

既婚女性の就業決定と子育て ——これからの社会保障政策に向けて——

松浦 克己
白波瀬佐和子

I はじめに

少子化は人口の高齢化と連動して、社会保障における世代間の負担と給付のアンバランスをもたらし、これからの経済活性化を考える上で緊急の政策課題となっている。少子化の主たる要因は若年層の晩婚化・未婚化にあり、子どものいない夫婦が急激に増えたわけではない。この若年層の結婚離れの理由の一つとして、結婚・出産による離職率が依然として高いことがあげられよう。1998年の「第2回全国家庭動向調査」(国立社会保障・人口問題研究所)の結果によると、第1子出産に伴って7割以上の女性が仕事をやめている。この高い離職率は確固とした家庭内性別役割分業体制と密接に関わって、出産に関する女性の機会費用を高めている(白波瀬(2002))。高い結婚や出産のコストは若年層の結婚離れを促している(松浦・滋野(2001))。核家族世帯の一般世帯に占める割合が2000年時点で58.4%と長期的に上昇し親と同居する3世代世帯が減少傾向にある中、世帯内で子育て支援を得ることは難しくなっている。言い換えれば少子化問題の解決には、結婚や出産に伴う家庭責任の増加と家庭外就労継続を両立するための社会的な支援策がどの程度整備されているかが益々重要になっているといえる(松浦・滋野(2001))。

一方、欧米の多くの国々では女性の就労パターンが男性型に近づく状況が生まれている。事実1980年代のアメリカ女性労働における最も大きな変化として、3歳未満の幼い子どもを持ちなが

らも就労を継続する者の増加があげられる。Becker(1964)は人的資本論を提示し、特に女性の高学歴化は女性の継続就業、キャリア形成に積極的な効果をもたらすとした。しかし日本では、女性の高学歴化は彼女らの就業継続へと必ずしも結びつかなかったことが指摘されている(Brinton(1993);大沢(1993))。そこでは既婚女性の就業参加を決定するのは、人的資本ではなく夫の経済状況であることが強調されている(大沢(1993))。これは、ダグラス・有沢の法則とよばれ、夫の所得程度が高いほど、妻は就業をしないというものである。既婚女性の就業は世帯間の所得格差にも影響を及ぼし、松浦(1993)、橘木・八木(1994)は女性の就労参加が世帯間の所得格差を拡大するとした。一方、小原(2001)は1990年代に入り、女性の就業に対する夫の収入の影響が低下していることを示し、大竹(2000)は高所得者同士の共働きカップルの上昇が1980年代以降の所得格差に寄与していることを示唆している。松浦(2001)や岸(2001)も、妻の就業決定に対する夫の収入効果は限定的ではないかと示唆している。

女性の就業が夫の収入に依然として左右される反面幼児の有無や家族構成に影響されないのならば、女性の年金や医療保険問題については、夫(世帯主)によって代表される世帯との緊密な関係が無視できない。つまり、第3号被保険者問題や保険料負担の問題などについて、既婚女性を夫あるいは世帯との関係においてみることの妥当性が依然として高いことになる。一方、女性の就労参加が夫の経済状況よりも幼い子どもや要介護者

の有無によって大きく左右されるとすれば、少子高齢社会に向かって仕事と家庭の両立を支援するための対策が緊急性をもった優先度の高い政策となりうる。松浦・滋野(2001)も出産・育児が女性の就業(特に継続就業)に大きな壁となって立ちふさがっていることを指摘している。子育てと就労が大きく乖離する限り、若年層の結婚離れは進むであろうし(白波瀬(1999)), その結果出生率も上昇しないであろう。

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おいて中立性を主張する(田近他(1996);小塩(1998))が、そこでは出産・育児が女性の労働供給に及ぼす影響を十分に配慮しているとは必ずしもいえない。出産や育児,あるいは介護役割と女性労働供給が中立的であるためには、ジェンダーフリーとなりうるように女性を社会保障制度の中で位置づけることが重要であろう。

もしも出産が退職に強く結びつくならば、子ども数の増加は離職率の増加という結果をもたらす(ここでは夫の収入については考慮にいけないことにする)。しかし退職をして出産し育てあげた子どもは、自らの母親だけでなく、子どもを生まなかった,あるいは子ども数が少ない女性をも支える役割を担うことになる。賦課年金制度の下では、子ども数が多く家計の苦しい低所得層から子どもがいない,あるいは少ない比較的高所得層へと移転が行われる世代間移転が起こることになる。たとえ仮に八田・小口(1999)が指摘するように積立方式に移行するにしても、移行期の債務を誰かが負担せざるを得ないので、ここで想定した専業主婦の(成長した)子ども世代がその役を担うことには変わりはない。出産・育児と就業の間に存在する問題を無視して3号被保険者に年金保険料負担を求めることは、家庭内責任のジェンダー性や世代間移転に伴う不公平性をなおざりにすることにもなる。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あたって、出産・育児と就業選択との関連を詳しく吟味することが重要である。

そこで本研究では厚生労働省によって1986年から3年ごとに実施されている1998年までの5

時点間の「国民生活基礎調査所得票」(大規模年)を利用し、既婚女性の就業形態選択が配偶者の所得,職業,世帯構造や育児との関係でどのように決定されているのかを実証することを目的とする。本研究においては、妻の就業形態選択を考えるにあたって、夫の収入のみならず夫婦以外の世帯員の収入や世帯構造を考慮に入れている。ダグラス・有沢仮説において、夫の収入のみに焦点が当てられているが、本稿においては夫婦以外の収入を考慮に入れることによって、世帯収入の効果を収入源によって差別化した。妻の就業決定を検討するにあたり、夫のみならず他の同居世帯員との関係も考慮に入れた点が、本研究の新たな視点である。結論を先に述べれば以下のとおりである。

- ① 1986年以降も夫の収入は妻の就業形態選択に統計的に有意な影響を与えている。その関係はダグラス・有沢法則が述べるように、負の関係にある。夫の収入が高ければ高いほど、妻は無業を選択する確率が高くなる。しかし、その定量的効果は限定的である。
- ② 1986年以降、夫婦以外の世帯員の収入も統計的に有意な効果を示し、かつ影響は妻の就業選択にプラスに働いている。
- ③ 第1子を持つこと(出産,夫婦のみ世帯から核家族への移行)は、女性の就業選択確率,特に一般雇用者の選択確率を著しく低下させる。
- ④ 夫が自営業の場合、夫が被雇用者の場合に比べて、女性の就業確率は高まり、かつ妻も非雇用形態(自営業あるいは家族従業者)を選択する傾向にある。
- ⑤ 時系列的な変化として最も興味深い結果は、一般雇用を選択するか否かにおいて、三世帯世帯か否かが1990年代に入り統計的に有意な影響を与えなくなったことである。

II データおよび変数について

本稿では国民生活基礎調査所得票の世帯票と個人票から既婚女性をとりだし、既婚女性とその配

偶者を特定化したデータを作成した。従って本稿の分析は世帯単位ではなく、既婚女性の個人単位である²⁾。

(1) 就業形態

既婚女性の就業パターンを(1)無業(「専業主婦」ということがある)、(2)自営・農林業、(3)一般雇用者、(4)期間契約雇用者(内職等含む)、に区分する。ここでいう無業は、「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。一般雇用者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。いわゆる正規雇用者に該当する者の他に事実上長期にわたり雇用されている非正規職員を含む点に留意を要する。期間契約雇用者は、農林業に該当せず、かつ「勤めか自営か」の質問に、1年以上1年末満の契約の雇用者、日々または1月末満の契約の雇用者、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。以下の推計に当たっては無業を基準とし、マルチノミアル・ロジットモデルによった。なおマルチノミアル・ロジットモデルの推計から得られる係数は基準に対する各選択肢のオッズを示すもので、解釈は容易ではない。そこで本稿では、理解しやすいように、得られた係数を下に就業形態の選択確率を試算する(Long (1997), Franses and Paap (2001) 参照)。

(2) 説明変数

女性の就業選択に当たっては、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。

$$\text{WORK}_{ij} = F(\text{AGE}_{i}, \text{HUSINCOME}_{i}, \text{SETA}_{i}, \text{CHILD}_{i}, \text{OLD}_{i}, \text{HUSJOB}_{i}) + u_{i} \quad (1)$$

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し、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。 SETA_{i} は世帯の構造(世帯類型)に関する変数である。 CHILD_{i} は幼児に関する変数である。 OLD_{i} は65歳以上の者の同居に関する変数である。 HUSJOB_{i} 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。具体的に年齢については、年齢とその自乗項(100で除した)、三乗項(1,000で除した)を取り上げる。保証所得の影響を考慮するために夫の収入(年収)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。逆にダグラス・有沢の法則が該当しないならば、女性の就業に夫の収入は影響しないか、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。なお年収に関しては都道府県別物価地域差指数(総務省)により実質化した。

世帯類型は、夫婦のみ世帯、夫婦と未婚の子どもから構成される核家族世帯(既定値)、三世帯世帯及びその他世帯を取り上げる。三世帯世帯、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)と高齢者の世話に伴う家事負担増(就業促進にマイナス)という相反する効果が考えられる。子どもに関する変数としては、6歳未満児の有無と6歳未満児の数を取り上げる(以下それぞれ「子どもダミー」、「子ども数」ということがある)。先行研究が指摘するように、育児に手のかかる子どもが女性の就業、取り分け正規職員としての就業形態選択を抑制すると予想される。その状況に1990年代に入っても変化が認められなければ、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。

夫の就業形態(役員・雇用が既定値)は、自営、農業(農林漁業)、パート・内職、及び無職を取

り上げる。自営業であれば夫の就労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。パート・内職、あるいは夫無職は夫の求職中、あるいは失業時や引退時における効果のみることになる。さら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³⁾。

なお本稿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、以下の解釈に当たってはその点に留意が必要である。なお記述統計は表1に掲げるとおりである。

III 推計結果

1 マルチノミアル・ロジットモデルの推計結果

ここでは夫の収入、その他の世帯員の収入、子どもの有無と子ども数、世帯構造、夫の職業に注目し概観する。

(1) 夫の収入とその他の世帯員収入の効果

推計結果は表2に掲げるとおりである。夫の収入は、妻無業を基準とした場合の自営業選択、一般雇用選択、期間契約雇用選択に負の影響を与えており、このパターンは1986年以降1998年まで変化していない。夫の収入のオッズが最も大きいのは、一般雇用選択においてであり、本分析結果をみる限りその効果の大きさに一定の時系列的傾向はない。しかし、妻の自営業選択において、夫の収入のオッズが大きくなる傾向がある。

ここでの夫婦以外の世帯員収入とは、仕事に就いている未婚の子どもからの収入や同居する親からの収入をさす。この変数にかかる係数は、夫の

表1 記述統計

	1986		1989		1992		1995		1998	
	平均	標準誤差	平均	標準誤差	平均	標準誤差	平均	標準誤差	平均	標準誤差
年齢	41.7827	9.9417	42.6035	9.7935	43.1926	9.8558	43.4624	9.9307	44.0507	9.9057
専業主婦	0.5337	0.4989	0.5083	0.4999	0.5002	0.5	0.5101	0.4999	0.4979	0.5
一般雇用	0.2511	0.4333	0.2647	0.4412	0.2999	0.4582	0.2942	0.4557	0.2937	0.4554
期間契約雇用	0.0579	0.2327	0.0903	0.2866	0.0733	0.2607	0.0782	0.2684	0.0958	0.2944
自営業	0.154	0.3649	0.1367	0.3436	0.1265	0.3324	0.1175	0.322	0.1126	0.3161
夫婦のみ世帯	0.1325	0.3374	0.1459	0.353	0.16	0.3666	0.1709	0.3764	0.184	0.3875
核家族	0.5505	0.4975	0.5497	0.4975	0.5481	0.4977	0.5455	0.4979	0.5457	0.4979
三世代世帯	0.2596	0.4414	0.2516	0.434	0.2345	0.4237	0.2268	0.4188	0.2173	0.4124
その他世帯	0.0575	0.2363	0.0528	0.2236	0.0573	0.2325	0.0568	0.2315	0.053	0.224
夫一般雇用	0.6807	0.4662	0.6963	0.4599	0.7206	0.4487	0.729	0.4445	0.7291	0.4445
夫農業	0.075	0.2687	0.0655	0.2474	0.0458	0.2091	0.0387	0.193	0.0342	0.1816
夫自営	0.1752	0.3829	0.1694	0.3751	0.166	0.372	0.1598	0.3664	0.1531	0.3601
夫期間契約雇用	0.015	0.1229	0.0221	0.147	0.0156	0.1238	0.0152	0.1222	0.0201	0.1405
夫無業	0.0541	0.2239	0.0467	0.2111	0.0521	0.2221	0.0573	0.2323	0.0635	0.2439
高齢者有無	0.2296	0.4226	0.2319	0.4221	0.2331	0.4228	0.2328	0.4227	0.238	0.4259
夫収入(対数値)	8.0705	1.1324	8.1884	0.8805	8.3482	0.912	8.4457	0.8636	8.4677	0.8604
その他収入(対数値)	2.6948	2.9186	2.6953	3.6512	2.8487	3.7578	2.7803	3.7749	2.8016	3.7704
6歳未満児の有無	0.2439	0.4294	0.2206	0.4147	0.2085	0.4062	0.2056	0.4041	0.1978	0.3984
6歳未満児数	0.3372	0.6561	0.3056	0.6326	0.2837	0.6051	0.2783	0.5988	0.2648	0.5806
持ち家	0.7521	0.4304	0.7701	0.4208	0.7447	0.436	0.7516	0.4321	0.7685	0.4218
畳数	34.8407	17.4989	36.3729	18.6537	36.1934	18.7859	37.1191	18.1069	38.2867	18.9321

表2 既婚女性の就業決定に関するマルチノミアル・ロジット分析結果(1986年~1998年)

	係数 t 値 1986年		係数 t 値 1989年		係数 t 値 1992年		係数 t 値 1995年		係数 t 値 1998年	
[自営]										
定数項	-5.3353	-2.8557	-0.8576	-0.4476	-5.4429	-2.2801	-5.2389	-2.1418	-7.0914	-2.3053
年齢	0.0622	0.4581	-0.1949	-1.3926	0.0900	0.5238	0.1036	0.5829	0.2228	1.0162
年齢自乗	0.2617	0.8094	0.7418	2.2185	0.1726	0.4262	0.0651	0.1545	-0.0793	-0.1551
年齢三乗	-0.0492	-1.9650	-0.0773	-2.9776	-0.0394	-1.2697	-0.0262	-0.8083	-0.0237	-0.6100
ln(夫収入)	-0.2026	-6.9749	-0.2299	-7.5854	-0.2132	-6.4905	-0.2200	-6.4951	-0.3094	-7.9970
ln(他の世帯員収入)	0.0304	3.7662	0.0305	3.6099	0.0391	4.3512	0.0346	3.5882	0.0613	5.5827
夫婦のみ世帯ダミー	0.3527	4.4496	0.1220	1.5148	0.2833	3.2825	0.2298	2.5109	0.3461	3.5120
三世帯世帯ダミー	0.3554	4.4204	0.1324	1.4907	0.3120	3.0756	0.1529	1.3949	0.0392	0.2965
その他世帯ダミー	0.4128	4.0145	0.0197	0.1742	0.2582	2.0652	0.1236	0.9452	0.0832	0.5256
6歳未満児の有無	-0.2060	-1.3149	-0.4093	-2.3766	-0.3401	-1.6392	-0.3251	-1.4881	-0.7181	-2.7362
6歳未満児数	-0.1871	-1.8632	-0.1723	-1.5647	-0.2342	-1.6787	-0.1477	-1.0221	0.1997	1.1813
高齢者の有無	0.1878	2.7129	0.2800	3.6482	-0.0927	-0.1039	0.1696	1.7679	0.0924	0.8112
夫農業	2.8217	38.1752	2.8801	35.8955	2.6990	28.7250	2.9877	28.0880	2.8794	23.1180
夫自営	2.7520	50.7652	2.8740	49.3088	2.8375	46.3321	2.9911	43.7442	2.8540	38.6745
夫期間契約雇用	0.2878	1.2468	0.1117	0.5093	0.2933	1.1556	0.1316	0.4121	0.4481	1.7255
夫無職	0.0850	0.6367	-0.1732	-1.0541	-0.1186	-0.7360	0.1024	0.6364	-0.2473	-1.3889
持ち家ダミー	0.7067	9.5983	0.6414	7.8435	0.4182	5.0463	0.3924	4.2526	0.3081	3.0473
豊数	0.0856	6.1504	0.0112	8.0376	0.0116	7.7411	0.0119	6.6344	0.0154	8.4263
[一般雇用]										
定数項	2.8475	2.6700	6.4411	5.6535	5.1691	4.4567	4.4148	3.5647	6.4818	4.6972
年齢	-0.1576	-1.9178	-0.4180	-4.8026	-0.2835	-0.3224	-0.2653	-2.8309	-0.3932	-3.7838
年齢自乗	0.7199	3.4803	1.3742	6.3258	0.9988	4.5815	0.9230	3.9919	1.2334	4.8307
年齢三乗	-0.0873	-5.1840	-0.1390	-7.9270	-0.1046	-5.9931	-0.0955	-5.1806	-0.1201	-5.9145
ln(夫収入)	-0.4036	-18.0123	-0.4295	-18.6520	-0.4351	-18.2543	-0.3768	-14.9390	-0.4142	-14.5293
ln(他の世帯員収入)	0.0374	5.7900	0.0494	7.9771	0.0546	8.8927	0.0588	9.1708	0.0593	8.2417
夫婦のみ世帯ダミー	0.5054	9.2070	0.3820	7.0890	0.3773	7.0186	0.4238	7.5876	0.4161	6.9484
三世帯世帯ダミー	0.2675	4.0000	0.1998	2.9237	0.1050	1.4401	0.1147	1.4715	-0.0440	-0.4756
その他世帯ダミー	0.3660	4.3036	0.1843	2.1121	0.1964	2.2151	0.1953	2.0760	0.1045	0.9601
6歳未満児の有無	-0.5495	-5.6100	-0.5225	-5.1383	-0.4481	-3.9985	-0.5388	-4.3629	-0.3412	-2.4869
6歳未満児数	-0.1988	-3.1364	-0.2553	-3.8692	-0.3404	-4.5254	-0.2756	-3.3251	-0.3750	-3.9552
高齢者の有無	0.0962	1.6800	-0.0104	-0.1731	0.0190	0.2974	0.1592	2.3027	0.2712	3.3367
夫農業	-0.6079	-7.0776	-0.6379	-7.1762	-0.6187	-6.0163	-0.8664	-6.7972	-0.4156	-3.0232
夫自営	-0.6582	-12.0969	-0.6932	-12.6080	-0.7151	-12.3980	-0.7654	-12.1040	-0.5930	-8.7477
夫期間契約雇用	-0.4347	-3.1341	-0.6709	-5.6061	-0.6337	-4.3904	-0.6963	-4.3225	-0.6308	-3.9484
夫無職	-0.5695	-6.4366	-0.8569	-8.6814	-0.9415	-10.0496	-0.9765	-10.4400	-0.9819	-9.9476
持ち家ダミー	0.3318	7.3889	0.2835	6.0606	0.3296	6.9760	0.3336	6.3457	0.2317	4.0696
豊数	0.0575	4.9382	0.0796	7.2371	0.0445	3.8786	0.0620	4.8639	0.0747	5.7190
[期間雇用]										
定数項	-8.7686	-3.8614	-5.4363	-2.7512	0.6256	0.3019	-6.1053	-2.5878	-0.3643	-0.1529
年齢	0.6155	3.6145	0.3207	2.1784	-0.1378	-0.8835	0.3586	2.0551	-0.0894	-0.5084
年齢自乗	-1.1883	-2.8438	-0.4019	-1.1169	0.6535	1.6970	-0.5212	-1.2343	0.6414	1.5099
年齢三乗	0.0644	1.9311	-0.0087	-0.0302	-0.0787	-2.5549	0.0119	0.3590	-0.0828	-2.4844
ln(夫収入)	-0.3312	-9.2666	-0.2499	-7.2163	-0.2253	-5.6920	-0.2366	-5.9335	-0.2424	-6.0105
ln(他の世帯員収入)	0.0303	2.6088	0.0184	1.9890	0.0267	2.5986	0.0228	2.1633	0.0362	3.4683
夫婦のみ世帯ダミー	-0.1103	-1.0524	-0.0704	-0.8577	-0.0267	-0.2927	0.0119	0.1324	-0.0302	-0.3382
三世帯世帯ダミー	-0.0924	-0.7339	-0.0856	-0.7788	-0.0605	-0.4544	-0.1553	-1.1204	-0.0444	-0.0393
その他世帯ダミー	-0.3170	-1.7930	-0.4026	-2.6375	-0.4686	-2.6306	-0.4221	-2.3456	-0.2263	-1.2550
6歳未満児の有無	-0.7257	-3.9229	-0.3804	-2.2925	-0.7615	-3.7355	-0.4234	-1.8436	-0.8405	-3.7507
6歳未満児数	-0.1942	-1.5878	-0.4737	-4.0593	-0.2570	-1.8568	-0.5501	-3.2727	-0.1289	-0.8450
高齢者の有無	-0.0139	-0.1222	0.0251	0.2491	0.0584	0.4846	0.0531	0.4165	-0.1428	-1.0858
夫農業	-0.7200	-3.8822	-0.5228	-3.5222	-0.8583	-3.7748	-0.4647	-2.1278	-0.3031	-1.3329
夫自営	-0.4055	-4.4043	-0.5521	-6.7412	-0.5599	-5.6764	-0.5885	-5.5716	-0.7553	-6.5770
夫期間契約雇用	1.0561	7.0770	0.5220	4.1998	0.6687	4.1578	0.9834	6.1966	1.1516	7.9435
夫無職	-0.4673	-2.7980	-0.6010	-3.9318	-0.4238	-2.7008	-0.5236	-3.4766	-0.3854	-2.7659
持ち家ダミー	0.3333	4.3574	0.2336	3.5385	0.0594	0.7921	0.1064	1.3254	0.0138	0.1713
豊数	-0.0244	-1.0983	-0.0135	-0.7588	-0.0014	-0.0689	0.0147	0.6779	-0.0144	-0.6928
対数尤度	-24136.2		-24906.8		-21430.9		-18838.0		-16486.3	

収入効果とは逆に有意に正となっている。オッズは夫の収入に比べると大きくないが、概して妻の就業を促す効果が認められる。特に妻の自営業選択においてその傾向が明らかである。世帯構造別に、その他の世帯員の収入額をみると、三世帯家族が最も高い。ここでのプラス効果は、未婚の子どもや同居の親など、いずれ将来的になくなるであろう収入源であるので、将来的な収入の減少を避けるべく妻の就業が促されるといえよう。一方、夫の収入の場合には恒久的なものとして捉えられることが多く、いわゆる保証所得としての色彩が濃い。しかしこれから離婚が増え、夫の所得が恒久的であるという仮定の妥当性が低まった時、妻の就業決定パターンに何らかの変化が予想される。

妻の就業決定には、夫の収入やその他の世帯員の収入に影響を有意に受けているが、その影響する方向が将来的な見通しの中で差別化されていることは興味深い。

(2) 世帯構造

ここでは核家族をベースとして、夫婦のみ世帯ダミー、三世帯世帯ダミー、その他の世帯ダミーを取り上げる。これまで母親の就業を支える子育て支援として親族支援が高いウェイトを占めると言われてきたが、その中でも特に三世帯同居が妻の就業を支援すると捉えられてきた(永瀬(1997); Nakamura and Ueda (1999))。しかし、本分析を見る限り、三世帯同居は妻の一般雇用を促すがその有意な影響は1989年までで、1990年代に入ると統計的に有意な影響は認められなくなる。一般に言われるほど、親との同居が妻の就業決定に大きく貢献しているわけではない。それよりも先にみたように、親との同居によって世帯収入が増えた場合に、妻は就業を積極的に選択しており、単なる同居か否かだけではその効果をみることはできない。事実、親の加齢に伴う介護負担が妻に降りかかる可能性もあり、妻の就業を抑制することも考えられる。

夫婦のみ世帯ダミーにかかる係数は、一般雇用者については各年度とも1%水準で有意に正である。自営業については、1992年以降1%水準で有意にプラスの影響を呈している。6歳未満児関連

変数の結果と併せると夫婦のみ(子ども数=0)というケースに比べて、一般雇用の場合は特に、子どもを持つことによって妻の就業確率が著しく低下することを示唆している。

(3) 6歳未満児の有無とその数

6歳未満児の有無にかかる係数は、一般雇用について1%水準で有意にマイナスである。6歳未満児がいるかどうかという、一人目の効果に焦点をあてたダミー変数に加え、その人数の効果をみると、どの年度においても統計的に有意なマイナスの影響が認められる。6歳未満児のあるなしとその人数との間の効果の程度の違いは、近年若干縮小の傾向にあるが、1980年代後半においては一般雇用に関して、何人6歳未満児がいるかというよりも、いるかないかの一人目の効果の方が明らかに高いことが特徴であった。

期間雇用者の場合は、6歳未満児の有無によるオッズの高いことが特徴的である。自営についても、1998年には6歳未満児ダミーの係数が1%水準で有意に負である。この結果は先行研究と共通しており、1990年代後半においても出産・育児が女性の就業を、強く抑制することを改めて確認できたといえよう。

(4) 夫の職業

夫が自営の場合、一般雇用者の夫と比べて、女性の自営業選択にかかる係数は1%水準で有意に正、一般雇用者と期間契約雇用者にかかる係数は全て1%水準で有意に負となることが注目される。このことは夫が自営業である場合、妻は多くの場合家族従業者として共に事業を営んでいる可能性を示唆している。

2 選択確率

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。そこで上で得られた推計結果を基に、6歳未満児の数と夫の収入によって妻の就業選択確率がどのように異なるのかを試算する。6歳未満児の有無と数は、一般雇用に関して1986年度以降統計的に有意であ

るので、6歳未満児の子どもの数による妻の無業確率と一般雇用確率について検討する。また、夫の収入も各年度とも統計的に有意であるので、モデルケースを設定して夫の収入の増加に伴う妻の就業確率について検討する。

ここでは、既婚女性の年齢を35歳とし65歳以上世帯員は無し、夫婦以外の世帯員収入は無し、持ち家有りで昼数は各年の平均と想定した。まず6歳未満児の数による効果については、夫の年収を700万円とし、夫が一般雇用者の場合の妻の無業選択確率、一般雇用選択確率を求めた。夫の収入効果については、夫が一般雇用者で子どもが一人おり、夫婦以外の世帯員収入がないモデルケースについて、200万円から2,200万円まで夫の年収が100万円ごとに増加した場合の妻の一般雇用確率を試算した。各年度とも傾向は概ね共通するので、以下の説明は主に98年度の例による。

(1) 無業選択確率

どの年度においても、子どものいない場合から子どもが一人増えた場合の妻の無業選択確率の増加が著しい。1998年度では一般雇用の夫を持つ妻が夫婦のみで無業を選択する確率は、18.77%であるが、一人増えたことで妻の無業選択確率は40.96%と倍以上に跳ね上がる。子どもが二人になると48.49%、三人の場合は55.35%と増加するものの、ゼロから一人への大きなジャンプに比べると無業選択確率の変化の程度はそれほど高くない。このように、86年から98年にかけて、6

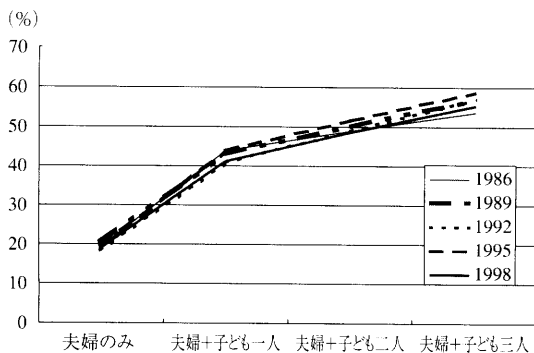


図1 夫が被雇用者の場合の子どもの人数別妻の無業確率

歳未満児がいるかないかで妻の無業確率に大きな差が認められ、その後6歳未満児の数が増えるにつれ無業確率は徐々に上昇するものの、ゼロか一人かとの差に比べると一人か三人かとの違いは小さいことには変わりはない。つまり妻の無業確率は、子どもを持つか持たないかの間で大きく異なり、子どもを持つことのコストの高さをここでも確認することができる。

(2) 一般雇用選択確率

妻の一般雇用選択確率をみてみよう(図2参照)。ここでも図1と同様に、夫が被雇用者の場合に、6歳未満児数別に妻の選択確率が示されている。ここでの結果は、図1でみた妻の無業選択確率をもう一つの側面からみたものである。夫が一般雇用者の場合、妻も一般雇用であることを選択する確率は、1998年には70.06%であるが、子どもが一人増えることで49.28%へと大幅に減少する。さらに子どもが二人になると40.01%、三人の場合には31.45%と一般雇用選択確率は減少する。その変化の程度はゼロから一人への場合ほどではない。ここでも妻が子どもを育てながら家庭外で仕事を保つことの困難さが認められた。特に、子どもが三人いる場合の妻の一般雇用選択確率は1986年の38.00%から1998年31.46%と減少している点が注目される。

(3) 夫の収入別、妻の一般雇用選択確率

図3は子どもが一人おり夫が一般雇用者の場合に、妻が一般雇用を選択する確率を夫の収入別にみたものである。どの年度においても、夫の収入

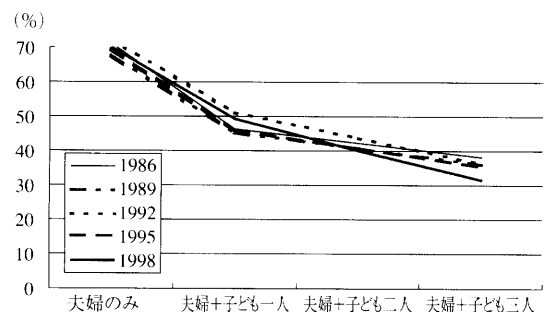


図2 夫が被雇用者の場合の子どもの人数別妻の一般雇用確率

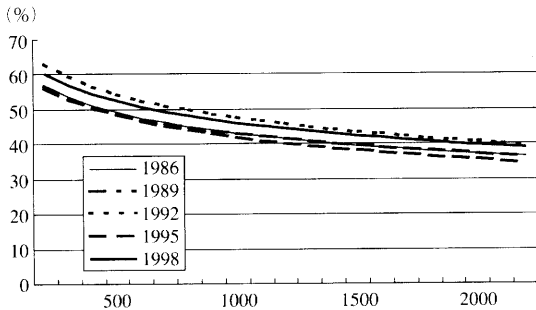


図3 夫の所得階級別妻の一般雇用確率（子ども一人の場合）

が高くなるにつれて妻の一般雇用選択確率は低くなっている。特に夫の年収が500万円以下の場合には、夫の年収が100万円上昇することに妻の雇用選択確率の低下が大きく（98年のケースで、300万円から400万円で56.84%から54.31%）、その後は夫の年収が増えるに従って比較的緩やかに妻の一般雇用選択が減少していく（900万円から1,000万円で46.99%から46.03%）。このパターンに大きな時系列的な違いは認められない。強いて言えば、1992年に夫が低収入層の場合に妻の一般雇用選択確率が増えた（例えば夫の年収が300万円の場合に妻が一般雇用を選択する確率は63.18%）が、1995年には一旦減少し（52.89%）、1998年に再び増えるというジグザグの変化を示している。これは景気や雇用機会との関係があると予想される。

しかし、夫の年収が100万円上昇するごとの妻の一般雇用選択確率の変化はそれほど大きくない。1998年度当時で最も大きい変化は200万円から300万円の低所得階層で3.4ポイントで、1,400万円から1,500万円の高所得層で0.58ポイント、700万円から800万円で1.22ポイントである。300万円という低所得階層から1,500万円の高所得階層へ移行しても14.5ポイントである⁹⁾。ダグラス・有沢の仮説が述べるように、夫の収入が高いほど妻が就業を選択する確率は低下するものの、その変化の程度は一般に言われているほど大きくはない。表2の多項ロジット分析の結果から夫の収入の負の効果は定性的に確認されたが、選

択確率を試算してみると夫の年収の定量的な効果は限定的である。

以上の妻の就業選択確率の推計から、1986年から1998年にかけて時系列的にみて概ね共通した結果が得られた。ここで改めて得られた結果は、6歳未満児を持つことの妻の就業選択への大きなインパクトである。妻の無業確率は6歳未満児を持つことで大きく上昇し、その上昇程度はゼロから一人目の場合が最も大きく、妻の就業選択確率が出産・育児と大きく関連していることを意味する。また、夫の収入効果についても定性的には認められるが、定量的には一般に言われているほど大きくないことが明らかになった。

IV 考 察

本研究では、妻の就業選択に対する夫の収入や職業、6歳未満児の数、世帯状況の影響を1986年から1998年にかけて検討した。これまで日本では、妻の就業決定が夫の収入に大きく左右されるといわれてきた（ダグラス・有沢の法則）が、果たして本分析結果をしても妻の就業決定に対する夫の収入効果は有意に負であった。しかし、その効果を定量的に試算してみると、夫の収入が100万円増えるごとに妻の一般雇用選択確率は概して1ポイント以下という限定的なものであった。一方、夫婦以外の世帯員からの収入の効果は、妻の就業選択を促し、同じ収入といえどもその収入源によって差別化され、その方向も異なることがわかった。夫の収入の場合は、半永久的、恒常的に獲得する保証所得としての意味合いが濃い¹⁰⁾が、同居する子どもや親からの収入は、将来的に無くなるであろう過渡的な所得であり、妻はその将来的な所得の損失を埋め合わせるべく就業を選択するとみなすことができる。

また親との同居を含む三世帯同居は子育て支援の観点から、妻の就業を促すとみられていたが、本分析結果をみる限り1990年代に入って有意なプラスの効果は認められなかった。特に親と同居することが妻の就業に即プラスになると考えるのは少々単純過ぎるきらいがある。親は子育てを支

援する重要な助けになるが、親の加齢と共に健康度の低下や要介助・介護の確率が高まり、妻にとっての負担となりうる両面性を持ちうる。

このように1986年から1998年にかけての大規模データを分析した結果、妻の就業選択は、夫の収入や夫婦以外の世帯員の収入、幼い子どもの有無や人数、さらには夫の従業（特に自営か否か）によって大きく左右されることが明らかになり、このパターンに近年大きな変化は認められなかった。しかし妻の就業選択確率に大きな影響をもたらしていたのは、6歳未満の子どもの数であり、妻の就業選択は6歳未満児の数で代表されるファミリーステージや世帯の状況と大きく関連して実現されていることが認められた。特に夫が被雇用者の場合、子どもを持つという意味での家族形成は一般雇用選択確率を著しく低下させていた。出産・育児は女性の就業確率を大いに低下させ、特に一般雇用に含まれる役員・雇用という常用の正規職員として就業することに大きな阻害要因となっている。女性がその能力や意欲を生かせるような就業の継続を促進することは望ましい。しかし、就業継続、特に正規職員継続を選択するには、出産・育児を断念せざるを得ない場合が多いことが問題である。出産のために就業を断念するか、あるいは就業のために出産を諦める、あるいは希望子ども数よりも少ない子ども数で妥協せざるを得ない事態が生じていることを、我々の結果は示している。事実、子どもの人数別妻の無業確率（図1）と夫の収入別妻の一般雇用確率（図3）をみても、子どもが一人増えることによる妻の無業確率の増加程度は、夫の収入が200万円から2,200万円に増えた場合の妻の一般雇用確率の変化の程度よりも大きい。夫の収入が100万円上がったからといって妻が仕事を辞めるというよりも、子どもを出産して就業継続が困難になったり、自営業に従事することで子どもを産んでも就業を継続していくといった、ライフステージや就業形態の方が妻の就業決定に与える影響力は遙かに大きいものであった。

以上の結果を踏まえ、出産・育児と就業の関係について、出産により就業を断念し、妻の収入が

無くなった分世帯収入が低下するケース（コースA）と、出産せず就業を継続して妻の収入が上昇し、世帯収入が増加するケース（コースB）の二つの単純な例を考える。

この時コースAを選択した既婚女性に年金保険料負担を課すことは、（女性に収入がない以上）夫に保険料負担を課すことに他ならない。結果として短期的にはコースAを選択した家計の可処分所得を更に低め、世帯間の格差を更に拡大することになるであろう。また、コースAを選択した家計の子どもの年金拠出がコースBを選択した家計の夫婦が受給する年金の財源となり、異時点間の異なる世帯間の所得移転を通じてコースAとコースBの家計の間で長期的な所得格差の拡大が促されるであろう。これはコースAで出産・育児を選択した家計に、夫による妻の保険料負担と子どもによる次世代年金の負担という二重の負担を課しているのに等しい状況とも解することができる。家計（夫婦）が賦課年金制度の効果を合理的に計算するならば、コースAを選択する家計の減少とコースBを選択する家計の増加により、少子化が促進されることで年金制度は更に危機に立つことになる。

コースBを選択した既婚女性は、税・社会保険料負担という形で財政や社会保障制度に寄与する。ただし限界税率が100%を超えるという状況でなければ、コースAよりは豊かであろう。これからの少子高齢社会に向けた年金制度をはじめとする社会保障改革を考えるにあたって、出産・育児と女性の就業選択の関係を、異時点間の世代にわたる長期的な所得移転としての側面も考慮に入れて十分に検討する重要性が高まっているといえよう。

補論 推計方法

女性の就業形態選択は、無業（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。

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。

$$S_j = F(bx_i)$$

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

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

for $j=1, \dots, J$

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。対数尤度関数は次式による。

$$\text{Log } L = \sum \sum Y_{ij} \text{Log } P(Y_i = j) \quad (3)$$

for $j=0, \dots, J$

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 番目のカテゴリと 1 番目のカテゴリのオッズ比を考える。

$$\text{ODDS}_{j|1} = \frac{P(Y_i = j | x_i)}{P(Y_i = 1 | x_i)} = \frac{\exp(b_j, x_i)}{\exp(b_l, x_i)} \quad (4a)$$

for $l=1, \dots, J$

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

対数オッズ比を考えると次のようである。

$$\text{Log } \text{ODDS}_{j|1} = (b_j - b_l)x_i \quad (5a)$$

for $l=1, \dots, J$

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

$(b_j - b_l)$ の符号は j 番目のカテゴリと 1 番目のカテゴリの選好を示す。(5b) 式の定数項の正負は対象カテゴリと基準となったカテゴリとの選好の正負を表す。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になる。なお x は連続変数であると仮定する。

$$\frac{\partial P(Y_i = j | x_i)}{\partial x_i} = P(Y_i = j | x_i) [b_j - \sum b_l P(Y_i = l | x_i)]^0 \quad (6)$$

(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 番目のカテゴリの 1 番目のカテゴリに対する選好を高めるかもしれないが、 $s \neq 1$ のカテゴリに対する選好を弱めるかもしれない。(6) 式は単調増加(減少)関数である保証がないのである。

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係数は、基準値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。就業選択確率に及ぼす影響は得られたパラメータを (2a), (2b) 式に代入することで求めることができる。これにより未就学児数といった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ことができる。

謝辞

本論文執筆にあたり、多くの方々から有益なコメントをいただいた。特に、石田浩氏、荻谷剛彦氏、岸智子氏、玄田有史氏、小原美紀氏(あいうえお順)にお礼を申し上げたい。

注

- 1) 本研究は、平成 12 年度から 13 年度にかけて実施された厚生労働科学研究「日本の所得格差の現状と評価に関する研究」の一環である。
- 2) 分析に当たっては、データの信頼性確保から次のサンプルを除いた。それらは、(1) 家計消費支出回答拒否の者、(2) 住居の所有形態回答拒否の者、(3) 建物の構造回答拒否の者、(4) 部屋数、または畳数回答拒否の者、(5) 世帯主の年齢回答拒否の者、である。さらに、モデルの変数に関する情報が得られないサンプル(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)、配偶者の特定が必ずしも容易ではないサンプル(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)を除いた。年齢は 18 歳以上 60 歳以下に限定し、既婚女性自らが要介護である者、さらに単独世帯を除いた。また、夫所得がゼロであるが、調査時点で何らかの勤務に携わっている者は削除した。その結果最終的に分析対象として残ったサンプルは、1986 年 25,520 ケース、1989 年 24,974 ケース、1992 年 21,711 ケース、1995 年 19,335 ケース、1998 年 16,339 ケースである。
- 3) 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。

4) ここでは妻の年齢を35歳としており、夫の年齢はおおよそ37歳と想定できる。そこで年収300万円というのは、生活保護の対象ともなりうるような社会経済的に恵まれない者を想定し、一方、同年齢ですでに年収1,500万円の収入を獲得する夫は大企業の部長クラスといった極めて恵まれた状況を想定する。

4) ここで弾性値を考えることもできる。

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

もちろん

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

である。

参考文献

- Becker, G. S. (1964) *Human Capital*, New York: Columbia University Press.
- Brinton, M. (1993) *Women and the Economic Miracle: Gender and Work in Postwar Japan*, Berkeley: University of California Press.
- Franses, P. H. and R. Paap (2001) *Qualitative Models in Marketing Research*, Cambridge University Press.
- Long, J. S. (1997) *Regression Models for Categorical and Limited Dependent Variables*, Sage.
- 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* (13): 73-89.
- 八田達夫・小口登良 (1999) 『年金改革論』, 日本経

済新聞社。

- 岸 智子 (2001) 「女性の就業と家庭・保育施設の育児分担」2001年度日本経済学会(秋)報告論文。
- 小塩隆士 (1998) 『社会保障の経済学』, 日本評論社。
- 駒村康平・渋谷考人・浦田房良 (2000) 『年金と家計の経済分析』, 東洋経済新報社。
- 小原美紀 (2001) 「専業主婦は裕福な家庭の象徴か? 妻の就業と所得不平等に税制が与える影響」『日本労働研究雑誌』 No. 493, pp. 15-29。
- 松浦克己 (1993) 「世帯主の定期外収入・同居世帯員収入の所得分配に与える影響」『日本労働研究雑誌』 No. 407, pp. 10-17。
- 松浦克己・滋野由紀子 (1996) 『女性の就業と富の分配』, 日本評論社。
- (2001) 『女性の選択と家計貯蓄』, 日本評論社。
- 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』, pp. 279-312, 東京大学出版会。
- 大沢真智子 (1993) 『経済変化と女子労働』, 日本経済評論社。
- 大竹文雄 (2000) 「90年代の所得格差」『日本労働研究雑誌』 No. 480, pp. 2-11。
- 白波瀬佐和子 (1999) 「女性の高学歴化と少子化に関する一考察」『季刊社会保障研究』第34巻第4号, pp. 392-401。
- (2002) 「少子高齢化と男女共同参画社会」金子勇編著『高齢化と少子社会』, pp. 73-98, ミネルヴァ書房。
- 橘木俊詔・八木 匡 (1994) 「所得分配の現状と最近の推移」石川経夫編『日本の所得と富の分配』, 東京大学出版会。
- 田近栄治・金子能宏・林 文子 (1996) 『年金と家計の経済分析』, 東洋経済新報社。
- (まつうら・かつみ 横浜市立大学教授)
(しらはせ・さわこ 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)

お知らせ

『季刊社会保障研究』第38巻第3号に掲載された松浦克己・白波瀬佐和子著「既婚女性の就業決定と子育て—これからの社会保障政策に向けて—」197頁右上から15行目の「謝辞」の前に、以下の付記を加えます。

付記

本研究は、平成12年度～13年度にかけて実施された厚生労働科学研究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」において行われた厚生労働省「国民生活基礎調査」の再集計結果等を利用した。