことを指摘している。本稿では、調査サンプルの都合から派遣社員・未婚女性は扱っていないが、それを除いて関連する項目を眺めると概ね整合的とは言える。本稿の分析を千葉（2008）と比較すると、職業生活に関する不安感として9項目を統合して用いている点、不安があるだけでなく不安がない人や中間の人についても考察している点、より多様な属性変数を用いて不安との関

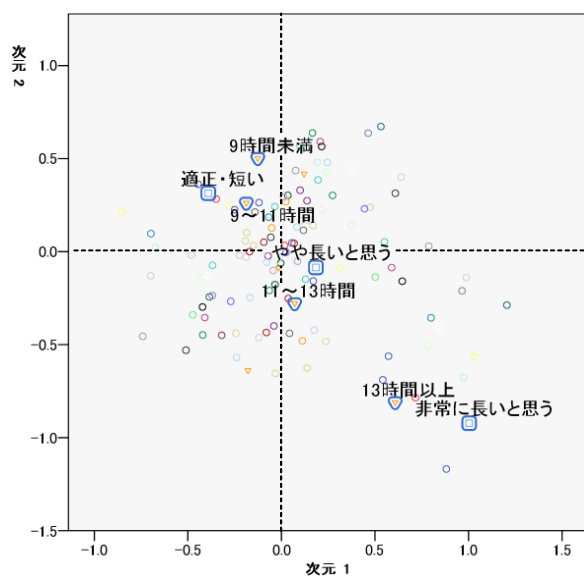
係性を考察している点（たとえば、収入額そのものよりも前年と比べた収入額の増減や家計状況のゆとりといった実質的な家計状況が不安意識と関係することを指摘している）、などが相対的な特徴となろう。

最後に、分析結果を踏まえて、以下 3 点の若干の補足と考察を行い、本稿の締めくくりとしたい。

・同じ労働時間でも、受けとり方は人によって違う

働き方そのものと職場不安への関係と、働き方への意識と職場不安への関係を続けて眺めて、当然ではあるが、同じ働き方でもそれに対する意識が人によって違うことを改めて認識した。一例として、図 15 に実労働時間と労働時間への意識の比較をプロットしたものと集計したものを示す。左図で、「11～13 時間」は「やや長いと思う」と近い。右表で、「11～13 時間」の人を見ると、「やや長い」と感じている人が 51.0%に対して、「適正/短い」と感じている人が 32.6%、「非常に長い」と感じている人が 16.3%存在している。

同じ労働時間でも、単身者の 20 代と、既婚者で子供もいる 50 代では受けとり方が違うことは容易に想定されるが、それ以外にも人によって仕事に対する考え方も一様ではなく、多様な価値観や置かれている状況が絡みあって一つの意識が形勢されているものと考えられる。このような一つの事実とそれに対する意識の多様性という問題は、職場不安の問題を検討する上でも避けて通れない問題と考えられる。図 3 にも示されたように、理想の仕事といっても、人によって重視することは違い、それは時間経過とともに変化する場合もある。労働時間と職場不安の関係性は認められるが、その因果関係については、更なる構造的な検討の余地があるものと考えられる。



| 平均的な出勤日の労働時間 (時間) | 自身の現在の総実労働時間についての意識 | | |
|-------------------|---------------------|-------|-------|
| | 非常に長い | やや長い | 適正/短い |
| ～9 | 5.1% | 23.8% | 71.1% |
| 9～11 | 4.8% | 28.1% | 67.1% |
| 11～13 | 16.3% | 51.0% | 32.6% |
| 13～ | 45.3% | 40.9% | 13.8% |

図 15 実労働時間と労働時間への意識の比較

・「ひとつの会社にこだわらない」人には、職場不安を抱えた人とそうでない人がいる

図 15 に仕事に関する価値観と職場不安意識をプロットしたが、その中で「一つの会社にこだわらない」というリスク志向と「同じ会社で長く働く」という安定志向との比較がある。リスク志向は、「不安ない」と「不安ある」の中間あたりに位置したが、安定志向はやや職場不安「どちらともいえない・わからない」の回答に近い位置となった。これは、「一つの会社にこだわらない」人には、職場不安を抱えた人とそうでない人がいることを示し、一方「同じ会社で長く働く」人は、職場不安が「どちらともいえない・わからない」という中間の回答をした人が多いことを示す。

この結果を、簡単な模式図として図 16 に示す。近未来の雇用問題を考える時に、終身雇用が絶対的でなくなってくる状況を踏まえると、「一つの会社にこだわらない」という価値観との対応も問題となろう。それは職場不安があつてそのような価値観になる人と、今の職場には不安がなくてそのような価値観に至る人で、意味合いが異なる可能性が高い。雇用流動化に対して、働く側の意識から見れば、長時間労働で健康を害す／収入が低下するなど職場不安が大きく一つの会社にこだわることを止めざるをえないような人と、今の職場生活には不満はないがより積極的に自分を成長させるチャレンジをするために一つの会社にこだわることを止める人、という大きく 2 つのタイプがあることが言える。

「安定志向」にある職場不安が「中間」の人達の中にも、チャレンジマインドを持たせていくような視点も重要と思われる。「日本のサラリーマンは硬直的な労働市場によって閉じ込められているだけであり、会社が好きでずっといるわけではない」⁴という見方もあるが、いわば職場生活の不安意識に無関心な普通の人達が、生産性を向上し適度なチャレンジ精神をもっていくようなことも、一つの労働政策課題としてあるように思われる。

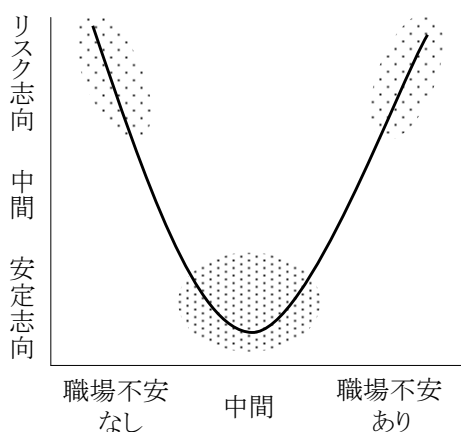


図 16 リスク志向と職場不安の関係模式

- ・子どもができると職場不安につながる

⁴ 池田 (2009: 50) より抜粋

世帯構成で見ると、「独身で独立生計」や「既婚で夫婦のみ」で職場不安な人が多いが、子供ができると職場不安が「どちらとも言えない」へ向かう傾向が見られた。子供ができることにより職場への不安意識が出てくるという傾向は、わが国の子育てと仕事をめぐる環境にも起因するものとも考えられるが、データからもそのような傾向が見出された⁵。家庭に子供ができることにより、長期的な養育・教育費の確保、仕事と生活の両立、住宅の購入など多様な要素が加味して、収入低下、配転、出向等など職場への不安につながるものと考えられる。

NHK（2008）では、結婚観として子どもをもつことへの意識も尋ねているが、2008年度調査で「もつのが当然」が44.8%に対し、「もたなくてもよい」が48.4%と拮抗している。NHK(2004)では、2003年度調査の同項目への回答結果について男女年層別の回答結果を掲載しているが、特に30代前半までの若い女性で「持つのが当然」と考える人が20%を切り少数派になっていることを示している。

国立社会保障・人口問題研究所（2008）は、我が国の将来推計人口として、出生率が中位仮定1.26とした際、2005年時点で1億2777万人の人口が、2055年には8993万人と減少することを公表している。観念的に、縮小を前提とした思考の枠組みや社会システムの構築が求められるのと同時に、現実的には、社会経済規模の縮小の程度が問題であり、予想を超えるような縮小と衰退へ繋げないような配慮も必要であろう。現政権の「子ども手当・出産支援」が、どのような形で実現されるのか、そしてそれが現在の20～30代の男女にどのような影響を与えるのか、という点は興味深い問題である。将来的な人口減少を加速化させないためには、金銭的支援のみならず、働くことも含めた総合的な取組みが求められるであろうことは既に指摘も多いたるところと思われるが、本稿の分析からも子どもを持つことが職場生活の不安意識につながっている傾向が見出されたことも、一つの参考として付記しておきたい。

謝辞

本稿は、2009年度「生涯成長型雇用システムプロジェクト」（東京大学社会科学研究所）二次分析研究会の成果である。二次分析に当たり、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターSSJ データ・アーカイブから〔「連合生活アンケート調査、2006」（日本労働組合総連合会）〕の個票データの提供を受けた。関係各位に御礼申し上げます次第である。本稿の作成に当たって、有田伸先生（東京大学社会科学研究所）、大久保幸夫氏（リクルートワークス研究所）から大変有益なご助言をいただいた。ここに記して、深く感謝申し上げます。

⁵ 本調査の回答者の性別は、男性86.2%、女性13.4%で、多重応答分析に性別を投入すると男性女性とも原点付近にプロットされ、職場不安意識に男女差は見られなかったことを付記しておく。

文献

- 千葉登志雄, 2008, 「必要な人にセーフティネットを——消えない雇用不安」佐藤博樹編『バランスの取れた働き方 不均衡からの脱却』エイデル研究所, 31-59.
Developments and Applications, New York: Academic Press.
- Greenacre, M. and Blasius, J., 1994, *Correspondence Analysis in the Social Sciences: Recent* 岩崎健二, 2008, 「長時間労働と健康問題」『日本労働研究雑誌』575: 39-48.
- 池田信夫, 2009, 『希望を捨てる勇氣』ダイヤモンド社.
- 河合栄治郎, 1938, 『ファシズム批判』社会思想社.
- 金明哲, 2007, 『Rによるデータサイエンス』森北出版.
- 国立社会保障・人口問題研究所, 2008, 「日本の将来推計人口」
(<http://www.ipss.go.jp/pp-newest/j/newest03/newest03.pdf>, 2010.2.26).
- 内閣府大臣官房政府広報室, 2009, 「国民生活に関する世論調査」
(<http://www8.cao.go.jp/survey/h21/h21-life/index.html>, 2010.2.26).
- 日本生産性本部, 2009, 「新入社員『働くことの意識』調査」
(<http://activity.jpc-net.jp/detail/lrw/activity000921.html>, 2010.2.26).
- NHK, 2008, 「『日本人の意識・2008』調査」
(http://www.nhk.or.jp/bunken/research/yoron/shakai/shakai_09021302.pdf, 2010.2.26).
- NHK 放送文化研究所, 2004, 『現代日本人の意識構造』, 日本放送出版協会.

第6章 大卒・高卒それぞれの人材としての成長 — 「学歴別」所得関数の計測からみえるもの—

濱中 淳子

要 旨

本稿は、(株)リクルートワークス研究所の「働く人々の就業実態調査」(2004年)の男性正規社員データを用いて学歴別所得関数を計測し、そこから高卒・大卒それぞれの人材としての成長要因について検討した。人材成長を扱う研究は膨大な数にのぼるが、学校教育経験と労働経験との組み合わせから議論することが、新たな発見に結びつくと考えたからである。具体的に注目した要因は、企業内/外労働経験の効果、ならびに上司との対話、ロールモデル、そして自己学習の効果の実態である。その結果からは、まず、企業内労働経験のほうが企業外労働経験よりも所得向上に繋がるが、そのどちらにおいても大卒のほうに大きな効果が認められ、大卒には企業外労働経験をも成長の糧にしているところがある。さらに、高卒には周囲の助けによって成長する側面がある一方で、大卒の成長は自己学習によって生じていることが明らかになった。そのうえで、職業を統制した分析も行い、企業内/外経験効果の学歴間格差は、とくに事務職・営業職にみられる現象であること(専門技術職ではみられないこと)、高卒専門技術職に意味があるのは上司との対話である一方、事務職・営業職の場合はロールモデルの存在であること、大卒の自己学習効果にも職業によって若干の違いが見出されることなどを指摘した。

第6章 大卒・高卒それぞれの人材としての成長 — 「学歴別」所得関数の計測からみえるもの—

濱中 淳子

1 問題関心

人材が資本であることが「発見」されてから、その成長の特質を解明することは、学術的にも実践的にも、重要なテーマとなっている。こうしたなかで「何が成長をもたらすのか」という問題をめぐっては、国内外の研究者によって積極的に検討が加えられてきた。

まず、労働経済学者や経営学者らは、成長を導く労働経験を明らかにしてきた。配置換えや転職、昇進のスピード、あるいは仕事内容や周囲の人間がどのような意味を持っているのか。すでに豊富な示唆が提示されている（国内の代表的な先行研究として、小池・猪木編 1987, 2002, 橘木・連合総合生活開発研究所編 1995, 金井 2002 など）。

一方で教育経済学者らは、学校教育経験とその後の社会経済的地位との関係にかんする実態解明を主な関心としてきた。労働市場における学歴の価値はどの程度のものなのか。学校教育の効用をどのように評価できるのか。この点に関しても、たとえば収益率を指標に用いた多くの研究が蓄積されている（荒井 1995, 矢野 1996, 小塩 2002 など）。

なるほど、これらの知見は、実証分析を踏まえていることもあって、かなり説得的なものとなっている。すでに常識と化しているものもあろう。しかし同時に、これら「労働経験の影響を扱う議論」と「学校教育経験の影響を扱う議論」が、ほとんど交わることなく進展していることに不十分さも感じる。これら 2 つの影響のあいだには相互作用のようなものもあろう。両者の関連性を念頭に置いた新たな問いを設定する必要があるのではないか。

論点を具体化するために、高卒と大卒の 2 つを想定してほしい。これら 2 つでは、仕事に参入するスタート段階で蓄積されている知識能力（資本）の「量」が異なる。高卒に比べて大卒は、学校教育でしか得られない知識能力を 4 年分多く保有している。また、量の問題だけではない。「質」も違っている可能性がある。スクール形式という受身の教育が中心である高校教育と、能動的な学習経験が増える大学教育。知識の習得と応用が中心ともいえる高校教育と、問題とその解決法の発見が重視される大学教育。そのどちらが最終段階の教育になっているか、どこまでの教育を受けることができたかによって、糧とすることができる（糧にしやすい）労働経験が異なっているかもしれない。

こうした観点から本稿では、人材としての成長をもたらす労働経験を、高卒と大卒の 2 つに焦点をあて、それぞれ探ってみたいと思う。これら 2 つの学歴を取り上げるのは、もっとも違いがあらわれやすい対象だと想定されることもあるが、それ以上に両者の労働市

場におけるシェアの大きさに理由がある。いまでこそ大学進学率は上昇し、高卒で就職する者の比率は大きく減ったが、厚生労働省『賃金構造基本調査』の公表結果からシニア世代まで含む就業者全体の内訳を推計すると、平成 21 年度現在、就業している男性のうち、高卒は 47.4%、大卒は 36.2%、足し合わせると 8 割以上を占める。これら 2 つの層がそれぞれどのような成長を遂げているのか。この点について確認することは、日本の人材問題を吟味するための基礎資料になるはずだ。

なお、人材成長の文脈からは少し外れるが、以上の作業が、学校教育の意味を問い直すことに繋がることにも言及しておきたい。学校教育の効果をめぐっては、これまで懐疑的な意見が少なからず寄せられてきた。学校教育は役に立っていない。役立つように変わるべきだ。その声は、昨今、ますます強まっているようにもみえる。しかしながら他方で、これら批判が十分な証左なく発せられているのも事実ではないだろうか。筆者は高等教育を中心に、その効果問題を 1 つのテーマとして扱ってきたが(矢野・濱中 2006, 濱中 2009)、本稿のベースには、以上のような現状に一石を投じたいという思いもある。高卒ならびに大卒特有の人材育成の特質をどのようにみなすことができるのか。ここに高校教育、そして大学教育の意味を検討する手がかりをみることができるかもしれない。

本稿の論文構成は次のとおりである。次節で本稿が設定する 2 つの分析視角を提示し、方法を述べる。第 3 節は、本稿が用いるデータを概観する。そのうえで第 4 節において、高卒・大卒それぞれの成長の特質を把握するための分析結果を紹介し、最後に第 5 節で本稿の知見をまとめることにしたい。

2 本稿の分析視角と方法

あらためて述べれば、本稿の立脚点は「高卒か大卒かによって、成長に結びつく労働経験が異なっているのではないか」という問いである。当然ながらその検討は労働経験の側面の分だけ課題が設定されるわけだが、本稿では、従来の議論と使用する質問紙調査の内容とを照らし合わせて、次の 2 つに焦点をあてた分析を試みる。

第一に、労働経験の場にかんするものであり、具体的には、労働経験を企業内経験と企業外経験とに分けて効果を検証する。企業内／外経験の効果を分離して検討した先行研究としては、樋口 (1991) や矢野 (1998)、島 (1999) などが挙げられる。これら分析では、企業内経験のほうが企業外経験に比べて所得向上をもたらす効果が大きいことが指摘されている。また、こうした事実が、転職経験の所得減退効果をもって示されることもある。企業の側からいえば、他社での仕事経験をあまり評価しないということであるし、働いている者の側からいえば、その経験を転職後に生かすきれていないということである。

ただ、企業外労働経験の活用度合いについては、個人差もあるのではないか。たとえば、A 社と B 社のやり方。そこには通じるところもあれば、異なっているからこそ示唆となる

ところもあるはずだ。資質の高い者はこうした点の発見に長け、部分的にはあってもその発見を有効に活用することができるのではないか。とすれば、高卒よりも大卒のほうが、企業外労働経験を成長に結びつけることができているかもしれない。さらにいえば、企業内経験で生じる成長の効率性に差異がある可能性もある。果たしてデータからそのような事実を見出すことができるのか。本稿では、まず、この点を検証する。

第二は、周囲の人間関係にかんするものである。一般的に考えて、ひとりの人材が成長するさまは、周りの上司や先輩らとの関係によって大きく左右すると想定される。頻繁な対話があり、多くの指導が入るといった密な人間関係が構築されているほど、成長の度合いは大きくなるだろう。他方で、ロールモデルの大きさがしばしば説かれてきたように、見本となる上司・先輩の存在こそが個人の成長をもたらすという見方もある。

ともに職場の人間を介した学習だが、前者は労働経験における直接的な関係を重視した見解であり、後者は間接的な関係を重視した見解ともいえよう。これら両者がそれぞれどのような影響を及ぼしているかはひとつの論点だが、この第2の視点については、比較という意味も含め、これらとは対照的な学習行動も視野に入れた検討を試みたいと思う。追加するのは、職場の人間を介さない学習——自己学習要因への注目だ。

変化の激しい知識経済社会へと突入するなかで、荻谷（2006）は「学習資本主義社会」ということばを提示した。過去に習得した知識や技術よりも、自ら学ぶ力が人的資本形成の中核になる社会であり、学習能力が「資本」となる社会であり、「自ら学ぶ力」＝「学習資本」と呼べるものの形成・蓄積・転換が社会のあり方と人間形成に広く、深くかかわるようになる社会のことである。そして重要なのは、この学習能力にも個人差があるという指摘だ。荻谷はこの個人差を家庭環境と結び付けた議論を展開しているが、ここでは、論文の目的に照らし合わせて、学校教育との関連のなかで捉えることにしたい。考えてみれば、何をどのように学ぶのかを自分自身で決めることは、かなり高度な判断を要することだ。「自ら学ぶ」機会が与えられ、そのなかで学習方法を習得できた者でなければ難しいだろう。そして高校段階より自由度が大きい大学段階のほうが、自己学習の機会に恵まれているとすれば、大卒にこそ自己学習能力を鍛えた者はいるだろうし、ひいては自己学習の所得向上効果を見出すことができるかもしれない。本稿では、この点についても実証分析する。

さて、以上の視角による検証は第4節で試みるが、その中心的アプローチは、学歴別所得関数の計測にある。

冒頭でも触れた労働経済学や教育経済学の分野では、所得の規定構造把握から成長要因を議論するという方法がしばしばとられてきた（代表的なモデルとして、Mincer 1974）。ここでは、「所得＝稼得能力から職場訓練投資の機会費用を差し引いた分」と設定し、所得は労働経験年数の増加とともに二次曲線的増加がみられる（労働経験年数にプラスの効果、その二乗項にマイナスの効果がある）ものとして操作的に定義される。単純増加にならな

いのは、若い年齢ほど職場訓練投資量が大きく、その投資は労働経験年数とともに線形に減少するという仮定を組み込んでいるからである。

本稿ではこれら議論を踏まえつつ、所得向上に対する企業内／外の労働年数とそれぞれの二乗項の効果、職場の人間関係や自己学習についての変数を加えたときのその効果を見ることによって成長要因を探ることにしたい。そして分析の流れとして、まず、高卒・大卒それぞれの全体の傾向をつかみ、そのうえで「職業」変数を加えた検証を行う。成長要因の様相は、職業によって異なっている可能性もある。所得、学歴、労働経験、そして職業。ごく限られた分析ではあるが、本稿ではこれら4つの関係までせまってみたいと思う。

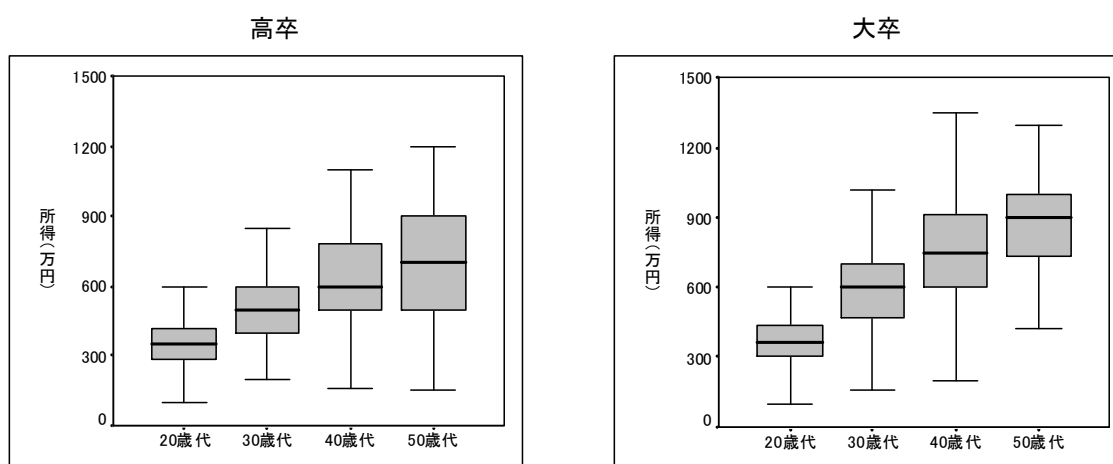
3 データの概要と変数の説明

本稿が使用するのは、(株)リクルートワークス研究所が2004年に実施したアンケート調査「働く人々の就業実態調査」の個票データである。この調査は、首都圏50km圏内で働く人々(18～59歳の男女)を対象にエリアサンプリングで実施し、5,846名から回答を得ている。働く人々の就業にかんする実態と意識を明らかにするための調査であり、最終学歴や年間所得、キャリア、職場の状況、学習行動などを尋ねる項目が含まれている。本稿ではこの調査データセットから、民間企業で正規社員として働く男性のデータを取り出し、分析することにした。男性正規社員の回答数は3,349、うち高卒は1,096、大卒は1,347である。

分析に先立ち、以下で用いるおもな変数について説明しておく。それぞれの質問項目ならびにデータの分布状況は次のとおりである。

■ 所得

昨年1年間の年収(税込み)について、数値で回答してもらったものを用いる。学歴別・年代別に所得の分布を図1に示した。高卒・大卒ともに年齢を重ねるごとに所得は増えているが、同時にかなりのばらつきが見受けられる。それだけ稼得能力に差がある、同じ学歴でも成長している者と停滞している者がいるということである。



注：外れ値ならびに極値については省略

図 4 学歴別・年代別にみた「所得」の分布

■ 労働経験年数

調査では、年齢、最終学歴、現在の企業への勤務年数について答えてもらっている。本稿では、まず「年齢－最終学歴の教育年数－6」の計算式で求めた数値を「全労働年数」とし、現在の企業への勤務年数を「企業内労働経験年数」、そして「全労働年数－企業内労働経験年数」で算出された年数を「企業外労働経験年数」として設定した。学歴別・年代別の平均値ならびに標準偏差を示すと、表1のようになる。

表 1 学歴別・年代別にみた「労働経験年数」

| | | 全労働 経験年数 | 企業内 労働経験年数 | 企業外 労働経験年数 | |
|----|-----|-------------|---------------|---------------|-------|
| 高卒 | 10代 | 平均値 | 0.43 | 0.21 | 0.21 |
| | | 標準偏差 | 0.50 | 0.42 | 0.42 |
| | 20代 | 平均値 | 7.33 | 4.37 | 3.05 |
| | | 標準偏差 | 2.86 | 3.28 | 3.10 |
| | 30代 | 平均値 | 16.91 | 10.05 | 6.85 |
| | | 標準偏差 | 2.73 | 6.21 | 6.03 |
| | 40代 | 平均値 | 25.87 | 16.33 | 9.48 |
| | | 標準偏差 | 2.76 | 9.27 | 9.28 |
| | 50代 | 平均値 | 36.54 | 24.68 | 11.80 |
| | | 標準偏差 | 2.83 | 13.30 | 13.09 |
| 大卒 | 20代 | 平均値 | 3.95 | 2.31 | 1.62 |
| | | 標準偏差 | 2.14 | 1.99 | 1.74 |
| | 30代 | 平均値 | 12.90 | 9.28 | 3.64 |
| | | 標準偏差 | 2.78 | 4.77 | 4.33 |
| | 40代 | 平均値 | 22.42 | 16.27 | 6.15 |
| | | 標準偏差 | 2.82 | 7.65 | 7.42 |
| | 50代 | 平均値 | 31.88 | 24.51 | 7.40 |
| | | 標準偏差 | 2.74 | 10.05 | 10.07 |

■ 周囲の人間関係

この変数については2つの回答を用いる。1つは直接的な関係による学習にかんするものであり、「今の職場の上司とは、仕事上の対話は必要十分に行っている」という項目に対する回答である。これは、「あてはまる」か「あてはまらない」かの二者択一で尋ねているので、「あてはまらない」を「0」、「あてはまる」を「1」とするダミー変数とした。いま1つは、間接的な人間関係による学習、ロールモデルにかんするものであり、「“いつかあの人のようになりたい”と強くあこがれる人がいる」という項目に対する回答である。5件法で尋ねているので、「あてはまらない」＝「1」～「あてはまる」＝「5」というように得点を与えている。なお、学歴別の分布状況を示すと、表2のとおりである。

■ 自己学習

調査では、「最近1ヶ月に、自分の意志で仕事にかかわる新しい知識やスキルを身に付けたり、資格を取るための取り組みをしましたか」という問いについて、「行った」か「行ってない」かで回答してもらい、「行った」場合には、その時間数についても記述してもらっている。時間数の回答をみると、そのばらつきはかなり大きいので、本稿では「0時間以上10時間未満」の自己学習をした者、「10時間以上」の自己学習をした者にそれぞれ「1」を与える2つのダミー変数を作成した。学歴別の自己学習状況は表3のとおりである。

表2 学歴別にみた「上司との対話」・「ロールモデルの存在」の状況

| | 上司との十分な対話 | | 合計 |
|----|-----------|-------|---------------|
| | なし | あり | |
| 高卒 | 65.6% | 34.4% | 100.0% (1096) |
| 大卒 | 59.9% | 40.1% | 100.0% (1347) |
| 合計 | 62.5% | 37.5% | 100.0% (2443) |

| | ロールモデルの存在 | | | | | 合計 |
|----|-----------|-----------|-----------|---------|-------|---------------|
| | あてはまらない | ややあてはまらない | どちらともいえない | ややあてはまる | あてはまる | |
| 高卒 | 14.3% | 8.7% | 37.1% | 24.7% | 15.2% | 100.0% (1092) |
| 大卒 | 9.8% | 12.1% | 38.9% | 23.7% | 15.5% | 100.0% (1347) |
| 合計 | 11.8% | 10.6% | 38.1% | 24.1% | 15.4% | 100.0% (2439) |

表 3 学歴別にみた「自己学習」の状況

| | 自己学習 | | | 合計 |
|----|--------|-----------------|--------|---------------|
| | 行っていない | 0時間以上 10時間未満 | 10時間以上 | |
| 高卒 | 86.9% | 5.4% | 7.7% | 100.0% (1080) |
| 大卒 | 78.9% | 9.0% | 12.1% | 100.0% (1333) |
| 合計 | 82.5% | 7.4% | 10.1% | 100.0% (2413) |

4 分析結果

4.1 企業内／外労働経験の効果にみる学歴間の相違

企業内／外労働経験の効果から確認する。表 4 は、全労働経験年数とその二乗項によって所得を推計した結果（モデル 1）、そこにマイナスの効果が予想される転職経験にかんするダミー変数（転職経験有=1，無=0）を加えた分析結果（モデル 2）、さらに労働経験年数を企業内経験と企業外経験に分離して推計を行った 3 つの結果（モデル 3，モデル 3.1，モデル 3.2）を示したものである。なお、従属変数に用いた所得は、推計のうえで対数変換している。したがって、（企業内／外）労働経験年数の係数それぞれの値は、年数が 1 年増加すれば、所得が何%増加するのかを意味すると解釈できる。また、それぞれの分析では、プラスの効果が予想される企業規模変数も追加している。

まず、正規社員として働く男性全体のデータを用いて全労働経験年数を投入したモデル 1 の結果をみると、先行研究の指摘を追認する結果となっている。労働経験年数が 1 年増すごとに所得は上昇するが、二乗項にはマイナスの効果が確認される。大企業ほど所得が高い。また、モデル 2 でも、転職ダミーにマイナスの係数が認められるという従来の知見どおりの結果が得られている。日本社会において転職は、現在も所得減少をもたらす不利な行動となっている。

次いでモデル 3 の結果をみると、転職が不利という結果からも容易に予測がつくように、企業「内」労働経験年数に比べて、企業「外」労働経験年数が持つ所得向上効果はかなり限られたものになっていることがわかる。企業内労働経験年数の 1 年増加は所得を 5.8% 上昇させるが、企業外労働経験年数が 1 年追加しても所得は 3.0% しか増えない。2 倍近い差が開いており、これは学歴別にみても大きくは変わらない（モデル 3.1 ならびに 3.2）。

だが、同時に指摘されるのは、企業内労働経験にしても、企業外労働経験にしても、それがより有効に働くのは大卒だということである。企業「内」経験年数が 1 年増えても、高卒の場合は 5.0% しか所得が上昇しない一方で、大卒の場合は 6.3% の上昇が認められる。それだけ効率的に成長しているということだ。そしてさらに注目されるのは、企業「外」労働経験の効果である。大卒のその数値は 3.4%。高卒の 2.3% に比べて 1.5 倍ほど大きい値

を示している。大卒の場合は、不利に働きやすい転職を経ても、転職前の労働経験がより評価される働き方ができていると解釈されよう。

表 4 分析結果 (1)

| | モデル1 (男性全体) | モデル2 (男性全体) | モデル3 (男性全体) | モデル3.1 (高卒のみ) | モデル3.2 (大卒のみ) |
|--------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|------------------------|------------------------|
| 定数 | 5.195 *** (191.197) | 5.265 *** (186.157) | 5.350 *** (213.465) | 5.480 *** (142.446) | 5.377 *** (126.763) |
| 労働経験年数 | 0.063 *** (23.468) | 0.067 *** (24.743) | | | |
| 労働経験年数 2乗項 | -0.001 *** (-15.285) | -0.001 *** (-16.355) | | | |
| 企業内労働経験年数 | | | 0.058 *** (23.499) | 0.050 *** (14.287) | 0.063 *** (15.502) |
| 企業内労働経験年数 2乗項 | | | -0.001 *** (-12.176) | -0.001 *** (-6.688) | -0.001 *** (-7.461) |
| 企業外労働経験年数 | | | 0.030 *** (11.781) | 0.023 *** (6.319) | 0.034 *** (6.673) |
| 企業外労働経験年数 2乗項 | | | 0.000 *** (-5.697) | 0.000 * (-2.297) | 0.000 (-1.584) |
| 企業規模 | 0.049 *** (23.358) | 0.042 *** (18.610) | 0.042 *** (18.570) | 0.017 *** (4.799) | 0.039 *** (10.344) |
| 転職ダミー | | -0.123 *** (-7.858) | | | |
| 調整済みR ² | 0.426 | 0.440 | 0.452 | 0.450 | 0.509 |

従属変数：所得の対数をとったもの、回帰係数の下のカッコ内は t 値。以下の表も同様。

4.2 人間関係内学習と自己学習の効果にみる学歴間の相違

次いで現在の学習のあり方に目を向けたとき、成長要因をどのようにみることができているのかをみてみよう。周囲の人間はどう影響しているのか。自己学習の効果はどうか。表 5 は、これらにかんする変数を加えて、学歴別に分析した結果である。

ここから明らかになるのは、学歴によって効果のある経験が異なっていることである。まず高卒については、周囲の人間関係のなかで成長している様相がうかがえる。上司との対話、ロールモデルの両者ともにプラスの効果を確認される一方で、自己学習にかんする 2 つのダミー変数に有意な効果は認められない。他方で、大卒の所得は、上司やロールモデルによって向上するものではなく、自己学習経験によって向上するものとなっている。

上司との対話、ロールモデル、そして自己学習。いずれも成長要因になりそうだが、学校教育経験による違いというものがあるようだ。周りの人間関係で成長が決まる高卒。自己学習によって成長が左右される大卒。いわば、まったく逆の結果となっている。

第 1 節でも触れたように、高校と大学とでは、教育年数という量的側面のみならず、教育のあり方も異なっているといえるだろう。繰り返しになるが、スクール形式という受身

の教育が中心である高校教育と、能動的な学習経験が増える大学教育。知識の習得と応用がその中心ともいえる高校教育と、問題とその解決法の発見が重視される大学教育。それぞれの学歴段階で「優れ方」も違って来るはずだ。こうした教育の質的特質が、以上の所得関数結果に反映していると読むこともできる。

表 5 分析結果 (2)

| | 高卒 | | 大卒 | |
|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| | モデル4.1 | モデル4.2 | モデル4.1 | モデル4.2 |
| 定数 | 5.375 *** (114.137) | 5.320 *** (93.665) | 5.401 *** (124.497) | 5.388 *** (98.987) |
| 労働経験年数 | 0.055 *** (12.313) | 0.056 *** (12.475) | 0.063 *** (15.363) | 0.063 *** (15.377) |
| 労働経験年数 2乗項 | -0.001 *** (-7.258) | -0.001 *** (-7.374) | -0.001 *** (-8.261) | -0.001 *** (-8.297) |
| 企業規模 | 0.020 *** (5.588) | 0.020 *** (5.666) | 0.033 *** (9.380) | 0.034 *** (9.438) |
| 転職ダミー | -0.127 *** (-5.347) | -0.126 *** (-5.327) | -0.103 *** (-4.496) | -0.103 *** (-4.471) |
| 上司との対話ダミー | 0.050 + (14.287) | | 0.009 (0.440) | |
| ロールモデルの存在 | | 0.018 * (2.045) | | 0.004 (0.466) |
| 自己学習 0時間以上10時間未満ダミー | 0.052 (1.131) | 0.055 (1.207) | 0.031 (0.890) | 0.030 (0.872) |
| 自己学習 10時間以上ダミー | 0.036 (0.889) | 0.029 (0.693) | 0.115 *** (3.886) | 0.114 *** (3.877) |
| 調整済みR ² | 0.414 | 0.414 | 0.516 | 0.516 |

4.3 職業領域による違いはあるか

ただし、以上の分析結果については、確かめておかなければならないことがある。「職業」の影響だ。職業によって人材の成長のありようが異なっていることは容易に想像がつく。それゆえ労働経済学者や経営学者の人材育成分析は特定の職業を扱っていることを断ったうえでの議論として展開されているし、職業による違いを所得関数であらわした分析もある(矢野 1998)。だとすれば、高卒と大卒の成長要因に違いがあるとしても、それは職業分布に違いがあるからそのようにみえているだけだという可能性も捨て切れない。職業領域を統制しつつ、表 4 ならびに表 5 と同様の検討を加えて結果を確かめる必要がある。

とはいえ、この作業を正確に行うことはかなり難しい。まず、職業の移動まで含めて検討しようとする、そのパターンは膨大な数にのぼる。移動という視野をいったん除いて、現職による統制を試みようとしても、どれほどの細かさでの職業分類を設定するかといった新たな問題がもちあがる。そこで、ここでは分析に耐え得るサンプル数の確保という点

も考え、試みとして「現職」が「事務職・営業職」と「専門技術職」である 2 つのおおまかなグループを取り上げ、それぞれの分析を行いたいと思う。

表 6 には表 4 の、表 7 には表 5 の分析を職業別に行った結果を示した。興味深い点として、次の 3 つを指摘しておきたい。

表 6 分析結果 (3)

| | 事務職・営業職 | | 専門技術職 | |
|--------------------|-----------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| | 高卒 | 大卒 | 高卒 | 大卒 |
| 定数 | 5.665 *** (59.165) | 5.443 *** (94.539) | 5.383 *** (72.882) | 5.536 *** (81.874) |
| 企業内労働経験年数 | 0.035 *** (4.349) | 0.058 *** (11.836) | 0.056 *** (8.719) | 0.055 *** (7.691) |
| 企業内労働経験年数 2乗項 | -0.000 (-1.194) | -0.001 *** (-5.254) | -0.001 *** (-5.023) | -0.001 *** (-4.101) |
| 企業外労働経験年数 | 0.019 * (2.379) | 0.035 *** (5.218) | 0.024 *** (3.396) | 0.029 *** (3.826) |
| 企業外労働経験年数 2乗項 | -0.000 (-0.066) | -0.000 (-1.101) | -0.001 (-0.691) | 0.000 (-0.634) |
| 企業規模 | 0.010 (1.227) | 0.035 *** (7.104) | 0.026 *** (3.783) | 0.033 *** (5.905) |
| 調整済みR ² | 0.338 | 0.537 | 0.526 | 0.476 |

第一に企業内／外労働経験の効果が学歴によって違うというのは、事務職・営業職を中心に生じているということである。表 6 をみると、事務職・営業職については、企業内労働経験の係数が高卒で 0.035、大卒で 0.058、企業外労働経験の係数が高卒で 0.019、大卒で 0.035 となっており、高卒より大卒のほうに大きい効果が確認される。ところが専門技術職にそのような傾向は認められない。企業内労働経験の係数が高卒で 0.056、大卒で 0.055、企業外労働経験の係数が高卒で 0.024、大卒で 0.029 となっており、両者のあいだに差異はない。大学教育の強みはその専門性にあるという見方もあるが、逆に言えば確固たる専門知がある職業世界では、職場での訓練を積むことがなによりも重要だということかもしれない。そして逆に、文系ホワイトカラーのような専門知が曖昧な世界においてこそ、大学教育は生きてくるとも読み取れよう。

第二に、高卒全体として有意だった周囲の人間関係のなかでの成長要因だが、職業領域によってその内実は異なる。事務職・営業職で有意な効果があるのはロールモデルの存在、他方で専門技術職にとって重要なのは上司との対話である。これについても、第 1 の点と同様、領域で必要とされる知識の特質にその理由をみることができるように思う。専門知が明確な専門技術職では、上司の指摘一つひとつが成長の重要な後押しになる。しかし、文系ホワイトカラーでは事情が違う。専門知が曖昧な世界では、上司の指摘も——かりにそれが的を射たものであったとしても——その意味を理解するにはそれなりの経験が必要

だということなのかもしれない。それゆえ、ロールモデルという具体的な姿のほうが、これから成長しようとする者にとって重要な情報になっているとも解釈できよう。

表 7 分析結果 (4)

| | 事務職・営業職 | | | |
|------------------------|-----------------------|-----------------------|------------------------|------------------------|
| | 高卒 | | 大卒 | |
| 定数 | 5.535 *** (48.364) | 5.426 *** (40.998) | 5.349 *** (86.959) | 5.323 *** (70.627) |
| 労働経験年数 | 0.041 *** (3.979) | 0.043 *** (4.192) | 0.073 *** (13.525) | 0.073 *** (13.549) |
| 労働経験年数 2乗項 | -0.000 + (-1.790) | -0.001 + (-1.942) | -0.001 *** (-7.840) | -0.001 *** (-7.866) |
| 企業規模 | 0.014 + (1.795) | 0.014 + (1.849) | 0.030 *** (6.170) | 0.030 *** (6.195) |
| 転職ダミー | -0.066 (-1.326) | -0.069 (-1.393) | -0.088 *** (-2.923) | -0.087 ** (-2.888) |
| 上司との対話ダミー | 0.029 (0.599) | | -0.003 (-0.134) | |
| ロールモデルの存在 | 0.030 + (1.688) | | 0.007 (0.569) | |
| 自己学習 0時間以上10時間未満ダミー | 0.059 (0.665) | 0.058 (0.656) | 0.079 + (1.685) | 0.078 + (1.664) |
| 自己学習 10時間以上ダミー | 0.061 (0.807) | 0.050 (0.665) | 0.094 * (2.335) | 0.092 * (2.275) |
| 調整済みR ² | 0.326 | 0.334 | 0.559 | 0.559 |

| | 専門技術職 | | | |
|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| | 高卒 | | 大卒 | |
| 定数 | 5.281 *** (57.454) | 5.239 *** (46.911) | 5.533 *** (72.944) | 5.501 *** (59.622) |
| 労働経験年数 | 0.057 *** (6.900) | 0.058 *** (6.880) | 0.054 *** (6.954) | 0.054 *** (7.018) |
| 労働経験年数 2乗項 | -0.001 *** (-4.241) | -0.001 *** (-4.212) | -0.001 *** (-3.649) | -0.001 *** (-3.727) |
| 企業規模 | 0.028 *** (3.895) | 0.029 *** (4.024) | 0.035 *** (5.459) | 0.035 *** (5.486) |
| 転職ダミー | -0.105 *** (-2.189) | -0.102 * (-2.101) | -0.077 + (-1.834) | -0.077 + (-1.834) |
| 上司との対話ダミー | 0.084 + (1.905) | | 0.019 (0.516) | |
| ロールモデルの存在 | 0.018 (0.992) | | 0.010 (0.693) | |
| 自己学習 0時間以上10時間未満ダミー | -0.065 (-0.867) | -0.047 (-0.783) | -0.053 (-1.000) | -0.055 (-1.031) |
| 自己学習 10時間以上ダミー | -0.054 (-0.713) | -0.061 (-0.783) | 0.082 + (1.757) | 0.082 + (1.757) |
| 調整済みR ² | 0.506 | 0.500 | 0.465 | 0.465 |

そして第三は、大卒の自己学習の効き方についても、職業による違いが見受けられるということだ。専門技術職では、自己学習に意味があるにしても、1ヶ月に10時間以上の自己学習をしなければ、有意な効果はあらわれない。一部の非常に熱心な者のみ所得の向上が確認される世界である。他方で事務職・営業職は、徐々に自己学習の成果があらわれる職業になっている。0時間以上10時間未満の自己学習をしている者には8%弱の所得向上が、10時間以上の自己学習をしている者には9%強の所得向上が認められる。

5 結びにかえて

本稿は、(株)リクルートワークス研究所の「働く人々の就業実態調査」(2004年)データを用いて学歴別所得関数を計測し、そこから高卒・大卒それぞれの人材としての成長要因について検討した。注目したのは、企業内/外労働経験の効果、ならびに上司との対話、ロールモデル、そして自己学習の効果の実態である。その結果からは、学歴によって成長する要因もその程度も異なっていることが明らかになった。全体として、企業内労働経験のほうが企業外労働経験よりも所得向上に繋がるが、そのどちらにおいても大卒のほうに大きな効果が認められ、大卒には企業外労働経験をも成長の糧にしているところがある。また、高卒には周囲の助けによって成長する側面がある一方で、大卒の成長は自己学習によって生じていた。

ただし、こうした実態も、さらに職業といった視点を加えて見直してみると、やや異なった姿をみせるようになる。本稿で扱えたのは、事務職・営業職、そして専門技術職という2つのカテゴリーだけであったが、それでも、成長における学歴・労働経験・職業の錯綜した関係が十分に浮かび上がってきたように思う。

人材成長の特質を探ろうとした研究は膨大な数にのぼる。そのなかで本稿の示唆を強調するとすれば、おおきく次の2点になろう。

第一は、人材成長のありようは、職業のみならず、学歴によっても異なるということに自覚的になる必要があるということだ。今回の分析の焦点は、高卒・大卒男性正規社員それぞれの所得関数の計測にあり、さらに用いた経験変数も、扱った職業領域も限られている。学歴別の人材成長の特質をつかむには、対象や経験を広げた分析が求められることはいうまでもないが、逆に言えば、これだけ限定された分析ですら相違点が認められたのは興味深い。経験が大事だとはいえ、なんでもかんでも経験すればよいというわけではない。本稿の実証分析を踏まえれば、大卒に上司との対話やロールモデルの必要性を説いたり、あるいは高卒に安易に転職を勧めたり自己学習を強いたりするのは、あまり効果のないことである。それぞれの人材に見合った経験を抽出することも大事な課題となる。

第二に、量・質双方の側面を視野に入れて、学校教育の効果を理解するよう心がける必要がある。学歴の違いが人的資本量の違いだけを意味するのであれば、高卒・大卒それぞれ

れの所得関数計測結果からは、係数の違いだけが抽出されるはずである。教育経済学で積み重ねられてきた収益率の計算も、その抽出を試みた検証だといえよう。だが、今回の実証分析の結果として明らかになったのは、係数の大きさのみならず、有意になる変数そのものが違うことがあるということだった。高卒と大卒とのあいだには、いわば別の人種とみなされるような相違点があるということである。教育年数の蓄積量が、人材としての成長に「どの程度の影響」を及ぼすのか。さらには教育経験の違いが、人材としての成長における「どのような質的違い」をもたらすのか。両者の視点を含めつつ、学校教育と労働経験の効果を繋ぐことが大事になってくる。

人材成長の特質については、それを扱った先行研究の多さにもかかわらず、まだわかっていないことが多い。それだけ大きなテーマだということなのだろう。そのなかで、学校教育経験と労働経験との組み合わせからの再検討という手法は、新たな切り口になるように思う。本稿で扱えた分析はごく一部に過ぎないが、そのひとつの試みとして有意義なものであることを願う。

謝辞

本研究は、文部科学省委託研究「近未来の課題解決を目指した実証的社会科学研究推進事業」（研究課題『すべての人々が生涯を通じて成長可能となるための雇用システム構築』（研究代表者：玄田有史）による援助を受けている。

二次分析にあたり、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターから「働く人々の就業実態調査（ワーキングパーソン調査）2004」（株式会社リクルートワークス研究所）の個票データの提供を受けた。

本稿の作成に当たって、有田伸先生（東京大学社会科学研究所）から大変有益なご助言をいただいた。ここに記して、深く感謝申し上げます。

文献

荒井一博，1995，『教育の経済学』有斐閣。

濱中淳子，2009，『大学院改革の社会学』東洋館出版社。

樋口美雄，1991，『日本経済と就業行動』東洋経済新報社。

金井壽宏，2002，『働くひとのためのキャリア・デザイン』PHP 研究所。

苅谷剛彦，2006，「学歴社会から学習資本主義社会へ——『自ら学ぶ力』べた褒め社会の光と影」『中央公論』中央公論新社，121(3): 234-45。

小池和男・猪木武徳編，1987，『人材形成の国際比較——東南アジアと日本』東洋経済新報社。

小池和男・猪木武徳編，2002，『ホワイトカラーの人材形成——日米英独の比較』東洋経済新報社。

- Mincer, J., 1974, *Schooling, Experience, and Earnings*, New York: Columbia University Press.
- 小塩隆士, 2002, 『教育の経済分析』日本評論社.
- 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段面」『組織科学』33(2): 23-32.
- 橋本俊詔・連合総合生活開発研究所編, 1995, 『「昇進」の経済学——なにが「出世」を決めるのか』東洋経済新報社.
- 矢野眞和, 1996, 『高等教育の経済分析と政策』玉川大学出版部.
- , 1998, 「所得関数の計測からみた教育と職業」苅谷剛彦編『1995年SSM調査シリーズ 11 教育と職業——構造と意識の分析』1995年SSM調査研究会, 105-18.
- 矢野眞和・濱中淳子, 2006, 「大学教育の効果を計測する 検証 1 大学の教育は出世に係るか」『リクルート カレッジマネジメント』138: 34-8.

第7章 男性就業者における個人の学習行動が所得・正社員への移行可能性 に与える影響の分析

小川 和孝

要 旨

本研究の目的は、第一に、企業によらない個人の自発的な学習行動が人々の所得を上昇させる効果がどの程度あるのかということと、第二に、自発的な学習行動が非正社員から正社員への就業形態の移行に有効な影響が持つかどうかを明らかにすることである。

リクルートワークス研究所が行った「ワーキングパーソン調査 2006」を用いて、男性就業者をサンプルとした分析を行った。第一に、正社員・非正社員それぞれの年収について、学歴や勤続年数・企業規模などを統制した分析を行ったところ、自発的な学習行動によって正社員の所得は高まる傾向があるが、非正社員についてはそれが当てはまらないことが確認された。第二に、前職非正社員と初職非正社員をケースとした分析を行ったところ、非正社員が正社員へと移行する際に、自発的な学習行動がその可能性を高めていることが明らかになった。

第7章 男性就業者における個人の学習行動が所得・正社員への移行可能性に与える影響の分析

小川 和孝

1 問題設定

本研究の目的は、第一に、企業によらない個人の自発的な学習行動が人々の所得を上昇させる効果がどの程度あるのかということと、第二に、自発的な学習行動が非正社員から正社員への就業形態の移行に有効な影響が持つかどうかを明らかにすることである。

日本社会は90年代からの長期不況などにより、雇用環境が大きく変化してきたと言われる。例えば、大企業といえども終身雇用が保証されなくなったことや、非正社員の増大である。社会の流動性が高まり、高度に情報化されて個々人の選択と責任が重視される現代社会をBaumanは「個人化」と呼んでいるが、そうした状況はある程度日本についても当てはまると言えるだろう (Bauman 2001=2008)。

そうした個人化が進んだ社会においては、個人の持つ知識や技能が重要になってくるという考え方が可能である。実際、Becker (2002) は個人の持つ知識、情報、技能などの人的資本が現代の経済においてますます価値を高めていると主張している。そして、生涯にわたってそれら人的資本に投資を行う必要が生じてきているとも述べている。

本研究は、これらを踏まえ現代日本社会において個人による自発的な学習行動という人的資本への投資が持つ意味を考察する。

男性就業者を対象として分析した結果を要約すると、第一に自発的な学習行動によって正社員の所得は高まる傾向があるが、非正社員についてはそれが当てはまらない。また第二に、非正社員が正社員へと転職する際に、自発的な学習行動がその可能性を高めていることが明らかになった。

2 先行研究の検討

人々は、学校教育を経て様々な知識や技能を得ているだけでなく、学校卒業後にも職場の教育訓練によってそれらを高めてゆく。小池 (2005) は、幅広く深い実務訓練 (OJT) と、それを補う短い研修コースの訓練 (OffJT) によって、労働者の知的熟練が形成されると述べている。そして、その知的熟練が職場の生産性を大きく左右し、労働者のキャリアとなるものだとしている。

また、上西 (2004) は労働者の能力開発の方法として、OJT と OffJT の他にさらに自己啓発を挙げている。それによれば、自己啓発とは労働者が自発的に行う能力開発であり、ま

た近年その比重が増してきているという。すなわち、今日では大企業といえども、倒産や大幅な人員削減を余儀なくされる場合があり、雇用が守られても部門の再編・廃止などでキャリアが断絶してしまう可能性がある。そのため、企業主導の能力開発から個人の主体的なキャリア形成が重要になってきているというわけである。

藤村（2003）も、雇用不安のもとで、能力開発の主体が企業から労働者へと意識の面で変わりつつあることが見られる一方、キャリア形成を主体的に考えている労働者は少数にとどまっていることを確認している。そのため、これまで企業主体で行なわれてきた OJT に加え、自己啓発のような企業外の教育訓練機関による OffJT を計画的・主体的に行うことが労働者の雇用安定につながると指摘している。

実際、自己啓発を実施している労働者の数は増加している傾向が見られる。厚生労働省が毎年実施している『能力開発基本調査』の個人調査結果を見てみると、「過去1年間に自己啓発を実施したものの割合」は平成18年度調査では正社員で46.2%、非正社員で23.4%であった。これが平成20年度調査になると、正社員で58.1%、非正社員で32.7%と増加していることが分かる。

また、自己啓発とは単に知識や技能の獲得ではなく、習慣性という観点からも捉えることが可能である。矢野（2009）は、工学系の大学を卒業した人々のデータを用いて、大学での知識の獲得は直接には所得に結び付いていないが、現在の知識や技能を向上させる効果があり、間接的に現在の所得を向上させているということをパス解析によって明らかにしている。すなわち、大学在学時からの個人の学習の行動の積み重ねによって、仕事上の結果にプラスの影響をもたらされているというのである。矢野はこれを「学び習慣」仮説と呼んでいる。

矢野の上記の知見はまた、Bowles and Gintis (1976=1986) や、Heckman and Rubinstein (2001) が強調する、忍耐力・意欲などの非認知的スキルの重要性とも関わってくるものであると考えられる。

本研究もこれらの枠組みを援用しつつ、個人による自発的な学習が労働者の能力を向上させているのではないかという仮定を置く。そして分析を行うのは次の2点である。

第一に、個人による自発的な学習は正社員／非正社員という区別を置いた上でも有効かどうかである。一般に、正社員は雇用契約の定めがないため、長期の訓練蓄積を前提とされる。ゆえに学習による能力開発という面でも、非正社員とは異なったあり方を示すかもしれない。この点に関しては、人的資本理論に基づいた Mincer 方程式を用いた分析を行う。

第二に、非正社員から正社員への移行可能性についてである。日本においては正社員・非正社員間の賃金格差が大きく、それらを是正するだけでなく、非正社員の若者たちが最終的には正社員へと移行できることが望ましいということが言われる（小杉 2003）。

もちろん、非正社員を正社員へと単に移行させればよいという問題ではないだろう。正社員間での所得格差が拡大しているという議論もあるからである。また、正社員ではない

非典型労働についている人々は、労働市場から排除されているという見方が当てはまる層は多くはなく、必ずしも多くが正社員に移行したいと思っていないわけではないという指摘もある（佐藤 1998; 佐藤・小泉 2007）。

しかし、非正社員から正社員への流動性は決して高いとは言えない。厚生労働省の『労働経済白書（平成 18 年度版）』は、『労働力特別調査』および『労働力調査（詳細結果）』を集計し、在学中の者を除いた 15～34 歳の離職者の転職前後の雇用形態を掲載している（第 3-（2）-6 図）。それによれば、前職が非正社員の者のうち、1 年以内に正社員になった者は 90 年代前半には 20% 台半ばで推移していたが、その後持続的に低下し、2005 年には 20% を切っている。

また、石田（2005）は学校を離れた直後に非典型雇用に従事すると、正規雇用への移行が難しくなること、初職入職年度の失業率が非典型雇用になる確率を高めるということを指摘している。本人に帰責できない時代的な要因が非典型雇用になる確率を高め、かつ一度それについてしまうとその後抜け出すことが難しいというのである。こうしたことを踏まえると、非正社員から正社員への移行を容易にする要因について検討することは意義のあることだと考えられる。

玄田（2008）は、『就業構造基本調査』の個票データを用いて、前職が非正社員だった離職者が、正社員への移行した際の規定要因について検討を行っている。そこで得られている知見は、(1)女性・有配偶者であることや、年齢が高いことなど、労働供給上の制約が移行を抑制していること、(2)失業率が低い地域であること、医療・福祉分野の職であること、高学歴者など専門性に基づく個別の労働需要の強さが正社員への移行を促進すること、(3)非正社員としての離職前 2 年から 5 年程度の同一企業における継続就業経験が、正社員への移行を有利にするということである。特に(3)に関しては、シグナリング仮説の観点から、一定期間の継続就業の経歴が、潜在能力や定着性向に関する指標となっているということが述べられている。

以上のように、正社員・非正社員間の移行の障壁を規定する要因は実証的な分析がなされつつあるものの、個人の自発的な学習という面からはまだ検討がなされていない。

本研究は、『就業構造基本調査』ほどの大規模なデータを扱うものではないため、多くの要因について検討することはできない。しかし、個人による自発的な学習行動という新たな変数を導入することで、それが非正社員から正社員への移行に影響を与える可能性について考察を行ってみたい。

3 分析の枠組み

3.1 使用するデータ

使用するデータは、リクルートワークス研究所が行った「ワーキングパーソン調査

2006」である。調査対象は首都圏 50 km（東京都，神奈川県，千葉県，埼玉県，茨城県）で，学生を除いた正規社員・正規職員，契約社員・嘱託，派遣，パート・アルバイト，業務委託として 2006 年 7 月最終週に 1 日でも就業している 18～59 歳の男女である。サンプル数は 6,500 名で男性 3,806 名，女性 2,694 名となっている。調査は 2006 年 8 月 24 日から 9 月 7 日の間に，訪問留め置き法で行われた。

3.2 分析の方法と仮説

本研究では，男性サンプルに限定した分析を行う。日本においては，男女で就業形態や勤続年数に違いがあることがよく知られており，同時に扱うことはできない。一般に女性は，結婚や出産にともなう就業の中断があり，収入の分析が難しい。そこで，本研究では男性サンプルに限定をするが，もちろん労働市場におけるジェンダーの問題が無視されてよいというわけではない。

分析は大きく分けて 2 つからなる。第一に，正社員・非正社員それぞれの収入を従属変数としたものである。学歴や勤続年数，企業規模，職種などを考慮に入れた上で，学習行動が正の影響をもたらすのではないかという仮説を立てて分析を行う。すなわち，「個人の学習行動は正社員／非正社員という雇用形態の区別を入れても，所得に正の影響を与えている」という仮説である。

第二に，非正社員から正社員への移行を従属変数としたものである。これについても，学習行動が移行を容易にするのではないかという仮説を立てる。すなわち，「個人の学習行動は非正社員から正社員への移行の可能性を上昇させる」である。

なお，本研究で用いる学習行動とは，次の表 1 に挙げてあるとおり，最近 1 ヶ月間に「自分で書籍やテキストを読んで学んだ」，「テレビ，ラジオの講座を視聴して学んだ」，「専門分野に詳しい人の話を聞いた」，「各種講演会やセミナーに参加した」のいずれかを実施したかどうかというものである。よって，最近 1 ヶ月間のこうした行動が前年の所得を高めるということ因果的にあり得ない。しかし，ここでは阿部・黒澤・戸田（2004）が「ワーキングパーソン調査 2002」を用いた分析と同様に，次のような方法をとる。すなわち，これらは，定期的なスクールや講座を受けたり，学校に通ったりというような学習に比べて，よりインフォーマルかつ日常的な学習であると捉える⁶。そしてこれらを人々の日常的な学習傾向や学習意欲を示す代理変数として用いるのである。こうして，学習行動が因果的に先行していると推定した分析を行う。

⁶ その他に学習行動として尋ねている質問項目は次の通りである。「都道府県や市町村主催の公共講座で学んだ」，「民間のスクールや講座（企業主催を含む）で学んだ」，「専門学校・各種学校で学んだ」，「職業訓練校で学んだ」，「大学の公開講座で学んだ」，「大学に在籍して学んだ」，「社会人大学院，ビジネススクールで学んだ」，「インターネットを使った通信教育で学んだ」，「インターネット以外の通信教育で学んだ」。

4 使用する変数

次に、本研究で使用する変数の一覧と、それらの記述統計量を示しておく。

表 1 使用する変数の一覧

| | |
|---------------|--|
| 年収の対数値 | 昨年の年収(2005年4月～2006年3月末までの税込みの実績)の自然対数値 |
| 前職→現職正社員転換ダミー | 「Q32 前の勤務先(現在の勤務先の、直前の勤務先)の働き方は次のどれにあてはまりますか。」と「Q1 あなたの現在の働き方(就業形態)は、次のどれにあたりますか。」で、正社員・正職員以外→正社員・正職員のものを1、正社員・正職員以外→正社員・正職員以外のものを0、その他を欠損値としたダミー変数。 |
| 初職→現職正社員転換ダミー | 「Q23A はじめて社会人になったときの働き方(就業形態)」と「Q1 あなたの現在の働き方(就業形態)は、次のどれにあたりますか。」で、正社員・正職員以外→正社員・正職員のものを1、正社員・正職員以外→正社員・正職員以外のものを0、その他を欠損値としたダミー変数。 |
| 年齢 | |
| 教育年数 | 「F7 あなたの最終卒業校は次のどれですか。」→「中学校」を9、「高等学校」を12、「専修各種学校」・「短期大学」・「高等工業専門学校」を14、「大学」を16、「大学院」を18とする変数。 |
| 現職勤続年数 | 調査年である2006年から「Q5 あなたが現在の勤務先に入社したのはいつですか」の入社年を引いた値。 |
| 現職勤続年数の2乗 | |
| 中企業ダミー | 「Q8 現在の勤務先の従業員数(常用雇用のアルバイト・パートを含む人数)は会社全体でどれくらいですか。」で、30～299人までを1、それ以外をと0とするダミー変数。 |
| 大企業ダミー | 「Q8 現在の勤務先の従業員数(常用雇用のアルバイト・パートを含む人数)は会社全体でどれくらいですか。」で、300人以上を1、それ以外をと0とするダミー変数。 |
| 官公庁ダミー | |
| 正社員ダミー | |
| 専門職・技術職ダミー | |
| 管理職ダミー | |
| 仕事への取り組み姿勢 | Q3 あなたは、どの程度仕事をしたいと思っていますか。」で、「人並み以上に仕事をしたい」、「どちらかという人並み以上に仕事をしたい」、「人並みの仕事をしたい」、「どちらかというあまり仕事をしたくない」、「仕事をしたくない」にそれぞれ5から1のスコアを与えたもの。 |
| 学習行動ダミー | 「Q43 最近1か月に、自分の意志で仕事にかかわる新しい知識やスキルを身につけたり、資格を取るための取り組みをしましたか。」で、「自分で書籍やテキストを読んで学んだ」、「テレビ、ラジオの講座を視聴して学んだ」、「専門分野に詳しい人の話を聞いた」、「各種講演会やセミナーに参加した」のいずれか1つでも行っていると回答した人を1、それ以外を0としたダミー変数。 |

表 2 使用する変数の記述統計量

| 変数名 | N | 最小値 | 最大値 | 平均 | 標準偏差 |
|----------------|------|-------|-------|--------|--------|
| 年収の対数値 | 3352 | 3.00 | 7.74 | 6.152 | 0.566 |
| 年齢 | 3352 | 18.00 | 59.00 | 38.618 | 10.900 |
| 教育年数 | 3352 | 9.00 | 18.00 | 13.870 | 2.230 |
| 現職勤続年数 | 3352 | 0.00 | 44.00 | 11.664 | 10.555 |
| 中企業ダミー | 3352 | 0 | 1 | 0.294 | 0.456 |
| 大企業ダミー | 3352 | 0 | 1 | 0.382 | 0.486 |
| 官公庁ダミー | 3352 | 0 | 1 | 0.039 | 0.194 |
| 正社員ダミー | 3352 | 0 | 1 | 0.859 | 0.348 |
| 専門職・技術職ダミー | 3352 | 0 | 1 | 0.226 | 0.418 |
| 管理職ダミー | 3352 | 0 | 1 | 0.150 | 0.357 |
| 学習行動ダミー | 3352 | 0 | 1 | 0.202 | 0.402 |
| 前職→現職正社員移行ダミー | 408 | 0 | 1 | 0.564 | 0.497 |
| 前職中企業ダミー | 408 | 0 | 1 | 0.333 | 0.472 |
| 前職大企業ダミー | 408 | 0 | 1 | 0.167 | 0.373 |
| 前職週労働時間 | 408 | 3.00 | 90.00 | 44.102 | 14.151 |
| 初職→現職正社員移行ダミー | 643 | 0 | 1 | 0.541 | 0.499 |
| 初職継続期間1年から3年未満 | 643 | 0 | 1 | 0.401 | 0.491 |
| 初職継続期間3年から5年未満 | 643 | 0 | 1 | 0.165 | 0.371 |
| 初職継続期間5年以上 | 643 | 0 | 1 | 0.143 | 0.350 |

2007年に行われた総務省統計局の「就業構造基本調査」によれば、20歳～59歳の男性雇用者全体に占める「正規の職員・従業員」の割合は80.15%となっており、本データにおける正社員の比率はある程度妥当なものであると言える。

5 分析

5.1 誰が学習行動を行っているのか

まず、誰が学習行動を行っているのかについて確認を行っておく。年齢や教育年数、企業規模、職種などが、それに影響を与えている可能性が考えられるからである。次の表3は学習行動を従属変数としたロジスティック回帰分析の結果を示したものになっている。

表 3 学習行動を従属変数としたロジスティック回帰分析の結果

| ケース: 男性 | モデル1 | | モデル2 | |
|---------------------------|-------------|-----------|-------------|-----------|
| 変数 | B | exp(B) | B | exp(B) |
| 年齢 | -.001 | .999 | .00002 | 1.0002 |
| 教育年数 | .198 | 1.219 *** | .169 | 1.184 *** |
| 勤続年数 | -.019 | .982 ** | -.024 | .976 *** |
| 中企業ダミー | .062 | 1.064 | .059 | 1.061 |
| 大企業ダミー | .372 | 1.451 ** | .332 | 1.394 ** |
| 官公庁ダミー | -.132 | .876 | -.149 | .861 |
| 正社員ダミー | | | .602 | 1.827 *** |
| 専門職・技術職ダミー | | | .660 | 1.936 *** |
| 管理職ダミー | | | .190 | 1.209 |
| 定数 | -4.100 | .017 *** | -4.390 | .012 *** |
| χ^2 | 131.867 *** | | 193.356 *** | |
| df | 6 | | 9 | |
| N | 3352 | | 3352 | |
| Nagelkerke R ² | .061 | | .088 | |

+p<0.1 *p<0.5 **p<0.01 ***p<0.001

モデル 1 によると、まず教育年数が高く、現職の勤続年数が短いほど学習行動をとっている傾向が見られる。教育年数については、長く教育を受けることで学習の習慣が身につくということが考えられる。とりわけ、高等教育はそれまでの教育段階に比べて、自らカリキュラムを組んで学習に取り組むという側面が強いので、そうした影響が働き始めてからもあるのかもしれない。また、勤続年数が短い段階では、早く仕事に習熟するために、自発的な学習を行っている、すなわちキャリアの初期では投資が大きくなっているという人的資本理論的な解釈が可能である。また大企業ダミーが有意になっている。大企業においては、OJT の機会が多いことが知られているが、それが個人の学習行動とも正の相関を持っているのかもしれない。

また、モデル 2 では正社員ダミー、専門職・技術職ダミー、管理職ダミーを投入したところ、正社員ダミーと専門職・技術職ダミーが有意に正の影響があることが分かった。すなわち、非正社員よりも正社員の方が、また専門職・技術職の人々は、学習行動をとっていることが分かる。これらは就業形態や職種といった属性も、個人の学習行動の量に違いをもたらす要因となっていることを示している。

5.2 正社員男性の年収

次に 5.2 と 5.3 においては、学習行動が男性就業者の所得に与える影響について分析を行う。

Mincer 型モデルの所得関数は下記によって表される (Mincer 1977)。

$$\ln Y = \alpha_s + \beta_t + \gamma_t^2 + c$$

ここで、 $\ln Y$ は所得の自然対数値、 s は教育年数、 t は労働経験年数を表す。このモデルは、所得の対数値が学校教育投資（教育年数）と職場訓練投資（労働経験年数）という 2 つの訓練によって線型に増加し、かつ若年期の訓練投資量の大きさに加え、労働経験年数とともにその投資はしだいに減少することを仮定したものになっている (t^2 の項)。

まず正社員男性をケースとし、この Mincer 型モデルを基にした重回帰分析を行う。具体的には、労働経験年数の代わりに年齢と現職の勤続年数、現職勤続年数の 2 乗項を 100 で割ったものを投入したモデルになっている。

表 4 所得の対数値を従属変数とした重回帰分析の結果 (正社員)

| ケース: 正社員男性 | モデル1 | | モデル2 | |
|-------------------------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| 変数 | B | β | B | β |
| 年齢 | .016 | .352 *** | .016 | .351 *** |
| 教育年数 | .032 | .154 *** | .031 | .147 *** |
| 現職勤続年数 | .034 | .778 *** | .034 | .788 *** |
| 現職勤続年数の2乗/100 | -.071 | -.570 *** | -.072 | -.574 *** |
| 中企業ダミー | .056 | .054 *** | .056 | .054 ** |
| 大企業ダミー | .179 | .190 *** | .175 | .187 *** |
| 官公庁ダミー | .175 | .077 *** | .176 | .078 *** |
| 専門職・技術職ダミー | .055 | .051 *** | .047 | .044 ** |
| 管理職ダミー | .205 | .165 *** | .202 | .162 *** |
| 学習行動ダミー | | | .060 | .053 *** |
| 定数 | 4.807 *** | | 4.816 *** | |
| adjusted R ² | .527 | | .530 | |
| N | 2880 | | 2880 | |

+p<0.1 *p<0.5 **p<0.01 ***p<0.001 β は標準偏回帰係数を示す

まずモデル 1 では、年齢、教育年数、現職勤続年数が正で、現職勤続年数の 2 乗項が負の有意な回帰係数を示している。これらは Mincer 型モデルの符号条件に一致している。また、企業規模が大きくなり、専門職・技術職あるいは管理職であると所得が高まることも、労働経済学における既存研究の知見に整合する。

モデル 2 は、学習行動を変数として投入したものである。結果は、正の回帰係数が有意に得られている。教育年数や勤続年数などを統制した後にも、個人による自発的な学習が所得を高めていることが示されている。

5.3 非正社員男性の年収

次に、非正社員男性をケースとし、正社員男性と同様の分析を行う。次の表 5 がその分析結果を示したものである。

表 5 所得の対数値を従属変数とした重回帰分析の結果（非正社員）

| 変数 | モデル1 | | モデル2 | |
|-------------------------|-----------|----------|-----------|----------|
| | B | β | B | β |
| 年齢 | .019 | .371 *** | .019 | .372 *** |
| 教育年数 | .003 | .010 | .002 | .008 |
| 現職勤続年数 | .042 | .287 ** | .044 | .296 ** |
| 現職勤続年数の2乗/100 | -.062 | -.087 | -.067 | -.094 |
| 中企業ダミー | .154 | .114 ** | .153 | .113 ** |
| 大企業ダミー | .155 | .092 * | .155 | .092 * |
| 官公庁ダミー | .308 | .039 | .299 | .038 |
| 専門職・技術職ダミー | .234 | .137 ** | .231 | .135 ** |
| 管理職ダミー | .696 | .088 * | .670 | .085 * |
| 学習行動ダミー | | | .042 | .022 |
| 定数 | 4.540 *** | | 4.543 *** | |
| adjusted R ² | .280 | | .279 | |
| N | 472 | | 472 | |

+p<0.1 *p<0.5 **p<0.01 ***p<0.001 β は標準偏回帰係数を示す

モデル 1 では、年齢、現職勤続年数、中企業ダミー、大企業ダミー、専門職・技術職ダミー、管理職ダミーが有意となった。教育年数と現職勤続年数は有意とはならず、また調整済み決定係数の値も正社員男性の場合と比べてかなり低い。Mincer 型のモデルが非正社員男性にとっては当てはまりが悪いことを示していると言えるだろう。

教育年数が有意な結果とならないことは、学校教育による人的資本の蓄積が活かされていないことをほのめかしているとも言え、興味深い結果である。また、勤続年数や企業規模、職種が有意な影響を持っているということは、非正社員と言っても様々な属性によって所得の格差が存在することを示しており、正社員／非正社員という二元的な立場で語ってしまうことには注意が要ると言える⁷。

モデル 2 は学習行動を変数として投入したものであるが、正社員とは異なり、有意な結果を示さなかった。あくまで非正社員については、年齢や勤続年数、企業規模、職種といった属性要因が重要であり、個人の学習行動によっては所得の上昇はもたらされないのがある。

⁷ 非正社員の職種の内訳は次のようになっている。「サービス職」→161人、「保安・警備職」→11人、「運輸・通信関連職」→51人、「生産工程・労務職」→99人、「管理職」→4人、「事務・営業・販売職」→120人、「専門職・技術職」→90人、「分類不能の職業」→19人。

5.4 前職非正社員から現職正社員への移行可能性

では、非正社員男性にとって、自発的な学習を行うことは、職業上の有利な影響は与えないのだろうか。次に、個人の自発的な学習が非正社員から正社員への移行可能性を上昇させるのではないかと、という第二の仮説を検証する。まず表 6 は、前職と現職の関係を表したクロス表である。

表 6 前職と現職の関係

| | | 現職従業形態 | | |
|--------|------|--------------|---------------|----------------|
| | | 非正社員 | 正社員 | 合計 |
| 前職従業形態 | 非正社員 | 178 43.2% | 234 56.8% | 412 100.0% |
| | 正社員 | 195 13.3% | 1267 86.7% | 1462 100.0% |
| | 合計 | 373 19.9% | 1501 80.1% | 1874 100.0% |

p<.000

本節では、表 6 における上の行のサンプルを対象とし、その他は分析から除外する。すなわち、非正社員→正社員となっている人々と、非正社員→非正社員となっている人々の比較を行う。これらの人々について、年齢ごとにより細かくみたものが、次の表 7 である。

表 7 年齢コーホート別の前職と現職の関係

| | | 前職と現職の関係 | | |
|----|--------|--------------|---------------|---------------|
| | | 非正社員 →正社員 | 非正社員 →非正社員 | 合計 |
| 年齢 | 10・20代 | 88 47.6% | 97 52.4% | 185 100.0% |
| | 30代 | 88 62.9% | 52 37.1% | 140 100.0% |
| | 40代 | 33 76.7% | 10 23.3% | 43 100.0% |
| | 50代 | 25 56.8% | 19 43.2% | 44 100.0% |
| | 合計 | 234 56.8% | 178 43.2% | 412 100.0% |

表 7 より、まず前職非正社員から正社員に移行している人も、移行していない人でも、その割合は 30 代までの若年層に大きく偏っているということが分かる。具体的には、移行している層では、10 代・20 代と 30 代を合計すると、76.2%であり、また移行していない層ではそれがさらに多く、10 代・20 代と 30 代を合計すると 83.7%に達している。また、前職が非正社員であることと、そこから現職正社員への移行が年代によって異なっており、10・20 代、30 代よりも 40 代の方が、前職非正社員から現職正社員へと移行している。

これらを踏まえた上で、前職非正社員から現職正社員への移行を従属変数とした二項ロジスティック回帰分析の結果を示したのが表 8 である。

表 8 前職非正社員から現職正社員への移行についてのロジスティック回帰分析

| ケース:男性 | モデル1 | | モデル2 | |
|---------------------------|------------|-----------|------------|-----------|
| 変数 | B | exp(B) | B | exp(B) |
| 年齢 | .027 | 1.028 * | .029 | 1.029 * |
| 教育年数 | .104 | 1.110 * | .063 | 1.065 |
| 前職中企業ダミー | .072 | 1.074 | .026 | 1.027 |
| 前職大企業ダミー | .267 | 1.306 | .170 | 1.186 |
| 前職週労働時間 | .031 | 1.031 *** | .031 | 1.032 *** |
| 学習行動ダミー | | | 1.094 | 2.985 ** |
| 定数 | -3.400 | .033 *** | -3.039 | .048 *** |
| χ^2 | 32.455 *** | | 43.937 *** | |
| df | 5 | | 6 | |
| N | 408 | | 408 | |
| Nagelkerke R ² | .103 | | .137 | |

+p<0.1 *p<0.5 **p<0.01 ***p<0.001

まず、モデル 1 では年齢、教育年数、前職企業規模、前職週労働時間を投入した。年齢、教育年数ともに正の回帰係数が得られている。年齢が高いほど、現職での正社員への移行可能性が高まるということは、表 7 で 40 代での移行確率が高かったことでも見られた。これは、若年層では希望しても正社員への職に就けない人に加えて、望んで非正社員での働き方を好み、非正社員としての職を繰り返している人が相対的に多いことによるのではないかと考えられる。また、前職企業規模はいずれも有意とはならなかったが、符号条件は中企業、大企業になるにつれて正で係数が大きくなっている。玄田 (2008) では、企業規模が大きくなると前職から現職で正社員への移行可能性が高まるという傾向が見られ、本研究においてももっと大規模なサンプルであれば同様の結果が得られたかもしれない。それから、前職週労働時間が正で有意であった。これは、前職で多くの時間働くことで人的資本の蓄積がなされたという解釈と、前職で週労働時間が短かった人は、もともと正社員への移行を望んでいないという二通りの解釈が可能である。

モデル 2 では、さらに学習行動を変数として投入した。結果は、有意に正の影響があった。加えてまた、モデル 2 においては教育年数が有意ではなくなっている。個人による学習は、5.3 で見た際には、非正社員男性の所得には影響していなかった。しかし、非正社員の男性が正社員への移行する可能性を高める効果を持っていることが示唆された。もちろん、正社員へと移行したことによって学習行動を取るようになったということも考えられるが、前述のように本分析ではよりインフォーマルかつ日常的なものとして学習行動を扱っているため、学習行動が因果的に先行していると考えることが可能である。また、教育年数が有意でなくなったことは、教育年数の効果は部分的に学習行動によって媒介されて

いるものであるというように考えられる。

5.5 初職非正社員から現職正社員への移行可能性

次に、初職と現職の関係についても同様の分析を行い、学習行動の効果を改めて確認する。

表 9 初職と現職の関係

| | | 現職従業形態 | | |
|--------|------|--------------|---------------|----------------|
| | | 非正社員 | 正社員 | 合計 |
| 初職従業形態 | 非正社員 | 296 45.7% | 351 54.3% | 647 100.0% |
| | 正社員 | 237 7.7% | 2838 92.3% | 3075 100.0% |
| | 合計 | 533 14.3% | 3189 85.7% | 3722 100.0% |

p<.000

5.4 のときと同様に、初職非正社員→現職正社員となっている人々と、初職非正社員→現職正社員となっている人々に注目して分析を行う。次の表 10 は、表 7 と同様に初職非正社員の層について、年代別に示したものである。

表 10 年齢コーホート別の初職と現職の関係

| | | 初職と現職の関係 | | |
|----|--------|--------------|---------------|---------------|
| | | 非正社員 →正社員 | 非正社員 →非正社員 | 合計 |
| 年齢 | 10・20代 | 144 37.9% | 236 62.1% | 380 100.0% |
| | 30代 | 127 73.8% | 45 26.2% | 172 100.0% |
| | 40代 | 54 81.8% | 12 18.2% | 66 100.0% |
| | 50代 | 26 89.7% | 3 10.3% | 29 100.0% |
| | 合計 | 351 54.3% | 296 45.7% | 647 100.0% |

表 10 より、まず初職非正社員の人々は前職非正社員の場合と同様に、若年層に多い。また、30代以上に比べて、10・20代では正社員へと移行している人々がかなり少なくなっていることが分かる。

次の表 11 は初職→現職で非正社員から正社員へと移行した就業者を従属変数とした二項ロジスティック回帰分析の結果である。

表 11 初職非正社員から現職正社員への移行についてのロジスティック回帰分析

| 変数 | モデル1 | | モデル2 | |
|---------------------------|-------------|-----------|-------------|-----------|
| | B | exp(B) | B | exp(B) |
| 年齢 | .169 | 1.184 *** | .169 | 1.184 *** |
| 教育年数 | -.084 | .919 * | -.101 | .904 * |
| 初職継続期間1年～3年未満 | -.060 | .942 | -.023 | .977 |
| 初職継続期間3年～5年未満 | -.231 | .793 | -.185 | .831 |
| 初職継続期間5年以上 | -.922 | .398 ** | -.857 | .425 * |
| 学習行動ダミー | | | .596 | 1.815 * |
| 定数 | -3.403 | .033 *** | -3.327 | .036 *** |
| χ^2 | 177.035 *** | | 182.848 *** | |
| df | 5 | | 6 | |
| N | 643 | | 643 | |
| Nagelkerke R ² | .322 | | .331 | |

+p<0.1 *p<0.5 **p<0.01 ***p<0.001

モデル 1 では年齢、教育年数、初職の継続就業年数を変数として投入した。まず年齢は正で有意な影響を示している。これは初職から時間が経過して高年齢になるほど、いずれかの時点では正社員になれる可能性が高まるということだと考えられる。教育年数が負で有意な影響があるのは、やや解釈が困難であるが、高学歴層は初職の時点で正社員になれる可能性が高く、この分析から除外されていること、また若年層になるほど高学歴の非正社員が増加していることが影響しているのかもしれない。それから、初職の継続就業年数が 5 年以上の場合に有意に正社員への移行可能性が低まっている。玄田（2008）では、前職での継続就業年数が 2 年から 5 年程度の場合には正社員への移行を有利になるということが見出されていた。本分析は初職と現職の関係についてであるが、初職の継続期間が 5 年以上と長期に渡る場合に、移行に不利になるという結果が得られた。

次にモデル 2 において、学習行動を変数として投入したところ、有意に正の影響を持っており、前職→現職の分析と同様に、初職→現職の関係についても学習行動は非正社員から正社員への移行に有意に正の影響があることがわかった。5.4 および 5.5 の分析から、非正社員男性にとっては、学習行動によって現在の職業における所得を高める効果は見られないが、正社員へと移行する可能性を高めるというのがここでの知見である。

6 考察

以上の分析から得られた知見をまとめると次のようになる。

第一に、正社員男性にとって、個人による自発的な学習は所得を高める効果がある。第二に、非正社員男性では正社員男性とは異なり、個人による自発的な学習は所得を高める効果は見られない。そして第三に、非正社員男性にとっては、個人による自発的な学習は

前職→現職，初職→現職というように正社員への移行できる確率を高めていることが見られる。

本研究の独自性は，労働経済学などで徐々に研究されてきている，個人による人的投資を雇用形態の区別を入れて分析を行ったことにある。

正社員男性において，自発的な学習行動が所得を高めていたのは，それが生産性の向上につながっているからだと解釈できる。では，非正社員男性において，自発的な学習行動が，直接的には所得の向上に関係はないが，正社員への移行可能性を高めていたのはなぜだろうか。これは第一に，本研究で分析した男性非正社員は，多くがフリーター，パートであり，能力や経験の蓄積が評価されにくいということが考えられる。こうした人々については，表 5 で見たように，勤続年数は所得を上昇させる要因となっていたが，自発的な学習というのは評価の対象になっていないのかもしれない。しかし第二に，自発的な学習行動によって企業によらない一般的な人的資本が蓄積され，それが正社員として就職するときに移行を有利にするという解釈が可能である。

また，これらの点を踏まえると，どのような示唆が得られるだろうか。

第一に，個人の自発的な学習を適切に評価することである。これまでに見たように，個人による学習行動は正社員においては所得を高め，非正社員から正社員への移行可能性を高める可能性があった。しばしば指摘されるとおり，非正社員の増大は大きな問題を孕んでいる。よって，個人による学習行動が正社員への移行可能性を持っているということは，社会的にも利益があり，公的な助成がもっと検討されてもよいだろう⁸。現状では，例えば厚生労働省は教育訓練給付という，働く人の主体的な能力開発の取組みを支援し，雇用の安定と再就職の促進を図ることを目的とする雇用保険の給付制度を設けている。しかしこの制度の対象者は，3年以上の雇用保険の一般被保険者期間を持つ在職者，あるいは3年以上の雇用保険の一般被保険者期間が過去にあった，1年以内の失業者に限られている。したがって多くの非正社員は制度の枠外に置かれてしまっている。

また，正社員については所得を高める効果があったが，企業による OJT や OffJT の減少が個人による学習行動にしわ寄せという形で行っている可能性や，能力主義管理の高まり（熊沢 1997）によって，自発的な学習が強制力を持ったものとして，個人にもたらされている可能性がある。自発的な学習ができないことによって，結果の不平等が正当化されるということがないように，十分な注意が要ると言えるだろう。

第二に，生涯学習との関連でも示唆が多いと考えられる。例えば，日本においては職業と関連した生涯学習が少ないことや，また大学への社会人の入学が少ないということがしばしば指摘される。しかし，本研究でみたとおり，個人による学習は学校卒業後においても様々な効果を持っている。さらに，表 3 で見られたように，学習行動は年齢によって有

⁸ 政府による職業訓練，能力開発への介入の理論的な根拠については，黒澤（2001）が詳しい。

意な差が見られなかった。よって、人々のニーズにあわせて生涯学習という形でより組織的・効率的に機会を提供してゆくことが重要であると言えるだろう。

また第三に、個人による学習行動が様々な効果を持っているとしても、それ自体が社会的に規定されているという側面に注意を払う必要がある。例えば表 3 で見たように、教育年数が高い人々ほど学習行動を行うという傾向が見られた。本研究で扱ったような自発的な学習は、アクセスの問題も大きいと言われる。

あるいは、本研究では検証することができなかったが、学習行動が正社員への移行の可能性を高めていたのは入職経路などの社会構造が媒介要因として存在しているかもしれない。よい職を得る際に、「弱い紐帯」の重要性がこれまで指摘されてきているが (Granovetter 1995=1998; 玄田 2001)、学習行動を取る人がそうした紐帯を得やすいということは考えうる。

第四に、労働需要側にもあわせて変化が必要だということが考えられる。学習行動が非正社員から正社員への移行を容易にさせると言っても、非正社員として働く人々は金銭的・時間的な余裕がないということが大いに考えられる。また、現状では人々のそうした取り組みが十分に評価される仕組みがあるとは言えない。二極化した労働市場に中間的な職業を再創出し、人々がスキルを積み重ねることによって非熟練労働から熟練労働へと徐々に進んでゆけるようにすることを狙った「キャリアラダー」という試みが近年注目されてきているが (Fitzgerald 2006=2008)、非正規雇用者の能力蓄積を可能にし、かつそれを評価するという姿勢が労働市場の側にも求められる。

最後に本研究における限界と課題について確認しておく。第一に、本研究では学習行動については習慣性があることを仮定し、因果的に先行するものとして捉えた。しかしながら、正社員だから自発的な学習をするというような同時性の問題が考えられる。さらに、習慣性を仮定しているため、二時点間の所得・雇用形態の変化と、その間に行われた具体的な自発的学習との関係を見ているわけではないという欠点がある。この点に関しては、より因果関係や時点が特定された質問項目を用いた分析によって追検証しなければならないだろう。

第二に、本研究では自発的な学習が OJT、OffJT と独立したものとして捉えた分析を行っている。しかし、自発的な学習意欲を持った人は、OJT を受ける機会を積極的に獲得しており、実はその OJT の効果で所得が上昇しているという関係も考えられる。これについてはデータ上の制約により本研究では検証ができないため、今後の課題としたい。

第三に、本研究で用いた調査は就業者のみを対象としているため、無業者は含まれていない。また、本研究は男性のみに限って分析を行った。無業者や女性についても、学習行動が職を得る際、あるいは所得に影響を与えるかどうかについて検証の余地があると考えられる。

謝辞

本研究は、文部科学省委託研究「近未来の課題解決を目指した実証的社会科学的研究推進事業」（研究課題『すべての人々が生涯を通じて成長可能となるための雇用システム構築』（研究代表者：玄田有史）による援助を受けている。

二次分析に当たり、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターSSJ データアーカイブから「[ワーキングパーソン調査, 2006]（リクルート ワークス研究所）」の個票データの提供を受けた。

本稿の作成に当たって、深堀聰子先生（国立教育政策研究所）から大変有益なご助言をいただいた。ここに記して、深く感謝申し上げます。

文献

- 阿部正浩・黒澤昌子・戸田淳仁, 2004, 「資格と一般教育訓練の有効性——その転職成功に与える効果」『RIETI Discussion Paper Series 04-J-028』, 1-25.
- Bauman, Zygmunt, 2001, *The individualized society*, Cambridge: Polity Press. (=2008, 澤井敦・菅野博史・鈴木智之訳, 『個人化社会』青弓社.)
- Becker, Gary S., 2002, “The Age of Human Capital,” Lazear, E. P. ed., *Education in the Twenty-first Century*, California: Hoover Institution Press, 3-9.
- Bowles, Samuel, and Herbert Gintis, 1976, *Schooling in Capitalist America: Educational Reform and the Contradictions of Economic Life*, New York: Basic Books. (=1986, 宇沢弘文訳『アメリカ資本主義と学校教育——教育改革と経済制度の矛盾』岩波書店.)
- Fitzgerald, Joan, 2006, *Moving up in the New Economy: Career Ladders for U.S. Workers*, Ithaca: Cornell University Press. (=2008, 筒井美紀・阿部真大・居郷至伸訳『キャリアラダーとは何か——アメリカにおける地域と企業の戦略転換』勁草書房.)
- 藤村博之, 2003, 「能力開発の自己管理——雇用不安のもとで職業能力育成を考える」『日本労働研究雑誌』514: 15-26.
- 玄田有史, 2001, 『仕事のなかの曖昧な不安——揺れる若年の現在』中央公論新社.
- , 2008, 「前職が非正社員だった離職者の正社員への移行について」『日本労働研究雑誌』580: 61-77.
- Granovetter, Mark, *Getting a Job: A Study of Contacts and Careers*, Chicago: University of Chicago Press. (=1998, 渡辺深, 『転職——ネットワークとキャリアの研究』ミネルヴァ書房.)
- Heckman, James J., and Yona Rubinstein, 2001, The Importance of Noncognitive Skills: Lessons from the GED Testing Program, *The American Economic Review*, 91(2): 145-9.
- 石田浩, 2005, 「後期青年期と階層・労働市場」『教育社会学研究』76: 41-56.
- 小池和男, 2005, 『仕事の経済学（第3版）』東洋経済新報社.
- 小杉礼子, 2003, 『フリーターという生き方』勁草書房.

- 熊沢誠, 1997, 『能力主義と企業社会』 岩波書店.
- 黒澤昌子, 2001, 「職業訓練・能力開発政策」猪木武徳・大竹文雄編『雇用政策の経済分析』東京大学出版会, 133-66.
- Mincer, Jacob, 1974, *Schooling, Experience, and Earnings*, New York: National Bureau of Economic Research.
- 長井毅, 2004, 「自己啓発とスペクトラム——自律的な働き方を求めて」佐藤博樹編『変わる働き方とキャリア・デザイン』勁草書房, 133-57.
- 佐藤博樹, 1998, 「非典型的労働の実態——柔軟な働き方の提供か?」『日本労働研究雑誌』462: 2-14.
- ・小泉静子, 2007, 『不安定雇用という虚像——パート・フリーター・派遣の実像』勁草書房.
- 上西充子, 2004, 「能力開発とキャリア——これからのキャリア形成」佐藤博樹・佐藤厚編『仕事の社会学——変貌する働き方』有斐閣, 17-32.
- 矢野眞和, 2009, 「教育と労働と社会——教育効果の視点から」『日本労働研究雑誌』588: 1-12.

第8章 若年者の職業的将来像の自己認識における諸要因 ——家庭内/外要因の比較とキャリア教育に注目して——

斎藤 嘉孝

要 旨

本稿では、若年者の持つ職業に関する将来像に焦点をあて、それに影響しうる諸要因について量的に分析する。とりわけ職業的な将来像が、家庭内の要因に影響されるのか、それとも家庭外の要因に影響されるのかについて分析する。そして政策的観点からも、学校教育におけるキャリア教育のうち、インターンシップ経験の影響をさぐる。また発達心理学などで注目されてきた、男女差も考慮に入れて分析をおこなう。高校生を対象としたデータを用いて分析した結果、概して次の諸点が読みとれた。まず、職業的将来像を形成する要因には少なからず男女差が存在する傾向にある。女子の持つ、母親の職業への認識や態度などが、男子よりも家庭内要因として大きな役割を果たす可能性がある。一方、男子にとって学校外での経験は重要なかもしれない。さらに政策的な文脈として、インターンシップ経験は、女子にとって有意な関係性があるように見える。こうした知見をもとに、少なくとも教育や子育てにおける男女差、とくに職業的将来像を左右する要因について議論を深めることは、今後の就業システムを整備するうえで有用ではないだろうか。

第8章 若年者の職業的将来像の自己認識における諸要因 ——家庭内/外要因の比較とキャリア教育に注目して

斎藤 嘉孝

1 序

現在のわが国では、文部科学省による職場体験推進策などに代表されるように（文部科学省編 2008）、若年者たちに将来的な見通しを持たせることの重要性が叫ばれている。それにともない、就学中における職業選択の準備や就業イメージの形成への関心もまた高まってきている。

とりわけ高校生は、いわば将来の社会人であり、現在の日本社会では進路決定の実質的な最初の岐路段階といえる。その点で、高校生の職業に関する意識を明らかにすることは、次世代の就業システムに関する政策制度に対して、有意義な示唆を与えうると考えられる。

本稿では、高校生たちの将来像がどんな要因に左右されるのかを実証的に分析したい。具体的には、その年齢層において職業意識を左右するものとして、家族の影響と家族外の影響についてとりあげ、量的データを用いて二次分析をおこなう。とくに政策的示唆という点では、後者（家族外の影響）のうち、学校教育における重要な就業準備の要素として、キャリア教育の役割に注目したい。

2 先行研究

2.1 高校生の職業的将来像

高校生という年齢段階における、職業に関する将来像の認識は、以下の要素をバランスよく備えていることが望ましいと考えられる。ある特定の要素だけ秀でたり、欠落したりするのではなく、できる限り多面的に満たしていることが望ましいだろう。以下、職業的将来像における3側面を、本稿では扱いたい。

第一に、近年の教育現場の重点として「個の尊重」があり、その流れに違わず、職業選択も「自分に合ったもの」を見つけることが重視されている（宮田 2009: 158）。たしかにそうした「自分に適した仕事」を見つけるイメージは、高校生の職業的将来像の重要な一つと考えられる。

しかしその反面、より上の世代から見ると「不況しか知らない世代は立身出世の意識に欠けている」などとも考えられているように（菅澤 2009: 105-106）、何かを成し遂げる、あるいは出世しようとすることもまた、職業的将来像の一つの側面と考えられる。そこで第二に、自分の可能性を信じて上昇的なビジョンを持つイメージも、職業的将来像の一要

素としたい。

第三に、職場の人間関係を円滑に保つイメージも重要である。職場の人間関係がうつや精神疾患などに大きく関わるのが叫ばれ（例：フロイデンバーガー・川 1983）、人間関係上の成功もこれからの世代が重視すべき職業像の要素だろう。また経済産業省の提唱する「社会人基礎力」なる指標でも、こうした対人関係の要素が重視されている。¹

本稿では、以上の3要素をそれぞれ順に「適性認識」「出世」「人間関係」と称し、これらを通して、高校生の職業的将来像がどうなっているかを分析していく。

2.2 職業的将来像を左右する要因

上記のように職業的将来像は複合的なものと考えられるが、それらを左右する要因には、はたしてどのようなものがあるのだろうか。本稿では、職業的将来像に影響しうる諸要因として、家庭内および家庭外の要因に大別し、そして政策的な観点から後者におけるキャリア教育にも注目したい。それら諸要因がバランスよく職業的将来像に影響を与えているのか、あるいは、どれかが多め（少なめ）に影響しているとすればどういった要因なのか、本稿なりに解答を導こうとする。

子どもの学力に関して影響をおよぼすのは家庭内なのか、学校など家庭外なのか、このテーマは米国の教育社会学領域を中心に根強く論じられてきた（特に Coleman Report 以来）。わが国でも「学校教育の機会はすべての子どもに平等」といわれながら、家庭要因の大きさは否定できないことが指摘されてきた（例えば、荻谷 2001 など）。つまり、子どもに影響を与える要因が家庭内にあるのか、それとも家庭外かという議論は、子どもの社会化という問題を考える際に、国内外で重要なテーマとなってきた。

この点で、家庭「内」と「外」という枠組みで区分し、分析・検証することは、一定の理論的意義があると思われる。

また、とりわけ政策的示唆という文脈において注目すべき要因として、学校教育施策の一つとしての「キャリア教育」が挙げられよう。家庭外の要因のなかでも、職業的将来像に影響を与えうる重要な一つとして位置づけられる。なかでも義務教育段階でも昨今さかんにおこなわれるようになったインターンシップは、さまざまな職業体験を通して自分に合った職業を見つけるという点で、職業的将来像のうち子どもの「適性認識」にとくに影響している可能性がある。

本稿では、現代の日本の高校生の自己認識に注目して、それに影響を与えうる諸要因を検証したい。具体的には、職業生活を通じた自己の将来的な姿と、それを左右する要因に関して、量的データによって実証的に分析したい。

2.3 男女差

¹ 経済産業省ホームページなどを参照。

子どもの社会化における性差についてはこれまでも多くの研究で示唆されているが（例えば、加藤 2001; 中西 2003 など）、高校生における職業的将来像に関しても、男女差に注目することの意義は小さくない。

過去の研究において、子どもの社会化における男女差は、とくに学業面やしつけなどにおいて顕著にみられてきた。例えば、親の投資という観点から、海外の研究には「日本の親の投資は、女子に少なめである」などと指摘する例もあった（Brinton 1993: 204-215）。あるいは子ども本人たちの意識として、根強いジェンダー意識が残っていることを実証する研究もあり、いまだに職業選択などに男女差があることは幾多の研究において論じられてきている（例えば、宮田 2009; 森 2009）。

しかし本稿で扱うような、自己の将来の可能性の認識におけるその要因の男女差に関してはまだ検討の余地があり、実証される意義があると考えられる。男女差という主題を、家庭の内か外かという議論に沿って明らかにし、一連の研究群に寄与しようとするのが本稿のねらいである。

3 データ・変数・方法

3.1 データ

本稿で分析に使用したローデータは、ベネッセコーポレーションの調査した「モノグラフ高校生 2004」である。当ローデータは、2004年に埼玉県内公立高校2校における1～3年男女を対象として、学校を通して収集された。主な質問項目は、卒業後の進路、将来の仕事、資格取得や就職情報、アルバイトなどの経験、自身のことなどであった。質問紙法によって回答が得られ、有効回答者数は1,926人だった。²

3.2 使用変数

本稿の分析における従属変数は、高校生自身の持つ「職業的将来像」である。これは自身の職業生活における将来像をいかに認識しているかについて測るものであり、さまざまな側面があるものの、本稿の量的分析で操作的に定義するのは「適性認識」「出世」「人間関係」という3点である。

まず「適性認識」における職業的将来像は、どれほど自分の適性或適職を具体的にイメージできているかであり、4件法の質問2つ（「自分だけの技術や仕事を身につけられるか」「選んだ仕事をやりぬけられるか」）に関する質問への回答を得点化し、合計したものである（信頼性係数.6005）。次に、「出世」における職業的将来像は、どれほどの出世の可能性を今イメージしているかであり、やはり4件法の質問で「会社や事業を起業」「中小企業の社長」「大企業の社長」という事項に関する自己の可能性を測ったものであり、これら3

² 大学進学者の希望率85.5%などを判断するに、商業・工業等高校ではなく、普通科の進学校ではないかと推測される。

者の得点を合計したものとする（信頼性係数.8368）。さらに「人間関係」における職業的将来像は、職業に関わる人間関係でどれほどうまくやっているかをイメージしたものであり、4件法の質問で「同僚」「上司」「部下・後輩」という3者と自身との関係性を想像してもらい、その得点を合計したものである（信頼性係数.7183）。本稿では、これら3つの従属変数を用いて高校生の職業的将来像について測っていく（主要な変数を図示したものは図1）。³

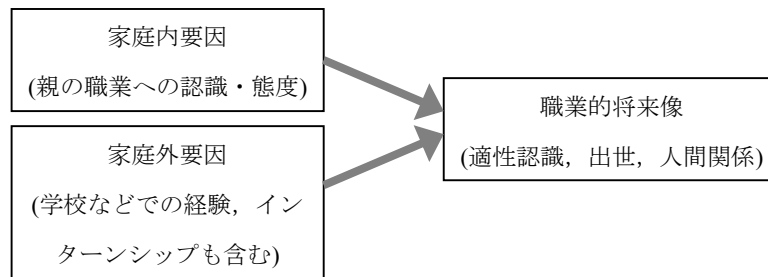


図 1 本稿における主要な変数

本稿における独立変数は、家庭内と家庭外の諸要因である。まず家庭内の変数として、ロールモデルとしての、親の職業に対する認識について操作的定義をおこなった。具体的には「父/母の職業を知っているか」について、3つの点「勤務先」「仕事内容」「給料」から、それぞれ知っているかを問い(いずれも2件法)、それらを合計した点数で測定した。また別の操作的定義として、「親の職業をやりたいか」という態度についても3件法で測定した（「やりたくない (=0)」「どちらともいえない」「やりたい」）。⁴

一方、家庭外変数については、次の4側面をそれぞれ別個に独立変数として分析した。まず「学業成績」を5段階で自己評価してもらい、それを得点化した。次に「キャリア教育」の経験の有無について、学校を通してインターンシップを経験したことがあるかをたずねた（2件法「ある=1」）。⁵ また「アルバイト経験」の有無を問い、変数化した（2件法「ある=1」）。さらに「部活動経験」について、これは入部しているか否かでは経験としての違いにならないと考え、日々それを積極的に経験しているかで区別し、変数化した（2件法「積極的参加=1」）。

次に、統制変数である。まず人口学的な統制変数として、性別と学年によって統制した。

また社会心理学的な統制変数として「自尊心」に注目した。自尊心の高低によって職業

³ 3つの従属変数の平均値に顕著な男女差はみられなかったが、「出世」における職業的将来像は、男性のほうがやや高い値を示した（ $P<.001$, 表1参照）。なお、これらの変数がすべての職業的将来像の側面に言及していると意図しているのではなく、あくまで本稿の主旨に沿うものを操作的に定義した。

⁴ ローデータの制約により、家庭内変数はこれらの変数でしか測ることができない。仮に、ローデータに「親の収入」「親の職種」などの変数があれば、もちろん使用していた。なお、親が就業していないケースは分析に入れなかった。

⁵ インターンシップ経験はほとんど（97.6%）が中学生のときのものだった。

的将来像に違いが生じている可能性を考え、4件法の質問を2つ合計し（「今の自分が好きだ」「自分には自分らしさというものがある」）、その合計点を「自尊心」の得点とした（信頼性係数.8340）。

最後に、その他の統制変数として2側面を考慮した。まず、今の社会というものをいかに捉えているかを測るため、「社会イメージ」と称して「今の日本では努力すれば経済的成功が可能か」どうかをきく3件法の質問を用いた。⁶ これは自分自身の要素でなく、他者や社会全体の要素も職業的将来像に影響している可能性について、統制したものである。次に、卒業後の進路をどう考えているかを統制するため、「進路希望」に注目し、3件法「難関大学」「その他大学」「その他（=0）」で測った。⁷

以上の変数の記述統計については、表1に掲載した通りである。⁸

⁶ 逆転コーディングをおこなった。

⁷ 「進路希望」は「学業成績」との相関が強くないか懸念したが、相関係数-.278とさほど問題ではない。

⁸ ただし、従属変数の例数について「適性認識」は表1の注の通り男子 n=681, 女子 n=549 だったが、「出世」は男子 679, 女子 546, 「人間関係」は男子 677, 女子 547 だった。

3.3 分析手法

分析手法は、3つの従属変数それぞれに対してOLS重回帰分析を用いた。性差を考慮し男性と女性を別々の回帰式で分析したため、合計6つの回帰式を用いた。

4 分析結果

以下、3つの従属変数について、重回帰分析の結果を順に示していく。

まず従属変数「適性認識における職業的将来像」に関する回帰分析の結果は、表2のとおりである。このなかでまず注目したいのは家庭内変数である。女子には家庭内要因が有意に関係しているようだった。たとえば母親の職を「知っている」場合は適性認識が低かったが(-.177, $P<.05$)、母親の職を「やりたい」と思うと、逆に適性認識が高い傾向にあった(.444, $P<.05$)。一方で、男子にはこれらの関係性が有意にみられなかった。

むしろ男子には家庭外要因が関係しており、たとえばアルバイト経験のあるほうが適性認識は高い傾向にあった(.320, $P<.01$)。

また、女子にはインターンシップ経験のあるほうが適性認識は高い傾向にあったが(.235, $P<.10$)、男子にはそれが有意にみられなかった。

その他の結果では、男子には社会イメージが関係しており、つまり努力すれば社会に認められると思っている人のほうが適性認識は高い傾向にあったが(.128, $P<.05$)、女子にはその関係が有意にみられなかった。また、男女共通して部活動への積極的な取り組みや(男子.272, $P<.01$, 女子.359, $P<.001$)、自尊心の高さが(男子.198, $P<.001$, 女子.174, $P<.001$)適性認識に有意に関係していた。

次に、従属変数「出世における職業的将来像」に関する重回帰分析の結果だが、それは表3に掲載されたとおりである。⁹ 先の分析(「適性認識」に関するもの)と同様に、男子においては、家庭内変数は有意でなかったが、家庭外変数には有意なものがあった(アルバイト.744, $P<.01$)。一方、女子においては、家庭内と家庭外どちらの変数にも有意なものがみられなかった。

他の変数では、男子には「社会イメージ」が有意だったが(男子.256, $P<.05$)、女子はそうでなかった。しかし、自尊心の高さは、男女どちらにも有意に関係していた(男子.336, $P<.001$, 女子.177, $P<.01$)。

⁹ R2乗の値があまり高くないという制約はあるものの(男子.074, 女子.041)、一定の知見を読みとることはできよう。

表 2 「適性認識における職業的将来像」に関する重回帰分析

| | 男子 | | 女子 | |
|-------------------------------------|--------------------------|-------|-------------------------|-------|
| | (a) | (b) | (a) | (b) |
| 家庭内変数 : | | | | |
| 父の職業知っている | .057(.061) | .041 | .044(.060) | .032 |
| 母の職業知っている | -.071(.069) | -.045 | -.177(.074)* | -.107 |
| 父の職業やりたいか (どちらともいえない) ¹⁾ | -.114(.090) | -.051 | -.098(.098) | -.046 |
| (やりたい) ¹⁾ | -.021(.170) | -.005 | -.112(.200) | -.025 |
| 母の職業やりたいか (どちらともいえない) ¹⁾ | -.127(.089) | -.057 | .131(.098) | .062 |
| (やりたい) ¹⁾ | -.215(.179) | -.046 | .444(.195)* | .099 |
| 家庭外変数 : | | | | |
| 学業成績 | .061(.036) ⁺ | .065 | -.001(.039) | -.001 |
| インターン経験 | .129(.132) | .036 | .235(.133) ⁺ | .073 |
| アルバイト経験 | .320(.125)** | .096 | -.024(.118) | -.009 |
| 部活動 | .272(.088)** | .117 | .359(.100)*** | .155 |
| 人口学的統制変数 : | | | | |
| 学年 | -.013(.053) | -.009 | .185(.055)*** | .142 |
| 社会心理学的統制変数 : | | | | |
| 自尊心 | .198(.029)*** | .251 | .174(.030)*** | .235 |
| その他統制変数 : | | | | |
| 社会イメージ | .128(.055)* | .085 | .072(.060) | .049 |
| 進路希望 (難関大学) ²⁾ | .018(.125) | .007 | .001(.140) | .003 |
| (その他大学) ²⁾ | -.184(.104) ⁺ | -.083 | -.297(.091)*** | -.141 |
| 定数 | 4.741(.279)*** | | 4.855(.296)*** | |
| R 2 乗 | .142 | | .156 | |

注 (a)は係数, カッコ内は標準誤差. (b)は標準化された係数. 1)は「やりたくない」=0, 2)は「その他」=0.

女子にはそうでなかった。また男女共通して、部活動の経験（男子.454, $P<.001$, 女子.248, $P<.10$ ）と、自尊心（男子.322, $P<.001$, 女子.343, $P<.001$ ）が有意に関係していた。

表 4 「人間関係における職業的将来像」に関する重回帰分析

| | 男子 | | 女子 | |
|------------------------------------|----------------|-------|-------------------------|-------|
| | (a) | (b) | (a) | (b) |
| 家庭内変数： | | | | |
| 父の職業知っている | .018(.037) | .087 | -.099(.082) | -.054 |
| 母の職業知っている | .014(.097) | .006 | .085(.100) | .038 |
| 父の職業やりたいか（どちらともいえない） ¹⁾ | -.097(.127) | -.031 | -.170(.134) | -.059 |
| （やりたい） ¹⁾ | -.088(.243) | -.014 | .129(.271) | .021 |
| 母の職業やりたいか（どちらともいえない） ¹⁾ | -.097(.126) | -.031 | .153(.133) | .053 |
| （やりたい） ¹⁾ | -.203(.253) | -.030 | .166(.265) | .027 |
| 家庭外変数： | | | | |
| 学業成績 | .050(.050) | .038 | -.009(.053) | -.007 |
| インターン経験 | .166(.187) | .033 | .433(.182)* | .098 |
| アルバイト経験 | .574(.177)*** | .121 | -.071(.161) | -.019 |
| 部活動 | .454(.125)*** | .137 | .248(.137) ⁺ | .078 |
| 人口学的統制変数： | | | | |
| 学年 | -.096(.075) | -.049 | .027(.075) | .015 |
| 社会心理学的統制変数： | | | | |
| 自尊心 | .322(.042)*** | .288 | .343(.041)*** | .338 |
| その他統制変数： | | | | |
| 社会イメージ | .218(.077)** | .102 | .112(.082) | .056 |
| 進路希望（難関大学） ²⁾ | .030(.177) | .008 | .011(.192) | .003 |
| （その他大学） ²⁾ | .086(.147) | .027 | -.262(.124)* | -.091 |
| 定数 | 6.572(.397)*** | | 6.999(.403)*** | |
| R ² 乗 | .155 | | .164 | |

注 (a)は係数, カッコ内は標準誤差. (b)は標準化された係数. 1)は「やりたくない」=0, 2)は「その他」=0.

5 考察

以上の結果をまとめると次のようになる。まず家庭内の要因について、女子は多かれ少

なかれそれに左右される側面がみられた。母親の職業への認識や態度は、自分の職業を考えるうえで無関係ではないようだった。しかし、同様の傾向は男子には有意にみられず、男子は父親だろうと母親だろうと、影響それ自体が少ない可能性が読みとりうる結果だった。

一方、家庭外の要因については、男女に共通した部分もあったが、男女にいくつか違いがみられた。具体的には、男子のほうが比較的アルバイトなどで家庭外の影響を受けているかのような傾向が指摘できた。

これらをより詳細にみるなら、女子は、母親の就業を知っているケースにおいて、適性認識が低くなる傾向にあった。このことは、現実を知ることによって女性としての社会での限界を感じてしまう可能性を示唆していないだろうか。しかし一方で、母親の職業を「やりたい」と思えるケースにおいては、適性認識が高めである傾向がみられた。これは、たとえ限界があろうとも、母親の職業に対して好意的な限りでは、自己の将来像に正の影響がありえることを意味していないだろうか。

また、男子には、アルバイト経験の正の影響が読みとれた。しかもアルバイトの経験は男子の場合、3つの従属変数すべてにバランスよく関連していた。このことは、男子にとって家庭内の変数がひとつも有意にならなかったことや、また女子のアルバイト経験がまったく有意にならなかったことなどを勘案するに、男子のアルバイト経験による何らかの効果の可能性が示唆されていることは無視できないだろう。

ここまでみてくるに、これらの知見を既存の発達心理学などの研究に即してみても、こうした傾向性は理解しがたいものではない。換言すれば、この時期の男女にとって家庭的要因があまり大きな意味を持たないのは、ある意味で解釈できなくはない。思春期にあたる高校生の時期には、家族とりわけ親との関係性が弱まる傾向にあり(例えば、野沢 2001)、むしろ友人や先輩などとの家庭外の人間関係を積極的に築いていくことは、これまでも指摘されてきている。

また、こうした時期においてさえも、女子に家庭の影響力が一定程度みられるのも既存研究の知見とずれるものではない。しつけにおける女子への親からの働きかけは、男子よりも女子のほうに強めであることなどは(例えば、片岡 1987)、本稿の分析結果と無関係ではないだろう。このことが、将来的職業像を形成するにあたって、男子のほうが家庭内の影響を受けにくい可能性を反映しているようにもみえる。

さて、本稿の分析結果においても一つ見逃せないのは、キャリア教育の効果についてである。本稿では、操作的定義として、インターンシップ経験の有無によってキャリア教育の経験を測定した。

分析の結果、女子にとってはインターンシップを経験していることと将来的職業像を持つことのあいだに、正の関連がみられた。まず「適性認識」に関して、インターンシップの経験が促進作用をおこす可能性を読みとることができた。この結果は本稿当初の予想通

りといえし、またキャリア教育の本来の目的といってもよいだろう。「社会に出る前に自分の適性を知ること」が、女子の場合は適切にインターンシップによって促進されている可能性がある。また「人間関係」についても同様の促進作用がみられた。つまり、インターンシップの経験によって、職場で働いている人たちの雰囲気を肌で感じ、自分の将来の職場での人間関係のイメージに生かすきっかけとなりうることを示唆しよう。

とりわけ今回のローデータは、公立高校において収集されたものであり、主に中学生のときのインターンシップ経験が反映されたものであった。そのため、大企業などで一定期間の職業トレーニングを受けたというのではなく、むしろ地元の企業や商店などのサービス業で入門的な体験をした、という可能性が高い。そういった体験が少なからず「職業適性」や「人間関係」などに影響を与えた可能性は理解できなくはない。しかし一方で「出世」については、こうした入門的体験をもって上昇的な志向を持つか否かについては、あまり左右されなかった可能性もまたわからなくない。

しかし、インターンシップ経験の効果は男子からは比較的読みとれなかった。これはどのように理解したらよいだろうか。まず今回の結果のなかで関連して注目したいのが、男子にとってのアルバイトの経験は有意に関係していたことである。この時期の男子にとって、家庭内や学校教育などの効果はもちろん期待できようが、それ以外の社会環境における成長の可能性が示唆された結果ではないだろうか。もちろん今回の分析だけでこのことを断言できず、より多種の学校などにおける調査の結果を待たずして、男子にもっとアルバイトを奨励すべきだとはいえない。¹⁰ しかし、今回の結果をもって教育現場や家庭における、男女の発達の違いを見直す証拠と考えるのは不可能なことではないだろう。ある内容の教育が（現状のままでは）、男女に平等な結果を示すとは限らないということを、再考してみてもよいのではないか。

本稿の分析結果によれば、女子のインターンシップの効果は決して小さくないと解釈できよう。本稿で扱ったインターンシップ経験の内容を考えると、多くの社会心理学的研究によって提示されているように、女性のほうが対人コミュニケーションにおいて積極的である傾向が関連づけられるかもしれない。女性は人との関係性において対面的コミュニケーションを重んじる傾向にあることは、社会心理学者らによって提唱されて以来（例えば、Maccoby and Jacklin 1974 など）、一定の議論がありながらもある程度の支持を得てきたといえる。今回の結果として、女子にとってのインターンシップの経験が「人間関係」における将来的職業像に有意な関係を示したことは、偶然ではないのではないか。この点は今後とも検証が必要だが、教育効果における男女差の一端として、一考してもよい側面ではないだろうか。

これらの分析結果は、本稿における主要なテーマと直接関係しているものだが、それ以外の結果にもいくつか注目すべきところがあった。

¹⁰ ローデータの対象になった学校において、アルバイトが奨励されていたのか、それとも原則的に認められていなかったのか否かなどは、二次分析においては判断することができない。

たとえば、社会全体へのイメージとの関連についてである。本稿の分析結果によれば、男子には「社会イメージ」が職業的将来像に関係していたが、女子にはさほど関係していなかった。つまり男子にとっては、今の日本社会というのが、自らの努力によって経済的成功に達しうるものだとイメージできるならば、職業的将来像の形成が促進される傾向にあった。しかし女子には必ずしもこのような傾向がみられなかった。¹¹ この男女差は3つの従属変数すべてに同様だった。こうした結果から得られる示唆は、男女共同参画などがさげばれ、性差による優劣評価を減少させる現在の社会状況にあっても、依然として若年層に男女差の負の意識が根強く残っている傾向性ではないだろうか。女子には、例えば「景気がよくなるうとも、どうせ自分は恩恵を受けない」などの意識があり、景気回復が自分の将来像の形成につながりにくいなどといった、悲観的な傾向が反映されていないだろうか。¹²

また意外にも、学校の成績は従属変数とあまり関係していなかった。当初は成績が高位な人のほうが将来のことを明確に考えている、との予想もできたが、それは今回の結果で明確に支持されたとはいえない。一方で、部活動への積極的取組みは職業的将来像との有意な関係をみせていた。これらをもって短絡的に、学業よりも部活動のほうが重要といえるわけではない。しかし少なくとも、部活動が将来像を形成するために正の効果を持っている可能性は考えてもよいだろう。高校生という時期において、社会性の向上や精神面の成長などに部活動がプラスの方向で結びついているであろうことは、この結果によって示唆されているのではないか。¹³

また男女に共通して、自尊心の役割の重要性がみてとれた。世の風潮として、子どもが自信を持ち、人権が認められるような子育てや教育が一般的となりつつある。こうした風潮が、今回の分析結果においても、子どもたちへの正の効果として顕在化されたのかもしれない。

最後に、本研究の限界を指摘しておきたい。これは量的研究の常かもしれないが、他にも考える独立変数があった可能性は否定できない。ローデータの制約のため、それが分析に導入できなかったことは筆者自身も悔やまれるところである。家庭内変数として、上記以外では、例えば親から褒められた経験や親の収入・職種など、そういった変数が子どもの職業的将来像に影響しうることはもちろん想像しうる。また、家庭外の変数においても、たとえば学校の校風・方針などは（とりわけアルバイトの奨励の度合いや、部活動の入部率など）、何らかの関係性があるとおかしくないと考えられる。今回の分析ではそれら

¹¹ 男子については、アルバイトの経験ともあわせて、自らの努力が報われることへの成功体験の実感に関する意義としても解釈可能だろう。女子については、社会一般との関連というより、身近なロールモデルの存在のほうが自己の将来イメージに大きな意味を持つという可能性として、解釈できよう。

¹² このサンプルが進学校だとすれば、なおさら事態は問題視せざるをえない。進学校でない高校では、こうした男女の意識差がもっと顕著に生じる可能性が否定できまい。

¹³ 見方によっては、学校生活での成功体験が、職業へのスムーズな移行と関係していることも示唆されていよう。

を考慮した議論はできなかったものの、今後の課題としながら、別の機会を利用していきたい。

6 結び

本稿の分析結果は、概して先行的研究の知見と方向性が大きく違うものではなかったといえよう。高校生の職業的将来像を左右しうる要因には男女差が少なからずみられること、そして男子よりも女子のほうが家庭内要因に多少なりとも左右されやすいことなどが読みとれる結果となった。やや詳細には、女子は男子と比べて母親の就業をいかに認識し捉えているかに、比較的左右される傾向にあることもまた読みとれた。

また政策的な文脈で本稿の結果から示唆されうるとすれば、キャリア教育の一端としてのインターンシップ経験の役割であろう。現在の学校教育において実施されている外部での就業体験について、女子への正の効果および男女差の可能性などが、少なからず読みとれたのではないだろうか。

高校生の職業的将来像というのは、次世代の若年者の雇用システムについて考慮する際に一定の重要性を有するだろう。高校生の職業観が、家庭や学校において、あるいはそれ以外においていかに形成されるかを知り、またそれが（良し悪しの判断はまた別として）現状においては男女差がありうる可能性を認識し、将来社会人となっていく人たちにどのような職業教育・体験の環境を整備していくかは考察に値する。若年者が将来的なビジョンを形成するために、若年者の現状はいかなるものか、どのような点に注目していくのか、今後とも検討していく必要があるのではないだろうか。

謝辞

本研究は、文部科学省委託研究「近未来の課題解決を目指した実証的社会科学的研究推進事業」（研究課題『すべての人々が生涯を通じて成長可能となるための雇用システム構築』（研究代表者：玄田有史）による援助を受けている。

二次分析にあたり、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターから「モノグラフ高校生 高校生にとっての「働くこと」, 2004」（ベネッセコーポレーション）の個票データの提供を受けた。

本稿の作成過程において、深堀聰子先生（国立教育政策研究所）、二次分析研究会のアドバイザーの先生方およびメンバーの方々より貴重なご指摘をいただいた。皆様に深謝申し上げます。

文献

- Brinton, M.C., 1993, *Women and the Economic Miracle: Gender and Work in Postwar Japan*, Berkeley: University of California Press.
- Coleman, J.S., 1966, *Equality of Educational Opportunity*, United States Department of Education.
- フロイデンバーガー／川勝久, 1983, 『燃えつき症候群』三笠書房.
- 苅谷剛彦, 2001, 『階層化日本と教育危機』有信堂高文社.
- 片岡栄美, 1987, 「しつけと社会階層の関連性に関する分析」『大阪大学人間科学部紀要』13: 25-49.
- 加藤邦子, 2001, 「育児支援が親子関係, 子どもの発達に及ぼす影響」『家庭教育研究所紀要』23: 68-82.
- 宮田尚子, 2009, 「将来設計にみられるジェンダー・トラック」友枝敏雄編『現代の高校生は何を考えているか——意識調査の計量分析をとおして』世界思想社: 139-164.
- 文部科学省編, 2008, 『平成 18 年度版・文部科学白書』ぎょうせい.
- 森康司, 2009, 「性別役割分業意識の復活」友枝敏雄編『現代の高校生は何を考えているか——意識調査の計量分析をとおして』世界思想社: 165-191.
- 中西泰子, 2003, 「母－娘関係と「母親業の再生産」」『家族研究年報』28: 27-37.
- 野沢慎司, 2001, 「核家族の連帯性とパーソナル・ネットワーク」『季刊家計経済研究』2001 冬号: 25-35.
- 菅澤貴之, 2009, 「地位達成志向の変容」友枝敏雄編『現代の高校生は何を考えているか——意識調査の計量分析をとおして』世界思想社: 87-114.

第9章 サービス残業時間の実態と意識 ——価値観の二極化と働き方の硬直性——

児玉 直美

要 旨

本稿では、最近20年間の残業時間、サービス残業時間の実態及び意識を分析した。労働時間は、80年代から90年代前半にかけて週休2日制の導入に伴い激減した後、90年代後半から、ほぼ横ばいかやや増加傾向にある。一方、サービス残業時間は、90年代後半は増加していたが、2000年代に入って以降、減少傾向にある。

サービス残業時間は、みなし労働時間制が適用される労働者では以前に比べて長く、時間が管理されている通常の労働時間制等の労働者では短くなる傾向がある。みなし労働時間制が適用される労働者のサービス残業時間が他の労働時間制に比べて著しく長く、さらに、近年伸びていることは、労使間で、みなし労働時間に対する認識が大きく異なっている可能性がある。労働者自身に業務遂行や時間配分を任せることで生産性、創造性、勤労意欲が向上するというメリットを生かすためにも、仕事量や目標の適切な設定、人事考課の基準や方法の整備、仕事の進め方に関する権限委譲などが求められる。

残業時間が長くなっている中、経年的には、「自由時間が減っても現在以上の収入がほしい」、「収入は減っても自由時間を増やしたい」という価値観を持つ人が増加し、「どちらとも言えない」人が減少している。収入を増やしたい、自由時間を増やしたいという両極端を志向する人が増加し、労働者の属性や価値観が二極化しているにもかかわらず、働き方の多様化が進んでいないことを示している。

第9章 サービス残業時間の実態と意識 ——価値観の二極化と働き方の硬直性——

児玉 直美

1 はじめに

1990年代後半から2000年代初頭にかけて、失業率の上昇、非正規雇用の増加とともに、正社員の長時間労働問題が顕在化した。労働時間の不幸な二極化である。本稿では、残業時間、サービス残業の実態及び意識に焦点を当て、最近20年間の時系列変化を観察する。

残業時間の短縮、サービス残業の解消については、1988年以後の累次の閣議決定、監督指導の強化により、解消が図られてきた。昨今は、女性や高齢者の労働力化も進み、ワーク・ライフ・バランス意識の高まりなどもあり、時間選好度の高い労働者も増えている。

サービス残業の解消については、2001年「労働時間の適正な把握のために使用者が講ずべき措置に関する基準」、2003年「賃金不払残業総合対策要綱」及び「賃金不払残業の解消を図るために講ずべき措置等に関する指針」が策定され、2001年度以降、重点的に監督指導が実施されている¹。

本稿では、隔年実施されている「連合生活アンケート」を時系列比較することにより、2001年度以降のサービス残業時間の実態及び正社員の長労働時間に対する意識を明らかにするとともに、業種別、職種別、労働時間制度別等の変化を比較することにより、若干の要因分析に踏み込む。結論を先取りすると、2001年度以降も総残業時間はあまり減少していないが、労働基準監督署の厳しい監督指導等の効果もあり、金融業等一部業種では、サービス残業時間は減少している。しかしながら、モニタリングが難しい仕事（例えば、

¹ 「労働時間の適正な把握のために使用者が講ずべき措置に関する基準」は、2001年4月に「・・・労働時間短縮については、昭和63年以後累次の閣議決定により『年間総実労働時間1800時間』を政府目標として掲げ、平成4年に労働時間の短縮の促進に関する臨時措置法を制定してからは、同法に基づき労使の自主的な取組を促進してきたところである。・・・しかしながら、・・・所定外労働もこの7年間で労働者1人平均10時間の減少にとどまっているなど、・・・所定外労働の削減については十分な成果が見られていない。・・・時間外・休日・深夜労働の割増賃金を含めた賃金を全額支払うなど労働基準法の規定に違反しないようにするため、使用者が始業、終業の時刻を把握し、労働時間を管理することを同法が当然の前提としていることから、この前提を改めて明確にし、始業、終業時刻の把握に関して、事業主が講ずべき措置を明らかにした上で適切な指導を行うなど、現行法の履行を確保する観点から所要の措置を講ずることが適当である。また、具体的な問題があれば、同法に基づき、労働者からの申告事案に迅速かつ適切に対応することはもとより、事業場に臨検監督を行うことにより、今後とも法定労働条件の履行確保を十分に図る必要がある。・・・」という2000年11月30日中央労働基準審議会「労働時間短縮のための対策について（建議）」を受けて策定されたものである。

さらに、2003年5月には、「賃金不払残業総合対策要綱」及び「賃金不払残業の解消を図るために講ずべき措置等に関する指針」が策定され、サービス残業の解消のために講ずべき事項を示し、労使当事者の意識改革と労使の主体的な取組を強く促し、サービス残業の解消が図られてきた。

また、労働時間の管理については、2006年4月から「労働時間等の設定の改善に関する特別措置法」施行、2008年3月に「労働時間等見直しガイドライン（労働時間等設定改善指針）（厚生労働省告示197号）」が改正され、見なし労働時間制以外の労働者の時間管理が強化された。

専門・技術職、裁量労働制、事業場外労働のみなし労働時間制) をする労働者の残業時間は年々増加傾向にあり、連合生活アンケートの対象になるような一定規模以上の企業の正社員に限定すると、全体としてサービス残業時間は微減にとどまっていることが明らかになった。また、労働時間と賃金の選好についての意識は、「賃金が減っても良いので労働時間を減らしたい」「労働時間が増えても良いので賃金を増やしたい」と考える労働者は、時系列ではともに増加しており、「どちらとも言えない」という層が減少している。ワーク・ライフ・バランス意識の高まり、高齢者、女性など労働者の質の多様化などを背景に、正社員の時間・賃金の選好意識も二極化していることが示唆される。

2 監督指導による賃金不払残業の是正結果

2.1 残業時間、サービス残業時間の推移

図1は、1955～1999年度の労働者1人平均年間総実労働時間、所定内労働時間である。総実労働時間と所定内労働時間の差が、所定外労働時間である。

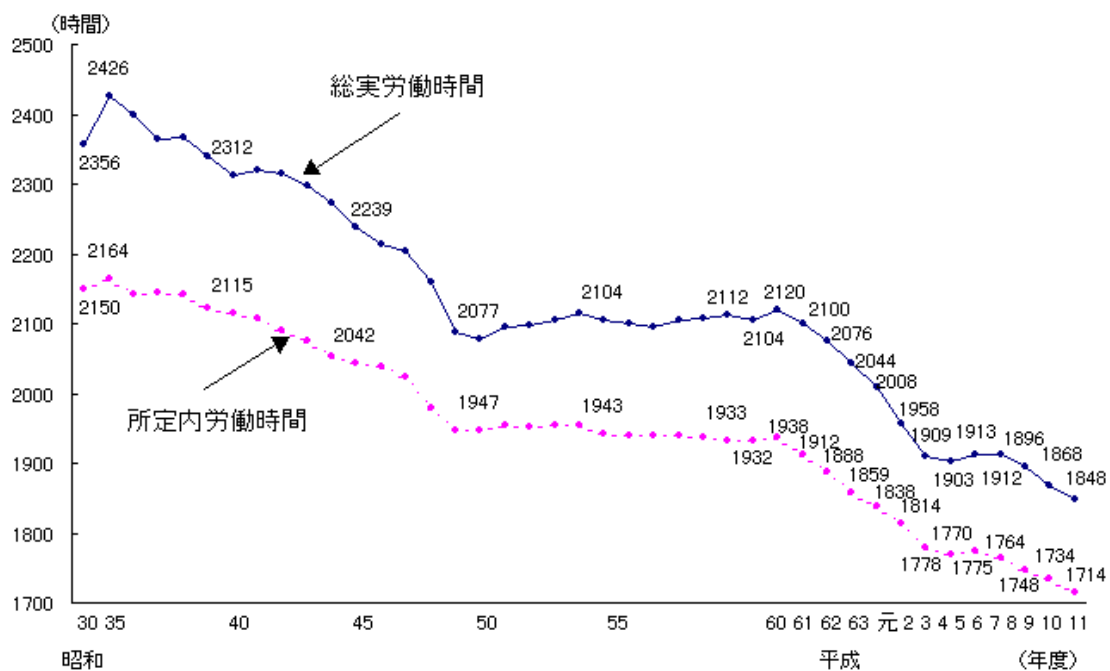


図1 労働者1人平均年間総実労働時間の推移 (年度)

出典：「労働時間短縮のための対策について」の中央労働基準審議会の建議について

(2000年11月30日：厚生労働省) (参考資料) 労働者1人平均年間総実労働時間の推移 (年度)

所定内労働時間は、1960年には2,164時間であったが、1975年にかけて年々短縮され、1975年には1,947時間となった。その後、1985年度までほぼ横這いで推移し、1986～1992

年にかけて 1,770 時間まで短縮された。

総実労働時間も、ほぼ同時期に短縮されてきた。1960 年には年間 2,426 時間であった総実労働時間は、1975 年には 2,077 時間、1985 年には 2,120 時間、1992 年には 1,900 時間程度にまで短縮された。1986～1992 年度にかけての総実労働時間、所定内労働時間の短縮は、週休 2 日制に伴う時間短縮である。

所定外労働時間は、1985 年には 182 時間であったが、1992 年には 133 時間にまで短縮したが、その後の 7 年間で 10 時間程度の減少にとどまっている。

図 2 は、1985 年以降の労働時間、サービス残業時間の推移である。事業所調査である「毎月勤労統計調査²（以下、「毎勤」と表記する）」「賃金構造基本調査³（以下、「賃構」と表記する）」と、労働者調査である「労働力調査⁴（以下、「労調」と表記する）」の残業時間の差を「サービス残業時間」と捉えて、経年的なサービス残業時間、実労働時間の変化を表す。

3 つの統計を比較するために、公表されている数値に若干の加工を施している⁵。毎勤と賃構は一般労働者のみなのでパートは除かれているが、労調はパートも含まれている（いわゆる「常用パート」）。しかしながら、労調において、1990 年代後半の非正規雇用増加期にもあまり実労働時間は減少していないので、非正規比率の影響はあまり大きくないと考えられる。

労働時間は、労調では最近 2 年間やや減少しているように見えるが、労調の最近 2 年間を除けば、毎勤、賃構のデータも含めて、90 年代後半から、ほぼ横ばいかやや増加していることが分かる。

² 毎月勤労統計調査全国調査は、日本標準産業分類に基づく 14 大産業〔鉱業、建設業、製造業、電気・ガス・熱供給・水道業、情報通信業、運輸業、卸売・小売業、金融・保険業、不動産業、飲食店、宿泊業、医療、福祉、教育、学習支援業、複合サービス事業及びサービス業（他に分類されないもの）（その他の生活関連サービス業のうち家事サービス業及び外国公務を除く）〕に属する常用労働者 5 人以上の事業所を対象に、賃金、労働時間及び雇用の変動を把握する調査である。調査対象事業所は、常用労働者 5 人以上の約 180 万事業所（事業所・企業統計調査）から抽出した約 33,000 事業所である。

³ 賃金構造基本調査は、日本全国の日本標準産業分類に基づく 14 大産業〔鉱業、建設業、製造業、電気・ガス・熱供給・水道業、情報通信業、運輸業、卸売・小売業、金融・保険業、不動産業、飲食店、宿泊業、医療、福祉、教育、学習支援業、複合サービス事業及びサービス業（他に分類されないもの）〕に雇用される労働者について、その賃金の実態を労働者の雇用形態、就業形態、職種、性、年齢、学歴、勤続年数及び経験年数別に明らかにすることを目的に、毎年 7 月に、6 月分の賃金等（賞与、期末手当等特別給与額については前年 1 年間）について調査を実施している。5 人以上の常用労働者を雇用する民営事業所（5～9 人の事業所については企業規模が 5～9 人の事業所に限る）及び 10 人以上の常用労働者を雇用する公営事業所から都道府県、産業及び事業所規模別に一定の方法で抽出した事業所を対象に、毎年約 8 万事業所程度を対象に調査が実施されている。

⁴ 労働力調査は、我が国における就業及び不就業の状態を毎月明らかにすることを目的に、毎月末日現在を調査期日として実施されている。標本調査で、国勢調査の約 90 万調査区から約 2,900 調査区を選定し、その調査区内から選定された約 4 万世帯（基礎調査票の対象世帯、特定調査票についてはうち約 1 万世帯が対象）及びその世帯員が調査対象となるが、就業状態は世帯員のうち 15 歳以上の者（約 10 万人）について調査している。

⁵ 労働力調査は、非農林業、常用雇用者の週間就業時間に 4.3 を乗じている。毎月勤労統計は、全産業、規模 30 人以上、一般労働者の数値である。賃金構造基本統計調査は、産業計、規模計、一般労働者の所定内実労働時間と超過実労働時間の合計値を用いている。

サービス残業時間については、小倉・坂口（2004）の1973～2003年の労調「月間値」と毎勤「月間値」を使用した推計によれば、「不払い労働時間」は長期的に増加傾向にある。また、高橋（2005）も、1985～2003年の「労調－毎勤」、「労調－賃構」を用いて、90年代にサービス残業は長くなっていると試算している。しかしながら、図2によると、2000年代に入ってから、サービス残業時間は減少している。水準は、「労調－毎勤」の方が、「労調－賃構」よりも2倍程度大きくなっているが、傾向としては、どちらの数値も2002年以降、減少傾向である。このように、2000年代に入ってから以降のサービス残業時間の傾向は、1990年代とは異なり、減少傾向にあることが分かる。

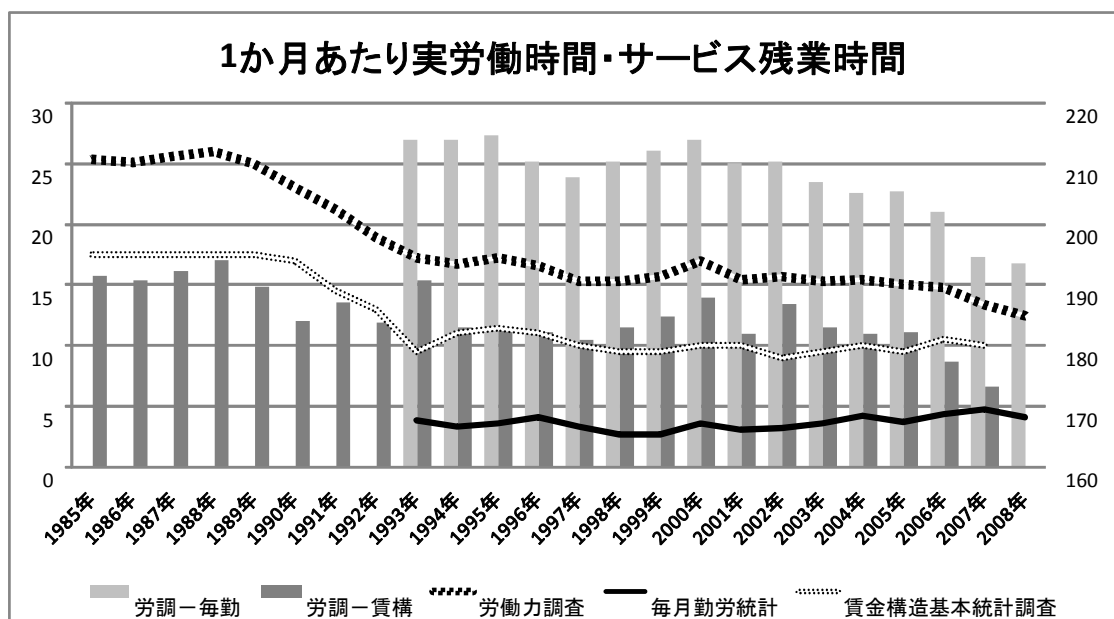


図2 労働時間，サービス残業時間の推移

2.2 監督指導による賃金不払残業の是正結果

2001年度以降の監督指導による賃金不払残業の是正結果を図3，4に示す。2001年度，2002年度は統計値が年度毎に公表されていないため，1年間の集計になっていない。

件数は，2001年度（2001年4月～2002年9月）の613件から年々増加し，2007年度には1,728件に達している。業種別（2007年度実績，件数ベース）では，製造業，商業が25%ずつ，接客娯楽業（8%），保健衛生業（7%）が続いている。

是正支払額は，2001年度（2001年4月～2002年9月）に813,818万円であったが，2003年度には2,387,466万円に急増し，その後，横這い傾向である。業種別には，2001年度には商業33%，製造業27%，金融・広告業21%で，この3業種の是正支払額が多い傾向は8年間変わっていない。

このように，2003年度以降，賃金不払残業の是正件数は増加，是正金額は250億円前後

で横ばい傾向が続いている。2002年以降、景気が良かったことも考え合わせると、サービス残業時間の減少は、「労働時間の適正な把握のために使用者が講ずべき措置に関する基準（2001年4月）」、「賃金不払残業総合対策要綱（2003年5月）」及び「賃金不払残業の解消を図るために講ずべき措置等に関する指針（2003年5月）」等の策定、労働基準監督署の厳しい監督指導の結果であると考えられよう⁶。

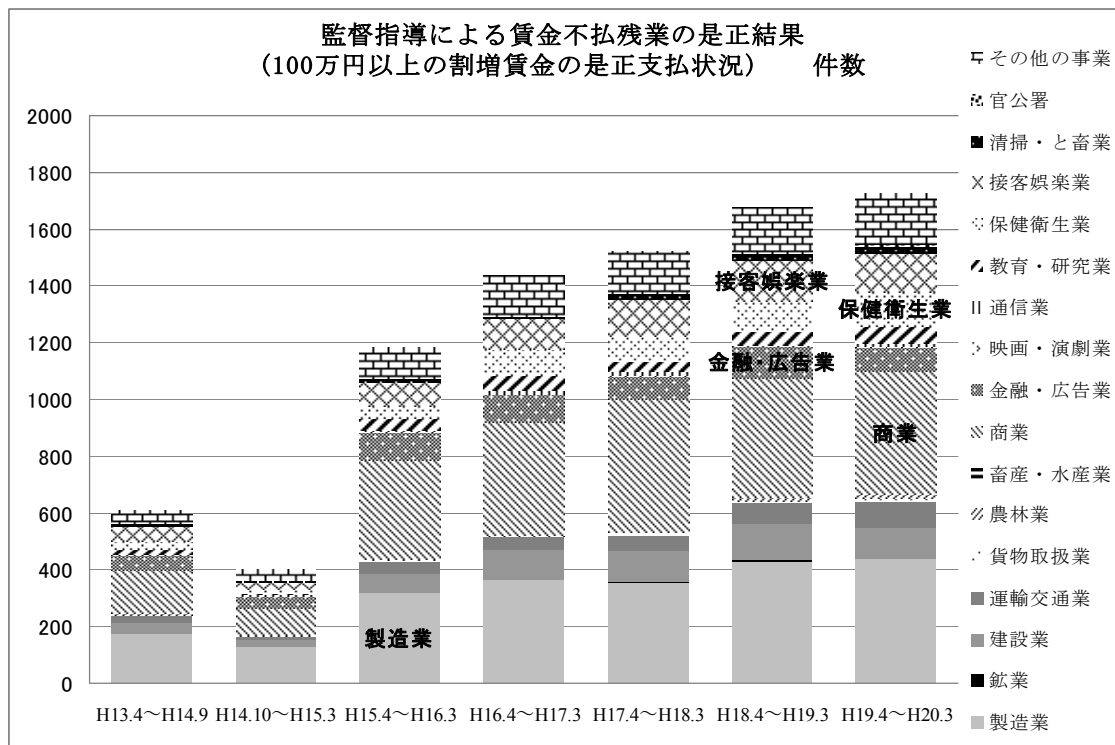


図3 賃金不払残業の是正結果 (件数)

⁶ マクロ統計は、景気と残業時間は正の相関があることを示す。Cooley (1995) は、米国の1954年第1四半期から1991年第2四半期のマクロデータを使って、総労働時間は景気 (GNP) と順相関であることを示した。小倉 (2008) は、「所定外労働時間」と実質国内総生産 (GDP) の対前年増減率の間には正の相関があることを確認している。Hayashi and Prescott (2002) は、日本の1990年代に計測された全要素生産性成長率変動を外生的な技術ショックの帰結であると主張している。Hayashi and Prescott (2002) は、1990年代日本経済の長期不況において、1988年から1993年の週間労働時間の減少も極めて重要な役割を果たしたと結論づけている。大日・有賀 (1995) は、日本の雇用は景気の変化に対して労働保蔵が行われ、賃金や労働時間が調整されている。労働保蔵の理由として、①入職や離職に伴う摩擦的な費用あるいは調整費用、②Firm Specific Human Capitalの存在が考えられる。シミュレーションで、Firm Specific Human Capitalの程度が大きい経済ほど、労働者数の変化が小さくGNPとの相関が低い (労働保蔵が盛んに行われている)、労働時間の変化が大きくGNPとの相関が高い、相対的に高齢労働者の方が若年労働者よりも変化が大きくGNPとの相関が高い (日本の賃金構造に基づくシミュレーションでは、若年労働者は景気循環と無相関)、オークン係数が高い、実質賃金の変化がやや大きくGNPとの相関がやや高いことが明らかにした。

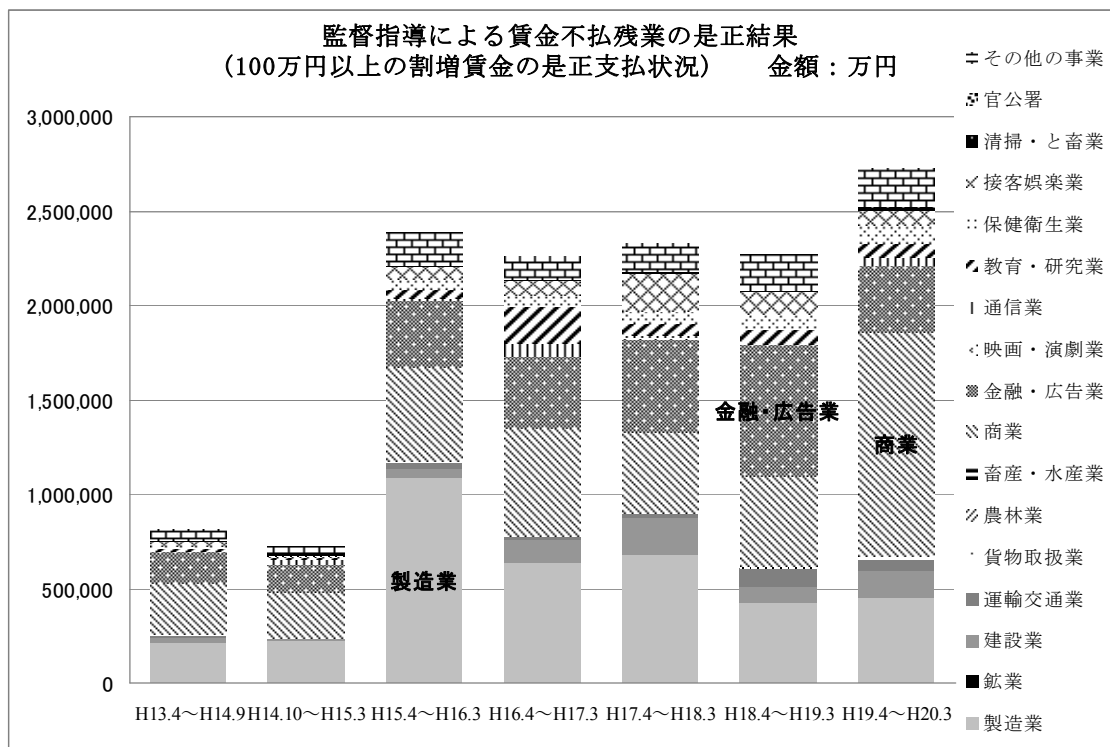


図4 賃金不払残業の是正結果（金額）

3 データ

分析に使ったのは、日本労働組合総連合会が隔年で実施している「連合生活実態調査、1988、1990」と「連合生活アンケート調査」1992～2008年のデータである。調査対象は、連合加盟の構成組織の組合員および地方連合会加盟の中小・地場の組合員で、構成組織を通じて単組の組合員へ配布している。構成組織に対しては、その組合員数を考慮し、調査対象者数を割り振っている。また、単組での配布にあたっては、組合の規模、組合員の性別、年齢などを考慮するよう依頼している。有効回答数は、1988年、1990年調査では、それぞれ10,711人、13,212人と少ないが、1992年以降の調査では、20,000～25,000人のサンプルを確保している。

調査は、隔年の夏（6月から9月）に、翌年春季生活闘争を進める上での組合員の生活と職場の実態、実感を把握することを目的として実施されている。アンケート項目は、勤務先企業・事業所の業種、従業員数、事業所の正社員数・非正社員数の増減、性別、年齢、勤続年数、学歴、採用形態、職種、勤務形態、本人の年間賃金総額、該当する労働時間制、6月に所定労働時間を超えて働いた時間、1年前と比べた時間外労働の増減、6月に残業手当が支払われた時間数、残業手当額、時間外労働で実際に支払われる対象時間の決定方法等である。

サンプルの記述統計は以下の通りである。全ての年について、対象労働者の正社員比率は100%である。業種別には製造業が4割程度(表1)、規模別には5000人以上企業が40%、1000-4999人規模が29%、300-999人規模が15%と中小企業の労働者はほとんどいない(表2)。年齢別では、30歳代、40歳代、20歳代の順に構成比が高く(表3)、性別では男性が85%(表4)、職種別では、事務職31%、生産職26%、専門・技術職20%という構成になっている(表5)。労働時間制度別では、通常の労働時間制度が57%と過半を占め、変形労働時間制14%、フレックスタイム制12%と続いている(表6)。

表1 業種別

| 業種別 | 1金属 | 2化学 | 3製造他 | 4エネルギー | 5運輸 | 6通信 | 7流通 | 8サービス | 9金融 | 10建設 | 11他非製造業 | 12公務 | Total |
|-------|-----|-----|------|--------|-----|-----|-----|-------|-----|------|---------|------|-------|
| 1988 | 32% | 17% | 13% | 4% | 12% | 5% | 6% | 2% | 1% | 3% | 2% | 4% | 100% |
| 1990 | 18% | 12% | 12% | 4% | 13% | 2% | 4% | 5% | 1% | 3% | 2% | 23% | 100% |
| 1992 | 28% | 13% | 6% | 4% | 13% | 3% | 5% | 3% | 2% | 2% | 1% | 20% | 100% |
| 1994 | 22% | 13% | 10% | 3% | 10% | 4% | 5% | 3% | 4% | 4% | 2% | 20% | 100% |
| 1996 | 20% | 15% | 9% | 4% | 12% | 3% | 4% | 3% | 4% | 3% | 2% | 22% | 100% |
| 2000 | 22% | 12% | 9% | 4% | 11% | 4% | 5% | 4% | 5% | 3% | 2% | 19% | 100% |
| 2002 | 23% | 13% | 8% | 3% | 12% | 2% | 6% | 3% | 5% | 3% | 2% | 20% | 100% |
| 2004 | 24% | 11% | 8% | 4% | 15% | 4% | 5% | 5% | 3% | 3% | 1% | 17% | 100% |
| 2006 | 26% | 10% | 7% | 4% | 14% | 5% | 4% | 5% | 3% | 2% | 1% | 18% | 100% |
| 2008 | 25% | 9% | 5% | 4% | 15% | 5% | 7% | 5% | 4% | 3% | 2% | 14% | 100% |
| Total | 24% | 12% | 8% | 4% | 13% | 4% | 5% | 4% | 3% | 3% | 2% | 18% | 100% |

表2 規模別

| 企業規模別 | | | | | | Total |
|-------|-------|----------|----------|------------|---------|-------|
| | 1-99人 | 100-299人 | 300-999人 | 1000-4999人 | 5000人以上 | |
| 1988 | 2% | 7% | 18% | 32% | 41% | 100% |
| 1990 | 4% | 11% | 16% | 30% | 39% | 100% |
| 1992 | 2% | 7% | 11% | 26% | 55% | 100% |
| 1994 | 3% | 7% | 13% | 25% | 53% | 100% |
| 1996 | 3% | 7% | 17% | 33% | 41% | 100% |
| 2000 | 9% | 15% | 16% | 28% | 31% | 100% |
| 2002 | 10% | 15% | 17% | 28% | 30% | 100% |
| 2004 | 9% | 13% | 15% | 28% | 35% | 100% |
| 2006 | 4% | 9% | 16% | 30% | 41% | 100% |
| 2008 | 4% | 8% | 17% | 32% | 39% | 100% |
| Total | 5% | 10% | 15% | 29% | 40% | 100% |

表3 年齢別

| 年齢別 | | | | | | Total |
|-------|--------|------|------|------|--------|-------|
| | 20歳代以下 | 30歳代 | 40歳代 | 50歳代 | 60歳代以上 | |
| 1988 | 21% | 41% | 28% | 10% | 0% | 100% |
| 1992 | 29% | 33% | 26% | 12% | 0% | 100% |
| 1994 | 30% | 33% | 25% | 11% | 0% | 100% |
| 1996 | 28% | 35% | 26% | 11% | 0% | 100% |
| 1998 | 24% | 37% | 27% | 12% | 0% | 100% |
| 2000 | 22% | 39% | 26% | 13% | 0% | 100% |
| 2002 | 20% | 41% | 25% | 14% | 0% | 100% |
| 2004 | 16% | 42% | 27% | 14% | 0% | 100% |
| 2006 | 15% | 44% | 27% | 14% | 0% | 100% |
| 2008 | 15% | 43% | 28% | 13% | 1% | 100% |
| Total | 22% | 39% | 26% | 13% | 0% | 100% |

表 4 性別

| 性別 | | | Total |
|-------|-----|-----|-------|
| | 男性 | 女性 | |
| 1988 | 93% | 7% | 100% |
| 1990 | 82% | 18% | 100% |
| 1992 | 86% | 14% | 100% |
| 1994 | 82% | 18% | 100% |
| 1996 | 83% | 17% | 100% |
| 1998 | 84% | 16% | 100% |
| 2000 | 85% | 15% | 100% |
| 2002 | 85% | 15% | 100% |
| 2004 | 86% | 14% | 100% |
| 2006 | 87% | 13% | 100% |
| 2008 | 86% | 14% | 100% |
| Total | 85% | 15% | 100% |

表 5 職種別

| 職種別 | | | | | | Total |
|-------|-----|-----|--------|-----|-------------|-------|
| | 生産職 | 事務職 | 専門・技術職 | 運輸職 | 営業・販売・サービス職 | |
| 1988 | 40% | 28% | 18% | | 14% | 100% |
| 1990 | 28% | 31% | 19% | 14% | 7% | 100% |
| 1992 | 27% | 31% | 21% | 12% | 9% | 100% |
| 1994 | 28% | 32% | 19% | 10% | 11% | 100% |
| 1996 | 27% | 32% | 20% | 11% | 11% | 100% |
| 1998 | 38% | 29% | 19% | | 14% | 100% |
| 2000 | 25% | 30% | 18% | 9% | 13% | 100% |
| 2002 | 24% | 29% | 18% | 10% | 13% | 100% |
| 2004 | 22% | 31% | 19% | 11% | 13% | 100% |
| 2006 | 19% | 31% | 21% | 11% | 13% | 100% |
| 2008 | 17% | 33% | 22% | 10% | 13% | 100% |
| Total | 26% | 31% | 20% | 9% | 12% | 100% |

表 6 労働時間制度別

| year | 裁量労働制 | 事業場外労働のみなし労働時間制 | フレックスタイム制 | 変形労働時間制 | 通常の労働時間制 | Total |
|-------|-------|-----------------|-----------|---------|----------|-------|
| 2002 | 8% | 2% | 11% | 16% | 55% | 100% |
| 2004 | 10% | 2% | 12% | 17% | 51% | 100% |
| 2006 | 11% | 2% | 13% | 13% | 50% | 100% |
| 2008 | 3% | 1% | 13% | 12% | 71% | 100% |
| Total | 8% | 2% | 12% | 14% | 57% | 100% |

4 時系列の残業時間の傾向

4.1 業種別

全業種計では、1988年から1992年にかけて、残業時間が5.1時間、総労働時間で12.0時間減少した(図5)。これは、1988年以降、法定労働時間が短縮され週休2日制の普及に伴う現象である。図2で確認した労調では、1988年から1992年にかけて、1か月当たり労働時間が14時間減少(212時間から198時間)、賃構では1か月当たり労働時間が9時間減少(195時間から186時間)していることと比較しても妥当な数値である。1994年以降

は、総労働時間は180時間から185時間の間を推移している⁷。サービス残業時間が観測できる1998年以降を比較すると、残業時間はやや増加、サービス残業時間がやや減少、支払い残業時間がやや増加している傾向が見られる。

製造業は、元々、サービス残業時間が長くない業種であるが、2002年には残業時間の3割程度であったサービス残業時間が、2008年には2割程度まで下がっている（図6）。

卸小売業は、残業時間の6割を占めていたサービス残業時間が、2008年には4割程度まで下がっている（図7）。2007年度には、「商業の監督指導による賃金不払残業の是正結果（100万円以上の割増賃金の是正支払状況）」では是正支払金額は1,19億円に達しており、厳しい監督指導の効果が現れていると考えられる。

金融業は、残業時間もサービス残業時間も非常に長い業種であったが、2002年から2006年にかけて、残業時間もサービス残業時間も激減している（図8）。特に、2006年にはメガバンクに労働基準監督署の監督指導が入ったこともあり、「監督指導による賃金不払残業の是正結果（100万円以上の割増賃金の是正支払状況）」の是正支払金額は大幅増加、サービス残業時間も大幅減少している。

サービス業（狭義）では、2002年以降、残業時間、サービス残業時間が増加している（図9）。2002年には残業時間に対するサービス残業時間は4割程度であったが、2008年には5割程度にまで上昇している。2008年には、サービス残業時間は13.0時間と、金融業、卸小売業のサービス残業時間を超えるサービス残業時間となっている。

通信業も、2002年以降、サービス残業時間が若干増加している（図10）。2002年には、残業時間に占めるサービス残業時間の比率は1割に満たなかったが、2008年には2割程度まで増加している。

運輸業は、残業時間が若干増加、サービス残業時間はほとんど変化ない（図11）。

2000年以降、業種計では残業時間が増加、サービス残業時間が減少傾向である。金融業だけは残業時間も、サービス残業時間も大幅に減少しているが、2003年以降の好況の影響もあり、製造業、サービス業（狭義）、通信業などの業種では残業時間が延びている。

⁷ 労働基準法では、1987年には週48時間であった法定労働時間が徐々に減少して1997年には40時間となった。所定内労働時間は、「連合生活アンケート」では調査されていないため、業種・規模毎の法定労働時間を所定内労働時間とした。

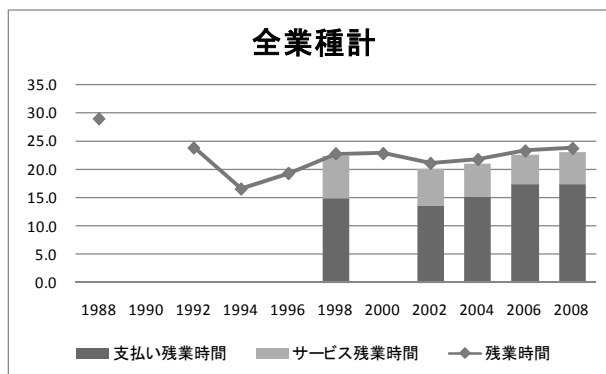


図5 残業時間，サービス残業時間（全業種計）

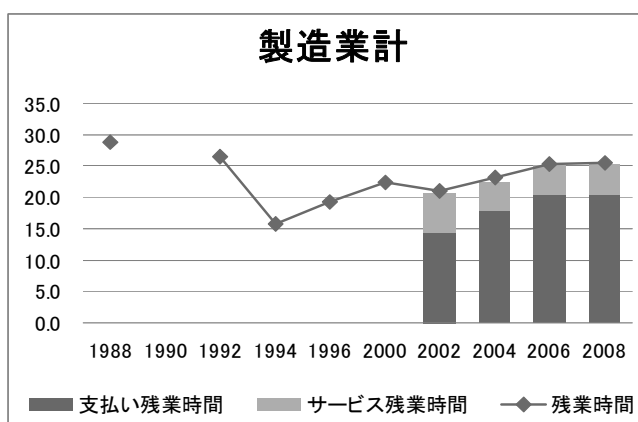


図6 残業時間，サービス残業時間（製造業）

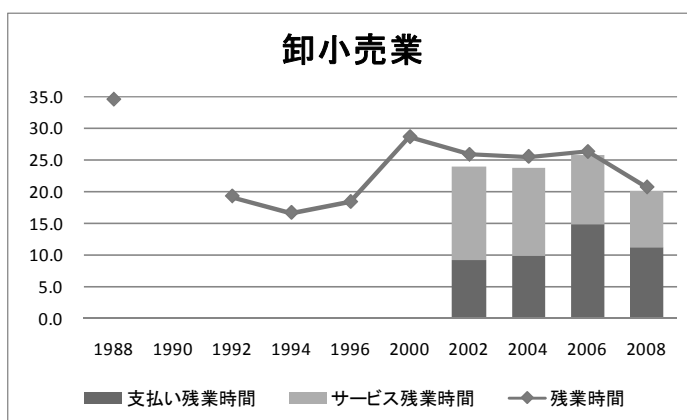


図7 残業時間，サービス残業時間（卸小売業）

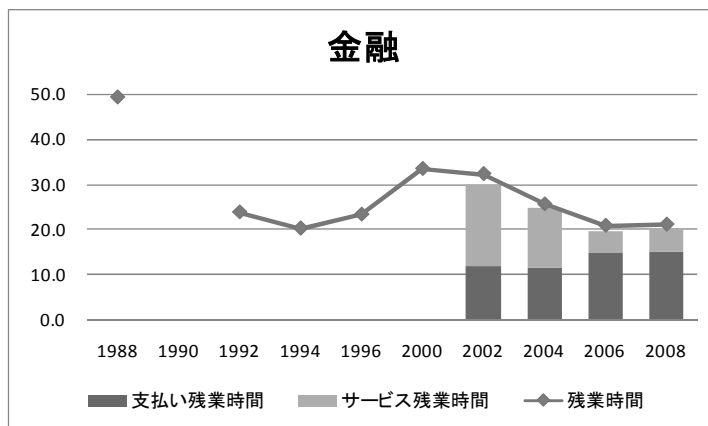


図 8 残業時間，サービス残業時間（金融業）

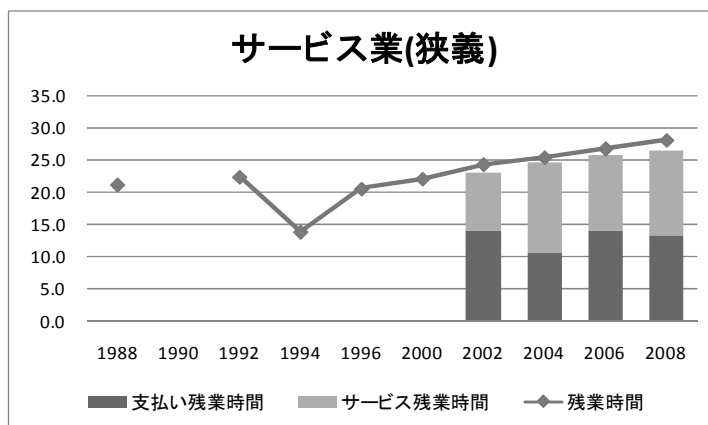


図 9 残業時間，サービス残業時間（サービス業（狭義））

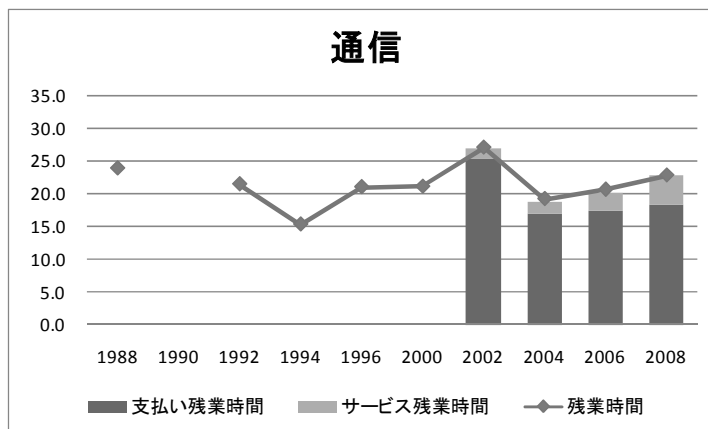


図 10 残業時間，サービス残業時間（通信業）

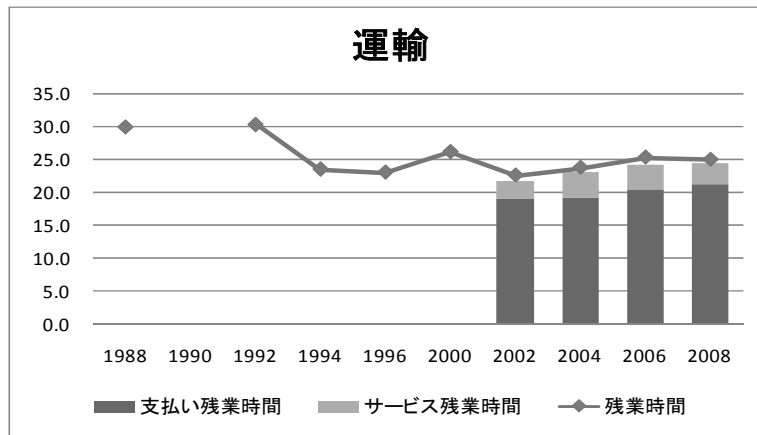


図 11 残業時間，サービス残業時間（運輸業）

4.2 年齢別

残業時間は、いずれの年代でも、1988年から1994年にかけて6割程度まで減少したが、その後、増加傾向である（図12）。特に、20歳代では2000年以降残業時間の増加が著しい。一方、30歳代は、2000年以降も、残業時間が高水準のままほぼ横這いで推移している。2008年には、20歳代、30歳代の残業時間が長く、それに次いで、40歳代の残業時間が長く、年代別の残業時間の差は小さくなっている。

サービス残業時間は、1988年には、30歳代が最も長かったが、2000年代に入ってから30歳代、20歳代の残業は減少傾向、一方、40歳代、50歳代ではほぼ横這いで推移している（図13）。2008年では、わずかではあるが、40歳代のサービス残業時間は、20歳代、30歳代を上回るようになった。

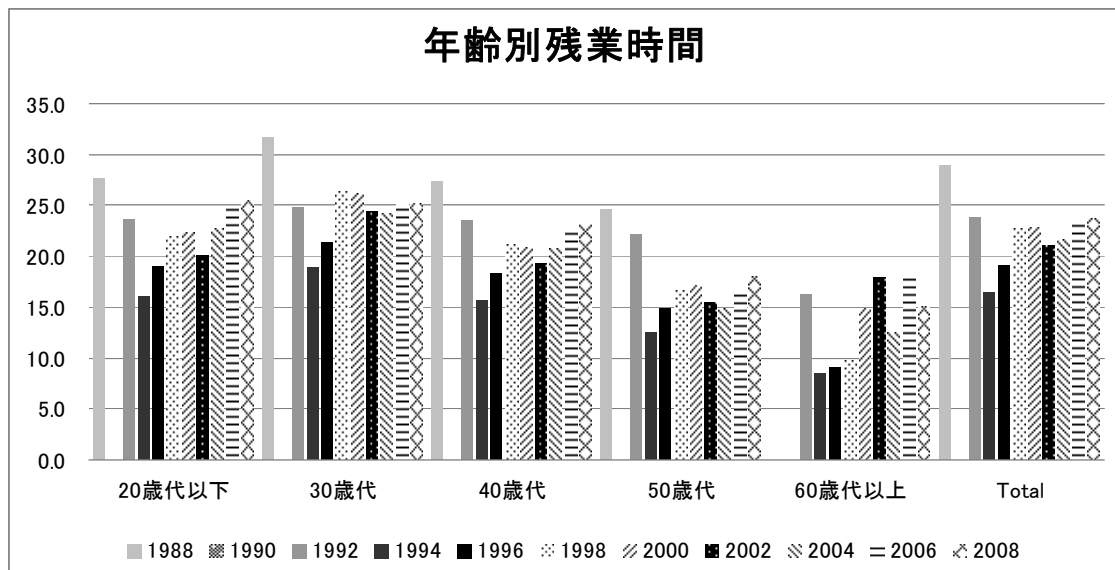


図 12 年齢別残業時間

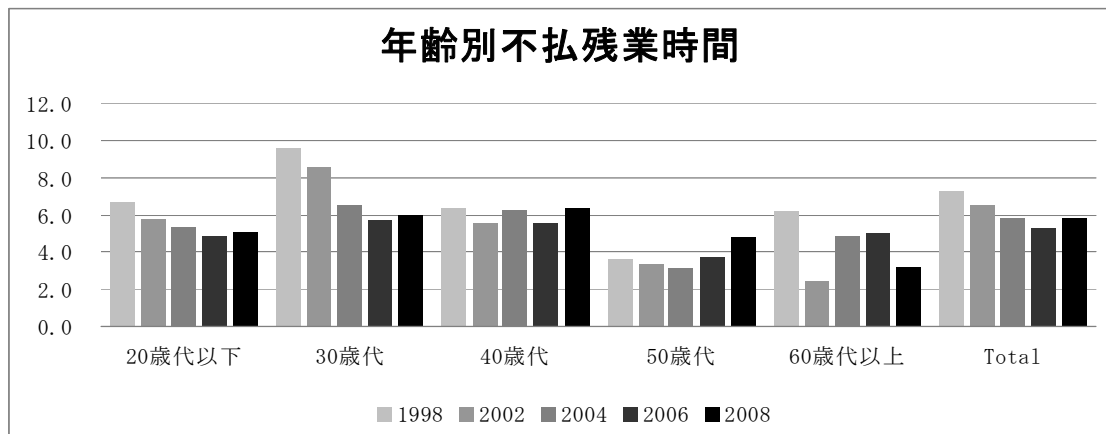


図 13 年齢別サービス残業時間

4.3 職種別

図 14～18 は、職種別の残業時間、サービス残業時間である。残業時間が長いのは、専門・技術職である。他の職種の残業時間は、近年、15～25 時間程度であるのに対し、専門・技術職は 30 時間程度となっている。残業時間は、2002 年以降、全ての職種で若干増加している。サービス残業時間が長いのは、専門・技術職、営業・販売・サービス職である。サービス残業時間は、ほぼ全ての職種で減少し、支払残業時間が増加している。特に、事務職、営業・販売・サービス職ではサービス残業時間は大幅に減少している。一方、専門・技術職では、ほとんど減少していない。

残業時間が長い専門・技術職が、残業をする理由は、「突発的な仕事があるから」「自分の仕事の手際が悪いから」「仕事を納得できるように仕上げたいから」が、ほかの職種に比べて多い（表 7）。

職種別のサービス残業をする理由は、専門・技術職の場合は「個人に課せられたノルマ達成のため」が多い。営業・販売・サービス職では「残業手当を請求しにくい雰囲気だから」「みんながサービス残業をやっているから」という理由が若干多い（表 8）。専門・技術職や営業・販売・サービス職のように、高度で専門的な仕事は、完了させるまでの投入労働時間の予測も、モニタリングも難しい。このため、高度で専門的な仕事ほど、裁量労働制などのみなし労働時間制が適用されることが多い。実際の労働時間とみなし労働時間の差を労働者はサービス残業時間と認識する上に、専門職ほど、ラット・レースに陥りやすいため（Landers; 1996）、専門・技術職や営業・販売・サービス職のサービス残業時間は長くなっていると考えられる。

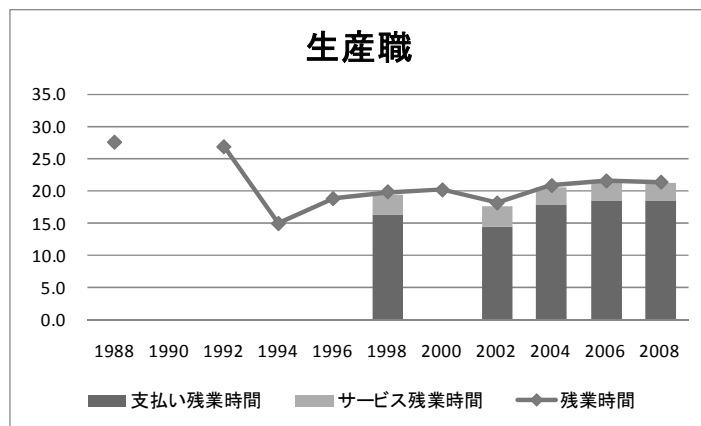


図 14 残業時間，サービス残業時間（生産職）

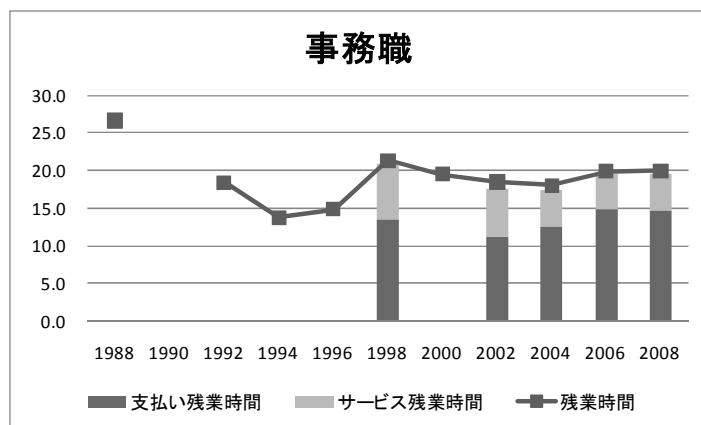


図 15 残業時間，サービス残業時間（事務職）

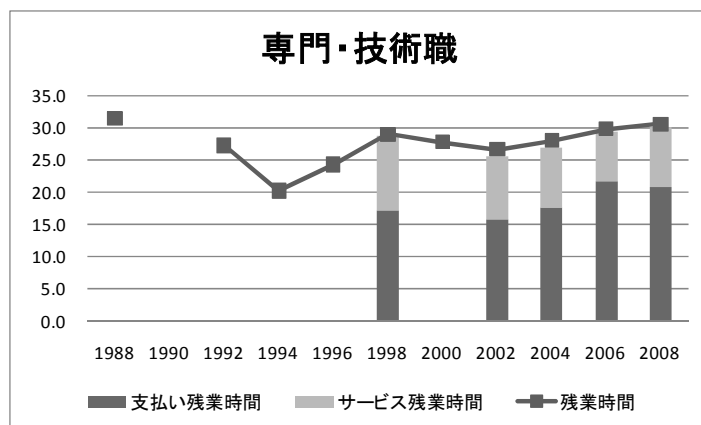


図 16 残業時間，サービス残業時間（専門・技術職）

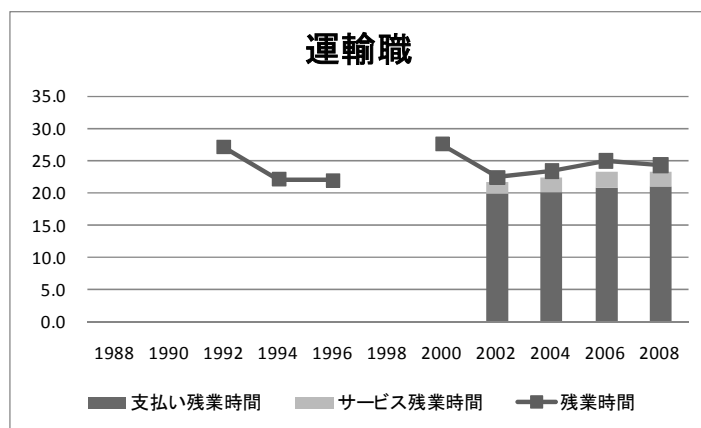


図 17 残業時間，サービス残業時間（運輸職）

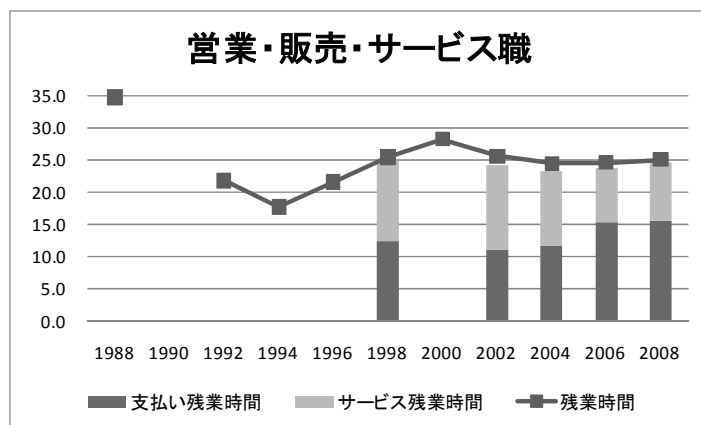


図 18 残業時間，サービス残業時間（営業・販売・サービス職）

表 7 職種別・残業をする理由

* 労働時間制度別・残業をする理由

2006年だけのデータ、3つ以内複数回答可

| 職種 | 人手が足りないから | 仕事の繁閑が大きいから | 突発的な仕事があるから | 上司の指示に無駄が多いから | 自分の仕事の手際が悪いから | 残業手当を生かすに活費の当てにしているから | みんなが残業しているから | 残業しないと査定に響くから | 仕事を納めたいから | その他 | 残業はしていない |
|-------------|-----------|-------------|-------------|---------------|---------------|-----------------------|--------------|---------------|-----------|-----|----------|
| 生産職 | 56% | 45% | 53% | 5% | 10% | 16% | 7% | 2% | 16% | 14% | 4% |
| 事務職 | 41% | 49% | 57% | 4% | 17% | 4% | 4% | 1% | 26% | 11% | 7% |
| 専門・技術職 | 55% | 46% | 60% | 5% | 20% | 7% | 6% | 2% | 31% | 10% | 4% |
| 運輸職 | 51% | 27% | 40% | 4% | 4% | 27% | 6% | 3% | 8% | 21% | 4% |
| 営業・販売・サービス職 | 48% | 48% | 57% | 8% | 16% | 4% | 5% | 1% | 28% | 13% | 4% |
| その他 | 40% | 33% | 44% | 4% | 11% | 5% | 4% | 1% | 19% | 19% | 9% |
| 無回答 | 22% | 22% | 22% | 5% | 6% | 4% | 3% | 1% | 15% | 8% | 6% |
| Total | 49% | 44% | 54% | 5% | 14% | 9% | 5% | 1% | 23% | 13% | 5% |

表 8 職種別・サービス残業をする理由

| | 個人に課せられたノルマ達成のため | 組合の残業規制があるから | 残業手当を請求しにくい雰囲気だから | 勤め先の残業規制が厳しいから | みんながサービス残業をやっているから | 超勤を付けると査定に響くから | 自分の能力向上のため | その他 |
|------------|------------------|--------------|-------------------|----------------|--------------------|----------------|------------|-----|
| 生産職 | 47% | 8% | 20% | 16% | 17% | 2% | 25% | 33% |
| 事務職 | 40% | 6% | 20% | 13% | 19% | 1% | 21% | 34% |
| 専門・技術職 | 51% | 9% | 15% | 15% | 17% | 1% | 23% | 32% |
| 運輸職 | 36% | 9% | 19% | 11% | 25% | 3% | 20% | 41% |
| 営業・販売・サービス | 43% | 7% | 21% | 12% | 21% | 2% | 23% | 34% |
| その他 | 33% | 5% | 14% | 7% | 20% | 1% | 21% | 52% |
| 無回答 | 36% | 7% | 9% | 5% | 22% | 3% | 24% | 45% |
| Total | 45% | 7% | 19% | 14% | 19% | 2% | 23% | 45% |

4.4 労働時間制度別

図 19～23 は労働時間制度別の残業時間、サービス残業時間である。労働時間制度別では、事業場外労働のみなし労働時間制の残業時間が長く、次いで、裁量労働制、フレックスタイム制で残業時間が長い。2002 年以降、全ての労働時間制度で残業時間、支払残業時間は長くなっている。サービス残業時間は、事業場外労働のみなし労働時間制が著しく長く、次いで、裁量労働制、通常の労働時間制、フレックスタイム制となっている。サービス残業時間は、事業場外労働のみなし労働時間制、裁量労働制では以前に比べて長く、時間が管理されているフレックスタイム制、変形労働時間制、通常の労働時間制では短くなる傾向がある。

労働時間制度別の残業をする理由は、最も残業時間が長い事業場外労働のみなし労働時間制「仕事を納得できるように仕上げたいから」が他の労働時間制度に比べて多い(表 9)。フレックスタイム制では、「突発的な仕事があるから」「仕事を納得できるように仕上げたいから」という理由が多い。運輸職に多い変形労働時間制では、「残業手当を生活費の当てにしているから」という理由が目立って多い。4.5 節でも見るように、残業時間が長い労働時間制の労働者が必ずしも労働時間を減らしたいとは思っていないわけではない。このことは、残業を自発的、非自発的に分けたときに、自発的残業もあることを示す。

サービス残業をする理由は、事業場外労働のみなし労働時間制、裁量労働制、フレックスタイム制とも、「個人に課せられたノルマ達成のため」が多い(表 10)。フレックスタイム制では、「勤め先の残業規制が厳しいので」「自分の能力向上のため」という理由も多い。

事業場外労働のみなし労働時間制、裁量労働制といった「みなし労働時間制」が適用される労働者のサービス残業時間が他の労働時間制に比べて著しく長く、さらに、近年伸びていることは、労使間で、「みなし労働時間」に対する認識が大きく異なっている可能性がある。労働者自身に業務遂行や時間配分を任せることで生産性、創造性、勤労意欲が向上するというメリットを生かすためにも、仕事量や目標の適切な設定、人事考課の基準や方法の整備、仕事の進め方に関する権限委譲などが求められる。

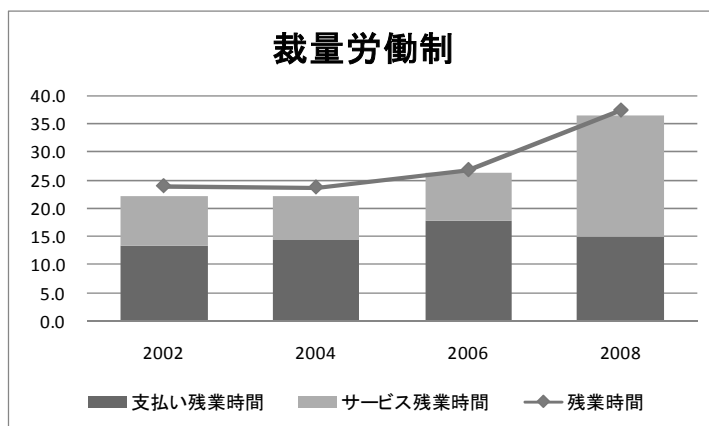


図 19 残業時間、サービス残業時間 (裁量労働制)

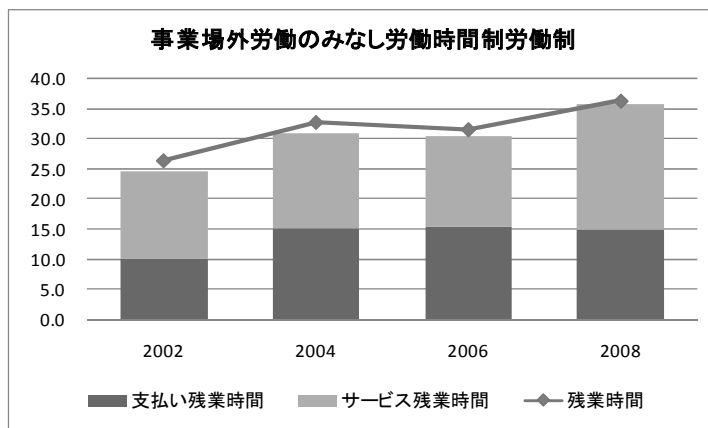


図 20 残業時間，サービス残業時間（事業場外労働のみなし労働時間制）

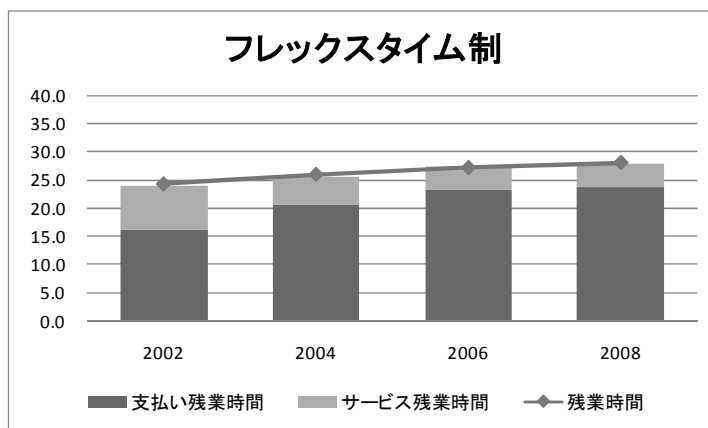


図 21 残業時間，サービス残業時間（フレックスタイム制）

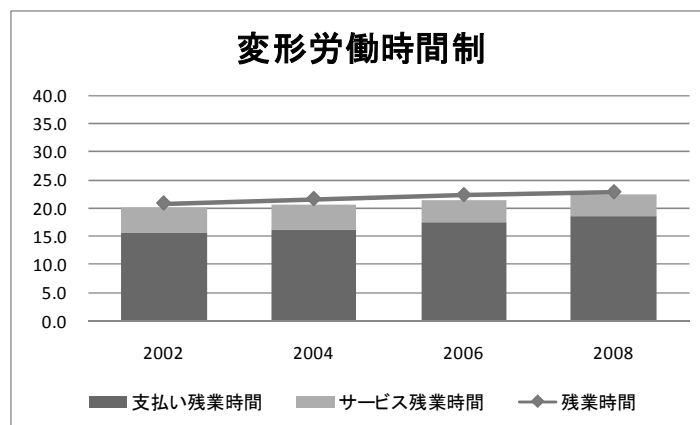


図 22 残業時間，サービス残業時間（変形労働時間制）

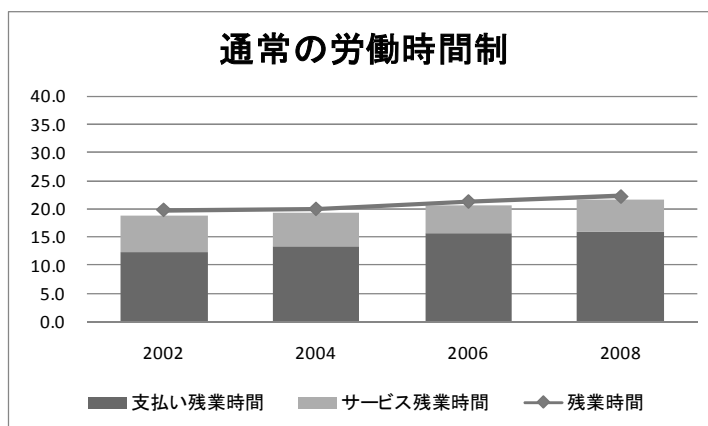


図 23 残業時間，サービス残業時間（通常の労働時間制）

表 9 労働時間制度別・残業をする理由

.* 労働時間制度別・残業をする理由
2006年のみのデータ、3つ以内複数回答可

| | 人手が足りないから | 仕事の繁閑が大きいから | 突発的な仕事があるから | 上司の指示が無駄が多いから | 自分の仕事の手際が悪いから | 残業手当を生活費の当てにしている | みんなが残業しているから | 残業しないと査定に響くから | 仕事を納得できるように仕上げたい | その他 | 残業はしていない |
|-----------------|-----------|-------------|-------------|---------------|---------------|------------------|--------------|---------------|------------------|-----|----------|
| 裁量労働制 | 51% | 49% | 55% | 6% | 16% | 7% | 6% | 2% | 26% | 12% | 5% |
| 事業場外労働のみなし労働時間制 | 39% | 42% | 46% | 9% | 16% | 8% | 8% | 2% | 27% | 14% | 4% |
| フレックスタイム制 | 53% | 49% | 65% | 5% | 21% | 8% | 5% | 2% | 33% | 7% | 3% |
| 変形労働時間制 | 54% | 35% | 47% | 5% | 8% | 18% | 5% | 2% | 13% | 18% | 5% |
| 通常の労働時間制 | 47% | 47% | 56% | 5% | 14% | 8% | 5% | 1% | 23% | 13% | 6% |
| その他 | 50% | 36% | 47% | 5% | 14% | 11% | 8% | 2% | 16% | 15% | 6% |
| 分からない | 24% | 22% | 27% | 2% | 6% | 9% | 3% | 1% | 13% | 10% | 5% |
| Total | 49% | 44% | 54% | 5% | 14% | 9% | 5% | 1% | 23% | 13% | 5% |

表 10 労働時間制度別・サービス残業をする理由

.* 労働時間制度別・不払残業をする理由
2002年のみのデータ、2つ以内複数回答可

| | 個人に課せられたノルマ達成のため | 組合の残業規制があるので | 残業手当を請求しにくい雰囲気だから | 勤め先の残業規制が厳しいので | みんながサービス残業をやっているから | 超勤を付ける査定に響くから | 自分の能力向上のため | その他 |
|-----------------|------------------|--------------|-------------------|----------------|--------------------|---------------|------------|-----|
| 裁量労働制 | 51% | 9% | 20% | 13% | 22% | 2% | 22% | 28% |
| 事業場外労働のみなし労働時間制 | 66% | 4% | 14% | 14% | 19% | 1% | 21% | 32% |
| フレックスタイム制 | 53% | 9% | 19% | 22% | 20% | 2% | 26% | 20% |
| 変形労働時間制 | 36% | 5% | 21% | 11% | 27% | 2% | 24% | 38% |
| 通常の労働時間制 | 44% | 5% | 20% | 13% | 22% | 2% | 20% | 36% |
| その他 | 46% | 7% | 16% | 11% | 24% | 2% | 17% | 39% |
| 分からない | 35% | 6% | 21% | 11% | 24% | 1% | 19% | 40% |
| Total | 45% | 6% | 20% | 14% | 22% | 2% | 22% | 34% |

4.5 暮らし方働き方の価値観別の残業時間

「賃金と労働時間とでは、a 自由時間が減っても現在以上の収入がほしい、b 収入は減っても自由時間を増やしたい」という暮らし方働き方の価値観別に、残業時間を比較したのが図 24 である。全ての年で、「収入は減っても自由時間を増やしたい」と考える人の残業時間は他の価値観の人の残業時間に比べて長い。「自由時間が減っても現在以上の収入がほしい」と考える人の残業時間は、年によっては、「どちらともいえない」人よりも長い。

また、経年的には、「自由時間が減っても現在以上の収入がほしい」、「収入は減っても自由時間を増やしたい」という価値観を持つ人が増加し、「どちらともいえない」と回答する人が減少している（図 25）。

全く残業をしない人と、月に30時間以上の残業をする人の価値観には、大きな違いはなく、全く残業しない人のうち、「自由時間が減っても現在以上の収入がほしい」と考える人は12%、「収入は減っても自由時間を増やしたい」と考える人は8%、一方、月に30時間以上残業をする人のうち、「自由時間が減っても現在以上の収入がほしい」と考える人は10%、「収入は減っても自由時間を増やしたい」と考える人は11%である（図26,27）。

最後に、労働時間制度別の暮らし方働き方の価値観を示す（図28）。4.4節に見たように、残業時間は、事業場外労働のみなし労働時間制の労働者の残業時間が長く、次いで、裁量労働制、フレックスタイム制で長い。しかし、みなし労働時間制の労働者は、「自由時間が減っても現在以上の収入が欲しい」、「収入は減っても自由時間を増やしたい」と考えている割合が高く、みなし労働時間制の「みなし労働時間」は柔軟性に欠けている可能性がある。つまり、みなし労働時間が所定労働時間以上にも以下にも、現実には設定されることが少なく、その結果、サービス残業時間が長く、労働者の価値観にも合っていないことが予想される。一方、フレックスタイム制の労働者では、「収入は減っても自由時間を増やしたい」と考えている割合が最も高く、時間選好度が高いにもかかわらず、長時間労働を強いられている可能性がある（今回の分析では、因果関係については特定できない。時間選好度が高い労働者がフレックスタイム制を選択しているという逆の因果関係もあり得る）。

労働者の過半を占める通常の労働時間制の労働者について、暮らし方働き方の価値観は、経年的には、「自由時間が減っても現在以上の収入が欲しい」という労働者はほぼ一定の比率を維持しているが、「どちらともいえない」層が減少し、「収入は減っても自由時間を増やしたい」という層が増加している（図29）。

価値観と残業時間の間には、内生性があるため、因果関係を特定することはできないが、この結果からは、経年的に、「自由時間が減っても現在以上の収入がほしい」、「収入は減っても自由時間を増やしたい」という両極端を志向する人が増加し、価値観が二極化していることが示唆される。労働者が自身の価値観に合うように労働時間を設定できているとすれば、「どちらともいえない」という意見が増えるはずであるが、近年、両極の意見が増えていることは、労働者の属性や価値観が多様化していることに、労働時間の多様化が十分対応できていないことを示している。

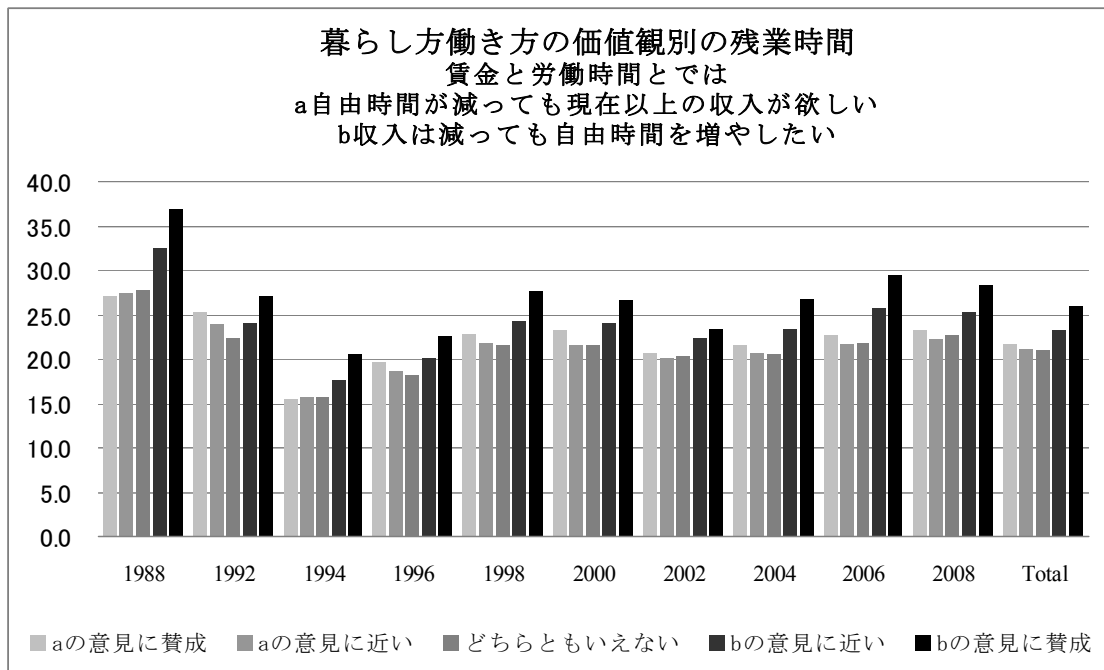


図 24 暮らし方働き方の価値観別の残業時間

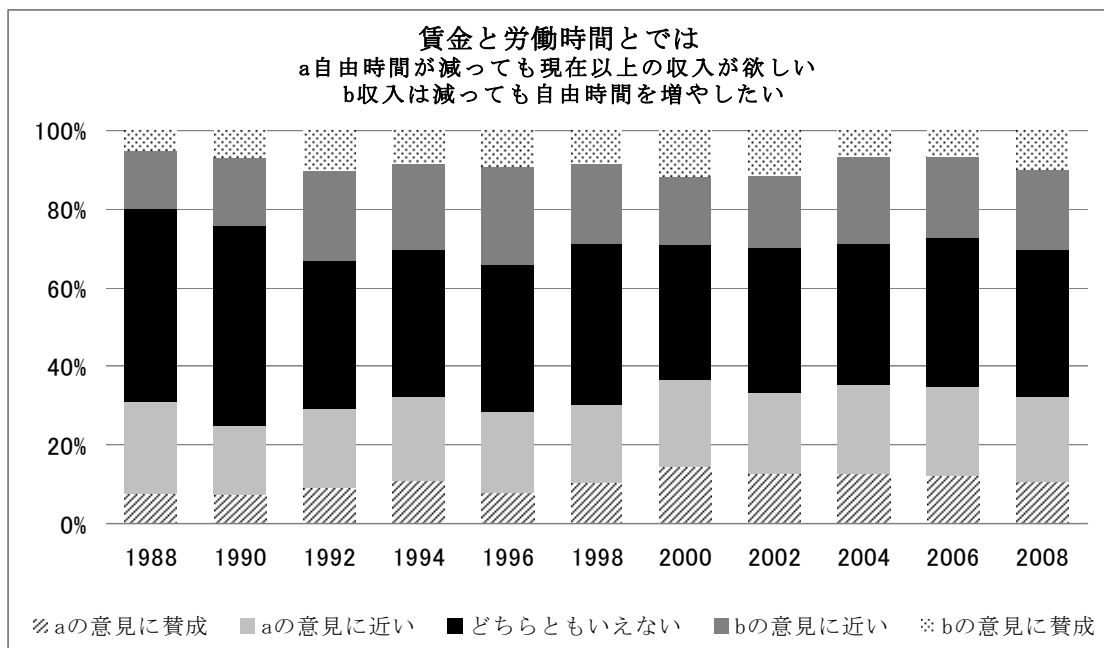


図 25 暮らし方働き方の価値観の構成比 (全サンプル)

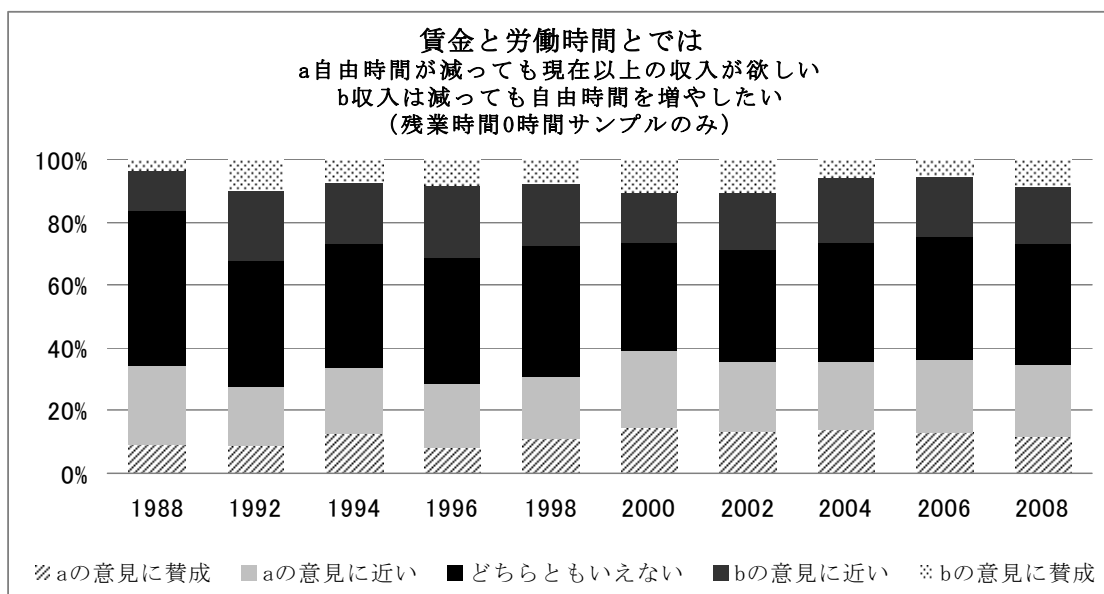


図 26 暮らし方働き方の価値観の構成比 (残業をしていない労働者)

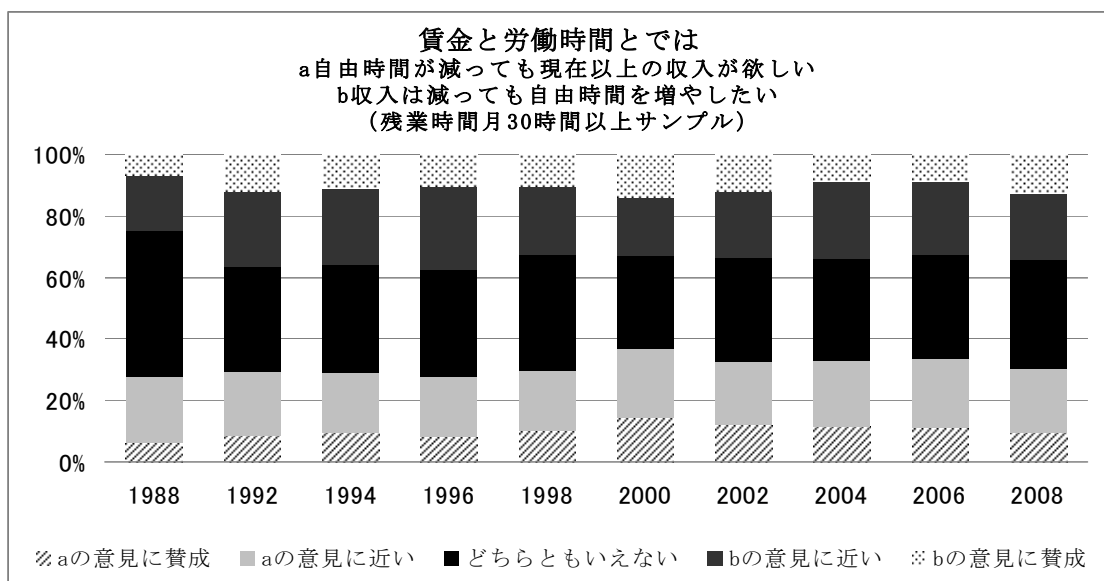


図 27 暮らし方働き方の価値観の構成比 (長時間残業をしている労働者)

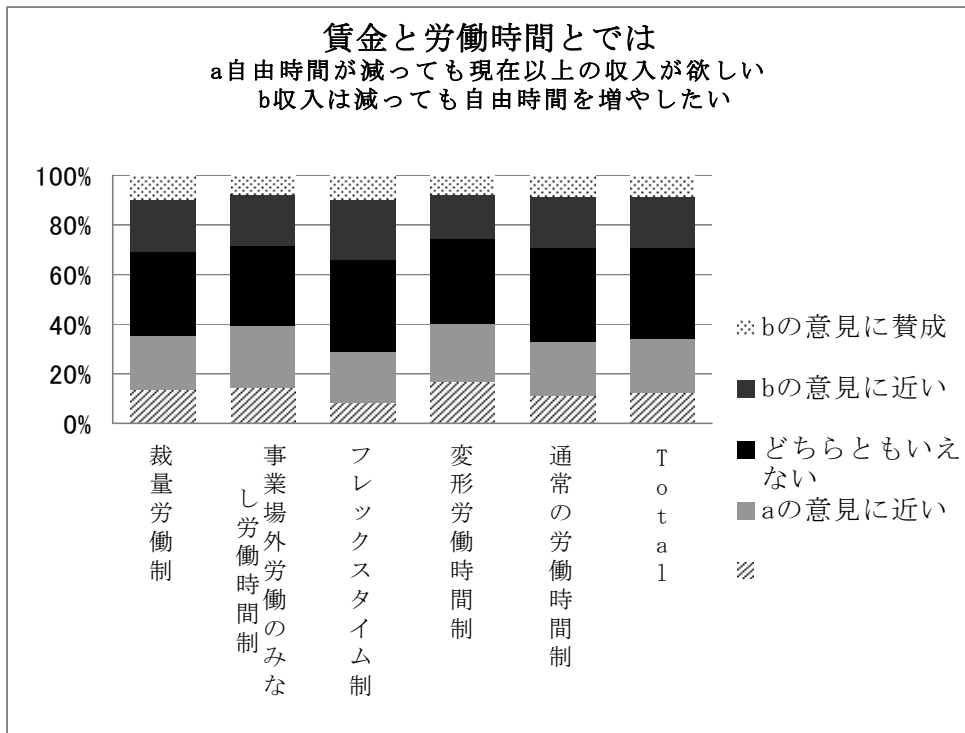


図 28 暮らし方働き方の価値観の構成比 (労働時間制度別)

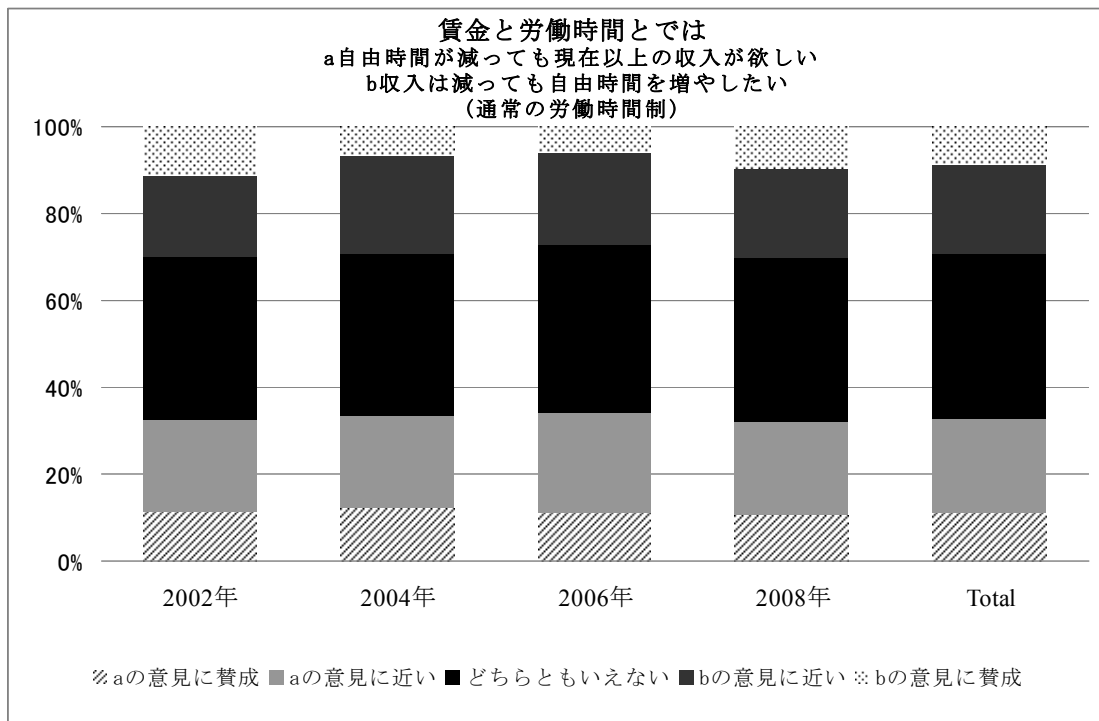


図 29 暮らし方働き方の価値観の変化 (通常の労働時間制)

5 まとめ

本稿では、最近 20 年間の残業時間、サービス残業時間の実態及び意識を分析した。

労働時間は、80 年代から 90 年代前半にかけて週休 2 日制の導入に伴い激減した後、90 年代後半から、ほぼ横ばいかやや増加傾向にある。90 年代後半の不況期には、非正規化が急激に進んだが、正社員の労働時間は減っておらず、時間でなく、社員の減少という形で、この時期の雇用調整が行われたことが示唆される。

一方、サービス残業時間は、90 年代後半は増加していたが、2000 年代に入って以降、減少傾向にある。サービス残業時間の減少は、「労働時間の適正な把握のために使用者が講ずべき措置に関する基準（2001 年 4 月）」、「賃金不払残業総合対策要綱（2003 年 5 月）」及び「賃金不払残業の解消を図るために講ずべき措置等に関する指針（2003 年 5 月）」等の策定、労働基準監督署の厳しい監督指導の結果であると考えられる。

業種別では、2000 年以降、金融業だけは残業時間も、サービス残業時間も大幅に減少しているが、2003 年以降の好況の影響もあり、製造業、サービス業（狭義）、通信業などの業種では残業時間が伸びている。

労働時間制度別では、2002 年以降、全ての労働時間制度で残業時間、支払残業時間は長くなっている。サービス残業時間は、みなし労働時間制では以前に比べて長く、時間が管理されているフレックスタイム制、変形労働時間制、通常の労働時間制では短くなる傾向がある。みなし労働時間制が適用される労働者のサービス残業時間が他の労働時間制に比べて著しく長く、さらに、近年伸びていることは、労使間で、「みなし労働時間」に対する認識が大きく異なっている可能性がある。労働者自身に業務遂行や時間配分を任せることで生産性、創造性、勤労意欲が向上するというメリットを生かすためにも、仕事量や目標の適切な設定、人事考課の基準や方法の整備、仕事の進め方に関する権限委譲などが求められる。

残業時間が長くなっている中、経年的には、「自由時間が減っても現在以上の収入がほしい」、「収入は減っても自由時間を増やしたい」という価値観を持つ人が増加し、「どちらともいえない」と回答する人が減少している。「自由時間が減っても現在以上の収入がほしい」、「収入は減っても自由時間を増やしたい」という両極端を志向する人が増加し、労働者の属性や価値観が二極化しているにもかかわらず、働き方の多様化が進んでいないことを示している。

謝辞

本研究は、文部科学省委託研究「近未来の課題解決を目指した実証的社会科学研究推進事業」（研究課題『すべての人々が生涯を通じて成長可能となるための雇用システム構築』（研究代表者：玄田有史）による援助を受けている。

二次分析に当たり、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターSSJデータアーカイブから、「連合生活実態調査, 1988, 1990」, 「連合生活アンケート調査, 1992, 1994, 1996, 1998, 2000, 2002, 2004, 2006, 2008」(日本労働組合総連合会)の個票データの提供を受けた。

本稿の作成過程に於いて、東京大学社会科学研究所の玄田有史先生、黒田祥子先生、大湾秀雄先生、二次分析研究会メンバー、二次分析研究報告会のフロアの方々からいただいた詳細なコメントに感謝申し上げます。また、本稿に述べられている見解は、執筆者個人の責任で発表するものであり、筆者の所属する組織の見解を示すものではないことを申し添える。

文献

Cooley, Thomas F., 1995, *Frontiers of Business Cycle Research*, Princeton, N.J.: Princeton University Press.

Hayashi, F. and E. Prescott, 2002, “The 1990s in Japan: A lost decade,” *Review of Economic Dynamics*, 5(1): 206–35.

Landers, Renée M., James B. Rebitzer and Lowell J. Taylor, 1996, “Rat Race Redux: Adverse Selection in the Determination of Work Hours in Law Firms,” *The American Economic Review*, 86(3): 329-48.

大日康史・有賀健, 1995, 「人的資本の形成と労働保蔵——RBC理論の日本的労働市場への応用」, 大蔵省財政金融研究所『フィナンシャル・レビュー』May-1995.

小倉一哉, 2008, 「日本の長時間労働—国際比較と研究課題」『日本労働研究雑誌』575: 4-16.

小倉一哉・坂口尚文, 2004, 「日本の長時間労働・不払い労働時間に関する考察」, JILPT ディスカッション・ペーパー, DPS-04-001.

厚生労働省, 2001, 『労働時間の適正な把握のために使用者が講ずべき措置に関する基準について』.

厚生労働省, 2003, 『賃金不払残業総合対策要綱』.

厚生労働省, 2003, 『賃金不払残業の解消を図るために講ずべき措置等に関する指針』.

高橋陽子, 2005, 「ホワイトカラー サービス残業の経済学的背景——労働時間・報酬に関する暗黙の契約」『日本労働研究雑誌』536: 56–68.

第10章 労働時間の不幸な二極化現象についての一考察 ——失業者増加と正社員の長時間労働——

児玉 直美

要 旨

1990年代後半から2000年代初頭の不況期、失業率上昇とともに正社員の長時間労働が問題となった。

本稿では、2002年連合生活アンケート調査を使って、赤字企業で実際に従業員減少と長時間労働（とりわけサービス残業）が併存していたことを示す。具体的には、黒字企業、赤字企業の残業時間は収支均衡企業より長く、業種によっては、赤字企業の残業時間は黒字企業よりも長いこと、サービス業では、労働需要が減少していると考えられる赤字・正社員減少企業の労働時間が、収支均衡・正社員変動なし企業に比べて長いことが明らかになった。サービス残業時間については、黒字企業で短く、赤字企業で長いこと、製造業、サービス業とも赤字・正社員減少企業でサービス残業時間が長いという結果が得られた。

2000年代初頭の不況期に「労働時間の不幸な二極化現象（失業者増加と会社に残った労働者の長時間労働）」が同時に起こっていたことを実証した。

第10章 労働時間の不幸な二極化現象についての一考察 ——失業者増加と正社員の長時間労働——

児玉 直美

1 はじめに

企業の業況が良い時、労働者は賃金の増加という形でメリットを享受する。経済全体の調子が良かったり、あるいはその企業の商品が成功したりして「業績が良い」時、典型的に観察される現象は残業時間の増加である。残業時間労働は、正しく支払われていれば、所定内時間労働よりも時給が高い。企業の業績が良い時、労働者は、より長い時間、より高いレートで働くことにより、より多くの給料を得ることができる。一方、業界全体が不調だったり、あるいはその企業の製品が売れなかったりして「業績が悪い」時、労働需要自体が減るので、残業時間が減ったり、一時帰休といった形で労働時間が減ったりする。

業績が悪い時に企業の損失をその企業の社員が分担するのに有効な方法は本来であれば賃下げである。しかし、賃下げは、効率賃金仮説が教えるように、社員の士気を低下させ結果として企業の生産性を低下させる上、手続きも大変である¹。そのため、現在の労働者達の給料が減らない上、時間あたり賃金レートが下がることで企業経営を助けることができるように、「サービス残業（残業手当の支払われない残業）」が労使の暗黙の了解でしばしば行われている。

残業時間が、一般的には業況が良い時に増え、業況が悪い時に減ることは、マクロ統計から確認できる。Cooley (1995) は、米国の1954年第1四半期から1991年第2四半期のマクロデータを使って、総労働時間は景気(GNP)と順相関であることを示した。小倉(2008)は、「所定外労働時間」と実質国内総生産(GDP)の対前年増減率の間には正の相関があることを確認している。しかしながら、1990年代後半から2000年代初頭にかけての不況期には、失業者が増える一方で、会社に残った労働者は長時間労働をするという、労働時間の不幸な二極化が生じていた。労働需要が減る不況期に長時間労働が増えるという現象は、通常は説明が難しい。赤字を計上する企業は、多くの場合、販売の不振に直面しているため労働者は過剰である。ここで時間あたり賃金を下げるためにサービス残業を追加供給したり、サービス残業ではなく賃金が支払われる残業であっても残った労働者の残業時間を増やしたりすると、その分、若者の採用はより減ってしまうしリストラは増える。本稿では、2000年代初頭の不況期に「労働時間の不幸な二極化現象（失業者増加と会社に残った

¹ Solow (1979) は、労働者の努力が、企業の支払う賃金と正の相関を持つという効率賃金の最もシンプルなモデルを想定した。Shapiro and Stiglitz (1984) は、効率賃金が発生する要因として、企業のモニタリング能力に限界があるため、労働者に対し努力する誘因を与える必要が企業に生じていると議論した。Akerlof and Yellen (1990) は、自分の賃金が不当に低いと信じる労働者は、自分にとってその方が大変でも、雇用主の利潤を減らすようなやり方で働くことがあることを示している。

労働者の長時間労働)」が同時に起こっていたことを実証する。

通常、把握される「残業時間」は、事業所や企業を対象に行われる調査であれば「支払残業時間」であり、個人や家計を対象に行われる調査であれば「総残業時間（支払残業時間とサービス残業時間の合計値）」である。したがって、サービス残業時間の計測には大きな困難が伴う。

本稿では、連合生活アンケートという組合員に対して行われる調査で、「残業時間」、「支払残業時間」の両者について回答を求めているので、この「残業時間」と「支払残業時間」の差を「サービス残業時間」として利用する。利用できるデータが単年度であるため、残念ながらクロスセクションの結果であるが、残業時間と企業業績との連動性について検証する²。

2 マクロ時系列データによる傾向

2.1 実労働時間、サービス残業時間の経年変化

ここで、最近 20 年間ほどの労働時間、サービス残業時間の傾向を、マクロ時系列データにより確認する。高橋（2005）、小倉（2008）に倣い、事業所調査である「毎月勤労統計調査」あるいは「賃金構造基本調査」と、労働者調査である「労働力調査」の残業時間の差を「サービス残業時間」と捉える。図 1 は、事業所調査である「毎月勤労統計調査³（以下、「毎勤」と表記する）」「賃金構造基本調査⁴（以下、「賃構」と表記する）」と、労働者調査である「労働力調査⁵（以下、「労調」と表記する）」の残業時間の差を「サービス残業時間」と捉えて、経年的なサービス残業時間、実労働時間の推移を示した。

² 連合生活アンケートは、1988 年以降隔年で実施されているが、業況は 2000 年と 2002 年のみ、支払い残業時間は 2002 年以降の年でしか把握されていない。

³ 毎月勤労統計調査全国調査は、日本標準産業分類に基づく 14 大産業〔鉱業、建設業、製造業、電気・ガス・熱供給・水道業、情報通信業、運輸業、卸売・小売業、金融・保険業、不動産業、飲食店、宿泊業、医療、福祉、教育、学習支援業、複合サービス事業及びサービス業（他に分類されないもの）（その他の生活関連サービス業のうち家事サービス業及び外国公務を除く）〕に属する常用労働者 5 人以上の事業所を対象に、賃金、労働時間及び雇用の変動を把握する調査である。調査対象事業所は、常用労働者 5 人以上の約 180 万事業所（事業所・企業統計調査）から抽出した約 33,000 事業所である。

⁴ 賃金構造基本調査は、日本全国の日本標準産業分類に基づく 14 大産業〔鉱業、建設業、製造業、電気・ガス・熱供給・水道業、情報通信業、運輸業、卸売・小売業、金融・保険業、不動産業、飲食店、宿泊業、医療、福祉、教育、学習支援業、複合サービス事業及びサービス業（他に分類されないもの）〕に雇用される労働者について、その賃金の実態を労働者の雇用形態、就業形態、職種、性、年齢、学歴、勤続年数及び経験年数別に明らかにすることを目的に、毎年 7 月に、6 月分の賃金等（賞与、期末手当等特別給与額については前年 1 年間）について調査を実施している。5 人以上の常用労働者を雇用する民営事業所（5～9 人の事業所については企業規模が 5～9 人の事業所に限る）及び 10 人以上の常用労働者を雇用する公営事業所から都道府県、産業及び事業所規模別に一定の方法で抽出した事業所を対象に、毎年約 8 万事業所程度を対象に調査が実施されている。

⁵ 労働力調査は、我が国における就業及び不就業の状態を毎月明らかにすることを目的に、毎月末日現在を調査期日として実施されている。標本調査で、国勢調査の約 90 万調査区から約 2,900 調査区を選定し、その調査区内から選定された約 4 万世帯（基礎調査票の対象世帯、特定調査票についてはうち約 1 万世帯が対象）及びその世帯員が調査対象となるが、就業状態は世帯員のうち 15 歳以上の者（約 10 万人）について調査している。

3つの統計を比較するために、公表されている数値に若干の加工を施している⁶。毎勤と賃構は一般労働者のみなのでパートは除かれているが、労調はパートも含まれている（いわゆる「常用パート」）。しかしながら、労調において、1997～2004年の非正規雇用増加期にもあまり実労働時間は減少していないので、非正規比率の影響はあまり大きくないと考えられる。

小倉・坂口（2004）の1973～2003年の労調「月間値」と毎勤「月間値」を使用した推計によれば、「不払い労働時間」は長期的に増加傾向にある。また、高橋（2005）も、1985～2003年の「労調－毎勤」，「労調－賃構」を用いて、90年代にサービス残業は長くなっていると試算している。しかしながら、図1によると、2000年代に入ってから、サービス残業時間は減少している。水準は、「労調－毎勤」の方が、「労調－賃構」よりも2倍程度大きくなっているが、傾向としては、どちらの数値も2002年以降、減少傾向である。このように、2000年代に入って以降のサービス残業時間の傾向は、1990年代とは異なり、減少傾向にあることが分かる。

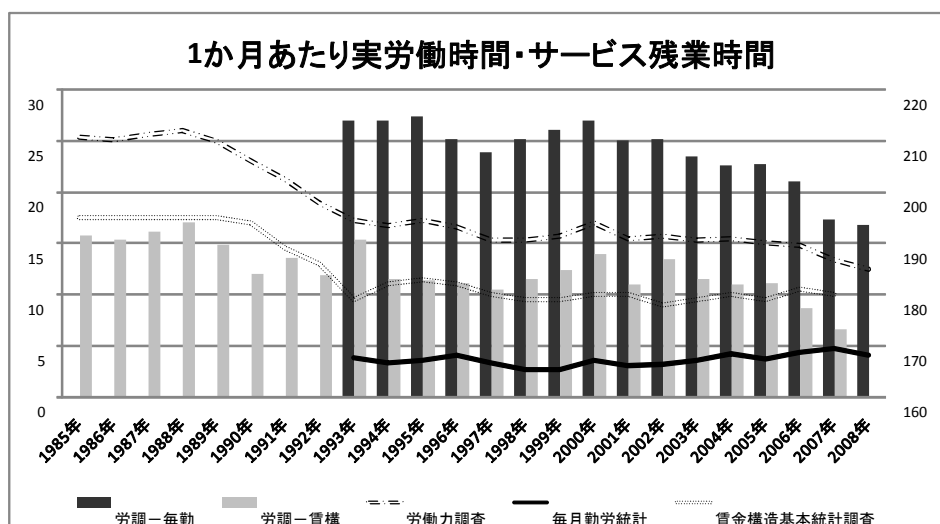


図1 実労働時間，サービス残業時間の推移

2.2 景況感と所定外労働時間，常用雇用

続いて、景況感と所定外労働時間，常用雇用との関連性を、厚生労働省「労働経済動向調査」により確認をする。労働経済動向調査は、生産、販売活動及びそれに伴う雇用、労働時間などの現状と今後の短期的見通しなどを把握するため、日本標準産業分類の建設業、製造業、情報通信業、運輸業、卸売・小売業、金融・保険業、不動産業、飲食店、宿泊業及びサービス業（他に分類されないもの）に属する事業所規模30人以上の全国の民営事業

⁶ 労働力調査は、非農林業、常用雇用者の週間就業時間に4.3を乗じている。毎月勤労統計は、全産業、規模30人以上、一般労働者の数値である。賃金構造基本統計調査は、産業計、規模計、一般労働者の所定内実労働時間と超過実労働時間の合計値を用いている。

所約 5,500 事業所を対象として、年 4 回実施（通信調査方式）している。縦軸は、D.I.で、前期と比べて「増加と回答した事業所割合」－「減少と回答した事業所割合」である。

生産 D.I.と所定外労働時間 D.I.は、製造業ではほぼ一致して推移している。卸売・小売業、サービス業では、製造業ほどの連動性は確認できないが、大きな傾向としては生産 D.I.が高い時期には所定外労働時間 D.I.も高く、生産 D.I.が低い時期には所定外労働時間 D.I.も低い。

生産 D.I.と常用雇用 D.I.は、製造業、卸売・小売業、サービス業とも連動性は低い。製造業では、1991 年のバブル崩壊後、生産 D.I.が持ち直す時期も常用雇用 D.I.は負値で、2005 年に 15 年ぶりに正値になったが、2008 年の急激な景気悪化で再び大きな負値に落ち込んでいる。卸売・小売業の常用雇用 D.I.は、最近 20 数年間、ほぼ負値のままである。生産 D.I.が高まった 1997 年、2000 年においても常用雇用 D.I.は減少、所定外労働時間が増加することで、生産増加に対応していた。サービス業は、1992 年から 2004 年までは、常用雇用 D.I.は負値であるが、2005 年以降は若干の正値となっている。2008 年の景気悪化に伴い雇用 D.I.も悪化しているが、製造業ほど大きく落ち込んではいない。

このように、マクロデータでは、景況感と残業時間には正の相関があることが確認される。

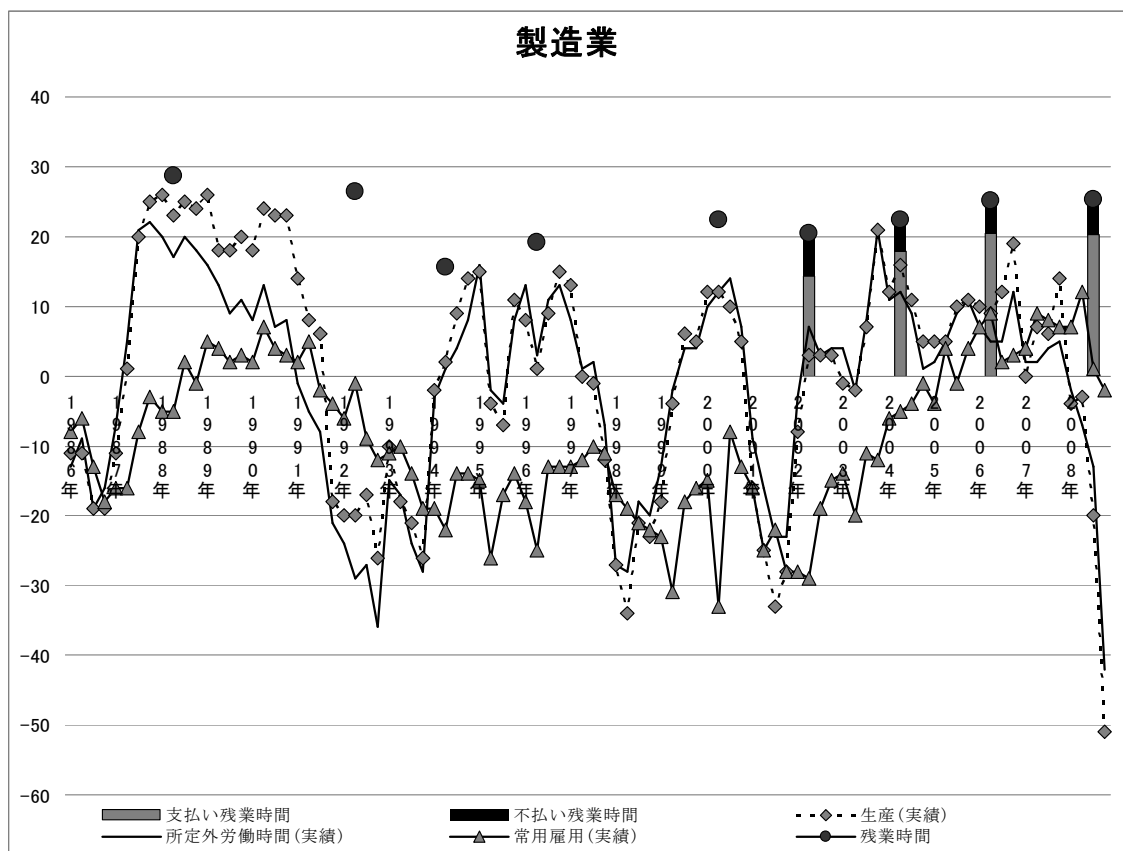


図 2 生産 D.I.と所定外労働時間 D.I.（製造業）

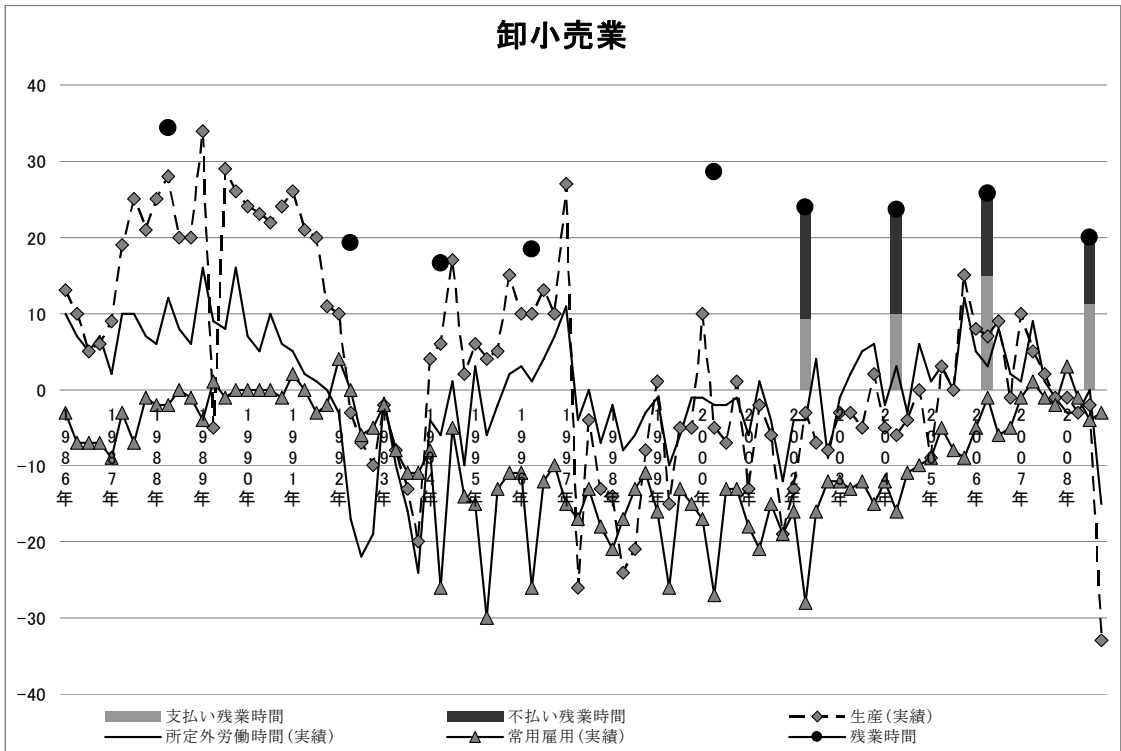


図3 生産 D.I.と所定外労働時間 D.I. (卸小売業)

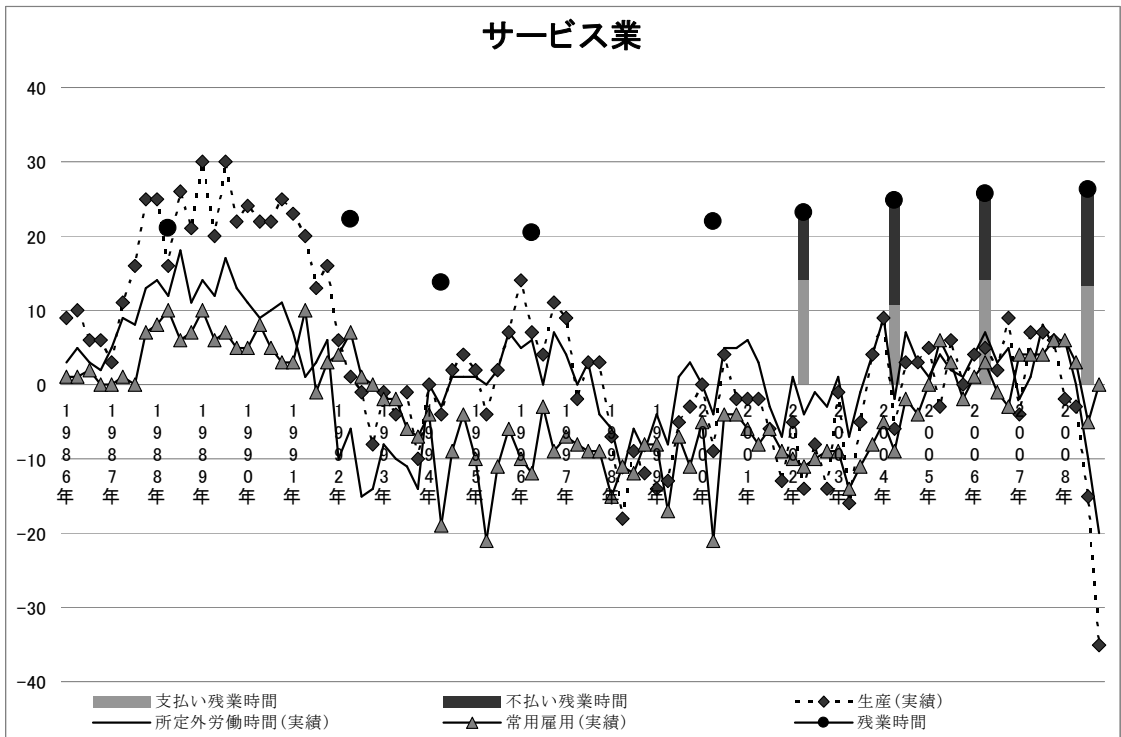


図4 生産 D.I.と所定外労働時間 D.I. (サービス業)

3 理論的フレームワーク

実証分析を始める前に、景気変動と労働需要の関係性についての経済理論を整理する。企業 i 、労働者 j 、 t 期の企業 i の労働者数は、

$$N_{i,t} = N_{i,t-1} - n_{i,t}^s - n_{i,t}^d + n_{i,t}^h$$

ただし、 $N_{i,t}$ は t 期の労働者数、 $n_{i,t}^s$ は t 期の自発的離職者数、 $n_{i,t}^d$ は t 期の解雇者数、 $n_{i,t}^h$ は t 期の採用者数である。

企業 i の労働時間は、

$$H_{i,t} = \bar{h}_i + h_{i,t}^p + h_{i,t}^s$$

ただし、 $H_{i,t}$ は t 期の労働時間、 \bar{h}_i は所定内労働時間、 $h_{i,t}^p$ は支払い残業時間、 $h_{i,t}^s$ はサービスクラス残業時間である。

一方、企業 i の生産関数は、以下の通り、労働者数と労働時間によって決定されると仮定する。

$$F_i(L_{i,t}) = F_i(N_{i,t}(\bar{h}_i + h_{i,t}^p + h_{i,t}^s))$$

ここで、企業 i 、 t 期の賃金を、所定外割増率を α とすると、企業価値は、

$$\begin{aligned} & V_i(N_{i,t-1}, p_{i,t}) \\ &= \max_{n_{i,t}^d, n_{i,t}^h, h_{i,t}^p, h_{i,t}^s, w_{i,t}} \pi(n_{i,t}^d, n_{i,t}^h, h_{i,t}^p, h_{i,t}^s, w_{i,t} | N_{i,t-1}, p_{i,t}) + \delta E[V_i(N_{i,t}, p_{i,t+1}) | p_{i,t+1}] \\ &= \max_{n_{i,t}^d, n_{i,t}^h, h_{i,t}^p, h_{i,t}^s, w_{i,t}} \left\{ p_{i,t} F_i(N_{i,t}(\bar{h}_i + h_{i,t}^p + h_{i,t}^s)) - w_{i,t} N_{i,t} \bar{h}_i - (1 + \alpha) w_{i,t} N_{i,t} h_{i,t}^p \right. \\ & \quad \left. - c_i^w |w_{i,t-1} - w_{i,t}| - (c_i^s n_{i,t}^s + c_i^d n_{i,t}^d + c_i^h n_{i,t}^h) \right\} + \delta E[V_i(N_{i,t}, p_{i,t+1}) | p_{i,t+1}] \end{aligned}$$

ここで、 $w_{i,t}$ は時間当たり賃金、 $p_{i,t}$ は製品価格であり景気変動を反映している。また、

$c_i^w |w_{i,t-1} - w_{i,t}|$ は賃金引き下げの調整コスト、 $c_i^s n_{i,t}^s$ は自発的離職の調整コスト、 $c_i^d n_{i,t}^d$ は解

雇の調整コスト、 $c_t^f n_t^f$ は採用の調整コストである。

さらに、従業員の効用関数を考えると、

$$\begin{aligned} U_{ijt} &= w_{it} \bar{h}_i + (1 + \alpha) w_{it} h_{i,t}^p - c_j (\bar{h}_i + h_{i,t}^p + h_{i,t}^s) \\ &\cong \underline{u}_t + \eta_j + \varepsilon_{j,t} \end{aligned}$$

ここで、 $\varepsilon_{j,t}$ の分布関数を G とおくと、留保賃金を下回ったために離職する労働者数は、

$$\begin{aligned} n_{i,t}^s &\cong N_{it} - \sum_{j \in N_{i,t}} G(\varepsilon_{j,t}) \\ &= N_{it} - \sum_{j \in N_{i,t}} G\left(w_{it} \bar{h}_i + (1 + \alpha) w_{it} h_{i,t}^p - c_j (\bar{h}_i + h_{i,t}^p + h_{i,t}^s) - \underline{u}_t - \eta_j\right) \end{aligned}$$

となる。

これらの式から、賃金引き下げコスト ($c_t^w |w_{i,t} - w_{i,t-1}|$) の高い企業ではサービス残業時間が長いこと、雇用調整コスト ($c_t^f n_t^f + c_t^s n_t^s + c_t^e n_t^e$) の高い企業ではサービス残業時間が長いこと、時間当たり賃金 (w_{it}) が高い企業ではサービス残業時間が長いことが予想される。

この時、理論からは、労働需要の減少を、労働者の減少により達成するか、労働時間の減少により達成するかについて予測できない。Cooley (1995) は、1954 年第 1 四半期から 1991 年第 2 四半期の U.S. の四半期データでは、労働需要は GNP とほぼ連動して変化し、その総変動の約 2/3 が雇用量の変動によって、約 1/3 が一人当たり労働時間の変動によっていることを明らかにしている。日本では、労働需要の変動を、労働者数ではなく、労働時間で調整すると言われてきた。このように、労働需要の変動のうち、労働者増減と一人当たり労働時間変動の寄与は国によっても、時代によっても異なり、実証で明らかになる問題である。

本稿では、まずは、業種別の賃金引き下げコスト、雇用調整コスト、時間当たり賃金、サービス残業時間の関係について考察する。

続いて、労働者個人のデータを使って、以下の定式化によって、残業時間の推計を行う。

$$h = \beta_0 + \beta_1 Y + \Sigma \beta X \quad (1)$$

h は残業時間 (又は不払残業時間) (時間/月)、 Y は企業の経常利益水準 (ダミー変数)、

X は年齢，学歴，勤続年数，産業等の属性である。

企業利益と正社員増減が残業時間（又は不払残業時間，不払残業時間比率）に与える影響を計測するために，企業利益と正社員増減の交差項も加えた推計を行う。

$$h = \beta_0 + \beta_1 Y \times N + \sum \beta X \quad (2)$$

なお，データの制約から，分析で用いる M は正社員増減（ダミー変数）である。

4 データ

分析に使ったのは，日本労働組合総連合会が隔年で実施している「連合生活アンケート調査」2002年のデータである。調査対象は，連合加盟の構成組織の組合員および地方連合会加盟の中小・地場の組合員で，構成組織を通じて単組の組合員へ配布している。構成組織に対しては，その組合員数を考慮し，調査対象者数を割り振っている。また，単組での配布にあたっては，組合の規模，組合員の性別，年齢などを考慮するよう依頼している。構成組織を通じた単組の組合員への配布のほか，地方連合会を通じた中小・地場の組合員へも配布し，配布数 43,860 人，有効回収数 23,260 人（構成組織計 19,426 人，地場・中小計 3,834 人），有効回収率 53.0%である。

調査は，2002年6月～9月に，翌年春季生活闘争を進める上での組合員の生活と職場の実態，実感を把握することを目的として実施された。アンケート項目は，勤務先企業・事業所の業種，従業員数，事業所の正社員数・非正社員数の増減，性別，年齢，勤続年数，学歴，採用形態，職種，勤務形態，本人の年間賃金総額，該当する労働時間制，6月に所定労働時間を超えて働いた時間，1年前と比べた時間外労働の増減，6月に残業手当が支払われた時間数，残業手当額，時間外労働で実際に支払われる対象時間の決定方法等である。

5 結果

5.1 記述統計

推計に使った労働者サンプルの記述統計は以下の通りである（表 1）。平均年齢は 38.1 歳，平均勤続年数は 15.5 年，平均年収は 549 万円，平均残業時間は 22.3 時間，平均サービス残業時間は 6.8 時間，男性が 87%，高卒が 52%，大卒・大学院卒が 30%である。業種は，金属 28%，化学 16%，運輸業 15%，規模は，5000 人以上 25%，1000-4999 人が 29%となっている。

業況別では，この1年の経常利益が大きな黒字という回答は 11%，若干黒字が 46%，収支均衡が 13%，若干赤字が 9%，大きな赤字は 13%となっている。年齢，勤続年数，男女

比は、業況によって大きな違いはないが、年収、時給は黒字企業で高く、赤字企業で低い。

また賃構と比べると、本分析データは、労働組合の組合員を対象にしたアンケートであるため、製造業、大規模企業、男性サンプルが多く、勤続年数、年収も高い傾向がある。

表 1 記述統計量

| Variable | total | 大きな黒字 | 若干黒字 | 収支均衡 | 若干赤字 | 大きな赤字 | (参考)賃構2002年 |
|----------------|--------|-------|-------|-------|-------|-------|-------------|
| サンプル・サイズ | 18,424 | 2,096 | 8,457 | 2,341 | 1,583 | 2,428 | |
| 年齢 | 38.1 | 38.3 | 37.6 | 38.3 | 39.3 | 39.0 | 40.1 |
| 勤続年数 | 15.5 | 16.5 | 15.3 | 15.3 | 16.1 | 16.2 | 12.1 |
| 年収(万円) | 549 | 638 | 557 | 511 | 501 | 503 | 495 |
| 残業時間(時間/月) | 22.3 | 21.7 | 22.6 | 20.1 | 22.7 | 24.1 | |
| 支払残業時間 | 14.6 | 15.2 | 15.2 | 12.7 | 13.2 | 14.8 | 13 |
| サービス残業時間(時間/月) | 6.8 | 5.7 | 6.7 | 6.6 | 8.6 | 8.4 | |
| 時給(円/時間) | 2391 | 2787 | 2417 | 2255 | 2151 | 2164 | 2316 |
| 男性 | 0.87 | 0.88 | 0.87 | 0.87 | 0.87 | 0.87 | 0.70 |
| 女性 | 0.13 | 0.12 | 0.13 | 0.13 | 0.13 | 0.13 | 0.30 |
| 中卒 | 0.05 | 0.04 | 0.04 | 0.06 | 0.07 | 0.07 | 0.08 |
| 高卒 | 0.52 | 0.54 | 0.51 | 0.53 | 0.55 | 0.54 | 0.49 |
| 短大・高専・専門学校卒 | 0.12 | 0.08 | 0.11 | 0.13 | 0.12 | 0.12 | 0.16 |
| 大学・大学院卒 | 0.30 | 0.34 | 0.33 | 0.27 | 0.25 | 0.27 | 0.27 |
| 職種:生産職 | 0.29 | 0.28 | 0.26 | 0.35 | 0.37 | 0.36 | |
| 職種:事務職 | 0.26 | 0.26 | 0.29 | 0.24 | 0.22 | 0.23 | |
| 職種:専門技術職 | 0.17 | 0.16 | 0.18 | 0.18 | 0.14 | 0.12 | |
| 職種:運輸職 | 0.11 | 0.12 | 0.09 | 0.09 | 0.10 | 0.13 | |
| 職種:営業職 | 0.14 | 0.17 | 0.14 | 0.12 | 0.14 | 0.14 | |
| 職種:その他 | 0.03 | 0.01 | 0.03 | 0.02 | 0.03 | 0.02 | |
| 業種:金属 | 0.28 | 0.25 | 0.26 | 0.32 | 0.36 | 0.41 | |
| 業種:化学 | 0.16 | 0.23 | 0.18 | 0.14 | 0.14 | 0.08 | 0.31 |
| 業種:製造他 | 0.10 | 0.12 | 0.09 | 0.13 | 0.11 | 0.13 | |
| 業種:エネルギー | 0.04 | 0.04 | 0.06 | 0.03 | 0.01 | 0.00 | 0.01 |
| 業種:運輸 | 0.15 | 0.19 | 0.15 | 0.11 | 0.11 | 0.16 | 0.11 |
| 業種:通信 | 0.02 | 0.00 | 0.03 | 0.02 | 0.01 | 0.01 | |
| 業種:流通 | 0.07 | 0.09 | 0.07 | 0.07 | 0.09 | 0.05 | 0.17 |
| 業種:サービス業(狭義) | 0.04 | 0.01 | 0.03 | 0.05 | 0.08 | 0.06 | 0.28 |
| 業種:金融 | 0.06 | 0.05 | 0.06 | 0.06 | 0.04 | 0.06 | 0.05 |
| 業種:建設 | 0.03 | 0.01 | 0.05 | 0.06 | 0.02 | 0.02 | 0.08 |
| 業種:他非製造業 | 0.03 | 0.00 | 0.03 | 0.02 | 0.02 | 0.01 | |
| 規模:1-99人 | 0.11 | 0.03 | 0.08 | 0.16 | 0.18 | 0.15 | 0.34 |
| 規模:100-299人 | 0.15 | 0.04 | 0.12 | 0.21 | 0.25 | 0.20 | 0.37 |
| 規模:300-999人 | 0.19 | 0.08 | 0.18 | 0.22 | 0.20 | 0.26 | |
| 規模:1000-4999人 | 0.29 | 0.35 | 0.34 | 0.22 | 0.19 | 0.25 | 0.29 |
| 規模:5000人以上 | 0.25 | 0.50 | 0.28 | 0.18 | 0.18 | 0.14 | |

図 5 に経常利益水準別の支払／不払残業時間を示す。総残業時間は、ほとんど利益はない企業で 19.3 時間／月であり、黒字企業ではそれよりも長い(大きな黒字である企業では 20.9 時間、若干黒字である企業では 21.9 時間)。着目すべきは、赤字企業である。赤字企業では、一般的には労働需要は少ないはずであるが、大きな赤字企業の総残業時間は 23.2 時間、若干赤字である企業では 21.8 時間である。支払残業時間は、ほとんど利益はない企業に比べて、黒字企業では 2.5 時間ほど長く、赤字企業でも長い。不払残業時間は、黒字企業では短く(大きな黒字である企業では 5.7 時間、若干黒字である企業では 6.7 時間)、赤字企業では長い(大きな赤字である企業では 8.4 時間、若干赤字である企業では 8.6 時間)。

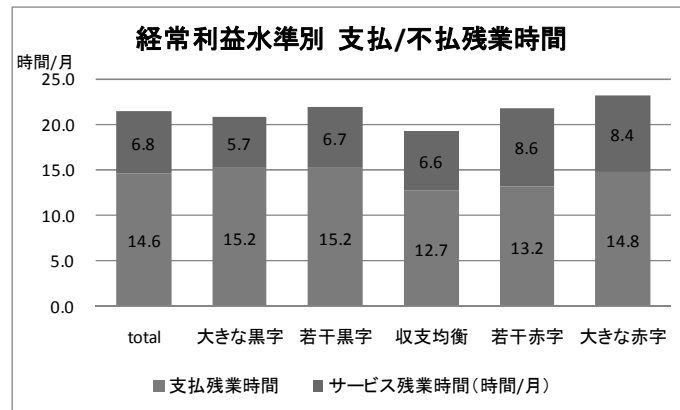


図5 経常利益水準別の支払/不払残業時間

図6には、経常利益水準別の正社員数の増減を示す。トータルでは、1年前に比べて正社員数が減少している企業が65%、正社員数が変わらない企業が27%、増加している企業は8%である。景気が低迷していた2002年に、1年前と比べて正社員数を聞いたアンケートの結果ということもあり、正社員増加企業に勤める労働者の比率は非常に低い。経常利益水準別に比較すると、赤字の企業は黒字の企業に比べて正社員数が減少している割合が高い。

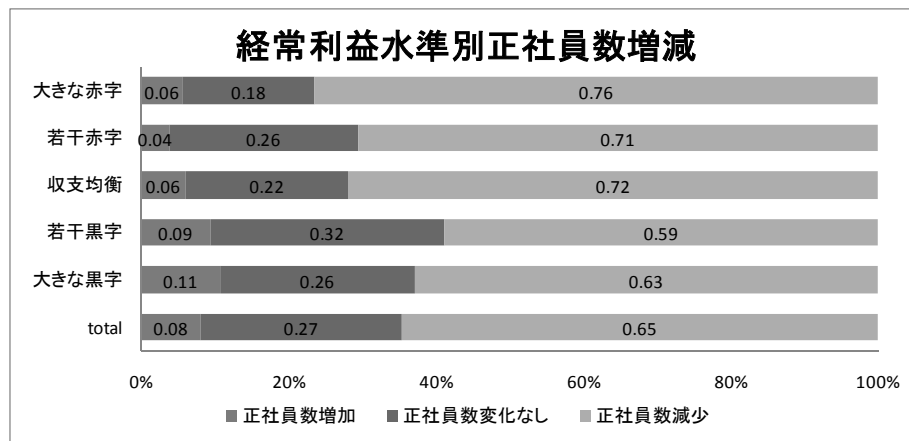


図6 経常利益水準別の正社員数増減

5.2 業種別分析

まずは、サービス残業が多い業種の特徴を観察することによって、サービス残業の要因分析を進める。なお、本節の分析では、業種別の平均データを用いた非常に粗い分析であることを心に留めて、結果を考察することにする⁷。

⁷ この分析は、企業毎に行いたかったが、2002年1年のクロス・セクションデータであり、同一企業に勤務する労働者を特定することができないデータであるので、不十分ではあるが、業種別のデータを使う。業種・規模区分(5区分)の推計も試みたが、サンプルが少ないため、欠損値となったり、変動係数が非

理論的フレームワークの章に見たように、賃金引き下げコスト ($c_{it}^w | w_{i,t-1} - w_{i,t} |$) の高い企業ではサービス残業時間が長いこと、雇用調整コスト ($c_{it}^e n_{it}^e + c_{it}^d n_{it}^d + c_{it}^s n_{it}^s$) の高い企業ではサービス残業時間が長いこと、時間当たり賃金 (w_{it}) が高い企業ではサービス残業時間が長いことが予想される。

業種によって、企業利潤に連動して時間当たり賃金を変動させることができる業種と、変動させにくい業種があるとする、時間当たり賃金を変動させることができる業種では労働需要変動を時間当たり賃金で調整するが、時間当たり賃金を変動させにくい業種では労働需要変動を労働投入量で調整する。横軸は、『属性でコントロールした後の「大きな黒字企業の時間当たり賃金」を「大きな赤字企業の時間当たり賃金」で除した値 ($w(H)/w(L)$)]⁸ である。したがって、数値が大きいほど、企業利潤が時間当たり賃金に大きな変動を及ぼすことを示す。縦軸は業種別のサービス残業時間である。

黒字企業と赤字企業の賃金比とサービス残業時間をプロットしたのが、図7である。両者には負の相関があるように見える。つまり、製造業は、企業利潤に連動して時間当たり賃金を変動させることができるため、サービス残業時間は少なく、卸小売業、建設業のように、人的資本がより一般的である産業は、賃金が市場賃金に近いので、自社の業績の好不調によって賃金を変えられない。企業利益と賃金率をリンクさせられない業種ではサービス残業時間によって労働需要変動を調整する。元々賃金のうちの変動部分が小さい賃金体系になっている（ボーナスの比率が低い等）業種、労働者の努力と企業業績が連動しない業種、長期的な人的資本蓄積の観点が必要である業種等で企業利益と賃金率をリンクさせることが難しいと考えられる。

図8は時間当たり賃金と残業時間をプロットした図である。時間当たり賃金は、いずれの業種も、収支均衡企業、規模1000-4999人、30歳代、男性、高卒、事務職の数値を使っている。賃金水準は、どちらかと言えば、サービス残業時間が長い業種でより高いようにも見える。しかし、流通業やサービス業（狭義）のように、時間当たり賃金が低いにもかかわらず、サービス残業時間が長い業種も存在する。

前年に比べて正社員が増加／変化なし／減少の選択肢で、変化なしを選択した比率を横軸、サービス残業時間を縦軸にプロットしたのが図9である。正社員数変動なし比率の高い金融業ではサービス残業時間が長い、通信業ではサービス残業時間が短い。雇用調整コストの高い業種（例えば、正社員数を景気変動に合わせて容易に増減できない業種や、長期的な人材育成が重要で毎年の労働需要に合わせて正社員を増減させることが効率的でない業種）では、サービス残業時間で賃金を調整していることが予想されるが、業種特性も入り交じっているため、シンプルな結果は得られなかった。

常に大きな値となるため、業種毎の分析を行うことにした。

⁸ 業種別にミンサー型賃金関数を推計した。規模、年齢、性別、学歴でコントロールして、本給、諸手当、ボーナスを含む年収をサービス残業時間も含めた実労働時間で除した時間当たり賃金を、企業業績（ダミー変数）で回帰した。

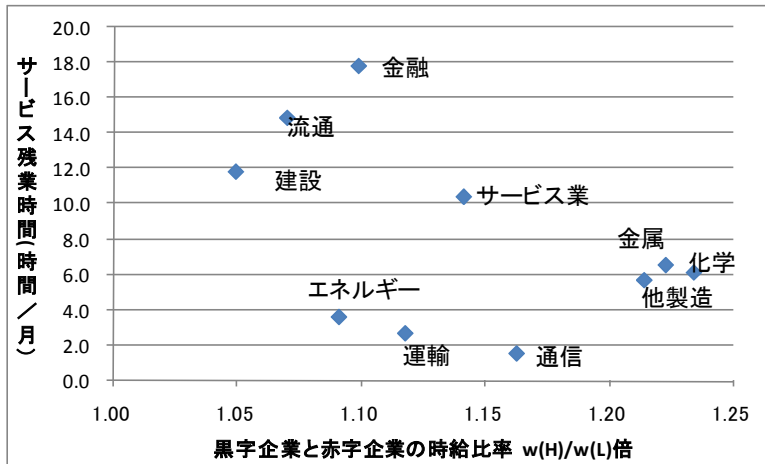


図7 業況による賃金変化とサービス残業時間

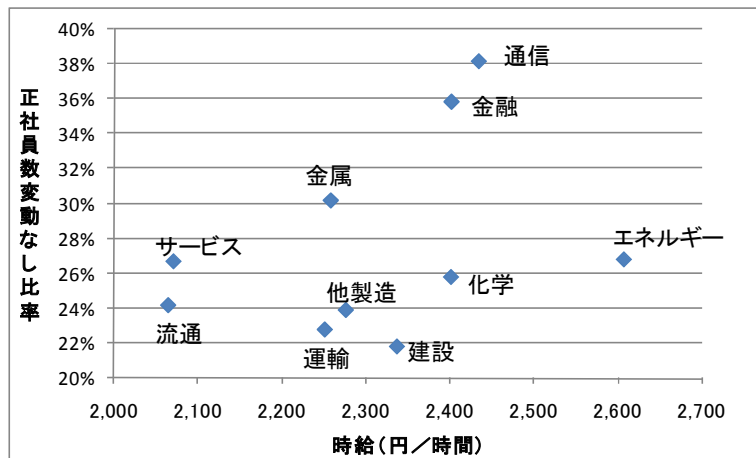


図8 時間当たり賃金とサービス残業時間

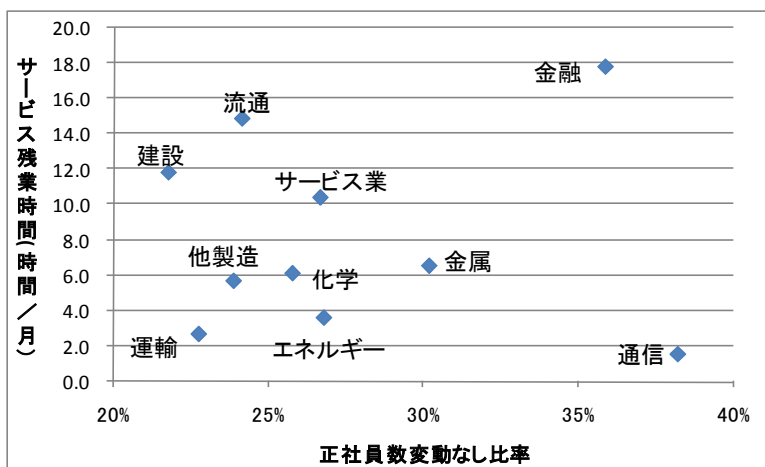


図9 正社員変動なし企業比率とサービス残業時間

5.3 残業時間と企業利益

残業時間は、企業属性（業種、規模）、個人属性（年齢、性別、学歴、職種）によって異なるため、これら属性をコントロールして残業時間を推計した。

全業種計の結果を表 2、製造業の結果を表 3、サービス業（広義）の結果を表 4 に示す⁹。全業種計の残業時間は、収支均衡企業に勤める労働者に比べると大きな黒字企業に勤める労働者では 1.30 時間長く、若干黒字企業の労働者は 2.18 時間、若干赤字企業の労働者は 2.45 時間、大きな赤字企業の労働者は 2.71 時間長い。30 歳代の労働者は 20 歳代の労働者よりも労働時間は長く、40 歳代、50 歳代、60 歳代以上の労働者は短い。女性労働者は男性労働者よりも 1 月当たり 11.8 時間残業時間が短く、高卒労働者よりも、短大・高専卒、大学卒労働者の残業時間は長い。サービス残業時間は、収支均衡企業の労働者に比べると、大きな黒字企業では 2.57 時間短く、若干赤字企業では 1.96 時間長く、大きな赤字企業では 1.50 時間長い。20 歳代労働者に比べると 30 歳代のサービス残業時間は 1.60 時間長く、女性労働者は男性労働者よりも 4.71 時間短い。高卒労働者よりも、大学卒労働者のサービス残業時間は 6.18 時間長い。

業種別では、製造業の大きな黒字企業の労働者の残業時間は、収支均衡企業の労働者の残業時間に比べて 2.18 時間長く、若干黒字企業の労働者の残業時間は 3.09 時間、若干赤字企業の労働者は 2.04 時間、大きな赤字企業の労働者は 2.20 時間長い。製造業のサービス残業時間は、収支均衡企業に比べて、大きな黒字企業では 3.78 時間短く、若干赤字企業では 1.90 時間長い。製造業では、残業時間は黒字企業でも赤字企業でも長く、サービス残業時間は黒字企業で短く、赤字企業で長い。

一方、サービス業では、収支均衡企業の労働者に比べて、若干赤字企業の労働者の残業時間は 2.66 時間長く、大きな赤字企業の労働者の残業時間は 2.48 時間長い。サービス残業時間は、収支均衡企業に比べて、若干黒字企業で 1.77 時間短く、大きな赤字企業で 2.30 時間長い。サービス業では、黒字企業に勤める労働者であっても残業時間、サービス残業時間は長くないが、赤字企業に勤める労働者は残業時間もサービス残業時間も長い。

マクロ統計等から予想される結果—残業時間は、黒字企業で長く、赤字企業では短い。サービス残業時間は、黒字企業で短く、赤字企業で長い—は必ずしも支持されない。製造業でも、サービス業でも、赤字企業の残業時間は収支均衡企業より長く、特にサービス業の赤字企業では黒字企業の残業時間よりも長い。サービス残業時間については、仮説通りの傾向（黒字企業で短く、赤字企業で長い）を見ることができる。

表 2 企業利益が残業時間、サービス残業時間に及ぼす影響（全業種計）

⁹ 製造業は金属、化学、製造他である。サービス業（広義）はエネルギー、運輸、通信、流通、サービス（狭義）、金融、他非製造業である。

| 全業種計 | 残業時間 | | | サービス残業時間 | | |
|---|--------|-----------|-----|----------|-----------|-----|
| | Coef. | Std. Err. | | Coef. | Std. Err. | |
| 大きな黒字 | 1.30 | 0.79 | + | -2.57 | 0.62 | *** |
| 若干黒字 | 2.18 | 0.61 | *** | -0.77 | 0.48 | |
| 若干赤字 | 2.45 | 0.84 | *** | 1.96 | 0.66 | ** |
| 大きな赤字 | 2.71 | 0.76 | *** | 1.50 | 0.59 | * |
| 30歳代 | 1.52 | 0.55 | ** | 1.60 | 0.43 | *** |
| 40歳代 | -1.72 | 0.63 | ** | 0.38 | 0.49 | |
| 50歳代 | -4.18 | 0.78 | *** | 0.14 | 0.61 | |
| 60歳代以上 | -3.89 | 5.28 | | 0.94 | 4.49 | |
| 女性 | -11.78 | 0.66 | *** | -4.71 | 0.52 | *** |
| 中卒 | 0.94 | 1.04 | | 0.46 | 0.82 | |
| 短大・高専卒 | 1.99 | 0.69 | ** | 1.48 | 0.54 | |
| 大学卒 | 6.75 | 0.53 | *** | 6.18 | 0.42 | *** |
| 事務職 | 0.44 | 0.63 | | 2.65 | 0.49 | *** |
| 専門技術職 | 4.60 | 0.67 | *** | 3.37 | 0.52 | *** |
| 運輸職 | 4.79 | 1.12 | *** | 1.21 | 0.88 | |
| 営業職 | 5.50 | 0.84 | *** | 7.61 | 0.66 | *** |
| その他 | 3.18 | 1.52 | * | 2.21 | 1.22 | + |
| 定数項 | 14.74 | 1.76 | *** | -0.67 | 1.38 | |
| Number of obs | 12917 | | | 11888 | | |
| F値 | 27.8 | | | 27.4 | | |
| Prob > F | 0.00 | | | 0.00 | | |
| R-squared | 0.13 | | | 0.14 | | |
| Adj R-squared | 0.13 | | | 0.14 | | |
| (注)レファレンス・グループは、収支均衡、20歳代、男性、高卒。業種、規模の 交差項でコントロールしている。 | | | | | | |
| (注)有意水準は、p<.10を+、p<.05を*、p<.01を**、p<.001を***で表す。 | | | | | | |

表3 企業利益が残業時間、サービス残業時間に及ぼす影響（製造業）

| 製造業 | 残業時間 | | | サービス残業時間 | | |
|---|--------|-----------|-----|----------|-----------|-----|
| | Coef. | Std. Err. | | Coef. | Std. Err. | |
| 大きな黒字 | 2.18 | 0.97 | * | -3.78 | 0.73 | *** |
| 若干黒字 | 3.09 | 0.77 | *** | -0.46 | 0.58 | |
| 若干赤字 | 2.04 | 1.03 | * | 1.90 | 0.78 | * |
| 大きな赤字 | 2.20 | 0.92 | * | 0.45 | 0.69 | |
| 30歳代 | 0.83 | 0.71 | | 0.47 | 0.54 | |
| 40歳代 | -1.44 | 0.80 | + | -0.05 | 0.61 | |
| 50歳代 | -5.33 | 0.97 | *** | -0.16 | 0.73 | |
| 60歳代以上 | 2.54 | 15.00 | | -3.03 | 10.97 | |
| 女性 | -10.60 | 0.85 | *** | -3.55 | 0.64 | *** |
| 中卒 | -0.63 | 1.26 | | 0.39 | 0.95 | |
| 短大・高専卒 | 0.81 | 0.92 | | 0.88 | 0.69 | |
| 大学卒 | 6.97 | 0.70 | *** | 6.57 | 0.53 | *** |
| 事務職 | 0.45 | 0.70 | | 2.66 | 0.53 | *** |
| 専門技術職 | 4.91 | 0.76 | *** | 3.63 | 0.57 | *** |
| 運輸職 | 2.91 | 3.61 | | 0.91 | 2.81 | |
| 営業職 | 4.19 | 1.28 | *** | 6.53 | 0.99 | *** |
| その他 | -2.29 | 2.68 | | -0.64 | 2.06 | |
| 定数項 | 15.17 | 1.79 | *** | -0.14 | 1.36 | |
| Number of obs | 7409 | | | 6909 | | |
| F値 | 31.4 | | | 24.2 | | |
| Prob > F | 0.00 | | | 0.00 | | |
| R-squared | 0.12 | | | 0.10 | | |
| Adj R-squared | 0.11 | | | 0.09 | | |
| (注)レファレンス・グループは、収支均衡、20歳代、男性、高卒。業種、規模の 交差項でコントロールしている。 | | | | | | |
| (注)有意水準は、p<.10を+、p<.05を*、p<.01を**、p<.001を***で表す。 | | | | | | |

表 4 企業利益が残業時間、サービス残業時間に及ぼす影響（サービス業（広義））

| サービス業(広義) | 残業時間 | | サービス残業時間 | | | |
|---|--------|-----------|----------|-----------|------|-----|
| | Coef. | Std. Err. | Coef. | Std. Err. | | |
| 大きな黒字 | -1.26 | 1.37 | -1.34 | 1.11 | | |
| 若干黒字 | -0.24 | 1.09 | -1.77 | 0.88 | * | |
| 若干赤字 | 2.66 | 1.49 | + | 1.66 | 1.21 | |
| 大きな赤字 | 2.48 | 1.36 | + | 2.30 | 1.10 | * |
| 30歳代 | 2.29 | 0.92 | * | 2.65 | 0.73 | *** |
| 40歳代 | -2.65 | 1.04 | * | 0.06 | 0.83 | |
| 50歳代 | -2.62 | 1.32 | * | -0.03 | 1.07 | |
| 60歳代以上 | -4.83 | 6.40 | | 2.24 | 5.85 | |
| 女性 | -13.40 | 1.08 | *** | -6.64 | 0.86 | *** |
| 中卒 | 3.55 | 1.84 | + | -0.19 | 1.51 | |
| 短大・高専卒 | 2.74 | 1.09 | * | 1.96 | 0.87 | * |
| 大学卒 | 5.27 | 0.90 | *** | 5.00 | 0.72 | *** |
| 事務職 | 1.81 | 2.32 | | 1.64 | 1.81 | |
| 専門技術職 | 3.34 | 2.42 | | 0.06 | 1.89 | |
| 運輸職 | 5.11 | 2.40 | * | -0.16 | 1.87 | |
| 営業職 | 7.18 | 2.35 | ** | 7.07 | 1.84 | *** |
| その他 | 6.02 | 2.90 | * | 2.54 | 2.32 | |
| 定数項 | 15.84 | 3.65 | *** | -1.90 | 6.08 | |
| Number of obs | 4991 | | | 4497 | | |
| F値 | 17.6 | | | 21.8 | | |
| Prob > F | 0.00 | | | 0.00 | | |
| R-squared | 0.15 | | | 0.20 | | |
| Adj R-squared | 0.14 | | | 0.19 | | |
| (注)レファレンス・グループは、収支均衡、20歳代、男性、高卒。業種、規模の 交差項でコントロールしている。 | | | | | | |
| (注)有意水準は、p<.10を+、p<.05を*、p<.01を**、p<.001を***で表す。 | | | | | | |

5.4 残業時間と企業利益・正社員増減

続いて、企業業績と正社員増減の交差項も加えた推計を行った。企業業績を3分類（黒字、収支均衡、赤字）、正社員増減を3分類（増加、変動なし、減少）し、レファレンス・グループを収支均衡・正社員増減なしとして推計した結果が表5（全業種計）、表6（製造業）、表7（サービス業）である。

全業種計の残業時間は、正社員が増加するケースでは、黒字企業の労働者も、赤字企業の労働者も、収支均衡企業の労働者も残業時間は長い。収支均衡・正社員増減なし企業に比べて、黒字・正社員増加企業では4.14時間、赤字・正社員増加企業では8.74時間、収支均衡・正社員増加企業では7.13時間残業時間が長い。注目すべきは、赤字・正社員減少企業である。収支均衡・正社員増減なし企業に比べて、赤字・正社員減少企業では1.39時間残業時間が長い。また、前節の結果同様、30歳代の労働者は20歳代の労働者よりも労働時間は長く、40歳代、50歳代の労働者は短い。女性労働者は男性労働者よりも残業時間が短く、高卒労働者よりも、短大・高専卒、大学卒労働者の残業時間は長い。サービス残業時間は、赤字・正社員増加企業、収支均衡・正社員増加企業で長い。赤字・正社員減少企業の労働者のサービス残業時間は、収支均衡・正社員増減なし企業に比べて3.06時間長い。

製造業の残業時間は、正社員が増加している企業では収支にかかわらず長い。黒字・正社員変動なし企業、収支均衡・正社員減少企業でも残業時間は長い。サービス残業時間は、

収支均衡・正社員増加企業，収支均衡・正社員減少企業，赤字・正社員減少企業で長い。

サービス業の残業時間は，黒字・正社員増加企業，赤字・正社員増加企業でそれぞれ 2.98 時間，8.39 時間長く，赤字・正社員減少企業で 3.39 時間長い。サービス残業時間は，黒字・正社員増加企業，赤字・正社員増加企業，赤字・正社員減少企業でそれぞれ 2.36 時間，7.98 時間，2.76 時間長く，黒字・正社員変動なし企業で 1.72 時間短い。

このように，サービス業の赤字・正社員減少企業の労働時間が，収支均衡・正社員変動なし企業に比べて長く，製造業，サービス業とも赤字・正社員減少企業でサービス残業時間が長いという結果が得られた。この結果は，赤字企業で実際に従業員減少と長時間労働（とりわけサービス残業）が併存していたことを示す。

表 5 企業利益，正社員増減が残業時間，サービス残業時間に及ぼす影響（全業種計）

| 全業種計 | 残業時間 | | | サービス残業時間 | | |
|---|--------|-----------|-----|----------|-----------|-----|
| | Coef. | Std. Err. | | Coef. | Std. Err. | |
| 黒字×正社員増加 | 4.14 | 1.03 | *** | 1.09 | 0.81 | |
| 黒字×正社員変動なし | 0.74 | 0.76 | | -0.77 | 0.60 | |
| 黒字×正社員減少 | 0.20 | 0.71 | | 0.02 | 0.56 | |
| 赤字×正社員増加 | 8.74 | 1.95 | *** | 6.09 | 1.52 | *** |
| 赤字×正社員変動なし | -0.32 | 1.10 | | 0.68 | 0.86 | |
| 赤字×正社員減少 | 1.39 | 0.79 | + | 2.95 | 0.62 | *** |
| 収支均衡×正社員増加 | 7.13 | 2.30 | ** | 3.77 | 1.78 | * |
| 収支均衡×正社員減少 | -2.21 | 0.88 | * | 1.03 | 0.69 | |
| 30歳代 | 1.84 | 0.53 | *** | 1.70 | 0.42 | *** |
| 40歳代 | -1.25 | 0.61 | * | 0.77 | 0.47 | |
| 50歳代 | -3.99 | 0.75 | *** | 0.25 | 0.59 | |
| 60歳代以上 | -1.68 | 4.38 | | 0.32 | 3.94 | |
| 女性 | -11.56 | 0.64 | *** | -4.58 | 0.50 | *** |
| 中卒 | 1.05 | 1.00 | | 0.49 | 0.79 | |
| 短大・高専卒 | 2.10 | 0.66 | *** | 1.58 | 0.51 | ** |
| 大学卒 | 6.42 | 0.52 | *** | 5.76 | 0.41 | *** |
| 事務職 | 0.46 | 0.62 | | 2.69 | 0.48 | *** |
| 専門技術職 | 4.67 | 0.65 | *** | 3.72 | 0.51 | *** |
| 運輸職 | 3.76 | 1.08 | *** | 1.53 | 0.85 | + |
| 営業職 | 5.25 | 0.81 | *** | 7.24 | 0.64 | *** |
| その他 | 4.33 | 1.38 | ** | 3.38 | 1.10 | ** |
| 定数項 | 15.41 | 1.73 | *** | -1.65 | 1.36 | |
| Number of obs | 13691 | | | 12567 | | |
| F値 | 28.0 | | | 26.6 | | |
| Prob > F | 0.00 | | | 0.00 | | |
| R-squared | 0.13 | | | 0.14 | | |
| Adj R-squared | 0.13 | | | 0.13 | | |
| (注)レファレンス・グループは、収支均衡×正社員変動なし、20歳代、男性、高卒。業種、規模の交差項でコントロールしている。 | | | | | | |
| (注)有意水準は、p<.10を+、p<.05を*、p<.01を**、p<.001を***で表す。 | | | | | | |

表 6 企業利益、正社員増減が残業時間、サービス残業時間に及ぼす影響（製造業）

| 製造業 | 残業時間 | | | サービス残業時間 | | |
|---|--------|-----------|-----|----------|-----------|-----|
| | Coef. | Std. Err. | | Coef. | Std. Err. | |
| 黒字×正社員増加 | 5.69 | 1.46 | *** | 0.05 | 1.11 | |
| 黒字×正社員変動なし | 2.03 | 1.07 | + | 0.05 | 0.81 | |
| 黒字×正社員減少 | 0.36 | 1.02 | | 0.67 | 0.77 | |
| 赤字×正社員増加 | 9.51 | 3.22 | ** | 2.43 | 2.41 | |
| 赤字×正社員変動なし | -0.39 | 1.43 | | 0.99 | 1.08 | |
| 赤字×正社員減少 | 0.64 | 1.07 | | 2.95 | 0.81 | *** |
| 収支均衡×正社員増加 | 12.66 | 3.13 | *** | 6.95 | 2.37 | ** |
| 収支均衡×正社員減少 | -2.46 | 1.17 | * | 1.49 | 0.88 | + |
| 30歳代 | 1.03 | 0.70 | | 0.58 | 0.53 | |
| 40歳代 | -1.23 | 0.78 | | 0.10 | 0.60 | |
| 50歳代 | -5.10 | 0.94 | *** | -0.13 | 0.72 | |
| 60歳代以上 | 2.17 | 12.27 | | -2.46 | 10.99 | |
| 女性 | -10.39 | 0.83 | *** | -3.31 | 0.63 | *** |
| 中卒 | -0.39 | 1.23 | | 0.51 | 0.93 | |
| 短大・高専卒 | 0.83 | 0.90 | | 0.95 | 0.68 | |
| 大学卒 | 6.95 | 0.69 | *** | 6.53 | 0.52 | *** |
| 事務職 | 0.41 | 0.69 | | 2.69 | 0.52 | *** |
| 専門技術職 | 4.51 | 0.75 | *** | 3.54 | 0.56 | *** |
| 運輸職 | 5.10 | 3.56 | | 2.22 | 2.77 | |
| 営業職 | 4.20 | 1.27 | *** | 6.44 | 0.99 | *** |
| その他 | -0.71 | 2.53 | | -0.19 | 1.93 | |
| 定数項 | 15.99 | 1.83 | *** | -1.56 | 1.40 | |
| Number of obs | 7640 | | | 7124 | | |
| F値 | 29.8 | | | 20.7 | | |
| Prob > F | 0.00 | | | 0.00 | | |
| R-squared | 0.12 | | | 0.09 | | |
| Adj R-squared | 0.12 | | | 0.09 | | |
| (注)レファレンス・グループは、収支均衡×正社員変動なし、20歳代、男性、高卒。 業種、規模の交差項でコントロールしている。 | | | | | | |
| (注)有意水準は、p<.10を+、p<.05を*、p<.01を**、p<.001を***で表す。 | | | | | | |

表 7 企業利益、正社員増減が残業時間、サービス残業時間に及ぼす影響
(サービス業(広義))

| サービス業(広義) | 残業時間 | | | サービス残業時間 | | |
|---------------|--------|-----------|-----|----------|-----------|-----|
| | Coef. | Std. Err. | | Coef. | Std. Err. | |
| 黒字×正社員増加 | 2.98 | 1.50 | * | 2.36 | 1.20 | * |
| 黒字×正社員変動なし | -0.72 | 1.12 | | -1.72 | 0.90 | + |
| 黒字×正社員減少 | -0.46 | 1.04 | | -1.24 | 0.84 | |
| 赤字×正社員増加 | 8.39 | 2.49 | *** | 7.98 | 1.98 | *** |
| 赤字×正社員変動なし | -0.10 | 1.78 | | 0.46 | 1.43 | |
| 赤字×正社員減少 | 3.39 | 1.23 | ** | 2.76 | 1.00 | ** |
| 収支均衡×正社員増加 | 3.19 | 3.79 | | 1.94 | 2.98 | |
| 収支均衡×正社員減少 | -0.18 | 1.45 | | 1.20 | 1.18 | |
| 30歳代 | 2.74 | 0.86 | *** | 2.72 | 0.68 | *** |
| 40歳代 | -1.70 | 0.98 | + | 0.87 | 0.78 | |
| 50歳代 | -2.54 | 1.24 | * | 0.23 | 1.00 | |
| 60歳代以上 | -1.80 | 5.59 | | 2.43 | 5.50 | |
| 女性 | -12.96 | 1.01 | *** | -6.46 | 0.80 | *** |
| 中卒 | 3.59 | 1.73 | * | 0.12 | 1.42 | |
| 短大・高専卒 | 2.92 | 1.01 | ** | 1.88 | 0.80 | * |
| 大学卒 | 4.62 | 0.84 | *** | 3.97 | 0.67 | *** |
| 事務職 | 1.68 | 2.28 | | 1.32 | 1.77 | |
| 専門技術職 | 4.27 | 2.37 | + | 0.91 | 1.84 | |
| 運輸職 | 3.89 | 2.35 | + | -0.33 | 1.83 | |
| 営業職 | 6.68 | 2.31 | ** | 6.31 | 1.80 | *** |
| その他 | 6.85 | 2.73 | * | 3.44 | 2.16 | |
| 定数項 | 19.48 | 7.20 | ** | 0.72 | 2.78 | |
| Number of obs | 5523 | | | 4952 | | |
| F値 | 17.6 | | | 21.5 | | |
| Prob > F | 0.00 | | | 0.00 | | |
| R-squared | 0.15 | | | 0.19 | | |
| Adj R-squared | 0.14 | | | 0.19 | | |

(注)レファレンス・グループは、収支均衡×正社員変動なし、20歳代、男性、高卒。
業種、規模の交差項でコントロールしている。
(注)有意水準は、p<.10を+、p<.05を*、p<.01を**、p<.001を***で表す。

6 まとめ

本稿では、賃金減少調整コスト、雇用調整コストと残業時間、サービス残業時間との関連について論じた。業種・規模等で制御した上で、同一業種・規模内での企業利益の増減によって残業時間、サービス残業時間がどのような影響を受けるかを計測した。「残業時間は、黒字企業で長く、赤字企業では短い。サービス残業時間は、黒字企業で短く、赤字企業で長い」というマクロ統計から予想される仮説は、今回の分析からは必ずしも支持されない。黒字企業、赤字企業の残業時間は収支均衡企業より長く、業種によっては、赤字企業の残業時間は黒字企業よりも長い。サービス残業時間については、黒字企業で短く、赤字企業で長いという傾向を見ることができる。

また、一般的には、黒字企業、正社員増加企業といったように労働需要が増加している企業において残業時間は長い傾向が見られるが、サービス業では、労働需要が減少していると考えられる赤字・正社員減少企業の労働時間が、収支均衡・正社員変動なし企業に比

べて長いことが明らかになった。サービス残業については、製造業、サービス業とも赤字・正社員減少企業でサービス残業時間が長いという結果が得られた。これは、不況期の「労働時間の不幸な二極化現象（失業者増加と会社に残った労働者の長時間労働）」を、計量的に実証した一つの例と言えるだろう。

この「サービス残業の景気連動性」は、生産性計測の面でも示唆を与える。多くの国のマクロ時系列データで、好況時には生産性は向上し、不況期には生産性が下落することが観察される¹⁰。資本投入、労働投入の計測誤差は、その大きな要因の一つであると考えられている¹¹。労働投入としては、残業時間込みの総労働時間が使われることが多いが、事業所調査の労働時間を使う場合には、通常期に比べて好況期にはサービス残業時間は増加するので、労働生産性、TFP は過大推計されている可能性は高い。

本稿の結果からは、不況期には好況期以上にサービス残業時間が増加することから、労働生産性、TFP は好況期以上に過大に推計されている可能性が示唆される。今回の分析からは、景気の山、谷の時期の生産性は、サービス残業時間を考慮すると、現在推計されている数値よりも悪化する可能性がある。

本稿は、データ制約により、1 時点クロス・セクション・データの分析にとどまっている。したがって、残業時間と企業業績の因果関係については特定できない。また、今回の分析では、企業業績、正社員増減とも質的データのため量的なインパクトは計測できていないこと、労働と資本の代替性についての考慮がされていないこと等、多くの問題がある。これらの問題については、今後の課題としたい。

¹⁰ 生産性と景気の連動性についての文献は、RBC 等の先行文献も含めると枚挙に暇がない。Cooley (1995) は、米国の 1954 年第 1 四半期から 1991 年第 2 四半期のマクロデータを使って、総労働時間は景気 (GNP) と順相関であることを示した。小倉 (2008) は、「所定外労働時間」と実質国内総生産 (GDP) の対前年増減率の間には正の相関があることを確認している。Hayashi and Prescott (2002) は、日本の 1990 年代に計測された全要素生産性成長率変動を外生的な技術ショックの帰結であると主張している。Hayashi and Prescott (2002) は、1990 年代日本経済の長期不況において、1988 年から 1993 年の週間労働時間の減少も極めて重要な役割を果たしたと結論づけている。大日・有賀 (1995) は、日本の雇用は景気の変化に対して労働保蔵が行われ、賃金や労働時間が調整されている。労働保蔵の理由として、①入職や離職に伴う摩擦的な費用あるいは調整費用、②Firm Specific Human Capital の存在が考えられる。シミュレーションで、Firm Specific Human Capital の程度が大きい経済ほど、労働者数の変化が小さく GNP との相関が低い (労働保蔵が盛んに行われている)、労働時間の変化が大きく GNP との相関が高い、相対的に高齢労働者の方が若年労働者よりも変化が大きく GNP との相関が高い (日本の賃金構造に基づくシミュレーションでは、若年労働者は景気循環と無相関)、オークン係数が高い、実質賃金の変化がやや大きく GNP との相関がやや高いことが明らかになった。

¹¹ Basu (1996) は、生産性の procyclical ity の要因として、①生産技術が変化する、②規模の経済性がある、③投入にシステムテックな計測誤差がある (資本の稼働率、労働エフォートの強度) ことを候補と考えている。procyclical な生産性の動きに稼働率が大きく関わっていることを示した研究としては Shapiro (1993, 1996) , Burnside, Eichenbaum, and Rebelo (1996), Basu (1996), Basu and Kimball (1997) 等がある。Basu (1996) , Vecchi (2000) は、原材料投入の動きを労働や資本の稼働率を代理変数と考えて計測を行った。Basu and Fernald (1997) は、観察不能な変数である労働意欲の変化や資本稼働率の変動が労働時間によって代理できると仮定し、稼働率の影響を考慮した TFP 変化率を推計した。

¹² 川本 (2004) では、製造業以外の業種の稼働率変化の代理変数として、厚生労働省「毎月勤労統計調査」の所定外労働時間の増加率を使用している。

謝辞

本研究は、文部科学省委託研究「近未来の課題解決を目指した実証的社会科学研究推進事業」(研究課題『すべての人々が生涯を通じて成長可能となるための雇用システム構築』(研究代表者：玄田有史)による援助を受けている。

二次分析に当たり、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターSSJ データアーカイブから、「連合生活アンケート調査, 2002」(日本労働組合総連合会)の個票データの提供を受けた。

本稿の作成過程に於いて、東京大学社会科学研究所の玄田有史先生、黒田祥子先生、大湾秀雄先生、二次分析研究会メンバー、二次分析研究報告会のフロアの方々からいただいた詳細なコメントに感謝申し上げます。また、本稿に述べられている見解は、執筆者個人の責任で発表するものであり、筆者の所属する組織の見解を示すものではないことを申し添える。

文献

- Akerlof, George A. and Yellen, Janet L., 1990, “The Fair Wage-Effort Hypothesis and Unemployment,” *Quarterly Journal of Economics*, 105(2) : 255-83.
- Basu, Susanto, 1996, “Procyclical Productivity: Increasing Returns or Cyclical Utilization?,” *Quarterly Journal of Economics*, 111(3): 719-51.
- Basu, Susanto and John G. Fernald, 1997, “Returns to Scale in U.S. Production: Estimates and Implications,” *Journal of Political Economy*, 105(2): 249-83.
- Burnside, Craig and Martin Eichenbaum, 1996, “Factor-Hoarding and the Propagation of Business-Cycle Shocks,” *American Economic Review*, 86: 1154-74.
- Cooley, Thomas F., 1995, *Frontiers of Business Cycle Research*, Princeton, N.J.: Princeton University Press.
- Hayashi, Fumio and Edward C. Prescott, 2002, “The 1990s in Japan: A lost decade,” *Review of Economic Dynamics*, 5(1) : 206–35.
- 川本卓司, 2004, 「日本経済の技術進歩率計測の試み——「修正ソロー残差」は失われた10年について何を語るか?」, IMES DISCUSSION PAPER SERIES Discussion Paper No. 2004-J-26.
- 大日康史・有賀健, 1995, 「人的資本の形成と労働保蔵——RBC理論の日本的労働市場への応用」『フィナンシャル・レビュー』第35号, 大蔵省財政金融研究所, May-1995, 1-26.
- 小倉一哉, 2008, 「日本の長時間労働——国際比較と研究課題」, 『日本労働研究雑誌』575: 4-16.
- 小倉一哉・坂口尚文, 2004, 「日本の長時間労働・不払い労働時間に関する考察」, JILPT デ

イスカッション・ペーパー, DPS-04-001.

Shapiro, Carl, and Joseph E. Stiglitz, 1984, "Equilibrium Unemployment as a Worker Discipline Device," *American Economic Review*, 74(3): 433-44.

Shapiro, Matthew D., 1993, "Cyclical Productivity and the Workweek of Capital," *American Economic Review Papers and Proceedings*, 83(2): 229-33.

Shapiro, Matthew D., 1996, "Macroeconomic Implications of Variation in the Workweek of Capital." *Brookings Papers on Economic Activity*, 1996(2):79-119.

Solow, Robert M., 1979, "Another Possible Source of Wage Stickiness," *Journal of Macroeconomics* 1(Winter): 79-82

高橋陽子, 2005, 「ホワイトカラー サービス残業の経済学的背景——労働時間・報酬に関する暗黙の契約」 『日本労働研究雑誌』 536: 56-68.

Vecchi, Michela, 2000, "Increasing Returns, Labour Utilization and Externalities: Pro-cyclical Productivity in the United States and Japan," *Economica*, 67: 229-44.

第 11 章 外国人労働者の雇用と企業経営

橋本 由紀

要 旨

本稿では、連合総研が 1997 年に全国の製造業企業を対象に実施した「グローバル経済下の中小企業経営状況に関する調査」結果を用いて、企業のもつどのような特徴が、外国人を雇用したいと考える確率を上げるのかを明らかにする。その際、企業が外国人労働者の雇用を規定する要因ならびに外国人労働者雇用の結果について、地域の要因やサンプル企業の選び方に起因するバイアスの影響をコントロールした上で、両者を明示的に区別する。分析の結果、企業を外国人雇用に振り向ける様々な要因を特定することができた。その中で特に重要と思われるのは、「海外との競争の激化」「若い労働者の定着の悪さ」である。グローバル化が進む中で厳しい競争を乗り越えようにも、思うように日本人の若年労働者の定着が進まず、経営環境がひっ迫していた企業で、外国人労働者を雇用する確率が高まるといえる。

第 11 章 外国人労働者の雇用と企業経営

橋本 由紀

1 はじめに

日本における外国人労働者のプレゼンスは、約 1.5%という就業者全体に占めるシェアを見る限りでは、それほど高くないと思われるかもしれない。だが、自動車部品製造などの生産現場や、コンビニエンスストアや飲食店などのサービス業現場が、彼らの存在なしにはもはや成立しえないことは、実感を伴って理解されるのではないだろうか¹。また、介護分野でも、新たな担い手として、外国人介護士・介護福祉士に大きな期待が寄せられている。今後、外国人労働者の存在感がより増すことは明らかであろうし、それを見越したように 2000 年代以降、労働に限らず教育や社会保障の分野でも、外国人に関する研究は確実に増加している。そしてその多くが、1990 年から大枠に変更のない出入国・在留管理制度について、人口減少社会に適応可能な形で再構築されるべきと訴える²。

制度の在り方を巡る議論の前提として、歴史的に移民労働者を受け入れてきた諸外国の経験や研究成果が参考になることは言うまでもない。しかし、その際には、有形無形の日本企業に固有の要素の存在や、法律・制度に代表される様々な条件の違いを考慮し、日本の土壌に合うような咀嚼が必要となる。そこで、意味をもってくるのが、すでに日本の労働市場で活用されている外国人労働者である。彼らは議論の前提であると同時に、将来の在り方を映すパイロットケースともいえる。すなわち、外国人労働者自身や彼らを雇用する企業を分析することで得られる含意は、今後の枠組みの在り方に関する議論に直結するという点で、有用であることこの上ない。外国人労働者が、雇用企業やそこで働く従業員のみならず、地域社会の在り方にも大きな影響を及ぼすことは、中村ほか（2009）等の先行研究が示すとおりである。

本稿では、連合総研が 1997 年に全国の製造業企業を対象に実施した「グローバル経済下の中小企業経営状況に関する調査」結果を用いて、企業のもつどのような特徴が、外国人を雇用したいと考える確率を上げるのかを明らかにする。その際、企業が外国人労働者の雇用を規定する要因ならびに外国人労働者雇用の結果について、地域の要因やサンプル企業の選び方に起因するバイアスの影響をコントロールした上で、両者を明示的に区別する。そして、企業経営に関する様々な指標のうち、何が外国人雇用を希望する企業に顕著にみられ、何がそうではないのかを明らかにしたい。

¹ 2007 年に自動車総連が傘下の 1,178 組合に対して行った調査（966 組合が回答）では、27.3%の組合が非正規の外国人労働者を受入れていると回答し、受入先の大半が現業の製造部門だった（自動車総連，2007）。

² 井口（2001）、依光（2005）など。

本稿の構成は以下のとおりである。第2章では、国内外の外国人労働者に関する先行研究を紹介する。第3章は、実証分析で使用するデータの説明である。第4章で、回帰分析を行い、外国人労働者雇用の規定要因と雇用の結果の影響を明らかにする。第5章は、まとめと今後の課題である。

2 先行研究

人口減少下での労働力確保という問題に直面して、2000年代以降の外国人労働者の受入れを巡る議論は、好況下での一時的な労働力充足という枠を超えて、長期的な人材確保という視点からなされることが増えてきた。この背景には、1990年代以降、出入国管理及び難民認定法（以下入管法）をはじめとする様々な法律や制度の改正を経て、外国人労働者が日本の労働市場に定着し、局所的にはすでに「彼らがいなければ事業の存続は考えられない」という段階にまで至っていることもあるだろう。製造業現場では日系人や技能実習生の雇用が、サービス業では資格外活動許可をもつ留学生の就労が趨勢的に増加し、日本国内の外国人労働者は、2006年時点で推定92.5万人と、就業者全体の1.45%を占める³。

このように外国人労働者の活用可能性が着目され、かつ労働市場での存在感を増す中で、彼らの様態を明らかにするような研究の必要性が高まっていることは間違いない。しかし、外国人労働者の雇用実態については、次章で詳述するが、信頼性の高い統計データの未整備、調査主体の協力の得にくさなどが障害となり、全体像を明らかにすることが非常に困難である。とはいえ、外国人労働者の地域分布と産業の関係を実証した河越・星野（2009）や、外国人の国内移動の特徴を明らかにした石川（2007）など、居住や地域移動に関するマクロ的な分析については、国勢調査結果等を用いた研究が見られるようになってきている。また、外国人労働者の増加が、日本人労働者の就業状況や移動、若者のキャリア選択など地域に与える影響について、幅広い統計資料のマッチングによって実証した中村・内藤・神林・川口・町北（2009）は、外国人労働者と地域労働市場の関係に関する研究としては、現段階での到達点といえるだろう。そして、橋本（2009）では、ブラジル人労働者に限っては、求人情報から彼らの賃金水準を明らかにしている。このように、利用可能なデータの制約から定量分析が困難と言われ続けた日本の外国人労働者に関する研究も、労働市場や地域に及ぼすマクロ的な影響をみようとする領域を中心に、成果が蓄積されつつある。

ところが、利用可能な限りの政府統計を用いた中村ら（2009）をもってしても、外国人を活用している個々の事業所内部の事情を直接観察することの難しさは認めざるを得なかった。すなわち、企業現場での外国人の活用状況を把握しようとするミクロ的アプローチ

³ 外国人労働者数は、厚生労働省推計。不法残留者を含む。就業者数は、総務省「労働力調査」2006年末時点。

は、未だ十分な成果を挙げられずにいる⁴。

他方、海外の先行研究に目を向けると、アファーマティブ・アクション（AA）を導入するなど政策的にマイノリティ労働者や女性労働者の差別是正措置を進める米国においてさえ、移民労働者が企業パフォーマンスに与える影響については、未解明の点が多いように思われる。

Reskin et al. (1999) は、マイノリティ労働者や女性労働者が、従業員や組織に与える影響についてまとめたサーベイ論文である。彼らによると、職場の労働力構成が労働者や組織の在り方に重大な影響を与えることは、理論と実証の両面から支持される。そして、賃金水準が高い企業ほど、マイノリティ労働者や女性労働者比率が低い傾向が全般的に観察されるという⁵。それでも、マイノリティ労働者割合と様々な指標の因果関係を特定するまでの研究はほとんどないと述べている。

Holzer and Neumark (1999) は、労働者調査と企業調査の結果をマッチングし、AA による効果を DID の手法で明らかにしようとしている。その結果、AA によって採用される労働者の学歴は相対的に低いものの、仕事のパフォーマンスが白人男性よりも低いということはないことを見出した。一方で Marion (2009) は、カリフォルニア州の公共工事入札で AA の考慮が禁止された事例から、AA が建設コストを高めている事実を指摘している。AA の効果をめぐる評価は、いまだ定まっていないように思われる。

上で紹介した Holzer and Neumark (1999) は、AA について企業レベルのマイクロデータを用いた最初の研究であり、以降、企業と労働者のマッチングデータを用いて企業内の人種的分離 (segregation) の実態を明らかにしようとする研究が徐々に見られるようになっていく⁶。しかし、筆者が調べた限りにおいて、Holzer and Neumark (1999) に続く研究は多くなかった。サンプル数がある程度以上確保された企業データを用いて、マイノリティ労働者の活用と企業パフォーマンスの関連性を分析した研究は、今後の進展の余地大の分野といえる。

3 データ

3.1 既存データの限界

前章でも述べたように、外国人労働者の企業内での活用状況を明らかにすることは容易でない。まずもって、利用可能な公刊統計が存在しない。代表的な企業調査統計である「事

⁴ 企業現場での外国人の活用状況を把握することの難しさと限界に関する点は次章で改めて議論する。

⁵ しかし、オーストリアの企業を分析した Winter-Ebmer and Zweimüller (1996) は、移民比率の高い企業ほどオーストリア人若年男性ブルーカラー労働者の賃金が高いことを明らかにしている。Reskin et al.

(1999) の結論は、米国に限定されるのかもしれない。また、Holzer (1998) は、規模の小さい企業ほど黒人労働者比率が低い事実の説明を試みている。そして、求職者に占める黒人の比率や立地など、観察可能な要因で説明できる部分は大きくないことを以て、(観察されない) 雇用者側の差別が要因ではないかと推測している。

⁶ 他の例としては、Hellerstein and Neumark (2008) など。

業所・企業統計調査」(総務省)や「工業統計調査」(経済産業省)には、調査項目に従業員の国籍区分がない。「外国人雇用状況報告」⁷(厚生労働省)は、外国人を雇用する企業を継続的に調査した唯一の公的調査だが、調査項目は外国人の在留資格関係に関する情報⁸と雇入れ(離職)年月日、事業主情報⁹に限られるため、企業がどのように日本人労働者と外国人労働者を組み合わせて活用しているのかといった企業内部の人的資源管理の様子はわからない。

そこで、次善としてのアンケート調査の活用である。これまでも、労働政策研究・研修機構(2006)やみずほ情報総研(2008)など、外国人雇用企業の雇用管理を明らかにしようと調査が実施されてきた。しかし、中村ら(2009: 30)が指摘するように、外国人雇用を調査するために設計されたアンケート調査の場合、通常のサンプルサーベイの方法では外国人を雇用する事業所をほとんど標本としてすくうことができない上、外国人労働者に対する世間体や配慮から回収率が低下するという問題がある。よって、上で挙げた2つの研究も、アンケート調査ではなく、外国人雇用企業への聞き取り調査による方法を併用している。

ところが、外国人雇用集中地域や外国人雇用企業だけに調査対象を限定し、それ以外の地域や企業を比較して見ることをしなければ、彼らを雇用する企業に固有の特徴や、彼らの導入の影響について評価することはできない。すなわち、外国人労働者の雇用を規定する要因や、彼らの雇用がもたらした効果を知りたいときには、適切な対照群を設定し、結果を比較する必要がある。

3.2 「連合総研調査」の特長

本稿では、アンケート調査結果に拠る方法を踏襲しつつも、個票データの特長を生かして、サンプル企業を外国人労働者の活用状態によってグループ分けし、定量分析を行う。このとき、グループの分け方を工夫することで、適切な対照群を設定し、外国人雇用の規定要因を捉えることが可能となる。

使用するデータは、連合総合生活開発研究所(連合総研)が全国の4,041社を対象に行った「グローバル経済化の中小企業経営に関する調査(製造業)」¹⁰(1997年)である。回収数は642社、回収率は15.9%である。

このデータには、中村ら(2009)が指摘した上記の問題を克服できるような利点がある。第一が、調査票が全国の製造業企業に広く配布されているという点である¹¹。これまでは、

⁷ 2007年に制度が大きく変わり、事業所規模にかかわらず外国人労働者を雇用するすべての事業所に届け出義務が課されるようになった。それ以前の旧調査は、従業員40人以上の企業への任意調査であったため、データの連続性はなく、いずれにせよ時系列データとしての利用には問題がある。

⁸ 在留資格、在留期間、生年月日、性別、国籍、資格外活動許可の有無。

⁹ 事業所の名称、所在地、電話番号、事業主氏名。

¹⁰ このデータを用いた他の研究としては、関口ほか(1999)、馬(2002)。

¹¹ 調査地域は、岩手県北上市、群馬県太田市、東京都大田区、神奈川県川崎市、新潟県長岡市、長野県伊那市・諏訪市・岡谷市・坂城町、静岡県浜松市、大阪府東大阪市・八尾市、岡山県岡山市。

外国人雇用企業のサンプル数を確保するために外国人が集住する特定地域の企業を調査対象とすることが多かった（雇用開発センター（2004）、労働政策研究・研修機構（2004）、UFJ 総合研究所（2005））が¹²、こうしたデータでは、外国人労働者の雇用を促すのは、企業独自の要因か、それとも地域の固有要因であるのかを判別することができない。特に、外国人労働者の雇用については、彼らが特定地域に集住し就労することで、労働者本人や企業に正の便益をもたらすという「ネットワーク効果」の存在がしばしば指摘される（Uzzi（1996）、Edin et al.（2003））¹³。ゆえに、企業独自の要因に着目するとき、地域要因のコントロールは不可欠である。この調査は、外国人雇用企業か否かにかかわらず全国の製造業企業に広く調査票を配布し、かつ企業の所在自治体も把握できるため、地域特性のコントロールが可能である。

第二に、この調査は、グローバル化が企業の労働者の労働条件や技能伝承の影響に与える影響を調査する目的で実施されたもので、外国人雇用の調査を目的に設計されたものではない。よって、特に外国人雇用企業が調査に非協力的であるというセレクション・バイアスはクリアされていると考えられる。

さらに、本データの価値は、調査が実施された時期にもある。2008年の「労働力調査」（総務省）結果をみると、製造業の雇用者数1,025万人（10-12月）のうち、非正規雇用者は232万人（22.6%）で、非正規雇用者の割合は1990年代後半以降ほぼ一貫して増加してきた。本調査が実施された1997年は、失業率が当時で過去最悪を更新し続ける中で、それまでの自社採用・自社育成した日本人正社員の雇用の安定が大きく揺らいだ時期に一致する。企業はこの転換期に、2000年代につながる（外国人も含む）非正規労働者の活用拡大という方向性を定めたと思われる。加えて、2000年代後半の日本経済は、グローバル化と不況という2つの大きな波に再び直面しており、その対応に1990年代後半の企業行動の分析結果が生きる余地は少なくないと考える。

そして、このデータの最大の特長が、回答企業を「外国人を雇用している企業」「外国人の雇用を予定している企業」「外国人を雇用しない企業」の3つのタイプに分類することができるという点である。たとえば、労働政策研究・研修機構（2006）などの先行研究では、外国人労働者集中地域の企業と非集中地域の企業について、業況や人材育成の方法などを比べて、外国人雇用企業の特徴を明らかにしようとしている。ところがこの比較では、企業や地域属性をコントロールしきれないため、各タイプの数値の差が外国人雇用の結果生じたものか、もともとの企業・地域属性の相違に起因するものであるかを区別することができない。この点について、以下でもう少し詳しく説明したい。

¹² 塚崎（2008）は、外国人雇用企業のサンプル確保のために、調査対象を上場企業と外資系企業に限定し調査を行っている。

¹³ Hellerstein et al.（2008）、Hellerstein et al.（2009）も、英語を話せない低技能ヒスパニック系移民ほど、ヒスパニック移民集住地域で仕事を見つける傾向があり、その際、民族ネットワークが重要な役割を果たしていることを考察している。同様の現象は、日本の日系ブラジル人労働者にも見られる。

3.3 外国人雇用（予定）企業の特定

今回使用する連合総研調査には、外国人労働者雇用の有無を直接聞く設問はないが、現在と今後の人材確保方針を聞く設問から、外国人労働者の雇用に関する情報を取り出すことができる。設問では、「優れた熟練技能を有する人材」や「補助的事務（一般事務）に携わる人材」「つらくて単調な現場作業をこなす人材」などに、「Ⅰ 自社採用・自社育成」「Ⅱ パートタイマーの活用」「Ⅲ 派遣労働者の活用」「Ⅳ 契約社員の活用」「Ⅴ 外国人労働者の活用」「Ⅵ いない又は必要としない」のうち、現在主に活用している人材と今後のウェイトが高まると思われる人材をそれぞれ聞いている¹⁴。なお、外国人労働者に期待する役割は、「つらくて単調な現場作業をこなす人材」が圧倒的に多く、すぐれた熟練技能や一般事務に携わる人材としての期待はほとんどない。

そして、分野を問わず「現在主に活用している人材」として、「外国人労働者の活用」と回答した企業を「現在外国人労働者を雇用している企業（雇用企業）」とする。また、「今後ウェイトが高まると思われる人材」に「外国人労働者の活用」と答えた企業で、現在外国人労働者を雇用している企業以外を、「外国人労働者の雇用を予定している企業（予定企業）」とする。サンプル総数 642 のうち、「雇用企業」は 40 社、「予定企業」は 47 社、現在も今後も外国人労働者の雇用を考えていない企業（雇用なし企業）は 555 社である。

このように「予定企業」を「雇用企業」と区別して捉えることではじめて、各タイプの企業の回答結果の比較から、外国人労働者の雇用を規定する要因（規定要因）と、外国人労働者の雇用によってもたらされた結果（雇用結果）とを識別できるようになる¹⁵。すなわち、「予定企業」はまだ外国人労働者を雇用しておらず、雇用結果の影響を含まないので、「予定企業」と「雇用なし企業」を比較し、有意な差が観察された事項は、規定要因と解釈できる。

さらに、「雇用企業」と「雇用なし企業」の比較も同様に行う。ここで観察される差は、規定要因と雇用結果の 2 つの効果を同時に含む。そして、上記の「予定企業」と「雇用なし企業」との間の結果と比較する。「予定企業」と「雇用なし企業」の間では観察されなかったが、「雇用企業」と「雇用なし企業」との間では観察された差があれば、これらは雇用結果の影響の有無によるものと考えられる¹⁶。

ただし、3 つのタイプの企業の比較が可能となるためには、少なくとも観察可能な企業

¹⁴ 各人材について、選ぶことのできる労働者のタイプは 1 つのみ。また、本稿では、パート労働者、請負労働者、派遣労働者をまとめて日本人非正規労働者とする。調査当時は、製造業現場の派遣労働が認められていなかったにもかかわらず、今後の人材確保として現場作業に派遣労働者と回答した企業も 11.5%存在している。こうした企業は、派遣労働者を請負労働者や契約社員と区別できていなかった可能性が高いからである。

¹⁵ 筆者の知る限り、「予定企業」を明示的に区別した研究はこれまで見られなかったように思う。

¹⁶ ただし、ここですべての雇用結果の効果を捉えられるわけではない。例えば、雇用結果の効果があつた場合でも、規定要因の効果が逆向きで、両効果が相殺するとき、雇用結果の効果は観察されない。よって、ここで雇用結果として観察されるのは、結果の影響が規定要因の影響を大きく上回る場合と考えられる。

表1 基本統計量(平均値)

| | 現在雇用中 (1) | 将来 雇いたい(2) | 雇用予定 なし(3) | t-test P-Value bt.(1)&(2) | t-test P-Value bt.(1)&(3) | t-test P-Value bt.(2)&(3) |
|----------------|--------------|---------------|---------------|---------------------------------|---------------------------------|---------------------------------|
| 資本金額(万円) | 10213 | 4840 | 6487 | 0.147 | 0.095 | 0.369 |
| 操業開始年 | 1958 | 1963 | 1960 | 0.119 | 0.412 | 0.169 |
| 従業員数(人) | 109.9 | 88.5 | 81.0 | 0.262 | 0.138 | 0.649 |
| 男性高卒正規初任給(万円) | 16.38 | 15.96 | 16.19 | 0.572 | 0.744 | 0.633 |
| パートタイマー初任時給(円) | 790.2 | 767.7 | 814.3 | 0.630 | 0.778 | 0.575 |
| 非正規比率(%) | 16.25 | 11.29 | 11.39 | 0.166 | 0.088 | 0.970 |
| 女性従業員比率(%) | 16.96 | 24.54 | 21.17 | 0.317 | 0.237 | 0.363 |
| 技能労働者比率(%) | 46.24 | 55.83 | 51.21 | 0.300 | 0.425 | 0.435 |
| 立地自治体の人口(万人) | 46.2 | 56.6 | 49.8 | 0.362 | 0.675 | 0.373 |
| 親企業の有無 | 0.66 | 0.62 | 0.51 | 0.740 | 0.070 | 0.133 |
| 労働組合の有無 | 0.68 | 0.58 | 0.58 | 0.324 | 0.191 | 0.981 |

属性に差がないことを確認しなければならない。規模や非正規労働者比率等の様々な企業属性の違いが、企業の経営戦略の違いに大きく影響している可能性も否定できないからである。

表1は、左半分が各タイプの企業属性の平均値、右半分が各タイプの平均の差を検定した結果である。右半分に注目すると、まず、「予定企業」(2)と「雇用なし企業」(3)の比較では、すべての変数で有意な差が観察されなかった。また、「雇用企業」(1)と「雇用なし企業」(3)の間でも、5%水準で有意な差はみられなかった。「雇用企業」(1)と「予定企業」(2)の間にも差はなく、どの組み合わせをみても、各タイプの企業属性には差がないことが確認できた。

4 推定

4.1 識別とサンプルセレクション

3.3節で議論したように、「雇用企業」と「雇用なし企業」の比較によっては、外国人労働者雇用の規定要因を捉えきれない可能性がある。この比較によって得られる差は、規定要因と同時に、外国人雇用によってもたらされたフィードバック効果¹⁷も含むからである。一方、「予定企業」と「雇用なし企業」の比較では、外国人雇用の結果の影響(フィードバック効果)を含まないため、どのような特徴をもつ企業が外国人労働者の雇用を志向するかという規定要因を特定することができる。

規定要因をみるために、ここでまず、「予定企業」について「予定ダミー」を作成する。そして、「雇用なし企業」との間でプロビット限界効果を推定する。キーとなる説明変数は、各設問への回答である。また、コントロール変数として、資本金額、従業員数、操業開始

¹⁷ 前節の「雇用結果」の効果と同義。

年、立地自治体の人口、親企業の有無ダミー、労働組合の有無ダミーを用いる。推定は、各設問の効果に着目し、設問ごとに行う。

次に、比較対照として、「雇用企業」について「雇用ダミー」を作成し、「雇用なし企業」との間で同様にプロビット限界効果を推定する。もし、「予定ダミー」を用いた上記の結果と近い結果が得られれば、「雇用ダミー」には外国人労働者を雇用した結果の効果をほとんど含まず、「雇用ダミー」の効果も、規定要因に起因するものと解釈される。もし、両者の結果が大きく異なれば、規定要因を明らかにしようとして「雇用ダミー」を用いるような従来の分析方法は適切ではないことがわかる。すなわち、無視できない大きさのサンプルセレクション・バイアスによって、結果を誤って解釈する可能性が高いことを意味する。いずれにせよ、「雇用ダミー」の結果が、フィードバック効果をどの程度含むのかについては、「予定ダミー」との比較によってはじめて把握できる。

調査項目は、「経営動向」「技能」「賃金」「労働時間」「雇用」に大別されるので、結果もその分類に沿ってまとめる。各設問への回答割合は、付表1を参照されたい。

4.2 経営動向

表2は、「経営動向」に関する設問について、「予定ダミー」と「雇用ダミー」の効果をそれぞれ推定した結果である。まず、「予定ダミー」からみると、「(1) 3年前と比べた出荷生産額」の違いが、外国人の雇用を志向する確率を高める（低める）ことはないようである。「(2) 5年後の経営見通し」についても同様で、外国人雇用の予定と近い将来の経営見通しに、有意な関係はみられない。

「今直面する経営上の問題点」以下、複数選択可能な設問に対しては、各選択肢についてダミーを作成し、選択肢ごとに推定をおこなった。「(3) 今直面している経営上の問題点」のうち、人件費の高さ、海外との競争の激化、資金繰りの悪化を問題とする場合に、外国人雇用予定確率が高まっている。特に、人件費の高さは1%水準で有意である。一方、技術の高度化・変化への対応が求められる企業では、外国人雇用予定確率が有意に低い。全体の傾向として、海外との厳しい競争に晒され、人件費の高さに悩む企業が、留保賃金の低い単純労働に従事する外国人を雇用することで、競争力を確保したい様子が見ええる。

「(4) 現在自慢できるもの」をみると、製品単価の安さを売りにしている企業で、外国人労働者を雇用したいと考える確率が高い。製品単価の安さを売りにする企業では、人件費の製品価格への転嫁が難しいと考えると、上記(3)の結果とも整合的である。3.3節でみたように、外国人雇用を志向する企業は、外国人労働者に「つらくて単調な現場作業をこなす」役割を期待しているため、製品の独創性が長所の企業で、外国人雇用予定確率が下がるという結果にも違和感はない。ただ、勤勉性など労働力の質の高さを売りにする企業において、10%水準ではあるが、外国人雇用予定確率が有意に高まるという結果は解釈

が難しい。

「雇用ダミー」の効果は、表2の右側である。「予定ダミー」で有意だった係数が、有意でないことが、一見して明らかである。また、係数の符号やその大きさもかなり異なる。これは、4.1節で議論したフィードバック効果の影響が、強く働いている可能性を示唆する。詳しくみると、「今直面する経営上の問題点」のうち、「従業員の確保難」が正の方向に、「製品ニーズへの変化の対応」が負の方向に有意となっている。両変数は、「予定ダミー」では有意でなかった。「雇用ダミー」のみで有意であるということは、両変数については、外国人労働者を雇用した結果の変化の可能性がある。すなわち、外国人労働者の活用によって、日本人従業員の確保・定着が困難化する一方、日本人労働者よりも残業や休日出勤を厭わないといわれる外国人労働者の存在が製品ニーズへの柔軟な対応に寄与したと考えられる。

4.3 技能形成

表3は、技能形成に関する設問の推定結果である。「予定ダミー」では、「(1) 熟練技能者を必要とする業務の有無」「(2) 熟練技能者の年齢階層」「(3) 熟練技能者になるための必要年数」「(4) 現場での熟練技能者の割合」といった、(調査) 現時点での熟練技能者の様態については、有意な効果がみられなかった。「(6) OJTの有無」「(7) OFF-JTの有無」も有意ではない。着目したいのは「(5) 熟練技能者の充足状況」であり、熟練技能者確保の将来の見通しが立たない企業で、外国人雇用を予定する確率が有意に高くなっている。また、「(8-2) 若い人が定着しない」企業は、外国人を雇用したいと考える確率が約9%高いことが1%水準で有意に推定された。将来の熟練技能が「海外調達に代わる」と考える企業でも、外国人雇用を志向する確率が高まる。

「雇用ダミー」の効果は、ここでも「予定ダミー」のそれとはかなり異なる。「予定ダミー」では係数が有意でなかった「(7) OFF-JTの有無」、「(8-4) 若い人の仕事を覚える意欲のなさ」が、10%水準ではあるが、有意に推定されている。OFF-JTの正の方向の有意性は、日本語でのコミュニケーションが困難な場合も少なくない外国人労働者の存在によって、OJTが困難になっていることの証左かもしれない。もうひとつの興味深い結果は、「(10) 今後の熟練技能者不足への対応策」として、「行政の対応や外国人労働者の技能修得が必要」と考える企業で、外国人を雇用する確率が有意に高いことである。現在外国人を雇用する40社のうち32社(80%)は、今後も外国人労働者の雇用の意思を示していることも考え合わせると、すでに外国人労働者を雇用する企業では、外国人労働者の活用を肯定的に捉えた上で長期的な人材戦略の中に組み込み、ゆくゆくは熟練技能者として育成できればと期待する向きもあるのではないだろうか。

表2 経営動向（プロビット限界効果）

| | 外国人雇用 予定ダミー | 外国人雇用 ダミー |
|--|----------------------|----------------------|
| (1) 3年前と比べた生産出荷額(変わらない) [n=497] [n=483] | | |
| 増えている | 0.005 (0.033) | 0.025 (0.028) |
| 減っている | 0.015 (0.035) | 0.004 (0.030) |
| (2) 5年後の経営見通し(現状維持程度) [n=496] [n=468] | | |
| 順調に伸びる | 0.024 (0.033) | 0.006 (0.028) |
| このままでは経営が悪化 | -0.028 (0.026) | 0.007 (0.023) |
| 廃業・転職せざるを得ない | -0.002 (0.070) | - - |
| (3) 今直面している経営上の問題点 [n=499] [n=439] | | |
| (3-1) 為替変動による影響 | 0.049 (0.047) | - - |
| (3-2) 製品単価の低下・上昇難 | -0.038 (0.029) | -0.013 (0.024) |
| (3-3) 従業員の確保難 | -0.013 (0.027) | 0.052 (0.031) ** |
| (3-4) 人件費の高さ | 0.080 (0.028) *** | -0.018 (0.019) |
| (3-5) 製品ニーズの変化への対応 | -0.014 (0.025) | -0.037 (0.017) ** |
| (3-6) 技術の高度化・変化への対応 | -0.532 (0.023) ** | 0.012 (0.019) |
| (3-7) 海外との競争の激化 | 0.062 (0.042) * | 0.033 (0.032) |
| (3-8) 親企業の内製化による受注減 | -0.012 (0.040) | 0.014 (0.038) |
| (3-9) 親企業の海外展開による受注減 | 0.035 (0.037) | 0.044 (0.032) |
| (3-10) 資金繰りの悪化 | 0.084 (0.055) * | - - |
| (4) 現在自慢できるもの [n=499] [n=485] | | |
| (4-1) 勤勉性など労働力の質の高さ | 0.047 (0.028) * | -0.024 (0.019) |
| (4-2) 製品単価の安さ | 0.078 (0.047) ** | 0.022 (0.031) |
| (4-3) 高い技能レベル | 0.008 (0.026) | -0.015 (0.019) |
| (4-4) 高い技術開発力 | -0.019 (0.033) | -0.020 (0.026) |
| (4-5) 供給の安定性 | 0.016 (0.029) | 0.030 (0.023) |
| (4-6) 品質の安定性 | -0.025 (0.022) | -0.017 (0.019) |
| (4-7) 製品の独創性 | -0.061 (0.022) * | 0.011 (0.030) |
| (4-8) 高性能な生産設備 | -0.007 (0.036) | 0.015 (0.034) |
| (4-9) 独自の販売ルート | -0.012 (0.039) | -0.002 (0.033) |
| (4-10) 短い納期 | -0.030 (0.027) | 0.024 (0.028) |
| (4-11) ユーザーニーズへの柔軟な対応 | -0.007 (0.027) | -0.018 (0.020) |

注：()内は標準誤差。***, **, *はそれぞれ1%, 5%, 10%水準で係数が有意であることを示す。分散不均一調整済。被説明変数は、外国人雇用予定ダミー、外国人雇用ダミー。説明変数は、各設問への回答のほか、コントロール変数として、資本金、操業開始年、従業員数、親企業の有無ダミー、労働組合の有無ダミー、立地自治体の人口を使用している。

表3 技能形成（プロビット限界効果）

| | 外国人雇用 予定ダミー | 外国人雇用 ダミー |
|--------------------------------------|------------------------------|-------------------------------|
| (1) 熟練技能者を必要とする業務の有無 | [n=492] 0.007 (0.033) | [n=478] 0.023 (0.025) |
| (2) 熟練技能者の年齢階層（29歳以下） | [n=405] | [n=392] |
| 30代 | 0.062 (0.099) | -0.043 ** (0.016) |
| 40代 | 0.081 (0.084) | -0.040 (0.024) |
| 50代 | 0.061 (0.081) | -0.072 ** (0.026) |
| 60代 | 0.126 (0.205) | -0.013 (0.037) |
| (3) 熟練技能者になるための必要年数（1-2年） | [n=408] | [n=395] |
| 3-4年 | -0.178 (0.069) | 0.993 (0.195) |
| 5-6年 | -0.001 (0.076) | 0.758 (2.647) |
| 7-10年 | -0.043 (0.058) | 0.980 (0.580) |
| 10年以上 | 0.050 (0.110) | 0.975 (0.689) |
| (4) 製造現場の熟練技能者の割合 | [n=410] -0.001 (0.001) | [n=397] -0.001 (0.000) |
| (5) 熟練技能者の充足状況 〈現在ほぼ充足し、将来も心配ない〉 | [n=462] | [n=449] |
| 現在は足りているが、将来の見通しはない | 0.081 ** (0.040) | -0.009 (0.028) |
| 現在は不足しているが、将来は何とかなる | 0.055 (0.063) | 0.010 (0.037) |
| 現在不足し、将来の見通しもない | 0.102 * (0.076) | 0.019 (0.040) |
| (6) OJTの有無 | [n=499] 0.007 (0.040) | [n=485] -0.044 (0.044) |
| (7) OFF-JTの有無 | [n=499] -0.010 (0.027) | [n=485] 0.038 * (0.017) |
| (8) 熟練技能の伝承、養成、訓練の障害 | [n=499] | [n=485] |
| (8-1) 若い人が入社しない | -0.003 (0.027) | -0.009 (0.020) |
| (8-2) 若い人が定着しない | 0.092 *** (0.029) | 0.035 * (0.021) |
| (8-3) 熟練技能者の賃金が低い | -0.061 (0.023) | 0.010 (0.034) |
| (8-4) 若い人に仕事を覚える意欲がない | 0.029 (0.030) | 0.044 * (0.027) |
| (8-5) 若い人を指導できる余力がない | 0.003 (0.026) | -0.014 (0.019) |
| (8-6) 熟練を要する仕事が減っている | -0.018 (0.036) | 0.007 (0.033) |
| (8-7) 特に障害はない | -0.053 (0.025) | -0.041 (0.017) |
| (9) 熟練技能の将来に対する考え 〈今までどおり熟練技能が必要〉 | [n=448] | [n=433] |
| 工程自体がなくなる | 0.028 (0.102) | 0.060 (0.104) |
| 機械への代替が進む | -0.017 (0.027) | 0.024 (0.025) |
| 海外調達に代わる | 0.398 *** (0.203) | - - |
| 外注化される | -0.018 (0.038) | -0.009 (0.034) |
| (10) 今後の熟練技能者不足への対応策 〈自社内での育成が必要〉 | [n=439] | [n=436] |
| 個々の企業での対応は難しいので、 企業間ネットワークの育成が必要 | -0.043 (0.032) | -0.027 (0.024) |
| 行政の対応や外国人労働者の 技能修得が必要 | 0.050 (0.048) | 0.076 ** (0.044) |
| 国内での育成は難しいので、 主要工程の海外移転が必要 | - - | 0.032 (0.078) |

注：表2に同じ。

表4 賃金（プロビット限界効果）

| | 外国人雇用 予定ダミー | 外国人雇用 ダミー |
|--|----------------------|-------------------|
| (1) 今年(1997年)の賃上げ水準 (ほぼ世間水準並み) | [n=493] | [n=479] |
| 世間水準を上回った | -0.033 (0.031) | -0.012 (0.024) |
| 世間水準を下回った | 0.022 (0.031) | -0.017 (0.020) |
| 賃上げをしなかった, まだ決まっていない | 0.011 (0.052) | -0.023 (0.029) |
| (2) 昨年実績と比較した賃上げ水準 (ほぼ昨年と同程度) | [n=493] | [n=479] |
| 昨年実績を上回った | -0.016 (0.025) | -0.016 (0.020) |
| 昨年実績を下回った | 0.004 (0.036) | 0.006 (0.028) |
| 賃上げをしなかった, まだ決まっていない | 0.010 (0.052) | -0.019 (0.032) |
| (3) 今年の賃上げを振り返っての感想 | [n=499] | [n=485] |
| (3-1) 企業間の過度の競争で 賃上げは抑制せざるを得なかった | 0.046 * (0.026) | 0.000 (0.020) |
| (3-2) 単価切り下げ等がなければ, もっと賃上げできた | 0.044 (0.025) | 0.036 (0.020) |
| (4) 賃金表の有無 | [n=495] | [n=481] |
| | -0.018 (0.014) | -0.017 (0.011) |
| (5) 定期昇給制度の有無 | [n=493] | [n=480] |
| | 0.014 (0.015) | -0.009 (0.012) |
| (6) 男性高卒正規入社初任給(5年前) | [n=331] | [n=325] |
| | 0.001 (0.007) | -0.003 (0.007) |
| (7) 男性高卒正規入社初任給(現在) | [n=355] | [n=349] |
| | -0.004 (0.007) | 0.000 (0.007) |
| (8) パートタイマー初任時給(5年前) | [n=285] | [n=281] |
| | -0.003 (0.007) | 0.004 (0.007) |
| (9) パートタイマー初任時給(現在) | [n=300] | [n=297] |
| | -0.006 (0.006) | 0.001 (0.004) |
| (10) 大手と比較した平均賃金の水準 (同水準だと思う) | [n=489] | [n=466] |
| 大手より高いと思う | 0.140 (0.103) | - - |
| やや低いと思う | -0.009 (0.044) | 0.020 (0.048) |
| かなり低いと思う | -0.017 (0.045) | 0.030 (0.052) |
| (11) 賃金水準の今後の動向 (大手との格差をなくしたい) | [n=478] | [n=466] |
| 大手との格差は縮めたいが, 現在の業績では難しい | 0.020 (0.029) | 0.013 (0.023) |
| 大手との格差は縮めたいが, 取引先等の関係を考えると難しい | -0.052 (0.033) | 0.039 (0.056) |
| 大手との格差があるのはやむを得ない | 0.038 (0.051) | -0.029 (0.028) |
| (12) 賃金制度の今後の改訂意向の有無 (特に改訂は考えていない) | [n=487] | [n=475] |
| 改訂を具体的に考えている | 0.160 *** (0.068) | -0.040 (0.021) |
| 具体的ではないが改訂を考えている | 0.048 * (0.028) | 0.010 (0.020) |

注: 表2に同じ。

4.4 賃金

賃金に関する設問の推定結果は表4のとおりである。「予定企業」では、「(3) 今年の賃上げを振り返っての感想」への回答から、厳しい競争や製品単価の安さの影響によって十分な賃上げが叶わなかったことがわかる。これは、表2「(3) 今直面している経営上の問題点」中の「海外との競争の激化」と、「(4) 現在自慢できるもの」中の「製品単価の安さ」が、正の方向に有意に推定されたこととも符合する。

さらに「予定企業」では、具体的であるか否かを問わず、今後の賃金改定を考える確率が有意に高い。これを表2の「人件費の高さ」を問題視する企業の多さと関連づけると、少なくない「予定企業」で、今後は賃金水準を抑制したいと考えていることが予測される。ところが、過去・現在の男性高卒正規入社初任給やパートタイマー初任時給については、表4でみたように有意な水準の差が観察されない上、外国人雇用予定確率を上げる（下げる）効果もない。よって、「予定企業」が人件費の高さに悩み、水準を抑制したいと考えても、実際に人材を募集する局面では、正規・非正規（パートタイマー）を問わず、相場よりも低い賃金を提示することは難しい様子が見え始める。よって、日本人従業員の賃金に差をつけづらいという事情も、人件費の抑制手段として、企業を、外国人労働者の雇用に向かわせる一因といえるかもしれない。

「雇用ダミー」では、各変数の係数は全般的に有意でなく、外国人の雇用によって、日本人労働者の賃金水準や賃金体系に変化が生じたということはないようである。

4.5 労働時間

表5は、労働時間に係る設問の推定結果である。「予定ダミー」については、「(1) 無理な注文」について「よくある」と答えた企業で、外国人雇用予定確率が約8%高いという結果が得られた。一方、「雇用ダミー」では、「(2) 無理な注文の労働時間への影響」として「残業だけでなく休日出勤することも多い」場合に、外国人雇用確率が有意に低くなっている。これについては、外国人労働者の残業によって無理な注文に対応できるようになった結果、（日本人労働者の）休日出勤が回避されている可能性が考えられる。

4.6 雇用

最後、表6は、雇用に関する設問の推定結果である。「(1) 過去1年間に実施した雇用調整策」については、全体的に正の符号をもつ係数が推定されているが、有意となったのは「予定ダミー」の「新規・中途採用の抑制」と、「雇用ダミー」の「社外派遣・応援」のみだった。

「(2) 今後1年間の雇用調整策の実施」では、「予定ダミー」に関する推定のすべてで有意な結果は得られなかった。日本人労働者への雇用調整予定と、外国人労働者の雇用予定とは関連性が薄いようである。一方、「雇用ダミー」の推定では、「出向・転籍」「パート等

の雇用打ち切り」「希望退職・退職勧奨」「社外派遣・応援」「正規従業員の解雇」等の雇用調整の実施予定が、外国人雇用企業で10%前後高いという結果となった。外国人を雇用した結果として、日本人従業員の過剰感が高まったのだろうか。しかし、表2の「雇用企業」では従業員確保難に直面している確率が高いという結果も踏まえると、従業員の「数」自体の過剰というよりも、企業は今いる従業員の「質」への不満から、雇用流動化を進めつつ求める質の従業員を確保したいと考えている、とみるべきかもしれない。

「(3) 雇用をめぐる考え方」をみると、「予定企業」では、短期雇用者を活用したいと考える確率(3-4, 3-5)、雇用の流動化を肯定する確率が5-8%程度有意に高い。前問の結果とあわせ、「予定企業」では、現在就業している従業員の雇用調整策を具体的に考えているわけではないが、中長期的には、長期継続雇用が前提の正規従業員中心の体制から、外国人労働者や短期雇用者の活用を増やすことなどによって、より柔軟性の高い人材戦略を志向する様子が見て取れる。「雇用企業」については、やや意外ではあったが、いずれの考え方も有意ではなかった。

4.7 推定結果のまとめ

これまでの推定で有意性が確認された項目を、「予定ダミー」と「雇用ダミー」別に一覧表にまとめた(表7)。全般的に、予定ダミーと雇用ダミーの間では、有意に推定された項目にほとんど重複がないことがわかる。観察可能な企業属性に差がないにもかかわらず、両ダミーの効果が異なるということは、両ダミーが示す効果の意味が異なることを意味する。したがって、外国人労働者雇用の規定要因をみようとするときに、フィードバック効果のない「予定企業」と「雇用なし企業」を比較検討することが肝要である—という主張は、このデータに限っては支持されたといえるだろう。もし、規定要因を捉えようとして、「雇用企業」と「雇用なし企業」を比較してしまうと、フィードバック効果の影響がコントロールされない結果をみて、原因と結果を混同した解釈をしかねない。

しかし、外国人労働者雇用の結果の影響を含まない「予定ダミー」の推定結果こそ、外国人雇用を規定する要因にはかならない。そして、その推定から、人件費の高さや海外との競争の激化といった企業が現在直面する経営上の問題や、将来の熟練技能者の充足見通しのなさや若い労働者の定着の悪さ等の技能形成面での問題など、表7で列挙した要素を規定要因として特定できた。こうした問題への対処に直面する企業で、外国人労働者を雇用したいと考える確率が高まるといえる。

だが、有意となった種々の項目の中で、その根幹となるのは「海外との競争の激化」「若い労働者の定着の悪さ」の2点で、他の項目は、この2要因の結果と考える。例えば、人件費の高さに悩んだり、思うように賃上げを達成できない現状は、グローバル化の進展に伴う海外との競争激化の結果であろう。そして、若い労働者の定着が望めない結果として、正規従業員の長期継続雇用方針を転換し、雇用の流動化を肯定するようになったのではな

いだろうか。

表6 雇用（プロビット限界効果）

| | 外国人雇用 予定ダミー | 外国人雇用 ダミー |
|--|----------------------|---------------------|
| (1) 雇用調整策の実施(過去1年間) | [n=499] | [n=485] |
| (1-1) 出向・転籍 | 0.020 (0.053) | -0.008 (0.032) |
| (1-2) 配置転換 | 0.052 (0.041) | 0.027 (0.032) |
| (1-3) 新規・中途採用の抑制 | 0.114 *** (0.047) | -0.035 (0.018) |
| (1-4) 休業, 一時帰休 | - - | 0.022 (0.067) |
| (1-5) パート・アルバイト・派遣社員の雇用打切り | 0.023 (0.055) | 0.032 (0.046) |
| (1-6) 希望退職, 退職勧奨 | 0.005 (0.057) | 0.040 0.051 |
| (1-7) 社外派遣, 応援 | - - | 0.178 ** 0.107 |
| (1-8) 正規従業員の解雇 | 0.060 0.087 | - - |
| (1-9) 雇用調整は実施していない | -0.008 (0.026) | 0.014 (0.019) |
| (2) 雇用調整策の実施(今後1年間) | [n=499] | [n=485] |
| (2-1) 出向・転籍 | - - | 0.116 ** (0.078) |
| (2-2) 配置転換 | -0.007 (0.036) | 0.038 (0.035) |
| (2-3) 新規・中途採用の抑制 | 0.037 (0.046) | 0.012 (0.033) |
| (2-4) 休業, 一時帰休 | - - | 0.083 (0.123) |
| (2-5) パート・アルバイト・派遣社員の雇用打切り | -0.0002 (0.054) | 0.085 * (0.067) |
| (2-6) 希望退職, 退職勧奨 | - - | 0.109 ** (0.067) |
| (2-7) 社外派遣, 応援 | -0.006 (0.070) | 0.162 ** (0.098) |
| (2-8) 正規従業員の解雇 | 0.006 (0.080) | 0.117 * (0.098) |
| (2-9) 雇用調整は実施していない | 0.013 (0.024) | 0.007 (0.019) |
| (3) 雇用をめぐる考え方 | [n=499] | [n=485] |
| (3-1) 雇用形態を問わず, できれば長期継続雇用が望ましい | -0.001 (0.024) | -0.015 (0.020) |
| (3-2) 中軸となる人は長期継続雇用が望ましい | 0.038 (0.025) | 0.0003 (0.024) |
| (3-3) 生産技能を担う熟練労働者は, 長期継続雇用が望ましい | -0.015 (0.027) | -0.013 (0.022) |
| (3-4) 高度な専門職は, 短期雇用者の活用が望ましい | 0.084 * (0.059) | 0.004 (0.037) |
| (3-5) コンピュータオペレーターなどの業務は短期雇用者の活用が望ましい | 0.060 * (0.036) | 0.003 (0.025) |
| (3-6) 必要な時に必要な数だけ雇用するやり方は, 経営の安定や人材育成に結びつかない | 0.015 (0.025) | -0.022 (0.018) |
| (3-7) パートや派遣労働者の活用だけでも十分やっつけていける | 0.026 (0.049) | 0.001 (0.036) |
| (3-8) コスト削減のためには, 雇用の流動化はやむを得ない | 0.050 ** (0.025) | 0.003 (0.019) |

注: 表2に同じ。

表7 有意に推定された項目一覧

| | 外国人雇用予定企業（予定ダミー） | 外国人雇用企業（雇用ダミー） |
|------|---|---|
| 経営状況 | <ul style="list-style-type: none"> ◆ 今直面している経営上の問題点 人件費の高さ (+) 技術の高度化・変化への対応 (-) 海外との競争の激化 (+) 資金繰りの悪化 (+) ◆ 現在自慢できるもの 勤勉性など労働力の質の高さ (+) 製品の独創性 (-) | <ul style="list-style-type: none"> 従業員の確保難 (+) 製品ニーズの変化への対応 (-) |
| | <ul style="list-style-type: none"> ◆ 熟練技能者の充足状況 現在は足りているが、将来の見通しはない (+) 現在不足し、将来の見通しもない (-) ◆ 熟練技能の伝承，養成，訓練の障害 若い人が定着しない (+) ◆ 熟練技能の将来に対する考え 海外調達に代わる (-) | <ul style="list-style-type: none"> ◆ 熟練技能の年齢階層 30代，50代 (-) 若い人が定着しない (+) 若い人に仕事を覚える意欲がない (+) ◆ 今後の熟練技能者不足への対応策 行政対応や外国人労働者の技能修得が必要 (+) |
| 賃金 | <ul style="list-style-type: none"> ◆ 今年の賃上げを振り返っての感想 企業間の過度の競争で賃上げを抑制せざるを得なかった (+) 単価切り下げ等がなければ，もっと賃上げできた (+) ◆ 賃金制度の今後の改訂意向の有無 改訂を具体的に考えている (+) 具体的ではないが改訂を考えている (+) | <ul style="list-style-type: none"> 単価切り下げ等がなければ，もっと賃上げできた (+) |
| | <ul style="list-style-type: none"> ◆ 無理な注文の有無 よくある (+) | <ul style="list-style-type: none"> ◆ 無理な注文の労働時間への影響 残業だけでなく休日出勤することも多い (-) |
| 雇用 | <ul style="list-style-type: none"> ◆ 雇用調整策の実施（過去1年間） 新規・中途採用の抑制 (+) | <ul style="list-style-type: none"> 社外派遣，応援 (+) |
| | <ul style="list-style-type: none"> ◆ 雇用をめぐる考え方 高度な専門職は，短期雇用者の雇用が望ましい (+) コンピュータオペレーターなどの業務は，短期雇用者の活用が望ましい (+) コスト削減のためには，雇用の流動化はやむを得ない (+) | <ul style="list-style-type: none"> ◆ 雇用調整策の実施（今後1年間） 出向・転籍 (+) 非正規従業員の雇用打ち切り (+) 希望退職，退職勧奨 (+) 社外派遣，応援 (+) 正規従業員の解雇 (+) |

5 おわりに

歴史を振り返ってみても、1980年代の急激な円高の進展以来、単純労働に従事する外国人労働者受入れ論議の先頭にあり続けたのは、生産財が海外企業と直接競合する製造業企業であった。そして実際、1990年代と2000年代を通じて、製造業現場では、日系人労働者や技能実習生の活用が着実に増加した。2007年「外国人雇用状況報告」（厚生労働省）結果をみても、報告のあった48.6万人の外国人労働者のうち、19.3万人（39.6%）が製造業で就労し、最大シェアを占めている。

本稿の分析に使用した、1997年に連合総研が実施した調査からは、その後の10年間の、非正規雇用や外国人労働者の増加の兆候を確かに見ることができた。こと外国人雇用に関しては、1990年代半ばまで、静岡県や群馬県の一部地域で集中的に受入れが進んだものが、1990年代後半以降、外国人労働者を活用したいと考える企業が地域的な偏在なく増えつつあったことを、「予定企業」の地理分布は示していた。

そして、調査に回答した企業を、外国人雇用（予定）であるか否かによって分類し、外国人労働者をすでに雇用している企業やこれから雇用したいと考えている企業が有する特徴を、雇用予定のない企業との対比から明らかにした。回帰分析によって確認できた企業を外国人雇用に振り向ける様々な要因のうち、特に重要と思われるのは、「海外との競争の激化」「若い労働者の定着の悪さ」である。他の要因は、この両因の結果であろうかと思われる。グローバル化が進む中で厳しい競争を乗り切ろうにも、思うように日本人の若年労働者の定着が進まず、経営環境がひっ迫する。その対応策として、企業が、外国人労働者の活用を含めた雇用の非正規化、雇用の流動化を模索していたのが1990年代後半の調査実施時期前後と思われ、その流れは2000年代に入って決定的となった。

本稿では、こうした外国人雇いを規定する要因を明らかにするために、サンプルの分類とその妥当性の確認に細心の注意を払った。外国人労働者の雇いを直接たずねた設問はなかったため、人材活用方針を聞いた設問への解答を利用して、「（外国人労働者）雇用企業」「予定企業」「雇用なし企業」に分類した。そしてまず、3つのグループ間で、資本金や企業規模といった観察可能な属性に差がないことを確認した。その上で、「予定企業」と「雇用なし企業」のサンプルを用いて回帰分析を行い、有意に推定された項目について、外国人雇用の規定要因と捉えた。比較対照のため、外国人雇用の結果の影響も含んだ「雇用企業」についても同様に分析し、前者と後者の推定結果が大きく異なること、すなわち、後者の結果をもって外国人規定要因と考えることは適切でないことを確認した。

今回の結果を一般化できるとは必ずしも限らないが、明らかにしたい事象に対して、適切なサンプルを設定しなければ、サンプルセレクション・バイアスをコントロールしきれないがために、誤った結果の解釈をしてしまうおそれがあることは確かめられと思う。特に、外国人労働者受入れの拡大という政策課題について考えるとき、何が原因（契機）で、

何が結果であるかを区別して考えることは非常に重要である。ある現象は、外国人の雇用の結果生じたことであるのか、外国人を雇用しなくても生じたことなのか、この点は明確に区別されなければならない。例えばある企業で日本人労働者の人員整理が行われ、その主因は経営環境の悪化であったとする。もし、当該企業で外国人が就業し、外国人雇用実績と日本人労働者雇用者数の間で（見かけ上の）負の相関が観察された場合、日本人労働者と外国人労働者の代替関係を誤って結論づけかねない。よって、現在活用されている外国人労働者の地域労働市場や企業に及ぼす効果を正しく推定することができなければ、どのような外国人をどれだけ受け入れることが適当であるかという将来に向けた議論も論拠を失ってしまう。

今後の課題の第一は、サンプルの拡大による結果の頑健性の確認である。異なる調査時期・地域などに分析の範囲を拡大し、同旨の結果を得られれば、本稿の結果の妥当性がより確かなものになるだろう。また、2000年代後半の経済危機と1990年代後半の経済危機について、外国人雇用と非正規雇用という観点から対比を行うことにも関心がある。

謝辞

本研究は、文部科学省委託研究「近未来の課題解決を目指した実証的社会科学研究推進事業」（研究課題『すべての人々が生涯を通じて成長可能となるための雇用システム構築』（研究代表者：玄田有史）による援助を受けている。分析にあたり、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターから、「グローバル経済下の中小企業経営に関する調査」（連合総合生活開発研究所）の個票データの提供を受けた。なお、本稿のすべての誤りは筆者の責任に帰するものである。

本稿の作成に当たって、大湾先生（東京大学社会科学研究所）から大変有益なご助言をいただいた。ここに記して、深く感謝申し上げます。

文献

- Edin, P.A., P. Fredriksson, O. Åslund, 2003, "Ethnic Enclaves and the Economic Success of Immigrants: Evidence from A Natural Experiment," *Quarterly Journal of Economics*, 118(1): 329-57.
- 橋本由紀, 2009, 「日本におけるブラジル人労働者の賃金と雇用の安定に関する考察——ポルトガル語求人データによる分析」『日本労働研究雑誌』584: 54-72.
- Hellerstein, J.K., M. McInerney, D. Neumark, 2008, "Neighbors And Co-Workers: The Importance of Residential Labor Market Networks," *NBER Working Paper*, No.14201.
- Hellerstein, J.K., M. McInerney, D. Neumark, 2009, "Spatial Mismatch, Immigrant Networks, and Hispanic Employment in the United States," *NBER Working Paper*, No.15398.
- Hellerstein, J.K., and David Neumark, 2008, "Workplace Segregation in the United States: Race,

- Ethnicity, and Skill," *Review of Economics & Statistics* 90(3) :459-77.
- Holzer, H.J., 1998. "Why Do Small Establishments Hire Fewer Blacks Than Large Ones?", *Journal of Human Resources*, 33(4) :896-914.
- 井口泰, 2001, 『外国人労働者新時代』 筑摩書房.
- 石川義孝, 2007, 『人口減少と地域——地理学的アプローチ』 京都大学学術出版会.
- 自動車総連, 2007, 『自動車産業における非典型雇用労働者の雇用実態に関する調査結果』.
- 河越正明・星野歩, 2009, 「都市別データによる外国人労働者の一考察——地域的な分布状況及び地域経済に与える影響」『経済分析』 181: 99-124.
- 雇用開発センター, 2004, 『製造業における外国人労働者の活用実態と地域労働市場への影響について——日系人の活用実態に関する調査報告書』.
- Marion, J., 2009, "How Costly is Affirmative Action? Government Contracting and California's Proposition 209," *Review of Economics and Statistics*, 91 (3) : 503-22.
- 馬駿, 2002, 「1990年代における日本の中小製造企業の技能形成に関する実証研究」『富大経済論集』 47(3) : 611-33.
- みずほ情報総研, 2008, 『外国人労働者等を受入れている産業における企業活動等実態調査報告書』 (平成 19 年度経済産業省委託).
- 中村二郎・内藤久裕・神林龍・川口大司・町北朋洋, 2009, 『日本の外国人労働力——経済学からの検証』 日本経済新聞出版社.
- 西岡由美, 2004, 「技能実習生の活用実態と日本人社員との代替関係について」『日本労働研究雑誌』 531: 26-34.
- Reskin, B.F., D.B. McBrier, J.A. Kmec, 1999, "The Determinants and Consequences of Workplace Sex and Race Composition," *Annual Review of Sociology*, 25: 335-61.
- 労働政策研究・研修機構, 2004, 『外国人労働者問題の現状把握と今後の課題に関する研究』 (労働政策研究報告書 No.14).
- 労働政策研究・研修機構, 2006, 『ものづくり現場における外国人労働者の雇用実態に関する調査結果』 (JILPT 調査シリーズ No.19).
- 関口末夫・樋口美雄・連合総合生活開発研究所, 1999, 『グローバル経済時代の産業と雇用』 東洋経済新報社.
- 塚崎裕子, 2008, 『外国人専門職・技術職の雇用問題——職業キャリアの観点から』 明石書店.
- UFJ 総合研究所, 2005, 『製造業における外国人労働者の活用の実態と日本人労働者への雇用・賃金への影響に関する調査 (定性分析編)』 (厚生労働省委託調査).
- Uzzi, B., 1996, "The Sources and Consequences of Embeddedness for the Economic Performance of Organizations: The Network Effect," *American sociological review*, 61(4) : 674-98.
- Winter-Ebmer, R., J. Zweimuller, 1996, "Immigration and the Earnings of Young Native

Workers,” *Oxford Economic Papers*, 48(3) : 473-91.

依光正哲編，2005，『日本の移民政策を考える——人口減少社会の課題』明石書店。

付表1 各設問への回答割合 (%)

| | 現在雇用中 (1) | 将来 雇いたい (2) | 雇用予定 なし (3) | Total |
|---------------------|--------------|----------------|----------------|-------|
| 〈経営動向〉 | | | | |
| 3年前と比べた生産出荷額 | | | | |
| 増えている | 51.35 | 42.22 | 45.07 | 45.23 |
| 変わらない | 21.62 | 20.00 | 18.81 | 19.06 |
| 減っている | 27.03 | 37.78 | 36.13 | 35.70 |
| 今後5年後の経営見通し | | | | |
| 順調に伸びる | 21.62 | 31.11 | 20.26 | 21.13 |
| 現状維持程度 | 48.65 | 48.89 | 48.14 | 48.23 |
| このままでは経営が悪化 | 29.73 | 17.78 | 29.00 | 28.23 |
| 廃業・転職せざるを得ない | 0.00 | 2.22 | 2.60 | 2.42 |
| いま直面している経営上の問題点 | | | | |
| 為替変動による影響 | 0.00 | 12.77 | 9.37 | 9.03 |
| 製品単価の低下・上昇難 | 72.50 | 63.83 | 71.35 | 70.87 |
| 従業員の確保難 | 32.50 | 19.15 | 21.08 | 21.65 |
| 人件費の高さ | 30.00 | 53.19 | 32.07 | 33.49 |
| 製品ニーズの変化への対応 | 22.50 | 27.66 | 34.23 | 33.02 |
| 技術の高度化・変化への対応 | 50.00 | 27.66 | 42.34 | 41.74 |
| 海外との競争の激化 | 15.00 | 23.40 | 13.15 | 14.02 |
| 親企業の内製化による受注減 | 7.50 | 6.38 | 7.75 | 7.63 |
| 親企業の海外展開による受注減 | 20.00 | 19.15 | 14.95 | 15.58 |
| 資金繰りの悪化 | 7.50 | 17.02 | 8.83 | 9.35 |
| 現在自慢できるもの | | | | |
| 勤勉性など労働力の質の高さ | 20.00 | 40.43 | 29.37 | 29.60 |
| 製品単価の安さ | 15.00 | 23.40 | 11.35 | 12.46 |
| 高い技能レベル | 17.50 | 34.04 | 30.63 | 30.06 |
| 高い技術開発力 | 10.00 | 10.64 | 12.97 | 12.62 |
| 供給の安定性 | 35.00 | 25.53 | 22.52 | 23.52 |
| 品質の安定性 | 35.00 | 36.17 | 42.34 | 41.43 |
| 製品の独創性 | 20.00 | 6.38 | 15.14 | 14.80 |
| 高性能な生産設備 | 10.00 | 10.64 | 11.89 | 11.68 |
| 独自の販売ルート | 10.00 | 8.51 | 8.83 | 8.88 |
| 短い納期 | 25.00 | 10.64 | 17.84 | 17.76 |
| ユーザーニーズへの柔軟な対応 | 15.00 | 17.02 | 21.08 | 20.40 |
| 〈技能形成〉 | | | | |
| 熟練技能者を必要とする業務あり | 80.00 | 87.23 | 83.67 | 83.70 |
| 熟練技能者の年齢階層 | | | | |
| 29歳以下 | 15.63 | 2.50 | 5.84 | 6.19 |
| 30代 | 12.50 | 15.00 | 17.08 | 16.63 |
| 40代 | 40.63 | 42.50 | 36.18 | 36.94 |
| 50代 | 25.00 | 37.50 | 38.43 | 37.52 |
| 60歳以上 | 6.25 | 2.50 | 2.47 | 2.71 |
| 熟練技能者になるための必要年数(年) | 6.26 | 6.53 | 6.74 | 6.69 |
| 製造現場の熟練技能者の割合 | 38.28 | 33.29 | 39.99 | 39.36 |
| 熟練技能者の充足状況 | | | | |
| 現在ほぼ充足し、将来も心配ない | 13.16 | 11.11 | 17.68 | 16.89 |
| 現在は足りているが、将来の見通しはない | 42.21 | 60.00 | 49.71 | 50.00 |
| 現在は不足しているが、将来は何とかなる | 23.68 | 13.33 | 18.86 | 18.75 |
| 現在不足し、将来の見通しもない | 21.05 | 15.56 | 13.75 | 14.36 |
| OJTあり | 87.50 | 91.49 | 91.53 | 91.28 |
| OFF-JTあり | 82.50 | 72.34 | 69.91 | 70.87 |

| | | | | |
|-------------------------------------|-------|-------|-------|-------|
| 熟練技能の伝承, 養成, 訓練の障害 | | | | |
| 若い人が入社しない | 27.50 | 29.79 | 27.93 | 28.04 |
| 若い人が定着しない | 40.00 | 59.58 | 31.35 | 34.00 |
| 熟練技能者の賃金が低い | 10.00 | 2.13 | 8.29 | 7.94 |
| 若い人に仕事を覚える意欲がない | 37.50 | 25.53 | 24.14 | 25.10 |
| 若い人を指導できる余力がない | 35.00 | 29.79 | 31.17 | 31.31 |
| 熟練を要する仕事が減っている | 10.00 | 8.51 | 8.83 | 8.88 |
| 特に障害はない | 5.00 | 6.38 | 13.15 | 12.15 |
| 熟練技能の将来に対する考え | | | | |
| 工程自体がなくなる | 2.63 | 2.22 | 2.23 | 2.26 |
| 機械への代替が進む | 36.84 | 24.44 | 30.02 | 30.03 |
| 海外調達に代わる | 0.00 | 8.89 | 0.81 | 1.39 |
| 外注化される | 7.89 | 6.67 | 11.36 | 10.76 |
| 今まで通り熟練技能が必要 | 52.63 | 57.78 | 55.58 | 55.56 |
| 今後の熟練技能者不足への対応策 | | | | |
| 個々の企業での対応は難しいので、 企業間ネットワークの育成が必要 | 2.63 | 6.67 | 10.28 | 9.50 |
| 行政の対応や外国人労働者の 技能修得が必要 | 28.95 | 15.56 | 10.89 | 12.44 |
| あくまでも自社内での技能労働者の 育成が必要 | 65.79 | 77.78 | 76.81 | 76.17 |
| 国内での育成は難しいので、主要 工程の海外移転が必要 | 2.63 | 0.00 | 2.02 | 1.90 |
| 〈賃金〉 | | | | |
| 今年(1997年)の賃上げ水準 | | | | |
| 世間水準を上回った | 12.50 | 10.64 | 12.89 | 12.70 |
| ほぼ世間水準並み | 62.50 | 53.19 | 55.99 | 56.19 |
| 世間水準を下回った | 20.00 | 27.66 | 24.13 | 24.13 |
| 賃上げをしなかった, まだ決まっていない | 5.00 | 8.51 | 7.00 | 6.98 |
| 昨年実績と比較した賃上げ水準 | | | | |
| 昨年実績を上回った | 35.00 | 31.91 | 32.90 | 32.96 |
| ほぼ昨年と同程度 | 42.50 | 42.55 | 45.77 | 45.32 |
| 昨年実績を下回った | 17.50 | 17.02 | 14.71 | 15.06 |
| 賃上げをしなかった, まだ決まっていない | 5.00 | 8.51 | 6.62 | 6.66 |
| 今年の賃上げを振り返っての感想 | | | | |
| 企業間の過度の競争で, 賃上げは 抑制せざるを得なかった | 35.00 | 48.94 | 35.50 | 36.45 |
| 単価切り下げ等がなければ もっと賃上げできた | 55.00 | 59.57 | 38.02 | 40.65 |
| 賃金表あり | 63.16 | 63.04 | 51.47 | 53.03 |
| 定期昇給制度あり | 92.11 | 77.78 | 85.48 | 85.33 |
| 大手と比較した平均賃金の水準 | | | | |
| 大手より高いと思う | 2.63 | 4.35 | 2.05 | 2.25 |
| 同水準だと思う | 5.26 | 8.70 | 8.01 | 7.89 |
| やや低いと思う | 44.74 | 45.65 | 47.11 | 46.86 |
| かなり低いと思う | 47.37 | 41.30 | 42.83 | 43.00 |
| 賃金水準の今度の動向 | | | | |
| 大手との格差をなくしたい | 19.44 | 25.00 | 24.19 | 23.97 |
| 大手との格差は縮めたいが難しい | 63.89 | 56.82 | 61.71 | 61.48 |
| 大手との格差があるのはやむを得な | 16.67 | 18.18 | 14.10 | 14.55 |
| 賃金制度の今後の改訂意向の有無 | | | | |
| 特に改訂は考えていない | 24.32 | 20.45 | 30.02 | 28.99 |
| 改訂を具体的に考えている | 5.41 | 29.55 | 14.45 | 14.98 |
| 具体的ではないが改訂を考えている | 70.27 | 50.00 | 55.53 | 56.03 |

〈労働時間〉

| | | | | |
|--------------------|-------|-------|-------|-------|
| 無理な注文の有無 | | | | |
| よくある | 15.79 | 26.09 | 15.49 | 16.29 |
| 時々ある | 50.00 | 41.30 | 41.60 | 42.10 |
| ない | 34.21 | 32.61 | 42.91 | 41.61 |
| 無理な注文の有無労働時間への影響 | | | | |
| 残業だけでなく休日出勤 | 32.00 | 51.61 | 35.10 | 36.31 |
| 休日出勤はそれほどでないが残業は多い | 32.00 | 22.58 | 29.80 | 29.33 |
| 残業することも時々ある | 20.00 | 19.35 | 27.81 | 26.54 |
| 残業するまでのことはない | 8.00 | 6.45 | 5.63 | 5.87 |

〈雇用〉

| | | | | |
|-------------------------------------|-------|-------|-------|-------|
| 雇用調整策の実施(過去1年間) | | | | |
| 出向・転籍 | 5.00 | 8.51 | 5.95 | 6.07 |
| 配置転換 | 20.00 | 21.28 | 11.89 | 13.08 |
| 新規・中途採用の抑制 | 7.50 | 25.53 | 14.23 | 14.64 |
| 休業、一時帰休 | 2.50 | 2.13 | 1.44 | 1.56 |
| パート、アルバイト、派遣社員の雇用打ち切り | 10.00 | 8.51 | 5.77 | 6.23 |
| 希望退職、退職勧奨 | 7.50 | 6.38 | 5.59 | 5.76 |
| 社外派遣、応援 | 15.00 | 2.13 | 2.16 | 2.96 |
| 正規従業員の解雇 | 0.00 | 4.26 | 3.06 | 2.96 |
| 雇用調整は実施していない | 65.00 | 68.09 | 68.83 | 68.54 |
| 雇用調整策の実施(今後1年間) | | | | |
| 出向・転籍 | 10.00 | 2.13 | 4.14 | 4.36 |
| 配置転換 | 25.00 | 12.77 | 12.07 | 12.93 |
| 新規・中途採用の抑制 | 12.50 | 14.89 | 10.81 | 11.21 |
| 休業、一時帰休 | 2.50 | 2.13 | 1.08 | 1.25 |
| パート、アルバイト、派遣社員の雇用打ち切り | 12.50 | 4.26 | 5.59 | 5.92 |
| 希望退職、退職勧奨 | 10.00 | 0.00 | 5.05 | 4.98 |
| 社外派遣、応援 | 12.50 | 4.26 | 2.52 | 3.27 |
| 正規従業員の解雇 | 7.50 | 4.26 | 2.34 | 2.80 |
| 雇用調整は実施しない | 57.50 | 72.34 | 67.03 | 66.82 |
| 雇用をめぐる考え方 | | | | |
| 雇用形態を問わず、できれば長期継続雇用が望ましい | 62.50 | 68.09 | 62.16 | 62.62 |
| 中軸となる人は長期継続雇用が望ましい | 80.00 | 89.36 | 78.56 | 79.44 |
| 生産技能を担う熟練労働者は、長期継続雇用が望ましい | 67.50 | 68.09 | 69.73 | 69.47 |
| 高度な専門職は、短期雇用者の活用が望ましい | 15.00 | 14.89 | 7.57 | 8.57 |
| コンピュータオペレーターなどの業務は短期雇用者の活用が望ましい | 22.50 | 29.79 | 16.94 | 18.22 |
| 必要な時に必要なだけ雇用するやり方は経営の安定や人材育成に結びつかない | 32.50 | 42.55 | 35.50 | 35.83 |
| パートや派遣労働者の活用だけでも十分やっつけられる | 7.50 | 10.64 | 7.57 | 7.79 |
| コスト削減のためには、雇用の流動化はやむを得ない | 40.00 | 51.06 | 37.84 | 38.94 |
| サンプル総数(社) | 40 | 47 | 555 | 642 |

第 12 章 経営変革期の雇用慣行に関する考察 ——1998 年調査にみる管理職層の処遇と意識——

野村 かすみ

要 旨

本稿では、90 年代後半の経営変革期のホワイトカラー管理職層の処遇に対する認識と仕事満足にかかる意識の特徴を明らかにすることを通じて、現在につながる雇用システム変革の成果と課題について検討する。

分析にあたっては、1998 年に日本労働研究機構が行った「構造調整下の人事処遇制度と職業意識に関する調査」（従業員調査）によるデータを使用し、ホワイトカラー（特に「管理職」）を対象を絞り、「昇進」「報酬」「雇用」に対する認識と「仕事満足」に対する意識について、転職経験の有無、年代群別で二元配置分散を行い、二項ロジット回帰で規定要因を推定した。

98 年時点の管理職は、転職経験の有無や年代の違いが処遇への認識や仕事満足に影響を及ぼしている。昇進希望は年代が進むとともに低くなる傾向にあるが、雇用安定感については年代が進むと高まる傾向がある。また、成果主義への評価に対しては、転職経験有無が影響を与えており、40 歳代で転職経験がある場合、成果主義を肯定的に評価する。いずれの分析も 40 歳代の管理職に特徴がある。当時の管理職の働き方としては、「仕事満足」を優先するより、仕事自体に集中し、昇進と能力発揮を目指す姿が想定される。

第12章 経営変革期の雇用慣行に関する考察 ——1998年調査にみる管理職層の処遇と意識——

野村 かすみ

1 はじめに

90年代以降、企業を取り巻く経営環境の激しい変化の下で、日本の雇用システムは大きな変貌を遂げてきた。本稿は、90年代の管理職層の処遇と意識の分析を通じて、現在につながる雇用システム変革の成果と課題を明らかにする試みである。

90年代の日本企業は、バブルの崩壊、アジア金融危機などきわめて厳しい経済状況の下で、市場競争の激化、グローバル化やITの進展などの経営環境変化に直面していた。そうした中で、コスト削減や製品開発力の一層の強化、経営多角化など、競争に生き残るための経営戦略の展開と、戦略適合的な組織、制度の見直しを積極的に進めてきた。その過程において従来の雇用システム、すなわち要員確保のあり方、賃金制度、昇進制度等の人事制度の改革、終身雇用慣行の見直しなどが進められることとなった。

そうした見直しの方向性を端的に表すものとして、1995年に当時の日本経営者団体連合会が発表した「新時代の『日本的経営』—挑戦すべき方向とその具体策」¹があるが、この企業経営への波及効果は大きいと見られる。各社はこぞって要員管理のあり方を見直し、雇用のあり方にみあった賃金制度の見直しを進めた結果は、その後のフォローアップ調査でも明らかになっているように、労務コスト削減とフレキシブルな労働力の確保には成功したものの、従業員の企業への帰属意識の低下というデメリットを生じさせてしまったと報告されている。

その後10年以上が経過した現在、平成21年版「労働経済白書」では、雇用については、長期雇用そのものの持つ雇用安定機能や人材育成機能は評価されつつも、正社員の絞り込みと職業能力開発の労働者自身による自己責任の傾向を強める方向に制度が切り替わってきたこと、また、賃金制度についても、労働者の業績や成果を明確に賃金に反映させるべきという考え方が広まっていることが指摘されている。また、企業は、技術や技能を豊富に蓄積している正規労働者の雇用維持につとめる反面、非正規労働者を雇用調整の対象として経営のバランスを維持する傾向が増していると報告されている。

雇用システムの見直しは、非正規雇用の増加、正社員層の長時間化など様々なしわ寄せをともなったことが広く指摘されているが、企業の中核を担うべき中間管理職層に及ぼした影響はどうだったのか。たとえば、経営戦略の迅速な実現と組織の効率化の両面の要請

¹ この報告書では、期間の定めのない雇用契約を中止とする「長期蓄積能力活用型グループ」、有期契約を中心とする「高度専門能力活用型グループ」、「雇用柔軟型グループ」の3つの「雇用ポートフォリオ」の考え方が提示された。

からおこなわれた組織のフラット化は一企業内の管理職ポストの数を減らし、管理職をライン管理職とそれ以外の専門職とに分化させたことが指摘されている。また、同時期に導入された成果主義は、主に管理職層を中心に適用され、業績成果を問う形へと管理職の仕事のあり方を変えた。企業の多角的経営の展開は、従業員の転籍、出向などのポストの増加をもたらした。終身雇用のあり方に変化をもたらした。

仕事満足が高い組織へのコミットメントが仕事意欲を喚起し、仕事の意欲に影響することが先行研究からも指摘されているが、こうした変化は管理職層の仕事への満足にどのような影響を及ぼしたのであるだろうか。

90年代後半の経営変革期の管理職層がどのような認識のもとで働いていたのか、何によって仕事満足を得ていたのかを明らかにすることは、今後の人事制度のあり方を検討するための重要な示唆を提示してくれるものと考えられる。そこで、本稿では、主に90年代末の管理職のキャリア、賃金、雇用に関する意識を中心に、意識の成り立ちの構造と規定因の両面から分析し、90年代後半の管理職の処遇に対する認識と仕事満足にかかる意識の特徴を明らかにしたい。

2 90年代の管理職層を取り巻く環境と管理職の仕事満足

2.1 90年代の経営環境の変化と人事労務管理の変容

2.1.1 経営を取り巻く環境の変化

平成10年(1998年)の「平成10年版労働経済の分析」は、安定成長期の働き方や勤労者生活の変化は、高齢化、女性の職場進出など労働需給面の変化、さらに労働市場や労働条件に関する制度の変化を背景に進展したことを指摘する一方、そうした中でも、企業は雇用維持に努力する姿勢をかえていないことも指摘している。つまり、企業の内部労働市場の柔軟な配置転換を実施することで構造変化への対応の調整機能を発揮することが重要であるという認識を企業がもっていることが強調されている。

97年前半までがいわゆるバブル崩壊後の景気後退による企業の雇用調整の時期であり、ホワイトカラーが増加傾向にあるなかでも、総務省が実施した「労働力調査」の結果から管理職の数が大幅な減少傾向にあり、厳しい処遇のもとにおかれていることが指摘されている(仁田2003: 48-9)。さらに、98年の金融危機は、企業の人員整理による雇用調整を激化させている。製造業、建設業にとどまらず、従来は対象となることはなかった金融・保険産業においても人員整理を行わざるを得ない状況を生み出し、また、人員整理の対象は女性労働者のみでなく、男性労働者にも及ぶこととなり、全体的に会社都合による離職率を高める結果となった(仁田2003: 126-7)。

こうした状況を背景として、戦後構築されてきた日本的雇用慣行の特徴であった、定年までは勤められるという長期雇用慣行に揺らぎが90年代に生じ始めたことが指摘されてい

る（仁田 2008: 45-6）。

2.1.2 企業の構造改革と人事制度改革

90年代を通じて、経済情勢の悪化やその一方での市場競争の激化という外部環境の変化に伴い、企業は組織構造を大きく変革する必要に迫られた。戦略的に経営を行うことの重要性に対する認識が企業間でも広まり、組織改革、制度改革が積極的に行われるようになった。従来の官僚型の組織機構は意志決定スピードに問題があり、グローバル競争を意識せざるを得ない経営環境では効率的なものと言えないものと理解され、多くの企業では、管理組織の階層を短くするフラットな組織が構築されるようになった（奥林・平野 2004: 2）。また、人事制度もフラット化組織に適合した制度が構築されるようになった（横田 1998: 20-9）。

フラット化組織は、管理組織階層を縮小することで迅速な意志決定を実現するとともに、人材の柔軟な活用を実現するものとして機能し、官僚的組織が持つ硬直性を克服するという側面を持つものである（奥林・平野 2004: 7-17）。一方で、こうした組織改革の影響は、昇進ポストの減少も同時に招くものである。しかし、実際には、ライン管理職としての昇進ポストの減少にもかかわらず、管理職層の数は増加の傾向にあることも指摘されており、ライン以外の管理職として処遇される専門職や部下なし管理職といった存在が指摘されるようになっている（八代 2002: 33, 横田 1998: 28-9）。このように、組織変革は、管理職である中高年層の雇用や処遇の変化の要因となっていると考えられる。

2.2 人事制度改革に直面した従業員の意識と意欲

90年代の人事制度改革の特徴は、人事制度を雇用管理、報酬管理と労使関係管理に区分した場合、特に、雇用管理、報酬管理の分野で大きな改革が行われたことである（佐藤・藤村・八代 2007）。すなわち、90年代は、いわゆる終身雇用や年功賃金制度を前提とする日本型から新自由主義を前提とするアングロサクソン型への関心が急激に高まった時期であり、規制緩和、個人志向と市場志向、成果主義の時代として特徴づけられる（濱口 2004: 297-303）。

そうした中で、組織構造もピラミッド構造からよりフラット化した組織へと組織変革が進められ、雇用管理においてもその変化にあいまって、昇進管理、終身雇用を前提とした要員管理のあり方の見直しが進められた、特に、管理職層のあり方に変化がもたらした（横田 1998: 28-9）。

以下では、昇進管理の変化の中で昇進の可能性がどのように変化したのか、昇進管理の変化にともなう職位へのアセスメントの変化と報酬管理の変化、さらに雇用のあり方に関する変化について、さらにそのような変化の中での管理職にとっての仕事満足とその意義について先行研究から検討してみたい。

2.2.1 昇進の可能性

組織がフラット化したことで管理職ポストは減少した。しかし、日本企業の多くは、正社員については長期雇用を前提とした人事管理を今後も続けるという意志を示しており²、昇進のスピードは減速傾向となる可能性はあっても、労働者は正社員に限っていえば、同期との昇進競争からくる昇進時期などの格差という問題はあるものの、現状においてもある程度までは昇進していくことが想定される。

しかし、組織構造の複雑化、処遇の複雑化に比例して、昇進構造も単線型ではなく、複雑なものとなっている。そうしたなかでも、やはり内部登用による昇進が労働者にとってインセンティブとなることは先行研究からも指摘されている（ラジア 1998: 169）とおり、仕事満足の高い重要な要因であると考えられる。

90年代の変革期は、従来の長期雇用慣行が大きく揺さぶられた時期であり、労働者にとって昇進の将来見通しは、従来通りのあり方を想定することが困難な状況であったと考えられる。

2.2.2 成果主義の導入

90年代の雇用システム変革の中で、大きな影響力を持ったのは、賃金制度の改革であると考えられる。すなわち、戦後採用されてきた賃金体系の構成要素である年功給、生活給、職能給などにより、仕事を指定することなく社員を採用し、終身雇用を前提として多面的な人材を育成し、処遇を安定的に高めてきた日本型モデル（楠田 2002: 53）は変革され、業績評価が導入されたことで、会社への貢献度に応じて従業員を処遇する成果主義を多くの企業が採用した。成果主義の特徴は、賃金決定要因が結果志向になること、長期より短期志向になること、賃金格差が拡大することなどが指摘されている（奥西 2001: 6-17）。

成果主義は、まず管理職層から適用された。その目的は、高齢化が進む中、年齢と勤続で決まる賃金体系の採用により、企業の人件費コスト負担を軽減することがまず目指されたこと、先述したように経済情勢が悪化する一方の中で、また国際化が進む中で、コスト削減が競争力確保のために必要であったこと、さらに IT 化の進展や価値観の多様化など社会的環境変化も大きく影響を及ぼしている。

賃金制度の改革は、賃金制度の問題だけにとどまらない。成果主義を導入したことで、評価制度の導入や運用の厳格化が要求されるようになり、業績管理のあり方も厳格なものが要求されるようになった。このことは、労働の裁量性が高まったと同時に責任も重くなったということを意味している。すなわち、労働者にとっては仕事管理がより厳しいものとしたことを意味している。

また、職場における要員配置の最適化と効率化により個人にかかる業務負担の増加も指

² 厚生労働省（2009: 185-207）

摘されている。さらに、評価の公平性が労働者の勤労意欲や生産性に影響することも指摘されていることから、評価指標の明確化や評価の透明性、公平性に十分な配慮が必要となっている。これについては、評価する側の管理職にとっては責任が重大なものとなったと同時に、部下の納得性を確保するためのスキルが要求されるなど、評価能力の育成努力が要求されている。たとえば、成果主義の導入が労働意欲を高め、成功するためには、能力開発機会が豊富であることが重要であるという指摘もある(玄田・神林・篠崎 2001: 18-31)。

1993年に日本ではじめて導入された成果主義ではあるが、多くの日本企業は、コスト削減の圧力、戦略的経営志向の中で、管理職層を主な対象として成果主義を導入した。最近では対象範囲が拡大し、一般職員にまで及んでいる。そうした中で、雇用形態多様化の拡大や賃金制度適用の公平性、納得性の問題などもあり、制度導入初期の形から見直しを行おうとしている企業も多い。

1998年当時、導入初期の管理職を中心とする労働者の成果主義への評価や意識はどのようであったか。導入当初の状況を分析することは、現在の見直しのための示唆を提供してくれるかもしれないと考える。

2.2.3 長期雇用慣行の変化

就業形態の多様化や雇用システムの変化などがいわれるなか、企業を対象としたアンケート調査結果をみると、「正社員については長期雇用慣行を変えるつもりはない」という回答がかなり多い³。

しかし、近年、企業を取り巻く環境の変化は、従業員の労働条件、就業環境の変化をもたらしている。たとえば、定年までの雇用は確保されたとしても、従業員は、転勤、出向などの条件を受け入れなければならない、ラインの管理職ではなく専門職として処遇されるなど昇進ルートが変わるなどのキャリアの変更、このような単線型ではない就業環境を受け入れなければならなくなっている。

また、90年以降、合併や事業買収などの企業行動による雇用システムの変更や事業再編などによるリストラ(整理解雇)、希望退職など、雇用継続できなくなる事例も増えており、そうした場合は、労働条件の低下を甘受せざるを得ない状況に従業員は追いやられる現実もある。

雇用保障や「内部人材の登用」は、人的資源の長期的視点による育成でもあり、また従業員のモチベーションを高めるもので、競争優位を獲得するための資源の獲得にもつながり、組織の生産性を高めるということが先行研究でも指摘されている(ラジア 1998, キャペリ 2001)。

2007年時点で4000人の20歳以上の勤労者を対象に調査した結果によると、9割弱の者が

³ 労働政策研究・研修機構(2010)では、「長期安定雇用については考え方として、67.6%の企業が今後できるだけ社員を対象に維持していきたいと回答している。」

「終身雇用」や「組織との一体感」を希望している（労働政策研究研修機構 2007）。

経営合理化の渦中にあった 1998 年時点での従業員は、早期退職優遇制度や裁量労働制度、複線型人事管理制度、社内人材公募制度、在宅勤務制度などさまざまな新人事制度が導入されようとしていた環境のなかでどのような意識をもって働いていたのであろうか。

98 年当時の管理職を中心とした従業員の長期雇用慣行に対する意識を分析することで現在の人事制度改革への示唆を探りたい。

2.2.4 仕事満足

仕事満足が高まると仕事への意欲が増すことは、組織行動論の多くの先行研究が指摘しているところである⁴。

また、勤労者の働く意識については、近年の「労働経済白書」が、「働きがいのある職場」を作り上げるために企業が従業員満足度調査を実施し、従業員の意識を把握して、ひとりひとりの個性を生かす取り組みを行う企業が見られ、従業員満足への企業の関心の高まりを事例として紹介している。個々に紹介される事例としては、管理職が自らの役割を認識し、従業員間で目標の共有化を徹底するための施策を講じているという「管理職の意識改革」や設定した年度目標の徹底を促す「業績成果主義の再検討の取り組み」、社員意識調査の実施などにより企業風土の醸成をめざす「企業理念を重視した取り組み」などである。

仕事満足のための規定因としては、ハーズバーグ（1966）の 2 要因理論（「達成」「承認」「仕事自体」「責任」「昇進」などによる「動機付け要因」、 「会社の政策と管理方式」「監督」「給与」「対人関係」「作業条件」など不満足を予防する意味をもつ「衛生要因」の 2 要因）が有名であるが、この理論では「賃金」が主要な要因として機能していることが指摘されている。

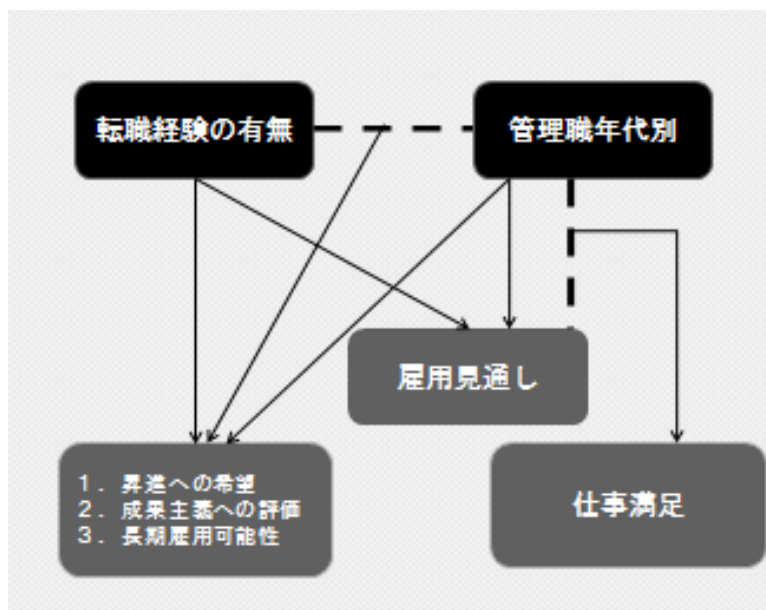
さらに、ロビンズ（1997）でも、仕事からの満足感が生産性を高めることが強調されている。ロビンズによると、仕事満足を決めるものは、精神的なやりがいのある仕事、公平や報酬、支援的な作業条件、同僚の支えなどである。すなわち、自分の技能や能力を活用する機会が高く、内容に変化があり自由度の高い仕事、成功した場合にフィードバックが高い仕事、精神的なやりがいを感じるというものである。また、給与システムや昇進方針が公明正大で期待できそうなものであるとき、給与が公正で職務の要求条件や個人の技能レベル、地域社会の標準水準にもとづいている場合などに満足感が高まる。さらに、社会的な接触機会が多いことが満足感を高めると指摘している。

2.3 90 年代の管理職の人事管理と働く意欲に関して導かれる分析課題

上記の先行研究レビューから、90 年代の管理職のキャリアや報酬管理、雇用管理について

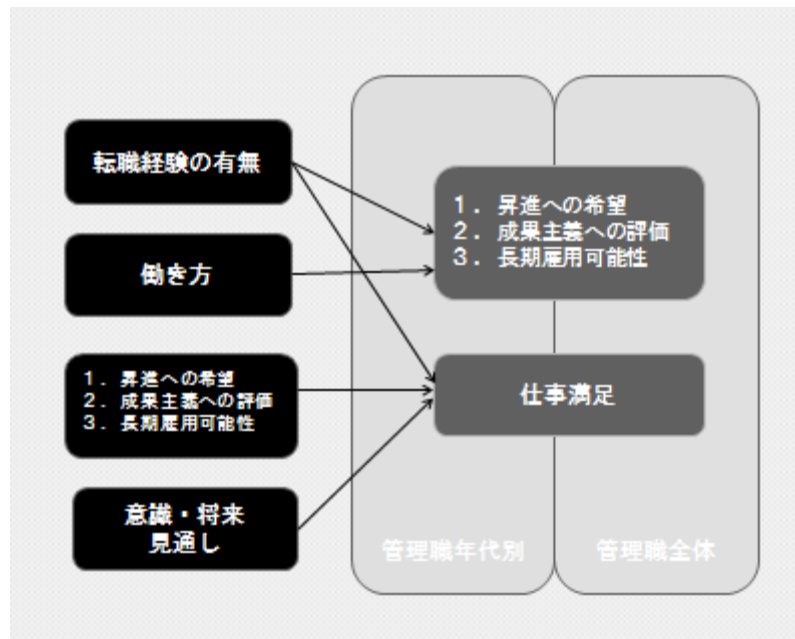
⁴ Vroom, (1964) ,Herzberg (1966), 山本 (1990) などでは、仕事満足が意欲に深い関わりがあることを実証的に分析している。

での認識については、次の 3 つの課題が提示される。すなわち、①自らのキャリアのために昇進に関してどのような将来の可能性を描いているのか、また②管理職に適用されはじめた成果主義の導入についてどのような評価をしているか、さら③雇用管理の柔軟化、新人事制度の導入などによる終身雇用制度の揺らぎをどのようにうけとめているかなどである。これらの課題を解明する分析モデルとしては図表 1 が考えられる。



図表 1 管理職の昇進，報酬，雇用に対する認識に関する分析モデル

さらに、管理職の昇進（キャリア）、成果主義（報酬）、終身雇用（雇用）に対する認識の中で、どのような要因により仕事満足を感じているのかについて、図表 2 の分析モデルから検討を行いたい。



図表2 管理職の仕事満足の規定要因に関する分析モデル

3 使用するデータと変数の構成

3.1 使用するデータについて

本稿では、労働政策研究・研修機構が1998年の発表した「構造調整下の人事処遇制度と職業意識に関する調査」の従業員調査によるデータを使用する⁵。

「構造調整下の人事処遇制度と職業意識に関する調査」は、構造調整の時期の企業や勤労者を取り巻く環境の変化の中で、多様な人材ニーズの高まりと人事処遇、賃金、キャリア形成の多様化、個の自立性の高まりなどにより企業における人事労務管理や日本の雇用慣行がどのような変化の中にあるのかについて実態を明らかにするために、1998年に実施されたものである。この調査は、従業員100人以上の企業4000社と従業員100人以上企業の事業所の従業員20000人を対象に郵送法による質問紙調査を1998年2月1日から20日間の日程で実施していたものである。このうち、従業員調査では、5,232人からの有効回答をえているが、そのうち本稿では、回答者の属性で職位を「管理職」(1,250人)と回答しているホワイトカラー層を対象を絞り、主に分析を行った。ホワイトカラー全体(4279人)の属性は、以下のとおりである。(図表3)

⁵ アンケート調査は、企業調査(有効回答1191社、回収率29.8%)と従業員調査(有効回答5,232人、回収率26.2%)が1998年2月にそれぞれ実施された。

図表3 ホワイトカラーの属性

| | (単位:左欄は人、右欄は%) | | | | | | | |
|---------------|----------------|-------|-----|-------|------|-------|------|-------|
| | 管理職 | | 専門職 | | 一般職 | | 合計 | |
| 性別 | | | | | | | | |
| 男性 | 1211 | 96.9 | 226 | 82.2 | 1694 | 61.5 | 3131 | 73.2 |
| 女性 | 34 | 2.7 | 49 | 17.8 | 1050 | 38.1 | 1133 | 26.5 |
| 無回答 | 5 | 0.4 | 0 | 0.0 | 10 | 0.4 | 15 | 0.4 |
| 合計 | 1250 | 100.0 | 275 | 100.0 | 2754 | 100.0 | 4279 | 100.0 |
| 年代別 | | | | | | | | |
| 10代 | 1 | 0.1 | 1 | 0.4 | 34 | 1.2 | 36 | 0.8 |
| 20代 | 21 | 1.7 | 62 | 22.5 | 1193 | 43.3 | 1278 | 29.8 |
| 30代 | 196 | 15.7 | 68 | 24.7 | 937 | 34.0 | 1201 | 28.1 |
| 40代 | 585 | 45.2 | 81 | 29.5 | 410 | 14.9 | 1056 | 24.7 |
| 50代 | 443 | 35.4 | 61 | 22.2 | 190 | 5.8 | 664 | 15.5 |
| 60歳以上 | 24 | 1.9 | 2 | 0.7 | 20 | 0.7 | 46 | 1.1 |
| 合計 | 1250 | 100.0 | 275 | 100.0 | 2754 | 100.0 | 4279 | 100.0 |
| 勤続年数別 | | | | | | | | |
| 10年未満 | 146 | 11.7 | 106 | 38.5 | 1629 | 59.4 | 1881 | 44.1 |
| 10年から15年未満 | 132 | 10.8 | 48 | 17.5 | 439 | 16.0 | 619 | 14.5 |
| 15年から20年未満 | 202 | 16.2 | 37 | 13.5 | 307 | 11.2 | 546 | 12.8 |
| 20年以上 | 765 | 61.4 | 84 | 30.5 | 369 | 13.4 | 1218 | 28.6 |
| 合計 | 1245 | 100.0 | 275 | 100.0 | 2744 | 100.0 | 4264 | 100.0 |
| 最終学歴 | | | | | | | | |
| 小・中学校 | 58 | 4.6 | 19 | 6.9 | 42 | 1.5 | 119 | 2.8 |
| 高校 | 561 | 44.9 | 125 | 45.5 | 1274 | 46.3 | 1960 | 45.8 |
| 短大・高専 | 53 | 4.2 | 39 | 14.2 | 438 | 15.9 | 530 | 12.4 |
| 大学・大学院 | 572 | 45.8 | 92 | 33.5 | 988 | 35.9 | 1652 | 38.6 |
| 無回答 | 6 | 0.5 | 0 | 0.0 | 12 | 0.4 | 18 | 0.4 |
| 合計 | 1250 | 100.0 | 275 | 100.0 | 2754 | 100.0 | 4279 | 100.0 |
| 産業別 | | | | | | | | |
| 鉱業 | 9 | 0.7 | 5 | 1.8 | 39 | 1.4 | 53 | 1.2 |
| 建設業 | 249 | 19.9 | 57 | 20.7 | 432 | 15.7 | 738 | 17.2 |
| 製造業 | 203 | 16.2 | 53 | 19.3 | 445 | 16.2 | 701 | 16.4 |
| 卸売業 | 62 | 5.0 | 5 | 1.8 | 112 | 4.1 | 179 | 4.2 |
| 小売業、飲食店 | 73 | 5.8 | 14 | 5.1 | 122 | 4.4 | 209 | 4.9 |
| 金融・保険業 | 107 | 8.6 | 15 | 5.5 | 251 | 9.1 | 373 | 8.7 |
| 不動産業 | 22 | 1.8 | 4 | 1.5 | 68 | 2.5 | 94 | 2.2 |
| 運輸・通信業 | 138 | 11.0 | 31 | 11.3 | 343 | 12.5 | 512 | 12.0 |
| 電気・ガス・熱供給・水道業 | 177 | 14.2 | 21 | 7.6 | 448 | 16.3 | 646 | 15.1 |
| サービス業 | 193 | 15.4 | 63 | 22.9 | 416 | 15.1 | 672 | 15.7 |
| 無回答 | 17 | 1.4 | 7 | 2.5 | 78 | 2.8 | 102 | 2.4 |
| 合計 | 1250 | 100.0 | 275 | 100.0 | 2754 | 100.0 | 4279 | 100.0 |
| 会社規模 | | | | | | | | |
| 5000人以上 | 415 | 33.2 | 72 | 26.2 | 1015 | 36.9 | 152 | 35.1 |
| 1000人～499人 | 399 | 31.9 | 81 | 29.5 | 781 | 28.4 | 1261 | 29.5 |
| 500人～999人 | 153 | 12.2 | 40 | 14.5 | 349 | 12.7 | 542 | 12.7 |
| 300人～499人 | 104 | 8.3 | 26 | 9.5 | 181 | 6.6 | 311 | 7.3 |
| 100人～299人 | 171 | 13.7 | 51 | 18.5 | 387 | 14.1 | 609 | 14.2 |
| 無回答 | 8 | 0.6 | 5 | 1.8 | 41 | 1.5 | 54 | 1.3 |
| 合計 | 1250 | 100.0 | 275 | 100.0 | 2754 | 100.0 | 4279 | 100.0 |

3.2 変数の構成

本稿では、先行研究レビューから、「管理職の昇進、報酬、雇用に対する認識に関する分析モデル」(図表1)と「管理職の仕事満足の規定要因に関する分析モデル」(図表2)により、管理職の処遇と意識についての意識の構造と規定要因という2つの段階に分けて分析を試みる。具体的には、「管理職の昇進、報酬、雇用に対する認識に関する分析モデル」(図表1)では、①管理職の「昇進への希望(昇進希望)」「成果主義に対する評価(肯定的)」「長期雇用の可能性の認識(長期雇用可能性)」について転職経験の有無や管理職の年代別による群別の違いを分析し、さらに、②働く意欲を鼓舞するために重要であるとされる「仕事満足」について将来に対する「雇用見通し」が楽観的か悲観的かによるレベル群別の違いを分析する。また、「管理職の仕事満足の規定要因に関する分析モデル」(図表2)では、

①管理職の「昇進への希望(昇進希望)」「成果主義に対する評価(肯定的)」「長期雇用の可能性の認識(長期雇用可能性)」を規定する要因としての、転職経験の有無、働き方についてを分析するとともに、②「仕事満足」の規定する要因としての転職経験の有無、管理職の「昇進への希望(昇進希望)」「成果主義に対する評価(肯定的)」「長期雇用の可能性の認識(長期雇用可能性)」、雇用に対する将来見通しを分析する。

二次分析を行うにあたっては、既存の調査データを「処遇」、「意識」、「将来見通し」、「働き方」、「転職経験」というカテゴリーにわけた変数として再構成し直した。さらに、統制変数として、「会社規模」「産業」「年代」「学歴」を用い、それぞれの変数をダミー化した。各変数の説明と記述統計量については、図表4の通りである。

3.3 変数の説明

各変数の説明とホワイトカラー全体と管理職に関する記述統計量は、図表4に示した。

3.3.1 「処遇」のカテゴリー

「処遇」のカテゴリーについては、本調査データが従業員の意識を聞く性質が強いものであるため、処遇そのものを聞く項目が存在しない。今回は、特に昇進キャリア、賃金、雇用保障など従業員の処遇について本人の意識を聞く項目を、「処遇」に関する代理変数として使用する。

「昇進」に関する項目では、「問4 あなたは、管理・監督職のポストに（管理職の方はより上位のポストに）つけなくてもかまいませんか。」（1. はい、2. いいえ）の質問項目に対して「2. いいえ」と回答した場合を「昇進したい」として1、それ以外を0のダミー変数とした。

「成果主義」に関する項目では、「問7 年俸制の導入等、賃金を成果主義的に変更していくことについてどのようにお考えですか。」（1. 賛成、2. 必要だと思うが不安がある、3. 反対）の質問項目で「1. 賛成」と回答した場合を「成果主義に賛成である」として1、それ以外を0のダミー変数とした。

「長期雇用可能性」に関する項目では、「問11 あなたは、現在の会社に定年まで勤め続けることができますか。」（1. 定年まで勤めることができると思う、2. 定年前に関連会社や子会社に移ることになると思う、3. 定年前に会社の斡旋で他の企業に移ることになると思う、4. 定年前に自ら転職することになると思う、5. 定年前に独立・開業することになると思う、6. わからない）の質問項目で「1. 定年まで勤めることができると思う」を回答した場合を1として、それ以外を0のダミー変数とした。

図表4 分析に用いた変数と記述統計量

| | 変数名 | 説明 | ホワイトカラー全体 | | | 管理職 | | |
|-------------|------------------|-------------------------|-------------|-------|-------|-------|-------|-------|
| | | | n | 平均 | 標準偏差 | n | 平均 | 標準偏差 |
| 処遇 | 昇進希望 | 昇進したい=1、その他=0 | 4279 | 0.152 | 0.359 | 1250 | 0.519 | 0.500 |
| | 成果主義 | 成果主義に賛成である=1、その他=0 | 4279 | 0.192 | 0.394 | 1250 | 0.210 | 0.407 |
| | 長期雇用可能性 | 定年まで勤めることができる=1、その他=0 | 4279 | 0.295 | 0.456 | 1250 | 0.411 | 0.492 |
| 意識 | 長期勤続志向 | 長期勤続希望=1、その他=0 | 4279 | 0.413 | 0.492 | 1250 | 0.538 | 0.499 |
| | 仕事満足 | 仕事満足=1、その他=0 | 4279 | 0.446 | 0.497 | 1250 | 0.378 | 0.485 |
| | 余暇満足 | 不満=1、どちらともいえない=2、満足=3 | 4279 | 2.680 | 0.617 | 1250 | 2.660 | 0.575 |
| | 家庭生活満足 | 不満=1、どちらともいえない=2、満足=3 | 4279 | 2.830 | 0.516 | 1250 | 2.859 | 0.445 |
| 将来見通し | 雇用見通しレベル | 悲観的=1、楽観的=2、その他=0 | 4279 | 1.452 | 0.498 | 1250 | 1.554 | 0.497 |
| | 雇用安定感 | 悲観的=1、どちらともいえない=2、楽観的=3 | 4279 | 1.360 | 0.694 | 1250 | 1.364 | 0.685 |
| | 昇進見通し | 悲観的=1、どちらともいえない=2、楽観的=3 | 4279 | 1.434 | 0.815 | 1250 | 1.442 | 0.744 |
| | 転職見通し | 悲観的=1、どちらともいえない=2、楽観的=3 | 4279 | 1.614 | 0.900 | 1250 | 1.538 | 0.807 |
| 働き方 | 昇進で同期に遅れない | はい=1、その他=0 | 4279 | 0.510 | 0.500 | 1250 | 0.570 | 0.495 |
| | よい仕事をする事に専念 | はい=1、その他=0 | 4279 | 0.750 | 0.432 | 1250 | 0.800 | 0.403 |
| | 昇進にこだわらず能力発揮 | はい=1、その他=0 | 4279 | 0.780 | 0.414 | 1250 | 0.740 | 0.441 |
| | 単身赴任も辞さない | はい=1、その他=0 | 4279 | 0.500 | 0.500 | 1250 | 0.610 | 0.488 |
| | 優遇退職金があれば早期退職する | はい=1、その他=0 | 4279 | 0.700 | 0.456 | 1250 | 0.630 | 0.482 |
| | 専門知識をいかす | はい=1、その他=0 | 4279 | 0.680 | 0.467 | 1250 | 0.510 | 0.500 |
| | 地域限定を選択昇進にこだわらない | はい=1、その他=0 | 4279 | 0.630 | 0.482 | 1250 | 0.570 | 0.495 |
| | 300人未満ダミー | 該当=1、その他=0 | 4279 | 0.142 | 0.349 | 1250 | 0.137 | 0.344 |
| 会社規模 | 300人～500人未満ダミー | 該当=1、その他=0 | 4279 | 0.073 | 0.260 | 1250 | 0.083 | 0.276 |
| | 500人～1000人未満ダミー | 該当=1、その他=0 | 4279 | 0.127 | 0.333 | 1250 | 0.122 | 0.328 |
| | 1000人～5000人未満ダミー | 該当=1、その他=0 | 4279 | 0.295 | 0.456 | 1250 | 0.319 | 0.466 |
| | 5000人以上ダミー | 該当=1、その他=0 | 4279 | 0.351 | 0.477 | 1250 | 0.332 | 0.471 |
| | 産業 | 鉱業ダミー | 鉱業=1、その他=0 | 4279 | 0.012 | 0.111 | 1250 | 0.007 |
| 建設業ダミー | | 建設業=1、その他=0 | 4279 | 0.173 | 0.378 | 1250 | 0.199 | 0.400 |
| 製造業ダミー | | 製造業=1、その他=0 | 4279 | 0.164 | 0.370 | 1250 | 0.162 | 0.369 |
| 卸売業ダミー | | 卸売業=1、その他=0 | 4279 | 0.042 | 0.200 | 1250 | 0.050 | 0.217 |
| 小売業飲食店ダミー | | 小売業宿泊業=1、その他=0 | 4279 | 0.049 | 0.216 | 1250 | 0.058 | 0.235 |
| 金融保険業ダミー | | 金融保険業=1、その他=0 | 4279 | 0.087 | 0.282 | 1250 | 0.086 | 0.280 |
| 不動産業ダミー | | 不動産業=1、その他=0 | 4279 | 0.022 | 0.147 | 1250 | 0.018 | 0.132 |
| 運輸通信業ダミー | | 運輸通信業=1、その他=0 | 4279 | 0.120 | 0.325 | 1250 | 0.110 | 0.314 |
| 電気ガス水道業等ダミー | | 電気ガス水道業等=1、その他=0 | 4279 | 0.151 | 0.358 | 1250 | 0.142 | 0.349 |
| サービス業ダミー | | サービス業=1、その他=0 | 4279 | 0.157 | 0.364 | 1250 | 0.154 | 0.361 |
| 年代 | | 20代ダミー | 20代=1、その他=0 | 4279 | 0.298 | 0.458 | 1250 | 0.017 |
| | 30代ダミー | 30代=1、その他=0 | 4279 | 0.281 | 0.449 | 1250 | 0.157 | 0.364 |
| | 40代ダミー | 40代=1、その他=0 | 4279 | 0.247 | 0.431 | 1250 | 0.452 | 0.498 |
| | 50代ダミー | 50代=1、その他=0 | 4279 | 0.155 | 0.362 | 1250 | 0.354 | 0.479 |
| 学歴 | 中卒ダミー | 中卒=1、その他=0 | 4279 | 0.028 | 0.164 | 1250 | 0.046 | 0.210 |
| | 高卒ダミー | 高卒=1、その他=0 | 4279 | 0.458 | 0.498 | 1250 | 0.449 | 0.498 |
| | 短大高専卒ダミー | 短大高専卒=1、その他=0 | 4279 | 0.124 | 0.329 | 1250 | 0.042 | 0.202 |
| | 大卒大学院卒ダミー | 大卒大学院卒=1、その他=0 | 4279 | 0.386 | 0.487 | 1250 | 0.458 | 0.498 |
| 転職経験 | 転職経験ダミー | あり=1、なし=0 | 4279 | 0.290 | 0.479 | 1250 | 0.358 | 0.479 |

3.3.2 「意識」に関するカテゴリー

「意識」に関するカテゴリーでは、「長期勤続志向」があるかどうか、さらに「仕事満足」、「余暇満足」、「家庭生活満足」を調査項目とした。「長期勤続志向」は、「問10 あなたの今の仕事を変わりたいという気がありますか」(1. 積極的にいい仕事を探して転職したい, 2. 探してはいないが、今より条件のいい仕事があれば転職したいと思う, 3. 今は、転職する気はないが、将来的には転職したいと思う, 4. 転職する気はない, 5. わからない)の質問項目の中で、「4. 転職する気はない」を回答した場合を1として「長期勤続志向」と命名し、それ以外を0のダミー変数とした。さらに「仕事満足」「余暇満足」「家庭生活満足」については、「問12 あなたの現在の生活における次のアからコのような項目について満足していますか」(1. 満足している, 2. やや満足している, 3. どちらともいえない, 4. やや不満である, 5. 不満である, 6. わからない)を「3. 満足 (1. 満足している+やや満足している), 2. どちらともいえない, 1. 不満 (4. やや不満である+5. 不満である)」の逆転項目の変数として作成した。さらに、「仕事満足」については、「3. 満足」を1、それ以外を0のダミー変数としたものを使用した。

3.3.3 「将来見通し」に関するカテゴリー

「将来見通し」に関するカテゴリーでは、「問13 あなたは自分自身の今後の生活における次のような項目の見通しについてどのように思いますか。」という質問項目に対して、「1. そう思う, 2. ややそう思う, 3. あまりそう思わない, 4. そう思わない, 5. わからない」の5段階尺度で聞いているが、その中で「雇用が不安定となり、失業の心配が増大する」については、「雇用見通しレベル」として悲観的を1, 楽観的を2, それ以外を0の変数に再編成したほか、「雇用安定感」の推定のための変数として、「悲観的」を1, 「どちらともいえない」を2, 「楽観的」を3とした3段階の順序尺度の変数に再編成した。また、「昇進・昇格が遅れる」「転勤, 単身赴任に伴う問題が生じる」の質問項目については、「悲観的」を1, 「どちらともいえない」を2, 「楽観的」を3とした3段階の順序尺度で、「昇進見通し」「転勤見通し」の各変数として再編成した。

3.3.4 「働き方」のカテゴリー

「働き方」のカテゴリーについては、「問3 あなたはどんな働き方・生き方をしていますか」の質問項目から、「昇進で同期遅れをとらない」「人一倍努力してもいい仕事をしたい」「能力が発揮できる機会があれば昇進にこだわらない」「単身赴任も会社のためならやむを得ない」「退職金等で優遇されるとしたら, 定年前に退職してもよい」「ラインの管理職よりスタッフとして専門知識を生かすポストにつきたい」「勤務地を自分が希望する地方に限定できれば, 昇進・昇格等にこだわらない」について、「はい」という回答を1, それ以外を0とするダミー変数とした。

3.3.5 属性等のカテゴリー

「会社規模」「産業」「年代」「学歴」「転職経験の有無」など対象者の属性を, 該当=1, その他=0のダミー変数として作成した。

4 分析

4.1 管理職の処遇の違いが人事制度に対する意識に影響するか

4.1.1 転職経験の有無の意識への影響

管理職について、「昇進を希望する」, 「成果主義に賛成」, 「定年まで勤務できると思う」のそれぞれを従属変数として, 「転職経験の有無」で違いがあるかどうかについて分散分析を行った。その結果は, 「昇進を希望する」について, $t(1248) = 2.138$, $p < .05$ であり, 転職経験の有無によりその考え方に違いがあることがわかった。また, 「成果主義に賛成」については, $t(1248) = 2.222$, $p < .05$ であり, やはり転職経験の有無が成果主義の評価に影響している。「定年まで勤務できると思う」については, $t(1248) = 1.704$, $p < .1$ であ

あったことから、転職経験の有無が考え方の違いにそれほど影響していない。(図表5)

図表5 分散分析(従属変数:昇進希望,成果主義に賛成,長期雇用可能性)

| | 昇進を希望する | | | 成果主義に賛成 | | | 定年まで勤務できる | | |
|--------|---------|--------|-------|---------|-------|-------|-----------|-------|-------|
| | 自由度 | t値 | 有意確率 | 自由度 | t値 | 有意確率 | 自由度 | t値 | 有意確率 |
| 転職経験あり | 1248 | -2.138 | 0.033 | 1248 | 2.222 | 0.026 | 1243 | 1.704 | 0.089 |
| 転職経験なし | 919.49 | -2.136 | 0.033 | 854.597 | 2.166 | 0.031 | 836.049 | 1.65 | 0.099 |

4.2 年代間の処遇や仕事満足に対する意識の違い

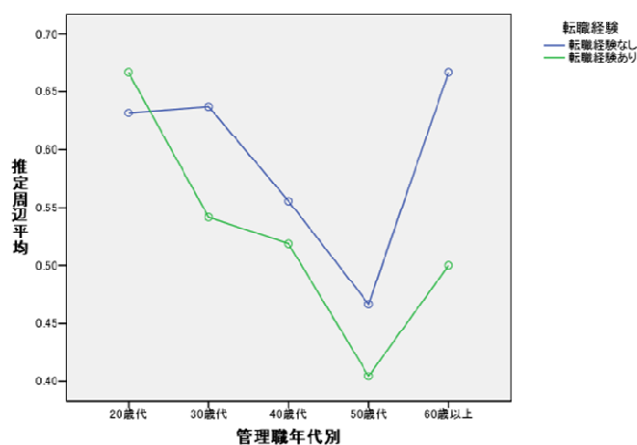
4.2.1 「昇進したい」と希望する管理職

昇進を希望する管理職の意識の違いに、過去の転職経験や年代の違いが何らかの影響を及ぼしているかを明らかにする目的で、「昇進を希望する」という管理職の意識を従属変数として、「転職経験の有無」と「管理職年代別」について二元配置分散分析を行った(図表6)。管理職年代の違いによる昇進希望に与える効果について有意な結果を確認した。その結果をプロットしてみると、転職経験がない群の方が、転職経験がある群より昇進を希望する傾向が強く、年代が高齢に進むに従い昇進を希望する傾向は減退している。また、他の年代と比較して、30歳代では転職経験の有無により昇進希望に対する意識の格差が大きくなっている。さらに、管理職の年代ごと違いを明らかにするために、昇進希望に対する年代間での違いについて多重比較を行ったところ、30歳代層と40歳代層に対して、50歳代層は意識が低下傾向があることが明らかとなっている。この時点で、50歳代以降の年代層では昇進への希望が大きく減退していることが伺われる。(付表1参照)

図表6 転職経験と管理職年代別が昇進希望に与える影響
(変数間効果の検定とプロット)

| | 平方和 | 自由度 | 平均平方 | F値 | 有意確率 |
|---------------|---------|----------|-------|-------|-------|
| 転職経験 | 0.179 | 1.000 | 0.179 | 0.394 | 0.394 |
| 管理職年代別 | 4.178 | 4.000 | 1.045 | 0.002 | 0.002 |
| 転職経験 * 管理職年代別 | 0.215 | 4.000 | 0.054 | 0.929 | 0.929 |
| 誤差 | 306.193 | 1240.000 | 0.247 | | |
| 全体 | 649.000 | 1250.000 | | | |

昇進希望管理職の推定周辺平均



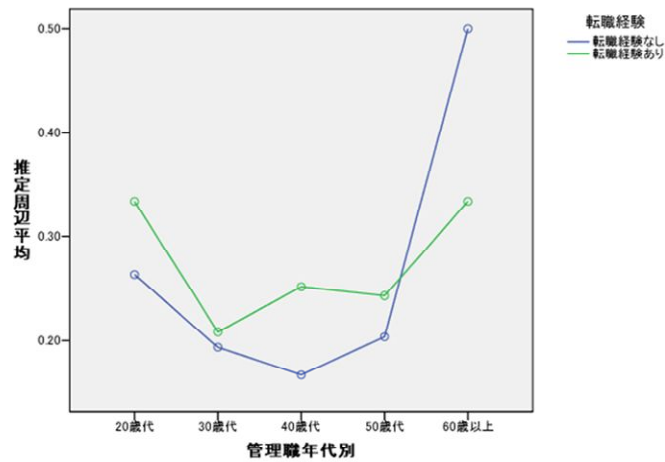
4.2.2 成果主義に賛成する

「成果主義に賛成する」と回答している管理職について、その考え方に「転職経験の有無」、「管理職年代」が影響しているかどうかを二元配置分散分析により解析した(図表7)。いずれの変数も有意な結果を得ることができず、管理職が成果主義に賛成であるという考え方には転職経験の有無も年代も影響していないという結果となっているが、プロット図からは、40歳代層の「転職経験あり」群は、成果主義に対して肯定的評価(賛成という評価)をする傾向が強いことが確認されている。この点については、後に規定要因を分析する場合に留意しておきたいと考えている。

図表7 転職経験と管理職年代別が成果主義賛成という評価に与える影響
(変数間効果の検定とプロット)

| | 平方和 | 自由度 | 平均平方 | F値 | 有意確率 |
|---------------|---------|----------|-------|-------|-------|
| 転職経験 | 0.003 | 1.000 | 0.003 | 0.018 | 0.893 |
| 管理職年代別順 | 1.119 | 4.000 | 0.280 | 1.696 | 0.148 |
| 転職経験 * 管理職年代別 | 0.502 | 4.000 | 0.125 | 0.761 | 0.551 |
| 誤差 | 204.534 | 1240.000 | 0.165 | | |
| 全体 | 262.000 | 1250.000 | | | |

成果主義賃金評価の推定周辺平均



4.2.3 定年までの勤続可能性

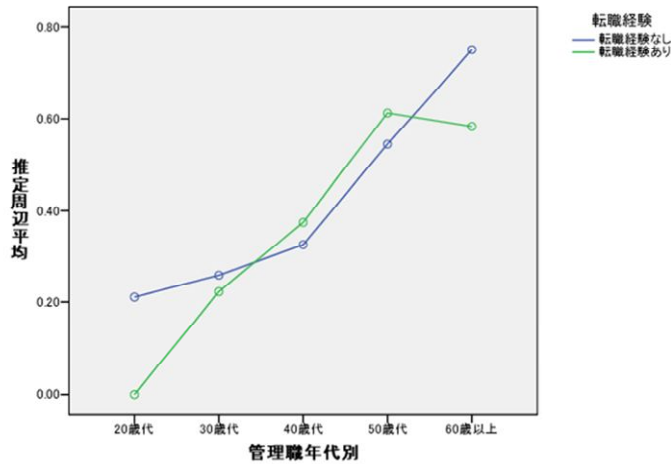
「定年まで今の会社に勤務できると思うか」という、管理職の長期雇用への可能性の認識について転職経験の有無や年代別により違いがあるかを二元配置分散分析で解析した (図表 8)。

結果をプロットしたところでは、年代が進むに従って長期雇用への可能性の認識は高まっていることが確認される。また、30代では、転職経験があるかないかにより長期雇用への可能性に対する認識が異なることが確認され、転職経験がない方が長期雇用への期待が高い。一方、40歳代では、その傾向は逆転し、転職経験がある方が長期雇用に対して期待が高くなっている。転職経験と年代別の変数間の効果の検定では、年代による違いが有意であることが示された。年代ごとの多重比較の結果によると、40歳代までと50歳代以降では長期雇用の可能性に対する認識に違いがあることが確認されている。このことは、定年までの残りの勤続年数の違いからくる認識の違いとしてここでは解釈する (付表 2 参照)。

図表 8 転職経験と管理職年代別が長期雇用可能性という評価に与える影響
(変数間効果の検定とプロット)

| | 平方和 | 自由度 | 平均平方 | F値 | 有意確率 |
|---------------|---------|-------|-------|--------|-------|
| 転職経験 | 0.148 | 1.000 | 0.148 | 0.656 | 0.418 |
| 管理職年代別 | 21.446 | 4.000 | 5.362 | 23.804 | 0.000 |
| 転職経験 * 管理職年代別 | 0.770 | 4.000 | 0.192 | 0.854 | 0.491 |
| 誤差 | 279.303 | 1240 | 0.225 | | |
| 全体 | 514 | 1250 | | | |

長期雇用可能性の推定周辺平均



4.2.4 将来の雇用見通し

「将来的に失業の心配をしない」かどうかという将来に対する雇用見通しについて、転職経験の有無や年代別により違いがあるかを二元配置分散分析で解析した（図表 9-1，2）が、その結果からは、失業の心配については 20 歳代で「転職経験のない」群が有意に雇用に対する安定感が高いという当然ともいえる結果を得た。それ以外の年代については、40 歳代を転換点として転職経験と雇用安定感の関係は逆転している。すなわち、40 歳までは転職経験がある方が雇用安定感が高い傾向にあったが、40 歳以降は転職経験のない方が雇用安定感が高まり、転職経験のある方は雇用安定感が低まる。さらにその傾向は年代が進むに従い格差が大きくなる傾向にある（図表 9-3）。

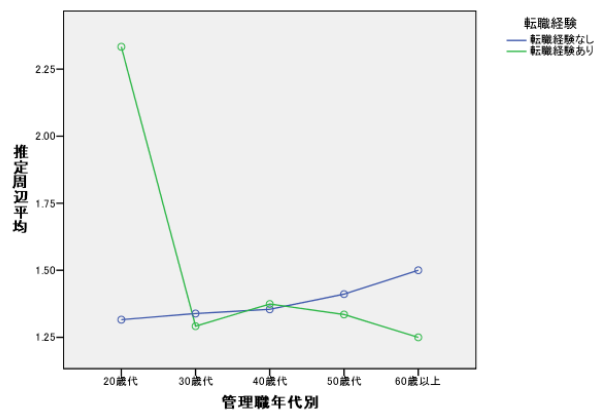
図表 9-1 転職経験と管理職年代別が雇用見通しに与える影響
(変数間効果の検定とプロット)

| | 平方和 | 自由度 | 平均平方 | F値 | 有意確率 |
|---------------|----------|------|-------|-------|-------|
| 転職経験 | 0.746 | 1 | 0.746 | 1.592 | 0.207 |
| 管理職年代別 | 2.671 | 4 | 0.668 | 1.425 | 0.223 |
| 転職経験 * 管理職年代別 | 3.665 | 4 | 0.916 | 1.956 | 0.099 |
| 誤差 | 580.887 | 1240 | 0.468 | | |
| 全体 | 2911.000 | 1250 | | | |

図表 9-2 転職経験と管理職年代別が雇用見通しに与える影響（単純主効果）

| | 平方和 | 自由度 | 平均平方 | F 値 | 有意確率 |
|--------|---------|------|-------|-------|-------|
| 管理職年代別 | | | | | |
| 20歳代 | 2.683 | 1 | 2.683 | 5.726 | 0.017 |
| 30歳代 | 0.101 | 1 | 0.101 | 0.215 | 0.643 |
| 40歳代 | 0.049 | 1 | 0.049 | 0.105 | 0.746 |
| 50歳代 | 0.607 | 1 | 0.607 | 1.295 | 0.255 |
| 60歳以上 | 0.375 | 1 | 0.375 | 0.801 | 0.371 |
| 誤差 | 580.887 | 1240 | 0.468 | | |
| 転職経験 | | | | | |
| 転職経験なし | 0.923 | 4 | 0.231 | 0.492 | 0.741 |
| 転職経験あり | 3.414 | 4 | 0.853 | 1.822 | 0.122 |
| 誤差 | 580.887 | 1240 | 0.468 | | |

雇用安定感の推定周辺平均



図表 9-3 転職経験と管理職年代別の多重比較

| 管理職年代別 | (I) 転職経験 | (J) 転職経験 | 平均値の差 (I-J) | 標準誤差 | 有意確率 ^a | 差の 95% 信頼区間 ^a | |
|--------|----------|----------|-------------|-------|-------------------|--------------------------|--------|
| | | | | | | 下限 | 上限 |
| 20歳代 | 転職経験なし | 転職経験あり | -1.018* | 0.425 | 0.017 | -1.852 | -0.183 |
| | 転職経験あり | 転職経験なし | 1.018* | 0.425 | 0.017 | 0.183 | 1.852 |
| 30歳代 | 転職経験なし | 転職経験あり | 0.047 | 0.101 | 0.643 | -0.152 | 0.246 |
| | 転職経験あり | 転職経験なし | -0.047 | 0.101 | 0.643 | -0.246 | 0.152 |
| 40歳代 | 転職経験なし | 転職経験あり | -0.020 | 0.061 | 0.746 | -0.140 | 0.100 |
| | 転職経験あり | 転職経験なし | 0.020 | 0.061 | 0.746 | -0.100 | 0.140 |
| 50歳代 | 転職経験なし | 転職経験あり | 0.076 | 0.067 | 0.255 | -0.055 | 0.207 |
| | 転職経験あり | 転職経験なし | -0.076 | 0.067 | 0.255 | -0.207 | 0.055 |
| 60歳以上 | 転職経験なし | 転職経験あり | 0.250 | 0.279 | 0.371 | -0.298 | 0.798 |
| | 転職経験あり | 転職経験なし | -0.250 | 0.279 | 0.371 | -0.798 | 0.298 |

^a<.05水準で有意 Bonferroni.

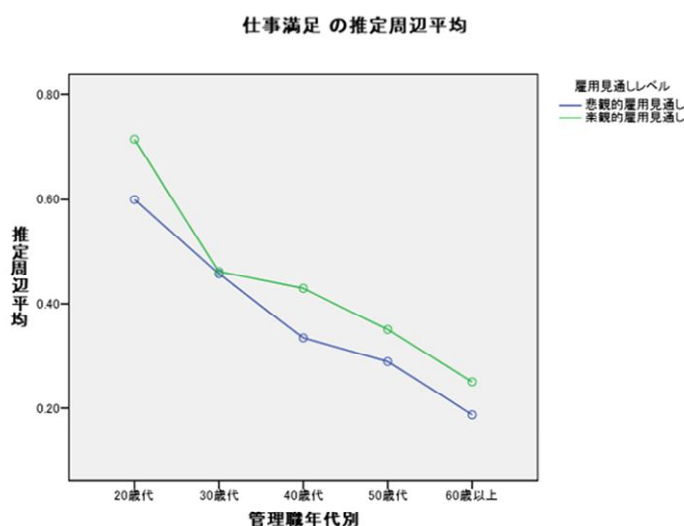
4.2.5 現在の仕事に満足しているか

仕事満足に対して、将来的に「失業する心配はない」という楽観的な雇用見通しと「失業するかもしれない」という悲観的な雇用見通しや管理職の年代がどのように影響しているかを二元配置分散分析で解析した（図表 10）。プロットした結果からは、仕事満足は、年代が進むに従って下がる傾向にあることが確認された。また、楽観的な雇用見通しをもっている者の方が総じて仕事満足に対するスコアが高い。さらに年代別に見ると、30歳代以下

群と 50 歳代以上群では、雇用見通しの違いにより仕事満足にも違いが見られる。すなわち、年代別では、30 代の管理職は雇用見通しに差がないが、それ以外の年代では、「楽観的見通し」が「悲観的見通し」より高いスコアを維持しながらも、全般的に年齢が高まるにつれて、仕事満足のスコアが下がっていく。

図表 10 管理職年代別と雇用見通しが仕事満足に与える影響
(変数間効果の検定とプロット)

| | 平方和 | 自由度 | 平均平方 | F 値 | 有意確率 |
|----------------|---------|------|-------|-------|-------|
| 雇用見通し | 0.262 | 1 | 0.262 | 1.130 | 0.288 |
| 管理職年代別 | 4.734 | 4 | 1.184 | 5.113 | 0.000 |
| 雇用見通し * 管理職年代別 | 0.302 | 4 | 0.075 | 0.326 | 0.861 |
| 誤差 | 287.045 | 1240 | 0.231 | | |
| 全体 | 472 | 1250 | | | |



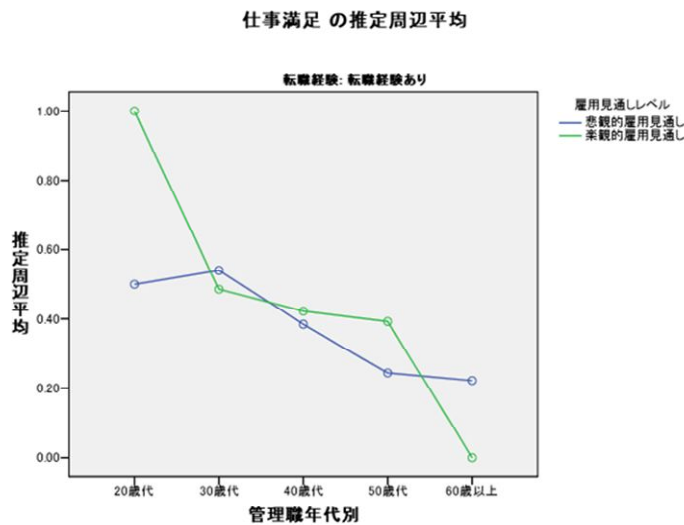
4.2.6 転職経験の有無別の仕事満足と雇用見通し

< 転職経験ありの場合 >

転職経験のあるグループについて、仕事満足に対して、管理職の年代と雇用見通しがどのように影響しているかを二元配置分散分析で解析した (図表 11)。管理職の年代別に有意な結果があることが明らかとなった。プロットした結果をみると、全般的に年齢が高まるにつれて、仕事満足のスコアは下がっていくが、30 歳代と 50 歳代で、雇用に対する見通しに違いが見られる。すなわち、30 歳代では、悲観的な見通しでも仕事満足は高いが、50 歳代では明らかに悲観的な見通し群の仕事満足は低くなっている。(付表 4)

図表 11 管理職年代別と雇用見通しが仕事満足に与える影響（転職経験あり）
（変数間効果の検定とプロット）

| | 平方和 | 自由度 | 平均平方 | F 値 | 有意確率 |
|----------------|---------|-----|-------|-------|-------|
| 雇用見通し | 0.081 | 1 | 0.081 | 0.351 | 0.554 |
| 管理職年代別 | 3.031 | 4 | 0.758 | 3.270 | 0.012 |
| 雇用見通し * 管理職年代別 | 0.898 | 4 | 0.224 | 0.969 | 0.424 |
| 誤差 | 101.244 | 437 | 0.232 | | |
| 全体 | 171 | 447 | | | |



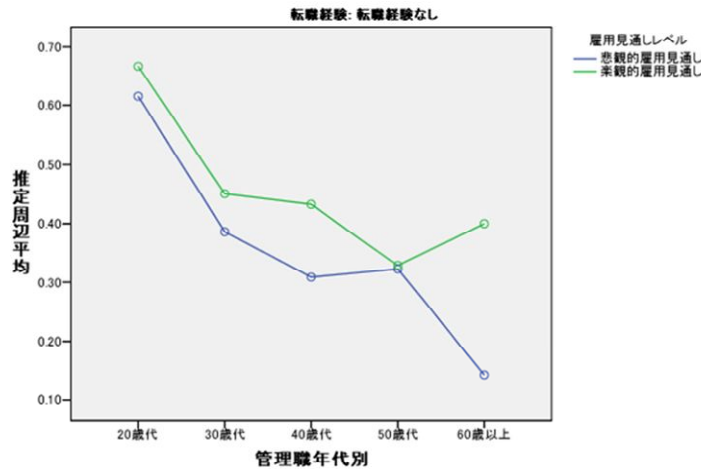
< 転職経験なし >

転職経験のなしグループについて、仕事満足に対して、管理職の年代と雇用見通しがどのように影響しているかを二元配置分散分析で解析した（図表 1 2）。プロットした結果からは、やはり年代が進むと仕事満足は低下する傾向にあるが、50 歳代の時点を見ると、悲観的見通しでも楽観的見通しでも仕事満足に違いが見られない。

図表 1 2 管理職年代別と雇用見通しが仕事満足に与える影響（転職経験なし）
（変数間効果の検定とプロット）

| | 平方和 | 自由度 | 平均平方 | F 値 | 有意確率 |
|----------------|---------|-----|-------|-------|-------|
| 雇用見通し | 0.389 | 1 | 0.389 | 1.676 | 0.196 |
| 管理職年代別 | 2.099 | 4 | 0.525 | 2.261 | 0.061 |
| 雇用見通し * 管理職年代別 | 0.633 | 4 | 0.158 | 0.682 | 0.604 |
| 誤差 | 184.015 | 793 | 0.232 | | |
| 全体 | 301.000 | 803 | | | |

仕事満足 の推定周辺平均



4.2.7 管理職の処遇や意識の違いに関する比較からの知見

管理職で昇進を希望するか、成果主義に賛成するか、定年まで今の会社に勤務できるかについて、転職経験の有無別に群間比較を行ったところ、昇進希望や成果主義への肯定的評価（賛成という評価）に違いがあることが明らかとなった。定年まで勤続できるか(長期雇用の可能性)については、明確な違いは確認されていない。

さらに管理職の年代別の群間比較も加えた分析を行ったところ、昇進への希望については、転職経験が無いほうが全体的に昇進への希望が高く、昇進への希望自体は年代が高まるほど低くなっていくという傾向と特に30歳代、40歳代では転職経験の有無が昇進への希望に影響を与えている傾向があることが明らかとなった。

長期勤続への期待は、年代が進むごとに高まり、40歳代、50歳代では転職経験がある方が長期勤続への期待が高いことが明らかとなった。将来の失業への不安については、40歳代の時点を境に、転職経験があるかないかにより雇用への安定感に違いが生じていることが明らかとなった。40歳代以前では、転職経験があっても雇用不安はそれほど高くないが、40歳代以降では、転職経験があると雇用への不安が高まる。

仕事満足については、年代が進むに従って仕事満足は低下の傾向にあること、さらに将来の雇用について楽観的見通しをもっている者が悲観的見通しの者と比較して、仕事満足が高い傾向にあること、転職経験のある場合には、雇用に対する将来見通しが仕事満足に与える影響に年代別の傾向に変化を生むことが確認された。

4.3 規定要因の分析

4.3.1 処遇に対する認識を規定する要因

処遇については、今回のデータが企業調査や事業所調査によるものではないため、本人

の認識や評価という側面から「昇進を希望する」(＝キャリア)、「成果主義に賛成する」(＝報酬)、「定年まで勤務できる(長期雇用の可能性)」(＝雇用)という3つの側面について、規定要因を二項ロジットの手法により分析を行う(図表13)。

「昇進を希望する」については、300人から500人未満の規模の企業が有意な結果を得ており、中規模企業の管理職は昇進に対して積極的に考えている様子が示されている。年代では50代がマイナスに有意であった。さらに学歴では、短大卒や大卒が有意であった。昇進希望に対して「仕事満足」はマイナスに有意で、「昇進で同期に遅れない」「良い仕事をすることに専念」「単身赴任も辞さない」などがプラスに有意であるほか、「昇進にこだわらず能力発揮」や「専門知識を生かす」、「地域限定を選択し、昇進にこだわらない」などはマイナスに有意であった。

このことから、「昇進を希望」する場合は、仕事への満足感を優先するよりは、会社へのコミットメントを強めて、仕事そのものに集中する管理職の姿が想定される。

「成果主義への評価」(成果主義に賛成)については、やはり300人から500人未満の規模の企業が有意な結果を得ており、中規模企業の管理職の成果主義に対する積極的態度が伺われる。年代では50代がマイナスに有意であった。さらに学歴では、短大卒はプラスに有意であったが、大卒ではマイナスに有意であった。「仕事満足」はマイナスに有意で、「昇進で同期に遅れない」「単身赴任も辞さない」「昇進にこだわらず能力発揮」専門知識を生かす」などがプラスに有意であるが「地域限定を選択し、昇進にこだわらない」はマイナスに有意であった。

このことから、成果主義の対象となりやすい大卒では否定的評価がすでにでていることに留意しつつ、成果主義に賛成するのは、中規模企業の管理職で、仕事への満足感を優先するより仕事そのものに集中し、仕事能力を発揮することをめざす人材であるという管理職の姿が想定される。

「長期雇用可能性」(定年まで勤務できる)については、会社規模はすべてがプラスに有意であった。産業では電気・ガス・水道などがマイナスに有意、年代では50代がプラスに有意、学歴では中卒がプラスに有意であった。「昇進で同期に遅れない」がプラスに有意で、「仕事満足」「優遇退職金があれば早期退職する」はマイナスに有意であった。

このことからえられる知見としては、企業は長期雇用を実践しており、管理職層にとっても将来の雇用に対する不安定感はそれほど強くないのかもしれないということである。雇用可能性の規定因として仕事満足がマイナスに有意であるという結果からは、仕事満足への認識を管理職がそれほど自覚していない状況が考えられる。すなわち、90年代後半の不況と構造改革の中で、事業再編やリストラが大幅に行われる中、事業を存続させるために自己の仕事満足に関心を置いていられないという管理職の働き方が示されているのではないだろうか。

図表 1 3 管理職の処遇への認識を規定する要因

| | | 昇進希望 | | 成果主義への評価 | | 長期雇用可能性 | |
|---------------------------|------------------|------------|--------|------------|-------|------------|--------|
| | | β | Wald | β | Wald | β | Wald |
| 5000人以上(基準) | 300人未満 | -0.011 | 0.002 | 0.027 | 0.010 | 0.483 * | 4.413 |
| | 300人~500人未満 | 0.559 * | 3.558 | 0.388 * | 1.826 | 0.876 *** | 10.855 |
| | 500人~1000人未満 | -0.019 | 0.005 | -0.289 | 0.996 | 0.634 *** | 7.108 |
| | 1000人~5000人未満 | -0.067 | 0.103 | 0.033 | 0.024 | 0.624 *** | 11.150 |
| 製造業(基準) | 鉱業 | 1.275 | 2.040 | 1.120 | 2.126 | 0.916 | 1.447 |
| | 建設業 | 0.116 | 0.237 | 0.312 | 1.653 | 0.129 | 0.400 |
| | 卸売業 | 0.196 | 0.277 | 0.550 | 2.286 | -0.661 | 3.856 |
| | 小売業・飲食店 | -0.330 | 0.960 | 0.308 | 0.758 | -0.006 | 0.000 |
| | 金融・保険業 | 0.369 | 1.174 | -0.037 | 0.011 | 0.537 † | 3.519 |
| | 不動産業 | 0.767 | 1.622 | -0.106 | 0.032 | -0.649 | 1.621 |
| | 運輸通信業 | 0.131 | 0.222 | 0.215 | 0.533 | -0.300 | 1.427 |
| | 電気・ガス・水道業 | -0.053 | 0.032 | -0.004 | 0.000 | -0.941 *** | 12.247 |
| | サービス業 | 0.250 | 1.048 | 0.470 | 3.593 | 0.160 | 0.544 |
| 20代(基準) | 30代 | -0.058 | 0.020 | -0.848 | 4.991 | -0.579 | 2.563 |
| | 40代 | -0.411 | 1.126 | -0.850 | 5.886 | -0.161 | 0.236 |
| | 50代 | -0.827 * | 4.496 | -0.725 * | 4.255 | 0.764 * | 5.231 |
| 高卒(基準) | 中卒 | -0.556 | 2.182 | 0.413 | 1.554 | 0.651 * | 4.355 |
| | 短大・高専卒 | 0.933 ** | 6.270 | 0.510 ** | 2.342 | 0.135 | 0.180 |
| | 大卒・大学院卒 | 0.344 * | 4.462 | -0.007 * | 0.002 | -0.138 | 0.903 |
| | 転職・経験 | -0.215 | 1.927 | 0.245 | 2.577 | -0.041 | 0.092 |
| | 仕事満足 | -0.430 ** | 7.924 | -0.364 *** | 5.155 | -0.643 *** | 21.931 |
| | 昇進で同期に遅れない | 1.108 *** | 54.879 | 0.112 *** | 0.465 | 0.326 * | 5.253 |
| | 良い仕事をする事に専念 | 0.438 ** | 5.602 | 0.666 | 9.305 | -0.079 | 0.224 |
| | 昇進にこだわらず能力発揮 | -0.832 *** | 20.772 | 0.046 *** | 0.067 | 0.027 | 0.030 |
| | 単身赴任も辞さない | 0.398 *** | 7.089 | 0.171 *** | 1.190 | 0.085 | 0.396 |
| | 優遇退職金あれば早期退職する | -0.167 | 1.222 | 0.329 | 4.455 | -0.529 *** | 15.748 |
| | 専門知識を活かす | -0.798 *** | 29.976 | 0.057 *** | 0.143 | -0.011 | 0.007 |
| | 地域限定を選択昇進にこだわらない | -1.425 *** | 90.736 | -0.396 *** | 6.245 | -0.061 | 0.185 |
| | n | | 1250 | | 1250 | | 1250 |
| -2LL | | 1232.046 | | 1219.198 | | 1482.602 | |
| カイ二乗 | | 498.979 | | 64.368 | | 210.628 | |
| Negerkerke R ² | | 0.439 | | 0.078 | | 0.209 | |

† <1, *p<.5, **<.01, ***<.001

4.3.2 処遇に対する認識を規定する要因(年代別)

4.2の結果から、30歳代、40歳代層の管理職の処遇への評価の中に揺らぎがあることが明らかとなったことから、以下では、年代を30歳代、40歳代に絞って規定要因を分析する(図表14)。

30歳代については、「昇進希望」では、「昇進で同期に遅れたくない」がプラスに有意であり、「地域限定を選択昇進にこだわらない」はマイナスに有意であった。「成果主義に賛成」に対しては、学歴で、大学卒がプラスに有意であり、やはり「昇進で同期に遅れたくない」がプラスに有意であった以外は、「昇進にこだわらず能力発揮」「優遇退職金があれば早期退職する」「地域限定を選択昇進にこだわらない」などがマイナスに有意であった。また「長期雇用可能性」については、「単身赴任も辞さない」がプラスに有意であった。30歳代管理職については、昇進などキャリアへの関心が高く、就業環境や条件を選ぶよりも良い仕事をして評価されたいと考える管理職の姿が想定される。

一方、40歳代については、「昇進希望」について、「成果主義に賛成」に対して、会社規模で「300人から500人未満」がプラスに有意、「転職経験」がプラスに有意であったほか、「昇進で同期に遅れたくない」がプラスに有意であった。特に30歳代との違いとしては、転職経験があることがプラスに有意となっていることである。40歳代では転職経験がある

管理職の場合、勤続年数や年功で報酬を決められるよりは、成果給で決められることを求めているという姿が想定される。

「長期雇用可能性」については、会社規模で 300 人規模以上の企業はすべて有意であった。産業別では、不動産業と電気ガス水道業がマイナスに有意。「昇進で同期に遅れたくない」はプラスに有意であったが、「仕事満足」「優遇退職金があれば早期退職する」もマイナスに有意であった。このことから、「仕事満足」や「早期退職」を選好するよりも長期に保証された雇用の中で働きたいという管理職の姿と理解してよいのであろうか。

30 歳代と 40 歳代を比較すると、働き方としては、30 歳代は同期との昇進競争の中で自己能力の発揮をめざしている姿が想定される一方、40 歳代では処遇の多様な選択肢のなかにおかれつつ仕事に基軸をおいた働き方の強化の方向が示されていると考えられる。

4.3.4 従業員の意識を規定する要因

働く意欲を高める要因とも言われる、仕事満足についてそれを規定する要因が、90 年代後半の時代においては、何であったのかを分析したい。

管理職の「仕事満足」を規定する要因を探るため、「転職経験」「長期雇用可能性」（定年まで勤務できるか）、「長期勤続志向」（転職しない）、「雇用見通し」（失業しないかどうか）、「昇進見通し」（昇進できるかそうか）、「転勤見通し」（転勤になるかどうか）「余暇満足度」（余暇に満足しているかどうか）、「家庭生活満足度」（家庭生活に満足しているかどうか）の各変数について二項ロジットにより解析を行った（図表 1 5）。企業規模、産業別、年代別、学歴は統制変数とした。

分析の結果、管理職全体においては、ホワイトカラー全体との違いともいえるが、会社規模が満足度にプラスに有意であった。さらに 500 人以上規模の企業での満足度が高い傾向が示されている。一方で「長期雇用可能性」「長期勤続可能性」「昇進見通し」のそれぞれについては、マイナスに有意であったことから、これらはかならずしも「仕事満足」を規定していないと考えられる。

このことから、管理職の仕事満足にとっては、終身雇用であるかどうか、昇進できるかどうかの規定要因となっているとは言い難く、ほかにさらに有力な要因があるのではないかと示唆された。

図表 1.4 管理職の処遇への認識を規定する要因 (30歳代, 40歳代)

| | 30歳代 | | | | | | 40歳代 | | | | | |
|---------------------------|------------|--------|-----------|-------|---------|-------|------------|--------|-----------|-------|------------|--------|
| | 昇進希望 | | 成果主義への評価 | | 長期雇用可能性 | | 昇進希望 | | 成果主義への評価 | | 長期雇用可能性 | |
| | β | Wald | β | Wald | β | Wald | β | Wald | β | Wald | β | Wald |
| 5000人以上 (基準) | 0.814 | 1.150 | 0.807 | 0.932 | -0.311 | 0.177 | -0.774 | 3.205 | 0.099 | 0.062 | 0.532 | 1.977 |
| 300人未満 | 0.216 | 0.055 | 0.221 | 0.038 | 0.648 | 0.601 | 0.541 | 1.117 | 0.957 * | 4.412 | 0.849 * | 3.873 |
| 300人から500人未満 | -0.156 | 0.031 | 1.543 † | 2.824 | -0.362 | 0.214 | -0.165 | 0.150 | -0.109 | 0.056 | 1.104 ** | 8.382 |
| 500人から1000人未満 | 0.030 | 0.002 | 0.566 | 0.691 | -0.195 | 0.110 | -0.353 | 1.128 | -0.040 | 0.014 | 0.817 ** | 7.613 |
| 1000人から5000人未満 | 21.309 | 0.000 | -19.566 | 0.000 | 1.103 | 0.448 | 1.022 | 0.675 | 0.505 | 0.264 | 0.315 | 0.112 |
| 鉱業業 | -0.700 | 0.368 | -1.304 | 0.958 | 0.901 | 1.040 | -0.335 | 0.872 | -0.203 | 0.307 | -0.288 | 0.915 |
| 建設業 | -0.464 | 0.143 | 0.395 | 0.120 | 0.004 | 0.000 | -0.183 | 0.112 | 0.234 | 0.199 | -1.274 | 6.110 |
| 卸売業 | -1.006 | 1.968 | 1.740 * | 4.580 | 0.403 | 0.384 | -0.706 | 1.447 | -0.292 | 0.209 | -0.519 | 0.964 |
| 小売業・飲食店 | -0.314 | 0.124 | 0.707 | 0.562 | -0.208 | 0.071 | -0.113 | 0.046 | -0.279 | 0.271 | 0.447 | 1.035 |
| 金融・保険業 | -0.017 | 0.000 | 1.376 | 1.452 | -0.428 | 0.118 | 0.829 | 0.648 | -0.862 | 0.571 | -2.229 * | 3.891 |
| 不動産業 | -0.393 | 0.170 | -0.259 | 0.037 | -0.210 | 0.056 | 0.020 | 0.002 | 0.261 | 0.302 | -0.740 † | 2.998 |
| 運輸通信業 | -0.240 | 0.055 | 1.483 | 1.762 | -0.921 | 0.953 | -0.165 | 0.130 | -0.244 | 0.262 | -1.280 ** | 9.163 |
| 電気・ガス・水道業 | 0.133 | 0.045 | 0.773 | 1.158 | -0.794 | 1.608 | 0.018 | 0.002 | 0.185 | 0.205 | -0.365 | 1.039 |
| サービス業 | 22.480 | 0.000 | -19.004 | 0.000 | -19.177 | 0.000 | 0.330 | 0.177 | -0.489 | 0.317 | -0.013 | 0.000 |
| 中卒 | 1.397 | 2.006 | 0.964 | 1.263 | -0.134 | 0.024 | 0.889 † | 3.117 | 0.319 | 0.397 | -0.031 | 0.004 |
| 短大・高専卒 | 0.627 | 1.563 | 0.163 | 0.086 | -0.313 | 0.435 | 0.504 * | 3.830 | 0.071 | 0.073 | -0.176 | 0.614 |
| 大卒・大学院卒 | -0.592 | 1.796 | 0.067 | 0.019 | -0.324 | 0.607 | -0.253 | 1.085 | 0.501 * | 4.371 | 0.137 | 0.420 |
| 転職・経歴 | -0.227 | 0.302 | 0.149 | 0.112 | -0.131 | 0.109 | -0.236 | 1.072 | -0.374 | 2.260 | -0.891 *** | 17.066 |
| 仕事満足 | 1.342 * | 9.271 | -0.438 | 0.719 | 0.239 | 0.300 | 1.248 *** | 28.793 | 0.160 | 0.379 | 0.476 * | 4.491 |
| 昇進で同期に遅れない | -0.150 | 0.070 | 0.971 | 2.154 | 0.153 | 0.081 | 0.428 | 2.395 | 1.281 *** | 9.981 | -0.293 | 1.263 |
| 良い仕事をすることに専念 | -0.674 | 1.714 | -1.156 * | 5.213 | -0.064 | 0.021 | -0.936 ** | 10.621 | 0.423 | 2.155 | 0.040 | 0.026 |
| 昇進にこだわらず能力発揮 | 0.454 | 1.246 | -0.432 | 0.919 | 0.883 * | 4.730 | 0.287 | 1.563 | 0.261 | 1.111 | 0.093 | 0.194 |
| 単身赴任も辞さない | 0.542 | 1.461 | 0.804 | 2.396 | -0.189 | 0.218 | -0.490 * | 4.468 | 0.274 | 1.247 | -0.690 *** | 11.226 |
| 優遇退職金あれば早期退職する | -0.577 | 1.698 | 0.952 * | 3.570 | 0.085 | 0.043 | -0.964 *** | 19.199 | -0.123 | 0.263 | 0.159 | 0.592 |
| 専門知識を活かす | -2.006 *** | 20.916 | -1.310 ** | 7.497 | -0.093 | 0.054 | -1.340 *** | 33.489 | -0.341 | 1.888 | -0.229 | 1.085 |
| 地域限定を選択昇進にこだわらない | 1.96 | | 1.96 | | 1.96 | | 5.65 | | 5.65 | | 5.65 | |
| n | 175.495 | | 159.184 | | 200.321 | | 540.746 | | 510.992 | | 634.335 | |
| -2LL | 87.995 | | 36.418 | | 17.890 | | 238.256 | | 46.045 | | 91.223 | |
| カイ二乗 | 0.489 | | 0.269 | | 0.130 | | 0.460 | | 0.125 | | 0.206 | |
| Negerkerke R ² | | | | | | | | | | | | |

†<1, *p<.5, **<.01, ***<.001

図表 15 仕事満足を規定する要因（管理職とホワイトカラー全体）

| | | 仕事満足(管理職) | | 仕事満足(全体) | |
|---------------------------|---------------|------------|--------|------------|---------|
| | | β | Wald | β | Wald |
| 5000人以上(基準) | 300人未満 | 0.430 † | 3.449 | 0.192 | 2.679 |
| | 300人~500人未満 | 0.448 † | 2.781 | 0.14 | 0.953 |
| | 500人~1000人未満 | 0.623 ** | 6.888 | 0.166 | 1.871 |
| | 1000人~5000人未満 | 0.365 * | 3.797 | 0.047 | 0.238 |
| 製造業(基準) | 鉱業業 | -0.072 | 0.009 | 0.396 | 1.675 |
| | 建設業 | -0.233 | 1.268 | -0.173 | 2.484 |
| | 卸売業 | -0.170 | 0.280 | -0.164 | 0.834 |
| | 小売業・飲食店 | 0.039 | 0.018 | -0.147 | 0.791 |
| | 金融・保険業 | 0.320 | 1.268 | 0.086 | 0.351 |
| | 不動産業 | -0.552 | 1.188 | -0.332 | 2.039 |
| | 運輸通信業 | 0.237 | 0.973 | 0.217 † | 2.994 |
| | 電気・ガス・水道業 | -0.487 † | 3.351 | -0.284 * | 4.811 |
| | サービス業 | -0.297 | 1.843 | -0.143 | 1.651 |
| 20代(基準) | 30代 | 0.234 | 0.415 | -0.16 † | 3.429 |
| | 40代 | 0.122 | 0.126 | -0.146 | 2.371 |
| | 50代 | -0.028 | 0.006 | -0.223 * | 3.718 |
| 高卒(基準) | 中卒 | -0.147 | 0.206 | -0.215 | 1.003 |
| | 短大・高専卒 | 0.116 | 0.137 | 0.073 | 0.456 |
| | 大卒・大学院卒 | -0.201 | 1.960 | -0.139 † | 3.36 |
| | 転職経験 | -0.080 | 0.355 | 0.028 | 0.135 |
| | 長期雇用可能性 | -0.491 *** | 12.483 | -0.447 *** | 30.547 |
| | 長期勤続志向 | -0.934 *** | 50.829 | -0.991 *** | 181.969 |
| | 雇用見通し | 0.086 | 0.312 | 0.05 | 0.436 |
| | 昇進見通し | -0.255 ** | 7.007 | -0.133 ** | 9.243 |
| | 転勤見通し | 0.021 | 0.051 | -0.023 | 0.297 |
| | 余暇満足度 | -0.113 | 1.000 | -0.175 *** | 10.092 |
| | 家庭生活満足度 | -0.135 | 0.890 | -0.013 | 0.041 |
| n | | 1250 | | 4279 | |
| -2LL | | 1512.855 | | 5428.699a | |
| カイ二乗 | | 144.337 | | 453.923 | |
| Negerkerke R ² | | 0.601 | | 0.135 | |

† <1, *p<.5, **<.01, ***<.001

4.3.5 従業員の意識を規定する要因（年代別）

仕事満足を規定する要因について、まず30代と40代という年代別で結果が異なること、また、管理職とホワイトカラー全体でも結果が異なることが分析の結果示された（図表16）。

管理職について、30歳代では、産業別に電気・ガス・水道業、サービス業でマイナスに有意な結果、学歴でも短大・高専卒と大卒でマイナスに有意な結果であった。さらに、昇進見通しについてもマイナスに有意であった。これに対して、40歳の管理職では、会社規模で500人以上規模の企業でプラスに有意な結果を得たが、40歳のホワイトカラー全体では、1000人以上規模の企業に勤務するものが仕事満足を得ているという結果となっている。「長期雇用可能性」「長期勤続志向」にマイナスに有意な結果で、雇用保障が仕事満足の規定因には直接なっていないという結果と理解できる。これに対してホワイトカラー全体では、「長期雇用可能性」「長期勤続志向」に加え、「昇進見通し」「余暇満足度」についてもマイナスに有意であった。

図表 16 仕事満足を規定する要因（管理職，ホワイトカラー全体，30 歳代・40 歳代）

| | 管理職 | | | | 全体 | | | |
|---------------------------|------------|--------|------------|--------|------------|--------|------------|--------|
| | 30歳代 | | 40歳代 | | 30歳代 | | 40歳代 | |
| | β | Wald | β | Wald | β | Wald | β | Wald |
| 300人未満 | -0.136 | 0.044 | 0.693 † | 3.528 | 0.217 | 1.103 | 0.310 | 2.316 |
| 300人～500人未満 | 0.287 | 0.115 | 0.600 | 1.907 | 0.478 † | 3.355 | 0.470 † | 3.238 |
| 500人～1000人未満 | 0.419 | 0.321 | 0.992 ** | 6.974 | -0.078 | 0.135 | 0.267 | 1.271 |
| 1000人～5000人未満 | -0.078 | 0.021 | 0.717 ** | 6.011 | 0.058 | 0.114 | 0.367 * | 4.173 |
| 鉱業業 | 21.143 | 0.000 | -0.893 | 0.538 | 0.774 | 1.418 | -0.596 | 0.791 |
| 建設業 | -0.967 | 1.153 | -0.204 | 0.439 | -0.571 ** | 8.034 | -0.173 | 0.856 |
| 卸売業 | -1.162 | 1.497 | -0.127 | 0.074 | 0.047 | 0.021 | -0.293 | 0.780 |
| 小売業・飲食店 | -0.547 | 0.673 | -0.042 | 0.007 | 0.060 | 0.049 | 0.014 | 0.002 |
| 金融・保険業 | -0.869 | 1.389 | 0.395 | 0.802 | -0.293 | 1.291 | 0.164 | 0.326 |
| 不動産業 | -1.288 | 1.643 | -0.645 | 0.623 | -0.296 | 0.554 | -0.950 † | 3.195 |
| 運輸通信業 | -0.974 | 1.427 | 0.739 | 3.533 | -0.050 | 0.052 | 0.317 | 1.874 |
| 電気・ガス・水道業 | -2.703 ** | 8.141 | -0.151 | 0.139 | -0.487 * | 4.595 | -0.395 † | 2.798 |
| サービス業 | -1.148 * | 3.870 | -0.170 | 0.225 | -0.263 | 2.091 | -0.156 | 0.631 |
| 中卒 | -0.971 | 0.370 | -0.597 | 0.817 | 1.255 † | 3.182 | -0.144 | 0.269 |
| 短大・高専卒 | -1.488 * | 3.665 | 0.137 | 0.093 | 0.019 | 0.009 | -0.190 | 0.485 |
| 大卒・大学院卒 | -1.575 *** | 12.618 | -0.178 | 0.659 | -0.282 * | 4.673 | -0.102 | 0.562 |
| 転職経験 | -0.034 | 0.008 | -0.058 | 0.075 | 0.141 | 1.283 | 0.118 | 0.853 |
| 長期雇用可能性 | 0.044 | 0.012 | -0.740 *** | 11.823 | -0.446 *** | 10.187 | -0.520 *** | 15.728 |
| 長期勤続志向 | -0.494 | 1.855 | -0.929 *** | 21.715 | -1.108 *** | 73.164 | -0.827 *** | 43.464 |
| 雇用見通し | 0.448 | 1.065 | 0.099 | 0.172 | 0.057 | 0.194 | 0.109 | 0.595 |
| 昇進見通し | -0.543 * | 3.755 | -0.373 * | 5.241 | -0.060 | 0.535 | -0.202 * | 5.772 |
| 転職見通し | 0.486 † | 3.326 | 0.039 | 0.069 | 0.023 | 0.092 | 0.099 | 1.507 |
| 余暇満足度 | -0.055 | 0.038 | -0.197 | 1.203 | -0.142 | 1.970 | -0.347 *** | 11.138 |
| 家庭生活満足度 | 0.286 | 0.902 | -0.259 | 1.193 | -0.049 | 0.196 | -0.018 | 0.015 |
| n | 196 | | 565 | | 1462 | | 1323 | |
| -2LL | 222.669 | | 674.559 | | 1833.310 | | 1650.818 | |
| カイ二乗 | 47.737 | | 81.704 | | 184.864 | | 142.709 | |
| Negerkerke R ² | 0.162 | | 0.183 | | 0.159 | | 0.138 | |

† <.1, *p<.5, **<.01, ***<.001

5 おわりに

90年代の構造改革において、ホワイトカラーの中でも、特に管理職を取り巻く環境変化は大きなものであった。現在、「管理職」については、職位と職責や仕事内容の多様性から定義することが難しい状況にあるが、このことが90年代の変革の中で急速に進んだ人事制度改革のなかでも管理職の処遇に対する変革の大きさを現している。

厳しい経営環境，人事管理制度の下で，大きな変化の最中であつた98年当時の管理職の自分たちの処遇に対する認識がどのようなものであつたのか，そのような状況の中で管理職は仕事満足度を何により得ていたのかという素朴な疑問から，本稿の分析は出発している。

本稿では，当時の管理職のキャリア，報酬，雇用といった処遇に対する認識，仕事満足という意識について，98年に実施された従業員調査のデータを再分析することで考察を行ってきた。

分析からの知見として，まず，転職経験の有無は，処遇や将来の職業生活のあり方への意識に影響を及ぼしていることが明らかとなった。さらに，処遇への認識や仕事満足など意識への影響の要素として，当時の管理職の年代によるところが大きいこともわかった。すなわち，昇進への希望は，年齢が進むとともに下降する傾向がある中，30歳代と50歳代では認識に違いがあることが確認された。また，長期勤続の可能性については，年齢が進むとともに上昇する傾向があり，40歳代と50歳代でも認識に違いがあることが確認されてい

る。雇用安定に対する認識は、転職経験に影響されることが確認されたが、40歳代においては転職経験に関わらず同一の認識を持っていることも確認された。

処遇に対する認識については、当時の40歳代の管理職に特に大きな特徴を見ることができ、転職経験の有無が40歳代には現在の処遇についての考え方や将来見通しに影響を与えている。たとえば、成果主義について、転職経験のある40歳代は肯定的な評価をしている。その理由を考えると、転職したことで年齢や勤続年数による報酬管理は不利なものとなると考えられるからではないかと推測される。本稿では、データの制約から転職経験について時期や理由をについて分析することができないが、当時の40歳代管理職の転職の仕方をさらに分析することで、この点を深めることでさらに知見は深められると考える。

仕事意欲をもたらす要因としての「仕事満足」について、やはり管理職の年代による違いが確認されている。仕事満足は、全年代を通じて年齢が上昇するに伴い下降していく傾向が確認されているが、30歳代と50歳代では、将来の雇用見通しを楽観的にとらえるか、悲観的にとらえるかの違いにより仕事満足感が異なることも確認された。30歳代の場合、雇用見通しに悲観的であっても楽観的であっても仕事満足は変わらないが、50歳代では楽観的な見通しを持たないと仕事満足は高くないと考えられる。また、転職経験のある場合は、仕事満足と雇用見通しの関係は年代による違いがさらに大きく出る。転職経験のある場合には、30歳代では楽観的雇用見通しを持たないと仕事満足は高くないのに対して、50歳代では逆に悲観的見通しでも楽観的見通しより高い仕事満足を得ている。

また、仕事満足の規定要因を見ると、仕事満足は企業の規模に依存している。規模の大きい企業では仕事満足は高い。

仕事満足については、雇用の安定性、職場の人間関係、仕事を通じた成長など、精神的要因や環境条件、能力開発などの要素が重要であることが指摘されている。⁶ 今回の分析では、データの制約から、管理職の心理学的側面や職場環境の要素について、分析すべき変数をすべて得ることができていないので、これらの点については、今後の課題としたい。

さらに、本稿での分析結果から、90年代後半の管理職の働き方について、仕事満足を優先するより仕事そのものに集中し、仕事能力を発揮する人材であるという姿が想定される。「昇進で同期に遅れをとりたくない」という働く姿も想定される。企業はまだ長期雇用を実践しているが、仕事の仕方そのものが大きく変わろうとしている過渡期の状態を今回の分析から想定することは容易であると考えられる。今回の分析から得られた働く姿からは得られる知見は、不況やリストラの中で、また企業の組織改変の中で、従業員は、自己の仕事満足に関心を置いていられない状況にあり、業績への評価が厳しくなる中で、自立的働き方が求められてきたということであろうか。

⁶ 2008年に労働政策研究・研修機構が行った「従業員の意識と人材マネジメントの課題②に関する調査」の従業員調査の結果（有効回答数7,349人）では、「雇用安定性」（50.3%）、「職場の人間関係」（44.9%）、「仕事を通じた成長」（37.9%）などが、満足度を促す要素であるとされている。

本稿は、既存調査の二次分析ということから、変数の概念規定や変数そのものの設定に限界があるが、分析モデルを精緻化することでさらに掘り下げた分析が可能であると考えられている。具体的には、今回の分析結果を解釈する場合に、処遇に対する管理職の意識は、それが従業員本人の特性から起因するものであるのか、それとも当時の経済情勢や企業の経営環境、従業員の労働環境から起因するものなのかの判別を明確に行う必要があると考える。これら点の分析をさらに精緻に行っていくことは今後の課題である。

謝辞

本研究は、文部科学省委託研究「近未来の課題解決を目指した実証的社会科学研究推進事業」(研究課題『すべての人々が生涯を通じて成長可能となるための雇用システム構築』(研究代表者：玄田有史))による援助を得ました。機会を与えていただいたことに謹んで感謝申し上げます。また、調査データの二次分析にあたっては、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターから「構造調整下の人事処遇制度と職業意識に関する調査」(日本労働研究機構)の個票データの提供を受けました。ここに謹んで感謝申し上げます。

本稿の作成に当たって、松浦民恵先生(東京大学社会科学研究所)から大変有益なご助言をいただいた。ここに記して、深く感謝申し上げます。

文献

Cappelli, P., 1999, *The New Deal at Work: Managing the Market-driven Workforce*,

Harvard Business School Pr. (=2001, 若山由美, 『雇用の未来』日本経済社.)

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

浜口桂一郎, 2004, 『労働法政策』ミネルヴァ書房.

Herzberg, F., 1966, *Work and the Nature of Man*, New York: World Press.

厚生労働省, 2009, 『平成21年版労働経済白書』.

楠田丘, 2002, 『日本型成果主義』社会経済生産性本部.

Lazear, E. P., 1997, *Personnel Economics for Managers*, Wiley (=1998, 樋口美男・清家篤訳, 『人事と組織の経済学』日本経済新聞社.)

仁田道夫, 2003, 『変化のなかの雇用システム』東京大学出版会.

仁田道夫・久本憲夫編, 2008, 『日本的雇用システム』ナカニシヤ出版

奥林康二・平野光俊, 2004, 『フラット型組織の人事制度』中央経済社.

奥西好夫, 2001, 「「成果主義」賃金導入の条件」『組織科学』34(3): 6-17

Robbins, S. P., 1997, *Essentials of Organizational Behavior*, 5th ed., Prentice-Hall, Inc. (=2002, 高木晴夫監訳『組織行動のマネジメント』ダイヤモンド社.)

- 労働政策研究・研修機構, 2007, 『第5回勤労者生活に関する調査』調査シリーズ No. 41
- , 2008, 『従業員の意識と人材マネジメントの課題に関する調査』調査シリーズ No. 51
- , 2010, 『今後の企業経営と賃金のあり方に関する調査』調査シリーズ No. 65
- 佐藤博樹, 2001, 「ホワイトカラーの働き方と裁量労働制の適用可能性—成果主義が機能するための条件—」『組織科学』34-3: 42-52
- 佐藤博樹・藤村博之・八代充史, 2007, 『新しい人事管理 第3版』有斐閣.
- Vroom, V. H., 1964, *Work and Motivation*, New York: Wiley.
- 山本寛, 1990, 「職務満足と企業組織に関する実証的研究」『応用心理学研究』15: 17-28
- , 2008, 『転職とキャリアの研究』創成社..
- 八代充史, 2002, 『管理職層の人的資源管理』有斐閣.
- 横田絵里, 1998, 『フラット化組織の管理と心理』慶応義塾大学出版会.

<付表>

付表1 管理職年代別の多重比較（従属変数：昇進希望）

| ① 管理職年代別 | ② 管理職年代別 | 平均値の差 (I-J) | 標準誤差 | 有意確率 | 95% 信頼区間 | |
|----------|----------|-------------|-------|-------|----------|--------|
| | | | | | 下限 | 上限 |
| 20歳代 | 30歳代 | 0.034 | 0.112 | 0.998 | -0.271 | 0.340 |
| | 40歳代 | 0.093 | 0.108 | 0.911 | -0.202 | 0.388 |
| | 50歳代 | 0.194 | 0.109 | 0.382 | -0.103 | 0.490 |
| | 60歳以上 | 0.053 | 0.147 | 0.996 | -0.348 | 0.454 |
| 30歳代 | 20歳代 | -0.034 | 0.112 | 0.998 | -0.340 | 0.271 |
| | 40歳代 | 0.059 | 0.041 | 0.612 | -0.054 | 0.171 |
| | 50歳代 | .1596* | 0.043 | 0.002 | 0.043 | 0.276 |
| | 60歳以上 | 0.019 | 0.107 | 1.000 | -0.275 | 0.312 |
| 40歳代 | 20歳代 | -0.093 | 0.108 | 0.911 | -0.388 | 0.202 |
| | 30歳代 | -0.059 | 0.041 | 0.612 | -0.171 | 0.054 |
| | 50歳代 | .1009* | 0.032 | 0.012 | 0.015 | 0.187 |
| | 60歳以上 | -0.040 | 0.104 | 0.995 | -0.323 | 0.243 |
| 50歳代 | 20歳代 | -0.194 | 0.109 | 0.382 | -0.490 | 0.103 |
| | 30歳代 | -1.596* | 0.043 | 0.002 | -0.276 | -0.043 |
| | 40歳代 | -1.009* | 0.032 | 0.012 | -0.187 | -0.015 |
| | 60歳以上 | -0.141 | 0.104 | 0.658 | -0.425 | 0.144 |
| 60歳以上 | 20歳代 | -0.053 | 0.147 | 0.996 | -0.454 | 0.348 |
| | 30歳代 | -0.019 | 0.107 | 1.000 | -0.312 | 0.275 |
| | 40歳代 | 0.040 | 0.104 | 0.995 | -0.243 | 0.323 |
| | 50歳代 | 0.141 | 0.104 | 0.658 | -0.144 | 0.425 |

*<.05水準で有意
Tukey HSD

付表2 管理職年代別の多重比較（従属変数：長期雇用可能性）

| ① 管理職年代別 | ② 管理職年代別 | 平均値の差 (I-J) | 標準誤差 | 有意確率 | 95% 信頼区間 | |
|----------|----------|-------------|-------|-------|----------|--------|
| | | | | | 下限 | 上限 |
| 20歳代 | 30歳代 | -0.063 | 0.107 | 0.976 | -0.355 | 0.228 |
| | 40歳代 | -0.160 | 0.103 | 0.531 | -0.442 | 0.122 |
| | 50歳代 | -.3893* | 0.104 | 0.002 | -0.673 | -0.106 |
| | 60歳以上 | -.4848* | 0.140 | 0.005 | -0.868 | -0.102 |
| 30歳代 | 20歳代 | 0.063 | 0.107 | 0.976 | -0.228 | 0.355 |
| | 40歳代 | -0.097 | 0.039 | 0.101 | -0.204 | 0.011 |
| | 50歳代 | -.3262* | 0.041 | 0.000 | -0.437 | -0.215 |
| | 60歳以上 | -.4218* | 0.103 | 0.000 | -0.702 | -0.141 |
| 40歳代 | 20歳代 | 0.160 | 0.103 | 0.531 | -0.122 | 0.442 |
| | 30歳代 | 0.097 | 0.039 | 0.101 | -0.011 | 0.204 |
| | 50歳代 | -.2295* | 0.030 | 0.000 | -0.312 | -0.147 |
| | 60歳以上 | -.3251* | 0.099 | 0.009 | -0.595 | -0.055 |
| 50歳代 | 20歳代 | .3893* | 0.104 | 0.002 | 0.106 | 0.673 |
| | 30歳代 | .3262* | 0.041 | 0.000 | 0.215 | 0.437 |
| | 40歳代 | .2295* | 0.030 | 0.000 | 0.147 | 0.312 |
| | 60歳以上 | -0.096 | 0.099 | 0.873 | -0.367 | 0.176 |
| 60歳以上 | 20歳代 | .4848* | 0.140 | 0.005 | 0.102 | 0.868 |
| | 30歳代 | .4218* | 0.103 | 0.000 | 0.141 | 0.702 |
| | 40歳代 | .3251* | 0.099 | 0.009 | 0.055 | 0.595 |
| | 50歳代 | 0.096 | 0.099 | 0.873 | -0.176 | 0.367 |

*<.05水準で有意
Tukey HSD

付表3 管理職年代別の多重比較（従属変数：仕事満足）

| ① 管理職年代別 | ② 管理職年代別 | 平均値の差 (I-J) | 標準誤差 | 有意確率 | 95% 信頼区間 | |
|----------|----------|-------------|-------|-------|----------|--------|
| | | | | | 下限 | 上限 |
| 20歳代 | 30歳代 | 0.177 | 0.108 | 0.473 | -0.118 | 0.473 |
| | 40歳代 | 0.245 | 0.105 | 0.131 | -0.040 | 0.531 |
| | 50歳代 | .3158* | 0.105 | 0.023 | 0.029 | 0.603 |
| | 60歳以上 | .4280* | 0.142 | 0.022 | 0.040 | 0.816 |
| 30歳代 | 20歳代 | -0.177 | 0.108 | 0.473 | -0.473 | 0.118 |
| | 40歳代 | 0.068 | 0.040 | 0.431 | -0.041 | 0.177 |
| | 50歳代 | .1386* | 0.041 | 0.007 | 0.026 | 0.251 |
| | 60歳以上 | 0.251 | 0.104 | 0.113 | -0.033 | 0.535 |
| 40歳代 | 20歳代 | -0.245 | 0.105 | 0.131 | -0.531 | 0.040 |
| | 30歳代 | -0.068 | 0.040 | 0.431 | -0.177 | 0.041 |
| | 50歳代 | 0.071 | 0.031 | 0.141 | -0.013 | 0.154 |
| | 60歳以上 | 0.183 | 0.100 | 0.361 | -0.091 | 0.457 |
| 50歳代 | 20歳代 | -.3158* | 0.105 | 0.023 | -0.603 | -0.029 |
| | 30歳代 | -.1386* | 0.041 | 0.007 | -0.251 | -0.026 |
| | 40歳代 | -0.071 | 0.031 | 0.141 | -0.154 | 0.013 |
| | 60歳以上 | 0.112 | 0.101 | 0.800 | -0.163 | 0.388 |
| 60歳以上 | 20歳代 | -.4280* | 0.142 | 0.022 | -0.816 | -0.040 |
| | 30歳代 | -0.251 | 0.104 | 0.113 | -0.535 | 0.033 |
| | 40歳代 | -0.183 | 0.100 | 0.361 | -0.457 | 0.091 |
| | 50歳代 | -0.112 | 0.101 | 0.800 | -0.388 | 0.163 |

*<.05水準で有意
Tukey HSD

付表4 管理職年代別の多重比較（従属変数：仕事満足， 転職経験あり）

| (I) 管理職年代別 | (J) 管理職年代別 | 平均値の差 (I-J) | 標準誤差 | 有意確率 | 95% 信頼区間 | |
|-------------------------|------------|-------------|-------|-------|----------|--------|
| | | | | | 下限 | 上限 |
| 20歳代 | 30歳代 | 0.153 | 0.284 | 0.983 | -0.624 | 0.930 |
| | 40歳代 | 0.260 | 0.280 | 0.886 | -0.507 | 1.028 |
| | 50歳代 | 0.355 | 0.280 | 0.713 | -0.413 | 1.122 |
| | 60歳以上 | 0.500 | 0.311 | 0.492 | -0.351 | 1.351 |
| 30歳代 | 20歳代 | -0.153 | 0.284 | 0.983 | -0.930 | 0.624 |
| | 40歳代 | 0.108 | 0.067 | 0.492 | -0.075 | 0.290 |
| | 50歳代 | .2018* | 0.068 | 0.025 | 0.017 | 0.387 |
| | 60歳以上 | 0.347 | 0.150 | 0.142 | -0.064 | 0.758 |
| 40歳代 | 20歳代 | -0.260 | 0.280 | 0.886 | -1.028 | 0.507 |
| | 30歳代 | -0.108 | 0.067 | 0.492 | -0.290 | 0.075 |
| | 50歳代 | 0.094 | 0.051 | 0.342 | -0.045 | 0.233 |
| | 60歳以上 | 0.240 | 0.143 | 0.452 | -0.153 | 0.632 |
| 50歳代 | 20歳代 | -0.355 | 0.280 | 0.713 | -1.122 | 0.413 |
| | 30歳代 | -.2018* | 0.068 | 0.025 | -0.387 | -0.017 |
| | 40歳代 | -0.094 | 0.051 | 0.342 | -0.233 | 0.045 |
| | 60歳以上 | 0.146 | 0.144 | 0.850 | -0.248 | 0.539 |
| 60歳以上 | 20歳代 | -0.500 | 0.311 | 0.492 | -1.351 | 0.351 |
| | 30歳代 | -0.347 | 0.150 | 0.142 | -0.758 | 0.064 |
| | 40歳代 | -0.240 | 0.143 | 0.452 | -0.632 | 0.153 |
| | 50歳代 | -0.146 | 0.144 | 0.850 | -0.539 | 0.248 |
| *<.05水準で有意 Tukey HSD | | | | | | |

付表5 管理職年代別の多重比較（従属変数：仕事満足， 転職経験なし）

| (I) 管理職年代別 | (J) 管理職年代別 | 平均値の差 (I-J) | 標準誤差 | 有意確率 | 95% 信頼区間 | |
|-------------------------|------------|-------------|-------|-------|----------|-------|
| | | | | | 下限 | 上限 |
| 20歳代 | 30歳代 | 0.204 | 0.119 | 0.422 | -0.120 | 0.529 |
| | 40歳代 | 0.248 | 0.113 | 0.185 | -0.062 | 0.558 |
| | 50歳代 | 0.306 | 0.114 | 0.059 | -0.007 | 0.618 |
| | 60歳以上 | 0.382 | 0.178 | 0.201 | -0.104 | 0.867 |
| 30歳代 | 20歳代 | -0.204 | 0.119 | 0.422 | -0.529 | 0.120 |
| | 40歳代 | 0.044 | 0.050 | 0.905 | -0.093 | 0.180 |
| | 50歳代 | 0.102 | 0.052 | 0.296 | -0.041 | 0.244 |
| | 60歳以上 | 0.177 | 0.146 | 0.741 | -0.221 | 0.576 |
| 40歳代 | 20歳代 | -0.248 | 0.113 | 0.185 | -0.558 | 0.062 |
| | 30歳代 | -0.044 | 0.050 | 0.905 | -0.180 | 0.093 |
| | 50歳代 | 0.058 | 0.038 | 0.561 | -0.047 | 0.163 |
| | 60歳以上 | 0.134 | 0.141 | 0.879 | -0.253 | 0.520 |
| 50歳代 | 20歳代 | -0.306 | 0.114 | 0.059 | -0.618 | 0.007 |
| | 30歳代 | -0.102 | 0.052 | 0.296 | -0.244 | 0.041 |
| | 40歳代 | -0.058 | 0.038 | 0.561 | -0.163 | 0.047 |
| | 60歳以上 | 0.076 | 0.142 | 0.984 | -0.313 | 0.465 |
| 60歳以上 | 20歳代 | -0.382 | 0.178 | 0.201 | -0.867 | 0.104 |
| | 30歳代 | -0.177 | 0.146 | 0.741 | -0.576 | 0.221 |
| | 40歳代 | -0.134 | 0.141 | 0.879 | -0.520 | 0.253 |
| | 50歳代 | -0.076 | 0.142 | 0.984 | -0.465 | 0.313 |
| *<.05水準で有意 Tukey HSD | | | | | | |