

業行動の相違（あるいは男女間賃金格差）は、「嗜好の違い」や「性別役割分担」<sup>8</sup>や「統計的差別」<sup>9</sup>といった理論で合理的に説明されてきた。

これに対し、川口（1999）の理論モデルは人的資本の投資を内生化し、個人の合理的選択の結果として男女の性別役割分担が発生することを明らかにしている。このモデルでは、まず人的資本投資の意思決定が就労前と結婚前に行われることが重要な仮定である。この仮定は現実的である。人的資本の用途は家事生産と市場労働の2種類があり、家事生産を選んで投資を行えば、家事生産能力は1、市場労働能力は0となる。市場労働に投資を行えば、その逆である。そして、男女ともどちらか一方に投資する。投資期間が済むと、男女は互いにペアとなるが、その組み合わせは{市場労働、市場労働}、{市場労働、家事生産}、{家事生産、市場労働}の4種類がある。

こうした下で個人がどのように投資戦略をとるかを考えると、個人にとって合理的な投資は異性の投資戦略の分布に依存することがわかる。家事生産が市場財で代替出来ない場合を考えると、ペアのそれぞれが別の人的資本に投資するのが最も効率的である。しかしながら、人的投資の意思決定はパートナーがどちらに投資しているか不明な状況で行わなければならない。このときのナッシュ均衡は、①すべての男性が市場労働に投資し、全ての女性が家事生産に投資する、②すべての男性が家事生産に投資し、全ての女性が市場労働に投資する、③ある割合の男性と、ある割合の女性は家事生産に投資する、の三つが存在する。一方、家事生産が市場財で代替できる場合には、ペアは互いに市場労働に投資するのが最も効率的となる。ただし、このケースでも労働時間が指定されていると、ペアのいずれかが家事生産に投資したほうがより効率は高まる。

第2次大戦後における家事生産の省力化の進展は、上の理論から見ても、男女ともに市場労働へ投資することが効率的である状況を醸成してきた。さらに、男女雇用機会均等法はそれを後押ししたと考えられ、女性の高学歴化は市場労働への人的投資の現れの一つである。しかしながら、川口が指摘するように、労働時間が指定されていて、しかもそれが長時間である場合には、伝統的な性別役割分業が実現してしまう可能性が高い。この場合、川口の理論モデルでは検討されていないが、市場労働への人的投資をしながらも、性別役割分業が強いられてしまう場合には、ペアを解消するとかそもそもペアを形成しない可能性もある。

では、果たして労働時間の長短は女性の就業行動にどのような影響を与えているのだろうか？次節では簡単な分析を行い、パートナーの労働時間が就業行動にどう影響しているかについて検討する。

### 3. 分析結果

#### 3.1 データ

以下の分析では『就業構造基本調査』（平成7年）の特別集計結果を利用した。サンプルの範囲は、学校卒業後15年以内の未婚と既婚の女性である。既婚女性の場合は、配偶者デ

<sup>8</sup> 性別役割分担が存在するならば、合理的な男性は労働市場で役立つ人的資本に、合理的な女性は家事労働に役立つ人的資本に投資する。その結果、人的資本に格差が生じる。

<sup>9</sup> 男性に比べて女性の勤続年数が平均的に短いため、企業は女性への人的資本投資を控える。その結果、男女間の能力格差が生じ、賃金格差が観察される。

ータをマッチングさせている<sup>10</sup>。なお、調査時点で教育機関に通学中のサンプルは除外した。

サンプルの基本統計量は表1の通りである。

### 3.2 労働力率決定への影響

まず、パートナーの労働時間が平成7年時点の既婚女性の労働力率にどのような影響を与えているかを検討する。標準的な労働供給モデルでは、労働力率は市場賃金率( $w_m$ )と留保賃金率( $w_r$ )の大小関係によって規定される。つまり、 $w_m$ の分布上で $w_m > w_r$ の部分が労働力率になる。そこで、市場賃金率が年齢や学歴などで決まり、留保賃金率は個人属性以外に、世帯所得（あるいは配偶者の所得）、子供の有無など家計の属性で決まるとする。こうした要因を $Z$ とすると、労働力率 $PI$ は

$$PI = 1 - \Phi(Z\beta)$$

と表される。この式を推定し、それぞれの要因が労働力率にどのような影響を与えているかを見たものが、表2である。

なお、表2には2種類の労働力率が推定されている。一つは(有業者+就業希望者)÷(有業者+就業希望者+非就業希望者)で定義されるものであり、もう一つは(有業者+探職者)÷(有業者+探職者+非探職者)で定義される。いずれも分母が各年齢階級の人口であることに変わりはない。違いは、実際に仕事を探しているかどうかであり、市場労働へのコミットメントの度合いである。

さて、推定結果を吟味しよう。まず夫の労働時間以外の説明変数は二つの労働力とともに同様な影響を与えている。年齢や教育年数、年齢が7歳から15歳未満の末子は正の効果、核家族や年齢が3歳未満や7歳未満の末子、夫の教育年数、夫の所得は負の効果を与えている。つまり、既婚者の年齢が高まるほど、教育年数が長いほど、末子の年齢が高いほど、働きたいと思うあるいは実際に働いている女性が増加することを示唆する。一方、核家族や末子の年齢が低く、相対的に家事生産が重要な女性、あるいは夫の学歴が高く、その所得も高い女性の労働力率は低下する。これは既存研究で繰り返し観察されてきたダグラス=有沢法則がこの結果でも観察されたことを示唆する。

ただし、労働力率の計算方法によって推定された限界効果の違うことに注意する必要がある。就業希望ではなく、より条件の厳しい探職者に範囲を狭めると、限界効果は正の方向に大きな値をとるようになっている。つまり、希望と現実にはギャップがあり、仕事がしたくとも現実には出来ない女性が多く存在することを示唆している。

このギャップは、特に配偶者の労働時間の効果について顕著に見られる。有業者と就業希望者を労働力率とした場合、夫の労働時間は正のパラメーターが推定されており、配偶者の労働時間が長いと女性の労働力率が高まることを示している。しかし、労働力率の定義を有業者と実際に職探しをしている人に限定すると、配偶者の労働時間は負のパラメーターが推定され、労働力率を低下させる効果があることがわかる。

<sup>10</sup> 就業構造基本統計調査は世帯単位で調査を実施しているため、世帯に2組以上のペアが存在するケースもある。ペアが2組であれば続き柄によってペアを特定化することが可能であるが、3組以上になると特定化は世帯主のペアを除いて不可能となる。この3組のペアが存在する世帯のうち、特定化が不可能なペアについてはサンプルから削除することにした。

### 3.3 継続就業期間への影響

上では一時点だけの効果を考えたが、就業期間についてはどのような効果を与えているだろうか。ここでは学卒直後の仕事の継続就業期間<sup>11</sup>を従属変数として考える。

まず、学歴と結婚に注目して、それらが女性の継続就業期間にどのような影響を与えているかを見よう(図1)。図は、学卒後の経過年数毎に何%の女性が継続就業しているかを描いた、残存率を示している。学歴別に見ると、学卒後の残存率は中卒以外に大きな違いは無いが、高卒や短大卒は学卒5年後から残存率が中卒に比べて悪化する。また、既婚者サンプルで残存率を描いても、この学歴別の動きは同じである。また、全サンプルと既婚者サンプルとの残存率の差を計算してみると、大卒のそれは短大卒や高卒者に比べて小さな値であり、結婚による残存率への影響が小さいことを示唆している。では、結婚自体のインパクトは学卒直後から徐々に大きくなっていくが、ほぼ学卒後10年で収束すると考えられる。学卒5年後の平均残存率は未婚者が54.71%、既婚者が34.89%であるが、10年後にはそれぞれ41.63%と14.45%になる。それだけ、結婚は就業を断念させるハザードとして大きなインパクトを女性に与えている。

図1では一つの要因の与える影響は分析できるが、複数の要因の影響を分析できない。そこで、以下ではCox Proportional Hazards Modelで推定することで、継続就業確率に与える影響を検討する。このモデルは、就業継続期間を $t$ 、説明変数を $Z$ 、パラメーターをベータとすると、

$$h(t) = h_0(t) e^{Z\beta}$$

を推定することになる。なお $h_0(t)$ はベースラインハザードであり、ここでは推定されない。

なお、説明変数は表2の変数以外に産業別(中分類)の年収に関する初任給(賃金切片と呼ぶ)と年齢のリターンの推定値を加えた。具体的に、この推定値は、

$\ln(E) = f(\text{年齢}, \text{教育年数}, \text{勤続年数}, \text{産業ダミー}, \text{年齢} \times \text{産業ダミー}, \text{教育年数} \times \text{産業ダミー}, \text{勤続年数} \times \text{産業ダミー}, \text{パートタイマーダミー})$

という対数年収関数をTobit Modelにより推定した。ただし、年収は階級値であるため、推定パラメーターにはバイアスが含まれている可能性が高いことに注意する必要がある<sup>12</sup>。

また、ファミリーフレンドリー度(ファミフレ度)も説明変数に含まれている。樋口・阿部(1992)では、育児休業比率が女性の継続就業に正の効果があることを認めている。これは、労働時間のフレキシビリティが高まることで、育児期にある女性の就業と家事清算のトレードオフ問題を緩和されるためである。しかしながら、育児休業法が施行されて以降はどの企業も制度を持つため、ここでその効果を追試することが出来ない。そこで、ファミリーフレンドリー度が継続就業にどのように影響するかを検討する。この変数は平成10年度の『女性雇用管理基本調査』から、産業別(大分類)に「仕事と家庭との両立の

<sup>11</sup> 実際には学校卒業年数が特定化されないこと、就職した月が特定されないこと、という理由のため、分析対象の仕事が学卒後の初職であるとは限らない。

<sup>12</sup> なお、『賃金構造基本統計調査』を利用して賃金関数を推定する方法もあるが、この場合には推定された賃金関数に無業者の賃金が観察できないというセレクションバイアスが含まれている。賃金構造基本統計調査を推定し、賃金切片とリターンを説明変数としたハザード関数を推定した論文に、樋口(1991)がある。

ための制度を整備し、活用を促進する」ことに取り組んでいる企業割合である。

表3がCox Proportional Hazards Modelの推定結果である。表はハザードレシオを示しており、それは説明変数が1単位変化した時にどれだけ残存確率が低下するかを示しており、まず未婚者については賃金切片も年齢のリターンも1よりも小さな値が推定されている。したがって、ハザードレシオが1よりも小さければ残存確率は高まり、1よりも小さければ残存確率は低下することを意味する。

まず、全サンプルの推定結果を見よう。学卒後の経過年数、教育年数や世帯所得は1以下のハザードレシオが推定されており、学卒後の経過年数や教育年数が長いほど残存確率は低下せず、世帯所得が高いほど残存確率は高い。また、賃金切片や年齢のリターンは1よりも小さく、初任給が高く年齢のリターンが大きい産業に属している女性労働者の残存確率は高いことがわかる。これに対して、男女間の年齢リターンの格差を示している女性賃金リターンは正のハザードレシオが有意ではないが推定されており、男女間のリターン格差が大きい産業では女性の残存確率が低いことを示唆している。また、本人の労働時間や核家族ダミーも1より大きなハザードレシオが推定されており、こうした女性の残存率も悪い。

では、既婚女性の推定結果はどうか。全サンプルの推定に無かった説明変数に注目すると、配偶者の年齢、配偶者の労働時間、配偶者の年間所得は有意に残存率を低下させる効果がある。配偶者の労働時間のハザードレシオは1.0014とその効果は大きい。また末子の存在もハザードレシオを悪化させている。

最後に、説明変数に加えたファミリーフレンドリ一度は既婚者サンプルの推定では有意に1よりも大きなハザードレシオが推定されており、ファミリーフレンドリ一度の高い産業では残存率は低下する傾向にある。この結果は予想と逆であるが、原因の一つは統計調査のタイミングにあると考えられる。就業構造基本調査も女子雇用管理基本調査も平成9年と10年に行われており、実際の就業時期とは最大で15年間もの違いがある。調査時点では女性活用のための諸政策が行われていても、就業時点ではそうではなかったかもしれない。この点については、今後改良する余地が残されている。

#### 4. むすびにかえて

本稿は労働時間、とくに配偶者の労働時間が女性の労働力率や継続就業にどのような影響を与えてかを簡単に実証分析した。この労働時間の問題を検討したのは、女性の労働力率が高まる一方で、出生率は低下の一途を辿っており、市場労働と家事生産の両立が難しいと思われるからであった。未だ改善の余地は大きいものの、実証分析の結果は配偶者の労働時間が労働力率を低下させ、継続就業を断念させる効果があることがわかった。したがって、均等法がその効果をますます発揮し、女性の継続雇用を容易にし、能力発揮の場が拡大するためには、労働時間の問題を改めて検討する必要があると考えられる。

最後に次年度の分析方針について触れたい。女性の労働時間が長くなっている一方で、それが結婚行動にどのような影響を与えているのかについて、本稿は分析を行っていない。今回の簡単な分析は既婚者に限定されており、今後は未婚者の結婚行動に与える影響も分析する必要がある。また、均等法によって労働時間の効果が強まっているのかについても検討しなければならない。上で照会した川口のモデルによると、家事生産の市場化が起き

ていても、歴史的な経路依存があると均衡点は伝統的な性別役割分業になるが、経路依存を断ち切る改革が起こると、両性ともに市場労働に投資をすることになる。その改革の一つが男女雇用機会均等法であるとすれば、その成立・施行以降に労働時間の影響も強まっているはずである。これについては、阿部(2001)で行った擬似コ・ホートデータを利用した分析で検討したい。

#### 参考文献

- 阿部正浩(1999)「少子化社会における労働市場－女性の結婚と労働力供給の視点から」、『季刊社会保障研究』34巻4号、361-373
- 阿部正浩(2000)「擬似パネルデータを利用した女性の就業行動分析」、『大卒女性の働き方－女性が仕事をつづけるとき、やめるとき』(脇坂明・富田安信編)、日本労働研究機構
- 樋口美雄(1991)『日本経済と就業行動』、東洋経済新報社
- 樋口美雄・阿部正浩(1992)「労働時間制度と従業員の企業定着率」、『経済研究』、第43巻第3号、一橋大学経済研究所
- 川口章(1999)「男と女のゲーム」、『経済論叢』(京都大学)、第164巻第4号、pp.354-376
- Waldfogel J, Higuchi Y, Abe M. (1999) “Family Leave Policies and Women’s Retention After Childbirth: Evidence From the United States, Britain, and Japan,” Journal of Population Economics, Vol.12 No.4, 523-546

**表1 サンプルの基本統計量**

	平均値	標準偏差
労働力率1(*)	0.887	0.317
労働力率2(*)	0.760	0.427
核家族	0.602	0.489
末子年齢4歳未満	0.181	0.385
末子年齢7歳未満	0.088	0.283
末子年齢15歳未満	0.046	0.209
世帯所得(万円)	536.228	443.815
既婚者割合	0.453	0.498
年齢	26.924	4.507
教育年数	13.066	1.642
有業率	0.681	0.466
本人の所得(万円)	223.687	125.437
週間労働時間	40.680	9.377
夫の年齢	32.459	5.198
夫の教育年数	13.323	2.188
夫の有業割合	0.987	0.113
全サンプル数	92157	

表3 継続就業期間の推定結果

	未婚			既婚			
	ハザードレシオ	標準誤差		ハザードレシオ	標準誤差		
賃金切片	0.3726	0.0432	***	賃金切片	0.3728	0.0552	***
賃金リターン(年齢)	1.3E-19	5.1E-19	***	賃金リターン(年齢)	1.6E-19	7.8E-19	***
女性賃金リターン(年齢)	6.5833	13.7204		女性賃金リターン(年齢)	310.1798	795.1667	**
famifl	0.9999	0.0010		famifl	1.0025	0.0013	**
学卒後の経過年数	0.9632	0.0013	***	学卒後の経過年数	0.9253	0.0022	***
教育年数	0.9380	0.0028	***	教育年数	0.9126	0.0040	***
労働時間	1.1069	0.0066	***	労働時間	1.0951	0.0082	***
核家族ダミー	1.0394	0.0098	***	核家族ダミー	1.2389	0.0166	***
世帯所得	0.9995	0.0000	***	末子年齢4歳未満	1.2444	0.0161	***
既婚者ダミー	1.7858	0.0186	***	末子年齢7歳未満	1.4164	0.0236	***
				末子年齢15歳未満	1.5665	0.0370	***
				夫の年齢	1.0036	0.0015	**
				夫の教育年数	0.9781	0.0029	***
				夫の労働時間	1.0014	0.0005	**
				夫の年間所得	1.0004	0.0000307	***
サンプル数	92157			サンプル数	42937		
センサーデータ	56670			センサーデータ	35033		
対数尤度	9400.2			対数尤度	3558.91		

注:\*\*\*は1%、\*\*は5%、\*は10%で有意であることを示す。

## 第5章 結婚の意思決定に関するパネル分析<sup>†</sup>

### 1. 要旨

本稿の目的は、結婚の意思決定メカニズムを実証的に検討することにある。利用するデータは、財団法人家計経済研究所「消費生活に関するパネル調査」の1993-1997年分である。これまで、結婚の意思決定メカニズムに関する研究では、その多くがクロスセクション推計あるいはプーリング推計を用いていたが、本稿では、代替的にパネルデータ推計を行い、それが頑強な推計を得るためには適切な方法であることを示している。

推計の対象を、全てのサンプルと、1993-1997年の期間中に結婚したサンプルに分けた。その結果、両者とも、前年の本人の収入と親との同居が、結婚の意思決定に対して負に有意、年齢が正に有意となることが確認された。

両者のパラメータを比較すると、符号の有意性も同じであったが、絶対値が異なっている。期間中に結婚したサンプルでは、本人の収入の効果は全サンプルの場合と比べ、相対的に低い。これは収入効果は個人によって変動しうることを意味している。それに対し、親との同居の効果は両サンプルでそれほどの違いはなく、結婚を遅らせる要因として極めて頑強であることがわかった。

### 2. はじめに

本稿では、結婚の意思決定メカニズムを実証的に検討する。具体的には財団法人家計経済研究所「消費生活に関するパネル調査」の1993-1997年の5年分のデータを利用する。

これまで結婚の経済学に関する実証研究ではクロスセクション推計あるいはそれを複数年分合併したプーリング推計を用いてきたのに対して、本稿では代替的にパネルデータ推計の方法を提示し、それが頑強な推計を得るためには適切な方法であることを実証したい。

また、本稿では、近年の高い同居率に着目し、親と同居する未婚者の構造的要因についての言及もおこなう。

### 3. データ分析

本節では「消費生活に関するパネル調査」データの統計的性質についてやや詳しい分析を行う。

まず、本稿の関心事は結婚の意思決定にあるので、既婚、未婚、離死別の状態変化をパネル1(1993)からパネル2(1994)、パネル2(1994)からパネル3(1995)、パネル3(1995)からパネル4(1996)、パネル4(1996)からパネル5(1997)への変化で追ってみた(図1)。

<sup>†</sup> 本研究は国立社会保障人口問題研究所(厚生労働省)における少子化問題研究会の研究の一環として行われたものである。同研究会の皆さんの協力に感謝したい。とりわけ、研究代表者の樋口美雄(慶應大学)教授には本研究会に誘っていただき、絶え間ない支援をいただいている。この場を借りて、御礼申し上げたい。また財団法人家計経済研究所には「消費生活に関するパネル調査」の利用を許可していただいていることに対して感謝したい。本研究におけるデータ処理は坂本和靖(一橋大学大学院経済学研究科)に負っている。記して感謝したい。

各年70%強の有配偶率（既婚）、30%弱の無配偶率（未婚）となっており、結婚率（その期間の新規既婚者/その年初の未婚者総数）は10%強であることがわかる。さらに詳しく見ると、パネル1（1993）からパネル2（1994）の結婚率は10.9%、パネル2（1994）からパネル3（1995）では13.8%、パネル3（1995）からパネル4（1996）では14.6%へと上昇した後、パネル4（1996）からパネル5（1997）では9.8%へと下落している。このことは、(1) 1993年から1996年にかけて結婚適齢期のコーホートが増え、その後、減少したため、(2) 晩婚化、未婚化が近年急速に進んでいるため、(3) 表1から明らかなように1993年当時25歳であったコーホートが1997年には29歳になっているが、このコーホートは脱落者が44名と他のコーホートと比べて大きく、とりわけ1995年から1996年に大量に脱落している。このコーホートは年齢的に結婚適齢期にあり、その中から大量な脱落者が出たことが1996年から1997年での結婚率の下落に結びついている<sup>13</sup>、などの説明が可能である。

つぎに勤務先の業種分類については表2に載せてある。大まかな比率は無業40%、有業50%、自営10%となっている。無業者の比率は1993年の42.0%から1997年の40.49%へと微減し、逆に自営が6.96%から9.11%へと微増している。また有業者の比率は1993年の51.3%から1997年の50.39%と殆ど変化は無いが、その内部では卸売・小売業や公務員で増加が見られ、逆に鉱業、運輸・通信業などで減少が見られる。しかし、全体的に見れば、労働異動は極めて低調であることがわかる。

職種は表3に示してあるが、技術職、事務職、技能・作業職で全体の60%程度を占めている。このことは、サンプル全体の30%が事務関係のホワイトカラー労働者であることを意味している。このサンプルが日本全体の職業別人口分布をどの程度反映しているのかはさらに調査すべき課題であるが、一般的にはホワイトカラー比率が大ききように思われる。

年収分布<sup>14</sup>については表4に載せてある。全ての職種、全ての年次について、未婚の方が既婚者より平均年収は高い。このことからいくつかの推論ができる。すなわち、結婚すれば所得が低下すると考えれば、これが結婚を遅らせている原因である（パラサイト・シングル仮説）と考えられるし、既婚者は所得が低いので結婚しているのであって、原因と結果が逆である（サンプルセレクション・バイアス問題）とも考えられる、あるいは、配偶者（夫）の所得との合計を見れば既婚者の所得低下の意味がわかる（ダグラス・有沢の法則）という考え方もあり得る。これらは所得と結婚が一方的な因果関係にあるのではなく、本質的には双方向の関係（内生変数）にあることを示している。

貯蓄分布は表5に示されている。ここでは年度別、既婚未婚別、職種別に分けて貯蓄残高の平均と標準偏差を調べた。全体として言えることは、1990年代後半に入り、未婚者の貯蓄のほうが既婚者の貯蓄より高くなってきた。これは、表4の所得分布の結果からも推測されることであるが、未婚者の経済状態が既婚者の経済状態より良くなっているというのが特徴である。

次に近年、未婚率上昇に影響を与えている要因とされている、親との同居率についてふれておく。

<sup>13</sup> さらに言えば、このコーホートから脱落した人のうち何人かは結婚を期に調査から外れたというケースも考えられるので、この人たちの脱落は結婚率の下落に寄与していると考えられる。

<sup>14</sup> サンプルの中に年収・貯蓄として9999という数値が入っているものは外れ値として除外した。以下の実証でもこのサンプルは除外してある。



岩上（1999）は、第11回出生動向基本独身者調査（以下出生調査）<sup>15</sup>を利用し、同・別居の構造的要因として、以下の3つの点をあげている。

（1）高学歴である者、職種が「専門職」・「管理職」・「現場労働」である者、収入が高い者ほど、別居率が高く、学歴・職業・収入が同居と強い相関関係にあること<sup>16</sup>、（2）家族特性との関係では、母親が被雇用である場合、あるいは兄弟の人数が多い場合は、同居率が高く、母親がずっと家事育児に携わっていた場合、同居率が高い、（3）地域別にみても、人口200万人以上の大都市では、それ以下の都市に比べて、相対的に同居率が低い。上記の点を意識しながら、本データでは、どのような構造的要因があるか考察する<sup>17</sup>。

#### （1）学歴・職業

サンプル全体（既婚、未婚）と未婚者だけのデータで見た場合、1993年は、高専卒、短大卒が若干ではあるが高い値を示し、その後、平準化していく。（表6）。これを既婚者だけのデータで見ると高等学校卒が一番高い値を示しており、サンプル全体や未婚者のサンプルよりも、既婚者だけのデータの方が、学歴と同居率との相関を表しているといえる。また、職業別では、「農林漁業」の同居率が非常に高く、次いで「教員」、「事務職」、「小規模の商業・工業・サービス業（自営者）」という結果となっている。また岩上の結果とは異なり、「専門職」、「管理職」の同居率が高いが、これはサンプル数が12名と過少であるので捨象して考えたほうがよい（表7）。本データからは、学歴と未婚者層の同居率との関係は、年々平準化傾向にあることがわかった。また職種と同居率との関係では、「専門職」、「管理職」と同居率との負の相関を見出せなかったが、その他については、出生調査と変わらない。

#### （2）家族特性

母親の就業状態<sup>18</sup>については、別居している未婚者層の親の就業状態が把握できないので割愛し、母親の養育期間における就業経験<sup>19</sup>と同居率の関係をみていく。それによると、「外に働きにでたことがない」、「（就業経験）10年以上15年未満」の場合、同居率は90%強と高い値となっている（表8）。岩上とは異なり、後者は就業経験が同居率にマイナスの影響を与えていないことがわかる。次に、兄弟姉妹数人数と同居率の関係だが、3名以上になると同居率は低減しているため、ほぼ岩上が示したとおりであるといえよう（表9）。

総じて、本データは未婚者の同居率が約80%と相対的にやや高く<sup>20</sup>、サンプル数に限りがあったのだが<sup>21</sup>、出生調査と似通った同・別居の構造的要因を持っているという結果が出た。

<sup>15</sup> 全国の年齢18歳以上50歳未満の独身者12,553人を対象とした標本調査のこと（回収票数10,652、平成9年6月1日実施）。

<sup>16</sup> 男性では高収入ほど別居率が高まるが、女性では収入と同・別居率の関係が見られない。

<sup>17</sup> 使用したデータには、対象者の対象者の現住地域を特定化する情報が欠けていたので、地域特性については触れることができない。

<sup>18</sup> 同居している母親の場合、就業しているかどうかはわかるが、別居している母親の就業状況がわからないので、ここでは母親の就業状態と同居率の関係は割愛する。

<sup>19</sup> 質問は「あなたが生まれてから20歳になるまでの間に、あなたの母親は外に働きに出たことがありますか」というものである。

<sup>20</sup> 出生動向基本調査で、20歳代後半の未婚女性の同居率は、70%強（1992年）、80%弱（1997年）であった。

<sup>21</sup> 未婚者のサンプル数は、498、415、341、295、274である。

回収されたデータ分析だけで、そこから漏れた、調査対象者の偏りについて、敷衍しておく必要もある。こうした同居者サンプルが多く、単身世帯サンプルが少ないというバイアスが生じた理由の一つとして、対象者自身への質問だけでなく、その親（または配偶者とその親）の経済的条件などの質問項目があるため、対象者は近親者と連絡を取り合うなど面倒な手続きを行わなければならないことなどが考えられる<sup>22</sup>。それだけでなく、今回取られている留置法の場合、調査員が被調査員かその世帯人に直接接触できなければ、調査表の配布も回収も行えない。昼は会社、夜間、休日も比較的自由に過ごしている、単身世帯は留守がちで、調査員が補足しにくかったことも、同居者にサンプルが偏った理由と考えられる。

しかし、マイナス面ばかりでなく、評価すべき点もある。それは、これまで、「家計調査」などの把握しづらかった、親と同居している成人有業者・未婚者層の経済行動をみる点ができる点である。その経済行動を考察することは本稿の目的ではないので、割愛するが、本稿の目的と鑑みて、このデータの特性を活かすならば、最近、「パラサイト・シングル」として、親と同居することで、基礎的社会条件を親に依存する未婚者の研究に適当ではないかと考えられる。

最後に、同居率と親への依存という関係について簡単にふれておく。少子化・未婚率上昇の原因の一つである、「パラサイト・シングル化」、すなわち、子供が成人し、有業に就きながらも自ら所帯をもたずにいられるのは、親自身が大きくなった子供を養う経済的基盤をもっていること、そして、彼らの親への依存心が強くなったことが原因とされている。ここでは、簡単にこれらの関係について考察する。

未婚者が親と同居する理由についての質問項目という、意識に立ち入った質問がないので<sup>23</sup>、ここで限定的ではあるが、二つのアプローチをとってこの同居と親の経済的基盤、親への依存度との関係性をみていく。

第一に、親がどれだけの収入を得ているかをみることで、つまり、子供が依存できる外的条件としての親の収入と同居率との関係を見る(表10)。

1993年では、親の収入が伸びれば、同居率も上がり、強い相関が現れていた。しかし、1994年以降では、250～499万円と、750～999万円あるいは1000～1249万円の二つの所得階層の親との同居率が高くなっている。親の年収と同居率との相関を示していないようである。

また、第二に、収入からの親への譲渡額から、彼女たちが収入から親にどれだけの額を渡したかをみることで、どれだけ親に経済的に依存(独立)しようとしているか考察する(表11)。これは、彼女たち自身の自立する意識の現れとして、別居するならば、必要であろう居住費や食費などを親にどれだけ支払ったか、その額から依存(独立)心を見ようとするものである。

まず、未婚者サンプルを同居、別居に分け、各々がどれだけ親に収入を渡したか見てもみると、年々差は広がっており、差額は約6,000～27,000円となっている。年齢別にこれらを見てもみると、別居しているサンプルが少ないため、比較することが難しい。しかしなが

<sup>22</sup> その他にも、重川(1997)では、欠票率と関係があるものとして、配偶状況の変化、本人の収入(夫婦の合計収入)を挙げている。世帯統計における回答拒否層については、溝口(1992)に詳しい。

<sup>23</sup> 既婚者に対してだけある(1994年のみ)。

ら、同居しているサンプル内で各コーホート間の比較を行うと、28～32歳間では、若いコーホートになるほど、親への譲渡額が少なくなっている。このことは、非常に限定的ではあるものの、この5年の間に、同居する未婚者の親への経済的依存度が高まってきたことが示していると思われる。

しかし、親への譲渡が現物であったり、親が子に与えるサービスの量（食事をどれだけ賄っているのか、どれだけ身の回りの家事をおこなっているか）が様々であり、実際に親子の間で如何ようなやり取りが行われた不明であるので、これだけでは親への依存度が高まっているというには不十分である。

#### 4. パネルデータ推計の方法と実証結果

調査時点ごとの未婚率（1-結婚率）を見ると、調査年度が後になるほど同じ年齢でも未婚率は高まることがわかる。これは晩婚化現象を反映したものであるが、このような晩婚化現象を時間（time or life-cycle）効果、コーホート効果、個別固定効果のうちそれぞれがどの程度説明できるのかも実証的に解明しなければならない。同じデータを使った先行研究には樋口美雄、阿部正浩（1999）があるが、そこでは、結婚に関しては（1）既婚＝1、未婚＝0のダミーを被説明変数としたプーリング・プロビット分析と（2）未婚から結婚への状態の変化をプロビット分析と結婚年齢を変数にしたサバイバル分析を行っている。

本稿では、彼らの研究とは補完的に、パネルデータの特徴をより明示的に生かした、計量経済学的手法であるパネル・プロビット推計を用いる。

ここで、ランダム効果 $v_i$ が次のような正規分布  $N(0, \sigma_v^2)$  に従うと仮定する。

$$\Pr(y_i | x_i) = \int_{-\infty}^{\infty} \frac{e^{-v_i^2 / 2\sigma_v^2}}{\sqrt{2\pi}\sigma_v} \left\{ \prod_{t=1}^{n_i} F(x_{it}\beta + v_i) \right\} dv_i \quad (1)$$

ここで、 $F(x_{it}\beta + v_i) = \begin{cases} \Phi(x_{it}\beta + v_i) & \text{if } y_{it} \neq 0 \\ 1 - \Phi(x_{it}\beta + v_i) & \text{otherwise} \end{cases}$ 、 $\Phi$ は累積正規分布関数である。

さらに、対数尤度関数 $L$ を次のように定義する。

$$L = \sum_{i=1}^n w_i \log\{\Pr(y_i | x_i)\} \approx \sum_{i=1}^n w_i \log\left\{ \frac{1}{\sqrt{\pi}} \sum_{m=1}^{n_i} F(x_{im}\beta + \sqrt{2 \frac{\rho}{1-\rho}} a_m^*) \right\} \quad (2)$$

ここで $w_i$ はパネル $i$ に対するウエイトを表す。一般回帰式とは異なり、解析的に連立方程式の解を求めることはできない。代替的に、数値計算に基づく求積法（quadrature）を用いて、 $F(\cdot)$ 式を多項式で近似させる。しかし、時間軸の観察点が増えると、多項式の近似は有効ではなくなることが知られている。以下の（3）式によって定義される $\rho$ （rho）が0.7以上であれば、時間軸は10点（10年）以内でなければならない。表13、表15より明らかのように、本稿で推計された $\rho$ （rho）は0.7以上であるが、時間軸は5年であり問題はないと考えられる。上述のような対数尤度関数を最大化することによって、非線型確率関数 $F(\cdot)$ のパラメータを推計するというのがパネル・プロビットの手法である。

実証手法の正当性は最終的には統計検定によって判断されなければならない。パネル・プロビット推計が正しいのか、プーリングしてプロビット推計するのが正しいのかは、テストをして決めるべき問題である。ここで用いる検定統計量は次のように導かれる。まず次の

統計量を定義する。

$$\rho = \frac{\sigma_v^2}{\sigma_v^2 + 1} \quad (3)$$

ここで、 $\sigma_v^2$ はパネル・レベルでの分散をあらわし、 $\rho$ は全分散に対するパネル・レベルでの分散の比率を表わす。ここで帰無仮説を $\rho = 0$ とした対数尤度比検定 (Likelihood ratio test) を行い、 $\rho = 0$ が棄却できなければ、パネル・レベルでの分散は重要ではなく、パネル・プロビット推計はプーリング・プロビット推計と大きく変わらないことになる。逆に $\rho = 0$ が棄却された場合には、パネル・プロビット推計を用いるべきであることになる。

次にパネル・プロビット推計では固定効果推計を行なうことは論理的に不可能であるし、無理に推計してもバイアスがあることを示したい<sup>24</sup>。これに関する直感的な説明は次のようなものである。0と1で表されるような2つの状態を被説明変数にした場合、個々のサンプルが持っている固定的な属性をその説明変数とすることは、被説明変数の状態が変化しなければなんとか意味をなすが、状態が変化すれば (すなわち、 $0 \rightarrow 1$ か $1 \rightarrow 0$ )、固定的属性でそれを説明することはできない。パネル推計の性格上、そのような固定項は時系列平均をとる時点で消滅して、サンプル期間を通して変動する変数のみが有効な説明変数となるのである。

この点を敷衍するために次のようなモデルを考えよう。

$$\begin{aligned} y_{it}^* &= x_{it}\beta + v_{it} & v_{it} &\approx N(0,1) & i &= 1,2,3,\dots,T_i \\ y_{it} &= 1 & \text{if } y_{it}^* &> 0, & \text{and} & y_{it} = 0 & \text{otherwise} \end{aligned} \quad (4)$$

ここで、ランダム効果モデルでは誤差項が次のように表されるとしよう。 $v_{it} = \mu_i + \varepsilon_{it}$  ここで $\mu_i \approx IID(0, \sigma_\mu^2)$ 、 $\varepsilon_{it} \approx IID(0, \sigma_\varepsilon^2)$ であり、それぞれの項はお互いに独立かつ $x_{it}$ とも独立であるとする。この場合、 $E(v_{it}v_{is}) = \sigma_\mu^2$ となり、尤度関数は $y_{it}$ の偏微係数の積として表せないことになる。つまり、最尤法による推計が非常に複雑になるのである<sup>25</sup>。

全サンプルに関する基本統計量と相関係数は表12に、実証結果は表13に示してある。対数尤度比検定の結果、 $\rho = 0$ は棄却された。すなわち、パネル・プロビット推計が支持され、プーリング・プロビット推計は棄却される。樋口・阿部(1999)で有意とされた前年の本人の収入(owninc)は、本稿でも負に有意となることが再確認された。これは所得を外生とした場合、高収入の方が結婚確率が低くなることを意味している。さらに前々年の本人の収入(owninc1)も入れてみたが、これはほとんど説明力を持たない上に、前年の本人の収入と強い相関を持っており、有意な説明変数とはなっていない。年齢に関しては一次

<sup>24</sup>この点に関しては南カリフォルニア大学の Cheng Hsiao 教授より有益な教示をいただいた。

<sup>25</sup>より厳密な議論に関しては Hsiao (1986, chapter 7)、Baltagi (1995, pp.178-182)、Greene(2000, pp.837-841)等を参照されたい。

と二次の項を入れて非線形性を検定しているが、係数は一次の項が正（結婚確率を高める）、二次の項が負（結婚確率を低める）となっている。しかし、二次項はそれほど有意ではなく、年齢に関する強い非線形性はこのサンプルからは検出されなかった。その他に経済変数として預金残高(dep)も入れてみたが、これもほとんど説明力を持たない。それに対して、親との同居ダミー(cohabpa)はきわめて有意な説明変数となっている。これまでの議論から明らかのように、同居している人は有意に結婚確率が低いことを示している。

その他の経済変数、属性ダミーなどを検討してみたが、どれも有意ではないので本稿では議論を省略する。

パネル・プロビット推計の中では、ランダム効果推計と標本平均プロビット推計が提示されているが、ほぼ同様の結果を示している。しかし、Waldカイ2乗テストによって最終的に選ばれたモデル3と7を比較した場合、ランダム効果推計の方が頑健であるように見られる。また、この推計結果は樋口・阿部(1999)よりはるかに安定的であり、推計方法としてはパネル・プロビット推計が望ましいと言えそうである。

サンプル期間中に結婚した人のみを集めたデータセットに対する基本統計量と相関係数は表14に、実証結果は表15に示してある。総観察点は全サンプルが6273であったのに対して、本サンプルは668と約10分の1にまで下がっている。全体的な傾向は全サンプルのケースとほぼ同じである。すなわち、前年の本人の収入(owninc)は、本サンプルでも負に有意となっており、高収入の方が結婚確率が低くなることを意味している。年齢に関しては一次と二次の項を入れて非線形性を検定しているが、係数は一次の項が正（結婚確率を高める）、二次の項が負（結婚確率を低める）となっている。しかし、二次項はそれほど有意ではなく、年齢に関する強い非線形性は本サンプルからも検出されなかった。その他に経済変数として預金残高(dep)も入れてみたが、これもほとんど説明力を持たない。それに対して、親との同居ダミー(cohabpa)はきわめて有意な説明変数となっている。これまでの議論から明らかのように、同居している人は有意に結婚確率が低いことを示している。

Waldカイ2乗テストの結果から判断して最も望ましいモデルだと思われるのはモデル11であるが、これと全サンプルで最も望ましいと思われたモデル3のパラメータを比較しておこう。モデルの構造は全く同じであり、係数の符号も有意性も同じである。ただ、係数の絶対値が多少異なる。例えば、前年の本人の収入はともに負であるが、サンプル期間中に結婚した人のほうがその傾きは小さい、また年齢は結婚した人の方が、より結婚確率を高くするような効果を持っていたことがわかる。親との同居は両サンプルでそれほど違いはなく、ともに結婚を遅らせる効果があることがわかる。

この結果は、事後的に結婚した人をサンプルとして選んでおり、サンプル・セレクション・バイアスがあることは自明であるが、そのサンプルからは結婚した人は、収入によって結婚を遅らせるインセンティブが低く、また年齢のプレッシャーをより強く受けていたことが分かった。この両者とも心理的な要因が強く、政策的に結婚を促進できるような因子ではなさそうである。

それに対して、親との同居は状況の如何に拘わらず有意に結婚を遅らせる因子として働いており、親の子離れ、子の親離れを政策的に促進するのが結婚促進、ひいては出生力増加の鍵であると思われる。またこの結果は「パラサイト・シングル」仮説を統計的に裏付けるものとなっている。

## 5. おわりに

本稿は「消費生活に関するパネル調査」を用いて、結婚の意思決定に関するパネル分析を行った。結論は以下のように要約できる。

データ分析では、親と同居する未婚者の存在に着目した。本データでの同・別居の構造的要因は、出生調査の結果に近似しながらも、ここ5年で、学歴と同居率との関係性が平準化していったこと、養育期における母親の就業経験が必ずしも、同居率に負の影響をあたえないことなど、独自の構造を持っていた。

また、「パラサイト・シングル」についても言及し、彼女たちが同居できる要因を、「親の経済的基盤の存在」、「親への依存度の上昇」の二つと考え、それらの同居率に対する影響をみってみた。その結果、親の所得は同居率に対して、正の相関をもちえず、子から親への譲渡額の減少が同居率に対して、正の相関をもっていた。しかし、この分析は、まだまだ不十分であり、再考の必要がある。

実証結果に関しては、前年の本人の収入、年齢、親との同居が有意な説明変数であることが確認された。パネル・プロビット推計では、固定効果が推計できず、その部分はランダム効果として処理されたが、最終的に選ばれたモデルはきわめて頑健であり、対数尤度比検定の結果、プーリング・プロビット推計でなく、パネル・プロビット推計を用いるべきであることが示唆された。

結婚の意思決定に関しては、親との同居が有意に結婚を遅らせる因子として働いており、親の子離れ、子の親離れを政策的に促進するのが結婚促進、ひいては出生力増加への鍵であると思われる。またこの結果は「パラサイト・シングル」仮説を統計的に裏付けるものとなっている。

## 参考文献

- 阿部正浩、北村行伸 (1999) 「結婚の意思決定モデルとその実証」、一橋大学経済研究所  
ベック＝ゲルンスハイム、E. (1992) 「出生率はなぜ下がったか ドイツの場合」、勁草書  
房
- Baltagi, B. (1995) *Econometric Analysis of Panel Data*, New York: John Wiley & Sons.
- Becker, G. S. (1973) 'A Theory of Marriage: Part I', *Journal of Political Economy*,  
Vol. 81, No. 4, p. p 813-46
- \_\_\_\_\_ (1974) 'A Theory of Marriage: Part II', *Journal of Political Economy*,  
Vol. 82, No. 2, pt. 2, S11-S26
- \_\_\_\_\_ (1991) *A Treatise on The Family*, Enlarged Edition, Cambridge: Harvard Univ.  
Press
- Brinton, M. C. (1993) *Women and the Economic Miracle: gender and work in postwar Japan*,  
University of California Press
- Cigno, A. (1991) *Economics of Family*, Oxford: Oxford Univ. Press (邦訳「家族の経済学」  
(訳) 田中敬文、駒村康平、多賀出版、1997 年刊)
- Greene, William H. (2000) *Econometric Analysis*, 4<sup>th</sup> ed, New Jersey: Prentice-Hall.
- 樋口美雄 (2000) 「パネルデータによる女性の結婚・出産・就業の動学分析」、岡田章、神  
谷和也、黒田昌裕、伴金美 (編) 『現代経済学の潮流 2000』、東洋経済新報社
- 樋口美雄・阿部正浩 (1999) 「経済変動と女性の結婚・出産・就業のタイミング」、樋口美雄、  
岩田正美 (編) 『パネルデータからみた現代女性』、東洋経済新報社
- 樋口美雄・阿部正浩・Jane Waldfogel (1998) 「日米英における育児休業・出産休業制度と  
女性就業」、『人口問題研究』、第 53 巻第 4 号、p. p. 49-66
- Hsiao, C. (1986) *Analysis of Panel Data*, Cambridge: Cambridge University Press.
- 今田幸子・平田周一 (1992) 「女性の就業と出生率」、『日本経済研究』、No. 22、p. p. 1-18
- 岩上真珠 (1999) 「20 代、30 代未婚者の親と同別居構造—第 11 回出生動向基本調査独身調  
査より—」、『人口問題研究』、55(4)、p. p. 1-15
- 小島 宏 (1994) 「結婚の分析」、『平成 4 年第 10 回出生動向基本調査第 II 報告書：独身青年  
層の結婚観と子供観』(第 11 章)、厚生省人口問題研究所
- 厚生省大臣官房統計情報部 (編) (1987) 「婚姻統計」(人口動態統計特殊報告)
- \_\_\_\_\_ (1992) 「出生に関する統計」(人口動態統計特殊報告)
- \_\_\_\_\_ (1997) 「婚姻統計」(人口動態統計特殊報告)
- 厚生省人口問題研究所 (1987) 「第 9 次出産力調査報告書 I 日本人の結婚と出産」調査  
研究報告資料
- \_\_\_\_\_ (1992) 「第 10 回出生力動向基本調査 I 日本人の結婚と出産」調  
査研究報告資料第 7 号
- 厚生省国立社会保障・人口問題研究所 (1998) 「第 11 回出生力動向基本調査 I 日本人  
の結婚と出産」調査研究報告資料第 13 号
- 溝口敏行 (1992) 『我が国統計調査の現代的課題』、岩波書店

Montgomery, M. R. and J. Trussell (1986) 'Models of Marital Status and Childbearing', *Handbook of Labor Economics*, Vol. 1. eds by Ashenfelter, O. and R. Layard), North-Holland

永瀬伸子(1998)「既婚女性の就業と保育成策」、日本経済学会発表論文、1998年9月

重川純子(1997)「消費生活に関するパネル調査における欠票の特性」、『季刊家計経済研究』、第33号、p.p. 76 - 83

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」、『日本労働研究機構雑誌』、No. 459、p.p. 39-49

田中重人(1996)「職業構造と女性の労働市場定着性：結婚・出産退職傾向のコーホート分析」、『ソシオロジ』、第41巻1号、

東京大学公開講座(1995)『結婚』、東京大学出版局

Tommasi, M. and Lerulli, K. (1995) *The New Economics of Human Behavior*, Cambridge: Cambridge Univ. Press

上野千鶴子(1998)「出生率低下：誰の問題か?」、『人口問題研究』、54(1)、pp. 41-62.

Weiss, Y. (1997) "The Formation and Dissolution of Families: Why Marry? Who Marries Whom? And What Happens upon Divorce", in Rosenzweig, M. R. and Stark, O. (eds) *Handbook of Population and Family Economics*, vol 1A, Amsterdam: Elsevier.

山田昌弘(1996)『結婚の社会学』、丸善ライブラリー

図1 配偶状況変化

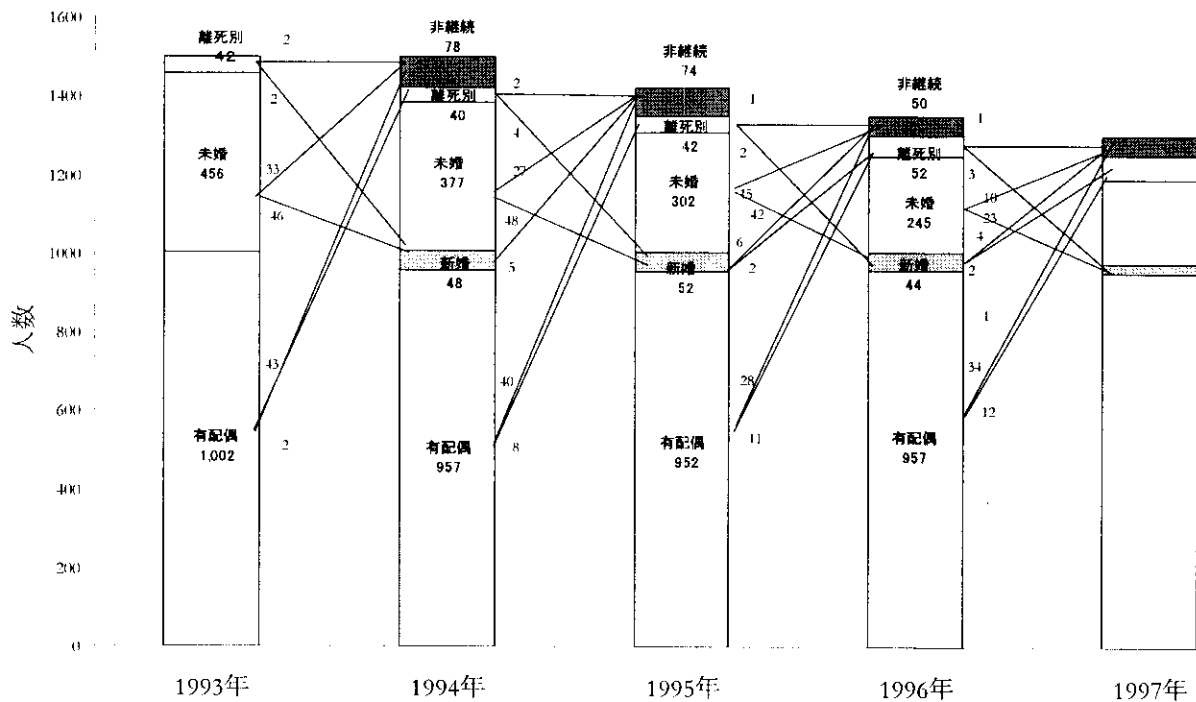




表1 年齡別人口構成  
Number of Sample by Age

Age	1993	1994	1995	1996	1997	Cumulated Drop Out
24	142					
25	155	133				
26	129	137	124			
27	112	127	135	122		
28	140	101	116	113	116	26
29	121	127	97	110	111	44
30	124	115	125	91	112	17
31	130	124	108	125	86	26
32	114	107	116	101	113	27
33	94	102	110	111	100	21
34	148	93	107	94	106	18
35		128	90	100	95	35
36			131	81	100	14
37				122	83	11
38					119	29
Total	1,409	1,294	1,259	1,170	1,141	268

表2 勤務先の業種分類  
Employment Status by Sector

	1993		1994		1995	
	Number	Share (%)	Number	Share (%)	Number	Share (%)
無業	592	42.02	531	41.04	510	40.51
有業	719	100.0	678	99.9	645	100.1
農林業	4	0.6	3	0.4	2	0.3
漁業・水産業	3	0.4	3	0.4	3	0.5
鉱業	4	0.6	2	0.3	3	0.5
建設業	37	5.1	34	5.0	32	5.0
製造業(出版、印刷を含む)	127	17.7	116	17.1	110	17.1
卸売・小売業	141	19.6	138	20.4	137	21.2
金融・保険・不動産業	71	9.9	67	9.9	61	9.5
運輸・通信業	24	3.3	28	4.1	20	3.1
電気・ガス・水道・熱供給業	5	0.7	3	0.4	2	0.3
サービス業	214	29.8	193	28.5	188	29.1
公務	75	10.4	82	12.1	77	11.9
その他	6	0.8	2	0.3	3	0.5
無回答	8	1.1	7	1.0	7	1.1
自営家従その他	98	6.96	85	6.57	104	8.26
合計	1,409	100.00	1,294	100.00	1,259	100.00

	1996		1997	
	Number	Share (%)	Number	Share (%)
無業	485	41.45	462	40.49
有業	595	100.1	575	100.1
農林業	3	0.5	3	0.5
漁業・水産業	2	0.3	2	0.3
鉱業	1	0.2	1	0.2
建設業	29	4.9	29	5.0
製造業(出版、印刷を含む)	109	18.3	104	18.1
卸売・小売業	131	22.0	135	23.5
金融・保険・不動産業	51	8.6	55	9.6
運輸・通信業	20	3.4	13	2.3
電気・ガス・水道・熱供給業	2	0.3	1	0.2
サービス業	170	28.6	153	26.6
公務	76	12.8	77	13.4
その他	0	0.0	1	0.2
無回答	1	0.2	1	0.2
自営家従その他	90	7.69	104	9.11
合計	1,170	100.00	1,141	100.00

表3 職種  
Job Description

	1993		1994		1995		1996		1997	
	Number	Share (%)	Number	Share (%)	Number	Share (%)	Number	Share (%)	Number	Share (%)
農林漁業(自営者)	5	0.6	1	0.1	0	0.0	0	0.0	0	0.0
農林漁業(家族従業者)	5	0.6	9	1.2	10	1.3	7	1.0	12	1.8
小規模[9人以下]の商業・工業・サービス業(自営者)	11	1.3	9	1.2	11	1.5	9	1.3	12	1.8
小規模[9人以下]の商業・工業・サービス業(家族従業者)	49	6.0	39	5.1	43	5.7	41	6.0	42	6.2
自由業(開業医、弁護士、著述業、宗教家、茶華道・舞踊の教授など)	11	1.3	8	1.0	10	1.3	11	1.6	16	2.4
管理職(会社・団体の部長以上、官公庁の課長以上など)	0	0.0	0	0.0	2	0.3	1	0.1	1	0.1
専門職(病院勤務医師、研究員、大学助手以上、裁判官など)	6	0.7	3	0.4	5	0.7	2	0.3	2	0.3
技術職(技術者、プログラマー、看護婦、栄養士など)	90	11.0	96	12.6	82	10.9	76	11.1	67	9.9
教員(小・中・高校、専修学校、各種学校、幼稚園、保育園など)	54	6.6	54	7.1	52	6.9	52	7.6	55	8.1
事務職(一般事務、営業社員、銀行員など)	331	40.5	292	38.3	265	35.4	229	33.4	227	33.4
技能・作業職(工員、警察官、電話交換手、ワープロ作業員、職人など)	91	11.1	96	12.6	94	12.6	99	14.5	101	14.9
販売サービス職(店員、外交員、理・美容師、ウェイトレス、ホームヘルパーなど)	147	18.0	137	18.0	145	19.4	136	19.9	122	18.0
自宅で賃仕事(内職)	12	1.5	16	2.1	25	3.3	22	3.2	22	3.2
その他の仕事	5	0.6	3	0.4	5	0.7	0	0.0	0	0.0
合計	817	100.0	763	100.0	749	100.0	685	100.0	679	100.0

表4 年収分布  
Income Distribution

	既婚者 Married			未婚者 Single		
	Number	Mean	Std Dev	Number	Mean	Std Dev
1993 正規従業員	152	283.09	129.13	336	296.91	102.43
パート	134	67.81	57.47	53	176.13	115.04
嘱託	19	91.37	54.66	20	227.40	112.38
自営・家族従業員	76	91.24	132.85	17	177.59	99.20
無業	543	27.17	75.22	49	154.04	129.67
不詳	3	152.33	67.53	2	170.00	70.71
その他の職業	3	100.00	100.00	2	150.00	212.13
計	930	82.04	128.16	479	260.65	121.14
1994 正規従業員	165	286.16	142.89	290	307.58	114.11
パート	144	70.92	53.18	44	166.70	90.74
嘱託	10	169.00	137.88	17	216.06	83.20
自営・家族従業員	70	115.18	113.34	12	199.92	234.64
無業	497	14.79	58.23	34	109.18	118.59
不詳	6	58.50	62.11	2	148.00	11.31
その他の職業	3	46.00	64.21	---	---	---
計	895	83.82	133.01	399	267.20	134.42
1995 正規従業員	168	307.02	135.30	239	326.29	106.08
パート	175	82.50	55.63	37	188.05	102.82
嘱託	9	147.44	124.95	11	227.36	96.29
自営・家族従業員	85	116.87	135.49	14	214.93	94.35
無業	476	12.08	73.33	34	139.62	176.43
不詳	5	36.60	35.27	1	270.00	---
その他の職業	3	103.33	45.09	2	107.50	10.61
計	921	90.69	142.73	338	283.09	132.71
1996 正規従業員	162	320.17	140.59	189	349.57	123.09
パート	182	79.73	57.32	40	187.85	98.97
嘱託	10	131.20	79.77	10	243.80	97.00
自営・家族従業員	78	133.82	140.99	12	224.33	105.66
無業	450	17.60	59.04	35	95.89	126.40
不詳	---	---	---	---	---	---
その他の職業	---	---	---	---	---	---
計	882	97.56	142.96	286	286.36	150.18
1997 正規従業員	159	340.20	151.18	162	360.63	113.45
パート	185	76.82	49.74	44	185.30	109.00
嘱託	10	160.60	69.20	15	259.33	71.55
自営・家族従業員	90	114.52	133.47	14	255.43	173.21
無業	431	15.92	57.34	31	86.10	124.40
不詳	---	---	---	---	---	---
その他の職業	---	---	---	---	---	---
計	875	99.52	149.31	266	288.38	151.95