

(1993) は日本を企業中心主義社会と位置づけて、その底辺を支えるのが身分としてのジェンダーの存在にあるとする。1960年代の高度経済成長は、企業戦士を支える専業主婦がいたからこそ実現した(大沢 1993; 落合 1994)。上野(1990)は社会システムの基層にあるジェンダー格差を温存する家父長制を指摘し、近代家族を家父長制資本主義と説く。武川(1999)は脱商品化に加えて脱家父長制化の概念をもって福祉国家を捉える。ボーゲル(Vogel 1980)は日本は企業と家族によって基本的な生活保障が保障されることで、福祉国家はあえて明示的に必要としなかったとし、橋木(2002)も同様に、低い社会保障給付費の対GDP比をもってわが国は福祉国家ではないとする。エスピン・アンデルセン(1999)は日本を自由主義型と保守主義型が融合したハイブリッドな福祉国家と位置づけ、家族の大きな役割に注目する。事実日本は、第1次オイルショック以来の緊縮財源を余儀なくされた社会保障に対応すべく、「日本型福祉社会」(自由民主党 1979)で「家族の基盤」が強調され、「含み資産」として家族による社会保障代替機能が期待された。このように、わが国の福祉国家としてのあり様をジェンダー、家族の視点からみる意義は大きい。

2. ジェンダーからみた政府の役割期待

ここでは福祉国家としてのあり様(福祉国家観)を政府への責任期待から検討する。福祉国家観と一口にいっても、その内容は多岐にわたる。雇用に関する施策、医療、高齢者福祉、所得格差や育児・子育て、マクロな経済政策など、様々である。そこで人々は2000年時点で福祉国家として何を期待し、その政府に対する期待はジェンダーによってどのように異なるのかを検討する。ジェンダーに加えもう一つの重要な変数は配偶関係である。わが国は1989年の「1.57」ショック以来恒常的な出生率の低下に悩まされている。この出生率の低下の主たる原因は、若年層の晩婚化・未婚化である。どうして若者たちは結婚しようとししないのか。結婚することによって大きく異なる生活スタイルは、晩婚化・未婚化の一つの原因と捉えられる。未婚であれば親と同居して生活の雑用から解放されて、自分の給料は好きなことに費やすことができる(山田 1999)。しかし、一旦結婚すると、家事・育児は妻が一手に引き受け、夫も長時間労働を強いられて子どもと遊ぶひまもない。そのような生活スタイルの大きなギャップは若者たちの結婚観を否定的にしていくのではないか。

そこで、結婚しているか、いなかによって福祉国家に関する意識、家族に大きく依存する福祉国家を支えるジェンダー観はどのように異なるのかについても検討する。ここでのジェンダー観とは、家庭内性別役割分業や幼い子どもを持つ母親就労に関する意識をさす。男性か女性か、既婚か未婚か、という個人のミクロレベルな属性の違いが福祉国家や性別役割分業観にどのように反映されるのか。福祉国家というマクロなレベルの概念に対して、様々な属性を持つ個人はどのような意識を形成しているのかを通して、ミクロとマクロなレベルを関連づける可能性を模索する。

本分析で用いるデータは、2000年に福祉社会のあり方に関する研究会(代表 武川正吾 東京大学助教授)が実施した「福祉と生活に関する意識調査」である¹。福祉国家のあり様を政府責任の観点からみてみよう。政府の責任であるか否かについて次の11項目が設問される。(1)働く意志のある人すべてが仕事につけるようにすること(雇用機会の保障)、(2)物価を安定させること(物価の安定)、(3)病人に医療を提供すること(医療保障)、(4)高

齢者が世間並みの生活を送れるようにすること（高齢者対策）、(5) 産業が成長するのに必要な援助をおこなうこと（産業政策）、(6) 失業者でも世間並みの生活を送れるようにすること（失業対策）、(7) お金持ちの人と貧しい人との間の所得の差を縮めること（所得格差）、(8) 収入の少ない家庭出身の大学生に経済的な援助をおこなうこと（教育支援）、(9) 家の持てない人びとに世間並みの住居を提供すること（住宅提供）、(10) 企業が環境破壊をしないように法律で規制すること（環境問題）、(11) 育児・子育てを支援すること（育児・子育て支援）。各項目について、「明らかに政府の責任である」、「どちらかといえば政府の責任である」、「どちらかといえば政府の責任でない」、「明らかに政府の責任でない」、「わからない」の5つの選択肢が用意されている。その中で「わからない」を除く4つの回答を、「明らかに政府の責任である」4ポイントから「明らかに政府の責任でない」1ポイントとスケール化した。図1は、11項目のうち政府責任期待の平均スコアが高いものから順に示した。

図1 政府責任期待の平均スコア

最も高い平均スコアを提示したのは環境問題の3.49であり、最も低いスコアは2.49の失業者対策であった。比較的高い政府責任期待スコアは、物価安定、医療保障、高齢者対策、であり、逆に比較的低いスコアを呈したのは教育支援、所得格差、住宅提供、であった。政府責任として大きな期待を寄せる環境や経済、高齢化に伴う医療問題は、比較的緊急な対応が要請されている。その意味で、福祉国家としてのあり様は、ある特定のビジョンをもって福祉国家のあり様を決定するというよりも、その時点で緊急を要する具体的な諸事情を加味して決定されている。2000年時点では、環境、景気、高齢化問題が緊急の政策課題として人々に認知されていた。しかし、これらの緊急度の高さと意識のジェンダー差は必ずしも一致しない。

これら11項目のうち、ジェンダー間で有意な意識の違いを呈したのは、産業政策、雇用機会の保障、教育支援、所得格差、失業対策である。これらの項目はすべて、女性の方が男性よりも政府の責任であるとした程度が有意に高い。これらのうち、平均値が男女間で比較的大きい雇用機会の保障、所得格差、失業対策について詳しく分析を進める。男女間で異なる政府責任の期待値は、何によって決定されその決定に際して結婚しているか否かはどのような影響を及ぼすのであろうか。ただしここでの配偶関係は、有配偶者と未婚者に限定し、離死別者は今回の分析には含まない²。

2-1. ジェンダーによる福祉国家観の決定構造の違い

表1は、3項目の政府責任に対する期待スコアを従属変数にした重回帰分析の結果である。独立変数は、年齢、有配偶ダミー、学歴、フルタイムダミー、パートタイムダミー、自営ダミー、本人収入、である。すでに述べたように有配偶ダミーは有配偶を1として未婚者をゼロとする。学歴は最終学歴を教育年数に変換して用いる。フルタイム、パートタイム、自営の就労関連ダミーは無職をベースとして作成した³。収入は昨年課税前所得を階級値で設問しているため、中位点をとって連続変数とし、調査時点で無業の場合はゼロとした。

表1 男女別政府責任期待に関する重回帰分析

まず雇用機会保障についてみると、男性の間で有意な効果を呈したのは年齢と収入であ

る。年齢が高いほど雇用保障を政府責任であるとする程度が高くなり、収入が低いほど雇用保障を政府責任として期待する程度が高くなる。男性の間では、高齢者や低所得者といった雇用機会に恵まれない者らが雇用機会の保障を政府に求める傾向にある。女性については、男性同様に年齢が有意な効果を呈しているが、男性と違って配偶関係が有意な効果を呈する。有配偶者であるほど雇用機会の保障に対する政府への期待は有意に低くなり、結婚や出産によって労働市場との関りが希薄になる状況がうかがえる。

失業対策に関して男性の意識を決定するのは、学歴と所得である。教育程度や所得が高いほど失業対策に対して政府責任を期待しない。ここでも高学歴で高所得の失業のリスクが低い者は失業対策に対して政府責任をそれほど期待しない⁴。女性については、配偶関係と就労関係が有意な効果を示す。有配偶であるほど失業対策に対して政府責任を強く期待せず、自営（家族従業者含む）は無業者に比べて失業対策に政府責任をあまり期待しない。女性は有配偶者であることが、労働市場との距離を広めるだけでなく失業にともなう所得喪失のリスクを回避する手立てともなっていることがうかがわれる。

所得格差について男性は教育程度と所得が有意な効果を呈し、教育程度や所得が高いほど所得格差を縮小するべく政府が責任を持つことにそれほど期待しない。一方女性は、教育程度のみ有意な効果を示し、高学歴であるほど所得格差を縮小する責任を政府が負う必要性をそれほど認めない。男女ともに高学歴であることは、高い社会経済的地位につく確率が高く所得格差に関して鈍感になる傾向にある。

以上、政府責任を期待する状況に、男性については所得が一貫して重要な要因であり、自らがどの程度の報酬を得、労働市場においてどのような位置にいるのかが政府責任を期待するにあたって直接的な効果を呈する。一方女性は、雇用機会や失業対策において、配偶関係が重要な要因で、結婚しているか、否かは政府に対する意識を大きく左右する。結婚は女性にとって、失業のリスクや経済的リスクを受ける際のバッファーとなっていることが想定される。しかし、この配偶関係の効果は女性にのみ認められ、男性についてはあくまで自らの社会経済的地位（所得や学歴等）が意識を決定するうえに重要である。

では、福祉国家のあり様を意識する場合に、配愚者の要因はどの程度重要であるかをみるために、有配偶者だけに限って分析をする（表 2）。ここでは、自らの従業上の地位に代わって配偶者の職種⁵を独立変数として投入する。職種関連変数は、ブルーカラー職（農業含む）をベースとして、専門職ダミー、事務・販売職ダミー、サービス職ダミーを作成する。また、本人収入に比べ、本人以外の世帯所得を投入する⁶。

表 2 有配偶者間の政府責任に関する重回帰分析

雇用機会保障について有配偶男性は、年齢、本人と本人以外の収入が有意な効果を呈した。年齢が高いほど、本人および本人以外の収入が低いほど雇用機会保障への政府責任期待が高い。一方、有配偶女性は年齢効果のみ有意で、年齢が高いほど雇用機会保障への政府に対する期待は高くなる。失業者対策に関して、有配偶男性は本人の収入のみ有意な効果を呈しており、本人の収入が低いほど政府の責任とする程度が高くなる。有配偶女性の間では、失業者対策に関してどの要因も有意ではない。この結果から、女性にとっての雇用問題、失業問題は未婚者には切実であるが、有配偶者は配偶者をはじめとする世帯によって保護されている状況が認められる。所得格差について、有配偶男性は本人学歴、妻専門職ダミー、本人収入が有意な効果を示す。学歴が高いほど所得が高いほど所得格差に政

府責任を多く期待しない。一方、妻が専門職の場合ほど、所得格差を政府責任として期待する⁷。女性の場合は、本人以外の収入のみが所得格差に関する政府責任への有意な効果を呈した。本人以外の収入が高いほど所得格差の縮小にそれほど政府の責任を期待しない。ここでの興味深い発見は、有配偶女性の場合本人の収入ではなく配偶者を含む本人以外の収入によって所得格差に対する政府責任意識を決定している点にある。言い換えれば、妻自らの経済的な水準は、本人の収入というよりも本人以外の収入によって把握されているともいえる。

このように政府責任期待に関する有意なジェンダー差を呈した項目は雇用機会、失業といった労働市場との関りが強いものであった。そこでの意識の決定構造は概して男女で異なり、その違いは主として労働市場や世帯とのかかわりの違いから生まれると解釈される。特に配偶関係は女性にとって意識決定に大きく寄与し、有配偶女性が結婚/出産を機に労働市場との距離を広げ、世帯が経済的なリスクを回避するバッファーとなっている実態が女性の意識決定構造に反映されていた。一方、男性は本人の所得や年齢といった労働市場における地位を直接反映するかたちで福祉国家に対する意識の決定構造が形成されていた。しかしながら、有配偶者に限定すると、男性も自らの所得のみならず妻の収入を含む本人以外の世帯収入が有意な効果を呈するなど、自らの属性のみによって意識が形成されているわけではない。それでも女性は、自らの所得は有意な効果がなく、夫の所得をはじめとする本人以外の収入によって所得格差に対する政府責任期待が決定されていた点は見落とすことができない。

女性の間で世帯、夫との重要な関係を見ることができたが、次に世帯内性別役割分業と母親就労に関する意識について、その決定構造をみてみよう。

3. ジェンダー観を決定する要因

ジェンダー観に関する質問は、(1)女性が自立するためには、仕事をもつことが一番よい(女性の自立)、(2)家事や育児はもっぱら女性がおこなうべきである(家庭内性別役割分業)、(3)専業主婦であることは、外で働いて収入を得ることと同じくらい大切なことだ(専業主婦の価値)、(4)子どもが3歳になるまでは母親が育てるべきだ(3歳時神話)、(5)男の子や男の子らしく、女の子は女の子らしく育てるべきだ(子どもの育て方のジェンダー差)、の5項目である。各項目に関する意見として、「賛成」、「どちらかといえば賛成」、「どちらともいえない」、「どちらかといえば反対」、「反対」が選択肢として提示され、それぞれを5から1にスコア化する。図2は、各ジェンダー観についての平均スコアであり、支持が多い(スコアが高い)もの順に提示した。

図2 ジェンダー観に対する支持程度

最も高い平均支持スコアを示したのが専業主婦の価値であり、多くのものが専業主婦は家庭外に仕事をもつと同程度に重要なことであると位置づけている。一方最も低い支持スコアを呈したのは家庭内性別役割分業であり、家庭責任の一切は妻が担うべきとする考え方を支持する者は少数派である。ジェンダー観については、女性の自立を除いて概して男性の方が女性よりも支持スコアが高い。その中で有意なジェンダー差を呈した項目は、女性の自立、家庭内性別役割分業、子どもの育て方、である。その中で最も大きな平均スコアのジェンダー差を呈したのは家庭内性別役割分業である。一方、専業主婦の

価値は男女共に認め、3歳未満児の子どもを持つ母親の就業に対しては男女共に否定的である。

表3 男女別性別役割分業に関する重回帰分析

表3は、家庭内性別役割分業観の決定要因を男女別にみた。男性の間で有意な効果を呈したのは、年齢のみで年齢が高いほど家庭内性別役割分業を支持する程度が高くなる。女性については、性別役割分業観が個人属性によってより差別化されており、年齢、学歴、個人所得が有意な効果を呈した。男性と同様に女性も年齢が高いほど性別役割分業を支持しやすい。しかし、学歴や個人収入が高いほど性別役割分業を否定する傾向にある。単にフルタイムかパートか、といった働き方というよりも、実際にどの程度の収入を得て家計に貢献しているかによって、女性の性別役割分業意識は異なる。実際に家庭外に仕事もち、かつ仕事の経済的な意味が大きい状況において、女性はその実態を反映し正当化するように伝統的な家庭内性別役割分業を否定する傾向にある。では、有配偶者に限定して性別役割分業観の決定構造をみると(表3の第3列と第4列)、有配偶男性の間で有意な効果を呈したのは年齢と妻が専門職であるか否かである。年齢が高いほど性別役割分業に関して同意する傾向は一貫して強く、男性の間での性別役割分業意識は世代の効果が重要であることが確認できた。さらに有配偶者の間では、妻が専門職として働いている場合はブルーカラー職として働いている場合に比べ性別役割分業を否定しやすい。有配偶男性の性別役割分業意識は男性個人の属性よりも、妻属性に左右される傾向がある。

一方有配偶女性の間で夫の属性の影響は認められず、有意な効果を呈したのは年齢、学歴、本人収入である。このように、家庭内性別役割分業に対する意識について、男女で非対称的な決定構造が存在し、有配偶男性は妻の属性に影響を受け有配偶女性は労働市場における地位を含む個人属性に大きく左右されている。

このようなジェンダー差を示した家庭内性別役割分業意識の決定要因の背景には、幼い子を持つ母親就業に対する抵抗感がある。事実、3歳未満の子をもつ母親の就業率は3分の1以下と低く(総務省統計局 2004)、高学歴を取得した女性の間でも出産を契機に子育てに専念する姿は欧米諸国からみると特異である(白波瀬 2004)。すでに図2でみたように、3歳未満児を持つ母親が家庭外に仕事をもつことに大きな対抗が男女共通してある。次に未就学児の子どもをもつ母親の望ましい働き方について少し詳しくみてみよう。

3-2. 未就学児を持つ母親の就業

図3 男女別、未就学児を持つ母親の望ましい働き方

男女別に、未就学時をもつ母親の望ましい働き方をみたのが図3である。男女共に過半数が専業主婦が望ましいとしており、パートタイム就業が望ましいとしたのは男女ともに4分の1前後である。フルタイム就業が望ましいとしたのは、男性4.1%、女性4.9%と極めて少数派である。20代の若年層でも、未就学の子どもの持ちながらフルタイムで仕事をするのは望ましいと答えたのは、女性8.9%、男性7.7%と1割にも満たない。そこで、男女別に未就学児の母親の望ましい働き方が専業主婦であるとした場合を1とし、その他をゼロとするロジット分析を行う。未就学児がいる場合、母親は専業主婦として家にいるべきだとする要因は男女で異なるのであろうか。説明変数は家庭内性別役割分業意識に関する重回帰分析で採用したものと同様で、年齢、有配偶か否かをみた配偶関係、最終学歴を年

に換算した教育年数、調査時点での就業状況（フルタイム、パートタイム、自営業ダミー）、本人収入、とする。また、未就学子を持つ母親就労に関する意識であるので、有配偶者に限って子どもの有無についても独立変数に加えた。

表 4 未就学児の母親就労に関するロジット分析

表 4 は、未就学子を持つ母親の望ましい働き方に関して男女別にロジット分析をした結果である。男性の間で有意な効果を呈したのは、年齢のみである。年齢が高い男性ほど、幼い子を持つ母親は家庭外に仕事をもつべきではないとする。一方女性の間で有意な効果を呈したのは本人収入であった。実際に家庭外に仕事をもち高い収入を得ている場合ほど、女性は幼い子を持つ母親も仕事をもつべきであると考えられる。ここでも実際の労働市場における地位が、女性の意識を決定づけている。

では有配偶者に限って、未就学児を持つ母親の働き方についてみてみよう（表 4、第 3 列、第 4 列）。男性はどの要因も有意な効果を示さず、ここで検討する要因にかかわらず幼い子を持つ母親は働かないほうがよいと考えている。有配偶女性については、ここでも本人収入のみが有意な効果を呈し、実際にどの程度の就労をしているかが意識を決定している。

以上、性別役割分業や母親就労に関する意識を決定するうえに、女性は実態レベルでの程度の就労を遂行しているかが鍵となることが確認された。一方、男性の場合は、ジェンダー観を決定する上には、年齢以外の属性は限定的な効果しか認められなかった。

4. 一人親世帯の社会経済的位置づけ

最近の不平等化論（佐藤 2000）では、社会的階層の高い者らの再生産をもって論じられる場合が多い。医者の子は医者、高学歴の親の子も高学歴、というように、高い階層の再生産の程度が高まった。これを裏返していうと、低い階層から高い階層への参入が困難になったことで、人びとは不平等観を高めたと解釈する。その一方で、低い階層への注意が十分に払われてこなかったといえる。例えば、高校卒業後仕事に就いたものらとみると、父親が無職であったり、父親がいない効果が有意であることがわかった（石田 2003）。高い階層のみならず、仕事を持たない親、あるいは親が一人しかいないことは、子どもの進路に有意な効果を及ぼす。そこで、本稿ではこれまで十分に注意が払われてこなかった一人親世帯に注目し、その詳しい世帯構造や経済的地位について検討することを目的とする。

少子化の最も重要な要因のひとつに若年層の晩婚化、未婚化をあげることができるが、最近では既婚者の間でも出生率が低下してきたことが指摘されている（国立社会保障・人口問題研究所 2002）。しかし、子どもをもつ世帯を論じる場合には夫婦二人を核としたいわゆる核家族世帯を前提にされることが多いが、母親のみ、あるいは父親のみの一人親世帯も無視することはできない。アメリカやイギリスでは 10 代の妊娠や貧困層との関連で一人親世帯、特に母親一人世帯に焦点をあてた研究がなされてきた（Lewis 199?）。しかしわが国においては統計上の制約もあり、これまで十分な注意がはらわれてこなかった。そこで本稿では、一人親世帯の社会経済的地位に焦点をあて、全体社会の中で一人親世帯がどのような位置づけにあるのかを検討することを目的とする。特に本稿では一人親のなかでも母親一人世帯のみならず、父親一人世帯にも焦点をあてて検討をおこないたい。一人親のなかでのジェンダーの違い、あるいは類似点はどこにあるのだろうか。

片親といえども、高齢の母と成人した子どもの関係は、若い子どもをもつ母親一人世帯とはその意味が異なるので、本稿においては 50 歳以下のものを対象に検討する。1986 年から 1998 年にかけて、バブル経済の真っ只中とバブル経済が崩壊した後にかけての約 10 年間にかけての時系列的な変化を検討する。一人親世帯は経済の好況期と不況期を経て大きな変化があったのかどうか。一人親世帯の世帯構造（具体的には親と同居する世帯とそうでない世帯）上の変化や経済状況（経済的ウェルビーイング）について検討を行う。本分析で用いるデータは、1986 年から 1998 年までの 3 年ごとに実施された国民生活基礎調査である⁸。

4-1. 一人親世帯のジェンダー差

図 4 挿入

図 4 に示す通り、全世帯に占める一人親世帯の割合は若干減少にあるものの、1986 年以来大きな変化はなく、1998 年時点で約 3%が一人親世帯である⁹。母親一人世帯と父親一人世帯の割合の変化をみると（図 5）、母親一人世帯が 1986 年の 70%から 1998 年の 76.4%と増加の傾向にある。しかし、一人親世帯のうち母親一人世帯が 7 割以上の多数派であることに変わりはない。

図 5 挿入

一人親世帯における母親、父親の平均年齢をみると、1986 年以降父母ともに年齢が高くなっている。母親は 1986 年に 36.7 歳であったものが 1998 年に 37.2 歳となり、父親も 34.8 歳から 36.3 歳に上がっている。母親と父親の平均年齢の差は 1995 年まで統計的に有意な差を示したが、1998 年にはその差が有意でなくなっている。本データはクロスセクショナルであるので、新たに一人親として参入したものの年齢が上がっており、その年齢は男性の方が高くなることで男女間の差が有意でなくなったのか、最近で父親一人世帯で再婚せず一人親世帯を維持し長期化することで男性の方が平均年齢が上がったのかは定かではない。どのような者が一人親世帯になるのか、そのジェンダー差について検討することは重要であるので、今後検討したい課題である。

表 5 挿入

母親一人世帯と父親一人世帯の配偶関係をみると、興味深い違いをみることができる（表 5）。まず、1998 年の値に注目してみよう。ここでの配偶関係とは一人親となった契機ともみなすことができ、離婚か、未婚か、死別か、の 3 カテゴリーに分かれる。母親一人世帯については 68.1%が離婚によると答え、未婚で母親一人世帯というものは 18.5%、死別は 13.4%と少数派である。一方父親一人世帯については、離婚と答えたものが 44.8%であり過半数に至らず、未婚の父親一人世帯であると答えたものが 4 割とほぼ同程度ある。死別は 15%である。父親一人世帯となったものの 4 割程度が未婚であるとしており、この結果は少々驚きであった。その中身についての詳しい検討は他稿に譲りたい。

時系列的な配偶関係の変化を母親一人世帯、父親一人世帯でみると、両世帯とも離婚の割合が上昇していることが認められる。母親一人世帯については、1986 年に 54%が離婚と答えたのに対し、1998 年には 68%と増加している。父親一人世帯についても 1986 年に離婚としたものは 34.5%の 3 分の 1 強であったが、1998 年には 44.8 と上昇しており、その上昇率は父親一人世帯の方が若干高い（母親一人世帯の上昇率は 26.1%、父親一人世帯の

上昇率は 29.9%)。すでに述べた通り、新たに離婚するものと離婚が継続しているものとの区別しなければならないが、本データによってはこの点を明らかにすることはできない。

図 6 挿入

では親と同居する割合について、男女別にみてみよう (図 6)。母親一人世帯と父親一人世帯の間での大きな違いは、父親一人世帯の多くが親と同居しているのに対し、母親一人世帯では過半数は親と同居していない。1998 年において、母親一人世帯の 45%が親と同居しているが、父親一人世帯は親と同居するものが 76.3%と高い。1986 年以來の時系列的な変化をみると、一様のパターンを認めることはできず、母親一人世帯では 1986 年に親と同居している者が 45.6%であったがその後 1995 年の 40.9%まで減少し、1998 年には再び上昇している。父親一人世帯をみると時系列的な変化はジグザグで、1986 年に親と同居しているとしたものが 70.1%であったが 1989 年には 79.4%と大きく上昇し、その後また 73.7%に減少して 1998 年に 76.3%と再び上昇している。しかし、父親一人世帯は親と同居するものが多数であり、母親一人世帯は半数以上は親と別居している傾向に大きな変化はない。

親と同居することによって、生活上の様々な支援を得ていると考えられるが、男女によってその意味は異なるかもしれない。おそらく父親一人世帯の高い親との同居率は子育てや身の回りの世話といった支援を得ていると考えられる。一人親世帯となることによる、生活上の不都合を親との同居という形をとって補填している状況が認められる。さらに、夫婦間での役割分業を、親子といった異なる世代で分業する形とも解することができよう。

表 6 挿入

では就業状況について、親との同別居状況も考慮に入れて検討してみよう。表 6 は、母親一人世帯、父親一人世帯別の全体の就労率と、親との同別居別にみた就労率をみたものである。まず母親一人世帯についてみると、1998 年における就労率は 85.2%であり、1992 年以來上昇の傾向にある。親との同別居別に就労率をみると、いずれの年も別居の方が就労率は高く、親との同別居別の就労率の差は統計的に有意である。父親一人世帯の場合は、1986 年から 1989 年にかけて 90%から 94%へと上昇した後 1992 年いらい減少し、1998 年には 90.7%とその値は近年安定している。親との同別居別にみると、父親一人世帯の場合も別居の方が高く、1998 年には親と別居するものの 97.8%という大多数が仕事を持っている。同別居別の就労率の差は 1989 年を除いて、統計的に有意である。

このように、母親一人世帯、父親一人世帯ともそれぞれ 8 割、9 割以上が仕事を持っているが、親と同居する場合の方が就労率は低い。母親一人世帯においては、1998 年にその差が縮小しているが (同居の場合 82.1%、別居の場合 87.8%)、その傾向が今後も継続するとは限らないので簡単に結論づけることは避けたい。しかし、就労率は個人的あるいは世帯の属性に加えて、マクロな経済状況が反映されてくる点も見落としてはならない。事実、1986 年から 1989 年にかけてのバブル期には、特に母親一人世帯の間で就労率の上昇が認められた。

表 7 挿入

表 7 は、一人親世帯の男女別職種分布をみたものである。1998 年に注目すると、母親一人世帯は約 4 分の 1 が事務職についており、次に多いのがサービス職従事者である。これに専門的職業従事者を加えると、過半数の 6 割以上がこれら 3 つの職種に集中する。一方

父親一人世帯では、3分の1が生産工程・労務作業に従事しており、次の多いのが販売職従事者（14.0%）である。これらに専門・技術職従事者の12.8%を加えると、60.3%となる。職業分布を時系列的にみると、どの年度においても父親の生産工程・労務作業従事者への集中が概して高いが、近年の変化としてあえていうならば専門・技術職の占める割合が1986年の6.9%から12.8%へと高くなっていることが認められる。

4.2. 一人親世帯の経済状

表8 挿入

では、一人親世帯の経済状況に関する分析に入っていこう。表8は、一人親世帯の親のジェンダー別に、世帯収入と個人収入の平均と、それぞれの中央値を比較することで格差の程度をみたものである。ここでの世帯収入は、世帯員数を考慮にいれ、消費活動の基礎的な単位である世帯レベルの経済的なウェルビーイングを測るために、世帯収入に等価尺度($\epsilon=5$)を除して算出した。個人収入は課税前の総所得である。まず世帯所得をみてみよう。父親一人世帯の方が母親一人世帯よりも世帯所得は高く、その差は1986年、1995年、1998年では統計的に有意である。

表9 挿入

そこで父親一人世帯の世帯収入の中央値を100とした母親一人世帯の世帯収入をみると(表9)、1998年で64.3であり、両世帯間で格差が拡大する傾向にある。個人収入については、父親一人世帯の方が母親一人世帯よりも高く、その格差は世帯収入よりも大きい。個人収入の両世帯間の違いは、いずれの年も統計的に有意であり母親一人世帯と父親一人世帯間の個人収入も近年拡大する傾向にある。しかし、個人収入をそのまま見た場合よりも世帯収入によってのほうが、父親一人世帯と母親一人世帯の経済的格差は縮小する。世帯を通して経済的な状況が平準化されているとも解することができよう。

世帯収入と個人収入を時系列的にみると、1989年では世帯収入に有意な差がなく、格差も95.6とほとんどない状況がみられた。1989年には男女ともに就労率は高まっており、一人親世帯も経済の好況期の恩恵を受けていたのではないかと考えられる。

表10 挿入

表10は、母親一人世帯と父親一人世帯内で親との同別居別に等価世帯収入と個人収入の比較である。父親一人世帯においては、親と別居する場合の方が世帯収入が高く、その傾向は1986年から変わっていない。その差は、1998年を除いて有意であり、父親一人世帯の場合親との同居は経済的な保障を得るためではなさそう。それよりも父親一人世帯で親と同居するのは、仕事の間子どもの世話をみてもらったり身の回りの世話をしてもらったりといった家事・育児の代替機能が着たいされているのではないか。一方母親一人世帯については、親と同居しているほうが世帯収入は有意に高い。しかし個人収入をみると親と別居する場合の方が高く、親との同居は経済的な保障をも提供していることが母親一人世帯については認められた。時系列的な変化をみると、母親一人世帯、父親一人世帯ともに親との同別居別に世帯レベルでは特に経済的な格差が概ね拡大する傾向にある。

表11 挿入

表11は、親との同別居別に母子・父親一人世帯の個人収入の比較である。親と同居しているものの中でも、親と別居している場合にも、父親一人世帯の方が母親一人世帯よりも

個人収入は有意に高い。特に親と別居しているものの中で、父親一人世帯と母親一人世帯の間の個人収入の格差（父親一人世帯の個人収入=100とした場合）が近年拡大している傾向にある。1998年の親と別居しているものの間では格差が38である。

最後に一人親世帯の経済状況について、福祉国家論の立場からよく議論になるのは、社会的な扶助をどの程度受けており、その受給資格や受給期間がどの程度充実しているかをもって、世帯の多様化に福祉国家がどの程度寛容であるかの尺度とみなす。そこで、ここでは個人収入に占める稼得収入の割合をみることで、わが国における一人親世帯の位置づけを考察したい。

図7 挿入

図7は母親一人世帯と父親一人世帯別に稼得収入割合をみたものである。父親一人世帯の方がその割合は高く、95%以上の大部分を稼得収入が占める。母親一人世帯は父親一人世帯よりもその割合は低いものの、8割近くが稼得収入である。一人親世帯といえども、自動的に社会的扶助の対象になるというよりも、そのジェンダーにかかわらず自らの就労によって得た稼得収入割合が明らかになった。

5. 考察

2000年時点で、人々は環境、景気、高齢福祉問題といった側面に多くを政府に期待していた。これら比較的高い政府責任期待スコアを呈した事項において、有意なジェンダー差は認められず、高い政策的対応が必要とする事項に関しては男女に共通した見解が認められた。一方、雇用問題をはじめとする労働市場と関連した施策に有意なジェンダー差が認められ、実態レベルでの労働市場におけるジェンダー格差が意識に反映されていた。男性は所得や学歴など個人属性と大きく関連し、高学歴・高所得といった恵まれた社会経済的地位にある者にとって失業対策や雇用対策はそれほど優先順位の高い施策とは見なされていない。一方女性については、配偶関係が福祉国家観に重要な効果を及ぼし、未婚女性の間で失業対策をはじめとする雇用施策への要請が高い。言い換えれば、結婚や出産を機に労働市場を退出する傾向が優勢な状況にあって、有配偶女性は雇用政策や失業対策に未婚女性ほど緊急性を見出していない。

家庭内性別役割分業や幼い子をもつ母親就労に対する意識からみたジェンダー観は、女性が実際のどの程度の仕事をして、収入を獲得しているかに大きく左右されていた。有配偶男性の間では、男性個人の属性はジェンダー観を決定するうえに限定的で効果しか認められず、意識構造を決定する要因は男女で異なっていた。実際に高い収入を得、キャリアを蓄積する過程で、家庭内性別役割分業や母親就労に対する意識はその実態を反映するかのようにより柔軟になる。

このように、福祉国家観やジェンダー観に関し、男女で異なる意識決定構造が認められた。女性は結婚しているか、否かによって意識が左右される。特に有配偶女性は個人属性というよりも夫をはじめとするその他の世帯員所得を見込んだ経済的リスク対応資源を保有しており、世帯が一つのリスク対応バッファー圏となって福祉国家観が形成されていた。これは女性自身が、男性世帯主型福祉国家を前提とした意識構造を持っていると捉えることもできる。一方男性は主たる稼得者役割にあって、福祉国家観を決定する要因は男性本人の学歴や収入が重要となる。しかし将来、中高年のリストラが進み世帯が経済的リスク

のバッファとしてこれまで通り機能しなくなった時に、男性世帯主型福祉国家はどのように変容してくのが問題となる。不況が続き、一人の稼ぎ手ではこれまでの消費水準を維持できなくなった時、有配偶女性も未婚女性と同様に雇用問題をより切実に実感するようになるであろう。ただ、たとえ有配偶女性が労働市場に進出しようとしても、どの程度これまでの男性世帯主型福祉国家体制が崩れるかは疑問である。

さらに、一人親のジェンダー別と親との同居別に注目して、わが国における一人親の社会経済的な状況をみると、一人親といえどもジェンダー差は明らかであった。母親一人世帯は父親一人世帯に比べて離婚によるものが多く、親と別居するものも過半数弱いる。しかし経済的には父子家庭に比べて恵まれておらず、親との同居は低い個人収入を補填するかたちで経済的な保障も獲得しているケースが見られる。

一方父親一人世帯は親と同居する割合が7割近くあり、親と同居する利点は経済的というよりも、家事や子育て支援といった家族機能を補填することが想像される。事実、親と別居する場合の方が世帯収入、個人収入ともに有意に高く、親と同居しても経済的に恵まれるようになったという状況は認められなかった。このようにジェンダーによって異なる一人親世帯と親との関係は、強固な性別役割分業体制とも関連しながら存在している。

個人の社会経済的地位は意識レベルに反映され、福祉国家観を形成するが、その決定構造にジェンダーは重要な要因として介在していた。わが国の男性世帯主型福祉国家体制は強固な性別役割分業体制に基づいており、一人親世帯に関しても性別役割分業体制が基層部分で存在する。有配偶女性の限定的な労働市場との関りや結婚・育児によって大きく変化する役割期待が女性に大きく覆い被さる。ここでは個人の意識の問題というより、夫も妻も稼ぎ手であるような、あるいは親一人の世帯を想定した新たな雇用施策の展開が必要となる。新たな雇用政策を展開するということは、個人が生活者であり市民である役割を再確認することに通じる。ジェンダーによって偏った役割期待を強要し前提とするような社会システムから逸脱し、多様な家族形態の中で共に働き共に生きる社会を想定した時新たな少子高齢社会の進むべき道が見えてくる。

参考文献

- Brinton, M. 1993. *Women and the Economic Miracle: Gender and Work in Postwar Japan*. Berkeley: University of California Press.
- Crompton, R. and Mann, M. (eds.) 1986. *Gender and Stratification*. Cambridge: Polity Press.
- Delphy, C. 1981 "Women in Stratification Studies." Pp. 114-28, *Doing Feminist Research* edited by H. Roberts. London: Routledge & Kegan Paul
- Esping-Andersen, G. 1990. *The Three Worlds of Welfare Capitalism*. Princeton: Princeton University Press.
- Esping-Andersen, G. 1999. *Social Foundation of Postindustrial Economies*. Oxford: Oxford University Press.
- 橋本健二 2001年 『階級社会日本』 青木書店

- 石田浩 2003年 「社会階層と階層意識の国際比較」105～125頁 樋口美雄・財務省財務総合政策研究所編著『日本の所得格差と社会階層』日本評論社
- 岩間暁子 1997年 「性別や役割分業と女性の家事分担不公平感」『家族社会学研究』第9号、67～76頁
- 国立社会保障・人口問題研究所 1998年 「第2回人口問題に関する意識調査 報告書」
- 国立社会保障・人口問題研究所 1999年 「第2回全国家庭動向調査 結果概要」
- Lewis, J. 1992. "Gender and the Development of Welfare Regimes." *Journal of European Social Policy* 2(3): 159-73.
- Lewis, J. 1997. *Lone Mothers in European Welfare Regimes: Shifting Policy Logics*. London: Jessica Kingsley Publisher.
- 永井暁子 (1999) 「現代夫婦の性別役割分業の実態」179～201頁 石原邦雄編・高橋勇悦監修『妻たちの生活ストレスとサポート関係』、東京都立大学都市研究所
- 西岡八郎 1998年 「家族機能の変化」25～45頁、『人口変動と家族』阿藤誠・兼清弘之編、大命堂
- 織田輝哉・阿部晃士 「不平等感はどのように生じるのか」Pp.103～125頁、海野道郎編『日本の階層システム2 公平感と政治意識』東京大学出版会
- 大沢真知子 1998年 『新しい家族のための経済学』中央公論社
- 大沢真理 1993年 『企業中心社会を超えて』時事通信社
- 労働省女性局編 2000年 『平成11年版 女性労働白書』財団法人 21世紀職業財団
- Sainsbury, D. 1994. "Women's and Men's Social Rights: Gendering Dimensions of Welfare States." Pp. 150-69 in *Gendering Welfare States*, edited by Dian Sainsbury. London: Sage Publications.
- 佐藤俊樹 2000年 『不平等化社会日本』岩波書店
- 白波瀬佐和子 2000年 「家庭内役割分業と社会的支援に関する一考察」『季刊社会保障研究』第36巻第2号、256～268頁
- 白波瀬佐和子 2002年 「少子高齢化と男女共同参画社会」73-98頁 金子勇編『高齢化と少子社会』ミネルヴァ書房
- 橘木俊詔 2002年 『安心の経済学—ライフサイクルのリスクにどう対応するか』岩波書店
- Siaroff, A. 1994. "Work, Welfare and Gender Equality: A New Typology," in *Gendering Welfare States*, edited by Dian Sainsbury. London: Sage Publications.
- 上野千鶴子 1990年 『家父長制と資本制』岩波書店

¹本調査は、全国の20歳以上の男女5,000人を無作為に抽出して実施された。有効回答数は、3,991人である。

²本分析で検討するのは、分析対象とする従属変数の不詳を全て除いた2,692ケースである。このうち、未婚者は412人、有配偶者は2,072人、離別者は79人、死別者は129人であるが、本分析では未婚者と有配偶者に限定する。死別者は8割弱が60歳以上であり、配偶関係というより世代的(年齢的)な効果が介在する。離別者はこれからの福祉国家のあり方を考える上で極めて重要な位置を占めるが、人数が少なくかつ単純に結婚していないカテゴリーにまとめることに問題があると考え今回の分析から省いた。

-
- 3 男性の無職者は 253 人 (18.2%)、女性の無業者は 454 人 (41.5%) である。
- 4 短大・高専以上の高学歴者の中で、高い政府責任期待スコアを呈するのは、環境問題である。
- 5 本調査では、配偶者の職種はこれまでつた仕事の中で最も長く就いた職業を聞いているので、男女ともに 9 割以上の大多数が仕事に就いた経験をもつ。そこで、ブルーカラー職（農業含む）をベースとした職種ダミーを作成した。
- 6 本調査は本人と世帯の所得のみが質問されているので、本人を除く世帯所得は必ずしも配偶者の所得であるとは限らないが、多くを配偶者の所得からなると想定する。
- 7 残念ながら本調査では配偶者の調査時点での就労状況が不明であるので、ここでの妻専門職ダミーの効果が調査時点で専門職でのことなのか、かつて専門職であったという効果なのか不明である。従ってここでは詳しく議論を展開することはできない。
- 8 本分析は、平成 14 年から 15 年度に実施された「家族機能や就労形態等の変化に対応した社会保障のあり方に関する総合的研究」（主任研究者 寺崎康博）の成果の一部である。
- 9 ここでの一人親世帯は、配偶者がおらず未婚の子どもからなる世帯とし、親と同居する世帯も含まれる。国民生活基礎調査の定義によると、母親一人世帯、父親一人世帯とは、配偶者がおらず子どもが 20 未満の未婚の子のみからなる世帯としているので、本分析の値と若干異なる。

図1 政府責任に対する期待スコア

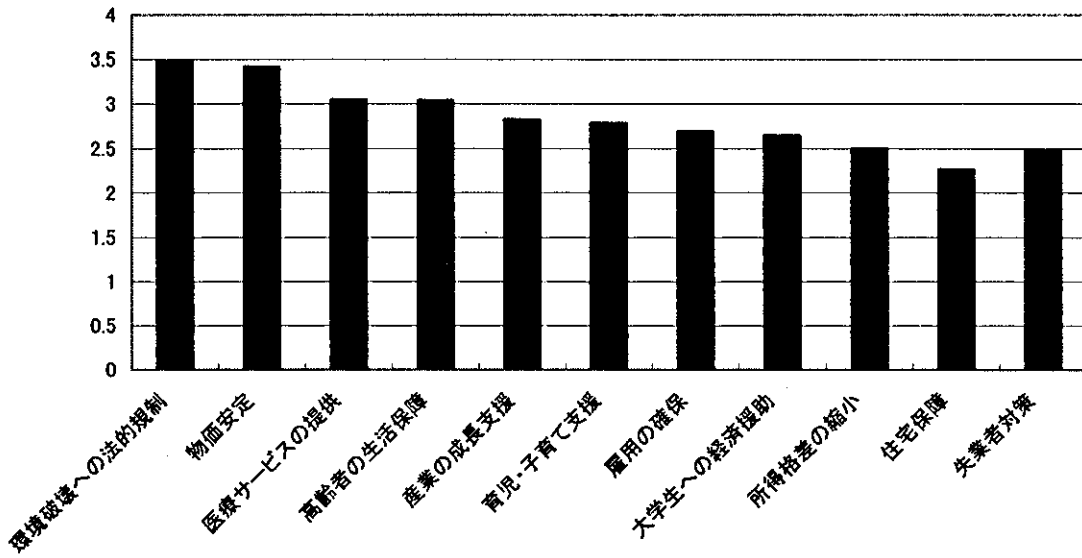


図2 ジェンダー観への支持程度

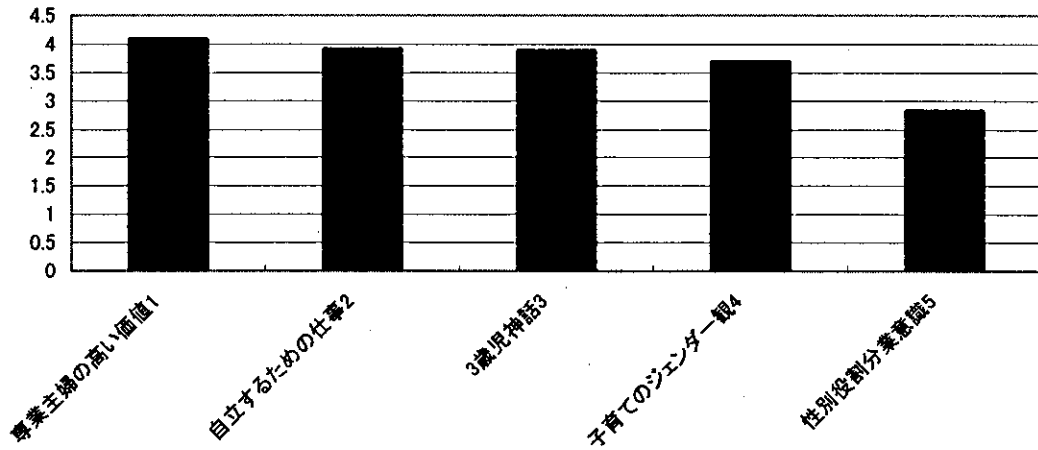


図3 男女別、未就学児を持つ母親の望ましい働き方

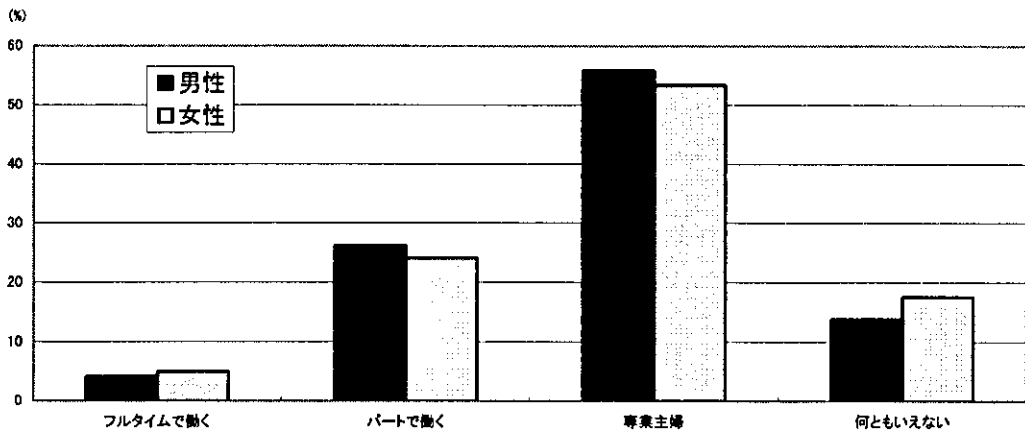


表1 男女別政府責任期待に関する重回帰分析

	男性		女性	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
雇用保障				
定数	2.440	0.239 **	2.452	0.235 **
年齢	0.008	0.002 **	0.011	0.002 **
学歴	0.005	0.011	-0.007	0.013
有配偶ダミー	-0.112	0.082	-0.196	0.079 **
フルタイムダミー	-0.106	0.191	0.078	0.105
パートタイムダミー	-0.281	0.214	0.081	0.107
自営業ダミー	-0.256	0.200	-0.066	0.115
年収	-1.732	0.705 **	-1.215	1.394
失業対策				
定数	3.125	0.231 **	2.922	0.233 **
年齢	-0.002	0.002	0.002	0.002
学歴	-0.026	0.010 **	-0.021	0.013
有配偶ダミー	0.048	0.079	-0.177	0.078 *
フルタイムダミー	-0.249	0.185	-0.008	0.104
パートタイムダミー	-0.351	0.208	-0.020	0.106
自営業ダミー	-0.327	0.194	-0.227	0.114 *
年収	-1.357	0.683 *	-1.050	1.384
所得格差の縮小				
定数	2.934	0.278 **	3.127	0.281 **
年齢	-0.001	0.002	0.003	0.002
学歴	-0.046	0.013 **	-0.056	0.016 **
有配偶ダミー	0.035	0.096	-0.050	0.094
フルタイムダミー	0.235	0.222	0.013	0.125
パートタイムダミー	0.205	0.250	0.072	0.128
自営業ダミー	0.087	0.233	-0.135	0.138
年収	-2.390	0.821 **	-2.118	1.670

注)**1%水準で有意 *5%水準で有意

表2 有配偶者間の男女別政府責任に関する重回帰分析

	男性		女性	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
雇用保障				
定数	1.876	0.219 **	2.288	0.279 **
年齢	0.012	0.002 **	0.01074	0.003 **
学歴	0.021	0.013	0.000652	0.017
配偶者専門ダミー	0.032	0.094	-0.00058	0.082
配偶者ホワイトダミー	0.028	0.067	0.06681	0.088
配偶者サービスダミー	0.028	0.095	-0.03853	0.098
本人所得	-2.019	0.781 **	-2.423	1.677
本人以外所得	-2.259	0.949 *	-1.41	0.887
失業対策				
定数	2.758	0.210 **	2.712	0.273 **
年齢	-0.001	0.002	0.000	0.003
学歴	-0.015	0.012	-0.005	0.017
配偶者専門ダミー	0.099	0.090	-0.085	0.080
配偶者ホワイトダミー	-0.068	0.065	-0.118	0.086
配偶者サービスダミー	0.147	0.091	-0.027	0.096
本人所得	-1.615	0.750 *	-1.065	1.644
本人以外所得	-0.747	0.910	-1.098	0.869
所得格差の縮小				
定数	2.840	0.254 **	3.131	0.323 **
年齢	0.001	0.003	0.002	0.003
学歴	-0.030	0.015 *	-0.031	0.020
配偶者専門ダミー	0.241	0.109 *	-0.128	0.095
配偶者ホワイトダミー	0.042	0.078	-0.166	0.102
配偶者サービスダミー	0.205	0.110	-0.196	0.113
本人所得	-3.167	0.908 **	-2.544	1.946
本人以外所得	-1.554	1.103	-3.254	1.029 **

注)**1%水準で有意 *5%水準で有意

表3 男女別性別役割分業観に関する重回帰分析

	男性		女性	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
定数	2.432	0.278 **	2.671	0.300 **
年齢	0.014	0.002 **	0.023	0.003 **
学歴	-0.016	0.013	-0.071	0.017 **
配偶関係	0.007	0.096	-0.175	0.101
フルタイムダミー	0.081	0.222	-0.136	0.134
パートタイムダミー	0.024	0.250	-0.041	0.137
自営ダミー	0.173	0.233	0.027	0.147
年収	-0.350	0.822	-5.389	1.786 **

注)**1%水準で有意 *5%水準で有意

表4 未就学児の母親就労に関するロジット分析

	男性		女性	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
定数	-0.831	0.005	-0.985	0.611
年齢	0.010	0.026 *	0.009	0.005
学歴	0.025	0.193	0.048	0.035
有配偶ダミー	0.271	0.450	0.299	0.204
フルタイムダミー	0.177	0.506	0.056	0.273
パートダミー	-0.164	0.471	0.074	0.277
自営ダミー	-0.124	1.380	-0.047	0.299
収入	-0.510	0.566	-11.568	3.823 **

注)**1%水準で有意 *5%水準で有意

図4 全世帯に占めるひとり親世帯の割合

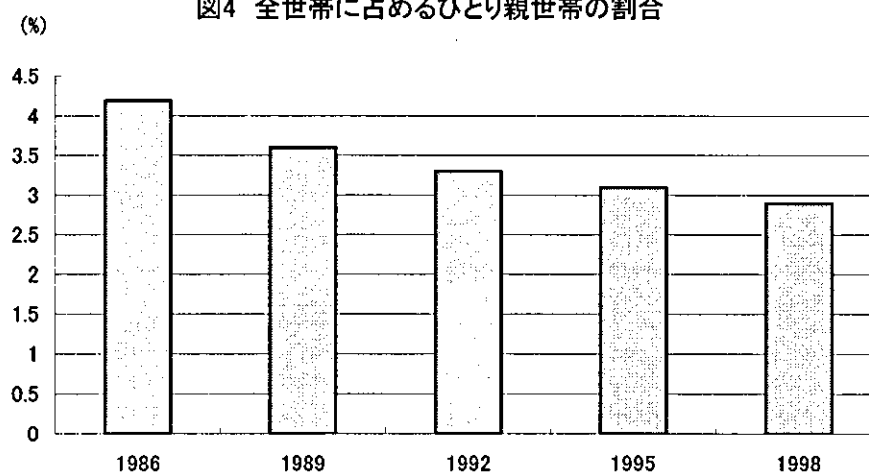


図5 ひとり親世帯の中で母子世帯・父子世帯の占める割合

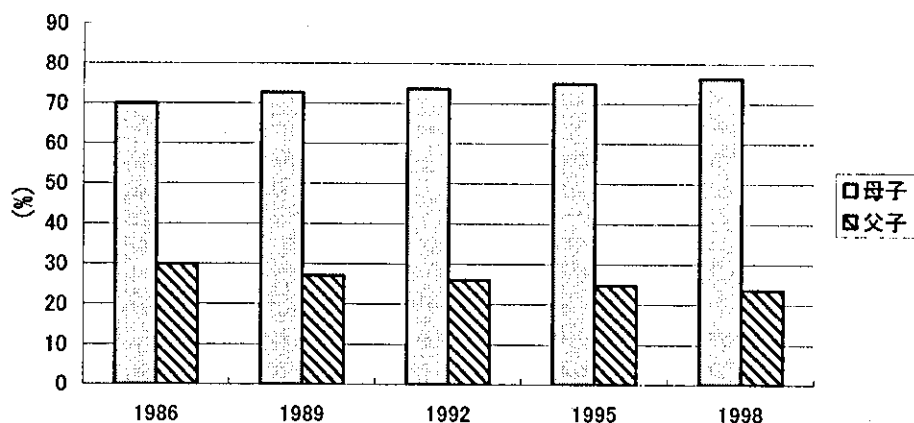


表5 母子世帯・父子世帯別調査時点における配偶関係

	1986年	1989年	1992年	1995年	1998年
母子世帯					
離婚	54.0	59.6	60.5	66.6	68.1
未婚	23.5	18.4	18.7	20.5	18.5
死別	22.5	22.0	20.8	12.9	13.4
父子世帯					
離婚	34.5	35.5	39.6	43.2	44.8
未婚	46.5	49.0	46.4	43.6	40.2
死別	19.0	15.5	14.0	13.3	14.9

図6 母子世帯・父子世帯別親との同居割合

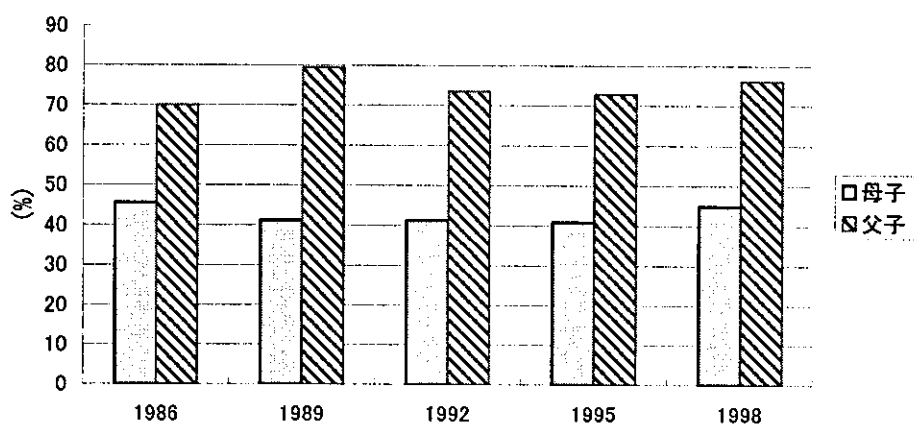


表6 母子世帯・父子世帯における親との同別居別就労率

	1986年	1989年	1992年	1995年	1998年
母子世帯					
全体	80.4	87.0	82.3	83.7	85.2
同居	75.2	82.2	76.6	78.1	82.1
別居	84.6	90.3	86.2	87.4	87.8
父子世帯					
全体	90.0	94.0	92.7	90.2	90.7
同居	87.8	93.6	90.9	87.6	88.5
別居	95.2	95.7	97.4	96.9	97.8

表7 母子世帯・父子世帯における親との同別居別就労率

	1986年	1989年	1992年	1995年	1998年
母子世帯					
専門・技術	9.5	11.4	13.8	15.8	14.7
管理	0.4	2.7	3.0	1.5	1.4
事務	28.2	22.4	25.5	23.6	24.8
販売	17.8	15.3	17.1	15.2	16.4
サービス	20.3	20.3	17.4	20.9	21.1
保安	0.4	0.1	0.3	0.2	1.5
農林漁業	2.0	1.9	1.4	1.2	2.1
運輸・通信	0.9	0.4	0.7	2.9	0.0
生産工程・労務	19.2	22.8	18.8	15.9	14.7
分類不能	1.3	2.6	1.9	2.7	3.3
父子世帯					
専門・技術	6.9	7.0	8.2	7.8	12.8
管理	2.8	3.3	6.8	2.0	6.7
事務	13.2	11.4	9.3	7.8	7.3
販売	15.4	11.4	7.2	14.7	14.0
サービス	6.6	5.0	8.2	6.9	7.9
保安	1.1	1.0	1.4	1.5	1.8
農林漁業	5.2	7.4	5.1	2.0	3.6
運輸・通信	10.5	7.4	11.8	7.8	9.8
生産工程・労務	38.0	45.2	41.2	45.6	33.5
分類不能	0.3	1.0	0.7	3.9	2.4

表8 母子世帯・父子世帯における平均世帯収入・平均個人収入の違

	1986年	1989年	1992年	1995年	1998年
平均世帯収入					
母子世帯	178.58	232.83	303.73	212.97	209.05
父子世帯	212.74	251.91	343.89	284.93	340.64
収入の有意差	**			**	**
平均個人収入					
母子世帯	160.13	184.73	220.06	221.06	211.08
父子世帯	229.40	264.44	315.25	297.27	411.80
収入の有意差	**	**	**	**	**

注 収入の単位は百万円

** 平均収入が1%の水準で有意な差がある

表9 母子世帯・父子世帯の間の世帯収入と個人収入の中央値の違

	1986年	1989年	1992年	1995年	1998年
世帯収入					
母子世帯	73.0	95.6	87.5	75.5	64.3
父子世帯	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
個人収入					
母子世帯	65.8	69.6	60.5	70.4	60.7
父子世帯	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

表10 親との同別居別、一人親の世帯収入と個人収入との差

	1986	1989	1992	1995	1998
母子家庭					
親同居世帯収入	197.86	219.24	299.11	771.13	238.75
親別居世帯収入	158.64	286.93	315.84	284.30	185.32
	**	**	**	**	**
親同居個人収入	112.41	123.67	184.39	167.27	164.17
親別居個人収入	200.06	227.56	243.98	258.34	249.92
	**	**	*	**	**
父子家庭					
親同居世帯収入	203.40	232.83	311.14	263.77	319.78
親別居世帯収入	236.03	376.68	463.40	342.37	413.36
	**	**	**	**	
親同居個人収入	182.96	217.43	244.48	220.37	352.99
親別居個人収入	338.37	445.70	476.51	505.48	601.00
	**	**	**	**	

注) **1%水準で有意な差、*5%水準で有意な差