

平成十三年
度
厚生科学研究報告書

(政策科学推進研究事業)

日本の所得格差の現状と
評価に関する研究

研究代表 松浦克己
(横浜市立大学商学部教授)

2002.4.10

平成13年度厚生科学研究費補助金
政策科学研究推進事業報告書

日本の所得格差の現状と評価に関する研究

平成14年4月10日

研究代表 松浦 克己(横浜市立大学)

日本の所得格差の現状と評価に関する研究 平成13年度報告書

目次

第1章 女性の就業と分配、社会保障政策の関係	
－出産・育児を中心として……………	1
松浦 克己（横浜市立大学商学部教授）	
白波瀬 佐和子（国立社会保障・人口問題研究所社会保障応用分析研究部第2室長）	
第2章 国際比較からみた世帯構造別日本の所得格差……………	37
白波瀬 佐和子（国立社会保障・人口問題研究所社会保障応用分析研究部第2室長）	
第3章 OECD加盟9か国における引退期所得の実態と改革の方向性……………	87
山田 篤裕（国立社会保障・人口問題研究所社会保障応用分析研究部第1室研究員）	
第4章 保育、就業選択と所得格差－子育て世帯の所得構造に関する試論－……………	107
玄田 有史（学習院大学経済学部教授）	
第5章 地域ブロック別所得格差に関する分析……………	129
小島 克久（国立社会保障・人口問題研究所社会保障応用分析研究部第3室長）	

第1章 女性の就業と分配、社会保障政策の関係 — 出産・育児を中心として

＜主任研究者・分担研究者＞

横浜市立大学商学部教授

松浦 克己

国立社会保障・人口問題研究所

白波瀬 佐和子

社会保障応用分析研究部第2室長

女性の就業と分配、社会保障政策の関係

－ 出産・育児を中心として

2002・2

横浜市立大学

松浦 克己

国立社会保障・人口問題研究所

白波瀬 佐和子

1 はじめに

既婚女性の就業の有無により世帯間の所得格差が拡大することが指摘されている(松浦[1993]参照)。その既婚女性の就業については、従来配偶者(夫)の所得が強く影響するとされた(ダグラス・有沢の法則)。それを裏付ける研究も80年代は多かった(80年代までの研究のサーベイについては樋口[1991]参照)。しかし90年代以降のデータを用いた近年の研究では女性就業に与える夫の年収の効果には懐疑的か(小原[2001])、効果があったとしてもかなり限定的ではないか(松浦[2001]、岸[2001])とする報告もある。簡単化して言うと

ダグラス・有沢法則 高所得の夫＝無職(無収入)の妻

低所得の夫＝有業(低収入)の妻

の組合せを提示していたといえる。夫の収入と妻の就業の関係が薄れているという最近の成果は

高所得の夫≠無職(無収入)の妻

低所得の夫≠有業(低収入)の妻

の可能性あることを示唆している。更に既婚女性の就業が世帯間の所得格差を拡大していることは、高所得の夫と有業(高所得)の妻、低所得の夫と無職(低所得)の妻という組合せが増加している可能性を示唆している。

急速な少子化・高齢化で日本の年金や医療保険などの社会保障制度の維持可能性が問われるようになってきている。そのために様々な改革案が出されている(たとえば八田・八代[1998]参照)。年金保険制度について3号被保険者(典型的には専業主婦)に年金保険料負担を求める(駒村他[2000])というのもその一例で

ある。少子化対策として待機児童の解消が目指されているのも、その一環である(待機児童の現状について平成12年版厚生白書参照)。

改革に当たって注意を要するのは、女性の就業の有無や就業形態の選択に影響する要因が、少子化や高齢化(介護など)と密接に関連することである。出産・育児が女性の就業継続にマイナスの影響を与えることは、繰り返し指摘されている(たとえば松浦・滋野[2001]参照)。専業主婦に年金保険料負担を求める案は女性の労働供給に関する中立性を主張する(田近他[1996]、小塩[1998])。そこでは出産・育児が女性の労働供給に及ぼす影響には必ずしも十分な配慮がなされていない。あたかも出産・育児は女性の就業選択と無関係のようである。しかし

出産→退職、子供数の増加→離職確率の増加

という社会的状況がみられれば、専業主婦＝子供を持つ女性(子供数の多い女性)、有業主婦＝子供のいない女性(子供数の少ない女性)というパターンが支配的であることになる。あえて簡単化していえば事実上の賦課年金制度の下では、専業主婦の(成長した)子供からリタイアした(かつての有業)主婦への所得移転が長期的には行われることになる。このことは動学的には(専業主婦＝無収入、育児費用負担)低所得の家計から、(有業主婦＝高収入、育児費用負担無し・少ない)高所得の家計へ所得移転が行われることを意味する。このような状況が支配的になるならば、長期的には家計間の格差は出産(子供数)によって拡大する。仮に八田・小口[1999]が指摘するように積立方式に移行するにせよ、長期の世代にわたり移行期の債務を負担せざるを得ないので、それはやはり専業主婦の(成長した)子供世代により負担されることになる。出産・育児と就業の間に存在する問題を見逃して3号被保険者に年金保険料負担を求めることは、出産による退職や労働条件の低下した女性(家計)に事実上ペナルティを課すことになる可能性がある。結果として既婚女性の出産を抑制することで、少子化を加速し、賦課方式であれ積立方式であれ、年金制度の問題をより深刻化させる危惧がある。

他方女性が就業を継続する(あるいは出産後復職する)ことは、個人の能力発揮という意味で好ましい。女性の就業継続はその所得の増加により、長期的には租税負担、社会保険料負担により財政や社会保障制度の安定に寄与するであ

ろう。さらに就業を継続する女性が出産する場合、その子供が成長すれば年金制度を支えることになる。女性自身の所得による税や年金保険料等の拠出と次世代の子供による年金制度の維持を考えれば、働く女性に対する保育園の充実などの育児費用の社会的負担は妥当である(新美[2002]参照)。女性就業は、マクロ経済的にも労働投入の増加により、経済成長に寄与するであろう。

このように日本の所得格差や社会保障制度のあり方を考えるに当たっては、女性による出産・育児と就業選択との関連を踏まえることが重要である。

女性の就業との関係で、近年注目されている事由に介護問題がある。老人病院などの問題もあり、介護はしばしば家庭で行われた。実際にも木村[1998]は「家族介護力」という概念を提示し、それを単身世帯、老夫婦世帯、同居世帯などの世帯類型とリンクして算出している。同居世帯でも共働きの増加により介護力は次第に弱くなるとしている。しかし介護は女性就業の断念につながっていることが予想される(沖藤[1979])。家庭内介護は介護者を長時間かつ予め予想し得ない期間にわたり介護者を家庭に拘束すると考えられるからである。2000年度に導入された介護保険は、介護負担を社会化する試みと理解することができる。介護保険自体は直接には女性就業を意識していないであろうが、結果として女性の就業と社会保障制度が密接に関わる例といえよう。

木村[1998]の議論にみられるように、世帯類型は女性の就業と密接につながることが予想される。特に高齢者同居や三世帯世帯は、既婚女性にとり家事分担により就業を促進する効果と、家事分担があまり期待できない場合の負担増により就業を抑制する効果がある。先進国としては高いとされた我が国の三世帯同居比率は、女性の就業にいかなる影響を与えるかは、重要な課題である1)。

そこで本稿では、女性の就業形態選択と配偶者の所得と家庭内生産に関する育児(幼児の数)、介護、家族の形態について取り上げて分析する。

以下簡単に本稿の構成を述べる。第2節で本稿で用いるデータとその加工方法について解説する。第3節で定式化と推計方法について紹介する。第4節では推計結果とそれに基づく女性の就業選択確率について説明する、第5節では女性の就業と出産・育児、年金制度の課題が紹介される。

2 データについて

本研究で用いるデータは平成4年(1992年)国民生活基礎調査である。同調査の世帯票と個人票により既婚女性を取り出し、既婚女性とその配偶者をマッチングしたデータを作成した。世帯類型や介護状況については世帯票より情報を得た。従って本稿の分析は世帯単位ではなく既婚女性個人単位である。この既婚女性のサンプル数は31,257であった。分析に当たっては、データの信頼性の確保や分析目的から、以下のデータクリーニングを行った。

(データの信頼性の確保から次のサンプルを除く)

家計消費支出回答拒否の者(家計消費支出の切断サンプルは無かった。)

住居の所有形態回答拒否の者

建物の構造回答拒否の者

部屋数、または畳数回答拒否の者

世帯主の年齢回答拒否の者

(モデルの変数に関する情報が得られない次のサンプルを除く)

世帯主の就業について回答拒否の者

世帯主の勤務形態について回答拒否の者

既婚女性の年齢回答拒否の者

既婚女性で勤務形態回答拒否の者

(女性労働市場の関係から次のサンプルを除く)

既婚女性年齢18歳未満の者

既婚女性年齢60歳超の者

自らが要介護である女性

(配偶者の特定が必ずしも容易ではない次のサンプルを除く¹²⁾)

世帯主との続柄が姉妹である者

世帯主との続柄が親族である者

世帯主との続柄がその他である者

結果として使用したサンプルは 22,641 である。具体的には

- | | |
|-----------------------|-------------|
| a) 世帯主である既婚女性、 | 325 サンプル |
| b) 世帯主の配偶者である既婚女性、 | 19,780 サンプル |
| c) 世帯主の子供である既婚女性、 | 373 サンプル |
| d) 世帯主の子供の配偶者である既婚女性、 | 2,028 サンプル |
| e) 世帯主の孫の配偶者である既婚女性、 | 32 サンプル |
| f) 世帯主の母である既婚女性、 | 73 サンプル |
| g) 世帯主の配偶者の母である既婚女性、 | 15 サンプル |

を取り上げて分析する。世帯主の子供やその配偶者等を含めて分析したことが特徴である。

3 定式化と推計方法

ここでは女性の就業形態の区分、説明変数の取り上げ方、推計方法について説明する。

1) 就業パターン

本研究では、既婚女性の就業パターンを

- | | |
|------------------------|-------------|
| ① 無職(以下「専業主婦」ということがある) | 11,234 サンプル |
| ② 自営・農林業 | 2,902 サンプル |

1)これに該当するサンプル数は 21 であり、結果に大きな影響を及ぼすとは考えられない。

2)データセットの作成上、個人票の順番が 10 番目以降となる者も除いた。

③ 役員・雇用

6,865 サンプル

④ パート・内職

1,640 サンプル

に区分する。ここでいう無職(専業主婦)は、「勤めか自営」かという質問に仕事無しと回答しかつ「職業分類番号」の質問について農業作業員、林業作業員、漁業作業員のいずれにも該当しないと回答した者である。自営・農林業は「職業分類番号」に農業作業員、林業作業員、漁業作業員のいずれかに該当する(農林業)、または「勤めか自営か」の自営業(雇人あり)、自営業(雇人なし)、家族従事者のいずれかに該当すると回答した者である。役員・雇用は農林業に該当せず、かつ「勤めか自営か」の質問について会社・団体等の役員、あるいは一般雇用者、または官公庁と回答した者である。いわゆる正規職員に該当すると考えられる。パート・内職は、農林業に該当せず、かつ「勤めか自営か」の質問に、1月以上1年未満の契約の雇用者、日々または1月未満の契約の雇用者、家庭内職者、もしくはその他、のいずれかに該当すると答えた者である。いわゆる非正規職員に該当すると考えられる。

以下の推計に当たっては無職(専業主婦)を基準とした。

2) 説明変数の取り上げ方

女性の就業に当たっては、保証所得と家庭内生産が影響すると考え、次の就業関数を基本的に取り上げる。

$$\text{WORK}_{ij} = F(\text{AGE}_{i}, \text{HUSINCOME}_{i}, \text{SETAI}_{i}, \text{CHILDI}_{i}, \text{CARE}_{i}, \text{OLD}_{i}, \text{HUSJOB}_{is}) \quad 1)$$

ここで WORK_{ij} は i 番目の既婚女性が j 番目の就業形態を選択する場合を指す。就業パターンに該当するものである。

AGE_{i} は既婚女性の年齢に関する変数である。 HUSINCOME_{i} は夫や他の世帯員の年収に関する変数である。 SETAI_{i} は世帯の構造(世帯類型)に関する変数である。 CHILDI_{i} は幼児に関する変数である。 CARE_{i} は世帯における介護者に関する変数、 OLD_{i} は65歳以上の者の同居に関する変数である。 HUSJOB_{is} は i 番目の女性の夫が s 番目の職業を選択する変数である。

具体的には次の変数を説明変数の候補とした。

年齢については、年齢そのものと自乗項を取り上げる。これは女性のライフステージを考慮するためである。保証所得の影響を考慮するために夫の収入を取り上げる。ダグラス・有沢の法則が該当するならば、夫の収入(年収)は女性の就業選択に数量的に大きな影響を与えているであろう。小原[2001]、松浦[2001]等が指摘するように、女性の就業に夫の収入が影響しないか、あるいはその影響力が小さければ、この変数にかかる係数は統計的に有意でないか、あるいはその数量的効果は小さいであろう。世帯員収入(当該夫婦以外の世帯員の年収)は、他の就業者の年収をコントロールするものである。世帯員収入が子供などやがて独立が予想される者の収入であれば、将来独立により家計の収入が減るので、女性の就業選択に影響を与えることが想定される。なお年収に関しては都道府県別物価地域差指数(総務庁)により実質化した。

世帯類型(夫婦+子供のみが既定値)は、単身赴任者を送り出している、女性単独世帯、三世代世帯及びその他世帯を取り上げる。単身赴任は、先進国では余り例がないとされる。単身赴任は女性の就業を促進する効果(別居生活による事実上の年収の低下を補償するために女性が就業する)と女性の就業を抑制する効果(家事が全面的に女性に依存するために就業を断念する)と相反する作用が予想される。そのいずれの効果が強いかを検証することになる。

三世代世帯、あるいは65歳以上の者の同居にかかる変数については、家庭内の育児支援効果(就業促進にプラス)と家事負担増(就業促進にマイナス)の相反する効果がある。いずれの方向が強いかを検証する。なお高齢者については65歳以上女性の同居有り、65歳以上の男性同居有り、65歳以上の者の同居有りを取り上げる。これは同居者の性別などにより、影響が異なる可能性があることに配慮したものがある。

子供に関する変数としては6歳未満児の数を取り上げる(以下「子供数」ということがある)。多くの先行研究が指摘するように、育児に手のかかる子供数が女性の就業、取り分け正規職員としての就業形態選択を抑制するならば、出産・育児と就業、年金制度のあり方には慎重な配慮が求められることになる³⁾。

3)なお6~18歳児数を取り上げた推計も試みたが、全く有意な結果は得られなかった。報告は省略する。

介護については当該既婚女性以外の世帯内における要介護者数を取り上げる。介護が女性の就業選択にマイナスの影響を与えているならば、これにかかる係数は有意に負であろう。その影響が強ければ、介護を家族にゆだねるのではなく、社会的に負担することが望ましいであろう”。

夫の就業形態(役員・雇用が既定値)は、農業(農林漁業)、自営、パート・内職、及び無職を取り上げる。夫が農業であれば女性も農業である可能性が高いであろう(なおこれに関連して耕地の有無を取り上げる)。自営業であれば夫の就業時間の柔軟さによる家事分担が女性の雇用形態での就業促進につながったり、あるいはともに営む形での自営業や家族従事につながっている可能性がある。夫パート・内職、あるいは夫無職は夫の求職中、あるいは失業時における効果をみることになる。

その他に実物資産に関する代理変数として、住居の持ち家ダミー及び畳数を取り上げる”。

具体的な推計は、65歳以上の者の同居形態により、以下の3パターンの推計を試みた。

ケース 1	ケース 2	ケース 3
定数項	定数項	定数項
年齢	年齢	年齢
年齢 ² 自乗/100	年齢 ² 自乗/100	年齢 ² 自乗/100
夫年収対数	夫年収対数	夫年収対数
世帯員年収対数	世帯員年収対数	世帯員年収対数

4) 女性の就業増加が家庭介護力を弱めるという木村[1998]の指摘は疑問無しとしない。自己の責任にかからない介護発生により女性の選択が左右されるのは好ましいとも考えられず、また女性にとり要介護者がいるかどうかは内生変数ではなく外生変数だからである。自らの選択で行う出産とは意味が異なる。

5) 金融資産の影響を考慮することが望ましいが、国民生活基礎調査では金融資産に関する情報が必ずしも十分得られないので、ここでは取り上げない。

単身赴任	単身赴任	単身赴任
女単独世帯	女単独世帯	女単独世帯
夫婦のみ	夫婦のみ	夫婦のみ
三世代世帯	三世代世帯	三世代世帯
その他世帯	その他世帯	その他世帯
6歳未満児数	6歳未満児数	6歳未満児数
要介護者数	要介護者数	要介護者数
65歳以上女性	65歳以上男性	65歳以上有り
夫農業	夫農業	夫農業
夫自営	夫自営	夫自営
夫パート・内職	夫パート・内職	夫パート・内職
夫無職	夫無職	夫無職
耕地有り	耕地有り	耕地有り
持家有り	持家有り	持家有り
畳数	畳数	畳数

記述統計は表1に掲げるとおりである。

表 1 記述統計

	平均	標準偏差	最小	最大
専業主婦	0.49618	0.50000	0.0	1.0
同実数	11234.0			
自営・農林業	0.12817	0.33429	0.0	1.0
同実数	2902.0			
役員・雇用	0.30321	0.45966	0.0	1.0
同実数	6865.0			
パート内職	0.072435	0.25921	0.0	1.0
同実数	1640.0			
夫年収	513.88137	465.83131	0.0	11800.0
同対数値	7.81002	2.17181	0.0	11.56155
妻年収	102.73036	176.14292	0.0	6313.0
世帯員年収	146.40983	304.86705	0.0	10562.0
同対数値	2.99905	3.85901	0.0	11.46775
年齢	43.11515	9.89261	18.0	60.0
年齢 ² 自乗/100	19.56775	8.46057	3.24	36.0
耕地有り	0.20441	0.40328	0.0	1.0
同実数	4628.0			
持家有り	0.74551	0.43559	0.0	1.0
同実数	16879.0			
畳数	36.32486	18.84486	5.0	403.0
単身赴任	0.010468	0.10178	0.0	1.0
同実数	237.0			
女単独世帯	0.0029592	0.054319	0.0	1.0
同実数	67.0			
夫婦のみ	0.15538	0.36228	0.0	1.0

同実数	3518.0			
夫婦＋子供	0.53103	0.49905	0.0	1.0
同実数	12023.0			
三世代世帯	0.24204	0.42833	0.0	1.0
同実数	5480.0			
その他世帯	0.068592	0.25277	0.0	1.0
同実数	1553.0			
6歳未満児数	0.32022	0.63463	0.0	4.0
要介護者数	0.029062	0.17418	0.0	3.0
65歳以上女性	0.11797	0.32258	0.0	1.0
同実数	2671.0			
65歳以上男性	0.057153	0.23214	0.0	1.0
同実数	1294.0			
65歳以上有り	0.23859	0.42623	0.0	1.0
同実数	5402.0			
夫農業	0.046729	0.21106	0.0	1.0
同実数	1058.0			
夫自営	0.16488	0.37108	0.0	1.0
同実数	3733.0			
夫役員・雇用	0.70518	0.45597	0.0	1.0
同実数	15966.0			
夫パート	0.016254	0.12645	0.0	1.0
同実数	368.0			
夫無職	0.050528	0.21904	0.0	1.0
同実数	1144.0			

サンプル 22641

3) 推計方法

女性の就業形態選択は、無職(専業主婦)、自営・農林業、役員・雇用、パート・内職について並列的に行われるものとしてマルチノミアル・ロジットモデルにより行う(マルチノミアル・ロジットモデルについては Long[1997], Franses and Paap [2001]参照)。

Y_i を i 番目の経済主体と考え、 S_j を効用関数と考える。

$$S_j = F(b_{xi})$$

b はパラメータ, x_i は説明変数とする。選択肢が 0 番目から 1 番目までであるとす。 Y_i が j 番目の選択を行う確率は

$$P(Y_i=j | x_i) = \frac{\exp(b_j, x_i)}{1 + \sum \exp(b_l, x_i)} \quad \text{for } j=1, \dots, J \quad 2a)$$

で表される。基準となる 0 番目の選択を行う確率は

$$P(Y_i=0 | x_i) = \frac{1}{1 + \sum \exp(b_l, x_i)} \quad 2b)$$

で示される。

尤度関数と対数尤度関数は次式による。

$$L(\theta) = \prod \prod P(Y_i=j) \\ \text{Log}L = \sum \sum Y_{ij} \text{Log}P(Y_i=j) \quad \text{for } j=0, \dots, J \quad 3)$$

定義により各選択確率の合計は 1 である。

$$\sum P(Y_i=j | x_i) = 1$$

2) 式から得られるパラメータの直接的解釈は容易ではない。関数型が非線形でありかつ説明変数 x_i の値に依存するからである。

j 番目のカテゴリーと 1 番目のカテゴリーのオッズ比を考える。

$$\text{ODDS}_{j|1} = \frac{P(Y_i=j | x_i)}{P(Y_i=1 | x_i)} = \frac{\exp(b_j, x_i)}{\exp(b_1, x_i)} \quad \text{for } l=1, \dots, J \quad 4a)$$

$$\text{ODDS}_{j|0} = \frac{P(Y_i=j | x_i)}{P(Y_i=0 | x_i)} = \exp(b_j, x_i) \quad 4b)$$

対数オッズ比を考えると次のようである。

$$\text{LogODDS}_{j|l} = (b_j - b_l) x_i \quad \text{for } l=1, \dots, J \quad 5a)$$

$$\text{LogODDS}_{j|0} = (b_j) x_i \quad 5b)$$

($b_j - b_l$)の符号は j 番目のカテゴリーと l 番目のカテゴリーの選好を示すことになる⁶⁾。ただし $P(Y_i=j|x_i)$ は同一方向に動くとは必ずしも限らない。 $P(Y_i=j|x_i)$ を x_i について微分すると次のようである。ただし x が連続変数であると仮定する。

$$\frac{\partial P(Y_i=j|x_i)}{\partial x_i} = P(Y_i=j|x_i) [b_j - \sum_{l=1}^J b_l P(Y_i=l|x_i)] \quad 6)$$

6)式の符号は鍵カッコ内の値に依存する。それは予め定まらない。すなわち x の増加は j 番目のカテゴリーの l 番目のカテゴリーに対する選好を高めるかもしれないが、 $s \neq l$ のカテゴリーに対する選好を弱めるかもしれない。単調増加(減少)関数である、保証がない。

このようにマルチノミアル・ロジットモデルから得られる推計結果は、基準値(本稿では専業主婦)に対するオッズに関するものであり、当該選択肢に関する効果を直接的に示すものではない。そのために直接的な解釈が得られたパラメータからは必ずしも容易ではない。そこで本稿では得られた推計結果を基に、2a), 2b)式より就業選択確率を試算する。これにより子供数や要介護者数など、政策的に関心のある変数について数量的な影響を明らかにする。

4 推計結果

6) 5b)式の定数項の正負は対象カテゴリーと基準となったカテゴリーとの選好の正負を表す。

7) ここで弾性値を考えることもできる。

$$\frac{\partial P(Y_i=j|x_i)}{\partial x_i} x_i = P(Y_i=j|x_i) [b_j - \sum_{l=1}^J b_l P(Y_i=l|x_i)] x_i$$

もちろん

$$\sum \frac{\partial P(Y_i=j|x_i)}{\partial x_i} x_i = 0$$

である。

推計結果は表 2 に掲げるとおりである。なお本稿の分析ではデータ上の制約から、女性の就業選択に強く影響すると予想される女性の学歴(人的資本の蓄積)や保育園の利用可能性など公的な育児支援策は考慮されていない。その意味で女性の有業確率を過小評価している可能性があり、結果の解釈に当たってはその点に留意が必要である。

1) マルチノミアル・ロジットモデルの推計結果

3 パターンの結果は概ね共通する(表 2 参照)。65 歳以上女性同居ダミーにかかる係数はパート・内職の選択には有意に正に影響しているが、他の選択には有意には影響していない。65 歳以上男性同居ダミーにかかる係数は役員・雇用、パート・内職の選択に有意にマイナスの影響を与えている。65 歳以上の者の同居ダミーにかかる係数は自営・農林業、役員・雇用の選択には有意に負の影響を与えている。この結果から、高齢者との同居は概して女性の就業を抑制することが示唆される。

基準である無職(専業主婦)に比較して、夫の年収にかかる係数は自営・農林業と役員・雇用の選択については 1%水準で有意に負であり、夫年収の増加はそれらの選択を低下させている。これは永瀬[1997]、樋口[2000]と共通する。ただしパート・内職には統計的に有意な影響はしていない。これに対し他の世帯員年収は 1%、または 5%水準で有意に正となっており、世帯員年収の増加は女性の就業には正の効果を持つことがうかがわれる。

6 歳児未満児数の係数はいずれも 1%水準で有意に負であり、出産・育児と女性の就業の両立が困難であることを改めて示している。これは松浦・滋野[2001]や永瀬[1997]の先行研究と共通する。要介護者数は有意に役員・雇用に負の効果を与えている。ただし自営・農林業やパート・内職の選択には有意な影響は与えていない。

女性単独世帯、夫婦のみ世帯、三世代世帯及びその他世帯は 1%または 5%水準で有意に自営・農林業、役員・雇用の選択に正の影響を与えている。女性単独世帯は既婚女性により生活が支えられているということであろう。パート・内

職についてはその他世帯にかかる係数が 1%水準で有意に負となっている。注目されるのは単身赴任世帯にかかる係数が役員・雇用についてのみ 1%水準で有意に負となっていることである。単身赴任が家事や家庭の切り回しを残った既婚女性に全面的に依存しているということであろう。

夫の職業にかかる係数の有意水準から、夫農業あるいは夫自営のケースでは妻の自営・農林業、妻の非雇用、非パートに結びついていることがうかがわれる。また夫役員・雇用と妻役員・雇用の組合せがうかがわれる。

表 2 マルチノミアル・ロジットモデルの推計結果

(自営・農林業)	ケース①	ケース②	ケース③
定数項	-9.6692	-9.6139	-9.7384
	0.65160	0.65030	0.65240
年齢	0.30154	0.29957	0.30463
	0.29436E-01	0.29410E-01	0.29494E-01
年齢 2 自乗 /100	-0.32543	-0.32333	-0.32925
	0.32788E-01	0.32771E-01	0.32873E-01
夫年収対数	-0.59494E-01	-0.61346E-01	-0.58317E-01
	0.13078E-01	0.12946E-01	0.12960E-01
世帯員年収対数	0.29013E-01	0.30040E-01	0.29696E-01
	0.87517E-02	0.87108E-02	0.87035E-02
単身赴任	-0.31359	-0.31951	-0.33283
	0.26448	0.26462	0.26427
女単独世帯	2.1568	2.1450	2.1725
	0.38560	0.38546	0.38550
夫婦のみ	0.24557	0.25351	0.25925
	0.84944E-01	0.85039E-01	0.85018E-01
三世代世帯	0.30954	0.28779	0.42620
	0.87939E-01	0.77710E-01	0.10222
その他世帯	0.26931	0.24344	0.36388
	0.11093	0.10411	0.11847
6歳未満児数	-0.31408	-0.31050	-0.33135
	0.51619E-01	0.51377E-01	0.52443E-01
要介護者数	0.51802E-01	0.49974E-01	0.84470E-01
	0.12700	0.12687	0.12763
65歳以上変数	-0.63718E-01	-0.10885	-0.19580
	0.84159E-01	0.10055	0.86866E-01
夫農業	2.5961	2.5966	2.6007
	0.92740E-01	0.92733E-01	0.92747E-01
夫自営	2.8874	2.8874	2.8902
	0.58774E-01	0.58769E-01	0.58798E-01
夫パート	0.28081	0.28370	0.28913
	0.24349	0.24349	0.24346