

女性の就業と親子関係 - 母親たちの階層戦略 -
就業編

小倉祥子 四方理人 白石小百合 Aiko Shibata
相馬直子 Corinne Boyles 松田茂樹 真鍋倫子

SSJDA - 28

July 2003

ま え が き

本報告書は、東京大学社会科学研究所に設けられたグループ共同研究「二次分析研究会 2002 テーマ B」(2002 年 6 月から 2003 年 3 月まで)の成果をワーキングペーパーとして取りまとめたものである。

この研究会の趣旨は、「女性の就業と子育て—母親たちの階層戦略—」というテーマをめぐり、社会科学研究所日本社会研究情報センター SSJ データアーカイブに所蔵されている多様なデータに分析を加えることにあった。参加者総数は 20 名を超え、各人の問題関心に基づいた分析経過を報告しあう数度の研究会においては、活発な議論が展開された。最終的に 15 本の分析結果が集まり、本報告書にはそのうち主に女性の「就業」をめぐる論文 7 本が収められている。「親子関係」に焦点を当てた残る 8 本の論文は、別巻に取りまとめた。

このような充実した成果を本研究会があげることができた背景として、次の二つの要因が考えられる。その第一は、本研究会の共通テーマが、現代日本において女性の直面する複雑な状況を言い当てていることにあるだろう。日本の女性にとって、就業と家庭生活、特に育児とは、多くの場合両立困難な二つの課題として立ち現れている。就業に関しては、一方では男女共同参画社会がうたわれながら、長引く不況下で女性の職業的地位達成の機会は狭まりつつある。家事・育児に関しては、依然として女性の役割とみなされることが多く、その外部化の進行は遅滞としている。しかも経済的な閉塞状況と社会格差の拡大のもとで、これら就業と子育てという二つの課題をめぐる選択は、女性や家族にとって世帯や次世代の社会内での相対的地位と緊密に結びつかざるを得なくなっている。このように混沌とした女性の現代的状況について、多様な角度から解明を加えたいという問題関心を抱く研究者が厚い層として存在するようになったことが、本研究会への高い関心の背景となっている。

また第二には、こうした問題関心を研究成果として実現するために不可欠なものである調査データに対して、研究者の間で高いニーズが存在しているということが指摘できる。大量のサンプルから包括的な情報を収集した良質なデータは、各人が独自につくりあげようとするればきわめて大きなコストがかかることは言うまでもない。それゆえ SSJ データアーカイブのような公的な組織を通じてそのようなデータにアプローチできるようになったことは、実証分析を志す日本の社会科学研究者にとって、各自の研究を展開するチャンスが飛躍的に拡大したことを意味している。このような需要と機会の結合から生まれた果実のひとつが、二次分析研究会であり、本報告書である。

本報告書が、既存のデータを用いてもこれほど面白い分析ができるということを、読者に伝えることができれば幸いである。そしてそうした認識の広がりが、アーカイブ所蔵データのいっそうの増加・拡充と、それをを用いた高水準の二次分析研究の蓄積へとつながってゆくことを期待する。

2003 年 7 月

二次分析研究会 2002 テーマ B 事務局
本 田 由 紀

< 研究会メンバー（報告書執筆者） >

Boyles, Corinne	帝塚山大学助教授
本田由紀	東京大学社会科学研究所助教授
平尾桂子	上智大学助教授
井上清美	お茶の水女子大学大学院博士課程
石川周子	お茶の水女子大学大学院博士課程
真鍋倫子	東京学芸大学専任講師
松田茂樹	ライフデザイン研究所副主任研究員
西野淑美	東京大学大学院博士課程
小倉祥子	日本女子大学大学院博士課程
柴田愛子	関西学院大学非常勤講師
四方理人	慶応大学大学院博士課程
品田知美	目白大学非常勤講師
白石小百合	日本経済研究センター研究員
相馬直子	東京大学大学院博士課程
上枝朱美	東京国際大学助教授
卯月由佳	東京大学大学院博士課程

女性の就業と親子関係 - 母親たちの階層戦略 -

就業編

目次

第1章	女性の階層と就業選択 - 階層と戦略の自由度の関係 -	1
		松田茂樹
第2章	勤続年数の地域格差の要因分析	17
		小倉祥子
第3章	二重労働市場論と女性パート	33
		四方理人
第4章	育児休業制度の「利用志向」と取得状況に関する実証分析	48
		相馬直子
第5章	既婚女性の就労と世帯収入	70
		真鍋倫子
第6章	Job Satisfaction and Gender	85
	Corinne Boyles and Aiko Shibata	
第7章	妻の遺産動機と生命保険への需要 - 就業状態別の分析 -	102
		白石小百合

第1章 女性の階層と就業選択

- 階層と戦略の自由度の関係 -

松田 茂樹

1. 問題設定

(1) 女性の階層と就業パターンをめぐる問題

近年、女性の高学歴化は進行し、就業機会も拡大しつつある。短大卒以上の高等教育への進学率は2000年時点において48.7%と男性のそれと同等の水準に達しており、また四年制大学への進学率も30%を超えるようになっている(文部科学省『学校基本調査報告書』)。高等教育におけるジェンダートラックの問題はあるものの、女性の学業上の階層的地位は上昇してきているといえよう。また、就業の場に目を向けると、女性の労働力率は上昇している。男女雇用機会均等法の施行後は、いわゆる総合職の分野にも、女性の進出が進んでいる。

だが、高学歴化と就業機会の拡大という趨勢にも関わらず、女性のキャリア構造にはまだ目立った変化は生じていないとされる(盛山 2000)。依然として、結婚・出産を機に仕事を辞める女性は多く、年齢別労働力率のM字カーブは維持されている。学歴と就業パターンの関連についてみると、女性の高学歴化は継続就業率の増大に結びついておらず、むしろ高学歴女性で結婚・出産退社後に復職する割合が低いことが指摘されている(田中 1997; 日本労働研究機構 2000)。また、職業と就業パターンの関連についてみると、総合職女性でも継続就業志向は低く、大企業ほど結婚・出産退社が多いといわれる(脇坂 1990; 日本労働研究機構 2000)。一旦結婚・出産で退職した後の復職時についてみても、学歴が高い者で復職の意向が高いわけではなく、初職の地位が高い者で復職者が多いという関係もみられない(日本労働研究機構 2000; 中井・赤池 2000)¹。すなわち、女性の階層と就業パターンの関係は、女性自身が獲得した学歴や初職における階層的地位が、その後の本人のキャリア形成、言い換えれば就業上の地位達成に結びついていない<矛盾>した状態であるといえる。なぜ本人の階層的地位が就業上の地位達成に結びつかないのかという理由の解明が必要とされている。

先行研究の議論をふまえると、この理由については次のような説明が可能である。まず、高学歴女性や初職の階層が高い女性の場合、高収入の男性と結婚することが多くなる。このため経済的な面からみて就労を継続する必要性が低くなると考えられる(脇坂 1990)。また、就労環境や保育環境の問題により、階層に関わらず女性が仕事と子育てを両立させることは困難であるため、本人の学歴や職業上の地位が高い女性でも、就労継続を断念せざるをえないという要因もあげられる²。さらに別の理由としては、高等教育において性別

¹ ただし、初職の威信が高いほど、「結婚時」において退職する割合は低くなっている(中井・赤池 2000)。

² こうした見解については、例えば八代(1993)があげられる。

のステレオタイプが再生産され、かえって高学歴女性の方が専業主婦志向が強くなっているという可能性も考えられる。

これらの理由は、現代女性の階層と就業の関係をみる上でいずれも重要な視点であり、それぞれ有効性があるとみられる。だが、これだけでは、現在の階層と就業の関係、特に本人の階層が高い女性が労働市場から退出して行くメカニズムを十分説明できない点が残されている。まず就業環境についてみると、高階層女性の方が継続就業に有利な職場環境に就いている、あるいは就くことが可能であるが、現実には高階層の者も労働市場から退出している理由を説明できない。また上記の理由だけでは、折角獲得した階層的地位を、最も確実な使用方法である自らの就業上の地位達成に使用することをあきらめ、放棄している現状を十分説明できない³。収入を獲得する際の資源となる学歴や初職の階層的地位の高さは、何に利用されたのであろうか。さらに、仕事と育児の両立が困難であるという現実はあるものの、そうした構造的な問題を強調しすぎると、女性個人の主体性という視点が薄くなってしまう。女性たちの就業選択における階層的地位と利点の関係が明らかにならなければ、階層競争を行う理由を説明することも難しくなる。

(2) 就業戦略と自由度という視点の導入

結婚・出産期における就業選択の際に階層がどのように行使されているかに注目することが、女性の階層と就業パターンの問題を理解する助けになると考えられる。本研究では女性の「就業戦略」と「戦略の自由度」という視点を導入して、この問題にアプローチしたい。概念の詳細は次節にゆずるとして、ここではひとまず、「就業戦略」とは女性の就業パターンの選択のことであり、「戦略の自由度」とはその選択の幅のことであると暫定的に定義しておく。

このアプローチを用いると、前述の問題を次のように捉える視点を拓くことができる。まず、各個人と家庭が置かれている状況は極めて多様であり、その状況に適合した就業戦略を行うことで、各個人と家庭の well-being を高めることができると考える。その際、戦略の自由度が高いほど、状況に応じた戦略をとることが可能である。このとき、高階層の者ほど戦略の自由度が高い状態を獲得している。高階層の者はこの自由度を行使しており、その結果として現実の就業パターンが生み出されている。したがって、このアプローチによると、女性の階層は戦略的自由度を行使するために使用されていると捉えられる。

³ 女性の学歴や初職といった階層地位が、地位の高い配偶者と結婚することを通じて使用されているという見方もできる。だが、高学歴女性の場合には、自らのキャリア形成で階層上昇を行うという選択肢もあるため、自らの階層的地位を放棄するための積極的な理由と考えるには弱いと思われる。地位の高い配偶者を獲得した上で、自らの職業上の階層上昇を図るという方法も残されている。

2. 概念, 理論枠組み, 仮説

(1) 概念

本理論の主要概念である「就業戦略」と「戦略の自由度」について定義しておく。

まず, 就業戦略とは, 仕事と家庭(子育て, 家事)へのコミットメントを配分することで, 本人を含めた家庭成員全体の well-being を高める方策である⁴。具体的には, それは結婚や出産時に就業継続するか中断するか, 一旦退職したとしたらその後復職するか, いつ復職するかといった就業パターンの選択である。また, ここでいう well-being という語は, 経済面や心身の面における豊かさや安寧の総称として使用している。

戦略の自由度とは 就業戦略における価値ある選択肢の数のことである。言い換えれば, ある特定の状況下において, 人がとりうる戦略の幅を表す概念である。

(2) 理論枠組み

< 就業戦略が求められる背景 >

就業戦略は, 各個人と各家庭の well-being を高めるための一手段となる。例えば, 結婚・出産に関わらず就業継続を選択すれば, 家庭の経済基盤を安定させたり, 本人の職業上の地位達成を図ることができる。一方, 結婚・出産を期に就業を中断して家事・育児に専念すれば, 子どもの発達や教育の過程に深く関わる事が可能となる。

各個人と各家庭が置かれている状況は, 家計, 就労状況, 健康状態, 価値観, 子育て環境等のどの面をとっても極めて多様である。したがって, 就業戦略には, 全員に当てはまる唯一の解(例: 就業継続)があるわけではなく, 各個人と各家庭の状況と目的に合わせた多様な解が存在する。自分とその家族に合った戦略をとることが, well-being 向上のためには必要である。

ここで, 社会のジェンダー構造を反映して, 就業戦略は専ら女性が行うことが多い。現代女性の「キャリア」の概念は, 単に職業的なレベルのものとしてではなく, 結婚, 出産, 退職, 教育等を含む総合的なものであるといわれる(盛山 2000)。なお, ここでいう就業戦略が専ら女性に求められるという男女非対称な状況は, 男女の機会の平等という点で問題である。だが, 本研究の主眼は女性の間における階層と就業戦略をめぐる問題にあるため, ここでは男女の非対称性の問題については取り上げない。

< 階層と戦略の自由度の関連 >

就業戦略を行うにあたって, 戦略の自由度が高いほど, 多様な戦略をとりうる可能性が広がる。このため戦略の自由度が高い者は, 自分と家庭にとって価値があると考えられる選択肢の中から, 各家庭の状況に応じた最適な戦略をとることが可能となる。なお, 就業戦略における価値ある選択肢が多いという状態は, それ自体が福祉の水準が高いことを意

⁴ 家族の戦略をめぐる先行研究レビューについては, 田淵(1999)に詳しい。

味する⁵。これが戦略の自由度がもつ利点である。

女性の就業戦略の問題を考えると、理論的には本人階層の高い者ほど戦略の自由度が高いと考えられる。論拠となるのは、人的資本蓄積、就業先の子育て支援、結婚後の経済基盤の安定度、それに情報収集力である。

第一に、人的資本の視点（Becker 1975；Goldin 1995）からは、高学歴の者ほど長い学業の中で多くの知識を習得してきており、人的資本の蓄積が多くなされている。また職業についてみると、職業上でキャリアを高めて来た者の方が、人的資本を多く蓄積している。人的資本蓄積が多い者ほど、労働市場での価値が高いため、自分が求める労働条件に合った職を得るチャンスが高くなる。

第二に、就業先の子育て支援の問題を考える際には、ファミリー・フレンドリー企業をめぐる議論が参考になる（佐藤 2001）。今日女性の社会進出が進みつつあるとはいえ、育児をしながら女性が仕事を続けることに対する障壁は依然として大きい。ファミリー・フレンドリー企業とは、育児休業制度、短時間勤務制度、所定外労働の免除など家庭生活と仕事の調和を支援する各種制度を整えている企業である。これらの制度は男女両方の社員を対象にしたものであるが、女性就労者がファミリー・フレンドリー度が高い企業に勤務することができれば、自らの家庭生活と仕事の両立は容易になる。したがって、ファミリー・フレンドリー度が高い企業に勤める者では、結婚・育児に関わらず就業継続しやすくなる。こうしたファミリー・フレンドリーの諸制度を実施しているのは、まだ比較的規模の大きな企業が中心である。先述した人的資本蓄積の議論を用いれば、学歴が高い者ほど自分が求める労働条件に合った職——ここではファミリー・フレンドリー度が高い企業——を得るチャンスが高くなると考えられる。

第三に、経済基盤の安定とは、高階層同士の結婚によってもたらされるものである。学歴が高い女性の場合、学歴が高い男性と結婚する確率が高い（脇坂 1990；山田 1994）。一般的に高学歴の男性の方が収入や雇用の安定度が高いため、そうした男性と結婚した女性は経済基盤が安定する。このため、経済的な理由から就労を継続する必要はなくなる。夫の収入と妻の就労経歴の関係をみると、妻の収入水準が同程度ならば、夫の収入が高いほど妻が継続就業することが少なくなることも報告されている（第5章（真鍋論文）参照）。人的資本蓄積と就業先の子育て支援の要因が、どちらかといえば高階層の者ほど就業継続をしやすいという議論であったのに対して、結婚による経済基盤の安定の要因は、高階層の者ほど就業継続をしなくてすむ選択肢を得るという議論である。

第四に、高等教育を受けた者ほど、就職の際の情報収集力が高いとみられる。これには、本人自身の情報リテラシーが高いという要因の他に、高い学歴の者ほど情報収集のためのネットワークを広く保有していることや、大学の就職課の情報収集力といった要因も関係している。情報収集力が高い者ほど、自分が求める労働条件に合った仕事に関する情報を

⁵ 分野は異なるが、この発想は Sen（1992）の潜在能力と自由の議論から得ている。

得る機会が多くなり、そうした職を得るチャンスが高くなる。

以上が、高階層の者ほど就業戦略の自由度が高いとみられる理論的背景である。なお、高階層女性の場合には、高階層同士の結婚によって、配偶者の転勤という就業継続を妨げるリスクが高くなり、却って戦略の自由度が低くなるという可能性も考えられる。この効果は、遠距離の転勤が多い配偶者と結婚した女性の就業選択を考える際には、無視できない要因である。だが、先述した4つの要因の効果の方が広範囲の対象者に効くため、概ね高階層の者ほど就業戦略の自由度が高くなると考えられる。

<女性の就業選択行動への適用>

以上の理論を適用すると、現代女性の階層と就業パターンの関係は、次のように捉えることができる。学歴や職業上のキャリア蓄積が高い女性は、高い戦略の自由度を享受している。これが階層競争で獲得した報酬である。そして高階層女性は、そこで獲得した高い自由度を行使して、自分と家庭の状況に応じた就業戦略を行っている⁶。その結果として現実の就業パターンが生み出されている。このアプローチでは、就業継続の確率といった結果とともに、選択時の状況や選択理由についても注目する。

戦略の自由度という視点を導入することにより、高階層女性が就業を中断する理由は家庭の状況に応じた自由度の行使として、そして、そのときの彼女らの主体性の問題や階層競争を行う理由とその恩恵は、高い自由度の獲得と行使の問題として、解釈することができる。

(3) 分析仮説

上記の理論枠組みが実際の就業行動に当てはまるか否かを検証するためには、「高階層の女性は戦略の自由度が高く、その高い自由度を行使している」ということがデータで支持される必要がある。これを具体的な就業行動に置き換えた場合、階層の高い女性ほど、本人と家庭が置かれた状況に応じて、就業継続を希望する者はそれを成し遂げることができ、逆に就業中断を希望する者もそれを成し遂げることができるということになる。

本研究で使用するデータの特性をふまえた上で、以上の点を検証可能な仮説にしたものが、次にあげる仮説1~3である。

【仮説1】階層が高いほど、希望する就業パターンと実際の就業パターンが一致する。

階層が高い女性ほど本人の志向や置かれた状況に応じた就業戦略を取ることができる。したがって、本人が希望する就業戦略と実際にとった就業戦略が一致する確率は高くなると考えられる。

【仮説2】階層が高いほど、就業を継続している理由が主体的である。

⁶ 女性の階層に関する理論との関係でいうと、ここでのアプローチは Goldthorpe (1983) などが支持する「伝統的アプローチ」と親和的である。同アプローチと同様に、本研究でも、女性の就業選択は家族の戦略として実施されると考える。

階層が高い女性ほど、自分が求める労働条件に合った職を得る確率が高い。このため、結婚や出産に関わらず就業継続をする場合、高階層の女性ほど自らの主体的な理由で就業継続を選ぶ確率が高まると考えられる。

【仮説 3】階層が高いほど、離職理由が主体的である。

階層が高い女性ほど自分が求める労働条件に合った職を得る確率が高いため、不本意な理由で離職する確率は低くなると考えられる。すなわち、高階層の女性ほど、離職する際には自らの主体的な理由で行う確率が高まると考えられる。

3. データと変数

(1) データ

分析に使用するデータは、1996年に日本労働研究機構が実施した「女性の就業意識と就業行動に関する調査」(日本労働研究機構 1997)の個票データである。データは、東京大学社会科学研究所附属日本社会研究情報センターのSSJデータ・アーカイブ(Social Science Japan Data Archive)を通じて利用した。調査概要は以下のとおりである。

調査対象：20～44歳女性

データ数：標本数 1,500人

有効回収数：1,026人、有効回収率 68.4%(有効回収数の内訳：正社員・正規職員 307人、パート・アルバイト・派遣・内職・自営 306人、無業者 413人)

調査地域：首都圏 30km圏、福島市、広島市

標本抽出：上記地域の住民基本台帳から二段無作為抽出

調査方法：質問紙留置調査法(一部面接)

以下では、上記対象者のうち、大学院卒の者を除いた既婚者を分析対象とする⁷。

(2) 変数

被説明変数と説明変数の作成方法は下記のとおりである(基本統計量は表 1-1 参照)。

<被説明変数>

希望と実際の就業パターン：調査では、「学校卒業後、結婚、出産・育児とのかかわりで見たい女性の働き方」のパターンについて、学校を卒業して働き始めた頃に希望したパターン(=卒業時)、学校を卒業してからの実際のパターン(=実際)、調査時点で最も望ましいと思うパターン(=理想)の3点を尋ねている。働き方のパターンには「就業しずっと働き続ける」(=就業継続コース)、「結婚で一時期家庭に入り、育児が一段落した後再び働く」(再就職コース)、「出産・育児により、仕事をやめて家庭に入る」(=専業主婦コース)など5つのカテゴリーを設けて、最も近いパターンを回答者に選択させている。このカテ

⁷ 大学院卒の者は人数が少ないため独立したカテゴリーにならない。また、大学卒と大学院卒の者では学歴と就業パターンの関係が大きく異なるため、両者を統合した変数とすることを避けた。

ゴリーを就業継続か中断かに再区分した上で、「卒業時」「実際」「理想」の就業継続ダミーを作成した。さらに、これをもとに、(a)「卒業時」の希望と「実際」のライフコースパターン的一致ダミー、(b)「理想」と「実際」のライフコースパターン的一致ダミー、を作成した⁸。時間の連続性の点では、変数(b)が調査時点における理想と過去の就業パターンの関係であるため、(a)の変数の方が望ましい。分析の中心は変数(a)になる。

就業を継続している理由：調査では、学校卒業後に「ほぼずっと仕事を続けている人」に対して、就業を継続している第1~3の理由を尋ねている。第1~3にあげた理由として、「やりがいのある仕事をしていたので、働き続けたかった」という主体的な就業継続理由を選択したか否かという変数(ダミー)を作成した。

結婚・出産退職した理由：調査では、結婚あるいは出産・育児を機に退職した第1~3の理由を尋ねている。第1~3にあげた理由として、「もともと結婚、出産退社するつもりだった」をあげたか否かという変数(ダミー)を作成した。

表 1-1 分析に使用した変数の平均値

(単位：%)

就業パターン	
卒業時希望と実際のパターン一致ダミー	71.3
理想と実際のパターン的一致ダミー	84.0
卒業時の希望：就業継続ダミー	29.8
実際の働き方：就業継続ダミー	14.0
理想の働き方：就業継続ダミー	14.3
就業継続理由が主体的ダミー(*1)	28.4
離職理由が主体的ダミー(*2)	52.8
学歴	
大学卒	11.3
短大・高専卒	26.3
中高・専修・専門卒	62.4
初職	
専門職	21.9
事務職	53.3
販売・サービス職	16.9
製造・技能職	7.9
統制変数	
本人年齢(歳)	35.5
子どもありダミー	88.5
親同居ダミー	22.8

注) *1: 概ね就業を継続している人が対象。

*2: 離職経験のある人が対象。

⁸ 調査対象者の年齢では、調査時点において実際の就業パターンが再就職コースか専業主婦コースかが決定していない者が多いとみられるため、ここでの分析では、就業継続か中断かの区分を問題にした。

<説明変数>

本人階層：本人階層としては、学歴と初職を使用する。学歴は、大学卒、短大・高専卒、中高・専修・専門卒と区分した。初職は、専門職、事務職、販売・サービス職、製造・技能職と区分した。

統制変数：統制変数としては、本人年齢（＝世代差をあらわす変数として使用）、子どもの有無、親同居、そして卒業時・就業継続希望ダミーと理想・就業継続希望ダミーを使用した。第2章（小倉論文）で指摘するように、子どもの有無や親との同居は就業継続を規定する要因であるため、これらの効果を取り除いた上で本人階層の効果を解明する。

（3）分析手法

以下では、第一に希望と実際の就業パターンについての分析を行い、第二に就労を継続している理由と結婚・出産退職した理由の分析を行う。各分析では、はじめに本人階層別の希望と実際の就業パターンの一致や就業継続理由等についての平均値を確認した後、ロジット分析によって統制変数を加えた上で本人階層が与える効果を解明する。

4．分析結果

（1）希望と実際の就業パターン

学歴と初職別に就業パターンに関する変数の平均値を集計した結果が表 1-2 である。まず、「卒業時」「実際」「理想」の就業継続意向・実態についてみると、学歴が高いほど卒業時に就業継続を希望する割合が高くなっている。だが、実際と理想の就業パターンをみると、学歴が高い者ほど就業継続率が高いという統計的に有意な差はみられない。初職別にみると、階層が高い専門職では、卒業時に就業継続を希望する割合および実際に就業継続する割合が高くなっている。次に、本研究が最も問題にする卒業時と実際の就業パターンが一致している者の割合をみると、学歴別および初職別に統計的な有意差はみられない。

表 1-2 学歴と初職別にみた就業継続意向・実態とそれらが一致している割合

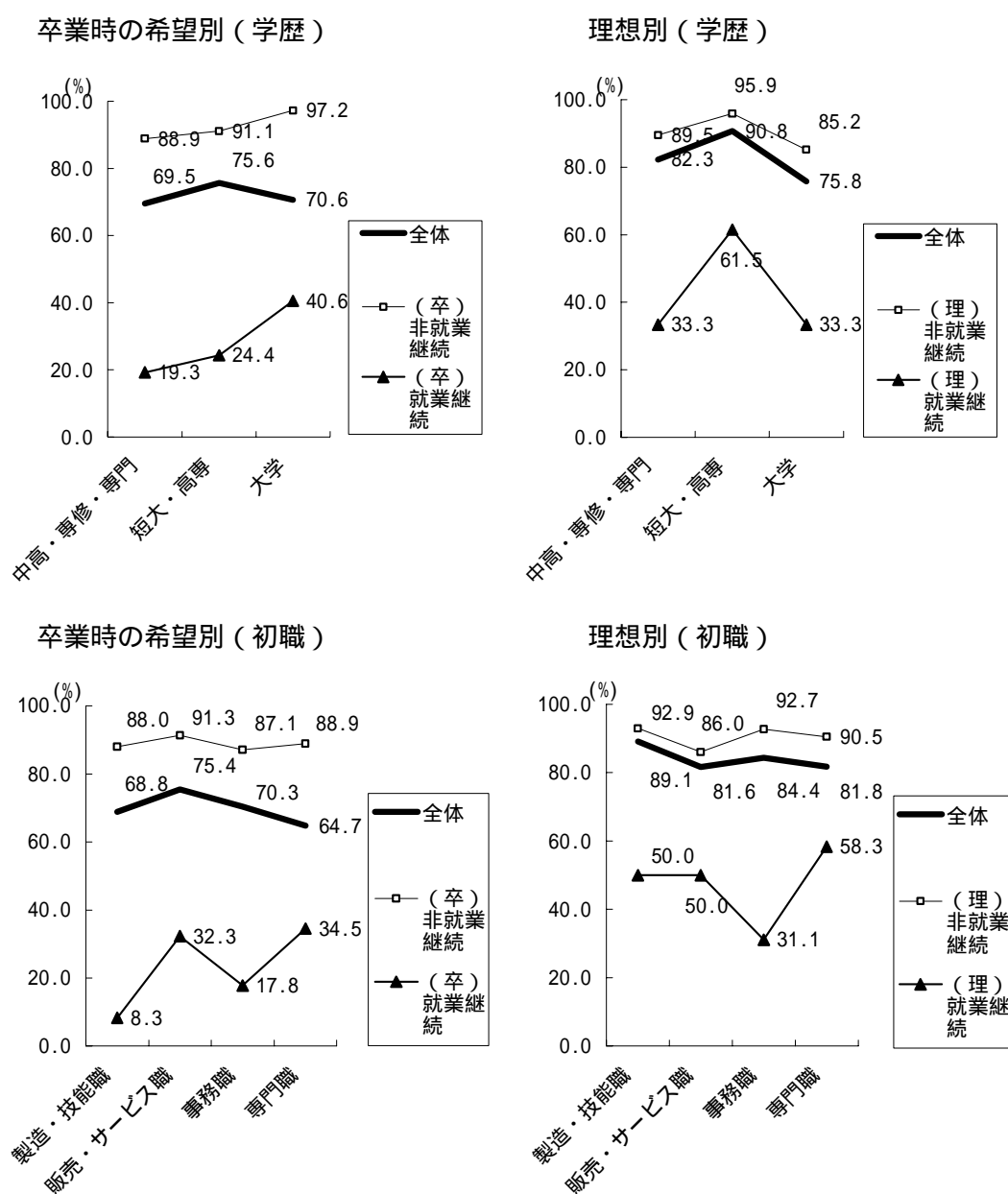
	卒業時	実際	理想	卒業時と 実際の一 致	(単位：%) 理想と実 際の一 致
全体	29.8	14.0	14.3	71.3	84.0
大学	48.7 **	20.0	20.0	70.6	75.8 **
短大・高専	24.2	12.7	15.5	75.6	90.8
中高・専修・専門	28.8	13.5	12.9	69.5	82.3
専門職	46.5 **	22.8 **	19.7	64.7	81.8
事務職	21.8	10.7	13.8	70.3	84.4
販売・サービス職	31.2	18.3	11.0	75.4	81.6
製造・技能職	27.5	10.0	9.8	68.8	89.1

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

理想と実際の就業パターンについては、学歴別では短大・高専卒の者で一致している割合が高い傾向がみられる。

本研究の問題関心は、階層と戦略の自由度との関係にある。階層の高い者ほど就業継続を希望すればそれを成し遂げることができ、逆に就業中断を希望すればそれを成し遂げることができるという関係が実際にみられるかが問題である。そこで、卒業時に就業継続を希望したか否かによってサンプルを分割した上で、学歴と初職別に卒業時の希望と実際の就業パターンが一致している者の割合を集計した結果が図 1-1 である。表 1-2 の集計結果

図 1-1 卒業時希望別、理想別にみた希望・理想と実際の就業パターンが一致している割合



では、卒業時希望と実際の就業パターンが一致している割合は、学歴および初職別に有意差はみられていない。だが、図 1-1 で卒業時に就業継続を希望したか否かによってサンプルを分割すると、就業継続を希望した者の間では、学歴が高い者ほど実際に就業継続している割合が高くなっている。一方、卒業時に就業継続を希望しなかった者についてみても、学歴が高い者ほど実際に就業継続をしない割合が高くなる傾向がみられる。

なお、このように就業希望別にサンプルを分けた場合には高学歴の者の方が希望と実際の就業パターンが一致していながら、サンプルを分けなかった場合にはそのような関係がみられなくなる理由を、図 1-1 から次のように推察することができる。高学歴の者の方が、卒業時に継続就業を希望する割合は高い。だが、実際に就業継続できる確率の方が、就業を中断できる確率よりもはるかに低い。そのため、高学歴の者の方が希望と実際の就業パターンが一致する割合が高かったとしても、就業継続希望者と非希望者を併せて平均をとると、そのようなパターンはみられなくなってしまう。

初職別の集計結果をみると、初職の階層が高いほど、卒業時に就業継続を希望した者の間では、実際に就業継続している割合が高くなる傾向がみられる。ただし、就業継続を希望しなかった者の間では、初職階層別の差はほとんどみられない。

また同図中には、理想として就業継続を希望しているか否かによってサンプルを分割した上で、学歴と初職別に理想と実際の就業パターンが一致している者の割合も集計している。これをみると、学歴別では、理想と実際の就業パターンが一致している者の割合は、理想として就業継続を希望するか否かに関わらず、短大・高専卒の者で高い傾向がみられる。初職別にみると、専門職の者では、理想として就業継続を希望する者では実際に就業継続をしている者の割合が高くなっている。

以上の集計結果をふまえた上で、ロジット分析を行った結果が表 1-3 である。モデルに投入した説明変数は、前掲の学歴、初職、統制変数である。学歴と初職の間に高い関連があることから、「学歴 + 統制変数」のモデルと「初職 + 統制変数」のモデルという具合に、両者を別々に投入したモデルで分析している。表中では統制変数の効果については、表記を割愛している。まず、卒業時と実際の就業パターンを被説明変数とした分析結果をみると、全体では、中高・専修・専門卒の者よりも大学卒の者の方が、卒業時と実際の就業パターンが一致する確率が約 3 倍高くなる。なお、表 1-2 の集計で学歴別にこのような差がみられないのにここでの分析では学歴差が出現した理由は、統制変数に卒業時・就業継続希望ダミーを入れたためである。先述したように、高学歴の者の方が卒業時に就業継続を希望する割合が高いため、そのことが卒業時と実際の就業パターンの一致率を低めるように作用している。そこで、卒業時に就業継続を希望したことの効果を取り除いた上で学歴別の効果をみたものが、ここでの分析である。その結果、全体でも大卒の者の方が、卒業時と実際の就業パターンが一致する確率が高いことが明らかになったといえる。また、卒業時の就業希望別にサンプルを分割して分析すると、卒業時に就業継続を希望するか否かに関わらず、学歴が高いほど卒業時と実際の就業パターンが一致する確率は高くなる。初

職の効果についてみると、卒業時に就業継続を希望した者では、事務職に比べて専門職の方が継続就業する、すなわち卒業時と実際の就業パターンが一致する確率は高くなる。ただし、全体および卒業時に就業継続を希望しなかった者のサンプルでは、そのような関係はみられない。

次に、理想と実際の就業パターンの分析結果をみると、学歴別では、短大・高専卒の者で、就業継続を希望するか否かに関わらず、理想と実際の就業パターンが一致する割合が高くなっている。大卒の者では、理想と実際の就業パターンが一致する割合は、中高・専修・専門卒の者と同程度かむしろ低い傾向がみられる。初職の効果についてみると、事務職の者に比べて専門職の者では、就業継続を理想とする者で、就業継続している確率が高くなっている。ただし、就業継続を理想としない者では、専門職の者で理想と実際の就業パターンが一致する確率は低くなる。この場合、理想と実際の就業パターンが一致する割合が高いのは事務職である。

表 1-3 学歴，初職が「卒業時と実際」「理想と実際」の就業パターンの一致に与える効果の logit 分析結果（オッズ比）

説明変数	卒業時と実際的一致			理想と実際的一致		
	全体	(卒)非就業 継続希望者	(卒)就業継 続希望者	全体	(理)非就業 継続希望者	(理)就業継 続希望者
学歴						
大卒ダミー	3.34 **	7.31 +	2.68 *	0.85	0.76	0.91
短大・高専卒ダミー	1.40	2.18 +	1.43	3.30 **	3.89 **	2.89 +
中高・専修・専門 (RG)						
初職						
専門職ダミー	1.29	0.63	3.04 *	0.93	0.44 *	4.48 *
事務職ダミー (RG)						
販売・サービス職ダミー	1.15	0.62	1.64	0.77	0.54	2.23
製造・技能職ダミー	0.61	0.44	0.45	1.08	0.62	3.82

注) +=p<.10 * =p<.05 ** =p<.01

学歴の分析では当該変数と統制変数を、初職の分析では当該変数と統制変数を投入。

卒業時と実際的一致の分析では(卒)就業継続希望ダミーを、

理想と実際的一致の分析では(理想)就業継続希望ダミーを使用。

統制変数の結果については、表記を割愛。

(2) 就業継続理由と離職理由

次に、学歴および初職別に、就業継続理由および離職理由が主体的である割合を集計した結果が表 1-4 である。分析対象は、就業継続理由については学校卒業後に「ほぼずっと仕事を続けている人」、離職理由については離職経験がある人である。就業継続理由についてみると、学歴別には統計的な有意差はみられない。けれども、学歴が高いほど理由が主体的である割合が高くなる傾向はみられる。初職についてみると、専門職の者では就業継続理由が主体的である割合が大幅に高くなっている。離職理由が主体的な割合は、学歴別では中高・専修・専門卒よりも短大・高専卒で高いが、大卒ではむしろ低い。初職別にみると、専門職の者で主体的である者の割合が低くなっている。

続いて、就業継続理由と離職理由のロジット分析結果が表 1-5 である。就業継続理由については、学歴別には差はみられないが、初職の階層が高い専門職では、理由が主体的である確率が大幅に高くなっている。学歴についても、統計的な有意差はみられないものの、統制変数の効果を取り除いた上で、大卒の方が継続就業理由が主体的であることが2倍高くなっている点は注目される。離職理由についてみると、今度は階層が高い者で理由が主体的である確率がむしろ低くなる傾向がみられる。学歴別では中高・専修・専門卒よりも短大・高専卒の方が理由が主体的であるが、大卒では主体的でなくなる傾向がみられる。初職別でも、専門職の者では、離職理由が主体的である確率が低くなる。

以上の結果から、次のことが指摘できる。まず本人階層が高いほど、主体的な理由で就業継続する者が多くなる。初職では専門職についてその効果が顕著であるが、学歴別でもそのような傾向がうかがえる。しかし、就業を辞めるときの理由については、それとは逆になる。本人階層が高い者では、むしろ主体的でない理由で離職する傾向がみられる。このような階層の効果の非対称性がみられる理由については、最終節で考察を行いたい。

表 1-4 学歴別にみた就業継続理由と離職理由として主体的な理由をあげた割合

	(単位：%)	
	就業継続理由	離職理由
合計	28.4	52.8
大学	42.9	43.6 *
短大・高専	31.0	61.7
中高・専修・専門	24.5	50.3
専門職	64.9 **	44.4
事務職	13.8	57.3
販売・サービス職	23.1	51.8
製造・技能職	6.7	50.0

注) +p<0.1 *p<0.5 **p<0.01

表 1-5 学歴，初職が就業継続理由と離職理由に与える効果の logit 分析結果（オッズ比）

説明変数	就業継続理由 主体的	離職理由 主体的
学歴		
大卒ダミー	2.00	0.77
短大・高専卒ダミー	1.24	1.68 **
中高・専修・専門（RG）		
初職		
専門職ダミー	10.69 **	0.58 *
事務職ダミー（RG）		
販売・サービス職ダミー	1.73	0.84
製造・技能職ダミー	0.43	0.75

注) +=p<.10 * =p<.05 ** =p<.01

就業継続理由の分析は概ね就業を継続している人、離職理由の分析は離職経験のある人が対象。学歴の分析では当該変数と統制変数を、初職の分析では当該変数と統制変数を投入。統制変数の結果については、表記を割愛。

5．結論と考察

（1）階層と戦略の自由度

以上の分析結果をふまえると、はじめに設定した仮説は、仮説 3 を除き概ね支持されたといえる。具体的な内容は、下記のとおりである。

まず、仮説 1「階層が高いほど、希望する就業パターンと実際の就業パターンが一致する」という点について検討する。卒業時の希望と実際の就業パターンについては、学歴が高い者で、卒業時に就業継続を希望するか否かに関わらず一致する割合は高くなっていった。また、初職についてみると、就業継続を希望する者の間においては、専門職の者で希望と実際の就業パターンが一致する割合は高くなる。これらの点は、仮説と一致する。一方、理想と実際の就業パターンについては、結果にやや不明瞭な部分が残る。初職別では、就業継続を希望する者において、仮説どおり専門職の者で希望と実際の就業パターンが一致する割合は高くなっている。しかし、学歴別では、大卒よりもむしろ短大・高専卒のの方が、実際の就業パターンが一致している。ただし、先述したように、時間の連続性の観点から、理想と実際の就業パターンよりも卒業時と実際の就業パターンの方が変数としては適切である。この点を考慮すると、仮説 1 は概ね支持されたといえるだろう。

次に、仮説 2「階層が高いほど、就業を継続している理由が主体的である」という点について検討する。分析結果では、初職が専門職の者では、継続就業理由が主体的であることが多くなっていた。学歴別には、統計的な有意差まではみられなかったものの、高学歴の者ほど理由が主体的になる傾向がみられる。したがって、これらのことから、仮説 2 も概ね支持された。

しかし、最後の仮説 3「階層が高いほど、離職理由が主体的である」については、仮説に反する結果が得られた。大卒の者ほど、統計的な有意差まではみられないが、理由が主体的でなくなる傾向がみられる。初職が専門職の者では、離職理由は有意に主体的でなくなる。この点については、次節で考察を加えたい。

以上のことから、概ね理論どおりに、学歴と初職の階層が高いほど就業戦略における自由度は高くなるといえる。学歴や初職の階層が高い女性は、それが低い女性よりも、高い戦略の自由度を享受している。これが階層競争で獲得した報酬である。そして高階層女性は、そこで獲得した高い自由度を行使して、自分と家庭の状況に応じた就業戦略を行っている。階層が高い者ほど、就業継続を希望すればそれを適えられる確率が高く、就業継続を希望しない者もまたそれを適えられる確率が高くなる。その結果として現実の就業パターンが生み出されている。戦略の自由度という視点を導入することにより、高階層女性が就業を中断する理由は家庭の状況に応じた自由度の行使として、そして、そのときの彼女らの主体性の問題や階層競争を行う理由とその恩恵は、高い自由度の獲得と行使の問題として、解釈することが可能となる。階層と戦略の自由度という理論を導入することは、女性就業の問題を捉える際に新たな視点を提供したと考えられる。

(2) 就業継続へのハードル、階層効果の非対称性、ルートを選択

また、階層と戦略の自由度という視点を導入した結果、結婚、出産・育児に関わらず女性が継続就業することへのハードルの高さが、改めて浮かび上がったことも指摘しておきたい。具体的な内容は、次のとおりである。

第一に、高階層の者でも、卒業時に就業継続を希望した場合に、実際に就業継続できる確率は 1/2 以下である。卒業時に就業継続を希望し、実際に就業継続できた者の割合は、中高・専修・専門卒で 19.3%、短大・高専卒で 24.4%、大学卒で 40.6%と高学歴になるほど高くなるが、大学卒に至っても 40%程度に過ぎない。また、初職が専門職の者でも、その割合は 40%に満たない。就業継続を希望し、かつ就業戦略の自由度が高い高階層女性でも、男性と比較すれば就業継続率は極めて低いといえるのではなかろうか。この点を念頭に置くと、階層が高いほど戦略の自由度が高いといえるが、それは絶対的な自由度の大きさというよりも、むしろ女性内での相対的な自由度の大きさについてであるという見方ができる。

第二に、高階層ほど就業継続理由は主体的であるが、離職理由は非主体的であるという非対称性の問題があげられる。理論的には階層が高いほど就業戦略の自由度が高いことから、高階層女性ほど就業を継続する理由も離職する理由も共に主体的である割合が高くなると考えられる。だが、実際には後者の離職理由については高階層ほど非主体的である。この背景には、高階層女性ほど希望するのに就業継続できなかった者が多いために、サンプル構成の点から離職理由が主体的でなくなるという面もある。しかし、高階層ほど離職理由が非主体的になるという傾向は、卒業時に就業継続を希望した者に限った分析でもみ

られることから、この点だけでは理由を説明しきれない。離職理由の詳細をみると、高階層女性では仕事と家庭の両立が時間的、体力的に困難であったという回答が多いことから、長時間労働等の労働環境面から仕事と家庭の両立が困難であるということが示唆される。おそらく女性の社会進出の先頭にいる高階層女性は、いわゆるキャリア的な職業に就く者も多く、仕事の量・負荷とも多いとみられる。〈仕事専業〉の者しか勤まらないような職業に就いているケースが多いといえるだろう。そうした職業に就いた女性は、結婚・出産して家庭を持った場合に、時間的、体力的に仕事と家庭の両立ができずに離職していくケースが多くなっていることを、本データは示している。無論、この問題の背後には、家事・育児を専ら女性が担っているということがある。以上のことからをふまえると、高階層女性ほど離職理由が非主体的になるという背景には、〈仕事専業〉の者しか勤まらない労働環境と家庭内での家事・育児分担の問題があると考えられる。

最後に、学校卒業時に就業継続を希望する者が少ないことの問題があげられる。その割合は、大学卒の者でも 46.5%、それ以外に至っては 30%に満たない⁹。特に、大学卒以外の者で就業継続意向が極めて低いのは何故だろうか。この理由については、高等教育を受けた者ほど旧来のジェンダー意識が低くなるという可能性も考えられる。だが、階層と就業戦略の自由度という視点を導入することにより、この理由を高学歴でない女性が継続就労をすることが極めて困難であるという点から指摘できる。大学卒以外の女性の場合、就業継続を希望してそれを実現しうる確率は 20%前後であり、この確率は大学卒女性の約半分に過ぎない。けれども、就業を中断するコースを希望する場合には、大学卒女性よりも低いとはいえ、それを実現しうる確率は約 90%であり、ほぼ〈希望〉を適えられる。このように、大学卒以外の女性では、一方の就業継続を希望するルートの実現率が 20%前後であるのに対して、もう一方の就業中断を希望するルートの実現率は約 90%であるというように、ルートによって大きな確率の格差があるため、就業中断を希望するルートを選択した方が自分の〈希望〉がより実現する確率は高くなる。このため、職業生活の入り口において、大学卒でない女性では就業中断コースを希望する者が極めて多くなるというルートの選択が生じていると考えられる。

<参考文献>

Becker, Gary S.(1975[1964]) *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis with Special Reference to Education*, 2nd ed., University of Chicago Press (佐野陽子訳(1976)『人的資本——教育を中心とした理論的・経験的分析』東洋経済新報社)。

⁹ 育児休業制度がある職場に勤める女性に限っても、高学歴の者の方が同制度を利用して継続就業しようとする意向が高く、低学歴の者ではそれが低くなっている(第4章(相馬論文)参照)。

- Goldin, Claudia(1995) The U-Shaped Female Labor Force Function in Economic Development and Economic History, Schultz, T. Paul(ed), *Investment in Women's Human Capital*, University of Chicago Press, pp.61-90.
- Goldthorpe, Jhon H.(1983) “Women and Class Analysis: In Defense of the Conventional View,” *Sociology*, 17(4): pp.465-488.
- 岩井八郎・真鍋倫子(2000)「M字型就業パターンの定着とその意味 - 女性のライフコースの日米比較を中心に」盛山和夫編『日本の階層システム4 ジェンダー・市場・家族』東京大学出版会, pp.67-91.
- 中井美樹・赤池麻由子(2000)「市場参加/社会参加 - キャリア・パターンの多様性とその背景」, 盛山和夫編『日本の階層システム4 ジェンダー・市場・家族』東京大学出版会, pp.111-131.
- 佐藤博樹(2001)「日本における「ファミリーフレンドリー」施策の現状と課題」『季刊家計経済研究』50(2001年春), pp.11-17.
- 盛山和夫(2000)「ジェンダーと階層の歴史と論理」盛山和夫編『日本の階層システム4 ジェンダー・市場・家族』東京大学出版会, pp.3-26.
- Sen, Smartya(1992) *Inequality Reexamined*, Oxford University Press. (= 池本幸生・野上裕生・佐藤仁訳『不平等の再検討 - 潜在能力と自由』岩波書店).
- 田淵六郎(1999)「『家族戦略』研究の可能性 - 概念上の問題を中心に」『人文学報』,300, pp.87-117.
- 田中重人(1997)「高学歴化と性別分業 - 女性のフルタイム継続就業に対する学校教育の効果」『社会学評論』48(2・3), pp.131-141.
- 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.
- 山田昌弘(1994)「晩婚化現象の社会的分析」社会保障研究所編『現代家族と社会保障 - 結婚・出生・育児』東京大学出版会.
- 八代尚宏(1993)『結婚の経済学 - 結婚とは人生における最大の投資』二見書房.
- 日本労働研究機構(1997)『女性の職業・キャリア意識と就業行動に関する研究』.
- 日本労働研究機構(2000)『高学歴女性の労働力率の規定要因に関する研究』.

第2章 勤続年数の地域格差の要因分析

小倉 祥子

1. 問題関心と課題¹

(1) はじめに

1985年以降、「男女雇用機会均等法」の施行など、国内で男女間格差の是正が取り組まれている。しかし依然として男女間の賃金格差は生じたままである。少子高齢社会により若年労働者が不足するなかで、今後はさらに女性からの労働力供給や、社会保障の財源の担い手として経済的に自立することへの期待が高まっており、女性の労働市場への積極的な参加が求められている。この場合、女性の労働市場への参加の度合いは新規に入職するというより、どの程度定着するかによって左右される。そこで女性の労働市場への定着をうながす要因を明確にし、より女性の就業継続が可能になる政策を提言することが必要になる。

現在、男女間の就業継続の実態は、『賃金構造基本統計調査』によれば、1980年から2000年までの20年間で現職の女性の平均勤続年数は男性と同様に年々長期化しており、また男性の平均勤続年数との差は年々近づきつつある。しかし女性の平均勤続年数の都道府県別データに注目すると、2000年では最も平均勤続年数の長い富山県（11.4年）と最も短い北海道（7.8年）とでは3.6年の差がひらいている。こうした傾向は時系列でもみられ²、平均勤続年数の長期傾向の地域とそうでない地域とが時系列で存在していることが見かけ上の数値から分かる。

そこでこうした平均勤続年数の差は統計上有意な差であるのかどうか、また差があるとすればどのような要因から差が生じているかを検討し、男女間の勤続年数の差を縮小すると同時に、長期勤続の地域とそうでない地域とで女性の間での勤続年数の差について関心をもち検討をおこなうこととする。この検討により、政策的に地域あるいは生活圏ごとにもどのような政策がより緊急の課題として考える必要があるのか、より具体的な提案をおこなうことが可能になるのではないかと考える。

¹ 本稿と同じデータを利用し、松田茂樹（第1章）は、女性の就業選択に関して、女性の階層を軸に分析を行っている。それによると、高学歴女性ほど希望する就業パターンと実際の就業パターンが一致している、就業継続理由が主体的である、という仮説を実証している。また同データを利用した、真鍋倫子（第5章）は、夫の収入と妻の就業状態との関連について分析している。分析データからはダグラス有沢の法則にあてはまらない「共働き高収入カップル」が存在しており、夫が高収入の女性の就業状態は経済的な理由以外から決定されていることを示している。いずれも詳しくは各章を参照。本稿は女性の就業、特に就業継続の要因を分析するという点ではこれらの論文と関わっているが、収入階層や学歴に基づくのではなく、個票データで得られる地域差に着目する点で特色がある。

² 時系列で全国の平均勤続年数と都道府県別勤続年数とを比較すると、長期から長期、短期から短期、平均から平均、平均から長期のおおよそ4つのグループに分類される。

(2) 先行研究と問題意識

女性の就業継続を促す要因分析については多くの先行研究がある。女性の就業継続に影響を及ぼすものとして、地域の保育政策（滋野・大日 2001a）、企業内の育児休業制度（樋口 1994、滋野・大日 1998、森田・金子 1998、滋野・大日 2001b）は、就業を促進させる制度的な要因としてあげられている。女性自身の属性から、「学歴」の効果では、ライフサイクルのなかで結婚後の出産時、および出産後 1 年については、就業継続にプラスの効果をもつとしている（今田 1996）。また「職種」の効果は、高収入、かつ仕事への満足度が高いほど結婚や出産で労働市場から退出する確率を抑制する可能性があるとしている（平尾 1999）。「親との同居」では、女性が正規従業員として働く確率が、パート従業員として働く確立よりも高いこと（大沢 1993）が発見されている。しかし同居している親の年齢によりその効果が逆転している（前田 1998）。

「地域」と女性の就業継続に注目したものでは、陳（1999）が都道府県別女性の年齢別労働力率のデータを利用し、女性の就業パターンの格差に影響をあたえる要因を、産業構造、就業形態、企業規模、学歴ではないかとする仮説をたてて、検討をおこなったが、あきらかに説明できないとしている。田中（2000）は、1995 年の SSM 調査を利用し、居住地を「大都市」「郊外」「その他」に分類し、郊外に居住しているサンプルでフルタイム継続率が低く、妻が結婚後に性別分業型ライフスタイルをとる確率が高いことから、初職にどこに住んでいたかということが、結婚・出産期の女性の就業行動を決める要因となっていることを指摘している。しかし、なぜ居住地域によって性別分業が影響を受け、女性の就業行動に差がでているのかは可能性のある仮説をあげ、今後の課題として残している。

以上のように先行研究では就業継続に影響を及ぼす要因が多く示されている。しかし継続年数の地域差に着目して要因分析をおこなっている先行研究は多くはみあたらない。

しかし筆者のこれまでの実態調査では、女性の就業継続は同一企業の事業所間においても事業所の所在地によって要因が異なることを発見している。また、先行研究で就業継続要因であると示されている企業内の「育児休業制度」においても、より就業継続を促進させるには補助的な要件があり、地域レベルでの保育所や学童保育の充実、また地域住民のレベルでの助け合いという別の慣習・風土などが存在していることを示している（小倉 2003）。

そこで本稿では、異なる地域間では女性の就業継続年数に差があり、また女性の就業継続を促進させる要件としてこれまで先行研究で示されてきた要因は女性就業者が生活する地域の条件によって異なる、もしくはその影響の程度に差があるのではないかと仮定する。以上のような差があきらかにされれば、これまでの先行研究のように女性の就業継続を促すための全国レベルの要因分析ではなく、地域間の違いに注目して就業継続を促進させるより有意義な提案ができるものと考えられる。

(3) 分析課題と利用データ

本稿の課題は、『賃金構造基本統計調査』でみられるような都道府県別データの見かけ上の勤続年数の差が、統計上有意であるかどうか調査地点の分かるデータで観察し、差がみられる場合は2地域間で平均値からみた勤続年数の差がどのような要因から強い影響を受けているのか検討することである。

ここで利用するデータは、日本労働研究機構が実施した『女性の就業意識と就業行動に関する調査』である。データの入手は、東京大学社会科学研究所附属日本社会情報センターのSSJデータ・アーカイブ(Social Science Japan Data Archive)を通じて行った。調査概要は以下の通りである。

調査対象：20～44歳の女性 1,500人

調査地域：首都圏30km圏，福島市，広島市

標本抽出：上記地域の住民基本台帳から二段無作為抽出

調査方法：質問紙留置調査法（一部面接）

調査時期：平成8年3月

有効回収数：1,026人，有効回収率68.4%（有効回収数の内訳：正社員・正規職員307人，パート・アルバイト・派遣・内職・自営306人，無業者413人）

日本労働研究機構での調査対象地点の選定では、類似した特性をもつ地域のみを調査対象とするのではなく、日本における代表的な女性の就業行動を網羅しようと、異なる特性をもつ3地点を選定することを目的に、『就業構造基本調査報告(H4)』のデータから、家事専業率，共稼ぎ率，有配偶女性の正規従業員就業率，有配偶女性のパート・アルバイト就業率，農林就業者率，子どもあり世帯率，三世帯同居率の7つの変数を算出し主成分分析を行い，47都道府県を都市型，地方型，中間型，その他に分類し，都市型からは首都圏を，地方型からは福島（福島市）を中間型からは広島（広島市）を調査地点に選定している。

本稿では個票データに調査地点の記載がある上記のデータを利用し，都市型と地域型，中間型の異なる特質をもつ地域間の女性の勤続年数について分析することとする。

2. 地域差の検定

(1) データの区分

調査地点のサンプル・サイズは首都圏511人（正社員・正規職員152人，パート・アルバイト・派遣・内職・自営151人，無業者208人），福島市256人（正社員・正規職員77人，パート・アルバイト・派遣・内職・自営78人，無業者101人），広島市259人（正社員・正規職員78人，パート・アルバイト・派遣・内職・自営77人，無業者104人）である。これらの対象者のうち，勤続年数について個票データからこれまでの就業経歴につい

て設定可能なグループを抽出する。グループの抽出により利用可能な勤続年数は以下の通りである。

< 現職の勤続年数 >

現職の勤続年数

- ・ 「全サンプル」から「無職サンプル」を除いたサンプルの、現職の勤続年数

< 初職の勤続年数 >

初職の勤続年数³ (継続者, 退職者計)

- ・ 「全サンプル」の、「1 度目の会社・官公庁勤務終了年齢」から「1 度目の会社・官公庁勤務開始年齢」をひいた初職の勤続年数

初職の勤続年数 (初職継続者のみ)⁴

- ・ 「全サンプル」から「転職経験あり」回答サンプルを除いたサンプルの、現職が自営業・家族従業員を含むこれまでの就業年数 (-1) と雇用者のみの初職の勤続年数 (-2)

初職の勤続年数Ⅲ(退職者のみ)

- ・ 「全サンプル」から「転職経験」変数の「経験なし」を除いたサンプルの、1 度目の会社・官公庁の勤続年数

< 転職後の 2 度目の勤続年数 >

2 回目の勤続年数 (継続者, 退職者計)

- ・ 「全サンプル」から「転職経験」変数の「経験なし」サンプルを除き、2 度目の会社・官公庁勤務終了年齢から 2 度目の会社・官公庁勤務開始年齢をひいた勤続年数

< 就業経験年数 >

³ 労働市場への入退出年齢について、会社・官公庁勤務経験者にのみ回答を求めているため、初職が自営業・家族従業員者サンプルは含まれない。終了年数は現職を継続している場合も含まれている。、についても同様である。

⁴ 「離職経験」変数は、調査先である日本労働研究機構で設定した変数である。そこで「経験あり」と設定されているのは、Q3.2.1.2 (2度目の会社・官公庁勤務開始年齢) あるいはQ3.2.3.2 (2度目の会社・官公庁勤務時の雇用形態) に回答がある、もしくはF1 (現在の年齢) とQ3.2.1.1 (1度目の会社・官公庁勤務終了年齢) の差が1年以上のどちらかの条件を満たす者である。今回は上記のように初職の就業継続グループと設定したうち、初職を退職しているサンプルのみに回答を求めている。「最初の就業先について」に回答があるサンプルと結婚の有無で未婚を選択しているが実際の働き方の選択で、「結婚後家庭に入る」を選択しているサンプル (463, 528) も除いた。なお、初職の勤続年数は、「現職の勤続年数」「卒業後の勤務経験年数」「1 度目の勤続年数 (1 度目の会社・官公庁勤務終了年齢から1 度目の会社・官公庁勤務開始年齢をひいたもの)」とほぼ近い数値になると考えられるが、現職が自営業・家族従業者以外で、「現職の勤続年数」の数値が、「卒業後の勤務経験年数」「1 度目の勤続年数」とが大きく異なっているサンプル (1, 68, 207, 232) があり、個票からのデータ入力ミスと思われる。そこでここでは、勤続年数を「卒業後の就業経験年数」, 「1 度目の勤続年数」を被説明変数として利用する。

今までの通算勤続年数

- ・ 「全サンプル」の，通算就業年数（ -1）と通算勤続年数（ -2）

< 転職者の通算就業年数 >

短期間休業グループ（3年以内）の通算勤続年数

- ・ 「全サンプル」から「離職経験・就業経験なし」サンプルを除いたこれまでの休業期間が3年以内のサンプルの，通算就業年数⁵（ -1）と通算勤続年数⁶（ -2）

短期間休業グループ（2年以内）の通算勤続年数

- ・ 休業期間が2年以内のサンプルの，通算就業年数（ -1）と通算勤続年数（ -2）

短期間休業グループ（1年以内）の通算勤続年数

- ・ 休業期間が1年以内のサンプルの，通算就業年数（ -1）と通算就業年数（ -2）

（2）検定方法

想定した ~ のグループにおいて、首都圏と福島市、首都圏と広島市、福島市と広島市との2地域間の平均の差の検定をおこなう。

帰無仮説：地域1と地域2の勤続年数には差異がない。つまり，地域1と地域2の母集団の平均は同じということである。

検定統計量は次の式を利用し，有意水準1%ないし5%で検定する。

$$z = \frac{\bar{X}_1 - \bar{X}_2}{\sqrt{S_1^2/n_1 + S_2^2/n_2}} \sim N(0,1)$$

（3）検定結果

2地域間での平均勤続年数の差の検定から次の結果を得た（表2-1）。 から まで区分したグループの勤続年数のうち，初職の勤続年数（ ）に関しては，地域間において差がない可能性が示された。しかしそれ以外の，現職の勤続年数（ ），同一企業を就業継続している初職の勤続年数（ ），通算就業年数（ ），短期間休業グループの勤続年数（ ~ ）は2地域間の勤続年数に差がないとはいいきれない可能性が示された。表中の色つき部分は1%ないし5%水準で統計的に有意な説明変数を示している（以下の表もすべて同じである）。

首都圏と福島市との検定では， ， ， ， で1%もしくは5%水準で帰無仮説が棄却された。首都圏と広島市との検定では， -1， ， -1で1%もしくは5%水準で帰無仮説

⁵ F1（現在の年齢）からF2-2（最終卒業年齢）を引き，Q3-1-1（卒業後の就業年数）を引いた数値を，就業休業期間とする。 -1， -1についても同様である。

⁶ F1（現在の年齢）からF3-2-1（最初の勤務先での勤務開始年齢）を引き，Q3-1-2（卒業後の雇用就業年数）を引いた数値を，雇用就業休業期間とする。 -2， -2についても同様である。

が棄却された。福島市と広島市との検定では、以外すべての勤続年数で1%もしくは5%水準で帰無仮説が棄却された。

表 2-1 t 検定結果一覧

現職の勤続年数					
	N	平均値		t 値	p 値
首都圏	297	4.87	首都圏 - 福島市	-3.087	0.002
福島市	154	6.67	首都圏 - 広島市	1.191	0.234
広島市	154	4.32	福島市 - 広島市	3.752	0.000

初職の勤続年数 (初職就業継続者、退職者計)					
	N	平均値		t 値	p 値
首都圏	484	4.41	首都圏 - 福島市	-2.743	0.006
福島市	246	5.31	首都圏 - 広島市	0.243	0.808
広島市	247	4.34	福島市 - 広島市	2.573	0.010

-1 初職の勤続年数 (自営・家族従業員を含む)					
	N	平均値		t 値	p 値
首都圏	97	6.32	首都圏 - 福島市	-3.233	0.001
福島市	51	9.94	首都圏 - 広島市	-0.640	0.524
広島市	38	7.00	福島市 - 広島市	2.297	0.024

-2 初職の勤続年数					
	N	平均値		t 値	p 値
首都圏	86	5.99	首都圏 - 福島市	-3.841	0.000
福島市	49	9.71	首都圏 - 広島市	-1.027	0.309
広島市	37	7.14	福島市 - 広島市	1.983	0.051

初職の勤続年数 (退職者のみ)					
	N	平均値		t 値	p 値
首都圏	385	4.12	首都圏 - 福島市	0.072	0.943
福島市	190	4.10	首都圏 - 広島市	1.890	0.059
広島市	199	3.67	福島市 - 広島市	1.470	0.142

2 回目の勤続年数 (継続者、退職者計)					
	N	平均値		t 値	p 値
首都圏	250	3.37	首都圏 - 福島市	-0.813	0.417
福島市	136	3.70	首都圏 - 広島市	1.888	0.060
広島市	143	2.80	福島市 - 広島市	2.148	0.033

-1 通算就業年数 (自営・家族従業者を含む)					
	N	平均値		t 値	p 値
首都圏	511	8.42	首都圏 - 福島市	-3.317	0.001
福島市	255	9.90	首都圏 - 広島市	1.280	0.201
広島市	258	7.91	福島市 - 広島市	4.106	0.000

-2 通算勤続年数					
	N	平均値		t 値	p 値

首都圏	509	6.29	首都圏 - 福島市	-4.239	0.000
福島市	255	8.04	首都圏 - 広島市	-0.699	0.485
広島市	257	6.55	福島市 - 広島市	3.171	0.002

-1 短期間休業グループ（3年以内）の通算就業年数（自営・家族従業員を含む）

	N	平均値		t 値	p 値
首都圏	158	10.71	首都圏 - 福島市	-1.591	0.113
福島市	82	12.11	首都圏 - 広島市	2.693	0.008
広島市	68	8.44	福島市 - 広島市	3.774	0.000

-2 短期間休業グループ（3年以内）の通算勤続年数

	N	平均値		t 値	p 値
首都圏	115	8.43	首都圏 - 福島市	-1.345	0.181
福島市	62	9.65	首都圏 - 広島市	1.657	0.100
広島市	60	7.12	福島市 - 広島市	2.570	0.011

-1 短期間休業グループ（2年以内）の通算就業年数（自営・家族従業員を含む）

	N	平均値		t 値	p 値
首都圏	143	10.79	首都圏 - 福島市	-1.265	0.208
福島市	68	12.03	首都圏 - 広島市	2.877	0.005
広島市	58	8.16	福島市 - 広島市	3.565	0.001

-2 短期間休業グループ（2年以内）の通算勤続年数

	N	平均値		t 値	p 値
首都圏	100	8.60	首都圏 - 福島市	-1.229	0.222
福島市	50	9.88	首都圏 - 広島市	2.077	0.040
広島市	50	6.78	福島市 - 広島市	2.781	0.007

-1 短期間休業グループ（1年以内）の通算就業年数（自営・家族従業員を含む）

	N	平均値		t 値	p 値
首都圏	117	11.11	首都圏 - 福島市	-1.283	0.202
福島市	55	12.55	首都圏 - 広島市	3.375	0.001
広島市	48	7.63	福島市 - 広島市	4.052	0.000

-2 短期間休業グループ（1年以内）の通算勤続年数

	N	平均値		t 値	p 値
首都圏	73	8.32	首都圏 - 福島市	-1.383	0.171
福島市	39	9.95	首都圏 - 広島市	1.784	0.078
広島市	39	6.56	福島市 - 広島市	2.664	0.010

3. 就業継続の要因分析

(1) 地域間勤続年数の差の計測

表 2-1 の結果から、本稿では福島市と広島市との間で設定したグループのほとんどに平均勤続年数に差がある可能性が示されたため、この 2 地域に限定し、現職の勤続年数に影響を及ぼす要因について検討する。福島市と広島市の記述統計量については文末に記述統

計表一覧を掲載する。なおサンプルの平均年齢に統計上有意な差はない⁷と考える。そこで属性等をコントロールしてもなお存在する地域間勤続年数の差の大きさを計測する。

勤続年数を説明する推計式は下記のとおりである。

$$\text{TENURE} = \beta_0 + \beta_1 \times \text{AGE} + \beta_2 \times \text{AGE}^2 + \beta_3 \times \text{TYPE} + \beta_4 \times \text{FS}_i + \beta_5 \times \text{SHOKUSHU}_i + \beta_6 \times \text{Lnwage} + \beta_7 \times \text{SCH}_i + \beta_8 \times \text{MAR} + \beta_9 \times \text{CHI} + \beta_{10} \times \text{PAR} + \beta_{11} \times \text{AREA}$$

(2) 説明変数の設定

ここでは TENURE は勤続年数を、AGE は年齢を、TYPE は雇用形態（正規従業員 = 1、それ以外 = 0）を、FS は企業規模ダミー（ベース = 企業規模 100 人未満）、SHOKUSHU は職種ダミー（ベース = 事務職）、Lnwage は賃金（対数）、SCH は学歴ダミー（ベース = 中卒または高卒）、MAR は既婚ダミー（既婚 = 1、未婚 = 0）、CHI は子どもの数を、PAR は親と同居ダミー（同居あり = 1、なし = 0）AREA は居住地ダミー（福島市 = 1、広島市 = 0）をそれぞれ示している。下付の i はダミー変数が複数個あることを示している。

説明変数には、先行研究から就業継続に影響を及ぼすと示されているものについて、利用できるデータから設定を行う。ここで注目するのは、居住地ダミーの値である。この係数 β_{11} が、属性をコントロールしてもなお存在する福島市と広島市との勤続年数の差の大きさを推測する。

学歴ダミーではベースとなる中卒または高卒にくらべて勤続年数がどの程度長くなるかを推計するために導入している。同様に企業規模ダミーは、ベースとなる企業規模 100 人未満の企業に従事者にくらべて、100 ~ 999 人、1000 人以上・官公庁での勤務者の勤続年数がどの程度長くなるかを推計する。職種ダミーはベースとなる事務職従事者とくらべて、看護・教育・専門・技術職従事者、営業・販売職従事者、保安・サービス職従事者、製造の職業・技術職の従事者、その他職種従事者がどの程度勤続年数が長くなるかを推計する。

(3) 回帰式の結果

現職の勤続年数推計結果をみていく（表 2-2）。推計式の調整済みの決定係数は、0.407 で現職の勤続年数のおよそ 41% をこの推計式で説明している。地域差を検討するポイントとなる居住地（ β_{11} ）では、係数 1.187、 t 値 2.153 で統計的に有意であり、統計的に居住地が勤続年数に関して影響力を有していることがわかる。

⁷福島市の平均年齢が33.6歳、広島市は32.3歳、 t 値：1.575、 p 値：0.126であるため帰無仮説が受容され、年齢分布には差があるとはいきれないとする。

表 2-2 推計結果一覧

変数名	係数	t 値
(定数)	-33.951	-4.650
年齢	0.793	1.766
(年齢) 2 乗	-0.008	-1.190
現職正規グループ	0.174	0.214
企業規模 100 人～999 人ダミー	0.190	0.289
企業規模 1000 人以上・官公庁ダミー	-0.359	-0.519
経営・管理職ダミー	0.270	0.138
看護・教育・専門・技術職	-1.492	-1.879
営業・販売職ダミー	-1.020	-1.108
保安・サービス職ダミー	-1.178	-0.928
運輸・通信の職業ダミー	-5.480	-2.084
製造の職業・技術職ダミー	0.103	0.113
その他職種ダミー	-0.896	-0.836
Lnwage	3.930	7.555
短大・専修大学卒ダミー	-0.184	-0.267
大学・院卒ダミー	-0.790	-0.801
既婚ダミー	2.103	2.269
子どもの数	0.100	0.268
親と同居ありダミー	2.115	3.106
福島ダミー	1.187	2.153
調整済み R ²	0.407	
サンプル・サイズ	288	

その他では、事務職と比較して、看護・教育・専門・技術職、運輸・通信職で勤続年数が有意にマイナスになっている。年収は高ければ勤続年数に有意にプラスになっている。親との同居ありで勤続年数に有意にプラスとなっている。

(4) 平均勤続年数の地域差の要因

以上のように、年齢、経験年数、学歴等の個人属性をコントロールし統計的にみることが出来る要因の影響を取り除いた地域間の平均勤続年数の差を比較し、属性を取り除いても地域間で勤続年数に有意に差があることがわかった。つぎに平均値でみた福島市と広島市との勤続年数の差がどのような要因の影響をつよく受けているのかを検討する。

平均値でみた勤続年数の関数を次のように定式化する。

$$\text{平均値でみた福島市の勤続年数関数： } T_f = \beta_f X_f$$

$$\text{平均値でみた広島市の勤続年数関数： } T_h = \beta_h X_h$$

この式は、前節で定式化した式を簡素化し、居住地の変数を除いたものである。f は福島市を h は広島市を示している。

表 2-3 福島市・広島市の勤続年数関数

変数	福島市		広島市	
	係数	t 値	係数	t 値
(定数)	-36.5	-3.02	-35.93	-3.74
年齢	1.02	1.41	1.13	1.9
(年齢) 2 乗	-0.01	-1.09	-0.01	-1.35
現職正規グループ	0.16	0.12	0.06	0.06
企業規模 100～999 人ダミー	-0.13	-0.13	0.93	1.09
企業規模 1000 人以上・官公庁	0.19	0.18	-0.05	-0.05
経営・管理職ダミー	-0.07	-0.02	0.23	0.11
看護・教育・専門・技術職ダミー	-2.58	-1.94	-0.37	-0.39
営業・販売職ダミー	-1.71	-1.13	-0.37	-0.32
保安・サービス職ダミー	-4.66	-1.84	0.52	0.39
運輸・通信の職業ダミー	-6.8	-2.22	0	0
製造の職業・技術職ダミー	0.2	0.14	-0.92	-0.74
その他職種ダミー	-1.38	-0.83	-0.65	-0.45
Lnwage	4.16	5.32	3.05	3.9
短大・専修大学卒ダミー	-1.18	-1.04	0.69	0.78
大学・院卒ダミー	-1.2	-0.72	-0.75	-0.62
既婚ダミー	1.98	1.37	1.57	1.24
子どもの数	0.47	0.79	-0.41	-0.86
父母、義理の父母との同居ダミー	2	2.03	1.87	1.83

この表では係数の符号がプラスであることは、ダミー変数の場合ベースとなるものと比較して説明変数が勤続年数を長くする傾向を、マイナスであることは勤続年数を短くする傾向を示している。変数が1%もしくは5%水準で有意である場合は係数に色をつけておく。

平均値でみた福島市の勤続年数は、正規従業員であることは、統計上有意ではないがプラスの効果になっている。企業規模では有意な係数ではないが、100 人未満ダミーと比較して、100～999 人規模ではマイナス、1000 人以上・官公庁ではプラスになっている。職種では、事務職と比較して、有意な係数ではないが製造の職業・技術職の職業効果のみがプラスでそれ以外はマイナスになっている。現職の所得は有意にプラスに効いている。学歴効果では高学歴は現職の勤続年数を長くする効果はなく、有意ではないがマイナスに効いている。結婚状態では、既婚者であることは統計上有意ではないが勤続年数にプラスに効いており、子どもの数でも子どもがいることは有意ではないがプラスに効いている。

広島市では、賃金が統計上有意にプラスに効いている。その他は有意ではないが、正規従業員であることは、プラスの効果を示している。企業規模では 100～999 人の企業規模であることはプラスの効果をもたらす、1000 人以上・官公庁規模でマイナスとなっている。職種の効果では、事務職と比較して経営・管理職、保安・サービス職のみがプラスの効果を示している。学歴効果は、高卒とくらべて短大・専門学校であることはプラスに効いているが、大卒であることはマイナス効果となっている。家庭生活では既婚であることはプラスの効果になっているが子どもの数はふえるとマイナスの効果となっている。同居であ

ることはプラスの効果となっている。

以上のことから、2つの地域で同じように効果がみられた説明変数と、有意ではないが逆の効果がみられるものがあることが分かった。同じようにどちらも有意でプラスの効果がみられたのは所得である。親との同居の効果は福島市では強いプラスの効果がみられたが、広島市では有意なプラスの効果はきえていない。有意ではないが、企業規模、職種の効果（保安・サービス職、製造の職業・技術職の職業）、学歴（短大・専修大学卒）、子どもの数については、福島市と広島市とでは逆の効果となっている。これらの結果から考えられる仮説については結論で検討する。

つぎに福島市と広島市との平均勤続年数の格差が何によって説明されるのかを検討する。ここでは格差を以下のように定式化する（分解）。

$$T_f - T_h = \beta_f(X_f - X_h) + X_h(\beta_f - \beta_h)$$

この式は、平均値でみた地域格差が、説明変数の差によって説明される格差 $\beta_f(X_f - X_h)$ と、係数の差によって説明される格差 $X_h(\beta_f - \beta_h)$ の2つの要素に分解されることを示している。格差の要因分析の結果（表2-4）、福島市と広島市とでは、説明変数の差によって勤続年数の格差の41.2%が、係数の差によって58.8%が説明されることを示している。とくに大きな説明力をもっているのは、賃金の係数による差（232.7%）である。これが意味するものは、2地域間で賃金の上昇による勤続年数の長さへの影響の差が、勤続年数格差を説明する大きな要素となっていることを示していると推測する。

4. 結論

本稿では福島市と広島市をとりあげ、異なる地域間にある女性の勤続年数の違いが何によって説明されるのかを検討した。限られた2地域間の観察であったが、現職の平均勤続年数の格差を説明する要因には「賃金」が大きな説明力をもつ可能性が示された。

しかしここでは、賃金が上昇することによって勤続年数が長期化することを示したのではなく、2地域間の勤続の格差を説明するひとつの要因に賃金の差がおおきな説明力をもつことを示したにすぎない。しかし賃金が結果として勤続年数への影響があるとの可能性を想定すると、労働供給側からは、所得がしだいに高くなれば就業継続へのインセンティブが強まり就業を継続するという推定が可能となり、また労働需要側からは、賃金を昇給させることで女性の継続雇用の意志を示すことになり、高いスキルの長期勤続女性を獲得できる可能性がある。女性の賃金が勤続とどのような関係になっているのか、勤続の年数とスキルの上昇と勤務評価・査定との関係については今後の課題としてさらに研究を深める予定である。

表 2-4 平均値でみた勤続年数の差の要因分析

	数値	%
平均値でみた地域間勤続年数格差	2.406	100
個人属性(説明変数)の差	0.992	41.2
定数項	-0.568	-23.6
年齢	0.506	21.0
雇用形態	-0.002	-0.1
企業規模	0.000	0.0
職種	0.033	1.4
賃金	0.414	17.2
学歴	0.258	10.7
結婚	0.104	4.3
子どもの数	0.069	2.9
親との同居	0.179	7.4
評価(係数)の差	1.414	58.8
年齢	-3.378	-140.4
雇用形態	0.051	2.1
企業規模	-0.210	-8.7
職種	-0.956	-39.8
賃金	5.599	232.7
学歴	-1.037	-43.1
結婚	0.242	10.1
子どもの数	1.040	43.2
親との同居	0.065	2.7

2 地域間の平均勤続年数の差からは、先行研究で勤続と相関のあると言われている要素がすべての地域で働いているとはいえない、いいかえれば地域によって差がある可能性があるかと推定できる。常識的には子どもの数が少ない、子どもをもたないほうが就業継続を妨げる要因が少ないと考えられ、また親との同居により就業継続が促進されると考えられているが、今回の 2 地域ではそれぞれが逆の効果をもっていた。地域によって効果の変化する説明変数がある一方で、賃金のように地域がことなっても同様にプラスの効果を示す要素も存在した。あえて推測すれば、定期昇給の作用を含めて勤続の要因は雇用形態と技能形成に強く影響されることが示唆される。同時にそれぞれの地域でマイナス要素を政策的に除去することが必要になるだろう。たとえば福島ではプラスの効果である子どもの数を例に考えると、広島市において子どもを持ちたいと考えている親が子どもを持ちたい数だけでもてるような地域の条件を整えることは、子どもの数も増やしかつ女性の就業を妨げることにもならないであろう。

しかしここでやや気になる結果は、職種の効果で有意な数値ではないが、看護・教育・専門・技術職ダミーが事務職と比較してマイナスの効果になっているという点である。ここで考えられるのは、被説明変数を現職の勤続年数に設定していることから、資格職をも

ち、転職をしながら就業継続している場合、現職の勤続年数が短くなっている可能性がある、ということである。このことは福島市で製造業の職業・技術職がプラスの効果になっていることから妥当だと考えられる。製造業の職業・技術職では同一の企業内のみの技能が高まるため、同一企業に長期でとどまる可能性が高いと想定されるからである。このように、女性の就業パターンとしては、転職をしながら就業継続を続け、結果として生涯の就業年数は長期になる場合も考えられる。今回は現職の同一企業就業継続のみに焦点をあてたが、今後は前節で想定したさまざまな就業パターンの就業継続要因についても検討をおこなっていくことも今後の課題としたい。

<参考文献>

- 樋口美雄（1994）「育児休業制度の実証分析」，社会保障研究所編『現代家族と社会保障』東京大学出版会，pp.181-204.
- 滋野由紀子・大日康史（1998）「育児休業制度の女性の結婚と就業継続への影響」，日本労働研究雑誌 No.1998,pp.39-49.
- ・（2001a）「保育政策が女性の就業に与える影響」岩本康志編著『社会福祉と家族の経済学』東洋経済,pp.51-70.
 - ・（2001b）「育児支援策の結婚・出産・就業に与える影響」岩本康志編著『社会福祉と家族の経済学』東洋経済,pp.17-50.
- 森田陽子・金子能宏（1998）「育児休業制度の普及と女性雇用者の勤続年数」日本労働研究雑誌 No.1998,pp.50-62.
- 今田幸子（1996）「女性労働と就業継続」，日本労働研究雑誌 No.433,pp.37-48.
- 平尾桂子（1999）「女性の初期キャリア形成期における労働市場への定着性 - 学歴と家族イベントをめぐって」日本労働研究雑誌 No.471,pp.29-41.
- 大沢真知子（1993）『経済変化の女子労働』日本経済評論社
- 前田信彦（1998）「家族のライフサイクルと女性の就業 - 同居親の有無とその年齢効果 - 」，日本労働研究雑誌 No.459, pp.25-38.
- 田中重人（2000）「性別分業を維持してきたもの」，盛山和夫編『日本の階層システム 4 ジェンダー・市場・家族』東京大学出版会，pp.93-110.
- 小倉祥子（2003）「富士フイルムにおける女性の勤続 - 企業内制度と地域の条件 - 」，日本女子大学大学院紀要第 9 号,pp.115-123.
- 小倉祥子（2001）「都道府県データからみる女性の長期勤続の要因」，2001 日本女子大学生活経済学論文集，pp.9-28.
- 日本労働研究機構（1997）『女性の職業・キャリア意識と就業行動に関する研究』．
- 堀春彦（2003）「特定職種における男女賃金格差の要因分析」日本労働研究機構『男性

職場への女性労働者の進出に関する研究 - 男女混合職化の意義 - 』資料シリーズ
No.128,pp.71-116.

記述統計表一覧

	福島市					広島市				
	度数		平均値	平均値 の標準 誤差	標準偏 差	度数		平均値	平均値 の標準 誤差	標準偏 差
	有効	欠損 値				有効	欠損 値			
通算就業年数	155	0	11.7	0.50	6.28	155	0	8.8	0.45	5.57
会社、官公庁勤務年数	155	0	9.5	0.50	6.27	155	0	7.1	0.43	5.38
現在の仕事の勤続年数	154	1	6.7	0.51	6.30	154	1	4.3	0.37	4.56
年齢	155	0	33.6	0.57	7.05	155	0	32.3	0.62	7.72
最終学校卒業年齢	155	0	19.1	0.15	1.91	155	0	19.6	0.13	1.62
結婚年齢	105	50	24.2	0.27	2.78	95	60	23.5	0.24	2.32
子供の人数	92	63	2.2	0.08	0.74	85	70	2.2	0.08	0.74
同居の人数	154	1	4.3	0.12	1.51	155	0	3.9	0.09	1.13
自分の年収	147	8	225.5	12.33	149.48	143	12	203.4	11.22	134.19

勤務先の規模	福島市			広島市		
	度数	パーセント	累積パーセント	度数	パーセント	累積パーセント
10人未満	34	21.9	21.9	41	26.5	26.5
10～29人	26	16.8	38.7	17	11.0	37.4
30～99人	23	14.8	53.5	27	17.4	54.8
100～299人	17	11.0	64.5	20	12.9	67.7
300～999人	21	13.5	78.1	15	9.7	77.4
1000人以上	17	11.0	89	26	16.8	94.2
官公庁	17	11.0	100.0	8	5.2	99.4
無回答				1	0.6	100.0
合計	155	100		155	100	

事業内容	福島市			広島市		
	度数	パーセント	累積パーセント	度数	パーセント	累積パーセント
製造業	33	21.3	21.3	21	13.5	13.5
電気・ガス・熱供給・水道業	3	1.9	23.2			
卸売・小売業	22	14.2	37.4	22	14.2	27.7
飲食店	2	1.3	38.7	14	9.0	36.8
金融・保険業・不動産業	9	5.8	44.5	14	9.0	45.8
運輸・通信業	3	1.9	46.5	4	2.6	48.4
情報サービス・調査・広告業	6	3.9	50.3	5	3.2	51.6
医療・社会福祉	14	9.0	59.4	17	11.0	62.6
教育・研究	12	7.7	67.1	14	9.0	71.6
その他のサービス業	19	12.3	79.4	19	12.3	83.9
公務	17	11.0	90.3	8	5.2	89.0
建設業	2	1.3	91.6	7	4.5	93.5
その他	13	8.4	100.0	10	6.5	100.0
合計	155	100		155	100	

現在の職種	福島市			広島市		
	度数	パーセント	累積パーセント	度数	パーセント	累積パーセント
経営・管理職	2	1.3	1.3	4	2.6	2.6
事務職	48	31.0	32.3	58	37.4	40.0
看護職	8	5.2	37.4	7	4.5	44.5
教育職	12	7.7	45.2	13	8.4	52.9
専門・技術職	13	8.4	53.5	14	9.0	61.9
営業・販売職	20	12.9	66.5	19	12.3	74.2
保安・サービス職	5	3.2	69.7	12	7.7	81.9
運輸・通信職	3	1.9	71.6	0	0.0	81.9
製造の職業・技能職	28	18.1	89.7	16	10.3	92.3
その他	16	10.3	100.0	12	7.7	100.0
合計	155	100		155	100	

現職の就業形態	福島市			広島市		
	度数	パーセント	累積パーセント	度数	パーセント	累積パーセント
正規従業員	77	49.7	49.7	78	50.3	50.3
パート・アルバイト	49	31.6	81.3	52	33.5	83.9
派遣・契約社員	9	5.8	87.1	9	5.8	89.7
自営・家族従業者	17	11.0	98.1	12	7.7	97.4
無回答	3	1.9	100.0	4	2.6	100.0
合計	155	100		155	100	

最終学歴	福島市			広島市		
	度数	パーセント	累積パーセント	度数	パーセント	累積パーセント
中学	7	4.5	4.5	4	2.6	2.6
高校	75	48.4	52.9	51	32.9	35.5
専修学校・専門学校	23	14.8	67.7	21	13.5	49.0
短大・高専	32	20.6	88.4	55	35.5	84.5
大学	17	11.0	99.4	22	14.2	98.7
大学院	1	0.6	100.0	2	1.3	100.0
合計	155	100		155	100	

結婚状態	福島市			広島市		
	度数	パーセント	累積パーセント	度数	パーセント	累積パーセント
未婚	49	31.6	31.6	58	37.4	37.4
既婚	99	63.9	95.5	93	60.0	97.4
離・死別	7	4.5	100.0	4	2.6	100.0
合計	155	100		155	100	

子どもの有無	福島市			広島市		
	度数	パーセント	累積パーセント	度数	パーセント	累積パーセント
いる	92	59.4	59.4	85	54.8	54.8
いない	63	40.6	100.0	70	45.2	100.0
合計	155	100		155	100	

子どもの数	福島市			広島市		
	度数	パーセント	累積パーセント	度数	パーセント	累積パーセント
0	63	40.6	40.6	70	45.2	45.2
1	16	10.3	50.9	13	8.4	53.6
2	45	29.0	79.9	48	31.0	84.6
3	29	18.7	98.6	20	12.9	97.5
4	2	1.3	100.0	4	2.6	100.0
合計	155	100		155	100	

第3章 二重労働市場論と女性パート¹

四方 理人

1. パートの定義と問題設定

1990年代の女性雇用就業者労働力人口は、正規の職員・従業員が約63万人減少し、非正規の職員・従業員が約273万人増加した(表3-1)。そして非正規雇用者の中では、パートがこの間の増加人数においても2000年の就業者数においても最も多い。ここでパートとは「企業でパートタイマーまたはパートタイマー類似の名称で呼ばれている者(呼称パート)²」を指す。その場合パートは、「週35時間未満の雇用者³」という意味での短時間労働者と同じであるとは言えない。図3-1は正社員等/パート/短時間労働者の関係を表した図である。「呼称パート」1129万人うち短時間労働者でない者が345万人おり、逆に正社員などのうち短時間労働者は284万人いる。短時間労働者でないパートや短時間労働者の正社員が多くいることがわかる。また、短時間労働者では約69%が女性であるが、パートの場合約92%が女性に偏っている⁴。多くの女性雇用者がパートとして働き、またパートとして働く者の多くが女性であることがわかる。以下ではパートを「呼称パート」という意味で用いる。その他の定義としてパートタイム労働者が「一日、あるいは一週間における労働時間が他の一般労働者よりも短い常用雇用者⁵」と定義されており、本章もパートタイム労働者に対してその定義を用いる。まとめると、パートを「呼称パート」、短時間労働者を週35時間未満の労働時間の労働者、パートタイム労働者を他の一般労働者より労働時間が短い労働者という意味で用いる。

表 3-1 1990年代における雇用就業の変化

	雇用者	役員を除く 雇用者	正規の 職員 ・従業員	非正規の 職員 ・従業員	パート・ アルバイト			派遣・契約・ 嘱託・その他	
					パート・ アルバイト	パート	アルバイト		
女	1992年2月	1946	1862	1146	716	647	528	119	69
	2000年2月	2150	2076	1083	994	891	706	185	103
	増加人数	204	214	-63	278	244	178	66	34
男	1992年2月	5115	4743	3756	986	801	565	236	185
女	2000年2月	5342	4999	3640	1360	1152	769	382	208
計	増加人数	227	256	-116	374	351	204	146	23

(単位 万人) 資料出所 「労働力調査特別調査」より筆者作成

¹ 本章は四方(2003)の一部を大幅に加筆修正し再構成したものである。

² 『就業構造基本統計調査』『労働力調査特別調査』(総務庁統計局)などにおける定義。

³ 『労働力調査』(総務庁統計局)などでの定義。

⁴ 『労働力調査』2002年2月現在。

⁵ 『賃金構造基本統計調査(賃金センサス)』『雇用動向調査』(厚生労働省)など。

また、パートと正社員には賃金と就業条件に大きな格差があることが知られている。この章での使用データである。日本労働研究機構が1996年に調査を行った『女性の就業意識と就業行動に関する調査』(以下、「JIL データ」とする。詳しいデータについての内容は5節で示す)によると、パートと正社員の間には37%の時間あたり賃金率の格差が存在する(表3-2)。

図3-1 短時間労働者と呼称パートの関係

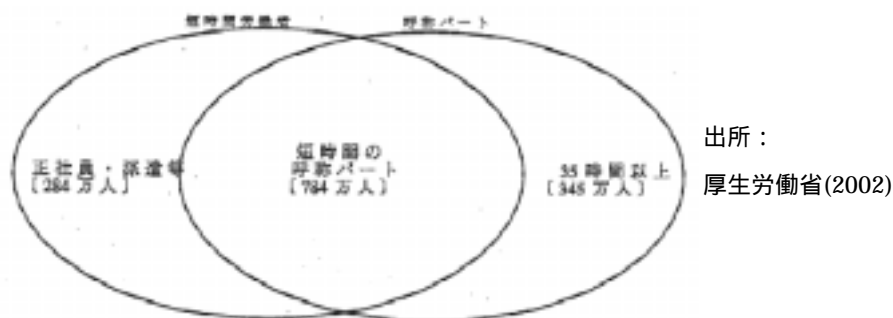


表3-2 雇用就業形態別賃金率

	サンプル数	賃金率平均	Std. Dev.	Min	Max	正社員との格差
正社員	275	1460	630	401	4327	0
非正社員	173	983	714	401	5769	0.33
パート	144	924	639	401	4808	0.37
派遣・契約・嘱託	29	1278	967	458	5769	0.12

(注) 賃金率は、「一週間の平均労働時間」に52をかけることで年間労働時間をもとめ、それを質問票の年間収入から割ることによりもとめた。また時給400円以下のサンプルは削除した。

『雇用動向調査』によると平成13年の就業形態別の離職入職状況は、一般労働者の入職率が12.3%、離職率が14.2%であるが、パートタイム労働者の入職率は30.6%、離職率が29.1%となる。パートタイム労働者が一般労働者より労働移動を多く経験しており不安定な就業状況にあることがわかる⁶。

以上パートは、多くの女性が就く就業形態であり短時間労働者と同じであるとは言えませんが、また低賃金で不安定な雇用であるといえる。パートを対象としてきた労働研究においては、早い時期から日本におけるパートは短時間労働者という枠組みでは把握できないということが指摘されている⁷。しかし、パートは就業環境の質も労働者の目的も多様であることが知られており⁸、労働市場を短時間労働者/長時間労働者という労働者の区分ではなく、正社員/パートという雇用形態の区分により分析することは必然であるとは

⁶ 『雇用動向調査』は労働者の区分を正社員とパートではなく一般労働者とパートタイム労働者として調査を行っている。パートとパートタイム労働者では労働者の構成が異なるが、ここではパートタイム労働者をパートの近似と考えることも可能であると思われる。

⁷ 足立(1982)、氏原(1989)など。

⁸ 労働省政策調査部(1997)には「なぜパートとして働いているのか？」などの質問項目が設置されている。

言えない。本研究では労働市場の「構造」という考え方から分析を行う。労働市場の「構造」とは、「労働市場が複数個の異質の部分から構成されているとき、それら部分集合の成り立ち、全体へのかかわりあい、および部分集合間の相互関係」をいう（尾高(1980)）。分析概念としての「構造」（ここでは正社員／パートでの区分）は、他の経済的要因（主に経済合理的な選択プロセス）によって説明されない場合に確認される。その意味で実証的・経験的な概念であり、逆に労働市場はその意味での「構造」をもたないということも考えられる。例えば、パート／正社員の区別がなく市場から提示される賃金に対応して連続的な労働時間の選択を行っている経験的に確認される場合、パート／正社員や長時間労働者／単位間労働者という区分によって労働市場が「構造」を持つと言うことはできない。

本章の目的は、パート／正社員の区分が「二重労働市場論(The Dual Labor Market Theory)」のいう「分断的労働市場モデル(Dichotomous model of labor market)」として成立することを実証的に確認することにある。

2. 「二重労働市場論」とパート

前節でパートは正社員と比較して賃金率が低く、雇用が不安定であることを示した。日本におけるパートと正社員の格差を二重労働市場ではないかとする指摘がある⁹。しかし、制度派経済学の流れにある「二重労働市場論」の議論を日本のパート／正社員の区別に適用した研究は少ないと思われる。

Doeringer=Piore(1971)によると二重労働市場とは、労働市場が「第一次労働市場」と「第二次労働市場」に分断して存在しており、第一次労働市場は比較的有利な賃金体系、安定的な雇用慣行、そして昇進の機会が存在し、第二次労働市場は競争的で変動が大きい賃金体系と雇用（低賃金と高い離職率）、少ない昇進機会と前者に比べ不利な状況にあるとされる¹⁰。この二つの労働市場は「連続的」ではなく「分断的」に存在することが強調されている¹¹。以下では、第二次労働市場における労働者である「二次的労働者(secondary worker)」の特徴とパートを構成する労働者の特徴の比較を行い、パート／正社員の区別で労働市場の「分断」が存在するのではないか、という議論を行う。

Doeringer=Pioreによると、「二次的労働者」とは社会経済的な地位や人口学的特徴から、長期雇用や昇進の機会などにほとんど価値をおかない労働者である。「二次的労働者」には、人種や階層により「不利な境遇に置かれている者(disadvantaged)」や「第二次労働力(secondary labor force)¹²」（例えば子供を抱える母親、学生、副職として働いている人々）が主に包含される¹³。そのような労働者は仕事に対する執着が低いと考えられるため、彼ら

⁹ 古郡鞆子(1997)、永瀬伸子(1994)、大沢真知子 (2002)など

¹⁰ Doeringer=Piore(1971)p.165

¹¹ 「待ち行列理論(Queue Theory)」と対比させて議論されている。(同上 P.165)

¹² Mincer(1962)により労働力の分析として議論された。日本においては梅村が「縁辺労働力」として議論を行っている。

¹³ Doeringer=Piore(1971) p.166

を雇う雇用者は転職を減らすための雇用保障や高い賃金などの「内部労働市場¹⁴」を形成する雇用管理を行なわないであろうとされる。また、熟練を形成するための人的資本の投資なども行われぬ、ここから内部労働市場の形成が弱く未熟練労働者が多いという第二次労働市場の特徴を形成するようになるとされる。

「二次的労働者」と想定される不安定な労働者と同様に、パートとなる労働者にも子供を抱える有配偶女性が多い。また、二つ以上の仕事の掛け持ちをしているパートもいることが考えられる。これらは「二次的労働者」の特徴と同じであり、パートが低賃金で高い転職率となる理由となる。また、不安定な雇用の存在も不安定な労働者の存在とほぼ同じ理由（転職率の高さと人的資本投資の低さ）で、第二次労働市場を形成する。正社員と異なりパートは有期雇用であることが多く、その意味で不安定な雇用であると考えられる。パートにはその雇用自体不安定であるという側面があり、「不安定雇用」であるといえる。

しかし、Doeringer=Pioreの二重労働市場論の議論は、このような「不安定労働者」と「不安定雇用」の存在を示すことだけではない。「二次的労働者」が、第二次労働市場にとどまり続ける理由の説明も行っており、その意味で労働市場の「分断」が存在するとされる。その理由として、(1)内部労働市場に適應するためのコスト(2)「労働習慣(work habits)」「(3)「差別」が主な要因であるとされる¹⁵。(1)は、前述した「雇用の不安定性」と不安定な労働の存在により労働者に対する教育や訓練が行われぬことを指す。「二次的労働者」は熟練を取得できないために第二次労働市場にとどまり続ける。

二つ目の「労働習慣」とは、主に第一次労働市場と第二次労働市場では形成される習慣が異なることを指す。第一次労働市場では、O-J-T (On-the-job-training)などを通じて比較的高い熟練が形成される。そのこととの類似であるが、第二次労働市場においては仕事の「慣れ」(On-the-job-learning)を通じて、第一次労働市場とは異なった働き方が「習慣化(learned)」される。そして、第二次労働市場から第一次労働市場に参入するためには第二次労働市場の習慣に「慣れない(unlearned)」必要があるため、その参入は困難であるとしている¹⁶。

Doeringer=Pioreは、労働者に遅刻や欠勤が多い場合、雇用者がそのことに適應することで欠勤や遅刻がその仕事で「慣行化」されると¹⁷、逆に労働者はその「慣行」に慣れてしまうという事例を挙げている。日本においてのパート/正社員の区別を考える場合においても、パートと正社員での「習慣」の違いを指摘することは容易であろう。日本の企業に

¹⁴Doeringer=Pioreによると内部労働市場とは、賃金構造と労働者の配置を決定する雇用管理上のルールであり、直接市場の圧力にさらされる外部労働市場とは区別される。しかし、Doeringer=Pioreは「第一次労働市場=内部労働市場」、「第二次労働市場=外部労働市場」という単純な区分を行っているわけではない。日本においても、パートに対して査定や昇給といった雇用管理が適應されており、多くのパートが内部労働市場において正社員と個別に扱われていると考えられる。

¹⁵ Doeringer=Piore(1971) p.183

¹⁶ Doeringer=Piore(1971) p.175

¹⁷ 雇用者は遅刻や欠勤があったときのために予備の労働者を雇っておいたり、労働者が怠けたり盗みをはたらいたりした場合のことを想定して賃金を低く設定したりする、という事例を挙げている。(同書 p.175)

において正社員の身につく「習慣」というのは、「残業」や「つきあい」などいとわないう行為であると考えることができる。「熟練」とは異なるという意味で職場での正社員特有の「習慣」であると言うことができるが、それ自体が日本企業で評価される対象となっている。パートを構成する中心の有配偶女性の多くは、家庭においての家事や育児を担っており、「残業」や「つきあい」などの行為をさけるであろう。また雇用者もそのことを想定してパートに「残業」や「つきあい」が必要となる職務を求めない。パートはその「習慣」を身につけることがないので第一次労働市場で働く正社員と異なった「習慣」を身につけているのではないかと考えられる¹⁸。

また、Doeringer=Pioreによると、社会的に不利な状況にある人にとって職場以外の家庭や社会環境における習慣は、二次的雇用の職場での習慣と重なる傾向にあるため、彼らが第二次労働市場に固定化する要因となるとされる¹⁹。その意味で日本の女性パートは、男性が働き手となり女性が家庭に入るという「性別役割分業」が習慣化されていることに関係していると考えられる。専業主婦ではない就業している有配偶女性であったとしても男女の家事負担の不均等は変化がないという指摘がある²⁰。そして、女性のみが担う家庭での家事といった「性別役割分業」の習慣は、正社員の恒常的な「残業」や「つきあい」などとは相容れない傾向がある。そのことにより、職場だけでなく家庭や社会環境においても有配偶女性はパートと適的な習慣を身につけるようになるであろう。

三つ目の「差別」はなぜパートが女性に偏っているかの説明となる。Doeringer=Pioreは主に黒人や低所得階層などに対する「差別」が二重労働市場を形成する要因になることをあげている。Doeringer=Pioreは、雇用者が特定の労働者を差別しているという議論を行っているわけではない。人種や特定の階層に対する差別が存在すると、差別を受ける集団に属する労働者は職場での他の労働者から仲間と見なされないために、職場で他の者と同じ訓練を受けられないことや、職場での同僚から嫌がらせを受けることがあるとしている。そしてそのような扱いを受ける者は、その職場になじめず自分と同じ人種や階層の人々が多くいる集団に移るであろうとされる²¹。

この議論は、パートが女性に偏っていることの一つの説明になる²²。職場においては、異性間より同性間で仲間意識が持たれることが多いと考えられる。職場での訓練において

¹⁸ この議論の多くは熊沢(1997)(2002)によっているが、熊沢は日本の企業における「個別査定」による「能力主義」であるととらえている。

¹⁹ Doeringer=Pioreは黒人のゲッターや貧困層の生活を念頭に置いている。

²⁰ 上野(1990)は、パートタイム労働を女性が「家族責任」を背負ったまま就労するということから、女性に「二重の役割」を負わせるという意味で家父長制を補完し「性支配」を強化している。

²¹ Doeringer=Piore(1971) p.177

²² 一般的には、パートにおける「差別」とは「間接差別」を指す。「間接差別」とは、女性に偏った就業形態であるパートを差別的に扱うことで、間接的に雇用者が行う女性差別の存在をさす。同一の業務において女性を差別的に扱うことは、法律上も社会通念上も問題があるために、形式上女性を差別するのではなく、パートを他の正社員と差別的に扱うことによる差別である。パートの差別を禁止する法律がないとこの差別は防ぎにくい。また、「間接差別」が問題にされるからといい直接の女性差別がないと考えにくい。正社員で直接差別的扱いを受けると考えられる個人がパートを選択していると考えられるからである。

は、教える側の仲間意識が強い者ほど仕事を習うことに有利であり、上司や前任者に男性が多い場合、新しくその職場に入る女性は同時に入ってくる男性より不利であろう。また性的な嫌がらせを職場の男性から受ける事例も多く存在する。また、内部労働市場が発達している第一次労働市場の職ほど、労働者同士のつながりや O-J-T を通しての訓練が必要となり、もともとその職に男性が多く就いている場合は女性より男性が有利となる。多くの女性は、そのようなことを経験したり見越したりすることで、男性有利な内部労働市場の発達の度合いが低い職や O-J-T が必要でない職につきやすくなる。もともと第一次労働市場の職を男性が多く占めているのであれば、特定の不利な職に女性が集中する理由となるであろう。その結果二重労働市場につながる。

労働市場で「分断」が存在し多くの女性が正社員の職ではなくパートとして働き続ける理由が、男性労働者が多く内部労働市場が発達していた職場での「差別」と、パート/正社員で身に付く「習慣」が異なりパートの職に「慣れる」ことにあるのではないかという議論を行った。以下では、労働市場の「分断」が存在するかどうかの分析を行う。

3. 労働市場の分断と労働移動

現象としての労働市場の「分断」は、労働移動の分析を通して確認される。第一次労働市場内での職の移動や第二次労働市場内での職の移動は比較的容易であるが、第一次労働市場と第二次労働市場の間での職の移動、特に第二次労働市場から第一次労働市場への職の移動が困難であると観察された場合、労働市場が「分断的」であるといえる。

前述の JIL データには前職の就業形態が「正社員」か「非正社員」を尋ねる項目がある。表 3-3 は、20 歳から 44 歳の女性のうち労働移動を経験しかつ現在就業状態にあるサンプルについて、前職と現職の就業形態の分割表である。表 3-4 は前職の就業形態別に現職の就業形態へそれぞれどれだけの割合で移動したのかを百分率で示した表である。これは前職から現職への流出率といえる。

表 3-3、表 3-4 から、「前職非正社員」であった者（多くが「二次的労働者」と考えられる）のうち「現職非正社員」となる者は 87 人(74%)と、「現職正社員」の 31 人(26%)より 3 倍近く多くなっている。また、「前職正社員」であった者のうち「現職正社員」となる者は 94 人(41%)と「現職非正社員」となる者の 135 人(59%)より少ないことがわかる。一度正社員をやめた場合正非正社員となることが多いことがわかる。同様に一度非正社員になると、もともと正社員であることよりもよりいっそう正社員になりにくくなることがわかる（「前職非正社員」かつ「現職正社員」—41%、「前職非正社員」かつ「現職正社員」—26%）。ここから、非正社員 - 多くがパートであると考えられる - に就くと正社員にはなりにくくなるということがわかる。しかしパート/正社員の区分において労働市場が「分断的」であることが観察されたとしても、第二次労働市場における労働者のほとんどが子供を抱える母親である場合、労働市場が「分断的」である理由は女性が子育てをする家庭環境に還元される。その場合、第二次労働市場での二重労働市場論で説明される雇用の不安定性や、

職場での「慣れ」や「差別」などは問題となりにくい。二重労働市場での不安定性の要因は、雇用ではなく労働者に帰されることとなる。以下の計量分析では、二重労働市場が育児や家事などの要因で説明できるのか、それとも別の意味での「分断」が存在するといえるのかの分析を行う。

表 3-3 前職 x 現職（無業者、離職経験なしの者を含まない）

	現職正社員	現職非正社員	計
前職正社員	94	135	229
前職非正社員	31	87	118
計	125	222	347

表 3-4 前職からの流出率

	現職正社員	現職非正社員	計
前職正社員	41%	59%	100%
前職非正社員	26%	74%	100%
計	36%	64%	100%

4. 仮説と分析方法

子供を抱える母親が家事や育児を両立するためにパートとなるという考え方は、労働経済学における有配偶女性の労働供給分析と共通の枠組みで分析を行うことができる。ここでは、クロスセクションの個票データを用いた有配偶女性の就業状態の規定要因に関する多項ロジット分析を行う。すなわち被説明変数である各就業状態（それぞれ確率が与えられているカテゴリー）のうち一対（二つのカテゴリー）の就業形態の相対比の自然対数に対するそれぞれの要因（説明変数）の影響を分析する²³。具体的にはパート/正社員/無業の就業状態を被説明変数とし家事や育児負担を説明変数とする計量分析を行う。日本の有配偶女性を対象とした先行研究として、高山・有田(1992)、大沢真知子(1993)、永瀬(1994)、永瀬(1997)、小島(1995)、富田・脇坂(1999)などをあげることができる。

多くの先行研究では、パートと正社員の就業状態の決定に対して、親との同居は正社員の就業確率を高める影響を与えるが、0-6歳の未就学児はそのような影響を与えないという結果が出ている。親との同居は家事や育児の負担を軽減すると考えることができるので、パートが家事・育児と両立するために選択されているという仮説と整合的である。しかし、

23 就業状況を選択肢(1...n)として、それぞれに対応する確率を P_1, P_2, \dots, P_n であるとする。それぞれの確率は以下のようなロジスティック分布に従うと仮定する。

$$P_i = \frac{\exp(\alpha_i + \sum_j (X_j \beta_{ij}))}{1 + \sum_i \exp(\alpha_i + \sum_j (X_j \beta_{ij}))} \quad i=1, 2, \dots, n$$

X_j ...説明変数ベクトル, β_{ij} ...係数ベクトル $j=1, 2, \dots, m$

となりここで、 $P_1 + P_2 + \dots + P_n = 1$ である。ここで $P_k = 1 - P_1 - P_2 - \dots - P_n$ とすると、

$$P_k = \frac{1}{1 + \sum_i \exp(\alpha_i + \sum_j (X_j \beta_{ij}))} \quad i=1, 2, \dots, n \quad \text{となる。}$$

それぞれの就業形態に与えられた確率 P_i に対する P_k の確率を対数変換し、次のような線形関数を用いて多項ロジット分析を行う。

$$\ln(P_i/P_k) = \alpha_i + \sum_j (X_j \beta_{ij}) \quad i, k=1, 2, \dots, n$$

未就学児がいても正社員よりパートの就業確率が上がるわけではないという結果は、パートが家事・育児と両立するために選択されているという仮説と整合的ではない。

しかし以上の先行研究での問題設定は、家事や育児との両立のために正社員よりパートが選択されているということではない。そのため被説明変数を「正社員の無業に対する就業確率」と「パートの無業に対する就業確率」として分析が行われており、パート/正社員の区別に対する分析を明示的に行っていない。本章ではパート/正社員の就業選択にどのような要因が影響を与えているかということをも明示的に分析するために、「パートに対する正社員の就業確率」を被説明変数とする²⁴。また先行研究の多くが、就業状況に対する子育ての影響を分析する際に、説明変数として「未就学児数」を用いている。しかし、未就学児数が就業状態に線形に影響しているという仮定は自明でない。以下の分析では、未就学児の影響をより詳細に分析するため、育児負担の大きさは未就学児の年齢により異なると考え、未子年齢のカテゴリ変数を説明変数に用いる。

2節では Doeringer=Piore の二重労働市場論から、雇用の不安定性、職場に対する「慣れ」や「差別」などにより労働市場の「分断」が生じているとする場合、現象としては第二次労働市場から第一次労働市場への労働移動の制限として現れるとした。ここではそのことから、パートから正社員へ労働移動が困難であるのではないかと考え、パートもしくは正社員という前職の就業形態が、現職の就業状況に影響を与える、ということをも仮説とする。そのため前述の多項ロジット分析の説明変数に「前職の就業形態変数」を用いることで、家事や育児の負担をコントロールした場合において、前職の就業形態が現職の就業状況に影響を与えるかどうかの分析を行う。すなわち、家事や育児の負担をはかる客観的な指標を考慮に入れたとしても、前職がパートであると現職もまたパートになりやすいということを示されることで、労働市場の「分断」を確認する試みとなる。そのことが確認されると、たとえ家事育児負担が軽い者であったとしてもパート雇用に「慣れる」、もしくは家事育児負担を重く負う者と同一集団にくくられることで、パート雇用に制限されているということが考えられる。

5. データの説明と変数の説明

使用するデータは日本労働研究機構が1996年に調査を行った『女性の就業意識と就業行動に関する調査』の個票データである（JIL データ）²⁵。JIL データは20-44歳の女性を対象にして行われ、パート・正社員以外にもアルバイト・派遣・嘱託・自営業・家族従業者・

²⁴先行研究では推計式の左辺がパートもしくは正社員の対非就業状況との比の自然対数となっているが本研究では先行研究と同様の分析の他に、推計式の左辺に正社員とパートとの比の自然対数とする分析を明示する。注釈17の式において、

Pp...パートの就業確率、Pf...正社員の就業確率、Ph...非就業の就業確率、とすると先行研究では、推計式の左辺が $\ln(Pp/Ph), \ln(Pf/Ph)$ となるが本研究では左辺が $\ln(Pf/Pp)$ となる推計式も明示する。

²⁵ データの入手は東京大学社会科学研究所附属日本社会研究情報センターのSSJデータ・アーカイブ（Social Science Japan Data Archive）を通じて行った。

表 3-5 変数の平均値

平均値 (観測数)		平均値 (観測数)	
被説明変数		親との同居	0.21(120)
正社員	0.16(95)	16歳から18歳の子供がいるダミー	0.15(85)
パート	0.25(147)		
無業	0.58(338)		
離職経験なし(ベースカテゴリー)	0.06(37)	配偶者の年間収入自然対数	5.26
離職経験があり前職正社員	0.67(387)	配偶者の年間収入無記入者ダミー	0.17(100)
離職経験があり前職パート	0.27(156)	本人学歴(ダミー)	
末子年齢(9歳未満の子供がいないがベース)		高校・中学(ベースカテゴリー)	0.49(287)
	0～2歳	専修学校・専門学校	0.13(75)
	3～6歳	短大・高専	0.27(156)
	7～9歳	大学・大学院	0.11(62)

内職といった就業形態の者も含まれ、約 600 の就業者のサンプルと約 400 の無業者のサンプルができるだけ同一の質問に答える調査である。以下の分析では、JIL データのうち雇用就業を行っている有配偶女性と非就業の有配偶女性のデータを使用する。よって、自営業主や家族従業者などはサンプルに含まれない。データのクリーニング後 580 のサンプルを用いて分析を行う。表 3-5 は、各変数の平均値である。カッコ内はカテゴリーそれぞれの観測数となる。

i) 被説明変数

被説明変数となる就業状態は、「無業」が 58%近くとなり一番多い。ついで「パート」が 25%、「正社員」が 16%となる。

ii) 前職の就業形態変数

前職の就業形態変数は、就業経験がないサンプルを除いたので「離職経験があり前職正社員」/「離職経験があり前職パート」/「離職経験なし」という三区分のカテゴリー変数となる²⁶。「離職経験なし」とは学卒後の初職が結婚後の現在も現職のままのサンプルであり、全体で約 6%と小さい。

iii) 家事・育児負担要因

家事・育児負担の要因分析のため、子供の末子年齢のカテゴリー変数と親との同居ダミー変数を用いる。末子年齢区分は「0-2歳」を乳幼児期と考え、他の年齢層の未就学児と分けた。また未就学児と小学生とで、育児負担に違いがあるのではないかと考え「3-6歳」と「7-9歳」の区分にした²⁷。基準カテゴリーとなるのは「9歳未満の子供なし」というこ

²⁶ また、JIL データの質問票では過去に就いた職の就業形態が「正社員」か「非正社員」かの選択形式になっており、前職が「非正社員」である者が企業でどのような呼称であったのかは知ることができない。しかし現職のカテゴリーを「パート」としていることから、煩雑さをさけるため「前職非正社員」のカテゴリーを「前職パート」とする。節でも述べたように日本におけるパートとは、「短時間労働者」を直接指すわけではない。特に既婚女性にとって、パートとしての区分は労働時間による区分である「短時間労働者」より非正社員の区分との相似性を持つ。

²⁷ JIL データの調査は、1996 年の 3 月に行われているので、小学生のほとんどが満 7 歳以上であると考え

とになる。「親と同居」変数は、本人もしくは配偶者の親と同居しているかのダミー変数である。

iv) その他の説明変数

その他の変数として、「16歳から18歳の子供がいるダミー」は高校生の子供がいることを示すダミー変数となる(末子年齢ではない)。この年齢層の子供の影響は、女性にとっては育児の負担はなくなるが、義務教育期間が終わり家計にとっては授業料などの負担や、大学進学を希望する場合その分の経費など、この年齢階層以外の子供より教育費の負担が大きくなると考えられる。家事・育児負担がなく家計において多くの所得が必要となるので、女性が就業することが必要となる場合が多くなると考えることができる。

配偶者の収入の影響を分析するために、「配偶者の年間収入の自然対数」を説明変数とする。しかし、配偶者の収入は、元データに未記入のサンプルが多く、配偶者の年収を変数としてそのまま分析を行うと100以上サンプル数が少なくなってしまう。また、何らかの理由により配偶者の年間収入を記入しなかったということも考えられる。特に、収入が非常に多い人や少ない人は書くことをためらうことが考えられ、そのままデータとして用いると、サンプルに偏りがでることが想定できる。その影響を考慮に入れるために、配偶者の年間収入が未記入の場合、配偶者の年間収入を「0」とする。そしてダミー変数を使用し未記入の場合「1」としてそれ以外「0」とする。それにより、配偶者の年間収入が欠損値となるサンプルの偏りの影響を修正することができると考えられる。

「専修学校・専門学校」「短大・高専」「大学・大学院」は、本人の最終学歴を表すカテゴリー変数であり、基準が「中卒・高卒」となる。

表 3-6 年齢別就業状態

	正社員	パート				無業	年齢別計
		パート	派遣社員	契約社員	嘱託		
年齢 20～29	17(17%)	14(14%)	13(13%)	0(0%)	1(1%)	68(69%)	99(100%)
年齢 30～34	20(14%)	17(12%)	15(11%)	0(0%)	2(1%)	101(73%)	138(100%)
年齢 35～39	31(18%)	40(23%)	36(21%)	1(1%)	3(2%)	102(59%)	173(100%)
年齢 40～44	27(16%)	76(45%)	71(42%)	1(1%)	4(2%)	67(39%)	170(100%)
年齢計	95(16%)	147(25%)	135(23%)	2(0%)	10(2%)	338(58%)	580(100%)

表 3-6 は年齢階層別の就業状態である。カッコ内はその年齢階層ごとの当該就業状態のパーセンテージを表す。正社員は年齢階層別にみると、14%-18%と安定している。また、有配偶の女性で20歳代から30歳代前半まで約70%が無業となっており、30代後半では約60%、40代前半では約40%と無業の者は段階的に少なくなっていく。パートは、20代から30代前半まで10%台前半とであるが、30代後半には23%、40代前半には45%と無業とは逆に段階的に大きくなっていく。事業所の中で「派遣社員」「契約社員」「嘱託」と呼ばれ

られるのでこの年齢区分とした。

る人々はこのサンプルの中では少なく、特定の年齢階層に集中してはいない。有配偶女性の非正社員のほとんどが呼称パートであり、本研究において彼女らを便宜上「パート」と呼ぶことも妥当であると思われる。

6. 分析結果（現職の就業状態に対する家事・育児負担要因と前職の就業形態の影響）

一つ目の分析は、正社員・パート・無業の選択が家庭での家事・育児の負担、配偶者の収入、高校生の子供などの要因により決定されているという仮定での分析である。これらの要因でパート/正社員の就業が十分決定されていると実証された場合は、労働市場においての「分断」は、家庭環境や学歴といった要因で説明され、労働市場においての雇用関係やその他の社会環境から生じる影響は小さいものとなる。次にその分析の説明変数に「前職の就業形態」変数を加えた分析を行う。特に「前職パート」が「前職正社員」より現職の就業形態においてパートとなる確率を高める影響を与えている場合、労働市場の「分断」が確認される。前者の分析結果が表 3-7 の 式～ 式であり、後者の分析結果が 式～ 式である。式 式の被説明変数は「正社員のパートに対する就業確率」である。式 式と 式 式の被説明変数はそれぞれ「正社員の無業に対する就業確率」と「パートの無業に対する就業確率」となる。

i) 家事・育児負担の影響

育児負担の要因として、パート/正社員の区別に影響を与えるのは「3-6 歳」の児童の要因のみである。末子年齢が「0-2 歳」「3-6 歳」の子供の要因は、雇用就業より無業を選択する就業確率を上げるが(式 式)、正社員よりパートの選択確率を上げる影響を与える要因は末子年齢が「3-6 歳」の子供の要因だけである。「0-2 歳」と「7-9 歳」の子供の要因はパート/正社員の選択に影響を与えていない。しかし、「3-6 歳」の子供の要因も有意水準が 10%で有意となるので強い影響とは言えず、先行研究と同様にパート/正社員の選択に影響を与える子供の要因は小さいと言える。そして「親との同居」は、パートより正社員の就業確率を高めるが、無業/正社員では有意な差がないので安定的な結果とは言えない。ここから、家事・育児と両立できる職としてのパート就業という仮説は支持されるとしても限定的であるといわざるを得ない。

ii) 前職の就業形態の影響

家事・育児負担などの要因をコントロールしたとしても、前職の就業形態が正社員よりパートである方が、現職の就業形態においても正社員よりパートとなりやすい。このことは、「前職パート」は「前職正社員」(基準カテゴリー)より「正社員のパートに対する就業確率」を有意に下げることからわかる(式)。また「離職経験なし」は「正社員のパートに対する就業確率」を大きく高める。これは初職が正社員であることが多く、かつ一度正社員をやめると前職が正社員であっても次の職で正社員となる確率が大きく下がるということを示す。

式の「正社員の無業に対する就業確率」においては、離職経験がないことが大きく正

表3-7 有配偶女性の多項ロジット分析

	正社員 VS パート	正社員 VS 無業	パート VS 無業	正社員 VS パート	正社員 VS 無業	パート VS 無業
前職の就業形態変数(基準は前職正社員)						
離職経験があり前職パート				-0.75 *	-0.09	0.66 **
離職経験なし				4.18 ***	27.36 ***	23.18 -
末子年齢(基準は9歳未満の子供なし)						
0～2歳	0.11	-1.90 ***	-2.01 ***	-0.32	-2.44 ***	-2.12 ***
3～6歳	-0.86 +	-1.90 ***	-1.03 ***	-1.12 *	-2.16 ***	-1.04 ***
7～9歳	-0.53	-0.67 +	-0.15	-0.33	-0.47	-0.14
16歳から18歳の子供がいるダミー	-0.76 *	0.99 *	1.75 ***	-0.53	1.26 **	1.80 ***
親との同居ダミー	0.59 +	0.25	-0.34	0.32	-0.03	-0.35
配偶者の年間収入自然対数	-0.67	-1.93 ***	-1.25 ***	-0.57	-1.89 ***	-1.33 ***
配偶者の年間収入無記入者ダミー	-4.80 +	-12.45 ***	-7.66 ***	-3.99	-12.07 ***	-8.08 ***
本人学歴(基準は中学・高校卒)						
専修学校・専門学校	0.42	1.09 **	0.66 *	0.66	1.47 ***	0.81 *
短大・高専	0.46	-0.12	-0.58 *	0.16	-0.40	-0.56 +
大学・大学院	1.10 *	0.83 *	-0.27	0.44	0.37	-0.07
定数項	3.87	11.52 ***	7.65 ***	3.10	10.96 ***	7.86 ***
サンプル数	580	580	580	580	580	580
Log likelihood	-467.48	-467.48	-467.48	-397.65	-397.65	-397.65
疑似決定係数	0.16	0.16	0.16	0.29	0.29	0.29

*** ...有意水準0.001, ** ...有意水準0.01, * ...有意水準0.05, + ...有意水準0.1

社員の就業確率を高めている。しかし、この推計は正社員/無業の比較であるので、正社員を続けることと正社員をやめることの比較でしかなく、初職が正社員である場合が多いので「離職経験なし」はほとんど現在正社員であることになる。また、就業経験がないサンプルは除いてあるため、「離職経験がなし」には無業者はいない。

式よりパートからの離職は、正社員からの離職より無業と比較してパートでの就業を続ける影響を与えることがわかる。ここから、正社員を離職後の就業行動よりパートを離職後の就業行動の方が続けて就業活動を行うが、その就業もパートでの就業であるということがわかる。

iii) その他の要因の影響

学歴、高校生の子供、配偶者の収入それぞれの影響を分析する。

学歴要因は、短大卒の影響が無業となる確率を高め、専修・専門学校卒の影響が就業する確率を高める(式)。そして大学・大学院卒の影響はパートより正社員となる確率を高めることがわかる(式)。しかし、前職の就業形態の変数が入ることで、「大学・大学院」変数において正社員の就業確率がパートに対しても無業に対しても大きく下がる(ど

ちらも係数が2分の1以下となる。(式式)。ここから前職の就業形態変数により「大学・大学院」の影響が吸収されたと考えることができる。学歴変数は学卒時の初職に対する影響が大きい。また、高学歴と仕事の継続には相関関係がある(「離職経験なし」と「大学・大学院」との共分散が0.14と他のどの説明変数の共分散よりかなり大きくなっている²⁸)。よって、「離職経験なし」という説明変数が大卒の要因を吸収したのではないかと考えることができる²⁹。

また「配偶者の年間収入」変数から、配偶者の所得が増えると就業を控える傾向にあることがわかる(式式)。しかし配偶者の所得は、正社員/パートの間の就業選択に対して影響を与えていないことがわかる(式)。そして配偶者の所得項目が未記入である場合、雇用就業より無業を選択し、正社員よりパートを選択する傾向にある。ここから、配偶者の所得が未記入であるサンプルは何らかの偏りがある、ということがわかる。

「16歳から18歳の子供がいるダミー」は高校生の子供の影響であるが、低年齢の子供の影響とは逆に有意に雇用就業確率を高める(式式式式)。特に「正社員のパートに対する就業確率」を有意に下げていることから、パートの就業確率をより上げることがわかる(式)。育児期間の終了と高校生の子供による教育費の増加により就業を選択するのではないかと、という前節での推論と整合的な結果となった。しかし、正社員よりパートとなる確率が有意に高まる結果は、より高い収入が必要となる状況でより低い賃金であるパートが選択されていることを示す。高校生の子供を持つ母親は、彼女自身の年齢により労働市場において立場が弱くパートになっていることが考えられる。しかし、式からわかるように「前職の就業形態変数」によって「16-18歳の子供がいるダミー」変数の影響は吸収される。高校生の子供の要因により女性が就業する確率が上がる場合であっても、正社員/パートの選択は前職の就業形態や正社員を続けているかといった就業経験によって(現職の)就業の選択が決定されていることがわかる。二重労働市場論において議論されるように、一度パートとして働くと正社員として働くことが困難になるためにパートとして働いていることが考えられる。

7. まとめ

以上、パート/正社員の区別は二重労働市場論が想定する労働市場の「分断」ではないか、という分析を行った。

まず子供を持つ母親、学生、不利な状況にある者などの「二次的労働者」の不安定性と特定の職(「不安定雇用」)による不安定性(この二つの要因は互いに関連する)により第二次労働市場が形成される。パートに就く労働者とパートの仕事の特徴は、それぞれ「二次的労働者」と「不安定雇用」の特徴に近い。しかし、それだけでは労働市場が「分断的」

²⁸もちろん同じカテゴリー変数同士の共分散の絶対値は他の説明変数より大きくなる。

²⁹同じくJIL96年データを用いた分析である富田・脇坂(1999)は、結婚・育児により仕事を辞めるか続けるかの選択において大卒が仕事を続ける確率を有意に上げることを実証している。

かどうかの判断はできない。第一次労働市場/第二次労働市場の間の移動が容易であり頻繁に行われるなら、「分断的」であるとは言えない。

Doeringer=Piore によると第二次労働市場の職自体に労働者を第二次労働市場にとどらせる要因がある。パート労働市場を第二次労働市場と考えると、「差別」によりパートに女性が集中する。またパートが正社員と異なる「習慣」を身につけることにより、パートが固定化して労働市場が「分断」される。そのほかにも「性別役割分業」の習慣など雇用関係以外の家庭環境や社会環境からの影響も、この二重労働市場を固定化する可能性がある。そして現象としての労働市場の分断は、労働移動においてパート雇用から正社員雇用への労働移動の制限として観察される。しかしその制限が観察されたとしても家事・育児と両立するためにパートを選択しているのであるなら、その「分断」は女性の家事・育児負担に還元される。その場合、雇用の不安定性、雇用状況への「慣れ」、労働市場における女性差別などにより労働市場が「分断」されているとは考えにくい。

実証分析の結果、パートは3-6歳の未就学児の育児と仕事を両立させるために選択されているが、0-2歳の乳幼児や7-9歳の児童の育児と両立する職としては選択されていない。その他の要因として親と同居しているかどうかで見た家事・育児の負担の影響もはっきりとした結果ではない。このことから、パートが家事・育児と両立するために選択しているという考え方は限定的であると言える。そして、そのような家事育児要因の変数や学歴配偶者の収入などを考慮に入れたとしても、前職が正社員より前職がパートである場合現職でも再びパートとなる確率が高まることがわかる。このことは労働市場の「分断」の特徴でありパート/正社員の区別が二重労働市場として存在していると考えられる。

パート/正社員の区別は、1節で述べた分析概念としての労働市場の「構造」の一部として観察できる。この分析概念が有効となるのは、労働市場においての他の構成部分との関連を示すことができる場合であろう。一つは賃金決定構造からの分析が考えられる。永瀬(1994)は、パート/正社員の賃金格差は労働時間の長短、学歴、勤続年数、職種などをコントロールしても残るとする。四方(2003)は、学歴、勤続年数、職種などをコントロールした結果パートと正社員の賃金格差は、年齢という個人属性に対する評価がパート・正社員で大きく異なることによることが示される。このことはパート・正社員で賃金決定構造が異なっており、年齢による賃金格差とは「年功賃金」が正社員には適応されるがパートには適応されていないことを示す。このような学歴や勤続年数には還元できない賃金格差は、二重労働市場の「分断」としてのパート・正社員の区分と対応すると考えることができる。

しかし、二重労働市場を固定化する要因は2節で示した「差別」や「習慣」であり、これらも何らかの制度との関連で分析される必要がある。労働市場において「差別」や「習慣」がどのように機能し、また形成されるのかの実証的な分析は今後の課題となる。

<参考文献>

- 足立喜美子(1982)「パートタイム雇用の現状と展望」『日本労働協会雑誌』No.279,6月.
- Doeringer,Peter and Piore,Michel(1971) *Internal labor Markets and Manpower Analysis*
Lexinton,Mass.:D.C. heath.
- 古郡鞆子(1997)『非正規雇用の経済分析』東洋経済.
- 石川経夫(1991)『所得と富』岩波書店.
- 石川経夫・出島敬明(1994)「労働市場の二重構造」『日本の所得と富の分配』石川経夫編
東京大学出版会.
- 小島宏(1995)「結婚,出産,育児および就業」大淵寛編『女性のライフサイクルと就業行
動』.
- 厚生労働省(2002)「パートタイム労働研究会中間とりまとめ」
- 熊沢誠(1997)『能力主義と企業社会』岩波新書.
- 熊沢誠(2002)『女子労働と企業社会』岩波新書.
- Mincer,Jacob(1966)“labor Force Participation and Unemployment :A Review of the Literature,”
A. Gordon and Margaret S. Gordon (eds.) *Prosperity and Employment* (New York: Wiley &
Sons)
- 永瀬伸子(1994)「既婚女子の雇用就業形態の選択に関する実証分析」『日本労働研究雑誌』
No.418.
- 永瀬伸子(1995)「『パート選択』の自発性と賃金関数」『日本経済研究』28号.
- 永瀬伸子(1997)「女性の就業選択」中馬・駿河編『雇用慣行の変化と女性労働』.
- 中村恵(1990)「パートタイム労働」『日本労働研究雑誌』No.364,1月号.
- 尾高煌之助(1980)「労働市場」熊谷尚夫編『経済学大事典□(第2版)』.
- 大沢真理(2001)「非正規は差別されてないか」上井・野村編著『日本企業理論と現実』ミ
ネルヴァ書房.
- 大沢真知子(1993)『経済変化と女子労働』日本経済評論社.
- 大沢真知子(2002)「非正規労働者の増加がもたらす労働市場の二極分化」宮島洋+連合総
合生活開発研究所編著『日本の所得分配と格差』東洋経済新報社.
- 労働省政策調査部(1997)『パートタイマーの実態—平成7年パートタイム労働総合実態調
査報告—』大蔵省出版局.
- 四方理人(2003)『パート就業の分析 - 女性の就業行動と労働市場の構造』慶應義塾大学修
士論文.
- 上野千鶴子(1990)『家父長制と資本制』岩波書店.
- 氏原正治郎(1989)『日本経済と雇用政策』東京大学出版会.
- 梅村又次(1971)『労働力の構造と雇用問題』岩波書店.
- 富田安信・脇坂明(1999)「女性の結婚・出産とその就業選択」『大阪府立大学経済研究』
45号-1.

第4章 育児休業制度の「利用意向」と取得状況に関する実証分析

相馬 直子

1. 問題の所在

本稿は、育児休業制度の「利用意向」がある層・ない層の特徴、そして、実際に制度を取得している層・していない層の特徴を、多面的に明らかにすることを目的とする。育児休業制度取得の規定要因や、その因果関係の実証研究を行うための基礎作業と位置づけられる。

子育ての社会化、家庭と就業の両立支援の重要性が問われて久しい。家庭の事情に合わせた保育事業や子育て支援サービスの体制作り、育児休業取得や看護休暇制度など「ファミリーフレンドリー」な働き方の導入（「ファミリーフレンドリー」施策の導入）が急務の課題となっている。育児休業制度は、「ファミリーフレンドリー」施策の中でも代表的な施策である。振り返れば、1972年勤労福祉法11条では、民間に働く女性労働者について、育児休業が事業主の努力義務となった。3年後の1975年旧育児休業法が成立し、女性教職員、看護婦、保母、寮母等が対象となった。1985年男女雇用機会均等法成立を経て、1992年育児休業法が成立した。育児休業は今や、労働者（現状からすれば女性労働者）の1つの「権利」となりつつあると言ってよいだろう。

そして現在、2002年6月「少子化対策プラスワン」にて、「仕事と子育ての両立の推進」の一環として、育児休業取得率に目標数値（男性10%、女性80%）が設定された。1960年代から育児休業制度の法制化が議論され始め、約40年を経て、労働者（特に女性）の1つの「権利」に、取得率という数値目標がついたのである。「少子化対策」「両立支援策」という大きな枠組みの中で、「育児休業取得」という「権利」に、取得目標が課されることによって、制度取得が「義務」へと変容しつつある。

「両立支援策」の体系化においては、個人が希望する生活を送ることができるように、各個人が利用できる制度メニューを整えること、制度メニューを増やすことがまずは重要になってくる。加えて、その制度を「使い勝手」のよいものにしていくことも必要である。ここで「使い勝手がよい」ということは、制度メニューが揃った上で、制度の「利用意向」がある人は積極的に制度は利用でき、「利用意向」がない人はある制度の利用を強制されない（他の制度でカバーされる）ことも含まれる。つまり、それぞれの制度メニューを整えるとともに、その制度の「利用意向」に照らし合わせて、「使う・使わない自由」に配慮していくことも必要だと考える。

このように考えたときに、「少子化対策プラスワン」の数値目標（女性80%、男性10%）はどのような意味をもっているだろうか。単に育児休業の取得率をあげればよいという問題ではない。誰の取得率を上げるのか——男性か女性か——で意味は異なってくる。つまり、現状で育児休業取得率の差が歴然としている中、男性の利用を促すことと、女性の利

用を促すことでは、その社会的意味は大きく異なってくる。また、どのような「利用意向」をもった人の取得率を上げるのか。「利用意向」がある人にとっては、意向通りに取得できるようになることは重要であるが、「利用意向」がない人に対して、利用を促進させる方向へと持っていくのか。現在、女性よりも男性の方が制度取得率が低い状況において、「利用意向のない男性」に対して利用を促すことと、「利用意向のない女性」に利用を促すのでは、意味が全く異なってくる。この点をどのように考えて制度設計を行っていけばいいのか。このような問題を考えるにあたって、「利用意向」のある人・ない人の違いはどこにあるのか、制度利用者・非利用者はどのような状況におかれているのか、双方はどのような状況におかれているのか、といった点を検討しながら、「両立支援」策を設計していくことが重要となってくる。

以上の問題意識から、本研究では、一連の「子育て支援」施策の中で、「ファミリーフレンドリー」施策の一つである育児休業制度に着目し、育児休業制度がある環境で働く、正社員（フルタイム）の女性に焦点をあてて、「利用意向」の状況、そして、利用者・非利用者の属性、おかれている状況、意識面について検討を行う。育児休業の「利用意向あり層」と「利用意向なし層」の特徴、そして、実際の利用者層と非利用者層の特徴がどこにあるのかを検証する。そして、「利用意向あり層・なし層」「利用者層・非利用者層」をとりまく状況や、意識面に配慮した上で、いかにして制度の設計を行っていくか、どのような点に留意していけばいいのか、今後の課題を提示していきたい。

2．先行研究

育児休業に関するこれまでの先行研究では、主に3つの切り口から考察がなされている。

第一に、施策の導入状況や効果を問うものである。「ファミリーフレンドリー」施策の導入状況に関する分析によれば、法定を上回る水準として導入している事業所は半数程度と低水準であり、とりわけ事業所規模や産業による格差が大きいこと、運用によっては男女の役割分業を固定化しかねないことが指摘されている（佐藤 2001）。また、育児休業の普及が、女性の就業行動や結婚、さらには子どもの出産に与える影響の分析によれば、育児休業制度は、継続就労を支援するのと同時に、就業による結婚や出産に対する阻害要因を和らげる効果がある（樋口 1994）と示されている。

第二に、取得状況のジェンダー差に着目し、その阻害要因に関する実証研究が挙げられる。男性の育児休業取得率がなかなか高まらないことはしばしば指摘される。労働省(2000)によれば、育児休業を取得しなかった理由として、「職場の雰囲気(43.0%)」「経済的に苦しくなる(40.2%)」が半数を占めている。育児休業の改善点として、育児休業取得者からは、「休業中の経済的援助の増額(67.3%)」「育児休業に関する職場の理解(41.9%)」「職場復帰後の労働条件の改善(37.0%)」が挙げられている。一方、育児休業非取得者からは、「育児休業の取得に対する職場の理解(65.3%)」「元の仕事又は希望する仕事への復帰(55.0%)」「休業中の経済的援助の増額(53.1%)」が挙げられている。

第三に、育児休業の取得状況に影響を与えている要因に関する研究(阿部 2002)が挙げられる。この研究によれば、年齢・学歴・職場における訓練・勤続年数・同居・業種・事業規模・就業形態(フルタイム or パート)という要因の中から、大卒、勤続年数という2つの要因が育児休業取得確率を高める効果があること、また、もともとの賃金水準が相対的に高い人が育児休業を取得していること、育児休業を取得する要因として、「人的資源の蓄積量と特殊性」という点が指摘されている。

以上の先行研究と本研究の関わりについていえば、本研究は上記の第二・第三の先行研究と大きく関わっている。第二の研究においては、職場環境や経済的要因から説明されてきており、取得者・非取得者の意識面については着目されることが多くないように思われる。同様に第三の研究においても、調査の設計上、意識変数は分析の俎上にあげられておらず、学歴や勤続年数等の本人属性を中心に説明がなされている。また、「利用意向」自体に着目し、取得状況との関連で考察したのも管見する限りあまりないように思われる。

3. 分析枠組み

本研究では、上記の先行研究において着目されてきた職場環境、本人属性に加えて、これまではあまり分析の俎上にあげられることのなかった「利用意向」や意識面(仕事観・子育て観・性別役割分業観)も射程に入れて分析を行う。育児休業制度のある環境における正社員・正職員の女性の「取得意向」と取得状況をみたときに、本人属性、意識面(仕事観、子育て観等)、職場環境、家庭環境別にどのような特徴をもっているのか考察していく。以上のことを図示すると、図4-1のようにまとめられる。

はじめに、各変数と「利用意向」の関係を個別にみる(4節・分析A)。その後、次のステップとして、各変数と「取得・非取得」について分析を行う(5節・分析B)。

本来は、分析Aと分析Bとを1つの調査データで行えれば理想的であるが、筆者が管見する限り、データアーカイブ¹で利用できるデータの中に、そのようなデータは存在しなかった。こうした事情から、本研究では、3つのデータを組み合わせて分析を行うこととする。

「利用意向」についての分析Aは、1992年リクルート・リサーチ「働く女性の意識調査」と、1996年日本労働研究機構「女性の就業意識と就業行動に関する調査」²の2つのデータを組み合わせて分析を行う。次のステップとして、「取得有無」についての分析Bでは、1994年(財)連合総合生活開発研究所「仕事と育児に関する調査」を用いて分析を行うものとする(データの詳細は後述)。

¹ データの入手は東京大学社会科学研究所付属日本社会研究情報センターのSSJデータ・アーカイブ(Social Science Japan Data Archive)を通じて行った。

² 1996年日本労働研究機構「女性の就業意識と就業行動に関する調査」を利用して、女性の階層と就業選択に関する分析を行ったものとして、本報告書第1章の松田論文を、参照。また、同データで、パートノ

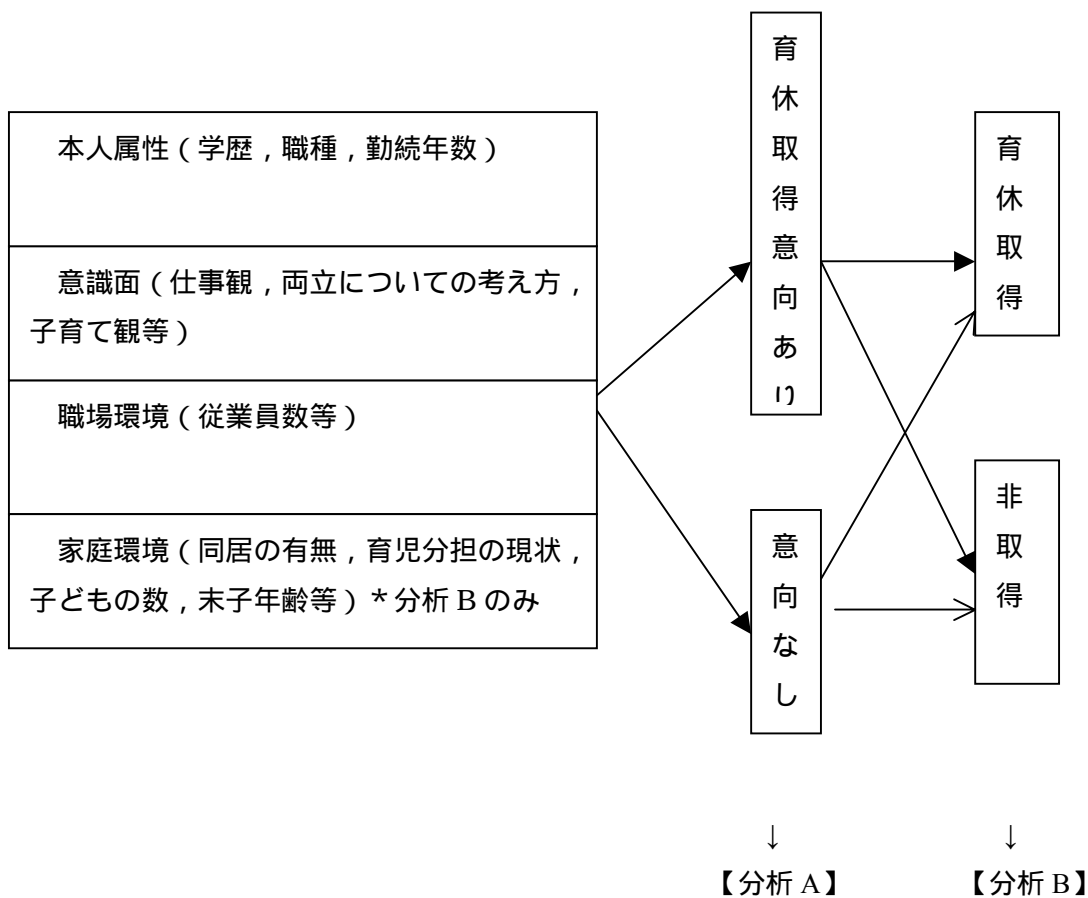


図 4-1 本研究の分析枠組み

4. 本研究の射程範囲と限界

本研究では複数のデータを組み合わせる関係上、特に意識面の変数は、やむを得ず、分析 A と B では異なる部分がある。こうしたデータ上の不備は承知した上で、本研究では、第一に、育児休業の「利用意向」別に各層でどのような特徴が見られるか（分析 A）、そして第二に、実際の「取得有無」別に各層でどのような差異が見られるか（分析 B）という点を明らかにすることを目的とする。

変数をコントロールして揃えた上で、「利用意向」「取得有無」に対して各変数がどのようにきいているか、「利用意向」「取得有無」で変数のきき方に違いはみられるかといった規定要因自体の検証や因果関係の分析は、今回は扱わず、次の課題としたい。また、今回は、育児休業制度のある環境で働く、正社員（フルタイム）の女性に絞って検証を行うものであり、フルタイム・パート間や、男性・女性間の差異については扱わない。このよう

正社員の区別に関する実証研究を行った第 3 章の四方論文も参照されたい。

に、本研究は、育児休業取得の規定要因やその因果関係の実証研究を行うための基礎作業という位置づけで、「利用意向」「取得有無」別にみた場合の各層の実態を多面的に明らかにしていくことを目的としている。

5. 育児休業の利用意向についての考察（分析A）

まず最初に、分析Aとして、育児休業の「利用意向」別に各層でこういった特徴が見られるかという点について考察を行う。使用データ、変数は次の通りである。

（1）使用データ

リクルート・リサーチ「働く女性の意識調査」1992年（調査番号0118）

（以下、「1992年リクルート調査」と表記する）

- ・ 調査対象：首都30km圏内に在住する20～39歳の現在働いている女性（自営業は除く）
- ・ 抽出方法：年齢、就業形態の構成が「昭和62年就業構造基本調査報告」（総務庁）の構成比と同じになるようにサンプルを割り付け。
- ・ サンプル数：有効回収1,562名
- ・ 調査時期：1992年8月20日～9月9日

日本労働研究機構「女性の就業意識と就業行動に関する調査」1996年（調査番号0156）

（以下、「1996年JIL調査」と表記する）

- ・ 調査対象：20～44歳の女性
- ・ 抽出方法：首都圏30km内、福島市、広島市の住民基本台帳から二段無作為抽出
- ・ サンプル数：1,500人、集計対象1,2026人（正社員・正規職員307人、パートアルバイト・派遣・内職・自営306人、無業者413人）、回収率68.4%
- ・ 調査時期：1996年3月

（2）変数

<被説明変数>

「利用意向」の分析における被説明変数は、育児休業制度がある環境で、育児休業制度を、「利用したい」か「利用したくない」かである。この点について、「1992年リクルート調査」「1996年JIL調査」という2つのデータを用いて検証を行う。

「利用意向」について、両調査では、聞き方がやや異なっている点を最初に確認しておきたい。まず、「1992年リクルート調査」では、育児休業制度の利用意向の回答として、「ぜひ利用してみたい」「できれば利用してみたい」「あまり利用するつもりはない」「全く利用するつもりはない」という形で、「利用意向」の度合い別に回答が用意されている。一方の「1996年JIL調査」では、育児休業制度利用の希望として、「利用して働きたい」「利用せずに働きたい」「結婚・出産で退職し、利用しない」「わからない」という回

答になっている。つまり、「利用意向」と就業継続とを同時に聞く形で回答が用意されており、厳密に言えば、純粋な「利用意向」の数値ではない。また、「利用意向なし」という回答として、「利用せずに働きつづけたい」「結婚・出産で退職し、利用しない」と2種類が用意されている。

以上のような差異に留意した上で、本研究の目的から、「利用意向あり・なし層」を次のように設定したい。

表 4-1 「利用意向あり・なし層」の内訳

	利用意向あり層	利用意向なし層
1992年 リクルート調査	「ぜひ利用してみたい」 + 「できれば利用してみたい」 (64.7%)	「あまり利用するつもりはない」 + 「全く利用するつもりはない」 (35.3%)
1996年 JIL 調査	「利用して働きつづけたい」 (48.5%)	「利用せずに働き続けたい」 + 「結婚・出産で退職し、利用しない」 (29.4%)

表 4-2 「1992年リクルート調査」の記述統計量

	度数	%
ぜひ利用してみたい	169	38.2
できれば利用してみたい	117	26.5
あまり利用するつもりはない	98	22.2
全く利用するつもりはない	58	13.1
合計	442	100.0

表 4-3 「1996年JIL調査」の記述統計量

	度数	%
利用して働き続けたい	149	48.5
利用せずに働き続けたい	10	3.3
結婚・出産で退職し、利用しない	80	26.1
わからない	59	19.2
その他	5	1.6
無回答	4	1.3
合計	307	100.0

<説明変数>

先行研究の結果とデータの制約を考慮して、以下の変数を説明変数として用いる。

本人属性：学歴，職種，勤続年数，年収，未婚・既婚

意識面

- a) 仕事観：働く目的，総合職の男性と同じように働くことに対する意識
- b) 両立に対する考え方：結婚後希望する生活（未婚者），現在の生活（既婚者）
- c) 子育て観：子どもを産む希望

職場環境：従業員数

家庭環境：同居の有無，子どもの有無

(3) 結果

本人属性(学歴・職種・年収・勤続年数)

まず学歴は、高校卒、短期大学卒の場合に利用意向が低くなる傾向がみられる。それに比べて、大学卒、専門学校卒の場合は相対的に高くなる傾向が出ている。

表 4-4 最終学歴と育児休業制度利用意向(%) (1992年リクルート調査)

	ぜひ	できれば	あまり	全く	合計
中学校卒	40.0	20.0		40.0	100.0
高等学校卒	34.1	25.6	23.3	17.1	100.0
専門学校卒	42.7	28.1	16.9	12.4	100.0
短期大学卒	31.2	31.2	23.9	13.8	100.0
大学・大学院卒	46.8	22.0	23.9	7.3	100.0
合計	38.2	26.5	22.2	13.1	100.0

表 4-5 最終学歴と育児休業制度利用意向(%) (1996年JIL調査)

	利用して働 き続けたい	利用せずに働 き続けたい	結婚・出産で退職 し、利用しない	わからない	その他	無回答	合計
中学			25.0	75.0			100.0
高校		46.0	3.4	31.0	19.5		100.0
専修学校・専門学校		56.1	4.5	21.2	15.2	1.5	100.0
短大・高専		39.8	3.2	32.3	24.7		100.0
大学		70.2	2.1	17.0	10.6		100.0
大学院		66.7			33.3		100.0
合計		49.7	3.3	26.7	19.7	0.3	100.0

次に職種だが、事務職よりも専門職の方が育児休業制度の「利用意向」が高くなっていることがいずれの調査結果からも確認できる。「1992年リクルート調査」では、「利用意向あり層」(ぜひ+できれば)が、事務職は約58.2%、営業職・サービス業は66.7%、専門職は76.4%となり、事務職と専門職との間では約18%の差が生じている。また、「ぜひ」だけを見ても、事務職は約27%、営業職・サービスが約35%、専門職が約61%であり、事務職と専門職の間では約40%の差が生じている。この傾向は、「1996年JIL調査」においても同様であり、「利用意向あり層」をみると、事務職(39.7%)と専門職(65.8%)には約26%の開きが見受けられる。

表 4-6 職種と育児休業制度の利用意向(%) (1992年リクルート調査)

	ぜひ	できれば	あまり	全く	合計
事務職	27.1	31.1	25.9	15.9	100.0
営業職・サービス	35.0	31.7	25.0	8.3	100.0
専門職	61.1	15.3	13.7	9.9	100.0
合計	38.2	26.5	22.2	13.1	100.0

表 4-7 職種と育児休業制度の利用意向 (%) (1996 年 JIL 調査)

	利用して働 き続けたい	利用せずに 働き続けた	結婚・出産で退職 し、利用しない	わからない	合計
事務職	39.7	3.8	35.1	21.4	100.0
営業・販売職	46.4	0.0	39.3	14.3	100.0
専門職	65.8	4.4	13.1	16.7	100.0
合計	49.7	3.3	26.7	19.7	99.4

年収については、200～300万円未満の層と300～400万円未満の層が、他の層に比べて「利用意向」が低くなっている。一方で、0～100万円未満の層の「利用意向」が高くなっていることが確認できる。

表 4-8 年収と育児休業制度利用意向 (%) (1992 年リクルート調査)

	ぜひ	できれば	あまり	全く	合計
0-100万円未満	80.0	0.0	20.0	0.0	100.0
100-200万円未満	34.1	22.7	20.5	22.7	100.0
200-300万円未満	31.5	28.0	24.4	16.1	100.0
300-400万円未満	41.8	23.8	24.6	9.8	100.0
400-500万円未満	44.4	27.0	20.6	7.9	100.0
500万円以上	48.0	28.0	8.0	16.0	100.0
合計	38.2	26.5	22.2	13.1	100.0

表 4-9 年収と育児休業制度利用意向 (1996 年 JIL 調査)

	利用して働 き続けたい	利用せずに働 き続けたい	結婚・出産で退職し、 利用しない	わからない	合計
0-100万円未満	0	0	0	0	0
100-200万円未満	46.7	3.3	26.7	23.3	100
200-300万円未満	42.0	0.0	34.6	23.5	100
300-400万円未満	54.8	0.0	25.8	19.4	100
400-500万円未満	30.2	4.8	11.1	12.7	100
500万円以上	70.6	5.9	17.6	5.9	100
合計	50.7	3.2	26.1	19.3	100

本人属性の最後として、勤続年数との関連でみる。「1992 年リクルート調査」での「利用意向あり層」をみると、1年未満は63.6%、1～2年は58.3%、3～4年は64%、5～9年は70.4%、10～14年は76%、15～19年が64%であり、勤続5～14年の間で最も「利用意向」が高くなっている。勤続5～14年となると、20歳代後半～40歳位の、出産・育児期と重なることから、その年代の「利用意向」が高くなっていることが予想される。

表 4-10 勤続年数と育休利用意向 (%) (1992 年リクルート調査)

	ぜひ	できれば	あまり	全く	合計
1年未満	25.7	31.4	25.7	17.1	100.0
1-2年	28.8	27.1	28.0	16.1	100.0
3-4年	36.3	30.0	22.5	11.3	100.0
5-9年	44.3	24.3	21.7	9.6	100.0
10-14年	57.1	20.4	14.3	8.2	100.0
15-19年	41.7	20.8	12.5	25.0	100.0
合計	38.2	26.5	22.2	13.1	100.0

表 4-11 勤続年数と育休利用意向 (%) (1996 年 JIL 調査)

	利用して働き つづけたい	利用せずに働 きつづけたい	結婚・出産で退職 し、利用しない	わからない	合計
1年未満	45.5	9.1	36.4	9.1	100.0
1-2年	54.4	0.0	25.3	20.3	100.0
3-4年	38.2	1.8	40.0	20.0	100.0
5-9年	43.8	1.0	28.1	27.1	100.0
10-19年	66.0	10.6	14.9	8.5	100.0
20年-	72.7	18.2	0.0	9.1	100.0
合計	49.5	3.3	26.8	19.7	100.0

意識面

a) 仕事観

次に意識面の分析にうつる。まず仕事をする目的との関連で見ると、「能力を生かす」といった自己実現的な目的や、「経済的自立」という目的で働いている人々の方が「利用意向」が高い傾向にある。一方で、「生活費を得る」と「レジャー・趣味の資金」と答えた層における「利用するつもりはない(あまり+全く)」の数値をみてみると、前者は約 38%、後者は約 50%となっており、自己実現や自立のために勤労している層とは開きがある。これは、仕事を通じて自己実現・自立をしたいと思っている層ほど、育児休業を積極的に利用しながら就労を継続するという意向があらわれやすいと推測できる。

表 4-12 仕事をする目的と育休利用意向 (%) (1992 年リクルート調査)

	ぜひ	できれば	あまり	全く	合計
能力を生かす	59.2	16.9	14.1	9.9	100.0
社会に貢献	45.5	36.4	9.1	9.1	100.0
視野を広げる	27.6	36.8	23.7	11.8	100.0
経済的自立	40.5	29.7	21.6	8.1	100.0
生活費を得る	37.0	25.0	22.0	16.0	100.0
レジャー・趣味の資金	25.5	25.5	34.5	14.5	100.0
合計	38.2	26.5	22.2	13.1	100.0

次に、「あなたは総合職の男性と同じように働くことに対して、魅力や憧れを感じることはありませんか」という問いに対する回答をみてみると、顕著な傾向がみられる。「感じている」層ほど、「利用意向」が高い一方で、「感じていない」層ほど、「利用意向」が低くなっ

ている傾向があることが確認できる。

さらに、「総合職の男性と同じように働きたくない」と感じる理由の中で、「男性と同等にやれるという自信がないから」と答えた層(35.7%)との関連でみると、「働く姿に魅力を感じない」と思っている層より、思っていない層の方が、「利用意向」が高い傾向が出ていることがわかる。

表 4-13 男性同様に働くことに対する考え方と育休利用意向(%)(1992年リクルート調査)

	ぜひ	できれば	あまり	全く	合計
いつもそう感じている	59.3	20.3	15.3	5.1	100.0
時々そう感じることがある	36.6	33.3	20.9	9.2	100.0
あまりそう感じない	34.1	25.3	27.5	13.2	100.0
全くそう感じない	30.2	18.6	14.0	37.2	100.0
無回答	60.0		20.0	20.0	100.0
合計	38.2	26.5	22.2	13.1	100.0

表 4-14 周囲の男性の働く姿に魅力を感じない(%)(1992年リクルート調査)

	ぜひ	できれば	あまり	全く	合計
魅力を感じる	34.2	28.1	23.3	14.4	100.0
魅力を感じない	24.4	22.2	26.7	26.7	100.0
合計	31.9	26.7	24.1	17.3	100.0

さらに、就業継続意向との関連でみてみると、「長く仕事を続けたい」と思っている層の「利用意向」は82.2%、「適当な時期に退職」は52.8%、「復帰希望」は70.7%である。全体の傾向(64.7%)と比べると、就業継続を希望する層の「利用意向」は20%も高くなっており、また、退職希望者とは30%の開きが生じている。

表 4-15 就業継続意向と育休利用意向(%)(1992年リクルート調査)

	ぜひ	できれば	あまり	全く	合計
長く仕事を続けたい	56.3	25.9	10.8	7.0	100.0
適当な時期に辞めたい	23.1	29.7	30.2	17.0	100.0
いったん辞めてその後復帰 なるべく早く辞めたい	44.0	26.7	24.0	5.3	100.0
無回答	16.7	8.3	25.0	50.0	100.0
合計	33.3		66.7		100.0
合計	38.2	26.5	22.2	13.1	100.0

表 4-16 就業継続意向と育休利用意向(%)(1996年JIL調査)

	利用して働 き続けたい	利用せずに働 き続けたい	結婚・出産で退職 し、利用しない	わからない	合計
就職しずっと働いている	68.8	7.8	6.5	15.6	98.7
結婚退職後育児を終えて再就職	30.0	2.5	35.0	32.5	100.0
出産・育児で退職後育児を終えて再就職	58.7	1.9	23.1	15.4	99.0
結婚と同時に退職	13.2		63.2	23.7	100.0
出産・育児で退職	34.5		41.4	24.1	100.0
その他	66.7	8.3	8.3	16.7	100.0
合計	49.7	3.3	26.7	19.7	99.4

仕事観の最後の要因として、仕事の満足度との関連でみる。「利用意向」は、仕事の満足度が高いほど高くなっていることが確認できる。その一方で、「利用意向なし層」での仕事に対する不満をみると、「やや不満」は32.4%、「不満」が36.4%であり、「利用意向あり層」よりも「利用意向なし層」の仕事の満足度が低くなっている。

表 4-17 仕事の満足度と育児休業利用意向(%) (1996年 JIL 調査)

	利用して働 き続けたい	利用せずに働 き続けたい	結婚・出産で退 職し、利用しない	わからない	合計
満足している	56.8	8.1	18.9	16.2	100.0
やや満足している	58.9	3.2	24.2	13.7	100.0
やや不満である	43.7	2.8	32.4	18.3	97.2
不満である	36.4	3.0	36.4	24.2	100.0
何ともいえない	45.3	1.6	23.4	29.7	100.0
合計	49.7	3.3	26.7	19.7	99.6

b) 両立に対する考え方

まず、婚姻状態別にみると、両調査とも、既婚者と未婚者の「利用意向」の差は大きくなっている。「1992年リクルート調査」においては、「利用意向なし層」(あまり+全く)を比べてみると、既婚者が25.2%であるのに対して、未婚者が40.7%にのぼっている。「1996年 JIL 調査」においても、既婚者の「利用意向なし層」が19.3%なのに対して、未婚者のそれは、37.0%にのぼっており、約2倍の差がひらいている。未婚者は既婚者に比べて子どもが産まれた後のことをイメージしにくいために「利用意向」が低く出ていることも予想される。または、結婚後に育児休業を取得して就業を継続すること自体、未婚者にとってイメージできないか、育児休業を取得してまで就業を継続できるか不安(もしくは、したくない)と思っているために、「利用意向」が低く出ていることも推測される。

表 4-18 未婚・既婚別にみた育休利用意向(%) (1992年リクルート調査)

	ぜひ	できれば	あまり	全く	合計
未婚	27.0	32.3	26.2	14.5	100.0
既婚	60.3	14.6	14.6	10.6	100.0
離婚・死別	22.2	44.4	22.2	11.1	100.0
合計	38.2	26.5	22.2	13.1	100.0

表 4-19 未婚・既婚別にみた育休利用意向(%) (1996年 JIL 調査)

	利用して働 き続けたい	利用せずに働 き続けたい	結婚・出産で退職 し、利用しない	わからない	合計
未婚	39.8		37.0	23.2	100.0
既婚	66.1	9.2	10.1	12.8	98.2
離・死別	50.0		20.0	30.0	100.0
合計	49.7	3.3	26.7	19.7	99.4

さらに、両立に対する考え方別に「利用意向」をみると、二つの特徴が明らかになる。第一に、未婚者の中で両立に対する考え方によって、「利用意向」に違いがみられるこ

と。第二に、未婚者と既婚者で傾向の違いがみられることである。

まず、第一の点について。未婚者で、「仕事も家庭も両立」と思っている層と、「家庭を優先」と思っている層の「利用意向なし」の数値を比べてみると、大きなひらきが確認できる。つまり、「仕事も家庭も両立」と考えているうちの23.2%が「利用意向なし」と答えているのに対して、「家庭を優先」と思っている層では、約半数の42.5%が「利用意向なし」と回答している。

このように、未婚者の中では両立に対する考え方で「利用意向」の違いがみられるが、既婚者においてはこうした大きなひらきはみられない。これが、第二の特徴として挙げた点である。つまり、既婚者では、「仕事も家庭も優先」と答えたうちの28.4%、「家庭を優先」と答えた22.4%が「利用意向なし」層であり、未婚者ほど大きな差異は生じていない。

表 4-20 希望する結婚後の生活と育休利用意向（未婚者，%）（1992年リクルート調査）

	ぜひ	できれば	あまり	全く	合計
家庭を優先	23.5	34.1	31.1	11.4	100.0
仕事を優先	50.0	16.7	33.3		100.0
仕事も家庭も両立	46.4	30.4	17.4	5.8	100.0
仕事を持たない	6.8	27.3	27.3	38.6	100.0
合計	27.5	31.5	26.7	14.3	100.0

表 4-21 希望する結婚後の生活と育休利用意向（既婚者，%）（1992年リクルート調査）

	ぜひ	できれば	あまり	全く	合計
家庭を優先	59.2	18.4	10.2	12.2	100.0
仕事を優先	62.5	18.8	18.8		100.0
仕事も家庭も両立	56.8	14.7	16.8	11.6	100.0
合計	58.1	16.3	15.0	10.6	100.0

c) 子どもの有無，子どもを産む希望，希望子ども数について

婚姻状態別，そして，未婚者と既婚者での「両立観」別に「利用意向」を確認したのに続いて，次は，子どもの有無や，希望の子ども数別に「利用意向」を検討する。

ここでは，上記で婚姻状態別にみたときと同様の傾向が出ている。つまり，子どもがいる層に比べて，子どもがいない層の方が，「利用意向」が低いということが確認できる。

まず，「1992年リクルート調査」において，「子ども有」では，「利用意向なし層」が28.2%であるのに対して，「子ども無」ではその数値が37.8%にのぼっており，約10%の差が生じている。一方の「1996年JIL調査」においては，その差は一層大きくなっている。「子ども有」の10%が「利用意向なし層」であるのに対して，「子ども無」ではその割合が，約3倍の33.3%となっている。

この点についてもさらに検証が必要であるが，前述の未婚・既婚別の解釈と関連させて，次のような仮説を提示したい。まず「子ども無」層は，「子ども有」層に比べて，子育てをしながら就業を継続させる生活をイメージしにくいこと，そして，育児休業取得や就業継

続に対しての漠然とした不安があるために、「利用意向」が低く出やすいことが推察される。

表 4-22 子どもの有無(%)(1992 年リクルート調査)

	ぜひ	できれば	あまり	全く	合計
いる	55.6	16.2	17.1	11.1	100.0
いない	32.0	30.2	24.0	13.8	100.0
合計	38.2	26.5	22.2	13.1	100.0

表 4-23 子どもの有無(%)(1996 年 JIL 調査)

	利用して働 き続けたい	利用せずに働 き続けたい	結婚・出産で退職 し、利用しない	わからない	合計
いる	67.5	8.8	10.0	12.5	98.7
いない	43.3	1.4	33.0	22.3	100.0
合計	49.7	3.3	26.7	19.7	99.4

上記の点についてももう少し足がかりを得るためにも、さらに、「子ども無」層の中をみてみることにしたい。具体的には、「子ども無」層の中で、「子どもを産む希望」別に「利用意向」を確認してみる。

まず、「子どもを産みたい層」(ぜひ産みたい+ぜひではないが産みたい)の中で、38.9%が、「利用意向なし層」に位置づけられる。また、「子どもを産みたくない層」(特に産みたいとは思わない+産むつもりはない)でも同様の傾向が出ており、32.7%である。ここからは、「子ども無」層の「利用意向」を、さらに出産希望別にみた場合、希望する層としない層とで「利用意向」に大きな差はみられないことが確認できる。

さらに、希望の子ども数別に「利用意向」をみってみる(これは、「子ども無」層に加えて、「子ども有」層も加えた場合の数値である)。「利用意向なし層」は、希望子ども数 0 人の場合 50%、1 人では 34.4%、2 人では 39.3%、3 人が 28.9%である。一方、「利用意向あり層」の中でも、「ぜひ利用してみたい」の数値だけを比べてみると、希望子ども数 0 人が 23.7%、1 人 31.3%、2 人 35.0%、3 人 42.8%であり、希望子ども数が多いほど、利用の希望度が高まっていることがわかる。

表 4-24 子どもを産む希望(%)(1992 年リクルート調査)

	ぜひ	できれば	あまり	全く	合計
ぜひ産みたい	36.1	26.8	19.7	17.5	100.0
ぜひではないが産みたい	23.8	33.3	35.7	7.1	100.0
特に産みたいとは思わない	35.3	39.2	17.6	7.8	100.0
産むつもりはない		14.3	42.9	42.9	100.0
合計	32.0	30.2	24.0	13.9	100.0

表 4-25 希望子ども数(%)(1992年リクルート調査)

	ぜひ	できれば	あまり	全く	合計
0	23.3	26.8	19.7	17.5	100.0
1	31.3	33.3	35.7	7.1	100.0
2	35.0	39.2	17.6	7.8	100.0
3	42.8	14.3	42.9	42.9	100.0
4人以上	76.4	5.8	11.8	5.8	100.0
合計	32.0	30.2	24.0	13.9	100.0

職場環境：

職場環境として、ここでは従業員規模で確認してみる。「1992年リクルート調査」と「1996年JIL調査」では、従業員数の分けられ方に違いがみられるが、ここでは、従業員規模で「利用意向」に違いがみられるかどうか、簡単にみておきたい。

まず、「1992年リクルート調査」の「利用意向なし層」を大まかに確認してみる。「～49人まで」が27%、「50～99人」が25%、「100～499人」が27.1%、「500～999人」が35.9%、「1000～4999人」が38.1%、「5000人以上」が42.8%となっており、従業員規模が大きくなればなるほど、「利用意向なし層」の割合が増えている。

同様に、「1996年JIL調査」の「利用意向なし層」を確認してみると、「～29人まで」が26.3%、「30～99人」が34.0%、「100～299人」が28.5%、「300～999人」が30.4%、「1000人以上」が42.8%となっている。「300～999人」の部分が、「1992年リクルート調査」よりも大雑把な分けられ方になっているが、ここからは、「1000人以上」といった大規模の企業が他に比べて「利用意向」が低くなっていることを確認しておきたい。

表 4-26 従業員規模(%)(1992年リクルート調査)

	ぜひ	できれば	あまり	全く	合計
9人以下	50.0	25.0	15.6	9.4	100.0
10-19人	33.3	33.3	13.3	20.0	100.0
20-49人	56.5	23.9	13.0	6.5	100.0
50-99人	54.2	12.5	25.0	8.3	100.0
100-499人	44.9	26.9	16.7	11.5	100.0
500-999人	47.8	21.7	17.4	13.0	100.0
1000-4999人	28.7	33.0	23.5	14.8	100.0
5000人以上	29.8	27.0	27.7	15.6	100.0
合計	38.8	26.9	21.3	13.1	100.0

表 4-27 従業員規模(%)(1996 年 JIL 調査)

	利用して働 き続けたい	利用せずに働 き続けたい	結婚・出産で退職 し、利用しない	わからない	合計
10人未満	47.1	2.9	29.4	20.6	100.0
10～29人	63.2	2.6	18.4	15.8	100.0
30～99人	54.5	6.8	27.3	11.4	100.0
100～299人	38.1	2.4	26.2	33.3	100.0
300～999人	45.7	2.2	28.3	21.7	97.8
1000人以上	36.5	1.6	41.3	20.6	100.0
官公庁	80.6	6.5		9.7	96.8
合計	49.7	3.3	26.7	19.7	99.4

6．育児休業の取得有無についての考察（分析 B）

以上の「利用意向」別の分析をふまえて、本節では、分析 B として、実際に、どのような人が制度を使っているのか、使わなかったのか——育児休業の「取得有無」別に、各層でどういった特徴が見られるか——についての考察を行う。使用データと変数は次の通りである。

（1）使用データ

（財）連合総合生活開発研究所「仕事と育児に関する調査」1994 年（調査番号 0069）

（以下、「1994 年連合調査」と表記）

- ・ 調査対象：子どものいる既婚男女。一番下の子どもが就学前であること。
- ・ 抽出方法：連合加盟の産業別組織と地方組織を通じて単組に配布し、回答済みの調査票を郵送で回収。
- ・ サンプル数：総配布枚数 2,000 枚、有効回収 1,092 枚(回収率 54.6%)。
- ・ 調査時期：1994 年 11～12 月

（2）変数

<被説明変数>

「取得・非取得」の分析における被説明変数は、育児休業制度のある環境で、「育休を取る」「取らない」である。具体的には、「あなたの家庭での育児休業の取得状況についてお答え下さい」という設問に対し、「自分だけ取った」「どちらも取らなかった」という回答を被説明変数に設定する。

表 4-28 「取得層・非取得層」の内訳

	取得層	非取得層
1994 年 連合調査	「自分だけ取った」 (345 人・65.6%)	「どちらも取らなかった」 (181 人・34.4%)

< 説明変数 >

先行研究の結果とデータの制約を考慮して、以下の変数を説明変数として用いる。

本人属性：学歴，職種，勤続年数³

意識面

a) 仕事観：仕事の専門性について

b) 子育て観：子育てと母親の関わり方，性別役割分業に関する意識

職場環境：職場雰囲気，従業員数

家庭環境：同居の有無

(3) 結果

本人属性

まず，本人属性では，本人学歴が高まるにつれて，「取得層」の割合が高まっていることが確認できる。次に，職種では，技術・研究職・専門職など仕事の専門性が高まるにつれて，「取得層」の割合が高まっている。逆に，勤続年数は，長くなればなるほど，「非取得層」の割合が高まっている。これは，勤続年数が長い人は，出産・育児期にまだ育児休業制度自体がなかったために，「非取得」と回答した人も多いことが予想される。

表 4-29 学歴と取得有無(%)

	非取得	取得	合計
中卒	50.0	50.0	100.0
高卒	39.3	60.7	100.0
短大・高専・専門学校卒	30.1	69.9	100.0
大学・大学院卒	20.0	80.0	100.0
合計	34.4	65.6	100.0

表 4-30 職種と取得有無(%)

	非取得	取得	合計
事務職	39.3	60.7	100.0
営業・販売・サービス職	30.1	69.9	100.0
専門職	32.9	67.0	100.0
その他	47.3	52.6	100.0
合計	34.4	65.6	100.0

表 4-31 勤続年数と取得有無(%)

	非取得	取得	合計
1-2年	100.0		100.0
3-4年	16.0	84.0	100.0
5-9年	27.3	72.7	100.0
10-14年	33.2	66.8	100.0
15-19年	41.2	58.8	100.0
20年以上	55.6	44.4	100.0
合計	34.4	65.6	100.0

³ 「1994年連合調査」では年収に対する設問がないため，分析 B では年収に関する考察は行わない。

意識面

a) 仕事観

次に、「自分の仕事が他の人でもすぐできる仕事かどうか」についての回答、すなわち、自分の仕事の専門性、代替可能性に関する意識についてをみている。「他の人にでもすぐできる」ならば、仕事の代替可能性は高いと認識していることとなる。一方、「専門性が高いので難しい」と答えるならば、仕事の代替可能性は低く、「この仕事は自分にしかできない」という認識が強いと考えられる。

ここでは、わずかな差ではあるが、仕事の代替可能性が高いと思っている層（「この仕事は他の人でもできる」と思っている層）よりも、代替可能性が低いと思っている層の方が、育児休業を取得している割合が高いことが確認できる。

「誰にでもできる仕事」であれば、「育児休業を取得して一定期間自分の席を空けても問題ない」と考えるのは事態を単純化しすぎていることが考えられる。むしろ、専門性が高く、「この仕事は自分しかできない」と思っている層の方が、「誰にでもできる仕事」と思っている層より、育児休業を取得した後に復帰するというインセンティブを持ちやすいことが推察される。

表 4-32 仕事の専門性と取得有無(%)

	非取得	取得	合計
他の人でもすぐできる	35.4	64.6	100.0
専門性が高いので難しい	29.9	70.1	100.0
勤務形態の関係上難しい	46.2	53.8	100.0
合計	34.4	65.6	100.0

b) 子育て観、性別役割分業に関する意識

次に、子育て観、性別役割分業観についての特徴をみている。

第一に、「適当な保育所等があれば預けてもよい」という点について、「そう思う」については「取得層」(69.6%)、「非取得層」(30.3%)であり、ほぼ、母集団の割合(65.6%、34.4%)と近似している。しかし、「そうは思わない」を見てみると、「取得層」(52.7%)、「非取得層」(47.3%)となっており、「非取得」の方に傾いていることが確認できる。

この点については、さまざまな解釈の余地があり、さらなる検証が必要である。ここでも一つの仮説を提示しておきたい。つまり、「適当な保育所等があれば預けてもよいとは思わない」という人々が、「取得層」よりも「非取得層」に効いているとすれば、これは少し複雑な問題をはらんでいることが予想される。「育児休業を取得する」という決断には、「復帰後は、保育園を利用して就業を継続する」ということまで含まれると考えると、「保育所には預けたくない」=「休職して自分の手で育てるべきだった」という判断が含まれている可能性がある。つまり、育児休業取得をせずに出産後すぐに復帰した結果、もう少し長い時間、自分の手で育てればよかったと後悔している可能性があることも推察される。

この点について、さらにデータを重ねて考えてみたい。「育児は母親の方が適している」「0～3歳位までは母親が自分の手で育てた方がよい」という設問に対する回答を、取得有無別にみている。前者は、いわゆる「育児」全体について、母親の方が適切かどうかという大雑把な聞き方をしている。一方の后者は、「0～3歳までの育児」という形で、年齢を限定した聞き方をしている点に注意したい。

前者の、「育児は母親の方が適している」という意識変数については、いずれの回答も母集団の割合と近似しており、「取得層」「非取得層」で大きな違いは見られない。一方、后者の「0～3歳位までは母親が自分の手で育てた方がよい」、いわゆる、「三歳児神話」についての回答をみると、事情は異なっている。つまり、「そう思う」が、「取得層」(57.8%)、「非取得層」(42.2%)であり、母集団の割合に比べて、「非取得層」に傾いている。一方、「そうは思わない」については、「取得層」(71.1%)、「非取得層」(28.9%)と、「取得層」に傾いている。「0～3歳児の育児」という限定がかかると、意識変数において差が出てくるのである。「非取得層」の方が、「0～3歳児は母の手で」と思っている割合が高いということは何を意味するだろうか。ここでもいくつかの仮説提示を行いたい。育児休業を取得せずに就業を継続した結果、「0～3歳児は母の手で」ということを強く思い始めたのか。「0～3歳児は母の手で」と思っていたが、就業を継続する必要が高く、そうせざるを得なかった部分があったのか。因果関係については、改めて慎重な検証が必要である。ここでは、「取得層」よりも「非取得層」の方が、「0～3歳児は母の手で」と思っている割合が高いことを改めて確認しておきたい。

表 4-33 子育ての外部化に関する意識と取得有無(%)

		非取得	取得	合計
適当な保育所等があれば預けてもよい	そう思う	30.3	69.7	100.0
	そうは思わない	47.3	52.7	100.0
	どちらともいえない	38.1	61.9	100.0
	合計	34.4	65.6	100.0

表 4-34 母親規範と取得有無□(%)

		非取得	取得	合計
育児は母親の方が適している	そう思う	34.5	65.5	100.0
	そうは思わない	35.3	64.7	100.0
	どちらともいえない	33.5	66.5	100.0
	合計	34.4	65.6	100.0

表 4-35 母親規範と取得有無□(%)

		非取得	取得	合計
0-3歳位までは母親が自分の手で育てた方がよい	そう思う	42.2	57.8	100.0
	そうは思わない	28.9	71.1	100.0
	どちらともいえない	30.9	69.1	100.0
	合計	34.4	65.6	100.0

次に、育児の分担状況・役割分担観について、「自分の方が負担が多い」と思っている割合は、「取得層」(64.1%)、「非取得層」(35.9%)であり、これは母集団の割合と近似している。しかし、「負担は同程度」と思っている割合は、「取得層」(73.9%)、「非取得層」(26.4%)であり、取得層に傾いている。

ここからは、「取得層」よりも「非取得層」の方が、家庭内の家事・育児を夫婦間で同程度に分担していない状況がうかがえる。こうした分担状況をふまえて、「もっとやってほしい」と思っている割合は、「取得層」(58.0%)、「非取得層」(42.0%)であり、「非取得層」の方にやや傾いている。一方、「現状程度でよい」については、「取得層」(70.0%)、「非取得層」(30.0%)であり、「取得層」の方に傾いている。ここからは、「取得層」よりも、「非取得層」の方が、負担感が強くあらわれていることが確認できる。育児休業を取らずに子育てをしながら就業を継続していた「非取得層」の方が、「育児も仕事も」という状態が初期から続くことにより、「取得層」よりも育児の負担感を感じやすい傾向のあらわれとも解釈できる。

表 4-36 育児の分担に関する意識と取得有無(%)

		非取得	取得	合計
育児は夫婦で同じように分担すべきだ	そう思う	35.0	65.0	100.0
	そうは思わない	40.0	60.0	100.0
	どちらともいえない	28.9	71.1	100.0
	合計	34.4	65.6	100.0

表 4-37 育児の分担に関する負担感と取得有無(%)

		非取得	取得	合計
日頃の育児の分担状況(夫婦の分担状況)	自分の方が負担が多い	35.9	64.1	100.0
	負担は同程度	26.4	73.6	100.0
	自分の方が負担が少ない	45.5	54.5	100.0
	合計	34.4	65.6	100.0

表 4-38 夫の育児の分担に対する意識と取得有無(%)

		非取得	取得	合計
配偶者の分担状況に対して	もっとやってほしい	42.0	58.0	100.0
	仕事等のことを考えると仕方がない	33.9	66.1	100.0
	現状程度でよい	30.0	70.0	100.0
	合計	34.4	65.6	100.0

職場環境：職場雰囲気，従業員数

従業員の数については、分析 A の「1992 年リクルート調査」「1996 年 JIL 調査」と比べて、「1994 年連合調査」の方が、従業員規模別にみた場合に偏りがみられるため、厳密に規模別でみることはできないが、ここでは、5 千人以上の大企業においては、「取得層」(71.4%)、「非取得層」(28.6%)であり、「取得層」に傾いていることを確認しておきたい。

さらに、先行研究でよく言及される「職場の雰囲気」について、先行研究では、「職場の雰囲気で育児休業が取得しにくい」という点が強調される。しかし、「1994年連合調査」では、その傾向を支持する傾向とは言い切れない。「結婚や出産後も働くのは当たり前」では、「取得層」(62.8%)、「非取得層」(37.2%)であり、母集団の割合と近似している。一方で、「結婚後は働くが、出産後は退職が一般的」では、「取得層」(72.8%)、「非取得層」(27.2%)であり、「取得層」に傾いている。この調査では、出産後の退職層を含んでいないため、別途検証する必要があるが、次のような可能性が推察される。つまり、「結婚や出産後も働くのは当たり前」の職場よりも、「結婚後は働くが、出産後は退職が一般的」な職場の方が、(育児休業を取得せずに)出産後すぐ職場復帰する選択肢よりも、(育児休業を取得して)出産後一定期間は育児に専念した後に職場復帰するという選択肢が選ばれやすいという傾向が仮説として挙げられる。

表 4-39 従業員数の規模と取得有無(%)

	非取得	取得	合計
50人以上	33.3	66.7	100.0
100人以上	50.0	50.0	100.0
300人以上	68.2	31.8	100.0
500人以上	44.4	55.6	100.0
1千人以上	31.3	68.7	100.0
3千人以上	46.6	53.4	100.0
5千人以上	28.6	71.4	100.0
合計	34.4	65.6	100.0

表 4-40 職場環境と取得有無(%)

	非取得	取得	合計
結婚や出産後も働くのは一般的	37.2	62.8	100.0
結婚後は働くが、出産後は退職が一般的	37.2	72.8	100.0
結婚後は退職することが一般的	40.0	60.0	100.0
合計	34.4	65.6	100.0

家庭環境：同居の有無，子どもの数，末子年齢

最後に、家庭環境についての特徴を確認する。まず、親と同居していない核家族の場合、「取得層」(72.4%)、「非取得層」(27.6%)であり、全体の母集団の割合と比べた際、「取得層」の方に傾いている。また、子どもの数が増えるほど、「取得層」の割合は減っていること、さらに、末子年齢でみると、末子年齢が1~2歳の場合、「取得層」が8割と一番高くなっていることが以下の表から確認できる。

表 4-41 親との同居と取得有無(%)

	非取得	取得	合計
夫婦と子ども	27.6	72.4	100.0
夫婦と子どもと親	43.9	56.1	100.0
その他	47.6	52.4	100.0
合計	34.4	65.6	100.0

表 4-42 子どもの数と取得有無(%)

	非取得	取得	合計
1人	28.6	71.4	100.0
2人	39.3	60.7	100.0
3人以上	42.1	57.9	100.0
合計	34.4	65.6	100.0

表 4-43 末子年齢と取得有無(%)

	非取得	取得	合計
0歳	33.3	66.7	100.0
1歳	19.2	80.8	100.0
2歳	18.6	81.4	100.0
3歳	42.9	57.1	100.0
4歳	60.0	40.0	100.0
5歳	68.2	31.8	100.0
6歳・就学前	57.5	42.5	100.0
合計	34.4	65.6	100.0

6. 結論

本研究は、育児休業制度の「取得意向あり層・なし層」でどういった特徴がみられるか(分析A)、そして、実際の取得者 - 非取得者でどのような差異がみられるか(分析B)を明らかにすることを目的として分析を行ってきた。最後に、それぞれの分析のまとめを行うとともに、制度設計に際しての留意点や課題をまとめておきたい。

まず、分析Aで明らかになったことは、「利用意向あり層・なし層」をみた時に、その背景は非常に多様であることである。学歴が高いほど、専門職ほど、そして、従業員規模が大きいほど、「利用意向」が高くなる傾向が確認された。また、意識面では、就業の継続意向が高いほど、仕事の満足度が高いほど、そして、男性同様に働く意向が高いほど、「利用意向」が高くなる傾向が確認された。ここからは、自己実現・自立のために仕事をし、就業継続意向があつて、仕事に満足している層は、積極的に育児休業制度を利用して、職場復帰したいと考えやすいことが導かれる。また、未婚者や子どもがいない層の「利用意向」は、既婚者や子どもがいる層よりも「利用意向」が低く出る傾向が確認された。これは、未婚者や子どもがいない場合、出産後のキャリア形成のイメージを持つことが難しく、漠然とした不安のあらわれではないかという仮説を提示した。

次に、分析Bでは、学歴が高いほど、専門職ほど、実際に育児休業を取得している傾向がみられた。また、この傾向は、仕事の専門性に関する意識面においても同様であった。つまり、自分の仕事が「専門的である」と思っている層は、「自分の仕事は他の誰でもできる」と思っている層よりも育児休業を取得する傾向がみられる。ここからは、仕事の代替可能性が低いほど、育児休業を取得して、職場復帰するインセンティブが働きやすいことが考えられる。

さらに、子育て観や育児の分担に関する意識面については少し複雑な状況であった。「取得層」よりも「非取得層」の方が「保育所には預けたくない」「0~3歳位までは母親が自分の手で育てた方がよい」と思っている傾向が明らかになった。ここからは、育児休業を取得せず、すぐに職場復帰するにしても、母親としてのさまざまな心理的葛藤があることがわかる。ただし、取得 - 非取得の傾向は、家庭環境や子どもの状況で異なっており、その心理的葛藤も、こうした環境に左右されることが推察される。つまり、末子年齢が1~2歳の場合、取得層が8割と一番高く、子どもが3歳以上になるとその割合は6割以下と低

下しはじめる。また、第二子・第三子よりも第一子の出産時の方が育児休業を取得する傾向がある。これは、子ども数や末子年齢ともあわせて育児休業の取得 - 非取得が判断されていることを示唆している。

以上の分析 A・B を重ねてわかることは、女性の育児休業制度の「利用意向」と実際の取得 - 非取得の判断とは、女性の就業継続の意向、就業への考え方と密接に関わっていることである。その判断は、職場環境とともに、子どもの数や末子年齢など、その時の家庭環境を含めてなされているのであり、「子育て中の女性」といっても、その様相は一律ではなく、「利用意向あり層・なし層」、そして、実際の取得層・非取得層において、さまざまに異なっている。このように、女性の育児休業制度の「利用意向」と取得 - 非取得の様相は多様であることをふまえると、「少子化対策プラスワン」における育児休業取得率の目標数値（男性 10%、女性 80%）の意味について、さらなる議論が必要になってくる。10%・80%という形で、男女間の数値設定に大きく差があることの功罪を考えるとともに、「子育て期の女性」自体を 80%という数字で一つに括ることの問題性について、慎重な議論が必要である。本稿でみたように、「利用意向」も各層で異なっており、実際の取得状況も、環境面、意識面で大きく異なっており、各層の実態をふまえた制度設計が求められる。

このように、80%という数字で一律に規定される裏には、多様な状況が存在しており、制度設計にあたっては、各層の実態をふまえて、いっそうの柔軟な対応が必要とされる。使い勝手のよい、柔軟な制度設計のためには、今回行った「利用意向」「取得有無」別にみた各層の実態分析をふまえ、「利用意向」「取得有無」に対して各変数がどのようにきいているか、「利用意向」「取得有無」で変数のきき方に違いはみられるかといった規定要因の検証や因果関係の分析が必要になってくる。この点については、稿を改めて検討したい。

<引用文献>

- 阿部正浩（2002）「誰が育児休業を取得するのか：育児休業普及の問題点」（財）家計経済研究所『停滞する経済 変動する生活 消費生活に関するパネル調査 - 平成 14 年版 -（第 9 年度）』 pp.61-76.
- 樋口美雄（1994）「育児休業制度の実証分析」国立社会保障・人口問題研究所『現代家族と社会保障』東京大学出版会,pp.181-204.
- （財）連合総合生活開発研究所（1995）『勤労者家族問題の総合的調査研究報告書』.
- 労働省（2000）「育児・介護を行う労働者の生活と就業の実態等に関する調査結果報告」（厚生労働省 http://www2.mhlw.go.jp/kisya/josei/20000804_01_j/20000804_01_j.html#top）.
- 佐藤博樹（2001）「日本における『ファミリーフレンドリー』施策の現状と課題」家計経済研究所『季刊 家計経済研究』, pp.11-17 .

第5章 既婚女性の就労と世帯収入

真鍋 倫子

1. 問題の所在

(1) 世帯間所得格差の拡大と既婚女性の就労

近年、我が国において、所得の格差が拡大し、その背景には特に既婚女性の就労行動の変化があることが指摘されている（大竹 2000，小原 2001）。これまで、既婚女性の就労の選択には、主な稼ぎ手である夫の収入が家計を維持するのに十分であるかどうかの影響するとされてきた。すなわち、夫の収入が低ければ就労し、夫の収入が高ければ就労しないという関係が見出されており、この関係はダグラス＝有沢の法則と呼ばれてきた。しかし近年、この関係が変わりつつあることを指摘する研究があらわれるようになった。高収入の夫の妻での就労率が上昇し、かつその妻の収入が高いため、世帯単位での収入が高い層が出現し、そのことが所得格差の拡大につながっていると説明される（大竹 2000 小原 2001 など）。

ダグラス＝有沢の法則が示す既婚女性の就労働機は夫の収入を補うというものである。いいかえれば、経済的必要性が既婚女性の就労働機として最も大きいと考えられているのである。このような枠組みの中では、女性の労働力化は世帯収入の格差を縮小・平準化させる作用をもつと考えることができる（Treas 1987, Cancian&Reed 1998）。しかし、女性の就労率の上昇とともに、夫の収入とは無関係な就労働機に基づいて就労選択を行う女性が増加したことにより、女性の就労が世帯収入の格差を拡大する方向に作用するものに変化しつつあると考えられる。

ただし、単純に女性の社会進出が所得格差を拡大させると考えることは適切ではない。今田（1990）では、女性の地位達成過程が男性のレジームに近づくことが女性間の格差を拡大させ、さらに婚姻によってこの格差が増幅される可能性につながるとしている。このことは、どういった女性がどのように労働力化されるかという、労働市場の構造やライフコースと就労のかかわりによって、女性の労働力化と所得格差の動向とが変化する可能性を示唆するものであり、ライフコースと就労の関係や、労働市場における女性の位置づけについて考察することが、所得格差について論じる上で重要な課題となる。

本稿では、このような関心から、既婚女性の就労に対する夫の収入の影響に着目し、その関係を確認するとともに、近年増大しているとされている高収入カップルや、夫の年収が低いにもかかわらず妻が就労していないといったダグラス＝有沢の法則からは逸脱しているとみられるカップルに着目し、どのような特性をもつ層であるのかを示すことで、既婚女性の就労意識において、必要性和その他の要因がどのようにかかわっているのかを明らかにしつつ、今後の所得格差の行方についての予測を試みる。

(2) 女性の就労働機と経済的必要性

従来、女性の就労行動には、結婚や出産といった家族生活にかかわる要因が大きく影響するとされてきた。また、M字型の年齢別就労率が示すように、女性の就労パターンは結婚や出産を期に中断し、その後再就職するというパターンが主流となっている（経済企画庁 1997、真鍋 1999）。

高収入カップルの増加による所得格差の拡大は、女性内部での所得格差が全体としての所得格差に及ぼす影響が大きくなったことを意味している（村上 2001）。この女性内の所得格差は、主に女性の労働市場における位置（無業の場合には、正確には労働市場の外にいと考えられる）によって生成される。男性の場合には正社員として就労しつづける者が多いが、女性の場合には就労を中断する者も多く、正社員だけでなくパートタイマーとして就労する者も多い。正社員とパートタイマーの労働条件には大きな差がありこのことが女性内の所得格差には大きな影響を及ぼすと考えられる。さらに、女性パートタイマーの多くは結婚や出産により就労を一時中断した後に再就職した既婚女性であることから、女性内の所得格差は、学歴といった就労以前に決まる属性的な要因だけでなく、ライフステージと就労選択という要素をはらんでいる。

それでは、就労するかどうかや就労する際の就労タイプは、どのようにして決定されているのであろうか。ダグラス = 有沢の法則が示しているように、夫の収入であり、経済的な必要性があった。しかし、それ以外にも選択に際して影響する複数の原理があると考えられることができよう。Hakim (1996, 2000) では伝統的役割（家庭役割）を志向する女性と非伝統的役割（職業役割）を志向する女性が併存していることを示唆しており、もともとの選好の違いが就労経歴に影響を及ぼすことを指摘している。このことを、本稿の問題関心に沿って読みかえるならば、就労選択の原理が単一ではなく、多様な原理に基づいて選択するため、同じ状況であっても異なった選択を行う可能性があると考えられるだろう¹。

特に大きく影響するのは、育児優先の原理と、個人の選択原理であろう。個人の選択原理自体は、もともとタテマエとして存在するものであろう。一方、育児を優先するという原理については、就労の継続者はそれ程増えておらず、退職の時期が結婚時から出産時に移行しただけであるという指摘（真鍋 1999）などもあり、いまだに根強く残る育児のための退職を選択することを要求するものである²。

特に夫の収入が高い層では、個人の選択原理が有効な原理となる可能性が高い。このことは、かならずしも継続する者の増加だけを意味するのではなく、個人の選択に基づいて専業主婦となることも可能になる。一方、育児期は比較的若い年齢にあたり、夫の収入も

¹ Hakim自身は伝統志向と非伝統志向タイプの分化は選好に基づくもので、学歴などとは関連しないとしているが、さまざまな要因との結びつきがあると考えの方が妥当であろう。

² 育児優先は、かならずしも個人の選択として優先されることを意味しない。社会的な圧力として存在することも十分にありうる。

低いことから、特に夫の収入の低い層で、育児優先の原理が強く働くと考えることができる。

今回の分析では、主に夫の収入と妻の就労状態との関連について検討し、さらに夫および本人の収入と就労によって分けられるタイプについて、どのようなプロフィールをもつのかを検討することを通じて、特に高収入カップルと夫が低収入であるにもかかわらず妻は無業であるカップルといった、夫の収入を補うという従来の働き方から逸脱したタイプがどのような層であるのかを明らかにすることを目的とし、さらにそれぞれの層の選択の原理を検討する。最後に、このような収入タイプが今後どのような選択を行うのかについて論じ、今後の所得格差の幾重についても論じる。

それでは、具体的なデータを利用して、実際に女性の就労と夫の収入の関係を見ていくことにしよう。

3. 分析枠組み

(1) 使用データと分析対象者

ここで使用するデータは、日本労働研究機構によって1996年に実施された『女性と仕事に関するアンケート』によって収集されたものである。データの入手は、東京大学社会科学研究所附属日本社会研究情報センターのSSJデータ・アーカイブ(Social Science Japan Data Archive)を通じて行った。以下に調査の概要を示す。

調査対象：20～44歳の女性

データ数：標本数1500人 有効回答数1026人(回収率68.4%)

(うち、正社員・正規職員307,パート・アルバイト・派遣・内職・自営306,
無業者413)

調査地域：首都圏30km圏,福島市,広島市

標本抽出：上記地域の住民基本台帳から二段無作為抽出

調査方法：質問紙留置調査法(一部面接)

このデータは、「正社員・正規職員用(以下「正社員」)」「パートタイマー、派遣・契約社員、自営業者、内職などの女性用(以下「パートなど」)」「職業についていない女性用(以下「無業」)」の3票からなっており、この3タイプの女性に対して、同じ質問と、それぞれに対して異なった質問がなされている。今回の分析では、主に有配偶女性に焦点を当てる。また、自営業の場合、家族で就労しているケースも多く³、この層の就業選択は雇用者とは異なったものと考えられる。そこで、サンプルを有配偶(離・死別を除く)および夫が自営業以外の者に限定した。その結果、分析対象となるサンプル数は「無

³ 有配偶女性のうち、夫が自営・家族従業員のケースは94(12.9%)であった。

業」342，「正社員」105，「パート」185，合計 632 となった⁴。

(3) 使用した変数

本分析で用いた変数について、記述しておく。各変数の分布（収入に関しては、平均値および分散）は表 5-1 および表 5-2 のとおりである。

本人年収： 実数（万単位）で記入されており、そのまま使用するとともに、就労者のみの平均収入を用いて「高収入」「低収入」の 2 カテゴリーに区分した。

夫年収： 実数（万単位）で記入されており、そのまま使用するとともに平均値をもちいて「夫低収入」と「夫高収入」の 2 カテゴリーに区分した。

夫婦年収合計： 便宜的に、夫と妻の収入の合計を、家計の総収入とみなして算出を行った⁵。

就労状態： 本調査では、就業状態に応じて異なった調査票が用いられているため質問紙種別をもちいた。

表 5-1 本人・夫および夫婦合計の収入（単位：万円）

	平均	S.D.
夫収入	626.9	284.1
本人収入	87.1	157.1
（うち就労者のみ）	199.5	184.7
合計収入	719.0	324.7

表 5-2 使用した変数の分布

（単位：％）

就労 状態	正社員	16.6	学歴	高卒以下	46.5
	パートなど	29.3		短大卒	40.0
	無業	54.1		大卒	13.4
ライフ ステージ	子どもなし	12.1	夫収入	低収入	62.9
	末子 6 歳未満	42.1		高収入	37.1
	末子 6 ~ 12 歳	29.1			
	末子 12 歳以上	16.7			
妻収入	無業	56.3			
	低収入	27.5			
	高収入	16.1			

学歴： 最終学校を高卒以下，短大卒，大卒の 3 カテゴリーに区分した。「専修学校・各

⁴ 各票の有配偶率は「正社員」37.1%，「パートなど」74.8%，無業92.7%であり正社員の多くは未婚女性であることが分かる。

⁵ 実際には、子や同居の両親などの収入がある場合もあるが、今回のデータからはそれらの収入の有無を見ることは不可能なので、便宜的に夫婦の収入合計を世帯の収入と考える。

種学校卒」は短大卒とした。

ライフステージ：「子どもなし」「末子6歳未満」「末子6～12歳」「末子12歳以上」の4カテゴリーに区分した。

3. 分析

(1) 夫の収入と妻の就労および収入

本節では、既婚女性の就労に夫の収入がどの程度影響しているのか、および夫と妻の収入の関連について検討する。そのために、女性の就労タイプ別に夫の収入の分散分析を行った。夫の平均収入がもっとも低いのは、正社員女性の夫で519.9万円であった。次いでパート女性の夫の634.1万円、無業女性の夫の656.0万円と続く。この差は統計的にも有意であり、今回のデータについていうならば、就労形態と夫の収入には関連があり、夫の収入が高いほど妻が就労しない傾向があると考えることが出来る。すなわち、ダグラス=有沢の法則が示すような関係は崩れていないと考えることが出来る。

ただし、夫の年収層にわけて妻の就労タイプの分布をみると、かならずしも夫の収入が高いほど妻が就労しないというわけではない。図5-1をみると、正社員の比率が夫の収入が500万円未満では24.3%であるのが、夫の年収が上昇するにしたがって低下し、夫の収入が900～1100万円では5.9%まで低下する。パート等の比率は、夫の収入による差はあまり見られないが、夫の収入が500万円未満の層では33.1%であるのに対し、夫の収入が900～1100万円の層では25.5%とやや少なくなる。最後に無業の比率は、夫の収入500万未満では42.6%と半数以下であるが、夫の収入が上昇するにつれて増加し、夫の収入が900～1100万円の層では68.6%と7割近くに達している。ところが、夫の収入が1100万円以上の層をみると、正社員の比率が12.5%と、夫の収入が900～1100万円の層に比べて増加し、パートなどの比率も36.9%と多く、結果として無業は50.6%と夫の収入500万円未満の層に次い

表5-3 妻の就労タイプ別夫・本人・夫婦の収入

	夫収入			本人収入			夫婦収入合計		
	平均	S.D.	N	平均	S.D.	N	平均	S.D.	N
正社員	519.9	162.4	90	373.6	170.1	98	900.6	274.0	90
パートなど	634.1	333.7	144	97.3	94.6	167	734.0	392.0	139
無業	656.0	280.0	294	-----	-----	----	656.0	280.0	294
合計	626.9	284.1	528	87.1	157.1	607	719.0	24.7	523

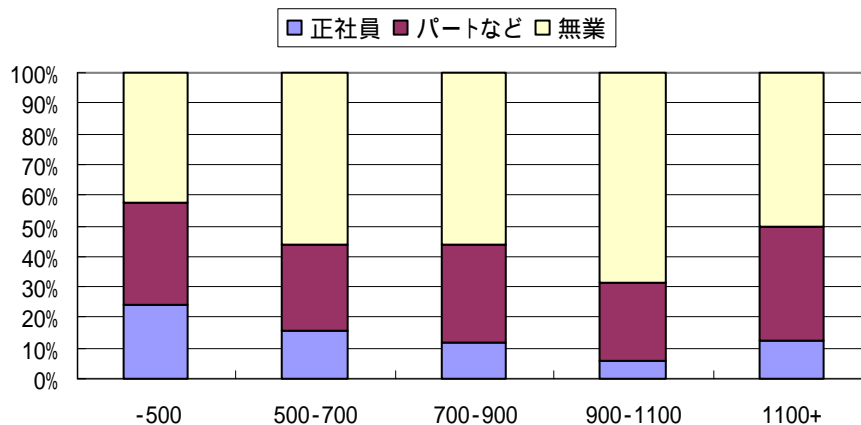


図5-1 夫の収入階層別 妻の就労状態

で少なくなっている⁶。これらの結果から、大竹(2000)や小原(2001)が指摘するように、ダグラス=有沢の法則は崩れつつあると考えることが出来る。

夫婦の収入の合計についてもみると、妻が正社員のカップルで、合計収入の平均が900.6万円と最も高く、妻がパートなどでは734.0万円、妻が無業では656.0万円と、無業と正社員の差は200万円を超える。このように、各就労タイプ間の平均収入の差は妻の収入を合計することによって関係が逆転するだけでなく、差が拡大していることがわかる。

次に、夫と妻の収入の関連を検討するために、女性本人の年収と夫の年収との相関係数を算出したところ、就労者全体の夫の収入と本人の収入の相関係数は0.103と正の値を取るが統計的には有意ではなかった。正社員に限ると、夫の収入と妻の収入の間に0.383と有意な正の相関があり、夫の収入が高いほど本人の収入が高いという結果が見られる。パートのみで見た場合にも、0.441と正の有意な相関がある。このように、既婚女性の就労によって得る収入は、夫の収入と正の相関があり、夫の収入が多いほど妻の収入も多く、夫の収入が少ないほど妻の収入が少ないという関係が見られることが分かる。このことは、高収入のカップルの増加を示唆するものである。

では、夫婦ともに高所得のカップルが、夫婦合わせてどの程度の収入を得ているのかを明らかにするために、夫の収入および妻の就労と収入によって「妻無業・夫低収入」「妻無業・夫高収入」「妻低収入・夫低収入」「妻低収入・夫高収入」「妻高収入・夫低収入」「妻高収入・夫高収入」の6カテゴリーに分類し、それぞれのタイプの分布および各タイプの夫婦合計収入の平均値を比較した。この際、夫・妻とも低収入と高収入を分ける基準としてサンプルの平均所得をもちいた。

表5-4をみると、夫婦双方が高収入を得ているカップルは全体の4.2%に過ぎないが、そ

⁶ ただし、本分析で使用しているデータは先述のとおり、無業、正社員、パートの3タイプの女性に対して別々にサンプリングしているため、このような分布のとり方については、少々問題がある。

表 5-4 収入タイプの分布と平均合計収入

	分布(%)	平均(万円)	S.D.
夫低収入・妻無業	32.3	485.3	98.6
夫高収入・妻無業	8.8	886.8	280.5
夫低収入・妻低収入	23.9	549.3	113.5
夫高収入・妻低収入	13.4	972.2	304.1
夫低収入・妻高収入	17.4	804.8	173.4
夫高収入・妻高収入	4.2	1459.1	505.2
合計	523	718.9	324.7

の夫婦の平均合計収入は 1459.1 万円となっており、他のタイプのカップルとくらべて、非常に高い収入を得ている。ついで合計収入が多いのは夫の収入が高く妻の収入は低いカップルで、平均合計収入が 972.2 万円となっている。さらに夫の収入が高く妻が無業のカップルが続き、平均合計収入が 886.8 万円となっている。このタイプのカップルの合計収入は、夫の収入が低いカップルのどれと比べても合計収入が高く、妻が就労しなくてもほぼ一定の生活水準を維持しうるために、妻が就労しないタイプであると考えることが出来る⁷。さらに、夫の収入がひくいにもかかわらず妻が就労していないカップルは 32.3% ともっとも多いタイプであり、平均合計収入は 485.3 万円と最も低く、このタイプと、夫・妻ともに高収入のカップルとの平均合計収入の差は 1000 万円近になっている。

本節の分析から、夫の年収が高いほど妻の就労率が低くなるが、夫の収入が非常に高い層では、かえって妻の就労率が高まっていること、また夫の収入が高く女性自身も就労している場合には高所得のカップルとなっていることが明らかになった。夫・妻ともに高収入を得ているカップルは全体の中では少数であるが、両者の収入を合計すると、非常に高い合計収入を得ている。また、夫の収入が低いにもかかわらず妻が就労していない者はかなり多く、両タイプ合計収入の差は非常に大きかった。

(2) 夫婦収入タイプの属性

では、それぞれのタイプはどのような存在なのだろうか。ライフステージや学歴、職種などについて分布を見ることで、高収入カップルがどのような存在なのかを明らかにする。まず、年齢やライフステージ要因といった主に本人および家族生活に関する要因を見ていこう。

⁷ 女性本人の収入の高低2群と就労タイプはほぼ一致しており、高収入群では86.7%が正社員であり、低収入群では92.2%がパートなどであった。

表 5-5 ライフステージ別夫婦収入タイプ

(単位：%)

	ライフステージ				
	年齢(歳)	子どもなし	末子6歳未満	末子6-12歳	末子12歳以上
夫低収入・妻無業	32.4 (5.19)	8.9	69.6	19.6	1.8
夫高収入・妻無業	36.9 (4.49)	4.8	40.3	40.3	14.5
夫低収入・妻低収入	36.0 (5.51)	7.7	31.9	34.1	26.4
夫高収入・妻低収入	40.0 (3.13)	4.4	11.1	37.8	46.7
夫低収入・妻高収入	34.0 (5.68)	35.8	31.3	16.4	16.4
夫高収入・妻高収入	38.8 (4.59)	38.1	9.5	33.3	19.0
	35.2 (5.56)	12.0	43.4	28.9	15.7

表 5-5 をみると、夫の収入が高い層の方が年齢が高い傾向が見られるが、これは賃金が年功制になっていることを反映していると思われる。ライフステージの分布をみると、年齢を反映して、夫の年収が高い層では末子 6~12 歳や末子 12 歳以上といったより後ろのライフステージが多く、夫が低収入の層では子どもなしや末子 6 歳未満といった時期の者が多く見られる。また、妻の収入が高い層では子どもなしの者が多く見られるが、特に夫が高収入の者は平均年齢が高いにもかかわらず子どもなしが多くなっている。すなわち、夫の収入が低い層では就労を出産後も継続しているケースが多いが、夫の収入が高い層では子どもを持たずに継続しているケースが多いと考えることができる。また無業の女性では夫の収入が低い場合には 6 歳未満の子どもがいるものが 69.6% と非常に多く、経済的必要よりも育児が優先されていると考えることができる。夫の収入が低くても育児のために仕事をやめた者が多いと思われる。一方、夫の収入が高い場合には、夫が低収入の女性に比べると子どもが 6 歳以上の者が多くなっている。すなわち、夫の収入に支えられ、育児が一段落したと思われる時期になっても就労しない者が多いと考えることができる。

次に、通産就労年数、就労経歴について見ておこう。通産就労年数および就労経歴をみると、無業の女性の場合、夫の収入が低い女性は出産を期に仕事を辞めた者の方が多いが、夫が高収入の女性では結婚を期に中断した者が多く見られる。すなわち、夫の収入が低い場合は、収入を補うためにも結婚後も働き続けるケースが多く見られると思われる。また、出産期の退職という規範は現在でも強く、経済的な必要性よりも優先されると考えることができる。また、妻が高収入を得ているカップルでは、夫の収入にかかわらず就労を継続している者が多く、夫の収入が低い層では再就職がやや多い。すなわち、高収入を得ている女性は、夫の収入とは無関係に就労の選択を行っている可能性が高い。夫の収入が高い層ではその他の経歴を持つものも多くなっている。このように、同じ夫の年収と妻の収入タイプによって、就労経歴は異なり、高収入を得ている女性には継続者が多く、低収入を

表 5-6 夫婦収入タイプ別就労年数および就労経歴

(単位：%)

	通算就労 年数 (s.d.)	就労経歴				
		継続	再就職	結婚中断	出産中断	その他
夫低収入・妻無業	7.1 (3.76)	----	----	43.8	50.9	5.3
夫高収入・妻無業	6.8 (3.71)	----	----	56.8	36.0	7.2
夫低収入・妻低収入	11.8 (5.24)	12.1	82.5	----	----	5.5
夫高収入・妻低収入	9.8 (4.64)	4.3	92.6	----	----	0.0
夫低収入・妻高収入	8.4 (6.64)	67.1	32.8	----	----	0.0
夫高収入・妻高収入	9.9 (6.57)	63.6	22.7	----	----	13.6
	9.2 (5.30)	14.1	28.1	27.7	25.5	5.0

得ている者には再就職者が多いというように、妻自身の就労経歴の方が妻の就労に影響を与えており、夫の収入は妻の収入が同程度であれば夫の収入が高いほうが継続している者の比率がやや高いと言う程度である。また、無業の者では、夫の収入によって仕事を中断する時期に差があり、夫が高収入であれば結婚時に仕事を辞めるのに対して、夫の収入が低ければ出産時までは継続する傾向が強いと言えよう。このように、妻の就労経歴自体にも夫の年収の影響がみられる。

最後に、学歴および初職についてもタイプごとの分布を比較しよう。夫の収入が低く無業の女性には、夫の収入が低い無業の女性に比べて学歴が低い傾向が見られる。高卒が最も多いのは夫も妻も低収入のカップルであり、典型的に夫の収入を補うためにパートタイマーとして働くタイプには比較的学歴が低い層が見られることが分かる。大卒がもっとも多いのは夫婦ともに高収入を得ているタイプであり、高収入カップルが高学歴に偏っている傾向が確認できる。

妻の初職についてみると、夫・妻ともに高収入のカップルでは専門的な職についていた者が73.3%とかなりあったことが分かる。また、妻が無業の者では、夫の収入が低い者では専門がやや多いとはいえ、高収入の者と比べると事務が少なくサービス、営業、製造が多く見られ、労働市場においてより恵まれない位置にいるものが、結果的に夫の収入も低いにもかかわらず無業になっていることが分かる。

まとめると、夫・妻ともに高収入の女性は学歴が高く専門性の高い職業についており、年齢が高いにもかかわらず子どものいない層が多く見られた。ライフステージからは子どもを持たずに継続的に就労しているか、子どもを持ちつつ継続的に就労している者が多いと予想される。一方、夫の収入が低いにもかかわらず無業の女性ではやや年齢が低く、子どもが6歳未満と小さいことが顕著な特徴であり、育児が経済的な必要性よりも優先されている層であると考えることができよう。次節では、これらの特徴を、さらに就労意識面についても検討しておく。

表 5-7 夫婦の就労タイプと学歴・初職

(単位：%)

	夫低収入 妻無業	夫高収入 妻無業	夫低収入 妻低収入	夫高収入 妻低収入	夫低収入 妻高収入	夫高収入 妻高収入	
〔学歴〕							
高卒	53.8	33.6	64.8	41.3	40.0	18.2	46.5
短大卒	35.5	48.8	31.9	37.0	42.9	45.5	39.6
大卒	10.7	17.6	3.3	21.7	17.1	36.4	14.0
〔初職〕							
管理	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	6.7	0.2
事務	53.0	65.3	40.4	54.3	35.7	20.0	51.4
専門	17.3	12.9	22.5	13.0	35.8	73.3	20.0
営業	12.5	9.7	14.6	6.5	11.9	0.0	11.2
サービス	4.2	1.6	6.7	4.3	2.4	0.0	3.7
製造	7.1	2.4	13.5	6.5	9.5	6.7	7.2
その他	3.6	3.2	5.6	4.3	4.8	0.0	3.9

表 5-8 収入タイプ別 就労年数および就労経歴

(単位：%)

	希望したパターン				望ましいパターン			
	継続	再就職	中断	他	継続	再就職	中断	他
夫低収入・妻無業	27.2	38.5	32.5	1.8	5.9	68.0	23.7	2.4
夫高収入・妻無業	24.0	36.4	46.4	3.2	10.4	60.8	26.4	2.4
夫低収入・妻低収入	20.9	47.3	30.8	1.1	11.0	62.6	25.3	1.1
夫高収入・妻低収入	21.7	39.1	34.8	4.3	10.9	71.7	17.4	0.0
夫低収入・妻高収入	40.0	21.4	35.7	2.9	25.7	52.9	15.7	5.7
夫高収入・妻高収入	59.1	9.1	18.2	13.6	54.5	31.8	4.5	9.1
	27.9	33.7	35.6	2.9	13.0	62.1	22.2	2.7

(3) 夫婦収入タイプと就労意識

最後に、異なるタイプのカップルが、今後どのような選択を行う可能性が高いのかについて予想するためにも就労意識について検討する。就労意識については、3票に共通した設問が少ない。そのため、卒業時に希望していたパターンおよび望ましいパターン⁸について比較した。また、就労していない者については、今後の就労希望の有無および就労を希望する時期についても検討した。

表 5-8 をみると、高収入の女性では、夫の収入にかかわらず継続を希望していた者が多く見られる。特に夫も妻も高収入の女性でその傾向が強く 59.1%が継続を希望しており、も

⁸ ただし、「望ましい」という言葉には「希望」とは異なり、社会的な望ましさも含まれるため、必ずしも本人の現在の希望とはなっていない点は注意を要する。

ともと職業志向が強く、継続を実現している者が多いと思われる。ただし、同じ高収入女性でも夫の収入が低い者は中断を希望していた者も多く、かならずしも卒業時の希望が実現できていない者も多い。また、無業の女性では、夫が高収入の女性で中断を希望していた者が 46.4%と多く、学校卒業時に希望していたパターンを実現できている者が多いが、夫の収入が低い層では中断を希望していた者は 32.5%であり、希望を実現している率はやや低下すると思われる。

また、現在、どのように考えているのかという望ましいパターンについては、全体として継続を望ましいとする者が少なく、再就職を望ましいと考える者が多くなる。また、無業者では夫の収入が高い者で継続を望ましいと考える者が多くなるなどの差はあるが、それ程大きな差ではない。高収入の妻を見ると、夫が高収入の者では継続を望ましいとする者が 54.5%と多く、中断を望ましいとする者は 4.5%にとどまるが、夫の収入が低い層では継続を望ましいと考える者は 25.7%、中断を望ましいとする者が 15.7%となり、ここでも夫の収入が低い層の方が、就労志向が弱いと考えることができる。

次に無業者の就労希望について見ておこう。

無業者についてみると、夫の年収が低い女性では「今すぐ」「そのうち」をあわせると 76.9%であり、夫の年収が高い女性の 66.4%と比べて高くなっている。また、就労を希望している場合でも、夫の収入が低い女性では、その時期として「保育の手立てが済んだら」または「子どもが小学生になったら」と比較的早い時期を希望している。それに対して、夫の収入が高い女性では「子どもが小学校高学年になったら」「子どもが中学生になったら」と比較的遅い時期を希望していることが多い。希望している職種などをみると差は無いが、希望する就労形態では、夫の年収が低ければ正社員を希望する者が多いが、高い層では自宅でできる仕事や内職を希望する者が多くなる傾向がある。ただし、希望する仕事の条件などには、それほど大きな差は無く、高収入の夫をもつ女性では教育職などの専門的な仕事を志向する傾向や、やや高い収入を希望する傾向が強い。

このように、現時点で夫の収入が高く、就労していない女性は、再就労の時期としてやや遅い時期を希望し、自宅でできる仕事など、条件のよい仕事を希望する傾向が見られる。

表 5-9 夫の収入別無業者の就労希望の有無と希望時期

(単位：%)

	就労希望			希望時期					
	今すぐ	そのうち	希望しない	保育の手立て	小学校	高学年	中学	家族の理解	資格取得
低収入	13.0	63.9	23.1	30.6	26.9	19.4	13.9	36.1	13.0
高収入	12.0	54.4	33.6	14.7	20.6	25.0	26.5	33.8	16.2

ただし、就労を希望しない者も多く、この層は今後も労働市場に参入しない可能性がやや高いと思われる。それに対して夫の収入が低い無業者は、現在子育て中といった比較的若い層が多く、できるだけまたは子どもが小学校に入ったらといった早い時期に就労したいと考える者が多く、今後、労働市場に参入していくことになると思われる。そのため、個人としては夫低収入・妻無業タイプから夫妻ともに低収入といったタイプに移行していく可能性が高い。しかし、育児が経済的必要性に優先するという選択の原理は根強いと考えられ、個人としては別のタイプに移行したとしても、この層が殆どなくなるということは考えにくい。

また、高収入カップルについては、高学歴で子どものいないカップルという像であり、夫の収入と無関係に就労を選択していると考えられる。また、この層の女性は高学歴で専門的な職業についており、職業の継続を希望する者も多く、自身の収入も高い。このような一部の層が、やはり高収入の夫と結婚することで、収入の格差が増大していることになる。ただし、今後出産をする場合には、夫が高収入で無業になる可能性が高く、その場合には、再参入をする可能性が低くなる。女性の労働力化において、このような特に専門職を中心とした初職継続者が増加するかどうか議論の分かれるところである。

3. まとめ

今回の分析では、主に夫の収入と妻の就労状態との関連について検討し、さらに夫および本人の収入と就労によって分けられるタイプについて、どのようなプロフィールをもつのかを検討することを通じて、特に高収入カップルと夫が低収入であるにもかかわらず妻は無業であるカップルといった、夫の収入を補うという従来主流とされてきた働き方から逸脱したタイプがどのような層であるのかを明らかにすることを目的としてきた。

分析を通じて明らかになったのは、以下のような点である。夫の収入が低ければ妻の就労率が低く、夫の収入が高ければ妻の就労率が低くなるというダグラス=有沢の法則は、このデータにおいても崩れつつあり、それは夫の収入が高い層での妻の就労率が高まっていることによるものであった。また、妻が就労しているケースでは、夫の収入と妻の収入の間には正の相関が見られた。すなわち、夫と妻の双方が高収入を得ているカップルが出現しており、しかもこのタイプのカップルの合計収入は非常に高くなっていた。このことは、経済的な必要性とは離れた就労選択を行う女性が増加していることを意味すると同時に、Burtless (1999) や、大竹 (2000)、小原 (2001) らが指摘するように、世帯収入を見た場合には格差が増大している可能性があることを示唆している。

夫婦ともに高収入を得ているカップルの妻は比較的年齢が高く、にもかかわらず子どものいないものが多く、専門職につく高学歴層が多い。また意識面でも学校卒業時から継続志向が強く、現在でも継続を望ましいとする者が多い。すなわち、夫の収入とは独立に職業志向が非常に強く、それを実現してきた女性であるといえよう。

一方、夫婦ともに高収入のカップルと同様にダグラス=有沢の法則が示す必要性とは異

なった原理をもつと思われる夫の収入が低い無業の女性は、比較的若く、末子6歳未満といったライフステージの者に多くみられた。また学歴はやや低く、初職も事務だけではなく営業・サービス・製造の者も多く見られた。すなわち、経済的な必要性があるにもかかわらず、子育てを優先して無業となっているタイプであるといえよう。そのためか、就労希望をみると、今すぐではないとはいえ子どもが小学校にあがるくらいまでの比較的早い時期に再就職することを希望する者が多い。そこで、これらのタイプは比較的早い時期に就労を再開し、別のタイプへと移行すると予測される。ただし、必要性よりも育児を優先する傾向が強いため、この層自体がなくなると予想することはできない。

夫が高収入であれば、就労したい女性は夫の収入とはかかわらず就労し、就労したくない女性は就労せずにいられるというように就労選択の自由度が増す。一方、就労が低い層では必要性という制約があるため、就労をしないという選択が自由に行われているわけではないことには注意が必要である。また、夫の収入が低い層とは、比較的若い育児中のものが多く、育児が経済的必要性よりも優先される状況にある。このことは、育児によって就労中断するM字型の就労パターンとも合致するが、彼女たちが再び就労したとしても、本人の希望と労働市場の構造の両方の作用によって低収入のパートにつく者が多くなる。そのため、出産での就労中断というライフコースが普及していることじたいが、世帯単位での所得格差を拡大させる方向に寄与している可能性は高い。

女性の労働力化は世帯単位での所得格差の拡大に寄与しているとされるが、高収入女性の増加による高収入カップルの増加が主に取り上げられて来た。しかし、もう一方で、低収入に固定される育児中のカップルの存在を忘れるわけにはいかないだろう。この層は、自身の希望を問わず経済的必要性よりも育児を優先させ、就労を中断している層である。この層で女性の労働力化が進むか、この層に対する社会的給付が進むことが、世帯単位で見した場合の所得格差の縮小には必要であると思われる。女性内部での所得格差が現在、正社員とパートタイマーといった従業上の地位による部分が大きいと思われる。

このような年齢やライフステージ、学歴や就労経歴といった変数の変化と所得格差の変化の関連を分析することは、所得格差の問題を論じる上で重要な課題となろう。ただし、今回の分析では、一時点のデータからのみ論じており、所得格差の拡大に対して、標準的ライフコースの変化が与える影響などを検討することは不可能である。今後は、時系列的な変化についての分析などが必要とされる。

<参考文献>

- Brinton, M.C. (1993) *Women in the Economic Miracle*, University of California Press.
- Burtless, G. (1999) "Effects of growing wage disparities and changing family composition on the U.S. income distribution" *European Economic Review*, Vol43, 853-865.

- Cancian,M and Rees,D. (1998) “Assesing the effects of wive’s earnings on family income inequality,” *The Review of Economics and Statistics*, Vol.43,853-865.
- 千本暁子 (1990) 「日本における性別役割分業の形成-家計調査を通じて」荻野美穂編『制度としての女』平凡社.
- Goldin,C. (1992) *Understanding the Gender Gap*, Oxford University Press.
- Hakim,C. (1996) *Key Issues in Women’s Work* Athlon:London
- (2000) *Work-lifestyle choices in the 21st Century : preference theory*, Oxford University Press.
- 樋口美雄 (1991) 『日本経済と就業行動』東洋経済新報社.
- 今田幸子 (1990) 「地位達成過程 - 閉ざされた階層空間」岡本英雄・直井道子編『現代日本の階層構造』東京大学出版会,39-62.
- 伊藤セツ (1990) 『家庭経済学』有斐閣.
- 岩井八郎・真鍋倫子 (2000) 「M字型就労の定着とその意味」 盛山和夫編 『日本の階層システム4 ジェンダー・市場・家族』67-91.
- 経済企画庁編 (1997) 『国民生活白書 働く女性 - 新しい社会システムを求めて』平成9年版.
- 木本喜美子 (1995) 『家族・ジェンダー・企業社会』ミネルヴァ書房.
- 小原美紀 (2001) 「専業主婦は裕福な家庭の象徴か - 妻の就業と所得不平等に税制が与える影響」 『日本労働研究雑誌』No.493,15-29.
- 厚生労働省 (2002) 『厚生労働白書 平成14年版』.
- 真鍋倫子 (1997) 「女性の職業達成と教育達成」 『教育社会学研究』第60集 83-98.
- (1999) 「20歳代における就労中断と結婚・出産」岩井八郎編『ジェンダーとライフコース』SSM調査報告シリーズNo.13 31-45.
- (2000) 「高度経済成長期の賃金の上昇と家族賃金」 『教育・社会・文化』第7号,59-72.
- 松浦克巳・滋野由紀子 (1996) 『女性の就業と富の分配 - 家計の経済学』日本評論社.
- Maxwell,N.M. (1990) “Changing Female Labor Force Participation Infruence on Income Inequality and Distribution,” *Social Forces* Vol.68,No.4,1251-66.
- 村上あかね (2001) 「90年代における既婚女性の就業と収入格差」 『ソシオロジ』第46巻2号,37-56.
- 永瀬伸子 (1997a) 「既婚女子の労働供給」 『経済研究』Vol45,No.1,49-58..
- (1997b) 「女性の就業選択」 中馬宏之・駿河輝和『雇用慣行の変化と女性労働』東京大学出版会.
- 日本労働研究機構 (1995) 『職業と家庭生活に関する全国調査』調査研究報告書No.74.
- (1997) 『女性の職業・キャリア意識と就業行動に関する研究』調査研究報告書No.99.

- (2000) 『高学歴女性の労働力の規定要因に関する研究』調査研究報告書No.135.
- 大沢真知子(1993) 『経済変化と女子労働』日本経済評論社.
- 大竹文雄(2000) 「90年代の所得格差」 『日本労働研究雑誌』 No.480,2-11.
- (2001) 『雇用問題を考える』大阪大学出版会.
- 総務省統計局 『労働力調査』各年度版.
- 橘木俊詔(1998) 『日本の経済格差』岩波書店.
- (2000) 「日本の所得格差は拡大しているか - 疑問への答えと新しい視点」 『日本労働研究雑誌』 No.480,41-52.
- Treas,J. (1987) "The effect of women's labor force participation on then distribution of income in the United States," Annual Review of Sociology, Vol13,259-288.
- 渡辺秀樹・近藤博之(1998) 「結婚と階層結合」岡本秀雄・直井道子編 『現代日本の階層構造4 女性と社会階層』 119-164.
- 山田昌弘(2001) 「警告! 『専業主婦』は絶滅する」 『文藝春秋』2月号,174-81.

Chapter 6 Job Satisfaction and Gender

Corinne Boyles and Aiko Shibata¹

1. Introduction

(1) Motivation for this study

Job satisfaction is known to be an important predictor of quit behavior, and as such, is a key labour market variable. Job satisfaction is also known to have significant moderating influence on physical and mental health, and on happiness. Therefore, a deeper understanding of the determinants of job satisfaction contributes to both a better understanding of the labour market and the welfare of workers. Gender differences in job satisfaction in Japan become an issue almost automatically, given the relatively strong tendency to occupational segregation, differences in labour market attachment and constraints on the choices of individuals imposed by family responsibilities and work norms etc. We want to know what these gender differences imply for the determination of job satisfaction, and what light can thus be shed on the workings of the labour market and on working life.

This is an empirical study, and we begin with a review of previous empirical work on Japanese data in order to see what has been done, and what yet remains to be done. We then explain how we will attempt to fill in some of the gaps in this literature. Next we describe and estimate our model of job satisfaction and round off with a discussion of our results and our conclusions.

(2) A selective survey of the empirical literature relating to Japanese workers

There have been in fact relatively few econometric studies of job satisfaction undertaken by economists in Japan. What studies exist relate to quite different groups of workers. Ishikawa (1992) carried out an empirical study based on a large random sample of married private-sector regular workers in three major metropolitan areas. But because only registered household heads were covered by the survey, the number of women in the sample was small and they were excluded from the analysis. Furthermore the dependent variables were satisfaction with four facets of work (1. promotion and salary, 2. opportunities to use one's ability, 3. challenge in the job, and 4. wide responsibility) rather than overall job satisfaction. Maruo (1996), using data collected on the employees of 69 firms, reported two univariate least squares regressions with overall job satisfaction as the dependent variable. The independent variables were satisfaction with income and an index made up of 13 personnel/job status variables, and both were found to be significantly correlated with

¹ We would like to express our sincere appreciation to Professor Yuki Honda and participants in seminars at the Institute of Social Science at the University of Tokyo for many insightful comments. Any errors in the paper are the responsibility of the authors.

job satisfaction. He also reported a strong correlation between job satisfaction and life satisfaction. No mention however was made in his study of any gender issues.

More recently, motivated by the rising quit rates observed among young Japanese workers, Mitani (2001), using ordered probit regressions, examined the determinants of the overall job satisfaction of men and women aged 15 to 29 years in separate regressions.² His major findings were that pay seemed to be relatively important to married men, and relations with fellow workers important to married women. A unique result was that being married raised job satisfaction for women and lowered it for men.

Studies focusing on women have also been carried out. Yamaguchi and Yoshida (1997) surveyed graduates of the Economics Faculty of Kagawa University and concluded that women in general clerical positions were left dissatisfied by their self-comparisons with managerial-track women, while managerial-track women were left dissatisfied by their self-comparisons with managerial-track men. In a more general study of women's job satisfaction, Boyles and Shibata (2001) applied ordered logit regression to data with almost a thousand observations on married women from a large national random survey. Along with life satisfaction variables, intrinsic features of the job, variables related to work hours, and being in a low income group were found to be important determinants of job satisfaction.

More research on the determinants of job satisfaction can be found in psycho-sociological studies. The literature seems to be as yet nowhere near as extensive as some other countries. Ohsato and Takahashi (2001), who carried out a meta-analysis of the correlation coefficients of job satisfaction with 24 constructs, based their study on 19 available papers. Commenting on the size of their sample, they cited a listing of studies of job satisfaction in the United States counting more than 3000 papers. One of the main findings of their meta-analysis related to the relationship between job satisfaction and life satisfaction. They found little correlation between the two. This is in contrast to overseas studies which are said to generally support the existence of spillovers between these variables. (For a detailed study that did support the existence of spillover effects in Japan, see Ono 1993.)

Miura et al (2002) included explicit gender comparisons in their study of men and women employed by a large financial firm. Separate least squares regressions for job satisfaction by gender showed significant across equations differences. Firstly, the 'use of one's abilities' and 'having work aims' were significant determinants of job satisfaction for men but not women. Secondly 'work anxiety' significantly affected women but not men. Honda (2002) was based on the same data set we use in this paper. Separate least squares regressions for men and women were described as showing women's job satisfaction to be unaffected by earnings, but raised by being in a unionized workplace whereas the same did not hold for men. Factors common to men and women's job satisfaction were

² This study is quoted with the permission of the author.

age, being in a professional occupation, receiving job training in the past year, and health.

Finally, we note that Sousa-Poza and Sousa-Poza (2000) carried out an international study of job satisfaction in 21 countries that included Japan. They used data from the 1997 International Social Survey Program which was especially designed for the study of work issues. They report probit regressions on the determinants of job satisfaction for each country and these regressions include intercept dummies for being male (but not slope-parameter dummies). Japan was the only country found to have a positive and significant male dummy. They report Japan as a counter example to the so-called gender paradox (investigated in British data by Clark 1997) where women are observed to have higher job satisfaction than men, despite generally worse objective working conditions.

(3) Justification for a new study

On the basis of the above survey of research on job satisfaction in Japan, we feel justified on several grounds in undertaking a new study. Firstly, since there are relatively few empirical studies, not enough information has been accumulated as yet to enable us to conclude which results are general, or specific to certain samples. Furthermore no study using a national random sample (apart from Mitani's 2001 youth study) has focused specifically on gender differences in an economic framework and examined both intercept and slope parameter differences.

In terms of method we also attempt to improve upon previous work by taking into account statistical problems arising from the relationships between the determinants of job satisfaction. More specifically, statistical problems arise from the fact that wages and hours of work are naturally included in job satisfaction equations as basic work conditions. But many other variables also commonly included, such as age, education or being a union member, are in economic theory, also factors that determine of wages and hours. Furthermore labor supply theory predicts that chosen hours of work will depend on wages. Unless these relationships are taken into account, consistent estimation is not possible.

Additionally, we also consider the relationship between job satisfaction and happiness. According to the sociological literature the relationship between job satisfaction and happiness (or life satisfaction) is likely to be reciprocal.³ This might explain for example why marital status and other family-related variables are sometimes significantly related to job satisfaction, as marriage is known to be an important determinant of happiness. In contrast to previous studies we explicitly include happiness as a determinant of job satisfaction.

Finally, we draw attention to the possibility that Japan may not represent the opposite case to Anglo-Saxon countries, with regard to gender differences. In Sousa-Poza and Sousa-Poza's (2000) Japanese sample the mean job satisfaction of men was significantly higher than that of women. This is not true of the data set we use. The overall distribution of job satisfaction for the data we use in

³ See Michalos (1986) and Ono (1993)

our job satisfaction regressions is presented in Table 6-1. The original survey question asks workers to choose one of five ordered responses. But because the ‘dissatisfied’ and ‘rather dissatisfied’ categories have relatively few observations, we combine the original responses to form a binary dependent variable that we use in our statistical analysis. The table presents the percentage frequencies of the original responses and the 0/1 variable. In both cases women are clearly more likely to be satisfied than men with their jobs.

Table 6-1 The distribution of job satisfaction by gender

job satisfaction	value	women	men
		%	%
5 levels			
satisfied	5	18.8	15.9
rather satisfied	4	47.0	44.3
cannot say either way	3	20.8	28.4
rather dissatisfied	2	10.9	8.9
dissatisfied	1	2.5	2.5
2 levels			
satisfied ^a	1	65.8	60.2
not satisfied ^b	0	34.2	39.8
sample size		202	440

a defined as 5-level job satisfaction taking the value of 4 or 5

b defined as 5-level job satisfaction taking the value 1 or 2 or 3

An important difference from the international study is that in our analysis, in order to compare relatively ‘like with like’, we exclude part-time workers⁴. However even when part-time workers are included, the mean job satisfaction is higher for women than men in our data. Thus our study demonstrates that on the basis of the data currently available, it is as yet too early to conclude that the gender paradox is a solely Anglo-Saxon phenomenon.

2. The Framework of our Analysis

Guided by both economic theory and previous empirical work, and data availability, we posit the following model for job satisfaction:

$$\text{job satisfaction} = f(\text{happiness, log wage, declining income, actual minus desired weekly work hours, intrinsic utility measure, number of subordinate layers, job training in past year, job security, job rent, union member, workplace size, occupation,})$$

⁴ In Japan ‘part-time’ often means a worker of non-regular status. A significant number of these workers do not have short hours, but actually work similar hours to workers of regular status.

number of incidents of trauma in past 5 years, marital status,
importance of work/ family balance, age, type of area of domicile)

Happiness is included for its generally accepted close relation with job satisfaction. The wage is included as the most basic working condition. We include a dummy for income declining in the past two to three years in order to capture the effect of wage shocks. Using both American and German data, Hamermesh (2001) has examined several hypotheses about the way earnings determine job satisfaction. He concluded that wage shocks, that is to say recent changes in past wage, rather than wages compared with workers of similar characteristics, had particularly strong effects on job satisfaction.

Weekly work hours are assumed to influence job satisfaction in the form of actual weekly hours minus desired weekly hours. For a given wage, we are assuming that job satisfaction depends not on whether hours are long or short, but on the difference between the actual work hours and the hours the worker would choose in an 'ideal' world.

The intrinsic utility measure consists of weekly hours interacted with an intrinsic utility dummy variable. Intrinsic utility in this form was found to be a significant determinant of job satisfaction in Boyles and Shibata (2001). The reasoning is that there are workers who enjoy spending time on work as an activity and thus receive intrinsic utility in addition to the extrinsic benefits of the job.⁵ Thus the total amount of intrinsic utility is captured by multiplying work hours by the dummy for the presence/absence of intrinsic utility.

Other variables capturing work conditions are the number of subordinate layers, job training in past year, job security, and job rent. The number of subordinate layers captures the worker's rank. The assumption is that workers are rank-conscious and that higher rank within a workplace is a source of utility (which is argued by Frank (1984) to be a factor behind wage compression). Job security is also an important work condition found to be a highly significant determinant in many studies but with a tendency to have a stronger impact on men than women (see Clark 1997, Sloane and Williams 2000, and Sousa-Poza and Sousa-Poza 2000). The job rent variable is an attempt to capture efficiency wage theory which states that workers receiving higher wages from their current employer than are available elsewhere will be more satisfied, and consequently less likely to quit.

The union membership, workplace size, and occupation variables also capture work characteristics. The effect of a worker being a union member is uncertain however. Unions can raise job satisfaction through higher wages and shorter hours etc., and thus their effects be captured by these variables. But unions may also have other effects such as voice in the workplace itself. On the other hand, membership will have a negative effect if workers are motivated to join the union

⁵ See Juster (1991) for evidence of the existence of intrinsic utility.

because of unresolved sources of dissatisfaction.

We include in the equation the number of recent past incidents of trauma (illness, injury, unemployment, bereavement, divorce etc) in past 5 years. The reason for this is the topicality in Japan of mental health issues. Employers are taking more notice of the relationship between mental health and performance, both because of the costs of having workers disabled and developments in case law that give employers heavier responsibilities. We expect that workers themselves will be less satisfied with their job if their performance is affected by mental health problems.

Finally we include the importance of work/ family balance as a work orientation variable, while age, marital status, and type of area of domicile are included as demographic control variables. These have been found in some previous research to be correlated with job satisfaction.

There are in theory many other variables which should be included such as relations with colleagues, promotion prospects, physical demands etc, but these variables are not currently available. Other variables, such as overall firm size are available but not used because of a relative low rate of usable responses. We also note that we do *not* include the length of tenure in the regression. We regard tenure as being closely related to job satisfaction though its correlation with past job satisfaction. That is to say that higher job satisfaction causes longer tenure, through reducing the probability of a separation, and not the reverse.

3. Empirical Analysis

(1) The data set

The data we use comes almost exclusively from a representative national survey, the Japanese General Social Survey⁶ for the year 2000.⁷ We construct our data set from a sub-sample by imposing the following restrictions. Firstly in order to make like comparisons we include in our sample only regular non-agricultural employees (not workers of casual or part-time status, nor the self-employed), and we exclude multi-job holders. Secondly, our sample includes only workers with two or more years of tenure. This is because annual earnings reported in the survey are for the previous year (1999) and we need to ensure workers are reporting income received from their current employer. Fourthly, we exclude workers in the top open-ended categories of annual earnings. Missing values for various variables also reduce the number of cases, so that the final sample available for the analysis consists of 642 persons, 202 women and 440 men. A list of selected variables and their means is shown in Appendix 6-1.

Appendix 6-1 also contains notes on the construction of each variable. For example, the survey

⁶ The Japanese General Social Surveys (JGSS) are designed and carried out at the Institute of Regional Studies at Osaka University of Commerce in collaboration with the Institute of Social Science at the University of Tokyo under the direction of Ichiro TANIOKA, Michio NITTA, Hiroki SATO and Noriko IWAI. The project is financially assisted by Gakujutsu Frontier Grant from the Japanese Ministry of Education, Culture, Sports, Science, and Technology for 1999-2003 academic years.

⁷ The other sources are noted in Appendix 6-2.

does not include a question on the enjoyment of work itself as an activity, and we use a proxy: a dummy for the desire to keep working even if one didn't have any economic necessity (which is interacted in the job satisfaction equation with work hours as explained above).

Our largest difficulty was perhaps with constructing a wage variable. The survey contains two questions that can be used to derive an approximate hourly wage. The first asks whether the regular fixed wage payments from the employer are paid on an hourly, daily, monthly or annual basis, and for the actual amount of those payments. The second is based on reported annual income levels (consisting of 18 closed levels). Most regular workers in Japan are paid by the month, but a serious drawback of using monthly fixed payments to derive a wage estimate for these workers is that they do not include bonuses (usually paid bi-annually) which can even be equivalent to six months regular pay. We choose to construct a wage variable that is a simple combination of the two sets of information. For workers who are paid hourly or daily we used a wage calculated from their reported fixed payments. For workers who are paid monthly we use their annual income and normal weekly hours (including overtime) to derive a wage under the assumption of 50 weeks worked a year. The approximate wage variable was then divided by the Consumer Price Index for each prefecture relative to the national average for the year 2000. We use a logarithmic form of this real wage rate in the estimation equations.

(2) Statistical methods

As was explained in above, in our estimation of job satisfaction we attempt to take into account the simultaneity problems that arise when using wages, work hours and happiness in the job satisfaction equation.

Firstly we estimated the wages and weekly hours' equations as a seeming unrelated regressions system. This was done separately for men and women. These estimated equations were used to produce the predicted values for log wages and weekly hours.

Our approach to the wage and hours equations is an economic one.⁸ The model for the wage equation is based on human capital theory, with the wage being dependent on age, tenure, education variables, and other variables such as industry, occupation, union membership etc. The full model is described in Appendix 6-2. The model for the weekly hours' equation is based on labor supply theory, with the wage as the main determinant of hours, alongside other variables that affect labor supply choice, such as household responsibilities, spousal income and living arrangements etc (see also Appendix 6-2). Since the wage and weekly hours models form a recursive system, the use of iterated seemingly unrelated regression, ignoring the simultaneity of wages arising from its inclusion in the hours' equation, yields consistent and efficient parameter estimates (Greene 1993, pp. 600-601).

⁸ For a discussion of the empirical issues relevant to labour market models, see Berndt 1991, pp.617-644.

Having thus obtained predicted wages and predicted weekly hours, the predicted log wage replaces the log wage in the job satisfaction equation to remove it as a source of endogeneity. The predicted weekly hours are interpreted as estimates of the weekly hours the worker would wish to supply in an ideal world where workers could choose the hours they want. The residuals of the weekly hours' equation are thus the difference between actual hours and (endogenous) desired hours.

In order to obtain predicted values for happiness, the happiness equation is estimated in reduced form by ordinary least squares. Apart from the exogenous variables from the wages, hours, and job satisfaction equations, we use those variables which are known from the sociological literature⁹ to be important determinants of happiness. For example, we include satisfaction with non-work spheres of life, such as family life, leisure, friendships and also socio-economic status and health etc. The full list of variables is shown in Appendix 6-2.

The job satisfaction equation is estimated in logistic form. As we explained above, because of the relatively small sample size, we are forced to collapse the original five levels into two. This means our model is one of binary choice. We are using the explanatory variables to predict the logit transformation of the individual's event probability that job satisfaction takes on a given value, 1 or 0 (see Greene (1993) and SAS Institute Inc (1995) for a theoretical exposition and for examples).

(3) Estimation results

The results of the estimation of job satisfaction are shown in two tables. We first show in Table 6-2 the estimated equations that were produced separately for women and men. We then present the results of an estimation using the same model on a pooled sample with interaction effects between

Table 6-2 Job Satisfaction: logistic regression estimates by gender

	women		men	
	Parameter	Standard	Parameter	Standard
	Estimate	Error	Estimate	Error
Intercept	-17.190 ***	6.601	-9.674 **	4.812
predicted happiness	0.694 **	0.315	0.617 **	0.250
predicted. log wage	1.669	1.221	0.659	0.729
declining income	-0.826 *	0.442	-0.656 **	0.247
actual – pred. weekly hours	-0.022	0.024	-0.008	0.014
pred. weekly hours × intrinsic utility	0.033 ***	0.011	0.009 *	0.005

⁹ We rely on Diener and Suh (2000), Ono (1993) and Michalos (1986).

no. of subordinate layers	-0.002	0.286	0.428 **	0.175
job training in past year	0.233	0.480	0.151	0.242
job security	0.522 **	0.255	0.296 *	0.162
job rent	0.223	0.351	0.395 *	0.228
union member	0.313	0.594	-0.366	0.282
(workplace size ^a)				
10 to 29 workers	-0.415	0.760	0.084	0.404
30 to 99 workers	-1.008	0.760	-0.191	0.403
100 to 299 workers	0.090	0.830	-0.156	0.442
300 or more workers	-1.121	0.820	0.342	0.500
(occupation ^b)				
teacher	-0.363	1.131	0.774	0.740
clerical worker	-0.470	0.742	-0.845 **	0.351
sales worker	-0.187	1.086	0.128	0.520
services worker	-1.968 **	1.005	-0.894	0.801
medical worker	-1.465	0.986	...	
female misc.	0.758	1.074	...	
technicians and research worker	...		-0.385	0.495
police, fire and ambulance worker	...		1.318	1.192
transport worker	...		0.272	0.547
building trades worker	...		0.074	0.445
male misc.	...		-0.761	0.586
no. of incidents trauma in past 5 years	0.270	0.196	-0.303 ***	0.112
married	0.290	0.508	-0.263	0.332
work /family balance is important	0.394	0.260	-0.136	0.133
age/10	-0.799	1.887	1.025	1.051
agesq/100	0.001	0.002	-0.001	0.001
living in a large city area	-1.017 *	0.581	-0.016	0.316
living in a rural area	0.467	0.507	0.940 ***	0.315
<hr/>				
Number of observations	202		440	
-2 Log likelihood	189.646		483.5	
% Concordant	83.5		77.4	

a omitted dummy is '1 to 9 workers'

b omitted dummy is 'manufacturing workers'

(1) omitted from the table are the adjustment dummies for type of wage system, non-response to union membership and for workers who say they don't know whether their job is secure or they are receiving job rents

(2) Wald test significance levels: *** is $p \leq 0.01$, ** is $0.01 < p \leq 0.05$, * is $0.05 < p \leq 0.1$

the female dummy variable and all the pre-determined variables. The results of the pooled sample estimation are in Table 6-3.

Overall the women's estimated equation in Table 6-2 has, by conventional standards, fewer significant variables than the men's, although the percentage of concordant predictions is higher at over 80 per cent. The significant factors determining women's job satisfaction (with their signs in parentheses) are predicted happiness (+), declining income (-), predicted weekly hours times, intrinsic utility (+), job security (+), being a services worker (-), and living a large city area (-). The predicted log wage and hours residual are not significant but do have the expected signs.

The significant factors determining job satisfaction in the men's equation are: estimated happiness (+), declining income (-), estimated weekly hours interacted with intrinsic utility (+), number of subordinate layers (+), job security (+), job rent (+), being a clerical worker (-), number of incidents of trauma in the past 5 years (-), and living in a rural area (+).

Clearly there are several points of difference between the male and female estimations. In Table 6-3, significance tests on the interacted variables become tests of gender differences. Before listing the differences however we note the common determinants of job satisfaction where no significant differences are observed. The common determinants are: predicted happiness (+), declining income (-), number of subordinate layers (+), job security (+), job rent (+), being a clerical worker (-), and living in a rural area (+). There are some changes here from the gender-separate estimations for women. For example, the significance of being a services worker drops, and that of being a clerical worker rises. On the other hand the number of subordinate layers, which was *not* significant for women in the separate gender estimation, becomes significant as a common factor in the pooled regression. However, as the interaction term in the pooled regression is of the opposite sign and of a similar size to the common coefficient, and only marginally insignificant, in our mind a question remains over this result.

Table 6-3. Job Satisfaction: logistic regression on pooled sample with gender interactions

	Parameter		Standard		interaction with female dummy	
	Estimate		Error		Parameter	Standard
	Estimate		Error		Estimate	Error
Intercept	-9.674	**	4.812		-7.516	8.169
predicted happiness	0.617	**	0.250		0.077	0.402
predicted log wage	0.659		0.729		1.010	1.422
declining income	-0.656	***	0.247		-0.170	0.507
actual – pred. weekly hours	-0.008		0.014		-0.013	0.028
pred. weekly hours × intrinsic utility	0.009	*	0.005		0.024	**

no. of subordinate layers	0.428	**	0.175	-0.430	0.335	
job training in past year	0.151		0.242	0.082	0.538	
job security	0.296	*	0.162	0.227	0.302	
job rent	0.395	*	0.228	-0.172	0.418	
union member	-0.366		0.282	0.680	0.657	
(workplace size ^a)						
10 to 29 workers	0.084		0.404	-0.499	0.861	
30 to 99 workers	-0.191		0.403	-0.817	0.861	
100 to 299 workers	-0.156		0.442	0.245	0.941	
300 or more workers	0.342		0.500	-1.463	0.961	
(occupation ^b)						
teacher	0.774		0.740	-1.137	1.352	
clerical worker	-0.845	**	0.351	0.374	0.821	
sales worker	0.128		0.520	-0.314	1.204	
services worker	-0.894		0.801	-1.074	1.285	
medical worker	...			-1.465	0.986	
female misc.	...			0.758	1.074	
technicians and research worker	-0.385		0.495	...		
police, fire and ambulance worker	1.318		1.192	...		
transport worker	0.272		0.547	...		
building trades worker	0.074		0.445	...		
male misc.	-0.761		0.586	...		
no. of incidents trauma in past 5 years	-0.303	***	0.112	0.574	**	0.226
married	-0.263		0.332	0.553		0.607
work /family balance is important	-0.136		0.133	0.530	*	0.292
age/10	1.025		1.051	-1.824		2.160
agesq/100	-0.001		0.001	0.002		0.002
living in a large city area	-0.016		0.316	-1.001		0.661
living in rural area	0.940	***	0.315	-0.473		0.597
<hr/>						
Number of observations	642					
-2 Log likelihood	673.147					
% Concordant	79.6					

a omitted dummy is '1 to 9 workers'

b omitted dummy is 'manufacturing workers'

(1) omitted from the table are the adjustment dummies for type of wage system, non-response to union membership and workers who say they don't know whether their job is secure or they are receiving job rents

(2) Wald test significance levels: *** is $p \leq 0.01$, ** is $0.01 < p \leq 0.05$, * is $0.05 < p \leq 0.1$

We now look at the significant interaction terms one by one. These reveal three significant differences by gender. Firstly, the coefficient on the interaction term for predicted weekly hours times intrinsic utility is positive and significant. This factor is more important for women than men. Secondly, the effect of traumatic experiences seems to be quite different for men and women. The common coefficient is significant and negative in sign, but the female interaction coefficient is positive and large so that the overall impact of past trauma is positive for women. Thirdly, we see that the importance of balancing work/family responsibilities is of a positive sign and significant for women only.

Finally we note that in none of our estimated job satisfaction regression equations are marital status and the age variables significant. Nor was the union variable significant, but the union variable did significantly raise wages for both men and women and significantly lower the working hours of men. The union effect on job satisfaction here, is thus an indirect one.

4. Discussion of the Results

Structurally, women and men clearly share several job satisfaction determinants and overall, our results are consistent with previous research. Also apart from the insignificance of wages and hours, the results are consistent with the predictions of economic theory. For example the significance of job rent confirms the assumptions of efficient wage theory, and the significance of the number of subordinate layers is supportive of positional utility.

This does not imply identical outcomes for women and men however, because of their differing experiences. Although we have doubts about the result with respect to effect of the number of layers of subordinates on women, as it stands, it means a lowering of women's job satisfaction since they are in fact less likely to have subordinates. Likewise, the negative effect of being in a clerical occupation also relatively lowers the job satisfaction of women because they are more likely to be in a clerical position. On the other hand however, wage shocks (in the form of the declining income dummy) for example have a strong common impact, but since men are more likely to have actually experienced declining income in recent years (42 per cent of men against 30 per cent of women (see the reported means in Appendix 6-1)), this is a factor which ultimately serves to raise the overall job satisfaction of women relatively to men. Job security has a similar effect.

The variables which were common determinants to the job satisfaction of men and women, but with significantly different coefficients were the intrinsic utility measure and the effect of past trauma. Clark (2001) also found that work itself was more important to women than men. Women in our sample are in fact also more likely to say they would like to keep working (72 per cent of women and 66 per cent of men (see Appendix 6-1)), and at the mean, despite shorter working hours for women, this factor serves to push up women's job satisfaction relatively to men. There is the possibility suggested by Sloane and Williams (2000) that women prefer to self-select into jobs where

non-pecuniary aspects yield greater utility rather than jobs with higher pay.

We can only speculate with respect to the result for the trauma variable. The remarkable feature of this result is that it is significant with opposing signs for women and men. The negative result for men suggests a strong adverse spillover effect from past traumatic experiences onto job satisfaction, while on the other hand, being in work seemingly provides some sort of compensatory effect for women. Possibly this reflects an innate gender difference, but a proper analysis would require a breakdown on the types of trauma actually being experienced and individual strategies for coping. The result does imply that a firm's policies towards employees with personal difficulties might need to be flexible in the face of gender differences.

The variable which was unique to the determination of women's job satisfaction was the belief in the importance of balancing work/family responsibilities. This is probably a reflection of the fact that non-financial family responsibilities are mainly borne by women. The positive sign of this variable indicates that, on average, women in the workforce have managed to some extent to find jobs which allow them satisfactorily to achieve this balance. This result points to a need to consider the question of selectivity into the workforce alongside that of the determination of job satisfaction.

5. Conclusions

In this study we have found many common determinants, but also significant differences by gender. Happiness, declining income, intrinsic utility, job security, job rent, being in a clerical occupation and living in a rural area seem to play roles in determining the job satisfaction of all workers. However both differences in work experiences and structural gender differences affect the actual outcome with respect to job satisfaction. The structural differences lie in the greater emphasis put on intrinsic utility by women, their reactions to trauma and their different roles in the family. Together they provide an explanation for women having relatively high job satisfaction in this sample, despite their lower wages and presumably fewer career opportunities.

Further extensions of this study are possible, and probably desirable, as more data becomes available. The small size of our sample meant that we were forced to collapse the original five categories of job satisfaction into two, with a consequent loss of information. A larger sample would allow for examining the finer distinctions of job satisfaction. The further accumulation of data would also allow the extension of analysis to part-time workers (mostly female) who are a significant and increasing segment of the Japanese workforce. At the same time simultaneous examination of the questions surrounding how women select themselves both into work and particular jobs would also shed more light on gender differences in job satisfaction.

<References>

- Boyles, Corinne and Aiko Shibata (2001) "An empirical study of reported job satisfaction and mental wellbeing: including the effects of the 'time-squeeze' and intrinsic work utility" Discussion paper No. F-152/November, Faculty of Economics, Tezukayama University.
- Berndt, Ernst R. (1991) *The Practice of Econometrics: Classic and Contemporary*, Addison-Wesley.
- Clark, Andrew E. (1997) "Job Satisfaction and Gender: Why are Women so Happy at Work?" *Labour Economics* Vol. 4, pp. 341-372.
- _____ (2001) "What Really Matters in a Job? Hedonic Measurement Using Quit Data" *Labour Economics* Vol. 8, pp. 223-242.
- Diener, Ed and E. Suh (eds) *Culture and Subjective Well-being*, The MIT Press.
- Frank, R. H. (1984) "Are Workers Paid their Marginal Products?" *American Economic Review* Vol. 74, pp. 549-571.
- Greene, William H. (1993) *Econometric Analysis* second edition, Prentice Hall.
- Hamermesh, Daniel S. (2001) "The Changing Distribution of Job Satisfaction" *The Journal of Human Resources* Vol. 36(1), pp. 1-30.
- Honda, Yuki (2002) 'Nani ga shigoto nomanzokudo wo kimerunoka [What determines job satisfaction?]' in Chapter 3 of Noriko Iwai and Hiroki Sato (eds) *Nihonjin no sugata: JGSS ni miru ishiki to kodo*, Tokyo:Yuhikaku, pp. 93-98.
- Ishikawa, Hideo (1992) "Shigoto no manzokudo no bunpai wo meguru toukeiteki bunseki [A statistical analysis of the distribution of job satisfaction]", *Nihon Rodo Kenkyu Zasshi* No. 391/July, pp. 2-14.
- Juster, F. T. (1991) "Rethinking Utility Theory" in A. Etzioni and P. Lawrence (eds) *Socio-Economics: Towards a New Synthesis*, M. E. Sharpe, pp. 85-104.
- Maruo, Naomi (1996) "Nihonteki keiei to kinrosha manzokudo : keiryoteki bunseki o chushin ni [Japanese-style management and worker job satisfaction: with a focus on econometric analysis]" *Keizaigaku Ronsan* (Chuo Daigaku/Shogyo Gakkai) Vol.36 No.5/6, pp. 35-57.
- Michalos, Alex C. (1986) "Job Satisfaction , Marital Satisfaction, and Quality of Life: A review and preview" in Andrews, F.(ed) *Research on the Quality of Life*, Institute for Social Research, University of Michigan, pp. 57-83.
- Mitani, Naoki (2001) "Jakunenkyo to shigoto nomanzokudo [Youth employment and job satisfaction]", mimeo.
- Miura, Yasushi, Noriko Suzuki, Kayoko Takeuchi, Tomoki Takezawa, Masahiro Yamamoto and Kouichi Yaguchi (2001) "Kigyo jugyoin no shokumu manzokukan/shokumu fumankan ga seishin kenkodo ni oyobosu eikyo [Causal Relationship between Job Satisfaction, Job Dissatisfaction and Mental Health State in Office Workers]" *Tokai daigaku kenkokagakubu kiyō* No.7 pp. 59-66.

- Ohsato, Daisuke and Kiyoshi Takahashi (2001) “Wagakuni ni okeru shokumu manzoku kenkyu no genjo [Current Status of Job Satisfaction Studies in Japan: Examination via Meta-Analysis]” *Japanese Association of Industrial/Organizational Psychology Journal* Vol.15(1), pp. 55-64.
- Ono, Kohichi (1993) *Shokumu manzokukan to seikatsu manzokukan [Job satisfaction and life satisfaction]*, Toyko:Hakutoshobo.
- SAS Institute Inc. (1995) *Logistic Regression Examples Using the SAS System*.
- Sloane, P. J. and H. Williams (2000) “Job Satisfaction, Comparison Earnings and Gender” *Labour* Vol. 14(3), pp. 473-502.
- Sousa-Poza, Alfonso and Andres A. Sousa-Poza (2000) “Well-Being at Work: a cross-national analysis of the levels and determinants of job satisfaction” *The Journal of Socio-Economics* Vol. 29, pp. 517-538.
- Yamaguchi, Hiroyuki and Kyoko Yoshida (1997) “Josei no koyo keitai to shokumu manzoku: shokumu tokusei moderu o mochiite [Patterns of female employment and job satisfaction: using a model of occupational characteristics]” *Kagawa daigaku keizai ronso* Vol.70 No.3, pp. 33-64.

Appendix 6-1. Selected variables: their means and definitions

variable	means		notes
	women	men	
happiness	3.886	3.818	values 1 to 5(=happy)
hourly wage	1669.770	2468.680	real hourly wage in yen (see text for details)
income declining	0.297	0.420	binary dummy variable: income declining over past 2 to 3 years
normal weekly work hours	42.530	47.039	including overtime
intrinsic utility	0.718	0.661	binary dummy variable: would keep working even if did not need to earn an income
no. of subordinate layers	0.480	0.909	values 0 to 2(=2 or more)
job training in past year	0.485	0.486	binary dummy variable: had job training in past year
job security	3.351	3.070	probability of losing job within the next year, values 1 to 4(=zero probability)
job content	2.544	2.545	ease of finding a position elsewhere with conditions as good as your current job, values 1 to 3(=not easy)
union member (workplace size)	0.416	0.386	binary dummy variable
1 to 9 workers	0.109	0.155	binary dummy variable
10 to 29 workers	0.267	0.214	" "
30 to 99 workers	0.287	0.275	" "
100 to 299 workers	0.158	0.186	" "
300 or more workers	0.178	0.170	" "
(occupation)			
teacher	0.134	0.055	binary dummy variable
clerical worker	0.411	0.332	" "
sales worker	0.054	0.068	" "
services worker	0.094	0.027	" "
medical worker	0.129	0.000	" " (females only)
female misc.	0.059	0.000	" " "
technical and research worker	0.000	0.086	" " (males only)
police, fire and ambulance worker	0.000	0.023	" " "
transport worker	0.000	0.059	" " "
building trades worker	0.000	0.100	" " "
male misc.	0.000	0.050	" " "
no. of incidents trauma	1.223	1.002	examples: divorce, illness, injury bereavement, unemployment etc, values 0 to 3(=3 times or more) in past 5 years
married	0.530	0.727	binary dummy variable
importance of work /family balance	4.109	3.793	importance of in a job, values 1 to 5(=very important)
age	38.738	41.566	in years
living in metropolitan area	0.129	0.173	binary dummy variable
living in small/medium city	0.644	0.602	" "
living in rural area	0.228	0.225	" "

Appendix 6-2. Variables used in wage, work hours and happiness equations

dependent variable	independent variables	notes
logarithm of hourly real wage	age, age squared, tenure, tenure squared, education dummies (j unior high, j unior college and university), management rank dummies (low-rank, mid=rank, high-rank), number of subordinates, workplace size dummies (see App. 1), industry dummies (transport, construction, finance and real estate, retail and wholesale, public utilities, public services, professional services and other services), occupational dummies (see App. 1), union member dummy, marital status dummy, commuting time ^a (regular worker average by prefecture), active openings rate ^b (by prefecture), wage system dummies	(1)estimated by iterated seemingly unrelated regression
normal weekly hours	logarithm of hourly real wage, age, age squared, number of subordinates, occupational dummies (see App. 1), industry dummies (professional services and information services), union member dummy, vacancy/applicant ratio ^b (by prefecture), spouse' s level of annual income, importance of work/family balance, belief that wife' s place is in the home (males only), working mother can be a good mother (females only), frequency of cooking dinner, dummy for children under 6, dummy for children aged between 7 and 15, living with own parents, living with spouse' s parents	(2)system weighted R ² females:0.470 males:0.453
happiness	satisfaction with family life, social level, satisfaction with leisure, satisfaction with friends, health, belief in people, housing dummies (public housing, rented housing, company house), importance of work being socially useful, type of workplace dummies (public, private headquarters, private branch) and the independent variables of the wage, hours and job satisfaction equations	(1)estimated by ordinary least squares (2) Adj . R ² females: 0.33 males: 0.44

a Statistics Bureau, Ministry of Public Management, Home Affairs, Posts and Telecommunications *Survey on Time Use and Leisure Activities, 2001*

b Employment Security Bureau, Ministry of Health, Labour and Welfare *Report on Employment Service*

第7章 妻の遺産動機と生命保険への需要 - 就業状態別の分析 -

白石 小百合

1. はじめに

妻の生命保険に対する需要は、働いている場合のほうが、働いていない場合よりも、高いのであろうか。あるいは低いのであろうか。働いている場合、フルタイムとパートタイムでは生命保険への需要に差があるのだろうか。妻の就業状況が妻の生命保険需要に与える影響は、プラスとマイナスの2つの効果が考えられる。プラスの効果としては、稼ぎ手の一人である妻が死亡・病気等により稼得能力が損なわれる、というリスクへの対応として生命保険需要が高まる、という説明である。マイナスの効果としては、妻の所得が世帯の資産を高めるので、保険需要は低まる、という説明である。遺贈可能資産が遺族の生活保障とすると、遺贈可能資産が多いほど、生命保険に加入する必要がなくなる(浦田・駒村・渋谷 1999)。あるいは遺贈額を望ましい水準に調整することが生命保険の購入の決定要因であるとする(岩本・古家 1995)。つまり遺贈可能資産の増加に妻の就業とそれに伴う所得が寄与すると考えると、妻の就業が生命保険需要を高めるのか低めるのかについては、必ずしも定まらないのである。

「日本人は保険好き」といわれることがあるものの、その動向には変化が見られる。日本銀行『資金循環表』により家計の金融資産残高に占める「保険準備金¹」の比率をみると(図7-1)、残高合計に占める保険資産の比率は2001年末で18.4%と、株式・出資金(7.5%)といった危険資産よりも高い²。しかし家計の金融資産残高に占める「保険準備金」の比率は90年前後から上昇するものの、96年以降は伸び率が低下するなど、保険需要に変化がみられる。そもそも生命保険への需要は、Yaari(1965)の理論モデルによると、加入者の遺産動機、資産、人的資本により説明されるものである。それでは90年代の生命保険需要の変化の要因は、人々の遺産動機の変化なのだろうか。あるいは、家計所得の伸び悩みに伴う家計が保険料支出への見直しなどの所得要因なのだろうか。日産生命の破綻や金融システム不安など家計の生命保険に対するリスク認識を変化させるような外部環境の変化に加え、80年代から90年代に進行しつつある少子化・高齢化といった家計の構造変化の影響も背景にあるものとみられる。

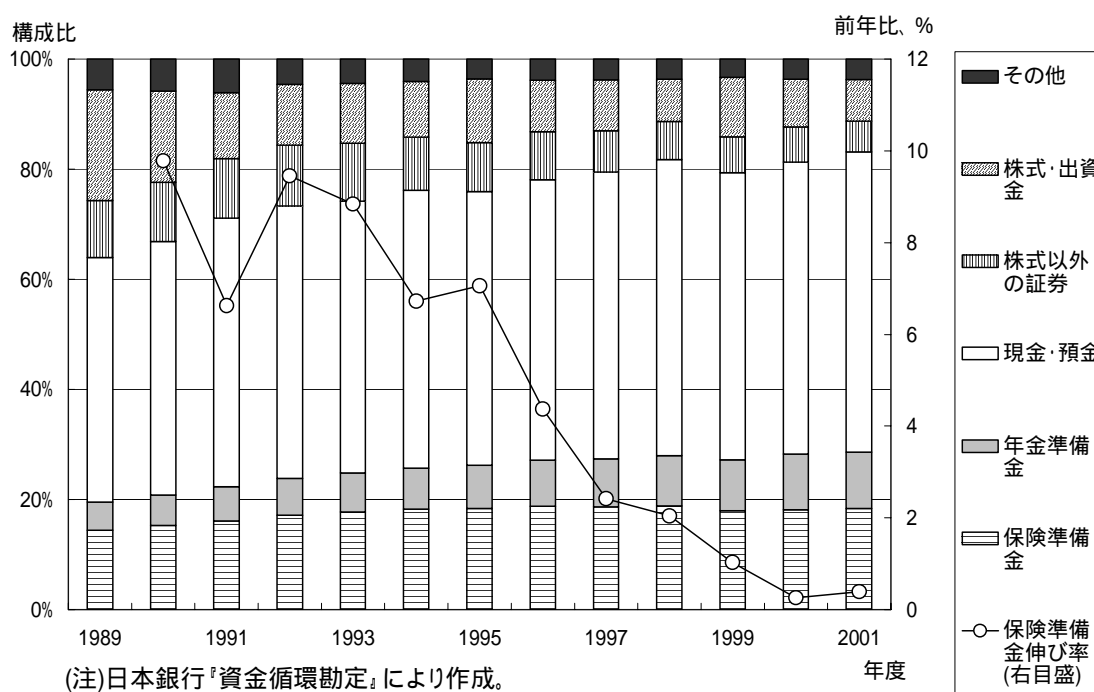
一方で公的年金や労働力不足などへの懸念から、家族を巡る制度変更が近年議論されている。ひとつは妻の就業率を上げることによって、家計のリスク対応能力を高めるべきとの主張である(経済企画庁 2001)。背景には中高年や若年層を中心に失業率が上昇し、世帯の

¹ もっとも生命保険の他、損害保険も含まれる(日本銀行 2001)。

² 松浦・白石(2003)は欧米5カ国(アメリカ・イギリス・イタリア・ドイツ・オランダ)と日本の家計の資産構成を比較したところ、日本の家計の保険加入率は高いことを指摘している。

所得リスクが増加しつつあることがある。また少子化・高齢化の進展に伴い、年金、税制など制度設計において、従来の片働き世帯を標準とした施策から、世帯形態の多様化を前提とした政策への転換の必要性があるとの主張である(具体的には配偶者特別控除等の税制の変更などが挙げられる)。とすると、家計は万が一の事態への自助努力の1つとして、生命保険への加入などを考える可能性がある。

図 7-1 家計資産構成と保険準備金の推移



こうした生命保険への需要に関する研究としては、家計のリスク対応行動のひとつとして、生命保険の加入動機に着目した長井・西久保(2001)が挙げられる。長井・西久保(2001)は、生命保険文化センターが98年に実施した『生活保障に関する調査』の個票データを用いて、男女を対象としたサンプルで、生命保険に対する加入金額を死亡リスクの代理変数としたヘックマンの二段階推定法を用いて推定をし、民間企業雇用者ダミーと自営業ダミー、既婚ダミーがプラスで有意であること、50歳代ダミー、60歳代ダミーがマイナスで有意であると報告している。

今一つは、遺産動機に着目した中馬・浅野(1993)である。中馬・浅野(1993)は生命保険文化センターが88年に実施した『生活保障と生命保険に関する個人調査』の個票データを用いて、Yaari(1965)の理論モデルから、遺産動機と生命保険需要関数を推定した結果、遺産動機の強弱には男女差があり、男性の場合は既婚、子供あり、配偶者が就業せずなどの世帯属性がある場合に遺産動機が高まること、女性の場合はこうした世帯属性はさほど影響を与えていないこと、生命保険への需要は遺産動機に加えて、資産や教育、職業

特性の影響が大きいとの結論を得ている。

しかし中馬・浅野(1993)は、88年のみの推計であることから、本稿が問題としている時系列での変化をみることはできない。また遺産動機関数については、男女別に既婚者と未婚者を同時に推計対象としていることから、本稿が問題としている、妻の就業状態と遺産動機が生命保険需要に与える影響をみることはできない³。男女の遺産動機と生命保険需要の差があるとの仮説は、松浦・滋野(2001)でも提示されている。よって、妻の生命保険需要に着目した研究は意味のあるところである。

そこで本稿は、80年代後半から90年代にかけて数次に行われた生命保険文化センターの生活保障に関するアンケート調査の個票データを用い、中馬・浅野(1993)同様、Yaari(1965)の理論モデルを用いて、妻の就業状態と遺産動機が妻の生命保険需要に与える影響に関して、トービット・モデルによる推定を行う。本稿の構成は、まず第2節でデータについて述べる。第3節では理論モデルの概要について述べる。第4節では生命保険需要についてトービット・モデルによる推計を行う。第5節では結論と今後の課題を述べる。

2. データ

本稿で使用するデータは、生命保険文化センターの生活保障に関するアンケート調査(以下「生活保障調査」とする)の個票データである。「生活保障調査」は生命保険の加入状況や個人の生活保障に関する意識を詳しく調査している点が特徴的である。また回答者の年齢、職業、婚姻関係、学歴⁴、収入、資産、住宅の状況、資産額などについての世帯情報も含まれている。本稿では生活保障調査の個票データのうち、遺産動機と生命保険金額についての質問項目が設定されている88年、93年、96年の3カ年分の調査を使用した(以下、各々「88年調査」、「93年調査」、「96年調査」とする)。図7-1で見ると保険準備金の伸び率が急落したのは96年以降であることから、96年調査だけでなくそれ以降の生活保障調査を利用

表 7-1 「生活保障調査」の概要

	1988年調査	1993年調査	1996年調査
調査対象	18～69歳の男女個人	18～69歳の男女個人	18～69歳の男女個人
サンプル数	6,000人	6,000人	6,000人
有効回収数	4,313人	4,362人	4,388人
有効回収率	71.9%	72.7%	73.1%
調査地域	全国(400地点)	全国(400地点)	全国(400地点)
標本抽出	層化2段無作為抽出	層化2段無作為抽出	層化2段無作為抽出
調査方法	面接聴取法(一部、留置聴取法)	面接聴取法(一部、留置聴取法)	面接聴取法(一部、留置聴取法)
調査時点	1988年11月22日～12月13日	1993年5月28日～6月27日	1996年5月31日～6月30日

³ 飯田(1998)は世帯人員の就業の有無に着目し、記述統計による分析を行っている。

⁴ ただし96年調査には、学歴に関する情報はない。

すれば、90年代後半の生命保険需要に関する行動変化を捉えうると思われる。しかし遺産動機に関する調査項目は98年調査以降には含まれていないことから、本稿は96年調査までを分析対象とした。なおデータは、東京大学社会科学研究所附属日本社会研究情報センターのSSJデータ・アーカイブを通じて利用した。調査概要は表7-1を参照されたい。

本稿は、「妻」を女性でかつ既婚であるもの(離別・死別者は除く)と定義し、妻を分析の対象とする。

3. 理論モデル

本稿は中馬・浅野(1993)に従って、Yaariタイプの生命保険需要モデルを考える。消費者の死亡確率は、

$$e^{-m(0,t)}; \quad m(0,t) \equiv \int_0^t \mu(u) du \quad (1)$$

のような指数分布により与えられるとすると、 t 期目の死亡時には、消費者は生命保険金 $S(t)$ とその他の資産 $W(t)$ の和を遺産 $B(t)$ として残す。遺産 $B(t)$ は非負であり、遺産評価関数 $V(B(t),t)$ は

$$\frac{\partial V(B(t),t)}{\partial B(t)} > 0 \quad \text{and} \quad \frac{\partial^2 V(B(t),t)}{\partial B(t) \partial B(t)} < 0$$

という条件を満たすものとする。消費者の保有する $W(t)$ は安全資産とし、初期の保有は $W(0)$ である。その蓄積は、

$$\frac{dW(t)}{dt} = r_1(t)W(t) + Y(t) - c(t) - p(t) \quad (2)$$

により行われる。ただし $r_1(t)$ は資産 $W(t)$ の収益率、 $Y(t)$ は勤労所得、 $c(t)$ は消費、 $p(t)$ は生命保険料であり、

$$p(t) = (1+g)\mu(t)S(t) \quad (3)$$

という関係を満たす。ただし $(1+g)$ は付加保険料の純保険料に対する倍率とする。

消費者は生涯の期待効用を、資産 $W(t)$ を蓄積しながら、消費計画 $c(t)$ と死亡保険金 $S(t)$ を選択することにより実現する。ここで消費者がもし t 期目に死亡するとした場合、 t 期以前には $U(c(t))$ の効用を得、死亡する t 期には $V(B(t),t)$ の効用を得ることになる。(1)式よりから、 t 歳まで生きている確率と t 歳に死亡する確率は、 $e^{-m(0,t)}$ と $e^{-m(0,t)} * \mu(t)$ となる。したがって消費者の現時点における生涯の期待効用は、

$$J(W(0),0) \equiv \int_0^T e^{-m(0,t)-\rho t} [U(c(t)) + \mu(t) * V(B(t),t)] dt + e^{-m(0,T)-\rho T} * V(B(T),T) \quad (4)$$

である。ただし ρ は時間選好率、 T は外生的に与えられている。これを解くと $c^*(t)$ と $S^*(t)$ の1次の最適化条件はそれぞれ

$$\frac{dU(c^*(t))}{dc^*(t)} = \frac{\partial J(W(t),t)}{\partial W(t)} \quad (5)$$

$$\frac{\partial J(W(t), t)}{\partial W(t)} * (1+g) = \frac{\partial V(W(t)+S^*(t), t)}{\partial [W(t)+S^*(t)]} \quad (6)$$

を満たす。

ここで実証分析を行うために、さらにモデルの特定化を行う。すなわち消費者の効用関数を

$$U(C(t)) = \frac{C(t)^\gamma}{\gamma} \quad (\gamma \leq 1) \quad (7)$$

とする。ただし $C(t)$ は消費者が各期に得る消費量、 γ は定数である。相対的危険回避度 $\delta (\equiv 1-\gamma)$ 一定を仮定する⁵。さらに消費者の生涯期待効用を

$$V(W(t)+S(t), t) = n(t) \frac{[W(t)+S(t)]^\gamma}{\gamma} \quad (8)$$

とする。ただし $n(t)$ は消費者が t 歳時に死亡するとした場合に、家族のことを思いやる気持ちの強さを示す外生変数とする。これらから生涯の期待効用 $J(W(T), T)$ は、

$$J(W(t), t) = a(t) (1+g) \frac{[W(t)+L(t)]^\gamma}{\gamma} \quad (9)$$

と解くことができる⁶。ただし $L(t)$ は消費者が t 歳時点における期待将来(勤労)所得の割引現在価値である。この $J(W(t), t)$ により先の生命保険金に対する1次の最適化条件(6)を解くと、保険需要関数 $S(t)$ と遺産動機関数 $\lambda^*(t)$ が次のように与えられる。

$$S(t) = \left[\left\{ \frac{\lambda^*(t)}{1+g} \right\}^{1/\delta} - 1 \right] W(t) + \left\{ \frac{\lambda^*(t)}{1+g} \right\}^{1/\delta} L(t) \quad (9)$$

$$\lambda^*(t) \equiv \frac{n(t)}{a(t)} \quad (10)$$

(9)式からは、期待将来(勤労)所得 $L(t)$ が上昇すると生命保険金への需要 $S(t)$ が増加することがわかる。また付加保険料の純保険料に対する倍率 $(1+g)$ の上昇も生命保険金への需要 $S(t)$ を増加させる。もっとも資産 $W(t)$ の生命保険金への需要 $S(t)$ は定まらない。なぜならば資産 $W(t)$ の動向は、遺産動機 $\lambda^*(t)$ と付加保険料の純保険料に対する倍率 $(1+g)$ との大小関係により変わりうるからである。

⁵ 相対的危険回避度を直接推定する研究もある(たとえば下野 1996)。

⁶ $a(t)$ は次のとおり。 $a(t) = \delta \sqrt[\delta]{e^{\int_t^T x(u) du} n(T)^{\frac{1}{\delta}} + n(T)^{\frac{1}{\delta}} + \int_t^T y(u) e^{-\int_t^u x(k) dk} du}$

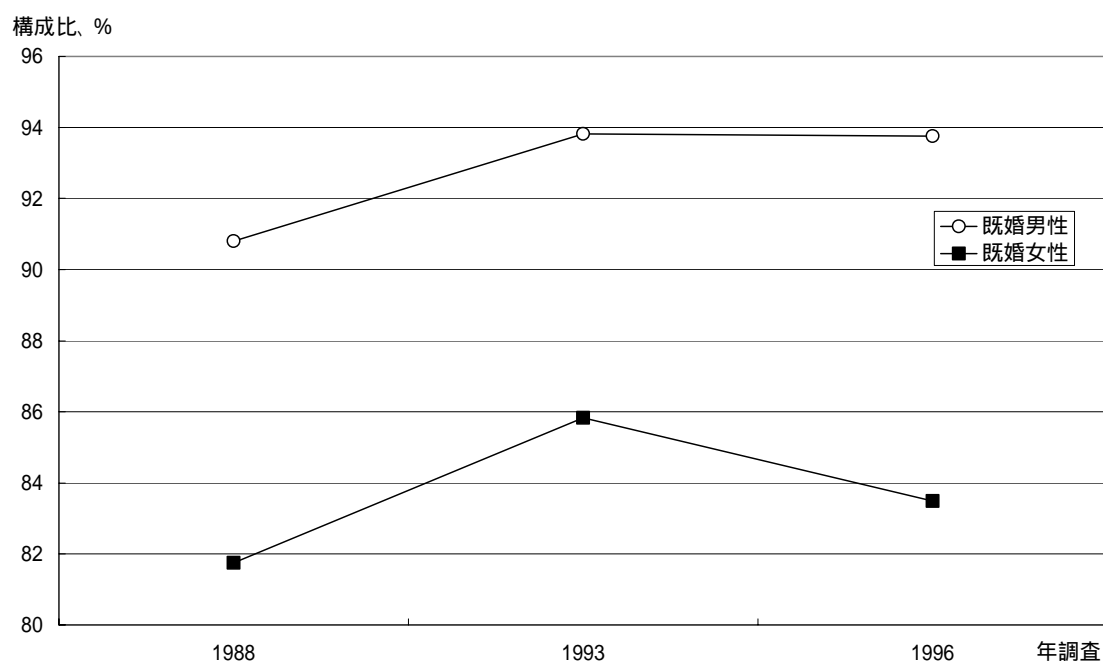
$x(u) \equiv \mu(u) + \frac{\rho - r_1 \gamma}{\gamma}$, $y(u) \equiv 1 + [\mu(t)n(u)]^{\frac{1}{\delta}}$

4. 実証分析

(1) 計量方法

中馬・浅野(1993)は(10)式を推定し、その推定値 $\lambda^*(t)$ を(9)式に代入する構造方程式と、推定値 $\lambda^*(t)$ を代入しない誘導方程式の2式を推定している。中馬・浅野(1993)では遺産動機関数の(10)式の推定結果について、男性は世帯構造が影響を与えている一方、女性は世帯構造により遺産動機に差がないことを報告している。この点を図7-2により確認すると、既婚男性の遺産動機は9割以上で推移しているのに対し、妻(既婚女性)については変動が見られている。また本稿でも予め(9)式についてのプロビット・モデルと(10)式のトービット・モデルの同時推定を試みたが、多重共線性のため有意な結果が得られなかった⁷。そこで本稿は誘導方程式によるトービット・モデルによる推定を行う。これはある意味では、妻の遺産動機 $\lambda^*(t)$ が、世帯の属性ではなく外生的に決まると暗黙のうちに仮定していることを意味している。

図7-2 遺産動機の既婚男性・既婚女性別の推移



(2) 定式化

本稿で取り扱う生命保険金額は、各年調査で、「ちなみに、あなたご自身が病気で万一お亡くなりになった場合に、支払われる生命保険金額は、いくらぐらい必要であるとお考えですか。」との問いの結果を「必要と思う生命保険の保険金額」とした。生命保険には貯蓄対象としての商品設計がなされているものがあり、後藤・福重(1997)、橘木・下野(1994)で

⁷ 報告は省略する。

は遺産動機目的と貯蓄動機目的との分離を分けて考える必要があることが指摘されている⁸。しかし「必要と思う生命保険の保険金額」では回答者本人に万が一の事態がある場合に必要と考える生命保険金額に限定することができるという利点がある。もっとも世帯によっては現実の生命保険金額に「不満である」と回答している世帯があることから「必要と思う生命保険の保険金額」と現実の保険金額が一致していない場合があり、コントロールすることが必要である可能性がある。もっとも両者が一致しているサンプルとそうでないサンプルでは主に所得に関するサンプルバイアスがある可能性も否めない。そこで、世帯によっては現実の生命保険金額に「不満である」と回答している世帯を 1 とする「現在の保険金額に不満ありダミー」をコントロール変数として加えた推計と、「現在の保険金額に不満ありダミー」が 0 である世帯のみをサンプルとする推計の 2 種類を行った。

遺産動機の強さに関しては、「自分が不慮の事故や病気で死亡した場合の家族の生活のことを考えて準備しておきたい」との問いに、「まったくそう思う」あるいは「まあそう思う」と答えた場合を 1、「あまりそうは思わない」あるいは「まったくそうは思わない」と答えた場合を 0 とするダミー変数を「遺産動機ダミー」とした。

生命保険需要関数 $S(t)$ については、(9)式より、遺産動機ダミーのほかに、資産を表す $W(t)$ (ただし金融資産と実物資産の合計)、生涯勤労所得 $L(t)$ により求められる。

$$S(t) = f(\text{金融資産変数}, \text{実物資産変数}, \text{生涯勤労所得変数}, \text{世帯属性}) \quad (12)$$

資産 $W(t)$ のうち、金融資産は生活保障調査から世帯金融資産残高としてデータを得ることができるが、実物資産についての情報はない。実物資産変数は本来ならば、世帯の保有する実物資産(土地・住宅)の評価額(ただし住宅ローンなどの負債を相殺した純ベース)であるべきであるが、「生活保障調査」からそうした情報を得ることはできない。そこで、実物資産に関しては、持ち家である場合を 1 とする「持ち家ダミー」を代理変数とした。金融資産に関しては、100 万円以下をレファレンスとする家計資産ダミーを用いた。また生涯勤労所得に関しては、妻の就業状態に加え、妻の人的資本と期待賃金などから作成すべきであるが、そうした賃金に関するデータはない。そこで調査時点の妻の年齢を用いた。妻の就業形態に関しては、妻が無職または学生である場合をレファレンスとし、フルタイムダミーとパートタイムダミーを用いた。子どもありダミー、夫の状況(夫農林漁業ダミー)など世帯の状況に関する変数も、世帯属性をコントロールするために入れた。

以上より、推定する生命保険需要関数は、全サンプルの場合は、

$$S(t) = f(\text{遺産動機ダミー}, \text{妻年齢}, \text{家計資産}, \text{持ち家ダミー}, \text{妻フルタイムダミー}, \text{妻パートタイムダミー}, \text{夫農林漁業ダミー}, \text{子どもありダミー}, \text{現在の保険金額に不満ありダミー}) \quad (13)$$

である。現在の保険金額に不満がないサンプルのみの場合の定式化は以下のとおりである。

⁸ 橋木・下野(1994)は、死亡確率が低いことから、満期保険金が保険の貯蓄部分として意識されることを指摘している。

$$S(t) = f(\text{遺産動機ダミー}, \text{妻年齢}, \text{家計資産}, \text{持ち家ダミー}, \text{妻フルタイムダミー}, \text{妻パートタイムダミー}, \text{夫農林漁業ダミー}, \text{子どもありダミー}) \quad (14)$$

88年調査と93年調査の記述統計量を見ると(表7-2), 遺産動機ダミーの平均値は88年調査0.8175, 93年調査0.8583, 96年調査0.8349と, 93年調査の方が96年調査よりも高いものの, 全体的には, 徐々に高まる傾向がみられる. 必要と思う生命保険金額は88年調査796.53万円, 93年調査1510.05万円, 96年1063.13万円と, 88年調査よりも, 93年調査と96年調査の方が2倍に近い金額であった. もっとも93年調査の方が96年調査よりも平均値で450万円低かった. 妻フルタイム就業ダミーは88年調査0.3136, 93年調査0.3633, 96年調査0.3703と徐々に上昇している. 妻パート勤務ダミーも88年調査0.1408, 93年調査0.1752, 96年調査0.1736と, 徐々に高まる傾向があることがわかる.

妻の年齢は88年調査が44.2歳, 93年調査が46.2歳, 96年調査が47.3歳と徐々に上昇している⁹. 世帯資産はどの調査でも100万円以上500万円未満のカテゴリーに属する世帯割合がもっとも多く, 88年調査が0.403, 93年調査が0.314, 96年調査が0.318である.

表7-2 記述統計量

1988年	平均	標準偏差	最小	最大
必要と思う生命保険金額	796.53	1780.98	0	20000
遺産動機ダミー	0.8175	0.3863	0	1
妻年齢	44.2286	11.5529	18	69
世帯資産、100万円未満	0.2075	0.4057	0	1
世帯資産、100万円以上500万円未満	0.4038	0.4908	0	1
世帯資産、500万円以上1,000万円未満	0.1796	0.3840	0	1
世帯資産、1,000万円以上2,000万円未満	0.2091	0.4068	0	1
世帯資産、2,000万円以上3,000万円未満	0.0000	0.0000	0	0
世帯資産、3,000万円以上	0.0000	0.0000	0	0
持ち家ダミー	0.7298	0.4442	0	1
妻無職ダミー	0.5456	0.4980	0	1
妻パート勤務ダミー	0.1408	0.3479	0	1
妻フルタイム勤務ダミー	0.3136	0.4641	0	1
夫農林漁業者ダミー	0.0610	0.2393	0	1
子どもありダミー	0.8832	0.3213	0	1
就学前子どもありダミー	0.2165	0.4120	0	1
生命保険で万が一に備えているダミー	0.5204	0.4998	0	1
生命保険、その他貯蓄等で万が一に備えてい	0.7585	0.4281	0	1
現在の保険金額に不満ありダミー	0.2865	0.4523	0	1

⁹ この点については, 生活保障調査の各年調査ではランダムサンプリングがなされていることから, サンプルバイアスがあるというよりは, 晩婚化の傾向を反映しているものと思われる.

1993年

	平均	標準偏差	最小	最大
必要と思う生命保険金額	1510.05	1773.92	0	10000
遺産動機ダミー	0.8583	0.3488	0	1
妻年齢	46.2229	11.3910	21	69
世帯資産、100万円未満	0.1171	0.3217	0	1
世帯資産、100万円以上500万円未満	0.3143	0.4645	0	1
世帯資産、500万円以上1,000万円未満	0.2242	0.4173	0	1
世帯資産、1,000万円以上2,000万円未満	0.1612	0.3679	0	1
世帯資産、2,000万円以上3,000万円未満	0.0651	0.2468	0	1
世帯資産、3,000万円以上	0.1181	0.3229	0	1
持ち家ダミー	0.7534	0.4312	0	1
妻無職ダミー	0.4614	0.4986	0	1
妻パート勤務ダミー	0.1752	0.3803	0	1
妻フルタイム勤務ダミー	0.3633	0.4811	0	1
夫農林漁業者ダミー	0.0809	0.2727	0	1
子どもありダミー	0.9394	0.2387	0	1
就学前子どもありダミー	0.2005	0.4005	0	1
生命保険で万が一に備えているダミー	0.5387	0.4987	0	1
生命保険、その他貯蓄等で万が一に備えてい	0.7786	0.4153	0	1
現在の保険金額に不満ありダミー	0.2720	0.4451	0	1

1996年

	平均	標準偏差	最小	最大
必要と思う生命保険金額	1063.13	1648.69	0	20000
遺産動機ダミー	0.8349	0.3713	0	1
妻年齢	47.2831	11.5574	18	69
世帯資産、100万円未満	0.1362	0.3432	0	1
世帯資産、100万円以上500万円未満	0.3179	0.4659	0	1
世帯資産、500万円以上1,000万円未満	0.2192	0.4139	0	1
世帯資産、1,000万円以上2,000万円未満	0.1598	0.3666	0	1
世帯資産、2,000万円以上3,000万円未満	0.0707	0.2565	0	1
世帯資産、3,000万円以上	0.0961	0.2948	0	1
持ち家ダミー	0.7718	0.4198	0	1
妻無職ダミー	0.4560	0.4982	0	1
妻パート勤務ダミー	0.1736	0.3789	0	1
妻フルタイム勤務ダミー	0.3703	0.4830	0	1
夫農林漁業者ダミー	0.0709	0.2568	0	1
子どもありダミー	0.9287	0.2574	0	1
就学前子どもありダミー	0.1878	0.3907	0	1
生命保険で万が一に備えているダミー	0.5770	0.4942	0	1
生命保険、その他貯蓄等で万が一に備えてい	0.7841	0.4116	0	1
現在の保険金額に不満ありダミー	0.2941	0.4558	0	1

(3) 推計結果

表 7-3 は全サンプルの推計結果である。まず各年調査のデータをプールしたプールデータによる推計では、遺産動機ダミー、妻フルタイム勤務ダミー、1993 年ダミーと 1996 年ダミーが 1%水準でプラスに有意、妻年齢が 1%水準でマイナスに有意、世帯資産(2000 万円以上 3000 万円未満)が 5%水準でプラスに有意、妻パート勤務ダミーが 10%水準でプラスに有意であった。各年調査についても同様に推計を行ったが、遺産動機ダミーと妻フルタイムダミー、妻年齢はいずれも有意であった。つまり生命保険への需要は、遺産動機を持っているほど、妻がフルタイムであるほど、妻が若いほど、強まることになる。遺産動機が生命保険需要を高めるとの結果は、後藤・福重(1996)と整合的である。

ここで全サンプルの推計結果について限界効果を計算したのが表 7-4 である¹⁰。プールデータによる結果からは、生命保険への需要は、遺産動機を持っていると持たない場合よりも 14.8%増加し、妻が 1 歳若いと 0.7%増加し、妻がフルタイムであると 7.5%増加する。遺産動機の限界効果は 88 年調査で 15.7%、93 年調査で 12.8%、96 年調査で 12.6%と、93 年調査以降若干の低下傾向が見られる。妻フルタイムダミーの限界効果は 88 年調査で 6.1%、93 年調査で 7.9%、96 年調査で 6.4%と、93 年調査で若干上昇傾向が見られる。

表 7-3 全サンプルの推計結果

	プールデータ	1988年	1993年	1996年				
定数項	577.60	2.03 **	-1046.30	-1.61	3284.97	6.92	1511.49	3.51
遺産動機ダミー	813.51	6.29 ***	1179.08	3.54 ***	741.90	3.76 ***	649.25	3.57 ***
妻年齢	-38.80	-8.18 ***	-26.75	-2.12 **	-49.07	-7.03 ***	-39.94	-5.94 ***
世帯資産、100万円以上500万円未満	245.03	1.72 *	480.35	1.48	-31.94	-0.13	253.60	1.20
世帯資産、500万円以上1,000万円未満	306.29	1.95 *	640.91	1.65 *	-118.83	-0.47	412.05	1.82 *
世帯資産、1,000万円以上2,000万円未満	394.03	2.33 **	490.12	1.23	97.13	0.36	538.99	2.16 **
世帯資産、2,000万円以上3,000万円未満	603.04	2.49 **			466.89	1.39	586.06	1.90 *
世帯資産、3,000万円以上	211.00	0.96			152.10	0.50	180.85	0.63
持ち家ダミー	168.71	1.55	481.90	1.76 *	-11.49	-0.07	97.61	0.62
妻パート勤務ダミー	242.72	1.93 *	55.05	0.16	287.67	1.51	351.18	2.02 **
妻フルタイム勤務ダミー	438.26	4.29 ***	447.89	1.65 *	536.89	3.53 ***	350.92	2.41 **
夫農林漁業者ダミー	-183.14	-0.91	-326.61	-0.59	279.70	0.98	-401.62	-1.42
子どもありダミー	16.37	0.10	-35.24	-0.09	-484.74	-1.69 *	209.73	0.86
現在の保険金額に不満ありダミー	97.07	0.93	464.30	1.74 *	-80.29	-0.50	21.48	0.15
1993年ダミー	1352.39	11.38 ***						
1996年ダミー	831.98	7.44 ***						
se	2099.68		2909.39		1739.65		1876.95	
サンプル数	2447		805		705		937	

¹⁰ 浅野(1998)では90年と94年の2カ年のクロスセクションデータによる推定を行った上で、限界効果の比較を行っている。

表 7-4 全サンプルの限界効果

	プール データ	1988年	1993年	1996年
定数項	0.100 **	-0.143	0.499	0.278
遺産動機ダミー	0.148 ***	0.157 ***	0.128 ***	0.126 ***
妻年齢	-0.007 ***	-0.004 **	-0.007 ***	-0.007 ***
世帯資産、100万円以上500万円未満	0.042 *	0.066	-0.005	0.046
世帯資産、500万円以上1,000万円未満	0.052 *	0.088 *	-0.018	0.073 *
世帯資産、1,000万円以上2,000万円未満	0.067 **	0.067	0.015	0.093 **
世帯資産、2,000万円以上3,000万円未満	0.098 **		0.063	0.099 *
世帯資産、3,000万円以上	0.036		0.022	0.033
持ち家ダミー	0.030	0.066 *	-0.002	0.018
妻パート勤務ダミー	0.042 *	0.008	0.042	0.062 **
妻フルタイム勤務ダミー	0.075 ***	0.061 *	0.079 ***	0.064 **
夫農林漁業者ダミー	-0.032	-0.044	0.040	-0.077
子どもありダミー	0.003	-0.005	-0.065 *	0.040
現在の保険金額に不満ありダミー	0.017	0.064 *	-0.012	0.004
1993年ダミー	0.218 ***			
1996年ダミー	0.141 ***			

表 7-5 必要と思う生命保険金額に不満を持たないサンプルの推計結果

	プールデータ		1988年	1993年	1996年			
定数項	772.73	2.52	-877.69	-1.32	3588.99	6.63	2023.99	4.50
遺産動機ダミー	655.44	4.75 ***	670.62	1.95 *	734.45	3.27 ***	581.34	3.13 ***
妻年齢	-35.24	-7.11 ***	-16.00	-1.27	-53.38	-6.76 ***	-34.13	-5.07 ***
世帯資産、100万円以上500万円未満	150.68	0.89	672.29	1.82 *	-59.06	-0.19	-232.74	-0.96
世帯資産、500万円以上1,000万円未満	183.77	1.02	941.46	2.23 **	-110.68	-0.34	-276.49	-1.10
世帯資産、1,000万円以上2,000万円未満	267.73	1.44	678.94	1.62	80.34	0.24	-69.16	-0.26
世帯資産、2,000万円以上3,000万円未満	507.23	2.00 **			529.84	1.36	39.61	0.13
世帯資産、3,000万円以上	218.90	0.95			218.17	0.62	-155.27	-0.52
持ち家ダミー	65.85	0.55	221.56	0.75 **	-96.01	-0.49	107.07	0.65
妻パート勤務ダミー	235.36	1.68 *	198.52	0.56	417.55	1.82 *	79.01	0.42
妻フルタイム勤務ダミー	517.51	4.85 ***	655.22	2.36 **	486.02	2.83 ***	378.84	2.62 ***
夫農林漁業者ダミー	-178.50	-0.89	-410.96	-0.77	384.28	1.21	-395.35	-1.50
子どもありダミー	-52.03	-0.30	-179.88	-0.45	-539.31	-1.69 *	35.31	0.14
1993年ダミー	1379.27	10.93 ***						
1996年ダミー	850.93	7.09 ***						
.se	1917.04		2576.04		1738.65		1611.21	
サンプル数	1786.00		591.00		533.00		662.00	

次に現在の保険金額に不満がないサンプルのみの場合の推計結果が表 7-5 である。遺産動機ダミー、妻年齢、妻フルタイム勤務ダミーが有意である点に関しては、全サンプルの場合の表 7-3 と、推計結果に大きな違いは見られない。

以上の結果はクロスセクションデータによる推定であり、時系列的な変化をみるのに最適とはいえない。しかし遺産動機ダミーと妻の年齢、妻フルタイムダミーに関してはどの年でも有意であることは、生命保険への需要に対し、遺産動機と妻の年齢、妻の就業状況が有意な影響を与えているものと見られる。つまり稼ぎ手の一人である妻が死亡等により稼得能力が損なわれる、というリスク対応としての保険需要が、特に 90 年代入り、高まってきた可能性がある。

表 7-6 必要と思う生命保険金額に不満を持たないサンプルの限界効果

	プール データ	1988年	1993年	1996年
定数項	0.145	-0.136	0.543	0.411
遺産動機ダミー	0.128 ***	0.102 *	0.126 ***	0.126 ***
妻年齢	-0.007 ***	-0.002	-0.008 ***	-0.007 ***
世帯資産、100万円以上500万円未満	0.028	0.104 *	-0.009	-0.048
世帯資産、500万円以上1,000万円未満	0.034	0.145 **	-0.017	-0.058
世帯資産、1,000万円以上2,000万円未満	0.049	0.105	0.012	-0.014
世帯資産、2,000万円以上3,000万円未満	0.089 **		0.071	0.008
世帯資産、3,000万円以上	0.040		0.032	-0.032
持ち家ダミー	0.012	0.034 **	-0.014	0.022
妻パート勤務ダミー	0.043 *	0.031	0.058 *	0.016
妻フルタイム勤務ダミー	0.095 ***	0.101 **	0.072 ***	0.076 ***
夫農林漁業者ダミー	-0.034	-0.063	0.053	-0.085
子どもありダミー	-0.010	-0.028	-0.071 *	0.007
1993年ダミー	0.236 ***			
1996年ダミー	0.154 ***			

5. まとめ

本稿は、80年代後半から90年代に数次にわたり行われた生活保障に関するマイクロデータを用いて、妻の就業状態と遺産動機が家計の生命保険需要に与える影響を分析した。推定結果によると、88年調査、93年調査、96年調査とも、遺産動機と妻の年齢、妻の就業状態が保険需要にプラスの影響を与えていることがわかった。つまり妻が稼得者である場合、妻の死亡といったリスクに対し、生命保険への加入という形で対応しているという関係が、徐々に高まっている可能性を意味する。

<参考文献>

- 浅野 賢 (1998) 「公的年金制度と個人年金、生命保険需要——1990,94年度日経レーダーデータの分析」日本経済研究センター 『日本経済研究』 36号, 1998年7月, pp.83-102.
- 飯田 倫子 (1998) 「世帯における収入の複線化と生命保険需要」誌名等生命保険経営学会 『生命保険経営』 66(6), 1998年11月, pp.1204-1220.
- 石田 重森 (1987) 「保険における消費者行動」石田重森・真屋尚生 『新時代の保険』千倉書房.
- 岩本 康志・古家 康博 (1995) 「生命保険需要と遺産動機」郵政研究所 『郵政研究レビュー』 第6号, 1995年3月.
- 浦田 房良・駒村 康平・渋谷 孝人 (1999) 「家計の生命保険加入行動」生命保険経営学会 『生命保険経営』, 67(1), pp.3-16.
- 大日 康史 (1995) 「家計の資産選択としての生命保険需要」大阪市立大学経済研究会 『経済

- 学雑誌』96(1・2), 1995年7月, pp.1-11.
- 後藤尚久・福重元嗣(1996)「貯蓄動機と生命保険需要」日本証券経済研究所『ファイナンス研究』21号, 1996年8月, pp.85-102.
- 後藤尚久・福重元嗣(1997)『遺産動機及びその他の貯蓄動機による生命保険需要——マクロ・データによる実証分析』名古屋市立大学経済学会『オイコノミカ』33(3・4), 1997年3月, pp.241-254.
- 経済企画庁(2001)「家族とライフスタイルに関する研究会報告」, 平成13年6月22日.
- 下野恵子(1996)「相対的危険回避度の測定」名古屋市立大学『DP』No.195.
- 白石小百合(2002)「バンコクにおける中間層の資産蓄積と資産選択に関する実証分析」日本金融学会2002年度秋季大会発表論文.
- 橋木俊詔・下野恵子(1994)「生命保険の需要分析——安全資産, 危険資産および保険に関する資産選択」橋木俊詔・下野恵子『個人貯蓄とライフサイクル』日本経済新聞社, pp.220-243.
- 中馬宏之・浅野哲(1993)「生命保険需要のミクロ分析」橋木俊詔・中馬宏之『生命保険の経済分析——その役割と市場評価』日本評論社.
- 永瀬伸子(1997)「女性の就業選択」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.
- 長井毅・西久保浩二(2001)「死亡リスク, 疾病リスク, 老齡リスクへの対応行動」橋木俊詔編著『ライフサイクルとリスク』東洋経済新報社
- 縄田和満(1997)「Probit, Logit, Tobit」牧厚志・宮内環・浪花貞夫・縄田和満『応用計量経済学』多賀出版.
- 日本銀行調査統計局経済統計課(2001)『入門 資金循環統計の利用法と日本の金融構造』東洋経済新報社.
- 松浦克己・滋野由紀子(2001)「遺産動機はどのように形成されるか——男女別にみた利他的遺産動機, 戦略的遺産動機, 遺産動機なしの比較」松浦克己・滋野由紀子『女性の選択と家計貯蓄』日本評論社.
- 松浦克己・白石小百合(2003)「住宅・土地と金融危険資産の相互関係——住宅・土地のシェアは株式等のシェアを減少させているか——」日本経済学会2003年度春季大会発表論文, 2003年5月.
- 八代尚弘(1993)『結婚の経済学』二見書房.
- Ghadir Mahdavi(2002)「人的資本の不確実性, 危機回避および生命保険需要」神戸大学大学院神戸大学大学院経済学研究会『六甲台論集 経済学編』49(2), 2002年7月, pp1-8.
- Yaari, M. E. (1965) "Uncertain Lifetime, Life Insurance and the Theory of the Consumer", Review of Economic Studies, vol.32, pp.137-150.