

社員の仕事についていた場合に比べてやはり結婚オッズが下がることが推計された。

- ④ 非正社員が結婚を抑制するのはなぜか、結婚の利点、独身の利点の感じ方と就業形態の差に注目した。説明力は高くはなかったがプロビット分析からは次の結果を得た。高学歴者ほど、結婚、独身それぞれに利点があると思う者が高まる。結婚の利点は、交際相手がいる場合、性交経験がある場合、男性の場合は年収が高い場合にあると考える者は増える。独身の利点は、学歴の他、男性は性交経験がある場合に高まる。男女で逆なのは、年齢の効果である。男性は年齢が増えるほど結婚の利点を認める者が高まるが、女性は逆に有意に低下する。男性のみに有意なのは母親同居の結婚の利点を下げる効果（おそらく家事ニーズが低い）、性交経験ありが独身の利点を高める効果である（女性の場合は高めない）。非正規社員であることは、男性については、独身、結婚とも利点を感じる度合いが下がるが、年収を入れると、その効果が非正社員独自の効果を消す。女性は特に有意ではない。
- ⑤ 独身である理由を、男女および、正社員、非正社員で比べると、男性非正社員では第1の理由に「若すぎる」、「必要性を感じない」が突出している。女性は正社員、非正社員による差は少なく、「適当な相手がいない」が高く、男性正社員もほぼ同様である。第2の理由でも男性非正社員が若干異なり、女性は、気楽さを失いたくないが高く、男性正社員も度合いは少ないが、女性と類似である。男性非正規労働者は明らかに男性正社員とは嗜好が異なっているが、女性は必ずしもそうとは限らない。ただし、積極的なモラトリアムとばかりは考えられない。男性では恋人がいない者も多く、独身や結婚のメリット観も薄い。男性は自分探しというだけではなく、やや自信の持てない層なのではないかと考える。

非正社員化は、若年のモラトリアム期間を長引かせ、所得や精神面での親からの独立を難しくし、結婚という自立へ向かいにくくしている。

Kaplan-Meier サバイバル推計の図を女性について見ると、学卒後、3-7年目あたりで、正社員の女性の結婚ハザードは、大きく上がり、急速に結婚が進むことを見ることが出来る。「正社員」あるいは「OL」という働き方は、高度成長期以来、結婚を進める装置としても機能していたのかもしれない。女性は自宅通勤者に正社員が多いなどといった、古い形の男女で異なる雇用慣行はまだ大きく残っており、男女賃金格差の大きい労働市場を背景に、所得の低い男性が結婚しにくい、学歴の高い女性が結婚しないといったジェンダー格差が見られる。若年層の新しい価値観に見合った新しい仕事の仕方が作り出されないままに、若年の非正社員化が進んでいる。このことは、結婚へと向かう装置を男女双方の側面から弱めている。

参考文献

- 阿藤誠(1997)「日本の超少産化現象と価値観変動仮説」『人口問題研究』53-1 3-20.
- 岩上真珠(1999)「20代、30代未婚者の親と同別居構造—第11回出生動向基本調査独身調査よりー」『人口問題研究』55-4 1-15.
- 岩間暁子(1999)「晩婚化と未婚者のライフスタイル」『人口問題研究』55-2 39-58.
- 岩澤美帆(1999)「1990年代における女子のパートナーシップの変容-婚姻同居型から非婚非同居型へ」『人口問題研究』55-2 19-38.
- 大淵寛(1997)「人口政策と社会保障政策」『季刊社会保障研究』32-4 436-445.
- 金子隆一(1995)「わが国女子コホート晩婚化の要因について—平均初婚年齢差の過程・要因分解」『人口問題研究』51-2 20-33.
- 玄田有史(2001)『仕事の中の曖昧な不安—ゆれる若者の現在』中央公論新社
- 小島宏(1995)「結婚・出産・育児および就業」大淵寛編『女性のライフサイクルと就業行』大蔵省印刷局 61-87.
- 佐々井司(1998)「近年の夫婦出生力変動とその規定要因」『人口問題研究』54-4 3-18.
- 新谷由里子(1998)「結婚・出産期の女性の就業とその規定要因-1980年移行の出生行動の変化との関連より」『人口問題研究』54-4 46-62.
- 新谷由里子(1999)「出生力に関する公務員的効果の分析」『人口学研究』25 41-50.
- 滋野由紀子・大日康史(2001)「育児支援策の結婚・出産・就業に与える影響」岩本康志編著『社会福祉と家族の経済学』東洋経済新報社 17-49.
- 永瀬伸子(1999)「少子化の要因：就業環境か価値観の変化か—既婚者の就業形態選択と出産時期の選択」『人口問題研究』55-2 1-18.
- 仙田幸子・樋口美雄(2000)「夫婦の職種別に見た子どもを持つことの経済損失の違い」『人口問題研究』56-4 19-37.
- 日本労働研究機構(2001)『大都市若者の就業行動と意識』
- 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』東京大学出版会
- 樋口美雄・阿部正浩(1999)「パネルデータによる女性の結婚・出産・就業のタイミング」樋口美雄・岩田正美編『パネルデータからみた現在女性』東洋経済新報社 25-65.
- 福田亘孝(1999)「日本における第1子出産タイミングの決定因」『人口問題研究』55-1 1-20.
- 目黒依子・西岡八郎(2000)「少子化」問題のジェンダー分析」『人口問題研究』56-4 38-64.
- 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』459 50-62.
- 宮本みち子・岩上真珠・山田昌弘(1997)『未婚化社会の親子関係—お金と愛情にみる家族のゆくえ』有斐閣
- 宮本みち子(2000)「晩婚・非婚世代の直面するものー“パパ活サイト・シングル”の隘路」『季

刊家計経済研究』夏号 28-35.

山田昌弘(1998)『結婚の社会学』丸善ライブライ

山田昌弘(1999)『パパ活・シングルの時代』ちくま新書

山口和男(2002)「イベント・ヒストリー分析」『統計』

Yamaguchi,Kazuo(1991) *Event History Analysis Applied Social Research Methods*

Series v.28, Newbury Park: Sage Publications,

3. 同居選択と妻の就業決定

大石 亜希子

1. はじめに

日本では従来、子供と同居する高齢者の割合が高く、成人親子の同居が高齢者の生活保障に大きな役割を果たしてきたと言われている（宮島(1992)）。しかし、今日では、少子化が家族や世帯の生活保障機能に大きな影響を及ぼしつつある。例えば、夫婦当たりの平均子供数は1970年代半ば以降、2.2人前後で安定的に推移しているが、このために長男長女同士の結婚も当たり前のこととなった。その結果、経済全体で見ると、夫婦がライフスタイルを決定する際に親との同居選択が今まで以上に重要なテーマとなっているものと思われる。しかも、親との同居選択はとりわけ妻の労働供給と密接な関係にあり、両者の選択は本来、同時決定される性格のものと言えよう。

そのため本稿では、子夫婦による同居選択の決定要因について、妻の就業との同時決定を明示的に考慮し、しかも夫方と妻方のどちらと同居するかという選択を踏まえた上で検討することにする。本稿の構成は次の通りである。次の2.では、本稿の分析に関連した先行研究をサーベイし、本稿で解決すべき課題を整理する。3.では、同居選択と妻の就業の同時決定メカニズムを簡単な理論モデルに基づいて検討する。4.では、具体的な実証分析の進め方を説明する。5.では、実証分析に用いた『出生動向基本調査』の特徴について解説する。そして、6.で実証分析の結果をまとめ、最後の7.で全体の結論と残された課題を指摘する。

2. 先行研究

同居選択に関する日本の実証研究と、そこで用いられた説明変数やその影響度については、岩本・福井(2001)が詳細なサーベイをしている。ここでは、先行研究の問題点として補足的に次の3点を指摘する。

第1に、これまでの日本における同居選択の研究には、データの制約から親のみの属性ないし子のみの属性に基づいて分析をしてきたという限界がある。世帯を対象とする既存の調査では、同居している場合には親子双方の情報が得られるが、別居している親や子の状況を把握することはできない。これは海外の実証研究と比較した場合、最も大きな問題点となっている。例えば、Kotlikoff and Morris (1990)、Brsch-Supan et al. (1992)、Pezzin and Schone (1999)は一組の親子（別居を含む）の詳細な情報を、兄弟姉妹の状況とあわせて把握できるデータを利用している。また、Wolf and Soldo (1994)、Ettner (1996)は家族や世代間関係、そして家族内の所得移転に関する詳細な情報を含んだ米国の大規模

データを使用している。

岩本・福井(2001)はこの問題を克服するため、同居している親子の所得情報を用いて別居子の所得を推定し、説明変数に含めるという手法を採用している。しかし、子世代の所得の推定モデルでは決定係数が0.1~0.13程度であり、結果の信頼性に問題がないとは言えない。

第2に、これまでの実証研究は、妻の労働供給と同居選択との同時決定を明示的な形で想定していない。妻の労働供給については、親との同居が妻の就業を促進することを示す実証分析がかなり蓄積されている。最近の分析に限っても、永瀬(1997)が親との同居が妻の正社員としての就業を促進する効果を示しているほか、Nakamura and Ueda(1999)が親との同居が女性の継続就業確率を引き上げることを、滋野・大日(1999)が健康な同居老人の存在が子どもを持つ女性の就業率を引き下げるなどを確認している。一方、妻の就業状態が親との同居選択に及ぼす影響については、Hayashi(1997)が、妻が就業していると同居が促進されることを確認しているほかは、データの制約もあって実証分析はあまり蓄積されていない。しかし、妻の労働供給と同居選択は同時決定されると考えれば、一方の選択を所与として扱うのは適切とは言えない。

この同時決定を意識した分析は、米国では少なくない。前出のPezzin and Schone(1999)は妻の就業だけでなく、介護選択も同時決定のメカニズムに含めている。また、Borsch-Supan et al.(1992)、Wolf and Soldo(1994)は、同居選択は明示的に分析していないものの、妻(子)の労働供給と親の介護選択の同時決定メカニズムを統計的に処理している。

第3に、親と同居する場合、子夫婦にとっては夫方の親と同居する場合と妻方の親と同居する場合とでは、同居がもたらす費用・便益に大きな違いがあるはずだが、この点が明示的に考慮されていない。同居に伴う費用の代表は、プライバシーの損失であろう。例えば妻にとって、姑と同居する場合と実母と同居する場合とでは、プライバシーの損失度合に対する評価も異なるのが通常であろう。親にとっても、息子夫婦との同居と娘夫婦との同居は異なる便益と費用をもたらすものと見られる。例えば自分が要介護状態になったとき、息子の妻よりは実の娘に介護されたいと希望する親が多いといわれている。有配偶女性の介護行動を分析したWolf and Soldo(1994)によると、要介護者が実の親である場合、夫の親と比較して介護する確率が2倍高まることが示されている。

第4に、先行研究では同居の定義が様々である。特に問題となるのは、成人未婚子の扱いと準同居の扱いである。成人未婚子が親と同居している場合、親子の扶養関係が不明確なことに加え、同居の費用・便益が夫婦の場合と異なると見られるので、通常の同居とは区別する必要がある。しかし、先行研究で準同居を明示的に扱っているのはOhtake(1991)のみである。準同居が増加している今日、同一家屋での同居だけでなく準同居も含めた同居行動の分析が必要である。

本稿では以上の点を踏まえ、妻の労働供給との同時決定という側面を意識しながら、子夫婦および夫方・妻方それぞれの親の情報を含めた同居選択の分析を行う。さらに、その

場合、同一家屋での同居だけでなく、同一敷地内の同居も含めた場合についても分析する。

3. 理論的検討

本節では、同居選択の主導権が子夫婦にあると想定した上で、その選択が妻の就業決定との関連でどのように決定されるかを、極めて簡略化された理論モデルに基づいて検討する。本節の理論モデルは厳密なものではなく、同居選択と妻の就業決定との同時決定を大雑把に描写することを目的とするものである。

なお、同居選択については、Kotlikoff and Morris(1990)に代表されるように、子夫婦だけでなく親の効用も考慮した一種の交渉モデルもしばしば見られる。子夫婦・親間の交渉モデルの分析も興味深いテーマだが、本稿では同居・別居の選択に関しては基本的に子夫婦が決定権を持っているものと想定する。

最初に、夫の所得を y_0 (所与)、妻の労働時間を l 、家事時間をおとするが、議論を単純化するために、妻の労働時間と家事時間は調整できないとする。利用可能な総時間を 1 と規準化すれば妻の余暇時間は就業すれば $1 - l - h$ で与えられるが、就業しなければ $1 - h$ となる。また、妻の時間当たり賃金は w として外生的に与えられている。

子夫婦の効用は、子夫婦の所得 (支出) と妻の余暇時間で決定されるとする。親と別居することを S 、同居することを J 、妻が就業することを W 、就業しないことを N と標記する。子夫婦が選択できるライフスタイルは、 (S, W) 、 (S, N) 、 (J, W) 、 (J, N) の 4 通りである。子夫婦の効用 U は、このライフスタイルによって決定される。

まず、親と別居しつつ妻が就業する場合、無業の場合の効用をそれぞれ $U(S, W)$ 、 $U(S, N)$ と標記し、効用決定における所得と余暇時間のウェイトをそれぞれ α 、 β (> 0) として、それぞれの場合の効用関数が、

$$U(S, W) = \alpha \ln(y_0 + wl) + \beta \ln(1 - l - h),$$
$$U(S, N) = \alpha \ln(y_0) + \beta \ln(1 - h)$$

であると想定する。

一方、親と同居した場合は親が家事をすべて担当し、妻は家事から完全に解放されると仮定する。しかし、その一方で同居には心理的負担が伴い、子夫婦の効用はその分減殺されると想定しよう。そこで、親と同居しつつ妻が就業する場合、無業の場合の効用をそれぞれ $U(J, W)$ 、 $U(J, N)$ と標記し、

$$U(J, W) = \alpha \ln(y_0 + wl) + \beta \ln(1 - l) - \gamma,$$
$$U(J, N) = \alpha \ln(y_0) + \beta \ln(1 - h) = \alpha \ln(y_0) - \gamma$$

であると想定する。ここで、 γ は同居によって引き起こされる心理的負担など、同居の効用引き下げ効果を示すパラメータである。子夫婦が親と同居することでプライバシーの損失を感じたり、嫁姑の不仲が深刻になったりすれば、 γ の値は大きくなるだろう。一方、親との同居によって子夫婦が喜びを感じるのならば、 γ はマイナスの値をとることもあり

得る。 γ の値は、子夫婦及び親の様々な社会的・経済的属性によって左右される。

子夫婦は、親との同居・別居及び妻の就業に関する計4種類のライフスタイルの中から、効用が最大になるものを選択することになる。なお、親の効用が子夫婦と同居するかどうかによってのみ変化するとし——したがって、子夫婦の家事を担当するかどうかは親の効用に影響を及ぼさないと想定し——その親の効用の変化に対する子夫婦の評価が γ に反映されているとすれば、このモデルは子夫婦と親との間の協力ゲームとほとんど同じ構造を持つことになる。

ここでは、子夫婦によるライフスタイルの選択が、夫の収入や同居による心理的負担に大きく依存することを確認しておこう。計算を簡単にするために α と β をいずれも1と置けば¹⁾、4種類のライフスタイルの選好順位は次の6本($=_4C_2$)の不等式を連立することによって決定される。

$$\begin{aligned} U(S,W) \cdot U(S,N) &\Leftrightarrow y_0 \cdot (1-l-h)w, \\ U(J,W) \cdot U(J,N) &\Leftrightarrow y_0 \cdot (1-l)w, \\ U(S,W) \cdot U(J,W) &\Leftrightarrow \exp(-\gamma) \cdot (1-l-h)/(1-l), \\ U(S,N) \cdot U(J,N) &\Leftrightarrow \exp(-\gamma) \cdot 1-h, \\ U(S,W) \cdot U(J,N) &\Leftrightarrow \exp(-\gamma) \cdot (1-l-h)(y_0 + wl)/y_0, \\ U(S,N) \cdot U(J,W) &\Leftrightarrow \exp(-\gamma) \cdot (1-h)y_0 / [(1-l)(y_0 + wl)]. \end{aligned}$$

この連立不等式体系について、簡単にコメントしておこう。まず、1番目、2番目の不等式から分かるように、同居選択を所与とすれば、夫の所得が低いほど妻の就業率が高まる。次に、3番目、4番目の不等式から分かるように、妻の就業決定を所与とすれば、同居による心理的負担が大きいほど——つまり、 $\exp(-\gamma)$ が小さな値をとるほど——別居が選択されることになる。さらに、5番目、6番目の式から分かるように、夫の所得と同居に伴う心理的負担の組み合わせによって、別居して妻が就業するか同居して妻が就業しないか、あるいは別居して妻が就業しないか同居して妻が就業するか、といった直接比較しづらいライフスタイルどうしの選好順位も決定できることになる。

図1は、夫の所得と、同居による心理的負担という2変数で構成される平面において、どのようなライフスタイルが選ばれるかを、上の6本の不等式を考慮に入れ、途中の計算を省略してまとめたものである(ただし、縦軸は $\exp(-\gamma)$ の値をとったものであり、値が大きくなるほど心理的負担が小さくなるという点に注意されたい)。この図からも明らかのように、夫の所得が高いほど妻は就業しなくなり、同居の心理的負担が大きいほど別居を選択する傾向が見られる。

さらに、このモデルでは、

$$[U(S,W) - U(S,N)] - [U(J,W) - U(J,N)] = \alpha\beta \ln \frac{1-l-h}{(1-h)(1-l)} < 0$$

となるから、親と別居する方が妻の就業による機会費用が低くなる。

ところで、以上の結果は、家事に費やされる時間 h が変化すればどのような影響を受けるだろうか。子夫婦にとって出産・育児にかかる時間が多くなれば、 h は長くなるだろう

し、子どもが生まれる前、あるいは子育てから解放された後は、 h は短くなるはずである。いま、極端なケースとして h がゼロに等しい場合を考えてみよう。このとき、上の6本の不等式は、

$$\begin{aligned} U(S,W) \cdot U(S,N) &\Leftrightarrow y_0 \cdot (1-l)w, \\ U(J,W) \cdot U(J,N) &\Leftrightarrow y_0 \cdot (1-l)w, \\ U(S,W) \cdot U(J,W) &\Leftrightarrow \exp(-\gamma) \cdot 1, \\ U(S,N) \cdot U(J,N) &\Leftrightarrow \exp(-\gamma) \cdot 1, \\ U(S,W) \cdot U(J,N) &\Leftrightarrow \exp(-\gamma) \cdot (1-l)(y_0 + wl)/y_0, \\ U(S,N) \cdot U(J,W) &\Leftrightarrow \exp(-\gamma) \cdot y_0 / [(1-l)(y_0 + wl)] \end{aligned}$$

と簡略化される。したがって、ライフスタイルの選択の様子を図示しても、図2のような形に簡略化される。ここからも明らかのように、 h がゼロであれば同居選択と妻の就業選択は互いに独立に選択されることになる。また、4つのライフスタイルが選択される確率が、図に示された各部分の面積に対応すると考えれば（ただし、密度は一様ではない）、この図2と図1を比較することにより、出産・育児など家事にかかる時間が短いほど別居が選択され、また、妻の就業率が高まることが示唆される。この結果は直感的にも納得しやすく、先行研究の分析結果とも整合的である。

一方、親と同居する際に夫方、妻方の親を区別する場合も、議論を単純化すれば、以上で説明した基本モデルの考え方が基本的に適用できる。例えば、極端な場合として、夫方、妻方のいずれの親と同居しても、家事を完全に親任せにできるとしてみよう。その場合、夫方と妻方の親とでは、同居に伴う心理的負担のみが違ってくることになる。そこで、夫方、妻方の親と同居する行為をそれぞれ J_1 、 J_2 と標記し、それぞれに伴う心理的負担によって減殺される効用を γ_1 、 γ_2 としよう。ここでも、それぞれの親が同居によって受けける心理的負担（または満足度）の大きさは、 γ_1 、 γ_2 に部分的に反映されていると解釈できる。そうすれば、どちらの親と同居するかという選択は、結局のところ、子夫婦がそれぞれの場合に得られる効用水準を比較することで決定されることになる。

以上の想定の下では、親と同居する場合の効用は、妻が就業する場合、しない場合それにおいて、

$$\begin{aligned} U(J_1, W) &= \alpha \ln(y_0 + wl) + \beta \ln(1-l) - \gamma_1, \\ U(J_2, W) &= \alpha \ln(y_0 + wl) + \beta \ln(1-l) - \gamma_2, \\ U(J_1, N) &= \alpha \ln(y_0) - \gamma_1, \\ U(J_2, N) &= \alpha \ln(y_0) - \gamma_2 \end{aligned}$$

とまとめることができる。したがって、別居して妻が就業する場合（ S, W ）、無業の場合（ S, N ）という2つのケースを合わせて、合計6つのケースがあり得る。子夫婦は、この6つのライフスタイルから効用を最大にするものを選択する。もちろん、そのために検討すべき不等式の数は15本（=₆C₂）とかなり多くなり、場合分けが煩瑣になるが、原理的には上述したのと同じような作業を行えばよい。

同居選択と妻の労働供給との同時決定の基本的な構図は、これまでと同様、夫の所得と

同居に伴う心理的負担との相互関係で決定されることになる。しかし、同居を選択した場合、夫方と妻方のどちらの親と同居するかについては、どちらと同居すれば心理的負担が小さくて済むかという基準が加わることになる。

ただし、パラメータの組み合わせによっては、夫方の親と同居するよりは別居の方が望ましく、そして別居よりは妻方の親との同居の方が望ましいといった状況もあり得る。つまり、別居か同居かという選択がまずあり、その後で、別居の場合は夫方か妻方かという選択がある、といった単純な構造になっているわけではない。これは、妻の就業決定が絡んでくるからである。

さらに、実際には、夫方と妻方の親では子夫婦が家事を任せられる程度が異なってくるかもしれない（上のモデルで言えば、 h の大きさが同居する親で異なってくる）。こうした違いをモデルに反映させることも、煩雑にはなるものの理論的には可能である。

4. 実証モデル

本節では、3. で説明した理論モデルの考え方を反映した実証分析を行う。すなわち、①別居・妻就業 (S, W)、②別居・妻無業 (S, N)、③夫方同居・妻就業 (J_1, W)、④夫方同居・妻無業 (J_1, N)、⑤妻方同居・妻就業 (J_2, W)、⑥妻方同居・妻無業 (J_2, N)、という6つの選択肢からなる Multinomial Logit Model (詳細は Amemiya (1985) 参照) を推定する。従来の研究では夫方・妻方を分けずに推定しているが、説明変数が夫方と妻方とで相反する影響を及ぼしている場合、そこで得られた係数は相反する効果が加重平均されたものになっている可能性がある。

ここで、推定モデルを説明しておこう。いま、第 i 番目の子夫婦にとって、第 j 番目の選択肢から得られる効用を次のように表す。

$$U_{ij} = \mu_{ij} + \varepsilon_{ij}, \quad i=1, 2, \dots, n; j=0, 1, 2$$

ここで、 μ_{ij} は非確率項、 ε_{ij} は誤差項であり、 μ_{ij} は説明変数の線型関数であると仮定する。また、効用関数の誤差項は i 及び j について独立と仮定する (McFadden (1974))。子夫婦は3つの選択肢の中から効用を最大化するものを選択することになるが、選択結果を y_i という離散変数で示すと、第 i 子夫婦が j という選択肢を選ぶ確率は、

$$\Pr(y_i = j) = \Pr(U_{ij} > U_{ik} \text{ for all } k \neq j)$$

と表現できる。さらに、誤差項の累積分布関数が $\exp(-\exp(-z))$ で与えられる場合、例えば、 $j = 2$ が選択される確率は、

$$\begin{aligned} \Pr(y_i = 2) &= \Pr(U_{i2} > U_{i1}, U_{i2} > U_{i0}) \\ &= \Pr(\varepsilon_{i2} + \mu_{i2} - \mu_{i1} > \varepsilon_{i1}, \varepsilon_{i2} + \mu_{i2} - \mu_{i0} > \varepsilon_{i0}) \\ &= \exp(\mu_{i2} - \mu_{i0}) / [1 + \exp(\mu_{i1} - \mu_{i0}) + \exp(\mu_{i2} - \mu_{i0})] \end{aligned}$$

となる。ここで、

$$\mu_{i1} - \mu_{i0} = b'_1 x_{i1}, \mu_{i2} - \mu_{i0} = b'_2 x_{i2}$$

と置けば、

$$Pr(y_i = 2) = \exp(b'_2 x_{i2}) / [1 + \exp(b'_1 x_{i1}) + \exp(b'_2 x_{i2})]$$

と計算できる。同様に、 $j = 0$ 、 $j = 1$ を選択する確率も計算される²⁾。なお、本稿ではデータの制約上、各選択肢に特有な変数は設定せず、 $x_{i0} = x_{i1} = x_{i2}$ として処理している。

説明変数には、まず y_0 に相当する変数として夫の対数所得を用いる。同居の心理的負担を示す γ の値は、子夫婦及び親のさまざまな社会的・経済的属性に影響され、また、住宅が大きい場合にはプライバシーの減少度合も小さいと考えられる。そこで γ を左右する変数として、部屋数、夫と妻それぞれの年齢と学歴、きょうだい関係（長男であるか・兄弟のいない長女であるか）、双方の父親及び母親の現役時代の職業を用いる。また、推定は同一家屋での同居のみのケースと同一敷地内での同居も含むケースの2通りで行うので、両者の結果を比較することにより、住居形態による同居の心理的負担の違いも明らかになろう。

家事や育児負担の大きさ (h) を表す変数としては子供数と3歳未満児ダミー、3～5歳児ダミーとそのクロス項、保育所の利用可能性を示す保育所定員率を用いる。双方の母親の職業状況は γ に影響する要因として含められているが、同居した場合に期待しうる家事・育児協力の潜在的な可能性も示すものと考えられる。同様に、就業の意思決定にあたって妻の市場賃金を規定する要因として年齢、学歴、市部かどうか、地域の労働力需給が考えられるが、年齢と学歴は γ に影響する要因としても既に含められている。

5. データ

本稿で実証分析に使用するデータは、1992年に旧厚生省人口問題研究所が実施した『第10回出生動向基本調査』夫婦票である³⁾。この調査の対象は、無作為抽出法により抽出された調査区内に居住する妻の年齢50歳未満の夫婦である。調査項目は、夫と妻それぞれの基本属性（出生年月、結婚時期、学歴、職業、労働時間、年収）に加え、妊娠・出産経験、希望子供数、兄弟数、父親の職業、母親の就業状態、妻の両親の生死の別など多岐に渡っている。同居・別居状態を把握する変数としては、「現在住んでいる住居」の設問を利用した。設問の内容は以下の通りである。

問 あなた方ご夫婦は、現在住んでいる住居について（ご両）親の援助を受けられましたか。あてはまる番号を一つ選んでください。

- (1) あなたの親の家に住んでいる
- (2) 夫の親の家に住んでいる
- (3) あなたの親の土地に自分たちの家を建てた

- (4) 夫の親の土地に自分たちの家を建てた
- (5) 自分たちの持ち家を取得するために、親の資金援助を受けた
- (6) 家賃（権利金などを含む）について親の援助を受けた
- (7) 親の援助は受けなかった
- (8) その他

本稿ではこのうち、(1)と(2)を「同一家屋での同居」とし、(3)と(4)を「同一敷地内の同居」として扱う。表1は、同別居状況と妻の就業状態をクロスで見た場合の分布状況をまとめたものである。左側は、同一家屋での同居のみを同居とした場合、右側は、同一敷地内の同居も同居に含めた場合の分布状況である。同居すると妻の就業率が高まることが、この表からも確認できる。

表1 同別居状況・妻の就業状態別分布

同居の定義	同一家屋での同居のみ		同一敷地内の同居含む	
		(%)		(%)
別 居、妻就業	2151	38.9	1755	31.7
別 居、妻無業	2062	37.3	1847	33.4
夫方同居、妻就業	695	12.6	971	17.6
夫方同居、妻無業	334	6.0	477	8.6
妻方同居、妻就業	187	3.4	307	5.6
妻方同居、妻無業	105	1.9	177	3.2
合 計	5534	100.0	5534	100.0

表2は、推計に用いる説明変数と各変数の要約統計量をまとめたものである。ここでは、父親の職業は定年退職または死亡している場合は在職中の主な職業を選ぶようになっている。先行研究では親の経済状態を示す変数として親の所得を用いている例が多いが、『第10回出生動向基本調査』では親の所得を直接把握することはできない。そこで本稿では、在職中の主な職業状態が現在の経済力を表していると考え、説明変数に用いた。現役時代の職種が引退後の年金や資産状態に強い関連をもっていることは清家・山田(1996)でも示されており、この仮定はあながち不適切なものではないと思われる。母親の就業状態は、子夫婦が結婚する前の状態を指しており、現在のものではないことに注意が必要である。母親が定年退職または死亡している場合には、在職中の主な状態を選ぶようになっている。

『第10回出生動向基本調査』から得られる変数に加え、地域の労働力需給を表す変数として旧労働省『職業安定業務統計』から県別の有効求人倍率を、また旧厚生省『社会福祉施設等調査報告』から保育所定員率（保育所定員／未就学児童数×100）を計算して使用する⁴⁾。

推定に使用したサンプルは、調査時点で妻の年齢が25歳以上の夫婦5534組である。なお、夫が自営業であるサンプルは除外している。『第10回出生動向基本調査』では、妻の両親については調査時点での生存状況が把握できるので、両親とも死亡している場合はサ

ンブルから除外した。調査時点における夫の両親の生存状況は不明だが、別の設問から結婚前に両親とも死亡しているケースを把握できるので、その場合もサンプルから除外した。子夫婦からみた親との同居選択の分析は、親が存命であるかどうかを識別できないことが重大な限界点として指摘されている（岩本・福井（2001）参照）。本稿ではこの問題に、妻の親については完全に、また、夫の親についても不完全ながら対処できている。残るノイズは結婚してから調査実施までの間に夫の父母がともに死亡しているケースだが、妻の年齢が50歳未満の夫婦を調査対象としているので、他の既存調査と比較して相対的に親の年齢も若いと見られる。したがって、不適当なサンプルが混じる割合は低いものと考えられる。

なお、今回の推計は、妻の年齢が比較的若い世帯を対象としており、親の介護が同居や妻の就業決定に及ぼす影響については分析していない。

6. 推定結果

本稿の実証分析は、妻が25～34歳という若いサンプルを用い、しかも同居を同一家屋での同居に限定した場合の推計を出発点とする。これは、①そうしたサンプルは子どもがいるとしても幼く、しかも妻の就業機会が比較的恵まれているために、同別居や妻の就業選択が差し迫った状況にある、②同居を同一家屋での同居に限定した方が、同一敷地内での同居を含める場合より、同居をめぐる問題点がより鮮明に捉えられる——と推察されるからである。

この場合の推定結果は、表3にまとめてある。この表は、（別居、妻就業）を基準とした上で、各変数の限界効果を示したものである。ただし、説明変数がダミー変数については、0から1になったときの変化分を示している。この表から、次の点が指摘できる。

第1に、夫の所得の増加は（別居、妻無業）の確率を大幅に引き上げる一方、同居を伴う妻の就業を抑制する。これは、3.における理論的検討や先行研究の分析結果と整合的である。ただし、夫の所得の増加は、（妻方同居、妻就業）の確率を低める効果より、（夫方同居、妻就業）の確率を低める効果の方が大きい。

第2に、夫が長男であれば、夫方の親との同居の確率が高まり、妻が兄弟のいない長女の場合は、妻方の親との同居の確率が高まる。長男・長女が親の面倒を見るといった伝統的なパターンが、ここにも現れている。

第3に、妻が高学歴（大卒以上）だと夫方の親との同居を忌避し、夫が高学歴であると妻方の親との同居を忌避する傾向がある。

第4に、子ども（とりわけ幼い子ども）の存在は妻の就業を抑制し、親との同居を促進する傾向がある。ただし、同居については、妻方より夫方を選択する確率の方が高くなる。

第5に、親の属性に目を向けると、父親の属性の違いは同別居や妻の就業にはほとんど影響を及ぼしていないものの、母親がパートについている場合、その母親がいる方との同居確率が低下する傾向がある。母親がパートについていれば、子育てや家事を任せられない

という判断が子夫婦の方で働くのかもしれない。もっとも、母親が常勤や自営業の場合は子夫婦の選択にほとんど影響しない。前述したように、この母親の就業状況は子夫婦の結婚前の状況だが、サンプルが比較的若い世代の妻で、結婚後の経過年数が短いことから、調査時点でも母親が同じ就業状態である可能性は高いとみられる。

第6に、保育所定員率の上昇は、（夫方同居、妻無業）の確率を引き下げる効果が大きい。これは、夫方同居で期待される親の育児へのサポートが、保育所サービスと代替関係にあることを示唆するものである。この結果は、第4、第5の結果と相まって、同居選択を分析する際に同居が家計内生産に及ぼす影響を考慮する必要のあることを示している。

第7に、その他の要因を見ると、住宅の部屋数が多いこと、有効求人倍率が高いことが親の同居を促進している。住宅が広い場合は、同居する場合もプライバシーが守られやすいと判断されているのだろう。就業機会が豊富なことが同居を容易にする効果は、先行研究では大都市ダミーのプラス効果として明らかにされており（岩本・福井（2001）等参照）、本稿の結果もそれと整合的である。

最後に、同じ説明変数でも、夫方同居の確率と妻方同居の確率を逆方向に変化させるものが少なからずある。これは、同居を夫方と妻方とに分けずに分析すると、そうした要因の影響が正確に把握できない要因が存在することを示唆している。

一方、同居の定義は同一家屋での同居のみとしたままで、妻の年齢の範囲を25～49歳に拡大した場合の結果をまとめたものが、表4である。妻が比較的若いサンプルに限定した表3の結果に比べて、各説明変数の限界効果が全体的に弱まっている。なかでも、妻が大卒以上の学歴の場合に就業確率が高まる効果がやや弱まっている点が注目される。これは、男女雇用機会均等法の施行等により、若い世代の大卒女性の就業環境が改善され、また就業意欲も高まっていることを示唆するものである。

表5は、妻の年齢の範囲を25～49歳に拡大すると同時に、同居の定義も同一敷地内における同居に拡大した場合の結果をまとめたものである。個別の効果について見ると、同居を同一家屋内の同居に限定した表4と比較した場合、夫の高所得が別居確率を引き上げる効果は小さくなり、また、部屋数が同居を促進する効果も大きくなっている。一方、長男・長女である場合や有効求人倍率が高いことが同居を促進する効果は、表5の方が大きくなっている。準同居になると、プライバシーの減少など同居の心理的負担が弱くなると解釈される⁵⁾。

7. 結論

本稿では、子夫婦および夫方・妻方それぞれの親の情報を含めた同居選択の分析を行った。分析に当たっては、妻の就業選択との同時決定を想定するとともに、同一家屋での同居だけでなく、同一敷地内での同居も同居の定義に含めた場合についても検討した。

実証分析の主要な結果は、次のようにまとめることができる。

第1に、同居選択と妻の就業決定の同時決定を念頭に置いたモデルを推計しても、先行研究とほぼ整合的な結果が得られた。子夫婦の夫の低所得や地域の就業機会の豊富さは親との同居確率を高める一方、妻の学歴が高いほど、子育ての制約が少ないほど、また、夫が低所得であるほど妻の就業率が高まるといった、これまでの研究で示されてきた結果は本稿の分析結果からも再確認されている。

第2に、こうした傾向は、子育ての制約が高く就業機会も恵まれていると考えられる、比較的若い妻のいる夫婦にサンプルを限定するとより明確出てくる。

第3に、夫方と妻方の親では、同居・別居の決定要因が異なることが分かった。例えば、夫（妻）が高学歴だと妻方（夫方）の親との別居を望むとか、母親がパートについている場合、その母親がいる方との同居確率が低下する傾向がある。

第4に、同一家屋だけでなく同一敷地内での同居も同居の定義に含めると、親との同居に対して負の効果を持っていた要因の効果はおしなべて小さくなる。逆に、親との同居に対して正の効果を持っていた要因の効果は大きくなる。同一敷地内の同居の場合は、同居に伴う心理的負担はより小さく評価されていると推察される。

本稿は、同居選択に関する日本の先行研究と比べて、子夫婦及び夫方・妻方の親の情報を用いていること、妻の就業との同時決定を考慮していること、同居先についても夫方・妻方の親を区別していること、準同居の場合も考慮していること、という点で包括的な内容となっている。

しかし、本稿は次のような課題を残している。第1に、本稿では父親の職業や母親の就業状態を通じて間接的に親の経済状態を把握するにとどまっている。戦略的遺産動機仮説の検証では親の資産保有に関する情報が重要であるが、第10回『出生動向基本調査』ではこれに関連するデータがないため、分析を断念した。第2に、内生性の問題がある。部屋数は同居選択に重要な変数となっているが、同居するために大きな家に建て替えるという例も多い。また、就学前児童の影響についても、出産するために同居するといった同時決定関係が背後にあるかもしれない。第3に、本稿ではデータの制約から同居選択の構造型を推定することが出来なかった。これらは今後の課題としたい。

文末注

¹⁾ α と β の大小関係を変えても、以下の議論は基本的に影響を受けない。

²⁾ この推定の問題点は、誤差項の分布が選択肢に関して独立であることを仮定していることである（いわゆる IIA (Independence of Irrelevant Alternatives) の仮定）。

³⁾ 本稿の分析で、第11回の『出生動向基本調査』(1997年実施)ではなく第10回の同調査を用いたのは、第11回では妻の両親の情報しか得られないのに対して、第10回では夫婦双方の親の情報が得られるからである。また、10回と11回とでは同居状態の把握も異なる。第11回は第10回とは異なり、同居か同一市区町村での別居、それ以外での別居という選択になっており、同一敷地内での準同居が把握できない。

⁴⁾ 保育所定員率を保育サービスの指標として用いると、出産のサンプル・セレクション・

バイアスを含みうることは滋野・大日(1999)で指摘されている。しかしながら、滋野・大日(1999)の推定では出産の意思決定に与える保育所定員率の影響は有意でなく、また、就業決定に与えるマージナル効果は説明変数の選択によりかなり差が出ている。

⁵⁾ こうした傾向は、サンプルを25~34歳に限定しても大きく変化しなかった。

参考文献

- Amemiya, Takeshi (1985) *Advanced Econometrics*, Cambridge: Harvard University Press.
- Amemiya, Takashi and Keiko Shimono (1989) "An Application of Nested Logit Models to the Labor Supply of the Elderly," *The Economic Studies Quarterly*, Vol.40, No.1, pp.14-22.
- Börsch-Supan, Axel, Jagadeesh Gokhale, Laurence J. Kotlikoff, and John Morris (1992) "The Provision of Time to the Elderly by Their Children," in D. A. Wise ed., *Topics in the Economics of Aging*, Chicago: University of Chicago Press, pp.109-34.
- Ettner, Susan L. (1996) "The Opportunity Costs of Elder Care," *Journal of Human Resources*, Vol.31, No.1, pp.189-205.
- Greene, William (2000) *Econometric Analysis*, Englewood Cliffs: Prentice Hall.
- Hayashi, Fumio (1997) *Understanding Saving: Evidence from the United States and Japan*, Cambridge: MIT Press.
- Kotlikoff, Laurence J. and John N. Morris (1990) "Why Don't the Elderly Live with Their Children? A New Look," in D. A. Wise ed., *Issues in the Economics of Aging*, Chicago: University of Chicago Press, pp.149-69.
- McFadden, Daniel L. (1974) "Conditional Logit Analysis of Qualitative Choice Behavior," in P. Zarembka, ed., *Frontiers in Econometrics*, Academic Press, pp.105-42.
- Nakamura, Jiro and Atsuko Ueda (1999) "On the Determinants of Career Interruption by Childbirth among Married Women in Japan," *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 13, pp.73-89.
- Norton, Edward and Douglas Staiger (1994) "How Hospital Ownership Affects Access to Care for the Uninsured," *RAND Journal of Economics*, Vol.25, No.1, pp.171-185.
- Ohtake, Fumio (1991) "Bequest Motives of Aged Households in Japan," *Ricerche Economiche*, Vol.45, No.2-3 (April-September), pp.283-306.
- Pezzin, Liliana E. and Barbara S. Schone (1999) "Intergenerational Household Formation, Female Labor Supply and Informal Caregiving," *Journal of Human Resources*, Vol.34 No.3, pp.475-503.
- Wolf, Douglas A. and Beth J. Soldo (1994) "Married Women's Allocation of Time to Employment and Care of Elderly Parents," *Journal of Human Resources*, Vol.29, No.4, pp.1259-76.
- 岩本康志・福井唯嗣 (2001) 「同居選択における所得の影響」『日本経済研究』No. 42, pp. 21-43.

-
- 厚生省人口問題研究所(1993)『平成4年第10回出生動向基本調査』第I報告書.
- 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』Vol. 35, No. 2, pp. 192-207.
- 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, pp. 279-312.
- 宮島 洋(1992)『高齢化時代の社会経済学』岩波書店.

図1 同居・別居選択と妻の就業決定

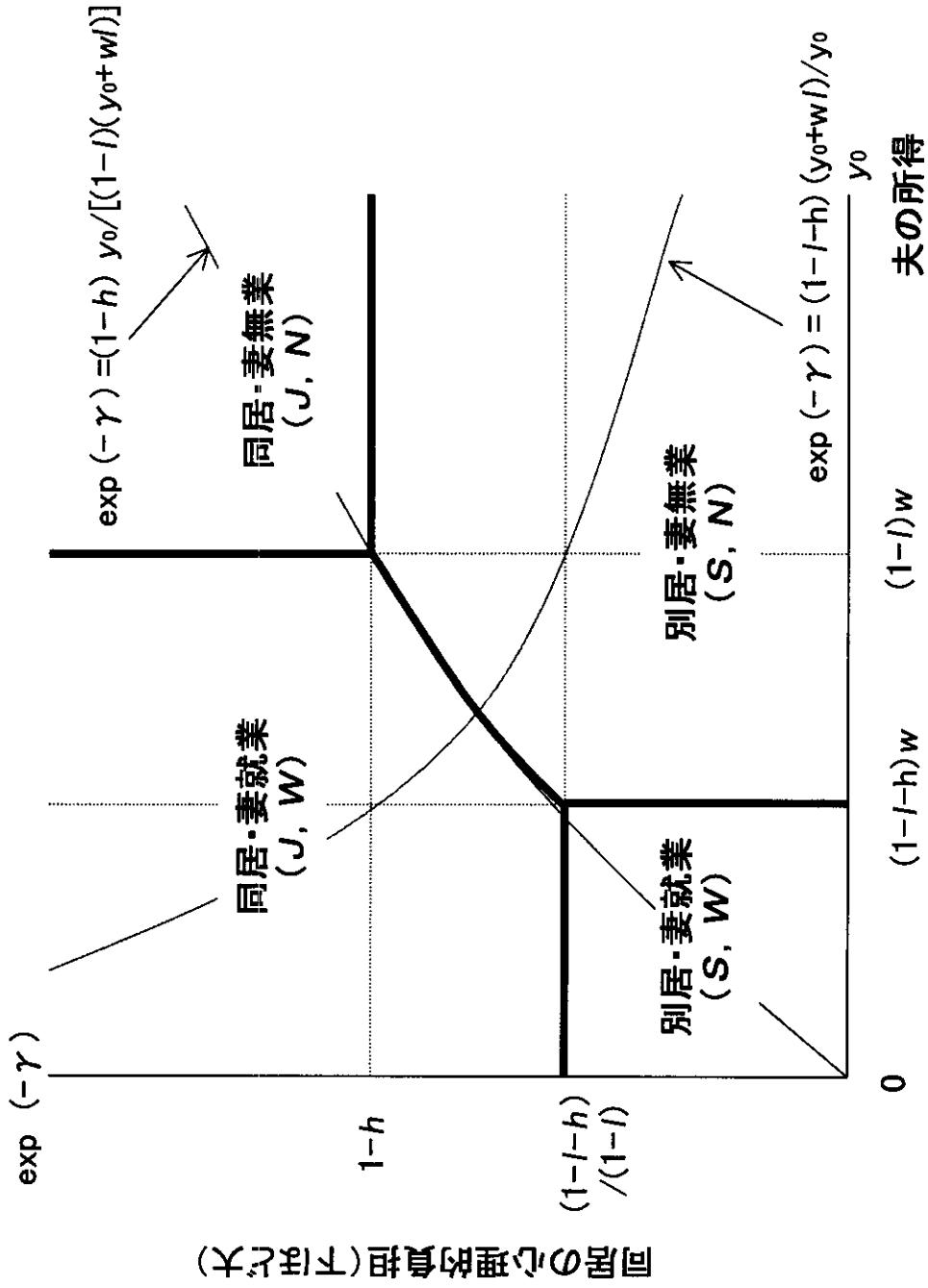


図2 同居・別居選択と妻の就業決定(家事時間 $h=0$ の場合)

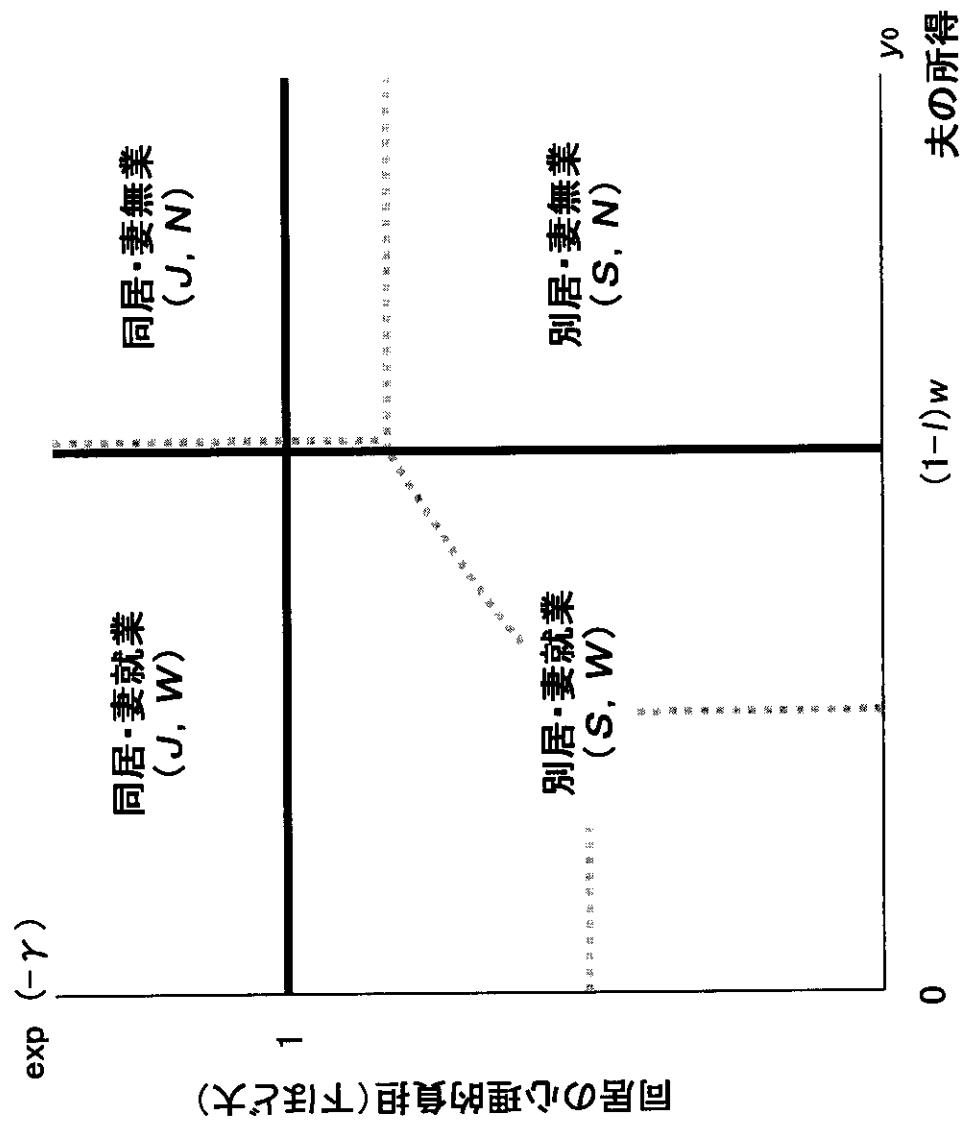


表2 使用変数の要約統計

変数名	全サンプル(5,534)		同一家庭での同居のみ (4,213)		非同居世帯 (3,602)		夫の親との 同居世帯 平均		妻の親との 同居世帯 平均	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差
夫の就業の有無	0.548	0.498	0.511	0.675	0.640	0.487	0.671	0.634		
妻の現在年齢	37.1	6.5	37.2	36.7	36.8	36.9	37.4	38.0		
妻・高卒(基準:中卒)	0.528	0.499	0.513	0.586	0.538	0.514	0.564	0.529		
夫・高専短大卒	0.270	0.444	0.275	0.245	0.295	0.276	0.249	0.291		
夫・大卒以上	0.101	0.302	0.111	0.064	0.099	0.112	0.075	0.101		
夫の現在年齢	39.9	7.3	40.1	39.6	39.2	39.6	40.4	40.6		
夫・高卒(基準:中卒)	0.458	0.498	0.439	0.521	0.514	0.442	0.492	0.477		
夫・高専短大卒	0.076	0.264	0.075	0.081	0.065	0.073	0.085	0.066		
夫・大卒以上	0.338	0.473	0.359	0.282	0.243	0.362	0.298	0.287		
夫の所得(万円)	545.6	234.8	571.0	461.4	474.3	569.8	492.4	524.5		
夫・高卒×0～2歳(ダミー)	1,823	941	1,755	2,061	1,973	1,697	2,074	2,014		
夫・高専短大卒×3～5歳(ダミー)	0.353	0.794	0.335	0.423	0.363	0.363	0.352	0.287		
夫・大卒以上	0.321	0.819	0.297	0.400	0.394	0.292	0.386	0.347		
子供数	5.2	2.2	4.5	7.3	7.0	4.2	7.0	6.6		
子供数×0～2歳(ダミー)	0.552	0.497	0.494	0.858	0.318	0.494	0.758	0.370		
子供数×3～5歳(ダミー)	0.158	0.365	0.148	0.094	0.534	0.150	0.099	0.397		
子供数×部屋数	0.226	0.418	0.226	0.231	0.195	0.226	0.235	0.196		
夫・長男	0.239	0.426	0.254	0.197	0.158	0.261	0.202	0.184		
妻・長女(兄弟なし)	0.144	0.351	0.148	0.124	0.164	0.150	0.126	0.159		
夫父・農林以外の自営業(基準:事業)	0.148	0.355	0.151	0.132	0.164	0.157	0.126	0.151		
夫父・専門管理職	0.028	0.166	0.030	0.024	0.014	0.029	0.027	0.025		
夫父・専業労働者	0.129	0.335	0.137	0.090	0.151	0.146	0.089	0.122		
夫父・母・パート(基準:無職)	0.114	0.318	0.112	0.125	0.106	0.114	0.119	0.105		
夫母・常勤	0.388	0.487	0.355	0.525	0.387	0.341	0.508	0.380		
夫母・自営業	0.220	0.415	0.228	0.194	0.205	0.228	0.202	0.217		
夫母・専門管理職	0.251	0.433	0.268	0.183	0.247	0.276	0.192	0.236		
夫母・事務職	0.153	0.360	0.156	0.133	0.178	0.159	0.140	0.151		
夫母・親労働者	0.157	0.364	0.158	0.158	0.134	0.160	0.156	0.138		
夫母・母・パート(基準:無職)	0.019	0.139	0.019	0.020	0.010	0.018	0.021	0.014		
妻父・農林以外の自営業(基準:事業)	0.143	0.350	0.151	0.118	0.116	0.159	0.118	0.103		
妻父・専門管理職	0.141	0.348	0.141	0.131	0.185	0.146	0.124	0.157		
妻父・事務職	0.383	0.486	0.356	0.487	0.411	0.337	0.479	0.438		
妻父・親労働者	0.807	0.395	0.858	0.641	0.654	0.880	0.662	0.700		
妻母・常勤	1.45	0.50	1.43	1.52	1.50	1.41	1.52	1.51		
妻母・自営業	26.0	8.8	25.3	28.3	25.0	28.2	28.0	27.3		
市保育所定員率(%)										
有効来人倍率										

表3 推計結果(妻25~34歳、同居:同一家庭での同居のみ)

変数	(サンプル数 2073)				dp/dx 妻方同居、妻就業	dp/dx 妻方同居、妻無業	dp/dx 別居、妻就業	dp/dx 別居、妻無業
	dp/dx 夫・大卒以上	dp/dx 夫・高卒(基準:中卒)	dp/dx 妻・高卒(基準:中卒)	dp/dx 妻・大卒以上				
妻の現在年齢	-0.007	0.003	-0.004 *	0.001	0.000	-0.008	0.000	-0.005
妻・高卒(基準:中卒)	-0.008	-0.003	-0.024	0.011	-0.005	-0.005	-0.005	-0.005
妻・高専短大卒	-0.015	-0.010	-0.026	0.022	-0.040 **	0.039	-0.005	-0.005
妻・大卒以上	-0.132 *	-0.017	-0.004 **	0.004 **	0.004 *	0.000	-0.002	-0.007 *
夫の現在年齢	-0.006	0.003 **	0.004 **	-0.004	-0.007 **	-0.002	-0.007 **	-0.007 **
夫・高卒(基準:中卒)	-0.033	0.030	0.020	-0.014	-0.007	-0.007	-0.007	-0.007
夫・高専短大卒	-0.050	0.049	0.032	0.013	-0.014 **	-0.014 **	-0.016 ***	-0.016 ***
夫・大卒以上	0.050	-0.003	-0.059 *	-0.059 *	-0.014 **	-0.014 ***	-0.004	-0.004
夫の対数所得	0.309 ***	-0.072 ***	-0.004	-0.014	0.001	-0.011 *	-0.011 *	-0.011 *
子供数	0.037	-0.004	-0.029 ***	-0.029 ***	-0.004	0.013 ***	-0.004	-0.004
子供数×0~2歳	0.145 ***	0.000 ***	0.002	0.026 ***	-0.003	0.010 ***	-0.003	-0.003
子供数×3~5歳	0.032 **	-0.081 ***	0.030 ***	0.042 ***	0.007 ***	0.006 ***	0.006 ***	0.006 ***
部屋数	-0.099	0.076 ***	0.079 ***	0.079 ***	-0.009 ***	-0.009 ***	-0.006 *	-0.006 *
夫・妻・長男	-0.026	-0.013	-0.012	-0.012	0.026 ***	0.026 ***	0.025 ***	0.025 ***
妻・長女(兄弟なし)	-0.096	0.023	0.049 *	0.049 *	0.001	-0.003	-0.003	-0.003
夫父・農林以外の自営業(基準:事業)	-0.110 *	0.012	0.032	0.005	-0.005	-0.003	-0.003	-0.003
夫父・専門管理職	-0.063	0.005	0.012	0.006	0.006	0.001	0.000	0.000
夫父・事務販売職	-0.044	-0.004	-0.009	0.000	-0.003	-0.003	-0.006	-0.006
夫父・現場労働者	-0.070	0.044	-0.009	-0.009	0.001	-0.003	-0.003	-0.003
夫父・無職	-0.051 **	-0.021 **	-0.023 **	0.006	0.006	0.000	0.000	0.000
夫母・常勤	-0.005	-0.001	-0.006	0.005	0.005	0.000	0.000	0.000
夫母・自営業	0.000	0.003	-0.006	-0.003	-0.003	-0.004	-0.004	-0.004
妻父・農林以外の自営業(基準:事業)	0.046	-0.027 *	-0.001	-0.003	0.009 *	0.009 *	0.009 *	0.009 *
妻父・専門管理職	0.104	-0.029	-0.026	-0.003	-0.003	0.026 ***	0.026 ***	0.026 ***
妻父・事務販売職	0.104 **	-0.018	-0.015	0.004	-0.007	-0.011 ***	0.011 ***	0.011 ***
妻父・現場労働者	0.052	-0.015	0.004	-0.004	-0.007	-0.006	0.011 *	0.011 *
妻父・無職	0.143 *	-0.025	0.026	0.015	-0.011 ***	-0.006	0.011 *	0.011 *
妻母・パート(基準:無職)	-0.062 **	-0.012	0.004	-0.005	-0.005	-0.005	-0.005	-0.005
妻母・常勤	-0.115 ***	0.007	0.011	0.001	0.001	-0.001	0.003	0.003
妻母・自営業	-0.064 *	0.006	-0.009	-0.001	-0.008	-0.002	-0.002	-0.002
市部	0.060	-0.026	0.001	-0.001	-0.001	0.001	0.001	0.001
有効求人倍率	-0.003	0.020 ***	0.016 *	-0.002 ***	-0.002 ***	0.000	0.000	0.000
保育所定員率	-0.001 *	0.000	-0.002 ***	-0.002 ***	-0.002 ***	0.000	0.000	0.000

擬似決定係数=0.290 対数尤度=-2013

(注)1. (別居、就業)を基準とした場合の限界効果。ただし、ダミー変数については、0から1になつたときの変化分。

2. *, **, *** はそれぞれ10%、5%、1%の有意水準で有意。