

## 女性の就業と経済制度，世帯属性

橘木俊詔      高畑雄嗣      横山由紀子\*

### 1 はじめに

現在の日本において女性の就業選択行動と税制・社会保障制度はその相互依存関係という点から見て，様々な問題を抱えていると言えよう。それら諸問題の所在の1つは高度経済成長期に特徴的であった家庭内での性別による役割分担とそれを標準的世帯としてきた制度設計にあると指摘されている。

高度経済成長期には家庭内で性別分業が進み，主に女性が家事・育児を担い，男性はサラリーマンとして収入を得ることに専念する家族形態が一般的になり，核家族化もこのような流れを促すことにもなっていた。女性の労働供給も時系列的には上昇傾向を示しているものの，パート・アルバイト等の就業形態で働く女性が正社員として働くケースよりも多く，パートと正社員間の所得格差があること，さらには結婚・出産・育児等が原因となって雇用労働力率カーブがM字型であることも良く知られている。

しかし近年の経済状況の悪化によって，男性のみの所得に依存することは大きなリスクを伴うと認識されており，男性自身にとっても従来の会社人間的ライフスタイルを見直そうとする動きもできつつある。また一方では，将来の少子・高齢化社会における労働力不足を補うために女性の労働供給が促進されるべきだとの意見もある。

このように現在及び将来にわたって女性の労働供給増加が期待されているにも関わらず，制度的側面から就業が抑制されている可能性がある。この問題を解消し，制度的要因に左右されない「中立的」就業選択行動を可能にする方策が求められている。

そこで本稿では，現行制度がどのように女性の就業選択行動に影響を与えているのかを検討するための準備として、『全国消費実態調査』の個票データを用いた実証分析を通じて現状を探って行きたい。またその際に

\*京都大学，久留米大学，神戸商科大学。本稿の作成には日本学術振興会特別研究員・森剛志氏から有益なコメントを頂いた。厚くお礼申し上げます。残る誤謬と意見は筆者達に帰す。

はライフサイクル中に生じる各種イベントと制度的要因の影響に注意を払う。

本稿で扱う問題は主として労働供給・就業形態の選択である。そしてそれらに影響を与え、なおかつ「中立性」に関連するものとして税制・社会保障制度、出産・育児がもつ効果を検証する。まず次節で本稿で扱う諸問題に関して論点を整理すると共に、関連する国内外の先行研究をサーベイする。第3節では実証分析のモデルを提示すると共に本稿で用いる『全国消費実態調査』のデータについて触れる。第4節以降では実証分析の結果を提示し、最後に本稿の結果のまとめを述べる。

## 2 問題の所在：制度的側面から

### 2.1 税制・配偶者手当

本節では女性の就業選択行動や賃金水準を左右する要因としてしばしば議論の対象となっている税制とそれに関する問題を整理する。その上で検証すべき問題を先行研究との関連性にも留意して取り上げていく。

女性の労働供給を抑制する要因の1つとして「103万円の壁」・「130万円の壁」の存在が指摘されるが、男女共同参画会議・影響調査専門調査会の『ライフサイクルの選択と税制・社会保障制度・雇用システムに関する中間報告』では現行の配偶者控除・配偶者特別控除の下ではいわゆる所得の逆転現象が生じないので、パートタイムの労働時間調整や賃金調整は合理的選択の結果ではないと指摘している。しかし実際には何らかの調整が行われていることは周知のことである。その原因は後で述べる配偶者手当や年金制度に起因するとも考えられる。そこで、現行制度が就業行動にもたらす影響の大きさを検証することが税制やその他の社会保障制度を評価する上で不可欠であるし、本稿の目的の1つでもある。

ところで配偶者手当は税制に合わせて支給されるケースが多く、そのことが女性の労働供給に影響を及ぼしている可能性がある。『雇用システムに関するアンケート調査報告書』では回答企業の83.5%が家族手当制度を採用している一方で、その内61.5%の企業が支給制限を設けており、78.4%が配偶者の収入が103万円、13.9%が130万円という制限を設けている<sup>1</sup>。さらに女性管理職割合の高い企業は家族手当採用制度の採用率が低いことが指摘されている。これらのことから家族手当制度の存在が女性の就業を抑制している原因の1つであるとも言える。この点に関しては詳細なデータに基づく分析が求められるが、常に家族手当に関する情報が充

<sup>1</sup>『ライフサイクルの選択と税制・社会保障制度・雇用システムに関する中間報告』を参照。『就業構造基本統計調査』、『賃金労働時間制度等総合調査』などの統計資料からも同様の傾向が指摘されている。

分得られるわけではない。しかし家族手当自体が世帯単位の考え方に基づくものであるために個人の働き方を歪める可能性があること、賃金以外の方法で従業員の福利厚生を充実させる必要性はもはやないと考えられることから見直される時期に来ているだろうし、本稿でも税制が労働供給にもたらす影響を考察する。

## 2.2 税制と配偶者手当に関する先行研究について

日本において税制と配偶者手当が女性の就業選択行動にもたらす効果を分析した例としては樋口(1995)が挙げられる。そこでは配偶者控除・配偶者特別控除が女性の就業抑制につながっているのではないかとの問題提起をしている。

就業選択行動への影響についてはまず静学モデルから各種控除、社会保険料納付義務、配偶者手当の存在を考慮すると、配偶者特別控除はフルタイム就業の減少や無業の増加につながることで、パートタイムは「収入の壁」を意識して労働時間もしくは賃金の調整を行う、という2点を示している。さらには『パートタイム労働者実態調査』を用いて有配偶女性を対象にした実証分析を行っている。この調査はどのような制度を意識して労働時間や賃金の調整を行ったかが分かる。そこでだれが収入調整をしているのか、何を意識して調整しているのかを明らかにするとともに、調整の方法とその程度を検証している。

主要な結果からは夫の所得が高いほど、そして本人の賃金が低いほど年収調整が行われていると言える。また配偶者控除・配偶者特別控除を意識して調整を行っている女性が多いことが明らかとなった。一方、収入調整の方法や程度に関しては、教育水準によって調整方法が異なること、年収調整しているパートタイムの労働時間は24.8%短いこと、賃金率は5.1%低いことが確認された。

## 2.3 公的年金制度

公的年金の適用要件に関しては収入や労働時間に関する基準が存在し、それに基づいて第1号被保険者、同じく2号、3号というように被保険者としての扱いが異なる。年収に関しては130万円の基準、労働時間に関しては通常労働者の4分の3基準が被保険者の区分と適用要件となっており、保険料納付義務の発生を通じて女性の労働供給に影響を与えたと考えられる。

また夫が1号被保険者の場合は妻も年金保険料を納める必要があるし3号被保険者のように遺族厚生年金はない(遺族基礎年金のみ給付される)

こと、医療保険や介護保険も夫が2号被保険者であれば妻の年収が低くとも保険料無しで加入できることも3号被保険者になる誘因となり、結婚相手の選択と就業形態を左右する要因の1つであろう。

これらの論点を見てみると保険料負担や年金給付に関して、従来標準とされてきた「夫はサラリーマン、妻は専業主婦」という世帯を前提としてきたことが見て取れる。しかし現在は女性の労働供給増加や「中立的な」就業選択行動が期待されているので改善すべき点が多く出てきていることも明らかである。

## 2.4 公的年金制度の先行研究

公的年金制度や医療保険制度等に関しては、第3号被保険者は保険料負担を回避できることから、女性の就業抑制につながりうることを上で述べた。よって社会保険料負担回避が就業行動選択にもつ効果を定性的・定量的に分析することが期待されるが、関連する実証分析は必ずしも多くはないようである。しかしながら先に見た樋口(1995)は何を意識して年収調整を行っているかを検証しており、調整理由の1つに「健康保険・厚生年金の加入義務が発生するため」と「雇用保険の加入義務が発生するため」を含んでいることは注目に値する。

「健康保険・厚生年金の加入義務が発生するため」年収調整を行うケースは配偶者控除・配偶者特別控除を意識した調整と比較すると、有配偶パートタイムの就業抑制に与えるインパクトは小さい。しかし「配偶者手当のために」年収調整を行うケースと同等の影響を持つことが示されている<sup>2</sup>。

## 2.5 育児支援策

企業の育児支援策や公的保育サービスも女性の労働供給を考える上で重要であるが、これらの詳細を『全国消費実態調査』から窺い知ることは困難である。しかし女性の労働供給を分析する上で重要なテーマでもあるのでここでも簡単に触れておきたい。

滋野・大日(2001a,b)等でも指摘されているように、出産・育児を支援する方策は結婚と労働供給の決定に無視できない影響を及ぼす。公的保育サービスや再雇用制度が充実すれば、育児期間中の就業継続や育児が一段落した後の再就業が容易になるので、出産・育児の機会費用減少を通じてこれらのライフイベントの増加につながるだろうし、女性の就業を促すこ

<sup>2</sup>「雇用保険の加入義務が発生するため」調整を行うケースは他に比べると影響力をもち得ていない。詳しくは樋口(1995)を参照。

ともなる。

しかし一口に企業の育児支援策、公的保育サービスと言ってもその内容はまちまちであり、出産・育児、労働供給にもたらす効果も同じではない。企業の福利厚生では育児休業制度、勤務時間短縮制度、在宅勤務制度、フレックスタイム制度、企業内託児所設置、再雇用制度が挙げられる。公的育児サービスでは保育所サービスがその代表であるが、その内容は延長保育、長時間保育、夜間保育、休日保育、乳児・低年齢保育等多岐にわたり、その他にも保育相談サービス、病児保育施設等がある。さらに公的保育サービスの供給主体は市町村であり、居住地域によって細かく異なる。したがって育児支援の効果を検証することは詳細なデータと細かな配慮が必要であると言える。

後で触れるように近年は育児支援策についての研究が充実してきており、政策インプリケーションも提示されている。『全国消費実態調査』を用いる本研究では育児支援策の影響を直接観測することは困難だが、各家計の家族構成と支出項目を調べることで出産・育児と女性の労働供給の関連性を検証することも重要な研究課題である。

## 2.6 育児支援策の先行研究

育児支援策についても近年精緻な実証分析が発表されているが、本節ではその中から滋野・大日(2001a,b)を中心にして現状を見ていきたい。

先に触れたように女性の就業選択行動はライフイベントとの関連抜きには語れない。そこで滋野・大日(2001a)ではデータソースとして『女性の結婚・出産と就業に関する実態調査』<sup>3</sup>を用いて結婚・出産という女性の就業選択に最も大きな影響を与えるライフイベントの前後での就業継続問題を扱っている。実証分析の結果からは育児休業制度等の出産・育児期の継続就業を支援する方策は結婚・出産の意思決定には影響を与えないものの、結婚前後の就業継続に対しては育児休業制度と勤務時間短縮制度は就業を促す効果を持つことが明かにされている。また育児が落ち着いた後に就業を促進させる再雇用制度は結婚を促進させる効果を持っており、結婚に伴う仕事ができなくなるという機会費用の軽減に有効であると言える。さらに公的育児支援策として保育所サービスを取り上げているが、保育所サービスは出産を促す効果を持つことも確認されている<sup>4</sup>。

次に『国民生活基礎調査』や『社会福祉行政業務報告』を用いた滋野・大日(2001b)でも児童福祉政策が出産・育児に伴う女性の離職を抑制する

<sup>3</sup>「経済と社会保障に関する研究会(代表・本間正明大阪大学教授)」が1997年8月に実施。

<sup>4</sup>滋野・松浦(2001)も育児休業制度と出生率に関する実証分析を行っており、保育所整備や育児休業制度が出産を促す効果を持つとしている。

効果に焦点を当てた実証分析を行っている。この研究では保育サービスの内容を分類してその効果を個別的に捉えていることに特徴があるといえよう。保育所定員率は有意に就業を促進させるが、他の保育サービス（早朝保育実施率、夜間保育実施率、0歳児定員率、早期保育実施率）の効果については不確定である。

育児支援策に関しては海外での研究も多くなされている。Blau and Robins(1988)、Ribar(1992)ではアメリカにおいては保育サービスの費用の上昇は既婚女性の就業を抑制する効果をもつことが示されている。カナダにおいても同様の傾向が Cleveland, Gunderson and Hyatt(1996)、Powell(1997)で明らかにされている。さらに Powell(2000)ではカナダのデータを用いて、保育サービスのコストだけではなく、賃金は就業を促進させる効果をもつことを示している。アメリカ等では保育所サービスの供給に市場メカニズムが導入されているので日本との単純な比較は難しいが、注目に値する研究と言える。一方、育児に対する公的補助については Gustafsson and Stafford(1992)、Berger and Black(1992)がそれぞれスウェーデンとアメリカを対象とした研究を行っている。また出産後の継続就業を意識した政策については Joshi, Macran and Dex(1996)がイギリスのケースについて分析を行っている。また上述の Powell(2000)は賃金補助や育児に対する補助の効果も検証している。

先に触れたように現在の措置制度の下では、公的保育サービスは各地域、特に市区町村別にその内容が異なるので公的保育サービスの効果を検証するには精緻なデータが必要になる。この点は今後、関連する研究を進めて行く上では注意すべき点である。もちろん常にこのようなデータがあるわけではないが、『全国消費実態調査』では他では得られない支出項目に関する情報（国公立幼稚園・私立幼稚園の授業料など）を用いることができる。

### 3 実証分析のモデルとデータ

#### 3.1 推定方法

女性の労働供給あるいは就業形態選択には、個人属性や労働需要側の要因だけでなく、前節で見た多くの制度的要因とライフサイクル中のイベントが重要である。そしてそれらが共通して持つ効果は、労働供給や就業形態の選択においては固定費（金銭費用と時間費用に分けられる）が生じるという点である。そしてこの固定費の大きさが、労働供給と就業形態選択の意思決定を左右すると考えられる。

就業に伴う固定費の存在をモデル化したものには Gronau(1977)、Cogan(1981)があり、近年では Edwards and Field-Hendrey(2002)などがある。

る。これらの研究で主に考えられている固定費は金銭費用では通勤費用、衣服費などがあり、時間費用としては通勤時間などが考えられる。

このような費用だけでなく労働供給もしくは、ある就業形態を選択した場合に失われる金銭的・時間的費用も就業に伴う機会費用として上記の固定費に準ずるもの位置付けられる。したがって育児等に伴う直接的な金銭費用と時間費用は当然のことながら、税制・配偶者手当・社会保障制度の保険料負担の免除も機会費用として就業抑制の効果を持つ。そこで本稿では家事や出産・育児に関連する金銭費用・時間費用と税制・社会保障制度の影響を主に考慮する。

しかし本稿で注目する育児に関する金銭的・時間的費用および機会費用はそのすべてが『全国消費実態調査』で利用可能なわけではない。その際には利用可能なデータを用いると共に、代理変数を用いるか、何らかの方法で各種費用の回帰分析から理論値を求めてそれらを用いる、という方法を採用する。特に第2の方法については sample selection model を用いて各費用の理論値を求め、説明変数として用いる<sup>5</sup>。

具体的には育児費用の影響を捉えるために国公立幼稚園授業料・私立幼稚園授業料が就業に与える影響を見ていくが、それぞれの費用は未就学児がいる家計の全てが負担しているわけではない。未就学児がいても親が同居していたり親類が近くにいれば、これらの費用は必要ないかもしれない。したがってまず国公立幼稚園授業料・私立幼稚園授業料をそれぞれ sample selection model で推定してその理論値を説明変数として用いることにする。ところで本稿で推定するのは今まで述べてきたように、就業関数や就業形態選択関数である。個人  $i$  の就業形態  $s$  の効用の大小関係から選択される就業パターンが決定されるので、効用関数を

$$V_{is} = X_i \beta_s + \epsilon_{is}, \quad s = 1, 2, \dots, n \quad (1)$$

と表す。ここで  $X_i$  は個人（または世帯）属性の多項変数であり、就業の意思決定の要因となる変数である。ある個人が就業形態  $s$  を選択するのは他の全ての  $j$  に対して、 $V_{is} > V_{ij}$  が成り立つ場合であり、その確率は2つの選択肢においては probit equation あるいは bivariate probit equation、3つ以上の選択肢では multinomial logit equation を用いる。

さらにもう1つ本稿の目的に適した推定方法を提示する。例えば就業の意思決定は特に女性にとっては、出産の意思決定にも左右される、もしくは同時決定されると考えられる。そこで本稿でもこうした可能性を考慮した推定方法を適宜用いることにする。同時決定は bivariate probit equation

<sup>5</sup>国公立幼稚園・私立幼稚園授業料の sample selection model による推定には、回帰方程式の説明変数として未子年齢ダミー、未就学児数、親との同居ダミー、世帯所得、大都市圏ダミーを用いた。推定結果は省略する。

によって推定することができるが、例えば出産の意思決定が逐次的に就業の意思決定に影響を与えることを検証するためには、出産選択を推定したうえで、それを就業関数の説明変数に用いることが必要となる。つまり出産選択関数は、

$$\begin{aligned}
 B_i^* &= \alpha_B X_i^B + \epsilon_i^B & (2) \\
 B_i &= 1 \quad \text{if } B_i^* > 0 \\
 B_i &= 0 \quad \text{otherwise}
 \end{aligned}$$

で表され、そこから得られる出産選択を表す変数  $B_i^*$  を用いて次の就業選択関数を推定する。

$$\begin{aligned}
 Z_i^* &= \alpha_{Z0} X_i^Z + \alpha_{Z1} B_i^* + \epsilon_i^Z & (3) \\
 Z_i &= 1 \quad \text{if } Z_i^* > 0 \\
 Z_i &= 0 \quad \text{otherwise}
 \end{aligned}$$

この方法を採用することで就業選択における出産の効果を捉えることを目的とする。後の分析ではこのようにして出産選択が就業選択に及ぼす影響を見るほかにも、出産選択が自営業就業にもたらす影響などを同じ方法を用いて検証する<sup>6</sup>。

### 3.2 使用データについて

今回使用するマイクロデータは『平成6年全国消費実態調査』と『平成11年全国消費実態調査』である。本稿では既婚女性の就業に関する分析を主とするので単身世帯のデータは使用しない。平成6年調査での二人以上の一般世帯数は56073世帯、平成11年調査では55723世帯である。なお、以下の推定で用いるサンプルは特に記述のない限り、平成11年のデータに含まれている55歳以下で男性世帯主のいる既婚女性である。その他データに関する詳細は各年の全国消費実態調査報告書<sup>7</sup>に譲る。

## 4 就業・非就業の選択

まず女性の就業関数の推定結果を見ることで就業を決定する要因を見ていく。先に触れたように育児コストや家事コストは就業に伴うコストとい

<sup>6</sup>詳しくは Maddala(1983) を参照。

<sup>7</sup>以下の推定では特に記述がない限り、平成6年のデータを使用した場合もほぼ同様の結果を得た。また煩雑さを防ぐため、全ての推定結果を表記することは避ける。



う側面を持つので就業を抑制する可能性があるし、それらがなんらかの形で補われれば就業を促進する可能性がある。よってこの点に留意して推定結果を見ていく。

表1の推定結果からは親との同居ダミーが女性配偶者では正であり、育児や家事を分担できる家族が世帯内にいれば託児所・ベビーシッターや家事利用人を利用する費用が必要ないので育児コスト・家事コスト、つまりは就業コストの低下と就業促進につながるといえる。特に就業時間が規定されるフルタイム就業では親との同居は有利であろう。未就学児数からも未就学児数とそれに伴う時間的・金銭的費用が就業のネックになっていることが見て取れる。

収入・資産面では純資産、妻の所得を除いた世帯所得が注目される。これらの変数は女性配偶者（妻）にとっては、就業を抑制する効果を持っている。高山・有田（1996）は妻が専業主婦なら夫の賃金年額高く、妻がフルタイムなら夫の賃金年額が低いこと、樋口（1995）では夫の所得が高いほど年収調整が行われていることを示しているが、その事実と整合的な結果である。また、持家ダミーが正なのは住宅ローン返済のためと考えられる。

さらに育児コストの効果を明示的に捉えるために、sample selection modelによって求めた育児施設費用（国公立幼稚園、私立幼稚園）を個別に用いて同様に就業関数の推定を行った。分析対象は40歳以下で未就学児のいる女性である。表2の推定結果から、育児施設費用は正の係数を持つ。就業に伴う結果として妥当であろう。なお、他の主要な変数については上述の結果と同様であった。

世帯主が雇用者である世帯を対象にして、配偶者控除・配偶者特別控除を説明変数に加えたケースでも主な説明変数に関しては、ほぼ同様のことが言えるが、控除額の係数は負であり、やはり就業抑制が行われていることを示唆している。この結果も樋口（1995）と整合的と言えよう（表3）。

税制と並んでしばしば議論の対象となっている3号被保険者の問題についても、3号被保険者であることが女性の就業に何らかの影響をもたらしているかを見るために、3号被保険者ダミーを就業関数の説明変数に用いた。やはり3号被保険者ダミーは有意に就業確率を下げる事が分かる。樋口（1995）はパート労働者の年収調整の理由を検証しており、調整理由の1つに「健康保険・厚生年金の加入義務が発生するため」があることを示したが、本稿の推定結果もそれと整合的と言えよう。その他の親との同居ダミー・未就学児・世帯所得などの主要な変数については、今までとほぼ同様の結果を得た。

本節の主要な結果をまとめると、

1. 親との同居は就業コストを下げることで女性の就業促進につながる。

2. 資産・世帯所得・税制上の控除・公的年金制度・未就学児の存在は女性の就業を抑制する。

となる。

## 5 出産と就業・非就業

ところで女性の就業の意思決定は出産の意思決定を伴うと考えられる。そこで出産と就業の同時決定を、まず40歳以下既婚女性の第1子出産を対象にして、bivariate probit equationを用いて上述のprobit equationの結果を補足する(表4)。

就業関数では世帯所得は負、持家ダミーは正であり、今までの結果と同様の結果を得た。世帯所得増加は就業を抑制する、住宅ローン返済のために就業するということである。出産関数では世帯所得が正である。世帯所得は女性の就業抑制と各家計の経済力の大きさを表すので、出産確率が大きくなるのだろう。

また就業関数と出産関数の誤差項の相関を表す $\rho$ は負であり、出産と就業がトレードオフの関係にあることを意味している。このことはやはり育児に要する時間的・金銭的費用の存在を証明しているといえる。

世帯主が雇用者である世帯を対象にして、配偶者控除・配偶者特別控除と3号被保険者ダミーも各々説明変数に用いた場合は、就業関数の主要な説明変数についてほぼ同様の結果が得られたほかに、やはり控除額や3号被保険者ダミーが就業を抑制することが分かった。また、出産関数でもほぼ同様の結果を得た<sup>8</sup>。

さらに第3節の推定方法で述べたように、出産と就業の決定が同時決定ではなくとも、出産の意思決定が逐次的に就業の意思決定に影響を与えるという関係を考えることもできる。そこで40歳以下の女性を対象にして、就業関数の説明変数に第1子出産関数から求めた出産選択を表す変数を用いる推定も行った。推定結果からは出産選択と世帯所得は就業を抑制することが分かるが、親との同居は有意ではなかった<sup>9</sup>。

本節の推定での出産と就業の決定において、主要な結果は、

1. 世帯所得・税制上の控除・公的年金制度は女性の就業を抑制する。
2. 親との同居は女性の就業を促す。
3. 就業と第1子出産はトレードオフの関係にある。

<sup>8</sup>平成6年のデータによる推定からは、就業関数で親との同居が正かつ有意である。また出産関数において同居が正であり、第1子出産では親との同居による育児負担軽減が重要であることが分かる。出産関数の世帯所得の係数は有意でなかった。

<sup>9</sup>平成6年では、出産が就業を抑制することを確認できないが、世帯所得は就業を抑制し、親との同居は就業を促すことが分かる。

と言えよう。

## 6 フルタイム・パートタイム・無業の選択

就業か非就業の決定要因は前節で触れたが、ではいったん就業することを選択した場合は、特に既婚女性はどのような就業形態を選択するのだろうか。この点に注目して推定を行うことにする。まず税制と社会保障制度、育児コストとの関連からフルタイム就業かパートタイム就業かあるいは無業かの意思決定が行われていると考えられる。そこで最初に multinomial logit equation によりこれら3形態の選択行動を分析する。無業を基準グループとした推定結果は表5に記してある。

まず親との同居ダミーは特に女性の就業を促すこと、世帯所得や未就学児数はフルタイム・パート共に抑制すること、純資産はパート就業を抑制する効果を持つこと、が注目すべき結果である<sup>10</sup>。未就学児の存在は育児に要するコストや時間を必要とするので就業を抑制するが、特にフルタイム就業は勤務時間や通勤費などの点でパートよりも就業コストが大きいと考えられるので、親との同居がフルタイム就業を促すのであろう。フルタイムとパートでやや違いはあるものの、このように就業に伴うコストが女性の就業パターンを規定していることが分かる。また世帯所得からも高山・有田(1996)が示すように、妻の就業と夫の所得の間には負の相関関係があることが分かる。

また40歳以下で未就学児のいる女性を対象として、育児施設費用(国公立幼稚園、私立幼稚園)を個別に加えた場合も主要な変数についてはほぼ同様の結果を得ると共に、育児施設費用の係数推定値は全て正であり、前節と同じ結果を得た。

ところで、就業形態の選択(あるいは就業・非就業の選択)は税制上の控除対象となるのか、あるいは公的年金制度の3号被保険者になるのかという選択と同時に行われていると考えられる。よってこの2つの意思決定問題に関する推定を後節で行う。

就業形態についても主要結果をまとめると、

1. 親との同居が女性の就業(特にフルタイム就業)を促進させる
2. 世帯所得や未就学児は女性のフルタイム・パートを共に抑制する。

となる。

<sup>10</sup>平成6年の推定では、親との同居ダミーの係数はパートタイム就業で有意ではない。

## 7 自営業就業について

近年議論と対象となっているのが女性の自営業という就業形態である。結婚や育児による一時的離職や再就職後の所得減少が回避できること、出産・育児との両立が雇用就業よりも比較的容易とされていることがその理由と考えられるが、一方では十分な収益をあげることは決して容易ではないし、一般に自営業の労働時間は雇用労働者よりも多いと言われている。したがって実際に女性配偶者の就業形態選択において自営業が重要な位置を占めることができるかを検討したい。なお自営業には家族従業を含まない。

表6からは、未就学児数が女性の自営業確率を高めることが分かり、雇用者として働く際に必要となる育児コスト・家事コスト（つまり就業に伴うコスト）が軽減されることが女性にとっては重要であることが示唆される。親との同居ダミーは家事・育児の負担の軽減につながるので自営業確率を高めるとも予想されるが、前節までの推定結果からも見て取れるように、雇用者として就業することを選択していることが確認できた<sup>11</sup>。

さらにここでも40歳以下で未就学児のいる女性を対象にして育児施設費用（国公立幼稚園、私立幼稚園）の影響を検証した。未就学児の存在は自営業確率を高めることが確かめられた一方で、育児施設費用については有意でなかった。このことは一般的に収入の多い雇用就業をしている女性が、育児施設費用を負担して雇用者として就業していることを反映しているのだろう。

また、出産は育児と両立しやすいと考えられる自営業就業を促すという効果も考えられる。したがって第3節の推定方法に基づいて、まず40歳以下の女性を対象として、probit equationで第1子出産関数を求める。そしてそこから得られる出産選択を表す変数を自営業関数の説明変数に用いる推定を行った。この逐次的意思決定を考慮した推定からは、出産選択の係数は有意でなく、純資産や持家ダミー、世帯所得からは必ずしも流動性制約を確認することはできなかった。

本節での主要な推定結果は、

1. 未就学児の存在は自営業確率を上昇させる。
2. 親との同居は自営業確率を低下させる。
3. 第1子出産選択を説明変数に用いた推定では、出産は自営業就業を促す効果をもつことを支持できない。

である。

<sup>11</sup>自営業就業の分析でしばしば指摘される流動性制約の存在は世帯所得から確認される。純資産からは流動性制約の存在が確認されなかったが資産は内生変数である可能性があるため、この点についてはさらに詳細な検証が必要となる。

## 8 税制について

第4節では就業選択の推定について控除額を説明変数の1つに用いた推定を行ったが、実際に既婚女性が就業選択を行う際には、控除を受けられる範囲内での就業にとどめるかどうかの選択も行っていると考えられる。そこで前節までの推定結果を補足するために、まず就業するかどうかと控除を受けるかどうかを左右する要因を、世帯主が雇用者である既婚女性を対象にして bivariate probit equation によって検討する。

表7の推定結果からはまず、就業関数については親との同居・持家ダミーなどが就業を促すこと、世帯所得・未就学児数が就業を抑制することが確認でき、前節までの推定結果と一致する。一方、控除関数については親との同居・世帯所得・純資産・持家ダミーは控除の対象となる確率を下げることで、未就学児数は控除の対象となる確率を高めること、が見取れる<sup>12</sup>。

親との同居や住宅ローン返済は就業を促すので控除の対象外になりうるし、未就学児がいると就業が抑制されるので、控除の対象となる世帯が多くなるのだろう。

この推定は本人の就業と控除対象の選択問題を扱っているが、次にその就業形態を分類して、控除の有無と就業形態の同時決定を決める要因に違いがあるかを検討した。女性の就業形態をフルタイム・パートタイム・無業に分け、さらに控除の有無を考慮して4つの就業形態（フルタイム、パートで控除の対象者、パートで控除の対象外、無業）を被説明変数とする multinomial logit equation による推定を行ったが、推定結果からは控除の対象と対象外を区別する明確な違いは見受けられなかった。

本節での主な結果は、

1. 親との同居・世帯所得・資産は控除の対象になる確率を下げる。
2. 未就学児は控除の対象になる確率を上げる。

である。

## 9 公的年金制度について

次に就業か非就業の選択だけではなく、女性の場合は3号被保険者になるのかどうかの意思決定も同時に行っていると仮定して bivariate probit equation を用いる。

表8の就業関数は今までの分析と同様の結果が得られた。世帯所得・未

<sup>12</sup>40歳以下の未就学児のいる女性を対象にして、育児施設費用（国公立幼稚園・私立幼稚園授業料）を就業関数の説明変数に用いた推定も行った。育児施設費用の係数は正であり、第4節と同様の結果を得た。

就学児数は就業を抑制するとともに、親との同居ダミー・持家ダミーなどは就業を促す効果を持ち、今までと同様の結果が得られる<sup>13</sup>。

一方、3号被保険者関数は世帯所得が大きくなると3号被保険者になることを選択していることが見て取れる。世帯所得が大きければ自らの所得を抑えて3号被保険者になることにも抵抗がないのだろう。また親との同居や持家ダミーは就業や就業時間の増加につながるので、3号被保険者の要件を満たさなくなると考えられる。未就学児の係数は正であり、育児負担の大きさが就業もしくは就業時間を抑制した結果として、3号被保険者になっていることをうかがわせる。

次に前節の控除の場合と同じく、就業形態ごとに3号被保険者の選択と就業形態の同時決定を決める要因に違いがあるかを合せて検討した。女性の就業形態（フルタイム・パートタイム・無業）と3号被保険者の選択を考慮して4つの就業形態（フルタイム、パートで3号被保険者、パートで3号被保険者、無業）を被説明変数とする multinomial logit equation による推定を行ったが、推定結果からは3号被保険者の対象と対象外を区別する明確な違いは見受けられなかった。

本節での結果は、

1. 世帯所得・未就学児数の増加は3号被保険者の選択を増やす。
2. 親との同居は3号被保険者の選択を減らす。

である。

## 10 パート労働者の労働時間と収入

女性の就業が税制・公的年金制度によって左右されることが、ここまでの推定結果から確認できたが、これらの制度的要因がパート労働者の労働時間に影響を与えているかを次に見ていく。ここではパート労働者と無業者をサンプルとして用い、税制・公的年金制度が労働時間を抑制しているかを検証する。

sample selection model を用いた推定結果からは、税制・公的年金制度が労働時間を有意に短くしていることが分かる<sup>14</sup>。やはり労働時間において就業調整を行っていることを窺わせる。他にも親との同居は労働時間を増やすことが分かり、家計の属性が重要な役割を果たしている。収入につ

<sup>13</sup>40歳以下の未就学児のいる女性を対象にして、育児施設費用（国公立幼稚園・私立幼稚園授業料）を就業関数の説明変数に用いた推定も行った。育児施設費用の係数は正であったが、3号被保険者関数の未就学児数は非有意となった。

<sup>14</sup>『全国消費実態調査』からは労働時間を直接知ることはできない。したがってここでは月収と『賃金構造基本統計調査』の1時間あたりの所定内給与額から労働時間を推計した。

いても同じく sample selection model を用いた推定を行うと、税制・公的年金制度が有意に収入を下げていることが分かり、収入の点からも就業調整が行われていることが示唆される。(表9から表12)

推定結果から税制・公的年金制度が原因となって就業調整を行う傾向が示された。このような場合、企業は就業調整を行う従業員よりも高めの賃金設定をして、必要な労働力を就業調整を行わない従業員から確保するケースも考えられる。このようにして就業調整をする者としなない者との賃金格差が生じる余地が出てくる。ただし、企業としては就業調整ゆえに賃金が低くなる従業員を採用したいと考えるケースもありうる。したがって就業調整をする者の労働供給と需要が増加すれば、就業調整をしない者の賃金上昇はあまり見込めないだろう<sup>15</sup>。

さらに現行制度のもとでは就業調整をすることは、控除対象になることや保険料負担回避といった観点から見ると就業コストが低いと言える。そのことが就業調整をする者の労働供給を増加させて、賃金は依然として低水準にとどまることも考えられる。このようにして就業調整をする者も、しない者も収入の増加が見込めない可能性もあろう。

## 11 結びにかえて

本稿では女性の就業行動がどのような要因によって左右されるかを実証分析によって検証した。まず就業の意思決定については、親との同居は雇用就業を促す。ただし比較的若い女性にとっては、第1子出産と就業のトレードオフの関係も存在する。

逆に就業を抑制する要因は世帯所得、未就学児、税制、公的年金制度がある。世帯所得が多いと就業する必要がなくなり、家事・育児を担う。未就学児がいればこの傾向はさらにに当てはまる。また調査時点に施行されていた税制と公的年金制度が就業抑制につながり、これらの制度を考慮した就業調整を行っていることが確認された。

さらに3号被保険者の対象となる確率は世帯所得の増加と共に大きくなる。世帯所得の増加は女性の就業を抑制するからであろう。逆に親との同居は就業を促すことで、3号被保険者の対象となる確率を下げる。これらのことから3号被保険者になる確率を下げることで、女性の就業率を上げることはほぼ同義であるといえる。

税制上の控除の対象となる要因として、親との同居や世帯所得・資産の増加は控除の対象外となる結果を得た。また未就学児の存在は就業抑制を通じて、控除の対象者を増やしていることも留意すべきであろう。

家事・育児の負担の多くを担っている女性の就業形態の選択肢として、

<sup>15</sup>この点に関係する詳しい議論は永瀬(2001)で行われている。

自営業就業に関する推定も行った。未就学児数は自営業確率を上昇させるが、これは自宅や店舗での就業が可能だからだろう。親との同居はやはり家事・育児の負担軽減につながるので、労働時間が多く、経営者としての責任が大きな自営業就業を促すと予測されるが、推定結果からはむしろ雇用労働者として就業することが分かった。家事・育児は雇用就業にとってネックであり、親との同居に取って代わる何らかの施策（育児休業制度、保育サービスなど）が必要であることを示唆している。また、出産後も継続就業が自営業就業で可能ならば、出産選択は自営業就業を促すと考えられるが、本稿の推定結果からは支持できなかった。自営業就業には親の職業などの要素がより重要なのであろう。

また収入関数と労働時間関数からは、税制・公的年金制度が就業調整につながっていることが示された。また現行制度が維持されると、労働需要と供給のバランスにも依存するが、単に就業調整をしている者の収入が低下するのみならず、就業調整しない者の収入が増えない状況も考えられる。

女性の就業は個人属性以外にも税制・公的年金制度によって左右されること、労働時間と収入にも影響が生じることが明らかになった。さらに言えば税制・公的年金制度による就業への影響（控除対象者になること、3号被保険者になること）も、個人や世帯ごとの属性が影響を与えている。就業を望む女性にとって働きやすい環境を整備するには、現行制度の改正を個人や世帯の属性に注意を払いつつ、行うことが求められる。



| 就業             | Coef.     | Std. Err. | z      | p     |
|----------------|-----------|-----------|--------|-------|
| 年齢             | .0875     | .00859    | 10.18  | 0.000 |
| 年齢 2 乗         | -.000979  | .000104   | -9.45  | 0.000 |
| 純資産            | -.0000129 | 3.93e-06  | -3.28  | 0.001 |
| 親との同居          | .291      | .0205     | 14.22  | 0.000 |
| 世帯所得           | -.0111    | .000439   | -25.27 | 0.000 |
| 持家             | .274      | .0174     | 15.70  | 0.000 |
| 未就学児数          | -.443     | .0141     | -31.41 | 0.000 |
| 夫・普通           | .252      | .0289     | 8.71   | 0.000 |
| 夫・パート          | .321      | .105      | 3.05   | 0.002 |
| 定数項            | -1.70     | .174      | -9.74  | 0.000 |
| Number of obs  | 33667     |           |        |       |
| Pseudo R2      | 0.0790    |           |        |       |
| Log likelihood | -21482.89 |           |        |       |

表 1: 就業・非就業の決定 (probit equation)

| 就業            | Coef. | Std. Err. | z    | p     |
|---------------|-------|-----------|------|-------|
| 国公立幼稚園        | .0524 | .0181     | 2.89 | 0.004 |
| 私立幼稚園         | .0410 | .0141     | 2.91 | 0.004 |
| Number of obs | 8328  |           |      |       |

表 2: 就業・非就業の決定への育児施設費用の影響. 個別に推定した結果.

| 就業            | Coef. | Std. Err. | z      | p     |
|---------------|-------|-----------|--------|-------|
| 控除額           | -.301 | .00366    | -82.19 | 0.000 |
| 3号被保険者        | -.906 | .0170     | -53.42 | 0.000 |
| Number of obs | 26815 |           |        |       |

表 3: 就業・非就業の決定への税制・公的年金制度の影響。個別に推定した結果。

| 就業             | Coef.      | Std. Err. | z      | p     |
|----------------|------------|-----------|--------|-------|
| 年齢             | .0777      | .0539     | 1.44   | 0.149 |
| 年齢 2 乗         | -.000798   | .000877   | -0.91  | 0.363 |
| 純資産            | .0000197   | .0000181  | 1.09   | 0.277 |
| 親との同居          | .123       | .0914     | 1.34   | 0.179 |
| 世帯所得           | -.0164     | .00195    | -8.39  | 0.000 |
| 持家             | .178       | .0492     | 3.62   | 0.000 |
| 夫・普通           | .363       | .103      | 3.52   | 0.000 |
| 夫・パート          | .112       | .305      | 0.37   | 0.713 |
| 定数項            | -1.70      | .819      | -2.07  | 0.038 |
| 出産             | Coef.      | Std. Err. | z      | p     |
| 年齢             | .242       | .0585     | 4.14   | 0.000 |
| 年齢 2 乗         | -.00465    | .000958   | -4.85  | 0.000 |
| 夫年齢            | -.0173     | .0272     | -0.64  | 0.525 |
| 夫年齢 2 乗        | .0000413   | .000374   | 0.11   | 0.912 |
| 親との同居          | -.0653     | .0891     | -0.73  | 0.464 |
| 世帯所得           | .00394     | .00150    | 2.62   | 0.009 |
| 定数項            | -2.81      | .8136     | -3.45  | 0.001 |
| $\rho$         | -.669      | .0305     | -21.95 | 0.000 |
| Number of obs  | 3720       |           |        |       |
| Log likelihood | -4644.9818 |           |        |       |

表 4: 就業と出産の同時決定 (bivariate probit equation)

| フルタイム          | Coef.      | Std. Err. | z      | p     |
|----------------|------------|-----------|--------|-------|
| 年齢             | .0533      | .0182     | 2.92   | 0.003 |
| 年齢 2 乗         | -.000627   | .000220   | -2.85  | 0.004 |
| 純資産            | .0000409   | 8.84e-06  | 4.63   | 0.000 |
| 親との同居          | .807       | .0400     | 20.16  | 0.000 |
| 世帯所得           | -.0253     | .00103    | -24.62 | 0.000 |
| 持家             | .694       | .0396     | 17.52  | 0.000 |
| 未就学児数          | -.727      | .0328     | -22.17 | 0.000 |
| 夫・普通           | 1.23       | .0659     | 18.66  | 0.000 |
| 夫・パート          | .646       | .253      | 2.55   | 0.011 |
| 定数項            | -2.42      | .368      | -6.58  | 0.000 |
| パート            | Coef.      | Std. Err. | z      | p     |
| 年齢             | .202       | .0183     | 11.01  | 0.000 |
| 年齢 2 乗         | -.00228    | .000220   | -10.38 | 0.000 |
| 純資産            | -.0000581  | 8.67e-06  | -6.69  | 0.000 |
| 親との同居          | .123       | .0432     | 2.84   | 0.005 |
| 世帯所得           | -.0127     | .000869   | -14.60 | 0.000 |
| 持家             | .228       | .0351     | 6.49   | 0.000 |
| 未就学児数          | -.883      | .0332     | -26.59 | 0.000 |
| 夫・普通           | 1.03       | .0629     | 16.35  | 0.000 |
| 夫・パート          | 1.49       | .189      | 7.88   | 0.000 |
| 定数項            | -5.28      | .375      | -14.09 | 0.000 |
| Number of obs  | 30829      |           |        |       |
| Log likelihood | -29313.655 |           |        |       |
| Pseudo R2      | 0.0624     |           |        |       |

表 5: フルタイム・パート・無業の選択 (multinomial logit equation). 基準グループは無業.

| 自営             | Coef.     | Std. Err. | z     | p     |
|----------------|-----------|-----------|-------|-------|
| 年齢             | .0316     | .0215     | 1.47  | 0.142 |
| 年齢 2 乗         | -.000214  | .000254   | -0.84 | 0.401 |
| 純資産            | -.0000255 | 8.58e-06  | -2.97 | 0.003 |
| 親との同居          | -.0709    | .0414     | -1.71 | 0.087 |
| 世帯所得           | .00284    | .000916   | 3.10  | 0.002 |
| 持家             | -.0178    | .0408     | -0.44 | 0.663 |
| 未就学数           | .249      | .0337     | 7.37  | 0.000 |
| 夫・普通           | -.278     | .0621     | -4.47 | 0.000 |
| 夫・パート          | -.138     | .191      | -0.73 | 0.468 |
| 定数項            | -2.33     | .446      | -5.23 | 0.000 |
| Number of obs  | 15543     |           |       |       |
| Pseudo R2      | 0.0124    |           |       |       |
| Log likelihood | -3824.082 |           |       |       |

表 6: 自営業就業の決定 (probit equation)

| 就業             | Coef.      | Std. Err. | z      | p     |
|----------------|------------|-----------|--------|-------|
| 年齢             | .0704      | .00955    | 7.37   | 0.000 |
| 年齢 2 乗         | -.000775   | .000116   | -6.67  | 0.000 |
| 純資産            | -2.21e-07  | 5.00e-06  | -0.04  | 0.965 |
| 親との同居          | .307       | .0235     | 13.04  | 0.000 |
| 世帯所得           | -.0116     | .000460   | -25.30 | 0.000 |
| 持家             | .288       | .0195     | 14.77  | 0.000 |
| 未就学児数          | -.488      | .0155     | -31.40 | 0.000 |
| 定数項            | -1.11      | .190      | -5.85  | 0.000 |
| 控除             | Coef.      | Std. Err. | z      | p     |
| 年齢             | .0479      | .0103     | 4.64   | 0.000 |
| 年齢 2 乗         | -.000572   | .000125   | -4.58  | 0.000 |
| 純資産            | -.0000529  | 5.15e-06  | -10.28 | 0.000 |
| 親との同居          | -.2077     | .0234     | -8.87  | 0.000 |
| 世帯所得           | -.00999    | .000460   | -21.71 | 0.000 |
| 持家             | -.412      | .0217     | -18.97 | 0.000 |
| 未就学児数          | .318       | .0172     | 18.48  | 0.000 |
| 定数項            | .337       | .206      | 1.64   | 0.102 |
| $\rho$         | -.794      | .0135     | -58.97 | 0.000 |
| Number of obs  | 26815      |           |        |       |
| Log likelihood | -29721.791 |           |        |       |

表 7: 就業・控除対象の同時決定 (bivariate probit equation)

| 就業             | Coef.      | Std. Err. | z      | p     |
|----------------|------------|-----------|--------|-------|
| 年齢             | .0712      | .00952    | 7.48   | 0.000 |
| 年齢 2 乗         | -.000782   | .000116   | -6.74  | 0.000 |
| 純資産            | -2.60e-07  | 5.05e-06  | -0.05  | 0.959 |
| 親との同居          | .299       | .0235     | 12.72  | 0.000 |
| 世帯所得           | -.0118     | .000472   | -24.96 | 0.000 |
| 持家             | .284       | .0195     | 14.58  | 0.000 |
| 未就学児数          | -.477      | .0153     | -31.18 | 0.000 |
| 定数項            | -1.13      | .189      | -5.98  | 0.000 |
| 3号被保険者         | Coef.      | Std. Err. | z      | p     |
| 年齢             | -.0138     | .00938    | -1.47  | 0.142 |
| 年齢 2 乗         | .000168    | .000115   | 1.46   | 0.143 |
| 純資産            | -.0000306  | 5.01e-06  | -6.10  | 0.000 |
| 親との同居          | -.331      | .0229     | -14.43 | 0.000 |
| 世帯所得           | .00396     | .000455   | 8.70   | 0.000 |
| 持家             | -.300      | .0195     | -15.37 | 0.000 |
| 未就学数           | .154       | .0146     | 10.55  | 0.000 |
| 定数項            | .555       | .186      | 2.99   | 0.003 |
| $\rho$         | -.570      | .0111     | -51.45 | 0.000 |
| Number of obs  | 26815      |           |        |       |
| Log likelihood | -33128.548 |           |        |       |

表 8: 就業・3号被保険者対象の同時決定 (bivariate probit equation)

|                | Coef.     | Std. Err. | z      | p     |
|----------------|-----------|-----------|--------|-------|
| <b>労働時間</b>    |           |           |        |       |
| 年齢             | -.0115    | .0236     | -0.49  | 0.627 |
| 年齢 2 乗         | .000126   | .000284   | 0.44   | 0.658 |
| 親との同居          | .0707     | .0511     | 1.39   | 0.166 |
| 未就学児数          | .0916     | .0489     | 1.87   | 0.061 |
| <b>企業規模</b>    |           |           |        |       |
| 1 から 4 人       | -.480     | .0722     | -6.64  | 0.000 |
| 5 から 29 人      | -.0987    | .0610     | -1.62  | 0.106 |
| 30 から 499 人    | .138      | .0605     | 2.27   | 0.023 |
| 500 から 999 人   | .262      | .104      | 2.52   | 0.012 |
| 1000 人以上       | .0236     | .0737     | 0.32   | 0.749 |
| 控除対象           | -1.75     | .0468     | -37.41 | 0.000 |
| 定数項            | 5.08      | .509      | 9.98   | 0.000 |
| <b>就業</b>      |           |           |        |       |
| 年齢             | .109      | .0114     | 9.58   | 0.000 |
| 年齢 2 乗         | -.00119   | .000138   | -8.62  | 0.000 |
| 純資産            | -.0000343 | 6.09e-06  | -5.63  | 0.000 |
| 親との同居          | .0860     | .0289     | 2.97   | 0.003 |
| 世帯所得           | -.00948   | .000543   | -17.46 | 0.000 |
| 持家             | .1559     | .0223     | 6.99   | 0.000 |
| 未就学児数          | -.505     | .0191     | -26.48 | 0.000 |
| 定数項            | -2.32     | .229      | -10.11 | 0.000 |
| $\rho$         | -.307     | .0427     |        |       |
| $\sigma$       | 1.48      | .0195     |        |       |
| $\lambda$      | -.455     | .0679     |        |       |
| Number of obs  | 21085     |           |        |       |
| Log likelihood | -24512.01 |           |        |       |

表 9: 労働時間関数 (控除対象ダミー使用)。企業規模は官公が基準。

|                | Coef.     | Std. Err. | z      | p     |
|----------------|-----------|-----------|--------|-------|
| <b>労働時間</b>    |           |           |        |       |
| 年齢             | -.0123    | .0246     | -0.50  | 0.616 |
| 年齢 2 乗         | .000281   | .000295   | 0.95   | 0.341 |
| 親との同居          | .0947     | .0524     | 1.81   | 0.071 |
| 未就学児数          | -.0259    | .0526     | -0.49  | 0.622 |
| <b>企業規模</b>    |           |           |        |       |
| 1 から 4 人       | -.472     | .0752     | -6.28  | 0.000 |
| 5 から 29 人      | -.0343    | .0638     | -0.54  | 0.591 |
| 30 から 499 人    | .213      | .0632     | 3.37   | 0.001 |
| 500 から 999 人   | .370      | .108      | 3.41   | 0.001 |
| 1000 人以上       | .164      | .0769     | 2.13   | 0.033 |
| 3 号被保険者        | -1.10     | .0389     | -28.03 | 0.000 |
| 定数項            | 3.81      | .534      | 7.14   | 0.000 |
| <b>就業</b>      |           |           |        |       |
| 年齢             | .108      | .0114     | 9.50   | 0.000 |
| 年齢 2 乗         | -.00119   | .000138   | -8.62  | 0.000 |
| 純資産            | -.0000331 | 6.11e-06  | -5.41  | 0.000 |
| 親との同居          | .0821     | .0289     | 2.84   | 0.005 |
| 世帯所得           | -.00886   | .000544   | -16.30 | 0.000 |
| 持家             | .162      | .0225     | 7.18   | 0.000 |
| 未就学児数          | -.506     | .0191     | -26.51 | 0.000 |
| 定数項            | -2.32     | .229      | -10.10 | 0.000 |
| $\rho$         | -.125     | .0538     |        |       |
| $\sigma$       | 1.50      | .0146     |        |       |
| $\lambda$      | -.186     | .0813     |        |       |
| Number of obs  | 21085     |           |        |       |
| Log likelihood | -24784.09 |           |        |       |

表 10: 労働時間関数 (3号被保険者ダミー使用). 企業規模は官公が基準.



|                | Coef.     | Std. Err. | z      | p     |
|----------------|-----------|-----------|--------|-------|
| <b>収入</b>      |           |           |        |       |
| 年齢             | -.109     | .0103     | -10.68 | 0.000 |
| 年齢 2 乗         | .00118    | .000125   | 9.39   | 0.000 |
| <b>企業規模</b>    |           |           |        |       |
| 1 から 4 人       | -.134     | .0259     | -5.17  | 0.000 |
| 5 から 29 人      | -.00576   | .0233     | -0.25  | 0.805 |
| 30 から 499 人    | .0480     | .0231     | 2.08   | 0.038 |
| 500 から 999 人   | .0769     | .0358     | 2.15   | 0.032 |
| 1000 人以上       | .0162     | .0274     | 0.59   | 0.553 |
| サービス業          | .0102     | .0355     | 0.29   | 0.773 |
| 鉱業             | .0625     | .464      | 0.13   | 0.893 |
| 建設業            | .0171     | .0497     | 0.34   | 0.731 |
| 製造業            | .0108     | .0388     | 0.28   | 0.780 |
| 電気・ガス・水道・熱供給   | .0371     | .0964     | 0.39   | 0.700 |
| 運輸・通信業         | -.0370    | .0433     | -0.85  | 0.394 |
| 卸・小売業, 飲食店     | -.0656    | .0375     | -1.75  | 0.080 |
| 金融・保険業         | .0358     | .0484     | 0.74   | 0.460 |
| 不動産業           | -.0127    | .0754     | -0.17  | 0.866 |
| 控除対象           | -.541     | .0150     | -36.01 | 0.000 |
| 定数項            | 5.71      | .210      | 27.19  | 0.000 |
| <b>就業</b>      |           |           |        |       |
| 年齢             | .129      | .0109     | 11.82  | 0.000 |
| 年齢 2 乗         | -.00135   | .000133   | -10.16 | 0.000 |
| 純資産            | -.0000234 | 4.08e-06  | -5.75  | 0.000 |
| 親との同居          | .0768     | .0181     | 4.23   | 0.000 |
| 世帯所得           | -.00499   | .000355   | -14.06 | 0.000 |
| 持家             | .0486     | .0142     | 3.44   | 0.001 |
| 未就学児数          | -.220     | .0124     | -17.72 | 0.000 |
| 定数項            | -3.09     | .218      | -14.17 | 0.000 |
| $\rho$         | -.961     | .00228    |        |       |
| $\sigma$       | .894      | .0106     |        |       |
| $\lambda$      | -.859     | .0116     |        |       |
| Number of obs  | 21085     |           |        |       |
| Log likelihood | -17585.7  |           |        |       |

表 11: 収入関数 (控除対象ダミー使用). 企業規模は官公が基準, 産業は公務が基準.

|                | Coef.     | Std. Err. | z      | p     |
|----------------|-----------|-----------|--------|-------|
| 収入             |           |           |        |       |
| 年齢             | -.115     | .0105     | -10.94 | 0.000 |
| 年齢 2 乗         | .00128    | .000128   | 10.02  | 0.000 |
| 企業規模           |           |           |        |       |
| 1 から 4 人       | -.140     | .0274     | -5.11  | 0.000 |
| 5 から 29 人      | .0143     | .0246     | 0.58   | 0.562 |
| 30 から 499 人    | .0748     | .0244     | 3.07   | 0.002 |
| 500 から 999 人   | .122      | .0374     | 3.25   | 0.001 |
| 1000 人以上       | .0655     | .0289     | 2.27   | 0.023 |
| サービス業          | .0246     | .0373     | 0.66   | 0.510 |
| 鉱業             | .0874     | .480      | 0.18   | 0.856 |
| 建設業            | .0337     | .0522     | 0.65   | 0.518 |
| 製造業            | .0104     | .0407     | 0.26   | 0.798 |
| 電気・ガス・水道・熱供給   | .0667     | .102      | 0.65   | 0.513 |
| 運輸・通信業         | -.0510    | .0456     | -1.12  | 0.263 |
| 卸・小売業, 飲食店     | -.0656    | .0393     | -1.67  | 0.095 |
| 金融・保険業         | .0318     | .0509     | 0.63   | 0.532 |
| 不動産業           | -.0117    | .0806     | -0.14  | 0.885 |
| 3号被保険者         | -.367     | .0131     | -27.91 | 0.000 |
| 定数項            | 5.52      | .215      | 25.65  | 0.000 |
| 就業             |           |           |        |       |
| 年齢             | .128      | .0109     | 11.72  | 0.000 |
| 年齢 2 乗         | -.00136   | .000133   | -10.23 | 0.000 |
| 純資産            | -.000022  | 4.18e-06  | -5.25  | 0.000 |
| 親との同居          | .0664     | .0188     | 3.54   | 0.000 |
| 世帯所得           | -.00432   | .000351   | -12.30 | 0.000 |
| 持家             | .0534     | .0147     | 3.63   | 0.000 |
| 未就学児数          | -.237     | .0131     | -18.06 | 0.000 |
| 定数項            | -3.06     | .219      | -13.99 | 0.000 |
| $\rho$         | -.953     | .00284    |        |       |
| $\sigma$       | .904      | .0112     |        |       |
| $\lambda$      | -.861     | .0125     |        |       |
| Number of obs  | 21085     |           |        |       |
| Log likelihood | -17829.69 |           |        |       |

表 12: 収入関数 (3号被保険者ダミー使用). 企業規模は官公が基準, 産業は公務が基準.

## 参考文献

- [1] 男女共同参画会議・影響調査専門調査会 (2002), 「ライフスタイルの選択と税制・社会保障制度・雇用システムに関する中間報告」
- [2] 滋野由紀子・大日康史 (2001a), 「育児支援策の結婚・出産・就業に与える影響」, 『社会福祉と家族の経済学』, pp17-50, 東洋経済新報社
- [3] 滋野由紀子・大日康史 (2001b), 「保育政策が女性の就業に与える影響」, 『社会福祉と家族の経済学』, pp51-70, 東洋経済新報社
- [4] 滋野由紀子・松浦克己 (2001), 「保育園, 育児休業制度と出産行動」, 『女性の選択と家計貯蓄』, pp27-46, 日本評論社
- [5] 高山憲之・有田富美子 (1996), 『貯蓄と資産形成 家計資産のマイクロデータ分析』, 岩波書店
- [6] 永瀬伸子 (2001), 「パートの賃金に 103 万円の壁は重要か」, 『日本労働研究雑誌』 No.489, pp60-61
- [7] 樋口美雄 (1995), 「専業主婦保護政策の経済的帰結」, 『「弱者」保護政策の経済分析』, pp185-219
- [8] Berger, M.C. and D.A. Black (1992), "Child Care Subsidies Quality of Care, and the Labor Supply of Low-Income, Single Mothers", *Review of Economics and Statistics*, Vol.74(4), pp635-642
- [9] Blau, D.M. and P.K. Robins (1988), "Child-Care Costs and Family Labor Supply", *Review of Economics and Statistics*, Vol.70(3), pp374-381
- [10] Cleveland, G., M. Gunderson, and D. Hyatt (1996), "Child Care Costs and the Employment Decision of Women: Canadian Evidence", *Canadian Journal of Economics*, Vol.29(1), pp132-151
- [11] Cogan, John F. (1981), "Fixed Costs and Labor Supply", *Econometrica*, Vol.49(4), pp945-963
- [12] Edwards, N.L. and E. Field-Hendrey (2002), "Home-Based Work and Women's Labor Force Decisions", *Journal of Labor Economics*, Vol.20(1), pp170-200
- [13] Gronau, R. (1977), "Leisure, Home Production, and Work the theory of allocation of time", *Journal of Political Economy*, Vol.85(6), pp1099-1123

- [14] Gustafsson, S. and F. Stafford (1992), "Child Care Subsidies and Labor Supply in Sweden", *Journal of Human Resources*, Vol.27(1), pp204-230
- [15] Joshi, H., S. Macran, and S. Dex(1996), "Employment after childbearing and women's subsequent labour force participation:Evidence from the British 1958 birth cohort", *Journal of Population Economics*, Vol.9, pp325-348
- [16] Maddala, G.S. (1983), *Limited-dependent and qualitative variables in econometrics*, Cambridge university press
- [17] Powell, L.M. (1997), "The Impact of Child Care Costs on the Labor Supply of Married Mothers:Evidence from Canada", *Canadian Journal of Economics*, Vol.30(3), pp577-594
- [18] Powell, L.M. (2002), "Joint Labor Supply and Childcare Choice Decisions of Married Mothers", *Journal of Human Resources*, Vol.37(1), pp106-128
- [19] Ribar, D.C. (1992), "Child Care and the Labor Supply of Married Women", *Journal of Human Resources*, Vol.27(1), pp134-165