

育児休業取得とその取得期間の 決定要因について

西本 真弓

(阪南大学専任講師)

本稿の目的は、1994年の『仕事と育児に関する調査』による個票データを用い、育児休業を取得するかどうか、およびその取得期間の決定要因を明らかにすることである。取得するかどうかと取得期間は意思決定が異なっていると捉え、ハードルモデルにより推定した。その結果、育児休業取得による機会費用が高い場合、育児時間を利用した場合に育児休業を取得しない、または早期職場復帰の傾向があることがわかった。保育面では、育児休業を取得しない場合、事業所内託児施設が最も有効な保育手段となるが、育児休業取得後の早期職場復帰では有効な保育手段の選択が広がる。一方、育児休業法実施後は育児休業取得が促進され、早期職場復帰の傾向がある。

目次

- I はじめに
- II 育児休業法および育児時間の内容と現状について
- III 育児休業取得の意思決定と育児休業が企業へ及ぼす影響
- IV 推定に用いたデータ
- V 推定に用いたモデル
- VI ハードルモデルによる推定結果
- VII おわりに

I はじめに

わが国では、1992年4月1日に育児休業法が実施され、育児休業制度が急速に整備された。『女性雇用管理基本調査』によると、育児休業制度の規定がある事業所は、事業所規模30人以上で平成2年度には21.9%であったが、5年度には50.8%、8年度には60.8%、11年度には77.0%と増加している。育児休業制度の目的は、育児と就業が両立できるような環境を整えることである。この制度が多く企業に普及し、多くの雇用者が利用できれば、出産時における離職をも減少させることができると考えられる。しかし、育児休業

制度の利用状況をみると、出産者がいた事業所のうち、育児休業取得者がいた事業所の割合が5年度では30.0%であったが、8年度では37.2%、11年度では32.5%とあまり利用が進んでいない。

育児休業を取得するかどうかは、育児休業取得により得られなくなる直接的な所得や人的資本の減少、昇進・昇格に対する不利益といった育児休業取得による機会費用と、育児休業を取得しなかった場合にかかる保育サービスに対する費用の比較によって決定されると考えられる。しかし、実際に育児休業を取得するかどうかを決定するには、子供の保育が大きな課題となることから、決定に際しては、育児休業制度そのものの充実だけでなく、職場に復帰する際の子供の保育状況も大きく影響すると考えられる。

また、どのくらい育児休業を取得する予定であるかということも育児休業取得を決める時点で決定されていると予想される。子供の保育手段の確保が可能であったり、職場において短時間勤務制度等の育児支援策が充実していれば、早期に育児休業を終了し、スムーズな職場復帰が可能になると思われる。しかし、子供の保育手段が確保できなかったり、復職時の仕事が見つく、適切な育児

支援策がなされていないと、職場復帰が遅れる、または育児休業の取得を断念し、その時点で労働市場からの撤退を強いられる可能性さえあるだろう。

育児休業の取得を決定する要因については、西本・駿河(2002)、脇坂(1999)、山上(1999)、小島(1998)が分析を行っている。これらの先行研究のうち、育児支援策が育児休業の取得に与える影響を分析しているのは、西本・駿河(2002)である。分析結果より、育児休業制度が規定されていること、短時間勤務制度、事業所内託児施設、育児経費の援助があることは、育児休業の開始を促す傾向があることを示している。また、始業・終業時刻の繰上げ・繰下げの制度があることは育児休業の開始を抑制すると述べている。一方、脇坂(1999)は育児休業取得期間に注目し、育児休業の短期利用者割合と長期利用者割合に影響を与える要因について別個に推定を行っている。しかし、西本・駿河(2002)、脇坂(1999)の分析は、共に企業別の個票データを用いていることから個人の属性を考慮に入れた分析ではない。育児休業を取得するかどうかは、親と同居しているかどうかなど、個人が置かれている環境や状況が大きな影響を与えると考えられることから、個人の属性を考慮に入れた分析が必要となる。

よって、本稿では個人の属性に関する情報が得られる個票データを用い、育児休業を取得するかどうかを決定する要因を明らかにすると同時に、育児環境や育児支援策に注目し、どのような要因により育児休業の取得期間が決定されるのか、早期の職場復帰を可能にする要因は何かを分析する。

II 育児休業法および育児時間の内容と現状について

育児休業法において定められたところの育児休業とは、労働者が、その1歳に満たない子を養育するためにとる休業のことである。育児休業制度の対象となるのは、日々雇用および期間雇用を除く労働者であり、雇用された期間が1年未満の労働者や、配偶者が子を養育できる状態である労働者は対象外となる。休業期間は、子が1歳に達す

るまでの連続した期間で、子1人につき1回取得できる。

また、1歳に満たない子を養育する労働者(日々雇用を除く)で育児休業をしないものに対しては、短時間勤務制度、フレックスタイム制、始業・終業時刻の繰上げ・繰下げ(時差勤務制度)、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うち、いずれかの措置を講じなければならない。

これらの措置のうち、勤務時間に関する制度が三つある。まず、短時間勤務制度とは、1日、週、または月の所定労働時間や、週または月の所定労働日数を短縮する制度である。

フレックスタイム制は、1カ月以内の一定期間(清算期間)における総労働時間をあらかじめ定めておき、労働者はその枠内で各日の始業および終業の時刻を自主的に決定し、働く制度である。1日の労働時間帯を、必ず勤務すべき時間帯(コアタイム)と、その時間帯の中であればいつ出社または退社してもよい時間帯(フレキシブルタイム)とに分け、出社、退社の時刻を労働者の決定に委ねるものである。

始業・終業時刻の繰上げ・繰下げの制度では、始業時刻を自由に決定できる。しかし、あらかじめ定められた所定労働時間を労働しなければならないので、終業時刻は自動的に決定される。よって、始業・終業時刻の両方を自主的に決めることが可能なフレックスタイム制とは異なった制度である。

また、育児休業法で定められた勤務時間に関する制度とは別に、育児時間が労働基準法67条で定められている。その内容は、「生後満1年に達しない生児を育てる女性は、休憩時間のほか、1日2回各々少なくとも30分、その生児を育てるための時間を請求することができる」というものである。育児時間は、勤務時間の途中において、または勤務の初めや終わりにおいてのどちらでも請求することができ、1日2回の育児時間を1回にまとめて、1日60分という形でも請求することができる。例えば、保育所などの託児施設に子供を預けている場合には、その送り迎えの時間を育児時間として請求することもできるし、昼の休

憩時間の前後に帰宅して授乳のための時間としても請求することができる。

育児時間と先に述べた短時間勤務制度は、勤務時間の短縮という意味では同じ効果をもたらす。しかし、育児休業法の行政解釈において「育児時間は、1歳未満の子を育てている女子労働者が請求した場合、授乳に要する時間を通常の休憩時間とは別に確保すること等のために設けられたものであり、育児時間と短時間勤務の制度は、その趣旨、目的が異なることから、それぞれ別に措置すべきものであること」と示されている。よって、育児時間と短時間勤務の制度の両方を取りたいという請求があれば、二つの制度は別個のものともみなされ、両方の措置を講じる必要がある。

育児支援策の導入状況についてしてみると、1999年に労働省が実施した『女性雇用管理基本調査』（複数回答）では、短時間勤務制度が29.9%（1996年の同調査では17.5%）、フレックスタイム制が8.9%（同5.6%）、始業・終業時刻の繰上げ・繰下げが21.7%（同14.1%）、所定外労働をさせない制度が22.9%（同14.5%）、事業所内託児施設が0.8%（同0.3%）であった。この調査結果より、いずれの育児支援策の導入も前回より進んでいることがわかる。また、育児時間についてみると、1999年10月から2000年1月にかけて実施された『福利厚生諸制度に関する総合実態調査』では全体の96.3%の企業が法定通り定めている。

Ⅲ 育児休業取得の意思決定と 育児休業が企業へ及ぼす影響

継続就業しようとする女性は出産後、育児休業を取得するか、取得せずに就業と育児を両立させるかという第一の選択を迫られる。育児休業取得について休業中の一時的なコスト面から考えると、もし育児休業を取得すれば、取得者は休業中の賃金が得られなくなることから、家計所得の直接的な減少は必須である。また、長期的にみた生涯所得から考えると、育児休業の取得は昇給の見送りや休業期間が退職金の算入から除かれる場合があるなど、直接的にみて生涯所得が減少する可能性

が高くなる。他方、育児休業取得により人的資本が低下する、キャリア形成や昇進・昇格に対するリスクが高くなるなど、間接的にみてもやはり生涯所得が減少する可能性が高くなる。つまり、育児休業を取得することによる機会費用は上昇することになる。

一方、育児休業を取得せずに産休後に職場復帰した場合、何らかの保育サービスを利用するのであれば、そのサービスに対する費用が必要となる。よって、就業女性は、育児休業を取得することによる機会費用と、取得しない場合にかかる保育サービス費用を、育児休業中という一時的な視点からだけではなく、ライフタイムという長期的な視野からも考慮し、効用の最大化を図っていると考えられる。

しかしここで、育児休業を取得せずに職場復帰する場合、取得する場合と比べて子供の保育面により大きな制約が存在することを考慮に入れなければならない。産後間もない体力的に不安定な時期での職場復帰には、育児や家事における大きな援助が必要になる。例えば、親と同居していたり、手厚い保育サービスを受けることができる場合など、かなり恵まれた育児環境が必要であることが予想される。

次に、育児休業の取得を選択した女性は、どのくらい休業するのかという第二の選択を迫られる。育児休業の取得を希望する場合、休業開始希望日および終了予定日を明らかにした書面で申し出ることが必要となる。つまり、育児休業を取得することを決めた時点でどのくらい取得する予定か、意思表示をしなければならないのである。

取得期間の決定には、先に述べた育児休業取得による機会費用と保育サービスにかかる費用との関係、親との同居や保育サービスなどの育児環境に加えて、職場における育児支援策がどの程度充実しているかも大きく影響すると思われる。

幼い子供を持つ女性の継続就業を可能にするためには、子供の保育をどうするかが一番大きな課題である。しかも、たとえ保育サービスを受けるなどの保育手段を確保できたとしても、病児保育の受け入れ体制が整っているところはそれほど多くない。乳幼児期においては、しばしば子供が病

気になり、一時的に保育サービスを受けられないという突発的なことが起こったり、検診や予防接種等、勤務時間の変更を余儀なくされるという事態になる可能性もある。職場の育児支援策が充実しており、このような不測の事態に対応することができれば、早期職場復帰の可能性が高まることが予想される。また逆に、適切な育児支援策がとられていない場合には復帰が遅れる可能性が高まるだろう。

つまり、育児休業取得者が取得期間を決定する場合、育児休業取得による機会費用や保育サービス費用といった経済的側面から生涯効用の最大化を図ることになるが、個人における育児環境がどのくらい整っているか、また育児支援策などの制度的側面がどれほど充実しているかにより、育児休業の取得期間は大きく影響を受けると考えられる。

次に、従業員が育児休業を取得することにより企業側が受ける影響について考えてみる。企業においては、育児休業制度の充実が進み、その活用が増加することにより、有能な人材を確保できるというメリットがあるが、近年の厳しい経済情勢のなかで制度が活用されることにより生じるデメリットも存在する。育児休業中の代替要員の問題や企業戦力低下の問題である。

まず、代替要員を採用した場合には育児休業者が復職した後の代替要員の処遇が困難であること、代替要員にかかる人件費のコストが高いことなどの問題をかかえる。一方、代替要員を採用しない場合には、育児休業者の仕事は他の従業員でカバーすることになり、企業戦力の低下を招く。また、育児休業取得期間が長期化すれば、育児休業者の人的資本の低下につながり、さらなる企業戦力の低下を招く可能性もある。企業は、育児休業制度の義務化を受け、制度を整備することは社会的責任であり、従業員が制度を取得するのも当然の権利と受け止めているだろう。しかし、休業期間が長期化すれば業務への支障も懸念されることから、企業は、育児休業者ができるだけ早期に職場復帰を果たせるように望んでいると考えられる。

出産後の女性にとって、母子の健康面から考えると、やはり育児休業を取得することが望ましい

と思われる。また、育児休業を取得しやすい環境が整えば、出産・育児期に労働市場から撤退せざるをえない女性の減少をも促し、継続就業できる女性が増加する可能性を高めることにもなる。しかし、休業が長期化すれば、育児休業取得による機会費用の上昇や人的資本の低下などの影響が大きくなり、育児休業者にとって、その休業期間は長期化しないことが望ましいと考える。

また、企業にとっても、育児休業者の早期職場復帰が可能になれば、育児休業取得による企業戦力の低下も少なくなる。さらに、企業から育児休業者への退職圧力や、育児休業者自身が感じる職場への気兼ねなども少なくなることが予想され、出産時に退職する女性が減少することも考えられる。

こうした母子の健康面、企業や育児休業者の効用を考慮すると、育児休業の取得を促し、早期職場復帰ができるような制度や環境を探ることは意義があると考えられる。よって、本稿では、育児休業の取得およびその取得期間がどのような要因や状況によって決定されるのかを明らかにすることを目的とする。

IV 推定に用いたデータ

推定には、1994年に連合総合生活開発研究所が実施した『仕事と育児に関する調査』の個票データを用いている。調査対象者は、共働きで子供のいる既婚男女であり、一番下の子供が就学前であることが原則とされている。調査時期は1994年11月から1995年1月までである。調査対象者数2000人のうち有効回収数は1092人で、そのうち男性は445人、女性は644人、無回答が3人である。調査において、育児休業を取得したと回答した男性は、「自分だけが育児休業を取った」が5人、「夫婦交代で取った」が4人で、両方の回答を合わせても男性445人中9人であった。また、女性についてみると、「自分だけが育児休業を取った」が392人、「夫婦交代で取った」は該当者がいなかった。

本稿では、育児休業の取得およびその取得期間に影響する要因や状況を分析することを目的とし

ているが、育児休業を取得する男性はかなり少ない。よって、ここでは女性のサンプルだけを用いて分析する。女性 644 人中、育児休業を取得した女性が 392 人、育児休業を取得しなかった女性が 225 人、無回答が 27 人であったが、無回答のサンプルと欠損値のあるサンプルは削除した。また、妊娠時に働いていなかった、または働いていたが、妊娠・出産を機に仕事を辞めたと回答した女性も、育児休業の取得対象から外れるのでサンプルから削除した。その結果、推定に用いたサンプル数は、「育児休業を取得した」が 341、「育児休業を取得しなかった」が 174 の合計 515 であった。

また、これらのサンプルについて、調査時に勤めていた企業での勤続年数と末子の年齢の関係を調べた結果、末子の年齢が勤続年数より高くなっているサンプルは含まれていない。よって、推定に用いるサンプルは、末子の出産時には調査時の企業に勤めていた女性であり、出産後に転職したサンプルは含まれていない。ただし、雇用形態に関しては、同一企業内でフルタイム就業からパートタイム就業へ移行したサンプルが含まれている可能性が残されている。

推定に用いたデータでは約 8 割以上の女性が従業員数 1000 人以上の大企業に勤め、約 9 割がフルタイム就業であり、製造業に従事している女性は 6 割弱であった。一方、ほぼ同時期の 1995 年 2 月に調査された『労働力調査特別調査報告』によると、1000 人以上の大企業に勤めているのは女性雇用者のうち約 15% である。また、フルタイム就業は既婚女性雇用者の 2 分の 1、製造業に従事している既婚女性雇用者は 4 分の 1 にすぎない¹⁾。推定に用いたデータは連合加盟の産業別組織と地方組織の労働組合を通じて行われた調査によるもので、データには偏りがあり、サンプルのほとんどが連合傘下の労働組合に加入した女性であることが予想される。労働組合が育児休業制度を推進していることから考えると、推定結果を解釈する場合、取得するかどうかに関しては、より取得する方向に、また取得期間に関しては、より長期化するようなバイアスが生じる可能性があることに留意しなければならない。

V 推定に用いたモデル

推定における被説明変数には「育児休業取得期間」を用いている。推定に用いたデータからは、「子供がいくつになるまで育児休業を取得したか」に対する回答がカテゴリとして得られる。よって、「取得しなかった」を 0、「3 カ月未満」を 1、「3 カ月以上 6 カ月未満」を 2、「6 カ月以上 10 カ月未満」を 3、「10 カ月以上 1 歳未満」を 4、「1 歳以上 1 歳 6 カ月未満」を 5、「1 歳 6 カ月以上 2 歳未満」を 6、「2 歳以上 3 歳未満」を 7、「3 歳以上」を 8 とし、被説明変数として用いている。

「育児休業取得期間」を分析する推定モデルを考える際、女性が出産後に育児休業を取得するかしないかを決定することと、育児休業をどのくらいの期間取得するかを決定することは別であるということも考慮に入れるべきである。

育児休業を取得する女性と育児休業を取得せずに職場復帰する女性とでは、育児環境面における属性が大きく異なっていることが予想される。育児休業を取得せず、産休直後に職場復帰を果たすためには、生後間もない子供の保育手段の確保が必須となるが、生後間もないがゆえに、保育手段の確保に対する制約はかなり大きくなる。一方、育児休業を取得する場合における期間の決定には、育児環境や職場環境など多面的な要因が影響を与えると予想される。また、保育手段の確保においても、生後すぐの時点より、広い範囲での選択が許される可能性が高い。よって、育児休業を取得するかしないかの決定と、どのくらい取得するかとの決定では異なる意思決定プロセスをとることから、推定にはハードルモデル²⁾がより適していると考えられる。

ここで用いたハードルモデルでは、二項確率モデルにより、育児休業取得期間が 0、つまり育児休業を取得しなかった場合と、取得期間が正である場合のどちらの値が出るかを決定する。また、推定における被説明変数はカテゴリとしての「育児休業取得期間」であることから、どのくらい取得するかは順序応答モデル (Ordered Response Model) により決定する。

ここでは、継続就業する女性 i の育児休業取得期間を表す確率変数を Y_i とする。今、育児休業を取得するかしないかを決定する潜在的な因子を Y_{1i}^* とし、育児休業取得期間が正の場合において、育児休業を何カ月間取得するかを決定する潜在的な因子を Y_{2i}^* とする。また X_{1i} は、育児休業を取得するかしないかに影響を与えらる説明変数、 X_{2i} は、育児休業を何カ月間取得するかに影響を与えらる説明変数とする。

今、説明変数が所与のとき、 Y_{1i}^* は正規分布、 Y_{2i}^* はワイブル分布に従い、これらは互いに独立であると仮定する。

$$\begin{cases} Y_{1i}^* | X_{1i} \sim N(X_{1i}\beta_1, 1) \\ Y_{2i}^* | X_{2i} \sim Weibull(\lambda, \gamma) \end{cases} \quad i = 1, 2, \dots, N$$

ここでは、 $\lambda > 0$ より $\lambda = \exp(-X_{2i}, \beta_2)$ とする。

通常 Y_{1i}^* 、 Y_{2i}^* は観測することができず、観測されるのは、

$$Y_i = \begin{cases} 0 & Y_{1i}^* \leq 0 \\ 1 & Y_{1i}^* > 0, 0 < Y_{2i}^* \leq \mu_1 \\ 2 & Y_{1i}^* > 0, \mu_1 < Y_{2i}^* \leq \mu_2 \\ \vdots & \\ 8 & Y_{1i}^* > 0, \mu_7 < Y_{2i}^* \end{cases}$$

となり、尤度関数は以下のように表される。

$$L = \prod_{\{i: Y_i=0\}} \Phi(-X_{1i}\beta_1) \prod_{\{i: Y_i=1\}} [\Phi(X_{1i}\beta_1) \times \{1 - \exp(-\lambda \times \mu_1^\gamma)\}] \prod_{\{i: Y_i=2\}} [\Phi(X_{1i}\beta_1) \times \{\exp(-\lambda \times \mu_1^\gamma) - \exp(-\lambda \times \mu_2^\gamma)\}] \vdots \prod_{\{i: Y_i=8\}} [\Phi(X_{1i}\beta_1) \times \{\exp(-\lambda \times \mu_7^\gamma)\}]$$

ハードルモデルでは、この尤度関数を最大化するようなパラメータ β_1 、 β_2 、 γ を求める。なお、推定に用いた被説明変数のカテゴリーは月単位の期間で表されており、各階層の閾値が既知である³⁾ことから、それぞれの閾値は $\mu_1=3$ 、 $\mu_2=6$ 、 $\mu_3=10$ 、 $\mu_4=12$ 、 $\mu_5=18$ 、 $\mu_6=24$ 、 $\mu_7=36$ と

する。

VI ハードルモデルによる推定結果

表1には記述統計量を、表2にはハードルモデルによる推定結果と限界効果を示している。また、表3には観測値と予測値の比較を表示しており、予測値については、ハードルモデルと順序プロビットモデル⁴⁾による結果を比較している。表3の結果より、ハードルモデルを用いたほうが、予測値が観測値に近い値となっている。また、ハードルモデルと順序プロビットモデルのどちらがより適しているかを選択するために、赤池の情報量基準(Akaike information criterion: AIC)⁵⁾の計算も行った。その結果、ハードルモデルのAICが3.20、順序プロビットモデルのAICが3.54となり、ハードルモデルが選択された⁶⁾。

表2より本人の属性に関する推定結果をみると、居住地については育児休業を取得するかどうかの決定に対して有意な結果が得られなかったが、どのくらい取得するかについては、都市部において正の効果があることが有意に示されている。居住地により、受けられる保育サービスに違いが存在することから、居住地は保育所の代理変数と考えられる。1995年における0歳児の県別保育所入所待機率をみると、平均待機率が16.3%であるのに対して、待機率が高いのは、沖縄の68.3%に次いで東京が43.2%、大阪が41.6%、愛知が33.1%、奈良が25.0%、埼玉が20.8%、兵庫が20.3%、神奈川が20.1%となっている。例外的に待機率が高い沖縄を除くと、東京圏や京阪神圏の待機率が特に高く、都市部から離れるほど待機率が低くなっている。1・2歳児の待機率についても同様の傾向がみられる。つまり、都市部では乳幼児の保育所入所待機率が高く、保育サービスを受けられる可能性が低くなることから育児休業取得期間が長くなると考えられる。また一方で、居住地により女性の労働環境も異なってくることから、都市部では女性が働きやすい環境が整っている企業が多く、そういう企業では取得期間が長くなることも考えられる。

育児休業を取得するかどうかについては有意な

表1 記述統計量

変数名		サンプル数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
育児休業取得期間		515	2.590	2.254	0	8
居住地	東京圏と京阪神圏	515	0.346	0.476	0	1
	10万人以上の都市	515	0.379	0.486	0	1
	その他	515	0.262	0.440	0	1
本人の学歴	中学、高校卒	515	0.579	0.494	0	1
	短大、高専、専門学校卒	515	0.274	0.446	0	1
	大学・大学院卒	515	0.144	0.351	0	1
夫の学歴	中学、高校卒	515	0.561	0.497	0	1
	短大、高専、専門学校卒	515	0.113	0.316	0	1
	大学・大学院卒	515	0.315	0.465	0	1
子供数		515	1.621	0.718	1	3
家族構成	夫婦と子供	515	0.606	0.489	0	1
	夫婦と子供と親	515	0.350	0.477	0	1
	その他	515	0.045	0.207	0	1
雇用形態	フルタイム	515	0.936	0.245	0	1
	パートタイム	515	0.058	0.234	0	1
勤続年数	4年以下	515	0.054	0.227	0	1
	5～9年	515	0.249	0.433	0	1
	10～14年	515	0.466	0.499	0	1
	15～19年	515	0.161	0.368	0	1
	20年以上	515	0.070	0.255	0	1
勤務先の業種	加工組立型製造業	515	0.221	0.416	0	1
	素材型製造業	515	0.107	0.309	0	1
	その他の製造業	515	0.256	0.437	0	1
	電気・ガス・熱供給・水道業	515	0.126	0.332	0	1
	運輸・通信業	515	0.091	0.288	0	1
	卸売・小売業・飲食店	515	0.027	0.163	0	1
	サービス業	515	0.155	0.363	0	1
職位	一般社員	515	0.880	0.326	0	1
	リーダー的な仕事	515	0.085	0.280	0	1
	係長相当職	515	0.035	0.184	0	1
育児休業制度の有無	育児休業制度がある	515	0.955	0.207	0	1
	育児休業制度がない	515	0.016	0.124	0	1
	わからない	515	0.025	0.157	0	1
育休の最長期間	1歳まで	515	0.668	0.471	0	1
	2歳まで	515	0.093	0.291	0	1
	2歳1カ月以上	515	0.171	0.377	0	1
一番下の子供の出産	1992年以降の出産	515	0.649	0.478	0	1
育児支援策の利用	育児時間制度	515	0.443	0.497	0	1
	短時間勤務制度	515	0.202	0.402	0	1
	フレックスタイム制	515	0.227	0.419	0	1
	始業・終業時刻の繰上げ下げ	515	0.171	0.377	0	1
	時間外労働免除	515	0.103	0.304	0	1
	深夜勤務免除	515	0.095	0.294	0	1
	事業所内託児施設	515	0.095	0.294	0	1

表2 ハードルモデルによる推定結果と限界効果

変数名		育児休業を取得するかどうか			どのくらい育児休業を取得するか		
		係数	t 値	限界効果	係数	t 値	限界効果
居住地	東京圏と京阪神圏	-0.127	-0.641	-0.036	0.373*	1.905	0.379
	10万人以上の都市	-0.104	-0.611	-0.029	0.224	1.368	0.226
本人の学歴	中学, 高校卒	-0.399	-1.559	-0.111	0.232	0.996	0.233
	短大, 高専, 専門学校卒	-0.277	-1.100	-0.078	0.096	0.437	0.097
夫の学歴	中学, 高校卒	-0.102	-0.592	-0.029	-0.087	-0.553	-0.087
	短大, 高専, 専門学校卒	0.227	0.964	0.061	-0.185	-0.864	-0.184
子供数		-0.134	-1.345	-0.171	0.287***	2.845	0.289
家族構成	夫婦と子供と親	-0.329**	-2.323	-0.094	-0.267*	-1.871	-0.268
雇用形態	フルタイム	-0.892**	-2.493	-0.206	-0.981***	-3.134	-1.033
勤続年数	5~9年	-0.173	-0.521	-0.049	-0.586**	-1.989	-0.580
	10~14年	0.009	0.026	0.002	-0.390	-1.315	-0.391
	15~19年	0.021	0.056	0.006	-1.278***	-3.699	-1.181
	20年以上	-0.457	-1.076	-0.135	-0.965**	-2.298	-0.902
勤務先の業種	素材型製造業	-0.025	-0.099	-0.007	0.298	1.355	0.304
	その他の製造業	-0.159	-0.835	-0.045	0.249	1.404	0.252
	電気・ガス・熱供給・水道業	-0.346	-1.459	-0.100	0.696***	2.742	0.714
	運輸・通信業	-0.306	-0.910	-0.088	0.322	0.935	0.332
	卸売・小売業・飲食店	-0.707*	-1.649	-0.211	-0.411	-0.875	-0.403
	サービス業	-0.763***	-3.029	-0.225	0.158	0.611	0.160
職位	リーダー的な仕事	0.063	0.260	0.018	0.041	0.165	0.041
	係長相当職	0.247	0.642	0.066	-0.408	-1.060	-0.401
育児休業制度の有無	育児休業制度がある	1.188***	3.288	0.358	1.799***	3.681	1.541
育休の最長期間	2歳まで	0.128	0.493	0.035	0.526**	1.994	0.540
	2歳1カ月以上	0.283	1.196	0.076	1.629***	6.414	1.753
一番下の子供の出産	1992年以降の出産	0.959***	6.161	0.297	-0.712***	-3.682	-0.741
育児支援策の利用	育児時間制度	-0.244*	-1.698	-0.069	-0.704***	-4.626	-0.706
	短時間勤務制度	0.300	1.456	0.081	-0.216	-1.053	-0.215
	フレックスタイム制	0.180	1.007	0.049	-0.170	-1.039	-0.171
	始業・終業時刻の繰上げ下げ	-0.028	-0.140	-0.008	0.038	0.188	0.038
	時間外労働免除	-0.436	-1.522	-0.127	-0.310	-1.030	-0.308
	深夜勤務免除	1.526***	4.303	0.304	0.491*	1.769	0.505
	事業所内託児施設	-0.761***	-3.164	-0.229	-0.485*	-1.660	-0.476
定数項		0.596	1.043	0.760	5.849***	8.718	5.897
γ					2.545***	21.064	
サンプル数					515		
対数尤度					-757.66		

結果が得られていないが、これは産休直後に保育所に途中入所できる可能性がかなり低いことによると考えられる。実際、1995年時点で、公営、民営合わせた保育所数2万2493カ所のうち、産休・育休明け等に伴う年度途中入所ニーズへ対応するための「産休・育休明け入所予約モデル事業⁷⁾」を実施している保育所は387カ所にすぎない。

学歴については、本人の学歴を育児休業取得による機会費用の代理変数として、また夫の学歴を家計所得の代理変数として用いた。その結果、育児休業を取得するかどうか、また、どのくらい取得するかについてともに有意な結果が得られなかった。

子供数については、育児休業を取得するかどうかに関しては有意な結果が得られなかったが、ど

表3 観測値と予測値の比較

被説明変数 育児休業取得期間	観測値	予測値	
		ハードルモデル	順序プロビットモデル
0	174	174.2	166.5
1	7	12.9	51.2
2	58	51.9	53.8
3	102	99.9	69.2
4	34	44.2	31.2
5	109	78.9	72.4
6	8	28.2	40.5
7	8	17.0	26.1
8	15	7.7	4.0

注：観測値は、育児休業取得期間の回答をもとに、各取得期間における該当者数を表している。
 予測値は、推定により得られたパラメータの係数を用いて、各サンプルにおける、それぞれの取得期間に対する期待尤度関数を計算し、その平均値にサンプル数を乗じて導出している。
 予測値に関しては、本稿の推定で用いたハードルモデルと順序プロビットモデル（共に閾値は既知）を比較している。

のくらい取得するかに関しては、有意な正の結果が得られており、子供数が多いほど育児休業取得期間が長くなることが示されている。子供数が多いと育児の負担が大きく、職場復帰が遅れるのは予想通りの結果である。

家族構成に関して、親との同居は育児休業を取得するかどうかについても、どのくらい取得するかについても共に有意な負の値となった。親と同居している場合、同居の親に子供の世話をしてもらえ可能性が高い。また、同居の親による保育サービスが受けられる場合、外部の保育サービスより低コストの保育サービスが期待できる。よって、コスト面からみても、親と同居することは育児休業を取得しない、また取得しても早期に職場復帰することを促すといえる。

雇用形態については、フルタイム就業の場合、育児休業を取得するかどうか、またどのくらい取得するかに関して共に有意な負の結果が得られた。フルタイム就業はパートタイム就業より賃金が高く、育児休業が長期化することによって育児休業取得による機会費用が高くなることから、育児休業を取得しない、または早期に職場復帰することが考えられる。また、フルタイム就業の女性はパートタイム就業の女性より一般的に昇進への意欲が高いということも、取得確率を下げ、早期職場復帰を促す要因の一つになるだろう。一方、出産時にフルタイム就業していたが、出産後パートタイム就業に移行した可能性もあり、その結果、パー

トタイム就業の職場復帰が遅れるという結果が得られたということも考えられる。

調査時の企業での勤続年数については、育児休業を取得するかどうかについては有意な結果が得られなかったが、どのくらい取得するかについては、勤続年数が5年以上の場合において、それより短い場合と比較してほぼ有意に取得期間が短くなる傾向がみられる。限界効果をみると、特に勤続年数が15年以上の人は有意に取得期間が短くなることが示されている。勤続年数が長い人は賃金が高く、育児休業を取得することによる機会費用が大きくなる可能性が高い。取得期間が長期化すると失われる費用が大きくなることから、早期職場復帰が促されると思われる。また、勤続年数が長い人は職場において重要な地位についている可能性が高く、育児休業を長く取得しにくいことも考えられる。

勤務先の業種では、鉱業、建設業、金融・保険業は該当サンプルが少なかったので推定から削除した。育児休業を取得するかどうかについては、卸売・小売業・飲食店、サービス業では、加工組立型製造業と比べて育児休業を取らない確率が大きくなることが示された。どのくらい取得するかに関しては、電気・ガス・熱供給・水道業では、加工組立型製造業と比べて休業期間が長くなることが示された。

また、職位に関しては課長相当職以上の該当者がいなかった。推定結果では、一般社員と比較し

た値を示しているが、育児休業の取得および取得期間について有意な結果が得られていない。

最後に育児休業制度を初めとする育児支援策に関する推定結果をみる。まず、育児休業制度の有無については、西本・駿河(2002)と同様に、制度があれば育児休業を取る確率が大きくなることが示された。また、どのくらい取得するかに関しても有意な正の結果が得られ、育児休業が制度化されているほうがより長く取得することが示された。

育児休業の最長利用可能期間では、育児休業を取得するかどうかに関しては有意な結果が得られなかったが、どのくらい取得するかに関しては有意な正の結果が得られた。企業が認めた利用可能期間が取得するかどうかの決定に影響を与えず、取得期間の決定にのみ影響を与えるという結果は、二つの意思決定において利用可能期間が制約となるかどうかは異なっていることを示している。推定結果より、企業が認めた利用可能期間は取得するかどうかの決定には制約とならないが、取得期間の決定には強い制約となり、期間の決定に大きな影響を与えることが示された。

取得期間についての限界効果をみると、1歳まで利用できる場合と比較して、取得可能な期間が長いほど実際に取得する休業期間が長くなるという結果が得られている。育児休業者が職場復帰の時期を決定するには、認められた休業期間の範囲内において、保育の状況や仕事の状況上、よい時期を見定めていると思われる。認められた休業期間が長い場合、休業の終了予定日として選択可能な期間が長くなり、実際に取得する休業期間が長期化すると予測される。

また、育児休業法が実施される前後では、育児休業取得期間に与える影響が異なっていると考えられることから、推定には育児休業法が実施される1992年以降に一番下の子供を出産した女性を1、それ以前に出産した女性を0とするダミー変数を用いている。その結果、育児休業を取得するかどうかについては有意な正となり、実施後の出産では育児休業を取る確率が高くなることが示された。このことから、育児休業法の実施により育児休業の認知が増進し、職場における育児休業取

得者への理解がより深まり、取得しやすい環境となったことから取得が促されたといえる。また、どのくらい取得するかについては有意な負の結果が示され、育児休業法の実施後はそれ以前に比べて取得期間が短くなる傾向があることが示された。育児休業法の実施により、就業と育児の両立を可能にするような環境がより整備され、早期職場復帰を促している可能性が考えられる。一方、育児休業法の実施後はそれ以前に比べて取得期間が短くなるということは、言い換えると、育児休業法が実施される前に取得した場合は取得期間が長くなるということである。このことから、育児休業法が実施される前から自主的に育児休業制度を設けていた企業では、女性が優遇されており、長期の休業が取りやすかった可能性が高いということも考えられる。

育児時間に関しては、先に述べたように「生後満1年に達しない生児を育てる女性」であれば誰でも請求できる制度であり、子供が生後満1以降においては企業に規定義務はない。本稿で用いたデータでは、推定に用いたサンプル515人のうち、子供が1歳未満で職場復帰した人は375人、1歳以後に職場復帰をした人は140人であった。1歳未満で復帰した375人のうち、育児時間を利用した人は189人と約半数の人が利用している。一方、1歳以後に復帰した140人においても、育児時間を利用した人は39人いる。企業には1歳以後の子供を養育する女性への育児時間の規定義務はないものの、規定以上の措置を講じている企業があることがわかる。よって、本稿では、育児時間利用の変数も説明変数に加えて推定を行った。

その結果、育児時間を利用した場合、育児休業を取得するかどうか、育児休業の取得期間について共に有意な負の結果が示されている。つまり、育児時間の利用は育児休業を取らない確率を大きくし、また育児休業を取ったとしても期間が短くなる傾向があるといえる。特に、育児支援策に関して、育児休業の取得期間についての限界効果を比較すると、育児時間を利用した場合に最も早期職場復帰を促す傾向があることが示されている。育児時間は、「生後満1年に達しない生児を育てる女性」であれば誰でも請求できる。また育児休

業法で認められている勤務時間に関する制度と比べて請求できる時間帯が柔軟であり、勤務時間に関する制度と組み合わせて両方を請求することも可能である。よって、育児時間制度を利用することは、他の勤務時間に関する制度より早期の職場復帰を促すと思われる。

一方、育児支援策のうち、事業所内託児施設を利用した場合においても、育児休業の取得および育児休業取得期間に有意な負の効果があることが示されている。西本・駿河(2002)では、事業所内託児施設の有無をダミー変数として用いた推定を行い、事業所内託児施設があると育児休業の開始者数を増加させることを示している。事業所内託児施設があると、育児休業が終了した後にその施設に子供を預けて職場復帰することが可能になることから、労働市場から撤退せずに育児休業を取得して継続就業することが促されると考えている。西本・駿河(2002)が、事業所内託児施設の有無における効果を明らかにしたのに対し、本稿では事業所内託児施設の利用をダミー変数として用いた推定を行った。その結果、事業所内託児施設を利用すると、育児休業を取らずに職場復帰したり、早期に職場復帰することが可能となることを示している。つまり、事業所内託児施設があれば、将来的に施設を利用しての職場復帰が選択可能となり、育児休業を取得して継続就業することが促される。また、継続就業している女性が事業所内託児施設を利用すれば、育児休業を取得せずに職場復帰したり、取得したとしても早期復帰が促されるといえる。事業所内託児施設は、一般的に他の保育施設を利用するより低コストの保育サービスが提供されている可能性が高いこと、保育施設までの送迎時間が不要であるなどの点で利用しやすいことから、事業所内託児施設の利用は育児休業取得確率を低くし、早期職場復帰を促進すると考えられる。

また、深夜勤務免除を利用した場合、育児休業を取る確率が大きくなり、取得期間も有意に長くなるという結果が得られた。しかし、これは深夜勤務免除を利用しない場合および深夜勤務がない場合に対する値であることに注意しなければならない。深夜勤務免除の変数は、深夜勤務免除を利用

した場合を1、それ以外を0とするダミー変数である。よって、深夜勤務免除の制度を利用する場合には、深夜勤務がない場合および深夜勤務はあるが免除を利用しない場合と比較して、育児休業を取得する確率が高まり、その取得期間も長期化する傾向があると考えべきである。

ここで、育児休業を取得するかどうか、またどのくらい取得するかを決定する際の意味決定プロセスの違いについて、子供の保育面から考察してみる。どちらの決定においても、職場復帰時の子供の保育は重要な課題となる。しかし、産休後すぐに職場復帰するかどうかを決定することと、育児休業を取得し、ある程度子供の月齢が経ってから、いつ職場復帰するのかを決定することとは、意思決定プロセスにおける保育面での制約の度合いが異なっている。

保育面に関する変数としては、保育所の代理変数である居住地、親との同居、事業所内託児施設の利用を用いている。これらについて、育児休業を取得するかどうかの限界効果をみると、取得せずに職場復帰を可能にする効果が最も強いのは事業所内託児施設の利用である。年度途中入所を実施している保育所がかなり少ないという現状では、期待できる保育サービスとして事業所内託児施設の効果は大きい。また、親との同居も有意であるが、その効果は小さい。一方、取得期間の限界効果をみると、親と同居している場合、居住地における保育所入所待機率が少ない場合、事業所内託児施設が利用できる場合、すべてにおいて有意に取得期間が短くなり、その効果の大きさに大差はないことがわかる。つまり、産後すぐの職場復帰では、事業所内託児施設が最も有効な保育サービスと考えられるが、育児休業取得後の職場復帰では有効な保育手段が多くなり、幅広い選択が可能になるといえる。

企業における育児支援策においても、育児休業を取得するかどうか、またどのくらい取得するかを意思決定プロセスが異なっていることがわかる。限界効果をみると、育児休業を取得せずに職場復帰する場合、事業所内託児施設が最も有効で、次いで育児時間制度となっているが、早期に職場復帰する場合、育児時間制度が最も有効で、次いで

事業所内託児施設となっている。つまり、育児休業を取得せずに復帰するには保育全般に対する援助が必要とされ、早期に復帰するには勤務時間の柔軟な対応がより強く求められているといえる。

Ⅶ おわりに

本稿では、1994年に連合総合生活開発研究所が実施した『仕事と育児に関する調査』の個票データを用い、育児休業を取得するかどうかを決定する要因および、育児休業取得期間を決定する要因を検証した。分析からは以下のことが明らかになった。

第一に、パートタイム就業と比べて、育児休業を取得することによる機会費用が高いフルタイム就業は育児休業を取得しない確率が高いことが示された。取得期間についても、フルタイム就業の場合に短くなり、休業を取ることにより失われる所得が大きいと早期に職場復帰をする可能性が高くなるという結果が得られた。また、勤続年数が長い人は賃金が高い傾向があり、育児休業を取得することによる機会費用が大きくなることから、早期職場復帰が促されるという結果も得られた。つまり、育児休業取得による機会費用が高い場合には、保育サービスを利用して働きつづけた方が効用が高くなることから、育児休業を取得しない、または取得したとしても早期に職場復帰をする傾向があるといえる。

第二に、子供の保育に関して、推定では以下の結果が示されている。育児休業の取得確率を最も下げるのは事業所内託児施設を利用する場合であり、その効果は親と同居している場合より大きい。また、取得期間に関しては、親と同居している場合、居住地における保育所入所待機率が少ない場合、事業所内託児施設が利用できる場合のすべてにおいて有意に取得期間が短くなり、その効果の大きさに大差はない。よって、育児休業を取得せずに職場復帰する場合においては、事業所内託児施設が最も有効な保育手段となり、育児休業を取得し早期に職場復帰するには有効な保育手段の選択が広がるといえる。

第三に、育児時間制度の利用は、育児休業を取

らない、または取ったとしても早期職場復帰を促す傾向があることが示された。育児時間は「生後満1年に達しない生児を育てる女性」であれば誰でも請求できること、時間帯も柔軟に設定できること、育児休業法で認められている他の勤務時間に関する制度と組み合わせて両方の請求が可能であることが、子供を養育する女性のニーズと合致していると考えられる。よって、この制度を利用すると就業と育児の両立が図りやすくなり、早期の職場復帰が可能になることが予想される。

第四に、育児休業法実施後は育児休業の取得が促進され、早期職場復帰の傾向があるという結果が得られた。育児休業法の実施により、育児休業に対する認知が増進し、育児休業を取得しやすい状況が整ったことから、育児休業の取得が促進されたといえる。滋野・大日(1998)において、育児休業制度が継続就業を促進することが実証されていることと合わせて考えると、育児休業取得の促進は、出産後に労働市場から撤退せざるをえない女性をも減少させる可能性がある。つまり、育児休業法の実施は育児休業取得を促し、引いては出産した女性の継続就業をも促すと考えられ、就業と育児の両立を可能にし雇用継続を図るという育児休業法の本来の意義をみたした結果であると思われる。また、休業期間については、育児休業法の実施に伴って、就業と育児の両立が可能になるような環境が整ったことにより、早期職場復帰を可能にしていると思われる。

以上の結果から、育児休業法等の拡充により、さらに育児休業を取得しやすい状況を整えることは、育児休業の取得確率を上昇させるといえる。また、乳幼児保育等における柔軟かつ多様な保育サービスの充実や、育児時間など利用しやすい勤務時間短縮の制度、就業と育児の両立を可能とするような環境の整備が早期職場復帰を促すことが予測される。

最後に、今後の課題を記したい。ここでの推定に用いたデータはクロスセクションの個票データであり、出産時と調査時の属性が異なるサンプルが含まれている可能性がある。個人の属性の変化を把握できるパネルデータを用いて分析することによって、より明確な推定結果を得ることができ

るだろう。また、分析対象が継続就業する女性となっており、就業していない女性が含まれていないこと、データの平均が日本全体の平均から乖離していることより、サンプルセレクションバイアスが存在する可能性がある。こうしたバイアスを除去することも今後の課題である。

*本稿の分析に用いた『仕事と育児に関する調査』は、連合総合生活開発研究所および東京大学社会科学研究所附属日本社会研究情報センターから調査個票データの提供を受けた。また論文作成にあたって、神戸大学大学院駿河輝和教授、大阪府立大学村澤康友助教授、七條達弘助教授、北海道大学高木真吾助教授および本誌レフェリー、編集委員会より貴重な助言をいただいた。ここに記して感謝申し上げます。

1) 『労働力調査特別調査報告』では、従業員数に関する既婚女性のデータが得られないので、女性雇用者数の値を用いている。女性雇用者 1979 万人中、従業員数が 1000 人以上である女性雇用者は 306 万人 (15.5%) であった。また、既婚女性雇用者 (死別・離別は含まない) 1138 万人中、フルタイム就業者 (雇用者のうち、パート、アルバイト、嘱託、その他を除いた値) は 610 万人 (53.6%)、製造業に従事している既婚女性雇用者は 292 万人 (25.7%) であった。

2) Greene (1997) pp. 943-945. Winkelmann (1997) pp. 104-107. Cameron, and Trivedi (1998) pp. 123-125 を参照。

ハードルモデルの応用例としては、子供数を分析した研究などがある。Silva, Santos and Covas, (2000) pp. 173-188 を参照。

3) Wooldridge (2002) pp. 504-509 を参照。

4) ハードルモデルでは、育児休業を取得するかしないかの決定と、どのくらい取得するか決定が異なる意思決定プロセスのもとで行われていると考えているのに対し、順序プロビットモデルでは二つの決定は同じ意思決定プロセスのもとに行われるとしている。順序プロビットモデルの詳細については Greene (1997) pp. 926-931 を参照。ただし、各階層の閾値は既知であることから、ハードルモデルと同じ閾値を用いている。

5) AIC は以下の式で表される。

$$AIC = -\frac{2}{T} \log L + \frac{2p}{T}$$

上式において、 T は推定に用いたサンプル数、 $\log L$ は対数尤度関数、 p はパラメータ数である。AIC が最小となるモデルが最も適したモデルということになる。

AIC についての詳細は、Akaike (1973) pp. 267-281, および Amemiya (1985) pp. 146-147 を参照。

また、AIC を用いてカウントデータモデルの選択を行った論文としては、Melkersson and Rooth (2000) pp. 189-203 がある。

6) ハードルモデルにおいて、ワイブル分布の代わりに指数分布、対数正規分布、切断された正規分布を仮定した場合の AIC を計算した結果、3.76, 3.21, 3.39 となった。よって、ワイブル分布を仮定したモデルが最も適しているといえる。

7) 全国保育団体連絡会・保育研究所 (1996) pp. 216-218 を参照。

参考文献

厚生労働省雇用均等・児童家庭局編 (2001) 『平成 12 年版 女性労働白書 働く女性の実情』。

小島宏 (1998) 『家族政策と家族戦略——母親の就業と保育方法をめぐって』丸山茂・橋川俊忠・小馬徹編『家族のオートノミー』早稲田大学出版部。

(財) 労務行政研究所 (1998, 1999, 2000) 『労政時報』第 3348 号, 第 3349 号, 第 3367 号, 第 3418 号, 第 3437 号, 第 3439 号。

滋野由紀子・大日康史 (1998) 『育児休業制度の女性の結婚と就業継続への影響』『日本労働研究雑誌』第 459 号。

総務庁統計局 (1995) 『労働力調査特別調査報告』。

全国保育団体連絡会・保育研究所 (1996) 『保育白書 1996 年版』。

西本真弓・駿河輝和 (2002) 『ゼロ可変カウントデータモデルを用いた育児休業制度に関する実証分析』『日本統計学会誌』第 32 巻第 3 号。

日本労働研究機構 (2001) 『JIL 資料シリーズ No. 108 育児休業・介護休業制度に関する調査研究報告書——ケーススタディを中心に』。

山上俊彦 (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』第 35 巻第 1 号。

労働省婦人局 (1990) 『平成 2 年度 女子雇用管理基本調査』。

労働省婦人局 (1993) 『平成 5 年度 女子雇用管理基本調査』。

労働省婦人局 (1996) 『平成 8 年度 女子雇用管理基本調査』。

労働省婦人局 (1999) 『平成 11 年度 女性雇用管理基本調査』。

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 巻第 4 号。

Akaike, H., (1973) "Information Theory and an Extension of the Maximum Likelihood Principle", in B. N. Petrov and F. Csaki, eds., *Second International Symposium on Information Theory*.

Amemiya, T., (1985) *Advanced Econometrics*. Basil Blackwell.

Cameron, A. C., and P. K. Trivedi, (1998) *Regression Analysis of Count Data*. Cambridge University Press.

Greene, W. H., (1997) *Econometric Analysis* 3th ed. Prentice Hall.

Melkersson, M., and D. O. Rooth, (2000) "Modeling Female Fertility Using Inflated Count Data Models.", *Journal of Population Economics* 13.

Silva, J. M. C Santos and F. Covas, (2000) "A Modified Hurdle Model for Completed Fertility", *Journal of Population Economics* 13.

Winkelmann, R., (2003) *Econometric Analysis of Count Data*. Springer.

Wooldridge, J. M., (2002) *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. MIT Press.

(2003 年 1 月 6 日投稿受付, 2004 年 2 月 13 日採択決定)

にしもと・まゆみ 阪南大学専任講師。主要業績に「親との同居と介護が既婚女性の就業に及ぼす影響」家計経済研究所『季刊家計経済研究』第 61 号 (七條達弘氏と共著) (2004 年 1 月) など。計量経済学・家族の経済学専攻。