

親との同居と介護が既婚女性の就業に及ぼす影響

西本 真弓

(大阪府立大学大学院経済学研究科博士後期課程)

七條 達弘

(大阪府立大学経済学部助教授)

1. はじめに

わが国では、人口の高齢化が急速に進み、総人口に占める労働力人口の割合が減少するという状況を引き起こしている。高齢化が進むと、高齢者が増加することにより、年金や医療など社会保障の負担が増加する。同時に、労働力人口の割合が減少することにより、高齢者を支えきれなくなる状態へと加速度的に進むことが予想される。長期的に考えると、労働力をできるだけ確保し、労働力の減少を最小限に抑えることは、重要な課題となる。こうした労働者不足への対応策の一つとしてあげられるのが、女性の労働力化である。非労働力化した女性が多く存在すること、女性の高学歴化が進んだことから、量的にも質的にも女性労働力への期待は大きい。

しかし実際、女性が働くことには様々な制約が存在する。その制約の一つとして、家事、育児と就業との両立が困難であることがあげられる。図表-1に、男女別にみた有配偶者の家事・育児時間を示しているが、男性と比較して女性の家事、育児時間が圧倒的に長い。有業女性においても、女性全体と比較すると家事、育児時間が減少するものの、有業男性よりはかなり長く、妻が仕事を持っている場合においても、家事、育児の大部分が女性によって担われていることがわかる。

また、家事時間は、若い女性で若干少なくなっているが、それ以外の年齢層では、ほぼ同じ程度の時間を要している。しかし、育児時間は、

出産・育児期にあたる年齢層で多くなり、その時期を過ぎると減少していく。出産・育児期には家事に加えて育児の負担が大きくなることから、この時期に就業との両立が困難になる傾向がある。わが国の女性労働力率がM字型カーブを描くのは、出産、育児期にいったん、仕事を辞め、その後、育児期を終えてから再び働き出すというライフサイクルをとる女性が多いからである。

出産・育児期における就業を可能にする要因としては、保育サービスの充実があげられる。駿河(2002:125-141)は、1歳児の保育所待機率が高いと有意に妻の継続就業確率を引き下げていることを示しており、保育サービスが充実すれば既婚女性は継続就業しやすくなると思われる。しかし実際、保育サービスは利用者にとって完全なものとはいえない。また、たとえ保育サービスが受けられる状況にあったとしても、病児保育や延長保育、夜間保育など、現状において多くの問題を残している。そこで、出産・育児期の就業を促す要因として、親との同居があげられることが多くの研究で明らかにされている。親と同居することにより、家事や育児での援助が受けられ、妻は継続就業しやすくなるからと考えられる。

また、女性が働くことを困難にする要因として、親の介護問題も存在する。図表-2に、性別、続柄別にみた介護者数および構成割合を示しているが、要介護者が家族と同居している場合、その配偶者が介護するケースが最も多く、次いで、子の配偶者、子となっている。要介護者と同居

図表-1 男女別にみた有配偶者の家事・育児時間(週全体)

| | 家事 | | | | 育児 | | | |
|--------|------|------|------|------|------|------|------|------|
| | 全体 | | 有業者 | | 全体 | | 有業者 | |
| | 男性 | 女性 | 男性 | 女性 | 男性 | 女性 | 男性 | 女性 |
| 総数 | 0.11 | 3.50 | 0.07 | 3.11 | 0.04 | 0.32 | 0.04 | 0.14 |
| 20～24歳 | 0.04 | 2.53 | 0.04 | 1.57 | 0.14 | 2.09 | 0.13 | 0.53 |
| 25～29歳 | 0.05 | 3.22 | 0.05 | 2.22 | 0.12 | 2.02 | 0.12 | 0.56 |
| 30～34歳 | 0.05 | 3.59 | 0.05 | 3.11 | 0.14 | 1.52 | 0.14 | 1.00 |
| 35～39歳 | 0.07 | 4.13 | 0.06 | 3.32 | 0.09 | 0.54 | 0.09 | 0.26 |
| 40～44歳 | 0.06 | 4.17 | 0.06 | 3.39 | 0.04 | 0.14 | 0.04 | 0.07 |
| 45～49歳 | 0.07 | 3.54 | 0.06 | 3.24 | 0.01 | 0.04 | 0.01 | 0.02 |

(資料)総務庁統計局『平成8年 社会生活基本調査報告 第1巻 全国生活時間編(その1)』pp.520-527

(注)単位は、「時間・分」で表示。全体とは、有業者と無業者を合わせた値である。

また、総数とは、15歳以上が対象であるが、表では、15歳～19歳、50歳以上についての詳細を表示していない。

図表-2 性別、続柄別にみた介護者数および構成割合

| 介護者 | 男性 | | 女性 | | 男女計 | | |
|-----|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|-------|
| | 推計数 単位:千人 | 構成割合 単位:% | 推計数 単位:千人 | 構成割合 単位:% | 推計数 単位:千人 | 構成割合 単位:% | |
| 総数 | 218 | 17.5 | 1025 | 82.5 | 1243 | 100.0 | |
| 同居 | 総数 | 204 | 18.9 | 877 | 81.1 | 1081 | 100.0 |
| | 配偶者 | 121 | 29.4 | 291 | 70.6 | 412 | 100.0 |
| | 子 | 70 | 29.7 | 167 | 70.3 | 237 | 100.0 |
| | 子の配偶者 | 1 | 0.3 | 293 | 99.7 | 294 | 100.0 |
| | 父母 | 7 | 6.8 | 94 | 93.2 | 101 | 100.0 |
| | その他の親族・非親族 | 4 | 12.2 | 32 | 87.8 | 37 | 100.0 |
| 別居 | 総数 | 14 | 8.5 | 148 | 91.5 | 162 | 100.0 |
| | 子 | 6 | 13.4 | 40 | 86.6 | 46 | 100.0 |
| | 子の配偶者 | 0 | 2.3 | 10 | 97.7 | 11 | 100.0 |
| | その他の親族 | 2 | 15.2 | 10 | 84.8 | 11 | 100.0 |
| | ホームヘルパー | 3 | 7.4 | 42 | 92.6 | 45 | 100.0 |
| | 家政婦 | — | — | 15 | 100.0 | 15 | 100.0 |
| | その他 | 2 | 6.9 | 32 | 93.1 | 35 | 100.0 |

(資料)厚生省『平成10年 国民生活基礎調査 第1巻』pp.300-301

している子および子の配偶者が介護をしている場合の男女比をみると、子および子の配偶者が女性である場合は、16万7千人と29万3千人を合わせて46万人になる。一方、子および子の配偶者が男性である場合は、7万人と千人を合わせても7万1千人にしかならず、要介護者が同居している場合、その介護の多くを女性が担っていることがわかる。要介護者が家族と別居している場合においても、介護をしている子および子の配偶者が女性である場合は、4万人と1万人を合わせて5万人であるが、男性の場合は、6千人と千人未満の合わせて6千人であり、別居の場合でも女

性が介護の多くを担っている。介護問題は、その大部分が女性によって支えられており、家族に要介護者のいる女性は働くことが困難な状況にある可能性が高いと考えられる。

以上のことを踏まえて、本稿においては、親との同居や介護が妻の就業選択にどのような影響を及ぼすかについて分析する。特に、同居している親に家事や育児を代替してもらえことから、妻の就業を促進する効果と、親の介護や看護が妻の負担となり、妻の就業を抑制する効果の相反する二つの効果に注目して分析する。同居している親からどのくらい援助が受けられるかというの

は、その親の就業状態によって異なる。つまり、期待できる援助の度合いは、同居している親が非就業であるか、また就業している場合においては、その就業時間はどのくらいであるのかということに影響を受ける可能性があることから、同居している親の就業状態を説明変数として用いて分析する。また、介護や看護が必要な家族がいて、その介護や看護が妻の役割として行われているかどうかとも説明変数に用いている。介護や看護に関しては、親との同居や別居に関係なく、妻が介護や看護を行っている場合には就業状態に影響を与えたと考え、介護や看護を自宅内で行っている場合と自宅外で行っている場合の両方を含めて変数としている。また、被説明変数である妻の就業は、単に就業とするのではなく、フルタイム就業とパートタイム就業とは異なった性質のものとして捉えて分析を行う。

2. 親との同居と妻の就業に関する先行研究

親と同居することが妻の就業にどのような影響を及ぼすかを分析した実証研究はいくつかある。最近の分析においても、山上(1999:52-64)は親との同居が妻の就業を促進し、滋野・大日(1999:192-207)は健康な老人との同居が妻の就業を促進することを示している。張・七條・駿河(2001:72-78)は親と同居している場合や近所に親が住んでいる場合に妻の就業を促すことを示している。

また、妻の就業形態を分けて分析を行っているのが、小島(1998:76-105)と永瀬(1997:279-312)である。小島(1998)は、親との同居が乳児期の子供を持つ妻のフルタイム就業とパートタイム就業の両方を促すことを示している。永瀬(1997)は、母親と同居することにより妻が正社員として就業することが促されるという結果を示しているが、妻がパートとして就業することについては有意な結果が得られていない。また、父親との同居については、正社員、パート共に有意な効果が得られていない。

同居する親の就業状態にも注目して分析しているのが、大石(2002:406-424)である。大石は、親との同居選択と妻の労働供給は同時決定されていると考えて分析を行っている。父親については職種で分類し、母親についてはフルタイムやパートタイムなどの就業形態で分類したものを説明変数として用いており、その効果を推定している。しかし、父親の職種に関しては、資産の代理変数と考えており、現役時代の職種を用いている。また、母親の就業形態に関しても、子供夫婦の結婚前の状況であり、調査時点とは異なっている可能性がある。よって、推定結果では父親の職種も母親の就業形態も妻の就業に有意な影響をほとんど見出せていない。

これらの実証研究では、親と同居すると家事や育児の援助を受けられるために妻の就業が促されるという予想通りの結果がほとんどの分析で共通して得られているが、親の介護という視点にたつと妻の就業に負の影響を及ぼす可能性があることについては分析されていない。

親との同居と妻の就業について、育児と介護の両視点をもって分析を行っているのが前田(1998:25-38)である。前田は、同居親の年齢によって妻の就業に異なった二つの影響があると予測している。つまり、同居親が比較的若い時期には、同居親が育児を代替し妻の就業率を高めるが、同居親が高齢化するにつれて妻はその親の介護のために就業率を下げると推察し、分析を行っている。その結果、予想通り、同居親が比較的若い時期には妻の就業率が高くなる傾向があることを示し、推定によって、同居親が80歳以上になると有意に妻の就業率が抑制されることを明らかにしている。

前田は、同居親の年齢によって、妻の就業に与える影響が大きく分かれると考えている。本稿においても、同居親が育児や家事を代替することによって妻の就業に正の効果をもたらすが、一方で、親の高齢化により介護や看護が必要になった場合には妻の就業に負の効果をもたらすという相反する二つの効果を考慮に入れて分析を行う。ただし、前田が同居親の年齢により妻の就業が促

進されたり抑制されると推察しているのに対して、本稿では、妻の就業に対する正の効果を確かめるために、同居親の就業状態に関する変数を用い、負の効果を確かめるために、妻が介護や看護の担い手になっているかどうかという変数を用いている。もし、同居親が就業せずに家事や育児を代替してくれるならば妻は就業しやすくなることが予想される。また、同居親が就業している場合には、その就業時間の度合いによって家事や育児の援助の度合いも異なることから、同居親の就業時間が妻の就業に影響する可能性も考えられる。介護や看護に関しては、妻がその役割を担わなければならない状況にあれば就業しにくくなると考えられる。

また、前田は正社員とパートタイムを別々に推定しているが、本稿においては非就業、フルタイム就業、パートタイム就業の3つの就業形態を被説明変数に用いた多項ロジット分析で推定を行う。

3. 仮説

妻が就業するかしないか、また就業するとしたらフルタイムかパートタイムかを決定する要因の一つとして、親と同居しているかどうかあげられる。最近では、親と同居した場合、妻の就業を促進するという結果を導き出している研究が多い。これらの研究では、親と同居することによって家事や育児の援助が受けられ、妻が就業しやすい状況が整う可能性が高まり、妻の就業が促される傾向があると考えられている。しかし一方で、親の高齢化により介護や看護が必要になる可能性があり、その場合においては、妻の就業は抑制されると予想される。妻の就業を推定するときには、親と同居することにより妻の就業を促進する効果と、親の介護や看護により妻の就業を抑制する効果の両方が存在することも考慮に入れるべきである。

そこで、家事・育児時間と介護・看護時間を考慮に入れて、所得・余暇選好モデルを考えてみる。今、人々は所得と余暇から満足を得ると

仮定すると、効用は以下のように表される。

$$\begin{aligned} \text{Max } U &= u(Y, L) \\ \text{s.t. } Y &= y_0 + wH \\ L &= T - H - F - K \end{aligned}$$

ここで、 Y は所得、 L は余暇時間を示している。所得 Y は夫の収入 y_0 、市場賃金率 w に妻の労働時間 H をかけた妻の収入の和で表されている。また、余暇時間 L は、利用可能時間 T から妻の労働時間 H 、家事・育児時間 F 、介護・看護時間 K を差し引いた時間と考えられる。

今、以下の効用を最大にする。

$$u(y_0 + wH, T - H - F - K)$$

ここでは、家計で必要とされる家事・育児時間 F が、親と同居しているかどうか、また、子供数に応じて決まり、介護・看護時間 K が介護・看護の必要な者がいるかどうかで決まると仮定している。つまり、親と同居しているかどうか、子供数、介護・看護の必要な者がいるかどうかという状況に応じて、家計で必要とされる家事・育児時間、介護・看護時間が決まると仮定している。よって、 F 、 K は個人が自由に決定できる変数ではない。個人が自由に決定できる変数は H のみであることから、

$$\frac{d}{dH} u(y_0 + wH, T - H - F - K) = 0$$

が効用最大化の条件となる。効用を最大にする H を H^* とおくと、以下の式が得られる。

$$\frac{d}{dH} u(y_0 + wH^*, T - H^* - F - K) = w \partial_{1u}(y_0 + wH^*, T - H^* - F - K) - \partial_{2u}(y_0 + wH^*, T - H^* - F - K) = 0 \quad (1)$$

(1)式¹⁾の条件を満たす H^* は、 F を変化させることによって変わる。すなわち、 H^* は F の関数である。そこで、 H^* を F の関数とみなして、(1)の恒等式を F で偏微分すると、

$$\begin{aligned} w^2 \frac{dH^*}{dF} \partial_{1u}^2(y_0 + wH^*, T - H^* - F - K) + w \left[-\frac{dH^*}{dF} - 1 \right] \\ \partial_2 \partial_{1u}(y_0 + wH^*, T - H^* - F - K) - w \frac{dH^*}{dF} \partial_1 \partial_2 u(y_0 + \\ wH^*, T - H^* - F - K) - \left[-\frac{dH^*}{dF} - 1 \right] \partial_2^2 u(y_0 + wH^*, T - \\ H^* - F - K) = 0 \end{aligned}$$

が得られる。よって、 $\partial_1\partial_2u = \partial_2\partial_1u$ のとき

$$\frac{dH^*}{dF} = \frac{w\partial_1\partial_2u - \partial_2^2u}{w^2\partial_1^2u - 2w\partial_1\partial_2u + \partial_2^2u}$$

である。ここで、限界効用逓減より $\partial_2^2u < 0$, $\partial_1^2u < 0$,
なので、 $\partial_1\partial_2u \geq 0$ の場合、

$$\frac{dH^*}{dF} = \frac{w\partial_1\partial_2u - \partial_2^2u}{w^2\partial_1^2u - 2w\partial_1\partial_2u + \partial_2^2u} < 0 \quad (2)$$

となる。これは、 F が減少すると H^* が増加する、すなわち、家事時間が減少すると、最適な労働時間が増加することを意味している。

ここで、親と同居することが、妻の家事や育児時間および労働時間に与える影響について考えてみる。親と同居している妻の家事・育児時間を F_d 、親と同居していない妻の家事・育児時間を F_n とすると、親と同居している場合には家事や育児の援助が期待できることから $F_d > F_n$ となることが予想される。(2)式の $\frac{dH^*}{dF} = < 0$ より、親と同居していない場合と比べて、親と同居している場合には、家事・育児時間が減少し、最適な労働時間が増加する傾向があるといえる。

同様に、子供数が家事・育児時間および労働時間に与える影響について考えてみる。子供数が多い妻の家事・育児時間を F_e 、子供数が少ない妻の家事・育児時間を F_s とすると、子供数が多い場合、家事・育児のためにより多くの時間が必要となり、 $F_e > F_s$ が予想される。(2)式の $\frac{dH^*}{dF} = < 0$ より、子供数が多いほど家事・育児時間が増加し、最適な労働時間が減少すると考えられる。

また、親に介護や看護が必要である場合について考えてみる。親に介護や看護が必要である場合、 $K > 0$ となることが予想される。(1)式を満たす H^* は、 K を変化させることによっても変わることから、 H^* は K の関数である。よって、(1)式を K で偏微分し、 F と同様の計算を行うことにより、 $\frac{dH^*}{dK} = < 0$ が得られる。これは、 K が増加すると H^* が減少する、すなわち、介護・看護時間が増加すると、最適な労働時間が減少することを示している。よって、親に介護や看護が必要な場合、妻の介護・看護時間が増加し、最適な労働時間

が減少するといえる。

今、妻は最適な労働時間により、フルタイム就業、パートタイム就業、非就業のいずれかを選択する。企業は、フルタイム就業、パートタイム就業に対して一定の労働時間を要求していると仮定し、企業から求められるフルタイム就業の労働時間を H_f 、パートタイム就業の労働時間を H_p ($H_p < H_f$)とすると、選択できる妻の就業状態は、

$H^* \geq H_f$ であればフルタイム就業

$H_p \leq H^* < H_f$ であればパートタイム就業

$H^* < H_p$ であれば非就業

となる。

4. 推定に用いたデータと分析方法

(1) データ

推定には、総務庁統計局が実施した『平成8年 社会生活基本調査』の個票データを用いている。この調査は平成8年に実施されたもので、平成7年国勢調査調査区から選定した約6600の指定調査区の中から選定した約9万9千世帯に居住する10歳以上の世帯員約27万人を調査対象としている。本稿の推定では、この調査からリサンプリングされたデータを用いている。リサンプリングされたデータとは、原データから世帯単位に抽出復元倍率に基づく確率比例抽出法で、その世帯全体が抽出されており、抽出率は世帯単位で5分の1になっている。この調査では、10歳以上の同居している世帯員に関する情報が入手可能であることから、同居している親の就業状態についての情報も得ることができる。

(2) 分析方法と変数

本稿では、親との同居や介護が既婚女性の就業にどのような影響を及ぼすかを明らかにすることが目的である。よって、分析対象者を既婚女性のみとしており、推定に用いたサンプル数は1万1519である。被説明変数には、妻が非就業を0、フルタイム就業を1、パートタイム就業を2とする変数を用い、多項ロジット分析²⁾で推定している。

説明変数には、妻の属性に関する変数、夫の属性に関する変数、子供に関する変数、同居している親に関する変数、介護に関する変数を用いている。

妻の属性に関する変数では、妻の年齢ダミー、地域ダミー、世帯収入を用いている。妻の年齢ダミーは、35歳以上の人に比べた場合の妻の就業に対する効果をそれぞれみることができる。地域ダミーでは、九州・沖縄と比べて、北海道・東北、関東、北陸・東海、近畿、中国・四国の妻の就業に関する効果が示される。世帯収入は、世帯の年間収入を用いているが、妻が就業している場合には妻の収入も含まれていること、また夫婦以外の同居している世帯員が就業している場合はその収入も含まれていることに留意する必要がある。

夫の属性に関する変数には、夫の年齢ダミー、夫の就業形態ダミー、夫の従業員数ダミー、夫の通勤時間を用いている。夫の年齢ダミーは、妻の年齢ダミーと同様に35歳以上の人に比べた場合の効果が示される。夫の就業形態ダミーでは、夫がパート・アルバイトである、嘱託・契約社員および派遣社員である、事業主である、家族従業者および家庭内賃仕事であるをそれぞれ1とするダミー変数を用いて、夫が正規の職員・従業員および会社役員である場合と比較している。夫の就業形態が異なれば、夫に期待できる家事や育児および介護や看護の援助の程度が異なる。これらのダミー変数は、夫がどの就業形態のときに妻の就業を促進するか、または抑制するのかをみるために用いた。また、夫の就業形態と同様、夫の通勤時間の変数からも、夫に期待できる家事や育児および介護や看護の援助の程度が測れる。通勤時間が長くなるほど、援助が期待できず妻の就業を抑制することが予想される。

子供に関する変数については、子供数を用いている。子供数の変数には、子供数が多いと家事や育児の負担も多くなり妻の就業を抑制する効果と、子供数が多いことは教育費等、子供に費やす費用が大きくなり、家計を補うために妻の就業を促進する効果の両方が考えられる。

同居している親に関する変数としては、その親がどの程度、家事や育児を手助けできるかによって妻の就業状態に影響を与えられることから、親が就業しているか、就業している場合において就業時間はどれくらいかという変数を用いている。よって、同居の母親が非就業である場合を1、就業している場合を0とする母親の非就業ダミーと、母親の1週間の就業時間ダミーとして、35時間未満、35時間以上49時間未満、49時間以上、就業時間が決まっていないをそれぞれ1とするダミー変数を用いる。これらの変数から、母親と同居していない妻と比べて、働いていない母親が同居している妻の就業を促すかどうか、また母親が働いている場合には、その就業時間の長さが妻の就業にどのような影響を及ぼすかをみることができる。同居している父親に関しても、同様の変数を用いてその効果を推定する。ただし、推定に用いたデータにおける世帯とは、住居と生計を共にしている人の集まりのことである。よって、同じ敷地内に居住している親であっても住居や生計が別であれば同居とみなされていない場合があることに留意しなければならない。

介護に関する変数としては、自宅内または自宅外で、ふだん家族の介護・看護³⁾をしている場合を1とする介護ダミーを用いる。別世帯の家族であっても、介護・看護が必要なものがいて、それが妻の負担として行われている場合、妻の就業状態に大きな影響を及ぼすと考えられる。よって、介護ダミーには、自宅外で介護・看護をしている場合も1に含めている。また、推定に用いたデータからは、世帯内において入院している者の有無に関する情報が得られるが、入院している者がいたとしても、妻の介護・看護時間に直接的な影響を与えないと思われる。本稿では、介護・看護に要する時間が最適な労働時間に影響を与えると推察しており、入院している者の有無は妻の就業状態に大きな影響を与えないと考えている。よって、入院している者の有無は介護ダミーには含んでいない。

図表-3 記述統計量

| 変数名 | | サンプル数 | 平均 | 標準偏差 |
|----------------|-------------------|-------|-------|-------|
| 妻の就業ダミー | | 11519 | 0.975 | 0.880 |
| 母親の非就業ダミー | | 11519 | 0.127 | 0.333 |
| 母親の1週間の就業時間ダミー | 35時間未満 | 11519 | 0.016 | 0.126 |
| | 35時間以上49時間未満 | 11519 | 0.015 | 0.120 |
| | 49時間以上 | 11519 | 0.007 | 0.084 |
| | 決まっていない | 11519 | 0.018 | 0.133 |
| 父親の非就業ダミー | | 11519 | 0.046 | 0.209 |
| 父親の1週間の就業時間ダミー | 35時間未満 | 11519 | 0.011 | 0.105 |
| | 35時間以上49時間未満 | 11519 | 0.020 | 0.141 |
| | 49時間以上 | 11519 | 0.011 | 0.106 |
| | 決まっていない | 11519 | 0.016 | 0.124 |
| 介護ダミー | | 11519 | 0.043 | 0.204 |
| 子供数(人) | | 11519 | 1.374 | 1.043 |
| 妻の年齢ダミー | 20歳以上25歳未満 | 11519 | 0.018 | 0.134 |
| | 25歳以上30歳未満 | 11519 | 0.085 | 0.279 |
| | 30歳以上35歳未満 | 11519 | 0.115 | 0.319 |
| | 35歳以上 | 11519 | 0.782 | 0.413 |
| 夫の年齢ダミー | 20歳以上25歳未満 | 11519 | 0.010 | 0.101 |
| | 25歳以上30歳未満 | 11519 | 0.056 | 0.230 |
| | 30歳以上35歳未満 | 11519 | 0.093 | 0.291 |
| | 35歳以上 | 11519 | 0.840 | 0.367 |
| 世帯収入(百万円) | | 11519 | 6.665 | 2.824 |
| 夫の就業形態ダミー | 正規の職員・従業員と会社などの役員 | 11519 | 0.644 | 0.479 |
| | パート、アルバイト | 11519 | 0.025 | 0.156 |
| | 嘱託・契約社員及び派遣社員 | 11519 | 0.037 | 0.188 |
| | 事業主 | 11519 | 0.198 | 0.398 |
| | 家族従業者及び家庭内賃仕事 | 11519 | 0.014 | 0.118 |
| 夫の従業員数ダミー | 30人未満 | 11519 | 0.427 | 0.495 |
| | 30人以上300人未満 | 11519 | 0.216 | 0.412 |
| | 300人以上1000人未満 | 11519 | 0.086 | 0.280 |
| | 1000人以上 | 11519 | 0.171 | 0.376 |
| | 官公庁 | 11519 | 0.094 | 0.292 |
| 夫の片道の通勤時間(時間) | | 11519 | 0.513 | 0.485 |

5. 多項ロジットモデルによる推定結果

推定に用いた変数の記述統計量を図表-3に示している。また、図表-4は多項ロジット分析による推定結果であり、非就業と比較した値を示している。

まず、妻の属性についての推定結果をみてみる。妻の年齢ダミーから、35歳以上の妻と比べて、それより若い世代ではフルタイム、パートタイム両方の就業を抑制するという結果が示された。若い世代は子供がまだ小さく、子育てに時間がかかる可能性が高いことから、家事や育児の時間が長くなり、就業しにくいという仮説を支持する結果が示された。

地域ダミーについては、九州・沖縄と比べて、北海道・東北、関東、近畿でフルタイム就業が抑制され、北陸・東海においてパートタイム就業が促進されることが示された

世帯収入は、フルタイム就業が正の値、パートタイム就業が負の値となった。しかし、世帯収入は妻が働いている場合には妻の収入も含まれていることを考慮に入れなければならない。フルタイム就業の妻がいるとその分、世帯収入を引き上げる可能性があることから、その影響を受けてフルタイム就業では正の値が示されたと考えられる。また、妻がパートタイム就業の場合、妻の収入が世帯収入を大きく増加させる可能性は低い。よって、世帯収入が低いと、家計を助けるために妻

図表-4 多項ロジット分析による推定結果

| 変数名 | | フルタイム就業 | | | パートタイム就業 | | |
|----------------|-------------------|-----------|--------|------|----------|-------|------|
| | | 係数 | t 値 | P値 | 係数 | t 値 | P値 |
| 母親と同居していない場合 | | 基準 | | | 基準 | | |
| 母親の非就業ダミー | | 0.763 | 8.93 | 0.00 | 0.346 | 4.29 | 0.00 |
| 母親の1週間の就業時間ダミー | 35時間未満 | 0.554 | 2.53 | 0.01 | 0.406 | 1.95 | 0.05 |
| | 35時間以上49時間未満 | 0.500 | 2.27 | 0.02 | 0.278 | 1.27 | 0.20 |
| | 49時間以上 | 1.117 | 3.20 | 0.00 | 1.085 | 3.27 | 0.00 |
| | 決まっていない | 1.169 | 5.01 | 0.00 | 0.962 | 4.28 | 0.00 |
| 父親と同居していない場合 | | 基準 | | | 基準 | | |
| 父親の非就業ダミー | | 0.332 | 2.55 | 0.01 | 0.172 | 1.37 | 0.17 |
| 父親の1週間の就業時間ダミー | 35時間未満 | 0.509 | 2.00 | 0.05 | 0.082 | 0.31 | 0.76 |
| | 35時間以上49時間未満 | -0.416 | -2.16 | 0.03 | -0.297 | -1.58 | 0.12 |
| | 49時間以上 | -0.504 | -1.88 | 0.06 | -0.222 | -0.87 | 0.38 |
| | 決まっていない | 0.194 | 0.81 | 0.42 | 0.219 | 0.98 | 0.33 |
| 介護ダミー | | -0.463 | -3.53 | 0.00 | -0.269 | -2.42 | 0.02 |
| 子供数(人) | | -0.151 | -5.75 | 0.00 | 0.081 | 3.61 | 0.00 |
| 地域ダミー | 北海道・東北 | -0.217 | -2.05 | 0.04 | -0.059 | -0.61 | 0.54 |
| | 関東 | -0.490 | -5.30 | 0.00 | -0.043 | -0.52 | 0.61 |
| | 北陸・東海 | 0.060 | 0.59 | 0.56 | 0.300 | 3.26 | 0.00 |
| | 近畿 | -0.657 | -6.31 | 0.00 | -0.086 | -0.95 | 0.34 |
| | 中国・四国 | 0.024 | 0.22 | 0.83 | 0.000 | 0.00 | 1.00 |
| | 九州・沖縄 | 基準 | | | 基準 | | |
| 妻の年齢ダミー | 20歳以上25歳未満 | -1.136 | -4.49 | 0.00 | -1.097 | -4.51 | 0.00 |
| | 25歳以上30歳未満 | -0.865 | -5.76 | 0.00 | -1.003 | -7.29 | 0.00 |
| | 30歳以上35歳未満 | -0.645 | -5.97 | 0.00 | -0.731 | -8.06 | 0.00 |
| | 35歳以上 | 基準 | | | 基準 | | |
| 夫の年齢ダミー | 20歳以上25歳未満 | 0.450 | 1.48 | 0.14 | -0.493 | -1.56 | 0.12 |
| | 25歳以上30歳未満 | 0.364 | 2.14 | 0.03 | -0.205 | -1.30 | 0.20 |
| | 30歳以上35歳未満 | 0.444 | 3.54 | 0.00 | -0.219 | -1.93 | 0.05 |
| | 35歳以上 | 基準 | | | 基準 | | |
| 世帯収入(百万円) | | 0.158 | 14.86 | 0.00 | -0.027 | -2.89 | 0.00 |
| 夫の就業形態ダミー | 正規の職員・従業員と会社などの役員 | 基準 | | | 基準 | | |
| | パート、アルバイト | -0.558 | -3.28 | 0.00 | -0.576 | -3.96 | 0.00 |
| | 嘱託・契約社員及び派遣社員 | -0.444 | -3.16 | 0.00 | -0.423 | -3.52 | 0.00 |
| | 事業主 | -0.457 | -4.99 | 0.00 | 0.981 | 13.36 | 0.00 |
| | 家族従業者及び家庭内賃仕事 | -0.493 | -1.72 | 0.09 | 1.105 | 5.24 | 0.00 |
| 夫の従業員数ダミー | 30人未満 | 基準 | | | 基準 | | |
| | 30人以上300人未満 | -0.334 | -4.54 | 0.00 | -0.125 | -1.83 | 0.07 |
| | 300人以上1000人未満 | -0.658 | -6.32 | 0.00 | -0.029 | -0.33 | 0.74 |
| | 1000人以上 | -0.980 | -11.24 | 0.00 | -0.210 | -2.78 | 0.01 |
| | 官公庁 | -0.414 | -4.51 | 0.00 | -0.574 | -5.95 | 0.00 |
| 夫の片道の通勤時間(時間) | | -0.515 | -8.24 | 0.00 | -0.297 | -5.81 | 0.00 |
| 定数項 | | -0.503 | -4.28 | 0.00 | 0.230 | 2.23 | 0.03 |
| サンプル数 | | 11519 | | | | | |
| 対数尤度 | | -11127.10 | | | | | |

がパートタイム就業する傾向があるというのは予想通りの結果である。

次に、夫の属性についての推定結果をみてみる。夫の年齢ダミーでは、夫が35歳以上の場合と比較して35歳より若い世代では妻のパートタイム就業が抑制される傾向があるが、有意な結果

が得られたのは30歳以上35歳未満の場合のみであった。一方、夫が35歳より若い世代では妻がフルタイム就業をする傾向があることが有意に示された。夫の年齢を夫の賃金の代理変数と考えると、夫が若いと収入が低く、妻はフルタイム就業する可能性が高くなるといえる。

夫の就業形態については、夫が正規の職員・従業員および会社役員である場合と比較して、パート・アルバイトである場合と嘱託・契約社員および派遣社員である場合において、妻は就業しない傾向があることが示された。また、夫が事業主や家族従業者および家庭内賃仕事の場合、妻のフルタイム就業を抑制し、パートタイム就業を促進するという結果が示された。夫が事業主や家族従業者および家庭内賃仕事の場合、夫は時間を弾力的に使うことが可能で、家事や育児の援助が期待できる。また、事業主や家族従業者の夫を手伝って自らもパートタイム就業する可能性が大きくなり、妻のパートタイム就業が促されるという結果が得られたと推察する。

夫の従業員数ダミーでは、従業員数が多いと妻の就業を抑制するという結果が示された。これは、夫が大企業に勤めていると賃金が高く、家計が安定しているために妻が就業する必要性が低くなるからと考えられる。また、夫が官公庁に勤める場合も妻の就業を抑制するという結果が得られた。大企業と同様に、官公庁でも比較的收入が高く、妻は就業する必要性が低いと思われる。

夫の片道の通勤時間については、張・七條・駿河（2001）が、夫の通勤時間が長くなるほど妻の就業確率を引き下げていることを示している。本稿では、妻の就業形態をフルタイム就業とパートタイム就業に分けて分析したが、通勤時間が長くなると就業を抑制する傾向があるという同様の結果が得られた。これは、夫の通勤時間が長くなるほど、家事や育児および介護や看護の援助を受けることが困難になり、妻が就業しにくくなるからであると考えられる。

子供に関する変数の推定結果から、子供数が多くなるとフルタイム就業しない傾向があり、パートタイム就業する傾向があることが示された。子供数が多くなると、家事や育児の時間が多くなり、長時間の就業が困難になることが予想される。一方で、子供数が多いと子供の養育に要する費用も大きくなることから、家計を補助するために妻が働きに出るという逆の効果も考えられる。つまり、子供数が多いと、家事や育児の時

間が長くなることから労働可能な時間が短くなること、子供の養育費等で家計を補助する傾向が強くなることより、フルタイムでの就業を抑制し、パートタイムでの就業が促進されると考えられる。また、妻の年齢ダミーからは、子育て期にあたる若い年代の妻が就業しにくいという結果が得られており、出産等でいったん、労働市場から撤退し、その後再就業しようとする場合、フルタイム就業での雇用機会が少なく、パートタイム就業を余儀なくされる可能性もあるだろう。

同居している親に関する変数の推定結果をみる。母親と同居していない場合と比べて、母親と同居し、その母親が非就業の場合、妻のフルタイム就業とパートタイム就業の両方を促すという結果が得られた。同居している母親が仕事をしていないということは、家事や育児において大きな援助を受けることが可能になる。よって、妻の家事・育児時間が減少し、労働にまわせる時間が増加することにより、妻の就業を促進することが推定においても明らかになった。また、母親と同居していない場合と比較して、同居する母親が就業している場合、母親の就業時間の長さは妻の就業にどのような影響を与えるかということ明らかにするために、母親の1週間の就業時間ダミーを用いている。就業時間の長さについては、フルタイム就業、パートタイム就業の両方において、どの変数もほぼ有意な正の値が示されている。たとえ、母親が就業していても、同居していない場合と比較すると、同居している方が家事や育児の援助を受けやすく、妻は働きに出やすくなると考えられる。

父親との同居については、同居していない場合と比較して、同居している父親が非就業であるか、または父親が就業していたとしても35時間未満の比較的短時間の労働である場合、有意に妻のフルタイム就業を促すが、労働時間が35時間以上になると逆にフルタイム就業を抑制する傾向があるという結果が得られた。妻は、同居している父親の労働時間が短いほど、家事や育児を代替してもらえる時間が増加し、労働時間として使用できる時間が増加することにより、妻の就業を促

すことが示された。

介護に関する変数の推定結果をみると、妻が自宅内または自宅外で、ふだん家族の介護・看護をしている場合は、フルタイム就業とパートタイム就業の両方を抑制するという予想通りの結果が得られた。介護や看護をする必要がない妻に比べて、介護や看護を担っている妻は、労働時間として使える時間が少なくなり、就業しにくいという仮説を支持した結果が示されている。

6. おわりに

本稿の分析の目的は、親との同居と介護が妻の就業選択にどのような影響を及ぼすかを明らかにすることであった。親と同居することによって、家事や育児の援助を受けられると考えると、妻の就業に対して正の効果が予想される。特に、同居親からどのくらい援助が受けられるかというのは、その親の就業状態によって異なると推察した。期待できる援助の度合いは、同居している親が非就業であるか、また就業している場合においては、その就業時間はどのくらいであるのかということに影響を受けると予想し、同居親の就業時間に関するダミー変数を用いて分析した。また、一方で、親に介護や看護が必要となった場合には妻の就業に対して負の効果が予想される。本稿では、親と同居することにより妻の就業に与える効果として、家事や育児の代替からくる正の効果と、親への介護や看護からくる負の効果の両方に注目して分析を行った。

分析結果を要約すると以下の通りである。妻の年齢が比較的若い場合、フルタイムでもパートタイムでも就業しにくいという結果が示された。妻の年齢が比較的若いときは、ちょうど出産や子育ての時期にあたる場合が多い。つまり、若い年代では就業と育児の両立が難しく、就業に踏み切れないと考えられる。また、子供数が多い場合において、パートタイム就業は促進されるが、労働時間が長いフルタイム就業は抑制される。子供が多いと養育費などの費用が多くなることから、家計を補助する傾向があると考えられるが、家事

や育児の負担も大きくなることから、労働時間の短いパートタイム就業になる可能性が高くなると思われる。以上の結果から、家事や育児の負担が大きくなると就業は抑制され、特にフルタイムで就業しにくい傾向があることがわかる。もし、家事や育児の援助を受けられ、妻の負担が軽減するとしたら、妻の就業確率は高くなることが予想される。

そこで、親と同居し、家事や育児を代替してもらえる可能性が高い場合、妻の就業を促すかどうかをみると、第一に、母親との同居は、その母親が就業しているかどうかにかかわらず、妻のフルタイム就業、パートタイム就業を共に促進する傾向があるという結果が得られた。第二に、父親との同居に関しては、父親が就業していない、または就業していたとしても労働時間が比較的短い場合に、妻のフルタイム就業を促すことが示された。一方、介護や看護に関しては、ふだん家族の介護・看護をしている場合は、妻のフルタイム就業とパートタイム就業の両方を抑制するという結果が得られている。

以上の分析結果より、母親との同居が妻の就業を促し、非就業及び労働時間の短い父親との同居が妻のフルタイム就業を促すことが明らかになった。同居することにより、家事や育児の援助が受けられ、妻が就業しやすい状況が整うからであると考えられる。しかし一方で、介護は女性の役割として行われている場合が多く、妻の就業を抑制していることも明らかとなった。要介護者がいる場合において、妻が就業するためには何らかの手立てが必要となるだろう。わが国では、1991年に育児・介護休業法が成立し、1999年には介護休業制度が実施された⁴⁾。『女子雇用管理基本調査』によると、介護休業制度の規定がある事業所は1996年では9.7%であったが、1999年には40.2%と急速に増加してきており、介護休業制度を規定している企業が多くなってきていることがわかる。こうした制度の充実により、妻の就業は促進されると考えられることから、制度の充実や整備が望まれる。また、今後の課題として、介護休業制度の実態を考慮した上での妻の就業

行動の分析が望まれる。

*本研究において使用した「社会生活基本調査」のマイクロデータは、日本学術振興会の平成13年度科学研究費補助金（研究成果公開促進費）の交付を受けて、マイクロ統計データ活用研究会（代表：井出満大阪産業大学経済学部教授）が作成された「マイクロ統計データベース」のデータ（社会生活基本調査のリサンプリング・データ）である。

本研究遂行のため、マイクロ統計データベースの使用に当たっては、総務省の「社会生活基本調査」の目的外使用申請による調査票の使用許可を受けている。総務省統計局及び統計センターの関係各位並びにマイクロ統計データ活用研究会事務局の方々には多大なお世話をいただいた。記して謝意を表する。また論文作成にあたって、大阪府立大学駿河輝和教授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たい。

注

- 1) $\partial_1 f(x, y)$ は、関数 $f(x, y)$ の第1項目について、 $\partial_2 f(x, y)$ は、関数 $f(x, y)$ の第2項目について偏微分したものである。つまり、 $\partial_1 f(x, y) = \left[\frac{\partial f(a, b)}{\partial a} \right]_{(a, b) = (x, y)}$ であり、 $\partial_2 f(x, y) = \left[\frac{\partial f(a, b)}{\partial b} \right]_{(a, b) = (x, y)}$ である
- 2) Greene (1997:912-926) 参照。
- 3) 介護・看護とは、日常生活における入浴・衣服の着脱・トイレ・屋内の移動・食事等の動作をする際に何らかの手助けをすることをいう。一時的に病気等で寝ている人に対する介護・看護は除く。
- 4) 全国保育団体連絡会・保育研究所編 (2002:113) 参照。

文献

- 大石亜希子, 2002, 「女性の出産と就業継続の両立支援策について」厚生労働科学研究費補助金政策科学推進研究事業 平成13年度報告書『少子化に関する家族・労働政策の影響と少子化の見通しに関する研究』, 406-424.
- 厚生省, 1998, 『平成10年 国民生活基礎調査』第1巻.
- 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, 76-105.

滋野由紀子・大日康史, 1999, 「保育政策が出産の意思決定と就業に与える影響」『季刊社会保障研究』35(2): 192-207.

駿河輝和, 2002, 「女性の出産と就業継続の両立支援策について」厚生労働科学研究費補助金政策科学推進研究事業 平成13年度報告書『少子化に関する家族・労働政策の影響と少子化の見通しに関する研究』, 125-141.

全国保育団体連絡会・保育研究所編, 2002, 『保育白書2002』草土文化.

総務庁統計局, 1996, 『平成8年 社会生活基本調査』.

———, 1996, 『平成8年 社会生活基本調査報告』.

張建華・七條達弘・駿河輝和, 2001, 「出産と妻の就業の両立性について——「消費生活に関するパネル調査」による実証分析」『季刊家計経済研究』51: 72-78.

永瀬伸子, 1997, 「女性の就業選択」中馬宏之・駿河輝和編『雇用慣行の変化と女性労働』東京大学出版会, 279-312.

前田信彦, 1998, 「家族のライフサイクルと女性の就業——同居親の有無とその年齢効果」『日本労働研究雑誌』459: 25-38.

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』35(1): 52-64.

労働省女性局, 1999, 『平成11年度 女性雇用管理基本調査』.

労働省婦人局, 1996, 『平成8年度 女子雇用管理基本調査』.

Greene, William H., 1997, *Econometric Analysis*, New Jersey: Prentice Hall.

(2003年8月11日掲載決定)

にしもと・まゆみ 大阪府立大学大学院経済学研究科博士後期課程。主な論文に「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』32(3), 2002, 共著)。労働経済専攻。

しちじょう・たつひろ 大阪府立大学経済学部助教授。主な論文に「文化進化系進化ゲーム理論による社会的ジレンマ分析」(『理論と方法』18(2), 2003)。ゲーム理論専攻。