

山上（1999）は、1991年12月に住友生命総合研究所が実施した「女性の就業と出産・育児に関する意識調査」の個票データを利用して、育児休業選択について分析している。被説明変数は、仮に自分が出産するとした場合の育児休暇（無給）取得の有無である。推定の結果、妻の勤続年数が長いほど、住宅ローン返済額が多いほど、また親との同居ほど育児休業を取得しようとしなことが示されている。

小島（1998）は、人口問題研究所が1992年7月に実施した「第10回出生動向基本調査」の夫婦調査を用いて、育児休業取得の要因分析を行っている。推定の結果、第1子乳児期では結婚年齢が高くなるほど、中卒と大卒の場合、及び専門管理職の場合に育児休業を取る確率が高くなっていた。

脇坂（1999）は、「平成7年版健康保険組合事業年報」を用いて、育児休業利用者数と育児休業利用率を被説明変数にして分析を行っている。推定の結果、育休利用者数と利用率では結果がかなり異なっていた。共通しているのは、女性賃金が高いほど、女性年齢が高いほど利用者数と利用率が高くなるという点であった。

### 3.3. データについて

実証分析には「平成8年度・女子雇用管理基本調査」の企業別データを用いている。この調査は9大産業に属し、5人以上の常用労働者を雇用する民営事業所のうちから、一定の方法で抽出した約10000事業所を対象とし、有効回収数は7713事業所である。調査実施期間は平成8年7月1日から7月31日までで、調査対象企業は、特に断りのない限り、平成8年7月1日現在の状況について記入している。

### 3.4. 出生行動に関する Tobit モデルを用いた実証分析

ここでの分析の目的は、企業におけるどのような育児支援制度が女性の出産と雇用継続を促進する要因となるのかを明らかにすることである。

#### 3.4.1. 変数について

被説明変数に「女子従業員における出産者数の割合」を用いている。「女子従業員における出産者数の割合」とは、平成7年4月1日から平成8年3月31日までの女性の出産者数を女性常用労働者数で割った値である。女性の出産者数とは、継続雇用と出産の両立させたり、両立させる意志を持っている人を意味している。被説明変数の値をみると0となる場合が多く、0でセンサーされていると考えられるので、Tobit モデルを用いて分析する。説明変数には、組合ダミー、育休ダミー、育休対象者ダミー、金銭支給ダミー、昇給ダミー、復職後賃金ダミー、能

力措置ダミー、復職後職場ダミー、支援制度ダミー、産業別ダミー、事業所規模ダミー、県別ダミーを用いている。この資料から女性の年齢構成についての情報は得られない。結婚や出産で退職する女性の多い企業と同様に、高齢女性の多い企業は、出産者比率が小さくなる。女性従業員の年齢構成等は、産業、事業所規模、地域といった変数でコントロールされていると考えられる。

組合ダミーとは、組合がある事業所を1とするダミー変数である。育休ダミーは、育児休業制度がある事業所を1としている。育休対象者ダミーは、配偶者が常態として子を養育することができる者である労働者を育児休業制度の対象としている事業所、つまり、子を養育する人がいるにもかかわらず、育休を取ることが可能である事業所を1としたダミー変数である。

金銭支給ダミーとしては、100%支給ダミー、定率支給ダミー、定額支給ダミーを用いている。子が1歳未満の休業期間中に毎月会社から金銭の支給がある場合において、100%ダミーでは所定内給与の100%相当額を支給する事業所を1とし、定率支給ダミーでは定率により支給する事業所を1とし、定額ダミーでは定額により支給する事業所を1としており、毎月会社から金銭の支給がない場合と比べた値が示される。

昇給ダミーとして、育児休業を取得した者の休業期間中の定期昇給の取り扱いに関して、定期昇給時期に昇給する事業所を1とする定期昇給ダミー、復職後に昇給する事業所を1とする復職後昇給ダミー、休業期間中の定期昇給は行わず、復職後の定期昇給に持ち越す事業所を1とする持ち越し昇給ダミーを用いている。それぞれのダミー変数のパラメータは定期昇給がない場合と比べた値が示されている。復職後賃金ダミーは、復職後の賃金の取り扱いにおいて、休業前の賃金又はそれ以上の額を保障する事業所を1としている。

能力措置ダミーは、育児休業者に対する職業能力の維持、向上のために休業中の情報提供（社内報、職場・仕事に関する情報）や職場復帰のための講習などの措置を講じている事業所を1としている。復職後職場ダミーには、復職後の職場・職種において、原則として原職復帰する事業所を1とする原職ダミー、本人の希望を考慮し会社が決定する事業所を1とする希望考慮復帰ダミーを用いている。それぞれの変数は、会社の人事管理等の都合により職場・職種を決定する事業所と比べた値が示される。

支援制度ダミーとしては、短時間ダミー、フレックスダミー、繰上げ下げダミー、労働免除ダミー、託児施設ダミー、育児援助ダミーを用いている。育児休業法では、事業主は、「短時間勤務制度」、「フレックスタイム制度」、「始業・終業時刻の繰上げ・繰下げ」、「所定外労働をさせない制度」、「託児施設の設置運営その他これに準ずる便宜の供与」のいずれかの措置を講ずることとされている。労働者が就業しつつ子を養育することを容易にするためのこれらの措置が出産にどのような影響を与えているかを明らかにするために、これらのダミー変数を用いた。それぞれの制度がある事業所を1としている。育児援助ダミーについては、育児に

要する経費の援助措置を講じている事業所を1としている。ここでの育児に要する経費の援助措置とは、労働者がベビーシッター等外部の業者によるサービス等を利用した場合にその経費の一部を事業主が負担したり、あるいは事業主がベビーシッター会社等育児に係るサービス会社と契約し、労働者の利用に供する制度等をいう。

さらに、産業別ダミー、事業所規模別ダミー、都道府県別ダミーも用いている。産業別ダミーは、産業を中分類に分けた職種を用いており、鉱業に従事する場合に比べてどの産業において出産しやすい状況が整っているかをみることができる。事業所規模別ダミーでは、事業所における従業員数が5～29人の事業所に比べて、どの規模の事業所が出生を促進するかをみることができる。都道府県別ダミーにおいては、沖縄県に比べてどの県が出生を促しやすいかを示している。

### 3.4.2. 推定結果について

推定結果は3-1にまとめられているが、組合ダミー、育休ダミー、育休対象者ダミーはすべて有意に正が示された。これは、労働組合がある方が、育児休業制度の規定がある方が、子を養育する人がいるにもかかわらず、育休を取ることが可能である方が出生を促進することを表している。

金銭支給ダミーについては、100%支給ダミーは有意な負の結果が示された。定率支給ダミーについては負、定額支給ダミーについては正の値が示されたが、いずれも有意でない。出産に踏み切れない理由として経済的要因をあげる者が多く、労働者サイドからはより多くの金銭が支給された方が出産に踏み切りやすいと考えられる。企業サイドから考えると、支給する金額が多くなればなるほど企業にとって大きなコストになるので、出産の可能性が高い労働者を採用しない、または辞めさせる傾向があるという考え方が一つである。もう一つは、企業は大きなコストを支払うのは、出産後も継続雇用してほしいためと考え、労働条件が非常に厳しい職場のために企業が好条件を提供しても出産して継続雇用する人は少ない可能性がある。

昇給ダミーについては、定期昇給ダミー、復職後昇給ダミー、持ち越し昇給ダミーすべて有意な正の結果が示された。しかもパラメータの大きさを比較すると、休業期間中であっても定期昇給時期に昇給することが最も出生を促進し、昇給が遅れるほど出生を促進する効果が少なくなることが示された。

復職後賃金ダミーと能力措置ダミーについては、共に有意な正の値が示されている。休業前の賃金又はそれ以上が保障されていること、そして休業者に対して職業能力の維持、向上のための措置が講じられていることは、予想通り継続雇用をしながら子供を産みやすくすることが示された。復職後職場ダミーについては、原職ダミー、希望考慮復帰ダミー共に有意に負の結果が得られたが、これは予想に反している。

支援制度ダミーについては、繰上げ下げダミーだけが有意に正の結果が得られ、その他の支援制度ダミーは有意な結果が得られなかった。繰上げ下げダミーが正の結果を示したことについては、例えば、保育所への送り迎え、子供が病気になったときの通院等を考えると、育児と就業を両立していく上で、始業・終業時刻の繰上げ・繰下げの制度が有効という結果が示されたといえる。

産業別ダミーでは、ほとんどのダミー変数が有意な正の結果を示しており、鉱業に比べて出生を促進する傾向があることが示されている。特に医療業、社会保険・社会福祉、精密機械器具製造業、金融・保険業、教育の産業では、他の変数より大きな正の値が得られている。これらの産業では女性の職場進出が進んでおり、他の産業と比べて女性の活用が積極的に行われていると思われる。よって、これらの産業では、女性が働きやすい環境が整っており、継続就業して出生を促進する結果が示されたと考えられる。

事業所規模別ダミーについては、すべて有意な正の結果が示された。パラメータの大きさを比べると、予想通り、事業所規模が大きくなるにしたがってパラメータの値も大きくなり、出生を促進する傾向がある。これは、事業所規模が大きくなるにしたがって育児休業取得者の仕事をカバーできる人員の確保が容易になることから、出産に踏み切りやすい環境が整っており、出生を促進すると考えられる。また、小規模になるほど中高年の女性が多く、出産年齢層が少ないとも考えられる。

都道府県別ダミーについては、北海道、千葉県、東京都、愛知県、大阪府、和歌山県、山口県、愛媛県、鹿児島県が特に負の効果が強く出ている。東京都、大阪府、愛知県のような都市部では、やはり晩婚化、未婚化の傾向が強く、その結果、出生に対する負の効果が強く出ていると思われる。また、比較的負の効果が弱く出ているのは、有意な結果についてみると、福島県、新潟県、滋賀県、大分県である。このことから、地方においては都市部より出生抑制の効果が小さくなっていることがわかる。

### 3.5. 育児休業制度に関する Zero Inflated Count Data モデルを用いた実証分析

出産・育児と就業の両立を望む女性にとって、実際に育児休業が取得可能か否かということは重要なことである。前述の Tobit モデルによる推定で、育児休業制度がある企業ほど出産しやすいという結果が示されたが、たとえ育児休業制度が規定されていても制度が取得しにくい状況であれば、出産・育児と就業の両立は困難になる。また、子育て期間を考慮すると、育児休業制度だけで出産・育児と就業の両立を可能にするとは考えにくい。労働市場から撤退することなく、育児休業を取得し継続就業をするためには、何が必要かを明らかにすることには意義があると思われる。よって、ここでは育児休業開始を促進するためには企業のどのような制度

が有効か、女性は出産・育児と就業を両立する上で何を必要と考えているのかという点に注目して分析する。

### 3.5.1. 変数について

Zero Inflated Count Data モデルを用いた分析の被説明変数には「女子の育児休業開始者数」を用いている。育児休業開始者数がゼロの場合、初めから対象者がなくてゼロの場合と対象者はいるが育児休業を取る人がいない場合と2つある。このモデルはこのことを考慮に入れたモデルとなっている。モデルの詳しい説明は、Greene(1977)参照。Pi は育児休業を取る可能性のある人がいる確率を表している。Pi を決定する説明変数には、女子雇用者数に対する出産者数の割合、女子雇用者比率、組合ダミー、育休ダミー、能力措置ダミーを用い、育児休業を取る可能性のある人がいるときに何人の人が育児休業を取っているかを表す  $P(Y_i=s | regime2)$   $s=0,1,2,\dots,n$  の説明変数には、女子雇用者数に対する出産の割合、女子雇用者比率、組合ダミー、育休ダミー、会社からの金銭ダミー、共済からの金銭ダミー、退職金ダミー、能力措置ダミー、支援制度ダミー、産業別ダミー、事業所規模ダミーを用いている。

まず、Pi における推定における女子雇用者比率とは、全雇用者に対する女子雇用者の比率を表し、その他の変数はTobit分析に用いられた変数と同じ変数を用いている。

次に、 $P(Y_i=s | regime2)$   $s=0,1,2,\dots,n$  における推定における会社からの金銭ダミーについては、子が1才未満の休業期間中、会社から毎月金銭の支給がある事業所を1とするダミー変数と、会社から見舞金等の支給がある事業所を1とするダミー変数の2変数を用いており、共に会社から金銭の支給がない事業所と比較して育児休業を開始しやすいかどうかを示される。

共済からの金銭ダミーについては、共済から毎月金銭の支給がある事業所を1とするダミー変数と、共済から見舞金等の支給がある事業所を1とするダミー変数の2変数を用いている。共に共済から金銭の支給がない事業所と比較した値が示される。

退職金ダミーについては、退職金の算定の際の休業期間の取り扱いにおいて、原則として全期間を勤続年数に算入する事業所を1とする全期間退職金ダミーと、原則として一定期間又は一定割合を勤続年数に算入する事業所を1とする一定期間退職金ダミーを用いている。この2変数の結果から、勤続年数に全く算入しない事業所あるいは退職金制度がない事業所と比較して、育児休業を開始しやすいかどうかをみることができる。また、その他の変数はTobitによる分析と同様の変数を用いている。

### 3.5.2. 推定結果について

表 3-2-1 には、企業において育児休業を開始する可能性のある人がいる確率についての推定結

果が示されており、表 3-2-2 には、育児休業を開始しやすいかどうかについての推定結果が示されている。表 3-3 では、4つの Zero Inflated Count Data モデルによる推定結果の予測値と観測値を比較している。表 3-3 において予測値が観測値に近かったのは、Logit モデルと Poisson モデルを用いた推定と Probit モデルと Poisson モデルを用いた推定の2つであるが、そのうち変数のP値がよい Logit モデルと Poisson モデルを用いた推定結果を表 3-1 に示した。

まず、表 3-2-1 の推定結果より、女子雇用者数に対する出産の割合が高くなるほど、また女子雇用者比率が高くなるほど、企業において育児休業を開始する可能性のある人がいる確率は高くなることが示された。育児休業制度が出産者を対象にした制度であることを考えれば、出産の割合が高くなれば育児休業を開始する可能性のある人がいる確率が高まるのは当然の結果である。また、育児休業制度は男女いずれもが取得可能であるが、実際、男性の取得者がまだ非常に少ないことを考えると、女子雇用者比率が高い企業の方が、企業の中に育児休業を開始する可能性のある人が多いということになる。よって、女子雇用者比率のパラメータが有意な正の値で示されたことも予想通りである。

組合ダミー、育休ダミーも予想通り有意な正の結果となっており、労働組合がある事業所あるいは育児休業制度が規定されている事業所には、育児休業を開始する可能性のある人が多いことが示された。能力措置ダミーも有意な正の結果が示され、育児休業中に能力の維持、向上のために何らかの措置を講じている企業には、育児休業を開始する可能性のある人が多く存在するという傾向が示された。

次に、表 3-2-2 の推定結果より、女子雇用者数に対する出産の割合については有意な正のパラメータが示された。これは、女子雇用者数に対する出産の割合が高くなるほど、育児休業を開始する者が多くなるということを意味し、予想通りの結果が得られた。女子雇用者比率についても、有意な正の結果が示されている。男子雇用者が育児休業を取得することはまだ珍しく、育児休業開始者のほとんどが女子雇用者であることから、これも予想通りの結果といえる。

組合ダミーについては、有意な正の結果が得られており、労働組合の存在は、育児休業の開始を促進する傾向があるといえる。育休ダミーも有意な正の値が得られ、育児休業制度がある企業の方が育児休業を開始しやすいことが示された。

会社からの金銭ダミーは、休業期間中、毎月会社から金銭の支給がある場合、有意な負の効果があり、育児休業を開始することを抑制する傾向があることが示された。また、会社から見舞金等の支給がある場合は負の結果が示されたが、有意ではなかった。雇用者サイドから考えると、金銭支給額が多い方が、育児休業を開始しやすい状況をつくり、正の効果があると思われる。

一方、共済からの金銭ダミーは、休業期間中、毎月共済から金銭の支給がある場合、有意な正の効果があり、毎月会社から金銭の支給がある場合とは逆の効果が示された。また、共済から

見舞金等の支給がある場合は負の効果が得られたが有意ではなかった。

退職金ダミーについては、休業期間を勤続年数に全く算入しない事業所あるいは退職金制度自体がない事業所に比べて、全期間退職金ダミーが有意な負の効果、一定期間退職金ダミーが有意な正の効果を示している。

能力措置ダミーは、予想通り有意な正のパラメータが示された。休業期間中に職業能力の維持、向上のための措置が講じられることは、育児休業取得者が職場から離れることへの不安感、復帰したときの仕事の状況や職場環境に対する不安感を和らげ、育児休業を取りやすい環境をつくっているといえる。

支援制度ダミーでは、短時間ダミー、託児施設ダミー、育児援助ダミーが有意な正の結果、繰上げ下げダミーが有意な負の結果を示しており、フレックスダミー、労働免除ダミーについては有意な結果が得られなかった。短時間ダミーが正の結果となったのは、短時間勤務制度があると育児休業を終えた後もこの制度を使って継続就業が可能となり、労働市場から撤退せずに育児休業を取得し働き続けられるからであると思われる。

また、託児施設ダミーの正の結果により、託児施設がある事業所では、ない事業所と比べて育児休業が開始しやすいことが示された。これは、短時間ダミーと同様に育児休業を終えた後も子供を事業所内託児施設に預けて継続就業できる。つまり、事業所内託児施設があることは労働市場から撤退せずに育児休業を取得し、その後も働き続けることを可能にすることを示している。

育児援助ダミーの正の結果についても、育児休業を終えた後、ベビーシッター等外部の業者によるサービス等を利用したときに係る経費の援助が、育児休業を開始することを促す結果になることを示している。繰上げ下げダミーの有意な負の結果からは、始業・終業時刻の繰上げ・繰下げの制度があると、育児休業の開始を抑制する、つまり、始業・終業時刻を繰上げたり繰下げたりできると、育児休業を取らずに継続就業が可能であることが考えられる。

産業別ダミーについては、すべての変数が正の値を示しており、有意性を満たしているものが多い。このことから、これらの産業においては、鉱業に比べて育児休業の開始を促す傾向があると思われる。特に、電気機械器具製造業、金属製品製造業、その他サービス業、社会保険・社会福祉、医療業においてパラメータが比較的大きい正の値となった。大きい正の効果を示されたこれらの産業は、比較的、女性の職場進出が進んでいる産業であると思われる。よって、女性の活用が進んでいる産業では、他の産業より職場環境が整っており、育児休業の開始を促進する傾向があると考えられる。

## 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 結婚・出生・育児』東京大学出版会、第9章
- 小島宏（1998）「家族戦略と家族政策—母親の就業と保育方法をめぐって」丸山茂・橘川俊忠・小馬徹編『家族のオートノミー』早稲田大学出版部
- 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』第459号
- 労働省婦人局（1996）「平成8年度 女子雇用管理基本調査」
- 脇坂明（1999）「育児休業利用に関する企業・事業所の違い」『岡山大学経済学会雑誌』第30号第4号
- 山上達彦（1999）「出産・育児と女子就業との両立可能性について」『季刊社会保障研究』Vol.35、No. 1
- Greene ,W.H. (1997) *Econometric Analysis*, Prentice-Hall International , London.



表 3-1 「女子従業員における出産者数の割合」の Tobit モデルによる推定結果

女子雇用者数に対する出産者数の割合	係数	t 値	P値
組合ダミー(労働組合あり)	0.0087	2.334	0.02
育休ダミー(育児休業制度あり)	0.0231	2.05	0.04
育休対象者ダミー(配偶者が養育可能)	0.0089	2.419	0.016
100%支給ダミー(会社から100%支給)	-0.0618	-1.888	0.059
定率支給ダミー(会社から定率支給)	-0.0012	-0.118	0.906
定額支給ダミー(会社から定額支給)	0.0128	0.706	0.48
定期昇給ダミー(定期昇給)	0.0282	3.167	0.002
復職後昇給ダミー(復職後昇給)	0.0194	2.132	0.033
持ち越し昇給ダミー(持ち越し昇給)	0.0163	1.821	0.069
復職後賃金ダミー(賃金を保証する)	0.0181	3.187	0.001
能力措置ダミー(能力措置を講じる)	0.0125	3.619	0
原職ダミー(復職後原職復帰)	-0.0132	-2.282	0.023
希望考慮復帰ダミー(復職後希望考慮復帰)	-0.0205	-2.462	0.014
短時間ダミー(短時間勤務あり)	0.0057	1.618	0.106
フレックスダミー(フレックスタイムあり)	-0.0065	-1.149	0.251
繰上げ下げダミー(時刻の繰上げ下げあり)	0.0109	2.801	0.005
労働免除ダミー(所定外労働免除あり)	0.0000	-0.009	0.993
託児施設ダミー(事業所内託児施設あり)	0.0049	0.549	0.583
育児援助ダミー(育児経費援助あり)	0.0077	0.638	0.524
産業別ダミー(建設業)	0.0343	1.761	0.078
産業別ダミー(食料品製造業、飲料・たばこ・飼料製造業)	0.0278	1.421	0.155
産業別ダミー(繊維工業(衣服・その他の繊維製品を除く))	0.0311	1.542	0.123
産業別ダミー(衣服・その他の繊維製品製造業)	0.0540	2.719	0.007
産業別ダミー(木材・木製品製造業(家具を除く))	0.0109	0.51	0.61
産業別ダミー(家具・装備品製造業)	0.0213	0.984	0.325
産業別ダミー(パルプ・紙・紙加工品製造業)	0.0277	1.388	0.165
産業別ダミー(出版・印刷・同関連産業)	0.0394	1.975	0.048
産業別ダミー(化学工業)	0.0604	3.186	0.001
産業別ダミー(石油工業)	0.0130	0.589	0.556
産業別ダミー(プラスチック製品製造業(別掲を除く))	0.0491	2.405	0.016
産業別ダミー(ゴム製品製造業)	0.0559	2.846	0.004
産業別ダミー(なめし革・同製品・毛皮製造業)	0.0483	2.161	0.031

産業別ダミー(窯業・土石製品製造業)	0.0481	2.467	0.014
産業別ダミー(鉄鋼業)	0.0377	1.922	0.055
産業別ダミー(非鉄金属製造業)	0.0545	2.779	0.005
産業別ダミー(金属製品製造業)	0.0260	1.319	0.187
産業別ダミー(一般機械器具製造業)	0.0451	2.331	0.02
産業別ダミー(電気機械器具製造業)	0.0635	3.356	0.001
産業別ダミー(輸送用機械器具製造業)	0.0335	1.738	0.082
産業別ダミー(精密機械器具製造業)	0.0741	3.849	0
産業別ダミー(武器・その他の製造業)	0.0646	2.878	0.004
産業別ダミー(電機・ガス・熱供給・水道業(民・公営計))	0.0471	2.42	0.016
産業別ダミー(運輸・通信業(民・公営計))	0.0306	1.561	0.119
産業別ダミー(卸売・小売業、飲食店)	0.0396	2.153	0.031
産業別ダミー(金融・保険業)	0.0625	3.264	0.001
産業別ダミー(不動産業)	0.0433	2.095	0.036
産業別ダミー(旅館、その他の宿泊所)	0.0239	1.188	0.235
産業別ダミー(娯楽業(映画・ビデオ制作業を除く))	0.0317	1.507	0.132
産業別ダミー(医療業)	0.1018	5.318	0
産業別ダミー(社会保険、社会福祉)	0.0951	4.961	0
産業別ダミー(教育)	0.0621	3.26	0.001
産業別ダミー(その他サービス業)	0.0530	2.759	0.006
事業所規模ダミー(30-99人)	0.0250	4.196	0
事業所規模ダミー(100-299人)	0.0475	7.69	0
事業所規模ダミー(300-499人)	0.0690	8.954	0
事業所規模ダミー(500-999人)	0.0795	11.128	0
事業所規模ダミー(1000人以上)	0.0966	12.347	0
都道府県ダミー1(北海道)	-0.0981	-5.519	0
都道府県ダミー2(青森県)	-0.0430	-2.047	0.041
都道府県ダミー3(岩手県)	-0.0235	-1.169	0.242
都道府県ダミー4(宮城県)	-0.0027	-0.147	0.883
都道府県ダミー5(秋田県)	-0.0016	-0.081	0.935
都道府県ダミー6(山形県)	-0.0103	-0.518	0.604
都道府県ダミー7(福島県)	-0.0368	-2.031	0.042
都道府県ダミー8(茨城県)	-0.0672	-3.769	0
都道府県ダミー9(栃木県)	-0.0564	-3.08	0.002
都道府県ダミー10(群馬県)	-0.0417	-2.175	0.03
都道府県ダミー11(埼玉県)	-0.0605	-3.568	0

都道府県ダミー 12(千葉県)	-0.0766	-4.467	0
都道府県ダミー 13(東京都)	-0.0761	-4.805	0
都道府県ダミー 14(神奈川県)	-0.0664	-4.149	0
都道府県ダミー 15(新潟県)	-0.0327	-1.835	0.067
都道府県ダミー 16(富山県)	-0.0226	-1.232	0.218
都道府県ダミー 17(石川県)	-0.0153	-0.788	0.431
都道府県ダミー 18(福井県)	0.0128	0.628	0.53
都道府県ダミー 19(山梨県)	-0.0423	-1.885	0.059
都道府県ダミー 20(長野県)	-0.0657	-3.638	0
都道府県ダミー 21(岐阜県)	-0.0704	-3.654	0
都道府県ダミー 22(静岡県)	-0.0721	-4.231	0
都道府県ダミー 23(愛知県)	-0.0768	-4.73	0
都道府県ダミー 24(三重県)	-0.0572	-3.125	0.002
都道府県ダミー 25(滋賀県)	-0.0359	-1.891	0.059
都道府県ダミー 26(京都府)	-0.0477	-2.698	0.007
都道府県ダミー 27(大阪府)	-0.0806	-5.037	0
都道府県ダミー 28(兵庫県)	-0.0567	-3.354	0.001
都道府県ダミー 29(奈良県)	-0.0565	-2.452	0.014
都道府県ダミー 30(和歌山県)	-0.0860	-3.861	0
都道府県ダミー 31(鳥取県)	-0.0525	-2.097	0.036
都道府県ダミー 32(島根県)	-0.0200	-0.925	0.355
都道府県ダミー 33(岡山県)	-0.0432	-2.357	0.018
都道府県ダミー 34(広島県)	-0.0566	-3.205	0.001
都道府県ダミー 35(山口県)	-0.0936	-4.662	0
都道府県ダミー 36(徳島県)	-0.0173	-0.803	0.422
都道府県ダミー 37(香川県)	-0.0633	-2.936	0.003
都道府県ダミー 38(愛媛県)	-0.0779	-3.762	0
都道府県ダミー 39(高知県)	-0.0335	-1.372	0.17
都道府県ダミー 40(福岡県)	-0.0643	-3.77	0
都道府県ダミー 41(佐賀県)	-0.0256	-1.153	0.249
都道府県ダミー 42(長崎県)	-0.0224	-1.054	0.292
都道府県ダミー 43(熊本県)	-0.0448	-2.306	0.021
都道府県ダミー 44(大分県)	-0.0361	-1.741	0.082
都道府県ダミー 45(宮崎県)	-0.0697	-2.944	0.003
都道府県ダミー 46(鹿児島県)	-0.0882	-3.886	0
定数項	-0.1456	-6.166	0

サンプル数 = 7340    Log likelihood = 452.03187

5136 left-censored observations at bfr<=0

2204 uncensored observations

(資料) 労働省「平成8年度 女子雇用管理基本調査」

表 3-2 Zero Inflated Count Data モデルによる推定結果

表 3-2-1			
育休開始の可能性のある人がいる確率	係数	z値	P 値
女子雇用者数に対する出産者数の割合	711.7858	14.624	0.000
女子雇用者比率	2.0473	4.404	0.000
組合ダミー(労働組合あり)	1.4465	4.768	0.000
育休ダミー(育児休業制度あり)	1.0240	1.646	0.100
能力措置ダミー(能力措置を講じる)	0.5667	2.314	0.021
定数項	-6.6442	-10.107	0.000

表 3-3-2			
女子の育児休業開始者数	係数	z値	P 値
女子雇用者数に対する出産者数の割合	4.2043	22.850	0.000
女子雇用者比率	1.7271	20.638	0.000
組合ダミー(労働組合あり)	0.0690	2.019	0.043
育休ダミー(育児休業制度あり)	0.5922	5.318	0.000
会社からの金銭ダミー(毎月)	-0.1386	-3.503	0.000
会社からの金銭ダミー(見舞金)	-0.0278	-0.410	0.682
共済からの金銭ダミー(毎月)	0.3298	4.708	0.000
共済からの金銭ダミー(見舞金)	-0.0388	-0.651	0.515
全期間退職金ダミー	-0.1453	-4.537	0.000
一定期間退職金ダミー	0.1164	3.300	0.001
能力措置ダミー(能力措置を講じる)	0.1750	6.739	0.000
短時間ダミー(短時間勤務あり)	0.0472	1.701	0.089
フレックスダミー(フレックスタイムあり)	-0.0184	-0.368	0.713
繰上げ下げダミー(時刻の繰上げ下げあり)	-0.0967	-3.133	0.002
労働免除ダミー(所定外労働免除あり)	0.0369	1.375	0.169
託児施設ダミー(事業所内託児施設あり)	0.1502	3.105	0.002
育児援助ダミー(育児経費援助あり)	0.1444	2.087	0.037

産業別ダミー(建設業)	0.8462	1.400	0.162
産業別ダミー(食料品製造業、飲料・たばこ・飼料製造業)	0.7410	1.230	0.219
産業別ダミー(繊維工業(衣服・その他の繊維製品を除く))	1.0068	1.658	0.097
産業別ダミー(衣服・その他の繊維製品製造業)	1.1489	1.907	0.057
産業別ダミー(木材・木製品製造業(家具を除く))	0.9394	1.469	0.142
産業別ダミー(家具・装備品製造業)	0.4720	0.727	0.467
産業別ダミー(パルプ・紙・紙加工品製造業)	0.8876	1.454	0.146
産業別ダミー(出版・印刷・同関連産業)	0.9484	1.563	0.118
産業別ダミー(化学工業)	1.1195	1.871	0.061
産業別ダミー(石油工業)	0.5036	0.787	0.431
産業別ダミー(プラスチック製品製造業(別掲を除く))	0.8706	1.426	0.154
産業別ダミー(ゴム製品製造業)	0.8353	1.386	0.166
産業別ダミー(なめし革・同製品・毛皮製造業)	0.3231	0.465	0.642
産業別ダミー(窯業・土石製品製造業)	1.4246	2.374	0.018
産業別ダミー(鉄鋼業)	1.0144	1.678	0.093
産業別ダミー(非鉄金属製造業)	0.7659	1.265	0.206
産業別ダミー(金属製品製造業)	1.6169	2.698	0.007
産業別ダミー(一般機械器具製造業)	1.0380	1.732	0.083
産業別ダミー(電気機械器具製造業)	1.6569	2.777	0.005
産業別ダミー(輸送用機械器具製造業)	1.3561	2.265	0.023
産業別ダミー(精密機械器具製造業)	1.2830	2.145	0.032
産業別ダミー(武器・その他の製造業)	1.0045	1.652	0.099
産業別ダミー(電機・ガス・熱供給・水道業(民・公営計))	0.9208	1.533	0.125
産業別ダミー(運輸・通信業(民・公営計))	0.8031	1.333	0.182
産業別ダミー(卸売・小売業、飲食店)	1.0016	1.674	0.094
産業別ダミー(金融・保険業)	1.3889	2.321	0.020
産業別ダミー(不動産業)	1.0203	1.650	0.099
産業別ダミー(旅館、その他の宿泊所)	0.8008	1.314	0.189
産業別ダミー(娯楽業(映画・ビデオ制作業を除く))	0.7788	1.267	0.205
産業別ダミー(医療業)	1.4451	2.413	0.016
産業別ダミー(社会保険、社会福祉)	1.4105	2.345	0.019
産業別ダミー(教育)	1.2900	2.154	0.031
産業別ダミー(その他サービス業)	1.5326	2.558	0.011
事業所規模ダミー(30-99人)	1.2362	6.712	0.000
事業所規模ダミー(100-299人)	1.8896	10.398	0.000
事業所規模ダミー(300-499人)	2.6597	14.400	0.000

事業所規模ダミー(500-999人)	3.0055	16.473	0.000
事業所規模ダミー(1000人以上)	3.9396	21.482	0.000
定数項	-4.4785	-7.150	0.000

サンプル数 = 7340    Log likelihood = 4344.0842

これは、 $P_i$  には Logit モデルを仮定し、 $P(Y_i=s | regime2)$   $s=0,1,2,\dots,n$  には Poisson モデルを仮定し

表 3-3 Zero Inflated Count Data モデルによる推定結果の予測値

被説明変数	観測値	予測値		予測値	
		Logit, Poisson	Logit, NB2	Probit, Poisson	Probit, NB2
0	5607	5708.095	5802.067	5649.306	5773.401
1	723	473.328	460.283	475.671	470.776
2	324	324.409	304.379	338.646	305.431
3	186	216.580	199.439	229.770	200.124
4	103	147.697	134.640	157.281	135.897
5	68	103.903	94.383	110.329	95.827
6	55	75.553	68.563	79.774	69.895
7	37	56.852	51.358	59.636	52.473
8	33	44.199	39.453	46.063	40.357
9	26	35.265	30.926	36.537	31.669
10	26	28.573	24.633	29.461	25.271
11	24	23.257	19.869	23.896	20.448
12	14	18.867	16.189	19.342	16.741
13	15	15.195	13.298	15.561	13.841
14	7	12.148	10.999	12.435	11.540
15	14	9.666	9.153	9.891	9.692
16	6	7.688	7.658	7.856	8.191
17	8	6.141	6.440	6.255	6.961
18	8	4.947	5.444	5.009	5.946
19	3	4.030	4.625	4.046	5.101
20	8	3.327	3.948	3.305	4.395
21	3	2.784	3.387	2.735	3.801
22	3	2.362	2.920	2.297	3.300
23	4	2.031	2.529	1.960	2.875
24	5	1.766	2.201	1.697	2.513

25	3	1.550	1.924	1.488	2.204
26	2	1.369	1.689	1.318	1.939
27	3	1.213	1.489	1.174	1.711
28	1	1.074	1.317	1.047	1.515
29	3	0.949	1.170	0.931	1.345
30	0	0.834	1.042	0.825	1.198
計 (30以上省略)	7322	7335.652	7327.417	7335.543	7326.379

## 4. パネル調査による出産と妻の就業継続の分析

### 4.1. はじめに

現在日本で少子化の進んでいることは良く知られているが、少子化の原因として、主に二つが考えられる。一つは未婚率の増加によるもので、今ひとつは既婚者の子供数の減少によるものである。未婚者は結婚・出産後に家事・育児と継続就業とが両立しにくい現状を見て、結婚の機会費用を予想し結婚を避ける可能性を高める。内閣総理大臣官房広報室が実施した『男女共同参画に関する世論調査』によると、「出生数減少の理由」として「仕事をしながら子育てをするのが困難だから」と答えた女性は38.2%(三つまでの複数回答)占めていて、現実に出産と就業を両立することが困難であることを物語っている。同じ調査で就業意識については、「子供ができてみずっと職業をもつほうがいい」と答えた女性の比率は、1972年の11.5%から1995年の32.6%へと増加している。

実際に就業している女性の数、雇用就業者に占める女性の割合も増加している。総務庁統計局『労働力調査年報』によると、女性就業者数は1955年の1696万人から1996年の2627万人へと増加し、雇用就業者に占める女性の割合も1955年の29.9%から1996年の39.2%へと上昇している。

女性就業率とりわけ雇用就業率が高まっている中に、既婚者の出産数もこれから今までの2人強の水準を維持できるどうかは現在のところ疑問となっている。国立社会保障・人口問題研究所が実施した『出生動向基本調査』によると、「理想とした子供数をもたない理由」として、「自分の仕事(勤めや家業)に差し支えるから」と答えた大学卒の女性は2割前後もある。従って、これからの出生率の上昇を図る時、出産と妻の就業を両立できるような社会・経済的な環境作りが問題になっている。

出産・子育てと就業の両立を支援する方法として、保育所の充実、育児休業制度の充実、夫等の家事・育児の支援の増加などが考えられている。この論文では、今まであまり取り扱われてこなかった夫の通勤時間や労働時間、時間の弾力度を考慮して分析している。

データとして家計経済研究所が実施した『消費生活に関するパネル調査』の1993年から1996年計4年分の個票データを使用し、出産と妻の就業にトレードオフの関係にあるのかどうか、その決定要因について調べている。妻の就業と出産の同時決定は、1時点での決定を扱っている分析とライフサイクルの中での決定についての分析とに分かれている。前者が松浦・滋野(1996)、Nakamura・Ueda(1999)であり、後者が森田・金子(1998)、山上(1999)である。この論文では前者の分析を行っている。2節では先行研究を整理して、3節ではデータを説明してモデルを導出し、4節では推定結果を示す。最後に5節ではまとめをする。



## 4.2. 先行研究

1 時点での妻の就業と出産を扱っているのは、松浦・滋野(1996)、Nakamura・Ueda(1999)である。松浦・滋野(1996)は、家計の出生行動がどのようになっているのかを妻の就業行動と関連させて分析している。彼らは、その年に出産するかどうかという選択(出産を1、出産しないを0)と、妻が就業するかどうかという選択(就業を1、就業しないを0)の二値選択が同時に決定されているか、また別々に決定されているかを明らかにするために、1989年の「家計調査」と「貯蓄動向調査」の個票データを用いて実証分析を行った。出産の有無と就業・非就業との二つの選択が同時決定の場合、Bivariate probit モデルを最尤法で推定し、同時決定でない場合、それぞれの選択行動について別個に probit 分析を行っている。推定結果から、25～29歳の階層では、出生と妻の就業が同時決定で両者には負の相関関係があることが示され、35～39歳の階層では同時決定でないことが示された。

また、25～29歳の階層において、出生と妻の就業が同時決定で負の相関があることと、この年齢階層の出生率が他の年齢階層を大きく上回る年齢階層であることから、この年齢階層では出産しても就業を継続できるような社会的制度の整備や育児手当・子供の扶養控除の充実などが出生率の上昇に寄与するだろうと述べている。さらに、35～39歳の世代では大卒女性等に十分な就業機会が開かれていなかったが、25～29歳の階層は社会進出が比較的容易な世代であったことから推定結果に差がでたと考えられ、社会的条件の整備は、これからの世代の出生率の上昇と就業の増加に対して有効であると述べている。

ただしデータにかなり制約があり、30-34歳データでは192のサンプルの内妻が就業しているのが1件しかない。また35-39歳データも302のサンプルの内7件しか出産していない。比較的うまくいっている25-29歳層のデータもサンプル数はわずかに192件であるという問題があった。

Nakamura・Ueda(1999)は、1992年の「就業構造基本調査」の0歳から2歳児を持つ出産前に常用雇用者であった既婚女性を取り出して、出産により継続就業したかどうかを被説明変数にして計量分析を行っている。その結果、賃金の高さや労働時間の短さは継続就業を促進するが、その効果はあまり大きくない。対して、保育施設の充実の効果は大きいというものであった。

森田・金子(1998)や山上(1999)は生涯モデルの中で、妻の就業と出産を決定することを念頭に置いて分析を行っている。森田・金子(1998)はライフサイクル・モデルの中で子供の数と妻の勤続期間の同時決定を考えた。データとしては1996年3月に日本労働研究機構が実施した「女性の職業意識と就業行動に関する調査」の既婚で正規社員のものを使用して分析は、生涯に生む子供の数と初職の勤続年数の決定となっている。分析の結果、育児

休業制度の利用は、女性の正規雇用者の勤続年数と子供の数を増加させていた。

山上俊彦(1999)は、1991年12月に住友生命総合研究所が実施した「女性の就業と出産・育児の両立に関する意識調査」の個票データを用いて、出生率決定の経済的要因や出産・育児とフルタイム女子就業の関連を全年齢層と30歳以上とで検証している。ただし、この分析は調査時点での妻の就業とその時点までに子供を持っているかどうかの同時決定の分析となっている。したがって、どの時点での意志決定であるのか不明確である。

推定の結果をみると、全年齢層も30歳以上も出産・育児と妻のフルタイム就業が同時決定されるとともに、両者がトレード・オフの関係にあることが示されている。親との同居ダミーと夫の家事・育児協力ダミーは妻の就業促進に有効であるが、出産の上昇には期待できにくいと述べている。

#### 4.3. データとモデルの説明

##### 4.3.1. データの説明

ここでは、家計経済研究所が実施した「消費生活に関するパネル調査」の1993年から1996年までの4年分の個票を使用している。この調査は1993年から毎年実施されており、対象者は全国からランダムに選んだ女性であり、年齢は調査開始の93年10月時点で24歳から34歳までの女性である。したがって、1996年では対象女性は、27歳から37歳までになっている。本稿ではこの4年分のデータを結合して、有配偶者の個票データだけをとって分析する。1993年から1994年のサンプル数は674でその内妻が就職しているケースが291件、出産が99件となっており、1994年から1995年の場合、サンプル数719、妻の就業339件、出産95件、1995年から1996年の場合、サンプル数743、妻の就業357件、出産80件となっている。各年のサンプル数が異なるのは主として欠損値のためである。

出産関数では、被説明変数は前年の10月から本年の9月の1年間に出産しているかどうかで、使用した説明変数は、夫と妻の学歴(高卒、短大・高専卒、大学(院)卒)、妻の母親と夫の母親とが健在かどうか、妻の出身地(北海道、東北、関東、中部、近畿、中国、四国、九州)、夫の年収(万円)、夫の就業形態(農業・自営業、雇用労働者)、世帯貯蓄額(貯金+有価証券)、居住していた都市の規模(大都市、中都市、小都市)、親との居住状態(同居、準同居・近所、県内外・死亡)、住宅ローンの有無、部屋の広さ、既存の子供の数、夫の通勤時間、夫の仕事時間、妻の年齢とその二乗、夫の年齢である。子供を生むかに関する意思決定は、実際に子供の生まれる1年ぐらい前に行っていたと考えられる。したがって就業状態、年収、居住関連などの説明変数はすべて1年前のデータを使用している。

一方、妻の就業関数では、被説明変数は調査した当年度妻が就業しているかどうかで、使用した説明変数は、妻の学歴(高卒、短大・高専卒、大学(院)卒)、妻の母親と夫の母親とが健在かど

うか、妻の出身地(北海道、東北、関東、中部、近畿、中国、四国、九州)、夫の年収(万円)、夫の就業形態(農業・自営業、雇用労働者)、世帯貯蓄額(貯金+有価証券)、親との居住状態(同居、準同居・近所、県内外・死亡)、住宅ローンの有無、既存の子供の数、夫の通勤時間、夫の労働時間、妻の年齢とその二乗である。各変数の記述統計量は表 1 にまとめてある。

#### 4.3.2 モデルの説明

各変数の意味について以下に簡単に説明する。

先ず、出産関数についてである。無職の妻の賃金データが説明変数に入っていないため、妻の学歴が賃金の代理変数になっている。したがって、学歴が高いほど子育ての機会費用は高くなり、出産確率は低くなる。また、学歴が高いほど質の高い子供を求めると考えても、出産確率は低くなる可能性がある。しかし、1993 年時点での 24-34 歳の女性が対象で、それから毎年 1 歳づつ年齢が上がっていくデータなので、出産のタイミングから言って高学歴者の方が出産の時期になっている可能性が高い。子供の数はコントロールしているものの、子供の数が理想の数に達したときに子供を作らなくなるといった要素までは推定モデルには入っていないので、このデータの特性として学歴が高いほうの出産確率が高くなる可能性はある。

夫の場合には収入が導入されているので、学歴が高いほど質の高い子供を求めるとすると、学歴が高いほど子供の数は減少すると考えられる。

母親が健在であれば育児を支援してくれることが考えられる一方、病気がちであれば介護が必要でむしろマイナス要因になる可能性もある。しかし、妻の年齢 24-37 歳の母親は一般的には未だ若く元気であると予想されるので、前者の影響の方が強いと考えられる。夫の年齢にはばらつきがあるため、母親の年齢にもばらつきがあると予想されるので、どちらにもなる可能性がある。

夫の収入水準は家計の経済的ゆとりをあらわしており、子供が正常財で正の所得効果があると考えられるので、夫の収入が高いほど出産確率は上昇する。夫が農業・自営業者である場合、雇用就業者よりも時間が弾力的に使うことができるので、子育ての支援が容易になり、出産確率を高めると予想される。

居住都市の規模は、部屋の広さや通勤時間などコントロールされた以外の育児環境の良し悪しに関して都市規模間の差をあらわしている。

親との同居は、育児支援を受けることができるので、出産にはプラスの影響がある。

居住状態では、持ち家の方が子供を生む住居環境がよいと考えられる一方、住宅ローン金額が大きいと逆に出産にマイナスの影響が考えられる。

夫の通勤時間、仕事時間が長くなると、家事・育児を手伝う時間が少なくなり、出産確率を低下させることが予想される。

既存の子供の数は、理想子供数に達しているとそれ以上生む確率はほとんどなくなると考えられるので、負の符号が予想される。そして、子供 1 人当りに手をかけて、子供の質を高める傾向があるとすれば、これもまたマイナスの符号が期待される。

次に、就業関数についてである。

説明変数としては、妻の学歴がある。学歴が高いほど、市場賃金が高くなる可能性があり、妻の就業にはプラスの影響が働くと予想される。

双方の母親が健在であれば、家事・育児を手伝うことができ、妻の就業にはプラスの影響を与えると予想される。一方、もし病気がちで、妻に面倒をみてもらう必要があるのならば、かえって妻の就業にマイナスの影響を与えると考えられる。

夫の収入が高いほど、妻が家計を補助するための労働の必要性減少し、つまり妻の留保賃金が高くなるから、妻の就業にマイナスの影響を与える。

夫の就業形態については、夫が農業・自営業に従事していると、妻も同じく農業・自営業に従事しやすくなり、プラスの影響があると考えられる。

貯蓄額については、夫の収入の同じような理由で、負の符号が期待される。

居住している都市規模は、大都市では、雇用就業者なら就職先を見つけやすいと考えられる。

親との同居は、家事・育児を手伝ってもらえ、特に子供の面倒を見てもらうことを考慮して、同居している方がプラスになると予想される。

住宅ローンは、日本では家計にとって非常に大きな負担であり、妻の就業に正の効果を与えるの考えられる。

夫は通勤時間、労働時間が長くなると、家事・育児を手伝う余裕がなくなり、妻の就業に負の効果を与えるし、特に通勤時間が長い家計では、妻が就業するときにも同じように通勤時間が長くなる可能性があるため、就業をあきらめる可能性も高く、より一層負の効果を与えると考えられる。調査では、夫の家事・育児時間について聞いているが、子供のいる家計といない家計とでは、夫の家事・育児時間に違いが出てくるので、そのまま説明変数に入れると、バイアスが出る。したがって、代理変数として夫の通勤時間と労働時間を入れた。

既存の子供が多いと、妻の子育てに使う時間が長くなり、労働市場に参加する機会費用が高まり、留保賃金を上げるので、マイナスの影響を与える。

出産と妻の就業は同時決定である可能性が高いので、これを Bivariate probit モデルで検定している。

#### 4.4. 推定結果

##### 4.4.1. $\rho$ の値について

推定結果は表 2 のようになっている。 $\rho$  は -0.376 であり、 $\rho=0$  の帰無仮説は棄却された。