

夫無職	-0.70231E-01 0.15505	-0.55077E-01 0.15548	-0.52369E-01 0.15520
耕地有り	0.47238 0.68958E-01	0.47349 0.68948E-01	0.48121 0.69003E-01
持家有り	0.33256 0.79872E-01	0.33344 0.79877E-01	0.32996 0.79895E-01
畳数	0.77964E-02 0.14567E-02	0.78721E-02 0.14554E-02	0.78927E-02 0.14547E-02
(役員・雇用) 定数項	-4.1143 0.34190	-4.1173 0.34162	-4.1942 0.34346
年齢	0.21388 0.16095E-01	0.21328 0.16099E-01	0.21595 0.16144E-01
年齢 2 自乗 /100	-0.26765 0.18830E-01	-0.26651 0.18836E-01	-0.26960 0.18875E-01
夫年収対数	-0.69360E-01 0.84555E-02	-0.68287E-01 0.82845E-02	-0.65117E-01 0.83586E-02
世帯員年収対数	0.46258E-01 0.59452E-02	0.45899E-01 0.59126E-02	0.45211E-01 0.59116E-02
単身赴任	-0.65277 0.15819	-0.66000 0.15829	-0.66342 0.15840
女単独世帯	0.70329 0.30293	0.70884 0.30272	0.73459 0.30292
夫婦のみ	0.34798 0.52091E-01	0.35293 0.52125E-01	0.34929 0.52090E-01
三世代世帯	0.11738 0.63141E-01	0.17715 0.55106E-01	0.24708 0.72257E-01
その他世帯	0.23028 0.76204E-01	0.27220 0.71294E-01	0.33243 0.79691E-01
6歳未満児数	-0.59861 0.33764E-01	-0.60040 0.33673E-01	-0.60889 0.33920E-01
要介護者数	-0.36270 0.97628E-01	-0.36346 0.97571E-01	-0.33843 0.98061E-01
65歳以上変数	0.70829E-01 0.61823E-01	-0.20736 0.73192E-01	-0.12150 0.60873E-01
夫農業	-0.44410 0.10013	-0.43718 0.10011	-0.43811 0.10008
夫自営	-0.54080 0.55211E-01	-0.53992 0.55211E-01	-0.53809 0.55216E-01
夫パート	-0.51480	-0.50783	-0.50833

	0.13672	0.13682	0.13676
夫無職	-0.34426	-0.31950	-0.33233
	0.78028E-01	0.78563E-01	0.78275E-01
耕地有り	0.32808	0.32863	0.33407
	0.47495E-01	0.47495E-01	0.47564E-01
持家有り	0.20808	0.20815	0.20506
	0.45244E-01	0.45251E-01	0.45264E-01
昼数	0.46262E-04	0.42834E-04	0.20226E-04
	0.11327E-02	0.11323E-02	0.11316E-02
(パート・内職)			
定数項	-6.2135	-6.2491	-6.2980
	0.63117	0.63127	0.63335
年齢	0.25605	0.25432	0.25619
	0.29537E-01	0.29546E-01	0.29582E-01
年齢2自乗/100	-0.32063	-0.31729	-0.31971
	0.34571E-01	0.34575E-01	0.34591E-01
夫年収対数	-0.30879E-01	-0.23728E-01	-0.21507E-01
	0.16013E-01	0.15662E-01	0.15793E-01
世帯員年収対数	0.25900E-01	0.23495E-01	0.23004E-01
	0.10093E-01	0.10037E-01	0.10042E-01
単身赴任	-0.38671	-0.38376	-0.37913
	0.27620	0.27612	0.27610
女単独世帯	0.14600	0.19074	0.20946
	0.56979	0.56933	0.56958
夫婦のみ	0.50972E-02	0.40936E-02	-0.18752E-02
	0.89696E-01	0.89633E-01	0.89642E-01
三世代世帯	-0.92116E-01	0.90723E-01	0.10404
	0.11315	0.94282E-01	0.13424
その他世帯	-0.53845	-0.39625	-0.37463
	0.15741	0.14782	0.16318
6歳未満児数	-0.66573	-0.67485	-0.67876
	0.62994E-01	0.62884E-01	0.63218E-01
要介護者数	-0.24960	-0.24777	-0.23094
	0.17872	0.17843	0.17906
65歳以上変数	0.27536	-0.25662	-0.59216E-01
	0.11206	0.13978	0.11782
夫農業	-0.74022	-0.72659	-0.73002
	0.22332	0.22326	0.22327
夫自営	-0.46095	-0.45807	-0.45712
	0.95466E-01	0.95445E-01	0.95456E-01

夫パート	0.77948	0.79001	0.78580
	0.15195	0.15199	0.15197
夫無職	-0.22959	-0.20188	-0.22538
	0.14455	0.14518	0.14501
耕地有り	0.13436	0.13225	0.13511
	0.85364E-01	0.85371E-01	0.85445E-01
持家有り	0.21764E-02	-0.32043E-03	-0.22116E-02
	0.73330E-01	0.73311E-01	0.73333E-01
昼数	-0.19973E-02	-0.21710E-02	0.22132E-02
	0.20157E-02	0.20176E-02	0.20173E-02

対数尤度 - 22630.61 - 22629.83 - 22631.03

上段係数值、下段漸近的標準誤差

2) 選択確率

ケース②を例に各々の要因が既婚女性の就業形態選択に与える数量的効果について、簡単に試算する(以下の議論では、既婚女性の年齢40歳、持ち家有り、昼数36、単身赴任無しを想定している)。

2.1) 夫役員・雇用、夫年収7,000千円というケースでの家族類型の影響

(三世代同居のケース)

表3-1のパネルA(三世代同居、65歳以上男性同居有り、耕地無し、他の世帯員収入1,500千円)では6歳児未満の子供数を操作し、その影響をみている。子供がいない場合は専業主婦と役員・雇用の選択確率は0.42と0.44であり、拮抗している。これに対し子供数が1名の場合、専業主婦の選択確率は0.56と約0.15ポイント上昇し、役員・雇用の選択確率は0.33と約0.12ポイント低下する。またパート・内職の選択確率は0.1から0.07に約0.03ポイント低下する。専業主婦の選択確率は子供数が2名の場合は0.7、3名の場合は0.8と上昇する反面、役員・雇用の選択確率は0.22、0.14と低下する。6歳児未満の子供が3名いる場合、正規職員を続けることが相当困難であり、正規就業を断念し専業主婦に移行せざるを得ないことが示されている。このように子供の出産・育児は女性の就業確率や就業形態、取り分け役員・雇用という正規就業に著しい影響を持っている。この抑制効果は他の全てのケースについて共通する。

表3-1のパネルBは、上述のパネルAに要介護者が1名いるという条件を付加したものである。子供がいない場合の専業主婦の選択確率は0.49であり、パネルAに比べて約0.08ポイント増加し、反面役員・雇用の選択確率は約0.08、パート・内職の選択確率は約0.01ポイント低下する。介護が女性の就業を抑制することが示される。ただしその抑制効果は子供数1名・要介護者無しというケースに比べて、約0.08ポイント低い。これは介護以上に幼児の育児が女性就業を抑制することを示すものである。

表3-1のパネルCはパネルAから65歳以上男性同居という条件を除いたケー

スである。高齢者にかかる既婚女性の家事負担を捉えようというものである。子供がいない場合の専業主婦の選択確率は 0.37 であり、パネル A に比べて約 0.05 ポイント低下し、役員・雇用は約 0.05 ポイント、パート内職は約 0.01 ポイント、それぞれ選択確率が增加する。三世代家族といえども、それが女性の就業を促進するのは 64 歳以下という家族形態に限られることが示される。高齢者との同居は既婚女性の就業にはマイナスの効果があるといえよう。

(核家族、夫婦のみ世帯)

表 3-1 のパネル D は、前述のパネル C と比較する意味で、条件を核家族で、世帯員収入は 1,500 千円、65 歳以上の男性同居無しとしてある。夫婦以外の世帯員収入が 1,500 千円というのは、既婚女性が 40 歳ということを考えれば余り有りそうにないが、三世代世帯と核家族を比較するための仮想例として取り上げる。子供がいない場合の専業主婦の選択確率は 0.41、1 名の場合は 0.55 である。三世代家族の場合に比べて専業主婦の選択確率は約 0.04 ポイント高い。役員・雇用の選択確率は約 0.034 ポイント低下する。65 歳以上の男性が同居しない三世代同居の場合と比較して、女性にとり核家族の就業抑制効果が 0.04 ポイント程度であることが示唆される。興味深いのはパネル A とパネル D を比較すると、ほとんど差がないことである。この結果は高齢者(男性)との同居は、女性の就業に取り三世代同居のメリットを打ち消すほどの抑制効果を持つことを示唆している。

表 3-1 のパネル E は他の世帯員収入無しというケースである。専業主婦の選択確率は、子供がいない場合 0.48、子供数が 1 名の場合 0.63、2 名の場合は 0.75 まで上昇する。3 名の場合は 0.84 まで高まり、核家族で子供数が増えた場合には、女性の就業は更に抑制されることがうかがわれる。パネル D とパネル E を比較することで他の世帯員収入(1,500 千円)の就業選択に与える効果もうかがえる。世帯員収入が 1,500 千円の場合、それは専業主婦の選択確率を約 0.072(子供無し)~0.043(子供数 3 人)ポイント低下させる反面、役員・雇用の選択確率を約 0.070(子供無し)~0.036(子供数 3 人)ポイント増加させる。言い換えれば将来において世帯員の独立が予想されるケースでは、女性の就業確率はかなり上昇する。

表 3-1 のパネル F は夫婦のみ世帯の例である。パネル E と比較すると専業主婦の選択確率は約 0.08 ポイント低下し、役員・雇用の選択確率は 0.08 ポイント増加、パート・内職選択確率は 0.01 ポイント低下する。この差は女性就業によって、子供の年齢に関わらず子供を持つことのコストを示すものと言えよう。

表 3-1 夫が役員・雇用の場合の選択確率

(注: 既婚女性の年齢 40 歳、夫年収 7,000 千円、持ち家有り、量数 36、
 単身赴任無し)

(三世代同居)

パネル A

三世代同居、65 歳以上男性同居有り

耕地無し、他の世帯員の収入 1,500 千円

子供数	専業主婦	自営・農林業	役員・雇用	パート・内職
0	0.41715	0.040503	0.44308	0.099273
1	0.56336	0.040100	0.32827	0.068272
2	0.69757	0.036399	0.22298	0.043049
3	0.80319	0.030724	0.14085	0.025241

パネル B

三世代同居、65 歳以上男性同居有り

耕地無し、他の世帯員の収入 1,500 千円,要介護者 1 名

子供数	専業主婦	自営・農林業	役員・雇用	パート・内職
0	0.49351	0.050373	0.36445	0.091671

パネル C

三世代同居、65 歳以上男性同居無し

耕地無し、他の世帯員の収入 1,500 千円

子供数	専業主婦	自営・農林業	役員・雇用	パート・内職
0	0.36727	0.039762	0.47999	0.11297
1	0.51204	0.040638	0.36711	0.080207
2	0.65305	0.037995	0.25686	0.052092
3	0.76980	0.032833	0.16610	0.031269

(核家族)

パネル D

夫婦と子供のみ、65 歳以上男性同居無し

耕地無し、他の世帯員の収入 1,500 千円

子供数	専業主婦	自営・農林業	役員・雇用	パート・内職
0	0.40703	0.033045	0.44559	0.11434
1	0.55459	0.033008	0.33307	0.079337
2	0.69159	0.030175	0.22785	0.050381
3	0.80011	0.025592	0.14461	0.029682

パネル E

夫婦と子供のみ、65歳以上男性同居無し
耕地無し、他の世帯員の収入無し

子供数	専業主婦	自営・農林業	役員・雇用	パート・内職
0	0.47977	0.031269	0.37546	0.11350
1	0.62595	0.029907	0.26873	0.075409
2	0.75081	0.026297	0.17683	0.046061
3	0.84308	0.021647	0.10893	0.026338

(夫婦のみ)

パネル F
耕地無し

子供数	専業主婦	自営・農林業	役員・雇用	パート・内職
0	0.41062	0.034484	0.45735	0.097541

2.2) 夫の職業による違い

夫が農林業、自営業、パート・内職、及び無職のケースを取り上げる。既婚女性の条件としては、他の世帯員の収入無し、を想定する。

表 3-2 パネル A は、夫農業、夫年収 7,000 千円、夫婦と子供のみ、耕地有りというケースである。自営業・農林業の選択確率が 0.43(子供無し)~0.33(子供数 3 名)と高いことは予想される場所である。夫が役員・雇用者という表 3-1 パネル E に比べて専業主婦の選択確率が 0.31(子供無し)~0.59(子供数 3 名)と低く、自営・農林業と役員・雇用を合計した比率が 0.65(子供無し)~0.40(子供数 3 名)と高いのは、既婚女性が就業する場合の夫婦間の時間調整における弾力性を示唆している⁸⁾。

表 3-2 パネル B は夫が自営業のケースである(耕地無し)。やはり既婚女性の自営・農林業の選択確率が高くなっている。表 3-1 パネル E と比較すると、専業主婦の選択確率は 0.12 ポイント(子供無し)、0.17 ポイント(子供 1 名)、0.20 ポイント(子供 2 名)、0.20 ポイント(子供 3 名)は低くなっている。これは自営業が自宅で行われるとことが多いという事情、女性にとっても男性にとっても就業と育児や家事の時間配分が柔軟であるという効果を示していると考えられる。ただしこのケースでも子供が 1 名増えると専業主婦の選択確率は約 0.09~0.10 ポイント増加する。夫が自営業であっても、子供が増えると役員・雇用という形での正規職員の途は急速に閉ざされることがうかがわれる。

表 3-2 のパネル C、パネル D は夫が求職中、あるいは失業中というのが典型例であろう(既婚女性の年齢は 40 歳と仮定されているので、夫も現役世代である)。夫の年収は 2,000 千円が仮定されている。かなり生活が苦しい状況といえよう。

パネル C(夫パート・内職)では既婚女性もパート・内職というケースが高くなっている。雇用や生活が相対的に安定していると考えられる役員・雇用の選択確率はかなり低い(表には記載していないが、夫が役員・雇用、年収 2,000 千円

8)ただし耕地があるので厳密な比較ではないことに留意する必要がある。

というケースに比べて、子供 1 名の場合で約 0.1 ポイント低い)。このケースでは子供無しから子供が 1 名となると、専業主婦の選択確率が 0.14 ポイント増加、役員・雇用が 0.097 ポイント、パート・内職は 0.04 ポイント低下する。出産による既婚女性の所得喪失・減少で生活が極端に苦しくなることが示唆される。パネル D は夫が失業中と考えられる。夫がパート・内職のケースに比べても専業主婦の選択確率が高いことが特徴である。このケースでは夫婦とも失業している可能性が高いといえよう。また子供数の増加は女性の離職確率を他のいかなるケースに比べても高めていることが示唆される。

表 3-2 夫の職業別の選択確率

(注:既婚女性の年齢 40 歳、持ち家有り、他の世帯員の収入無し畳数 36、単身赴任無し)

パネル A

夫農業、夫年収 7,000 千円、夫婦と子供のみ、耕地有り、他の世帯員の収入無し

子供数	専業主婦	自営・農林業	役員・雇用	パート・内職
0	0.30895	0.43380	0.21691	0.040340
1	0.40307	0.41489	0.15524	0.026800
2	0.50007	0.37734	0.10566	0.016932
3	0.59301	0.32803	0.068738	0.010225

パネル B

夫自営業、夫年収 7,000 千円、夫婦と子供のみ、耕地無し、他の世帯員の収入無し

子供数	専業主婦	自営・農林業	役員・雇用	パート・内職
0	0.36031	0.42144	0.16433	0.053915
1	0.45790	0.39263	0.11457	0.034892
2	0.55412	0.34832	0.076059	0.021502
3	0.64273	0.29617	0.048397	0.012700

パネル C

夫パート、夫年収 2,000 千円、夫婦と子供のみ、耕地無し、他の世帯員の収入無し

子供数	専業主婦	自営・農林業	役員・雇用	パート・内職
0	0.46646	0.043756	0.23930	0.25049
1	0.61589	0.042353	0.17334	0.16842
2	0.74401	0.037507	0.11487	0.10361
3	0.83853	0.030989	0.071023	0.059462

パネル D

夫無職、夫年収 2,000 千円、夫婦と子供のみ、耕地無し、他の世帯員の収入無し

子供数	専業主婦	自営・農林業	役員・雇用	パート・内職
0	0.53790	0.021826	0.33314	0.10713
1	0.67984	0.020222	0.23099	0.068949
2	0.79375	0.017308	0.14795	0.040994
3	0.87372	0.013966	0.089340	0.022978

2.3) 夫の年収の効果

ここでは、既婚女性について年齢 40 歳、子供 1 人、三世帯同居、65 歳以上男性同居有り、他の世帯員の収入 1,500 千円、耕地無し、持ち家有り、昼数 36、単身赴任無しという想定の下で、夫(役員・雇用)の年収が女性の選択確率に与える影響を試算する(表 3-3 参照)。

夫の年収が 3 百万円から 6 百万円に増加しても、専業主婦の選択確率は約 0.0104 ポイントの増加、役員・雇用の選択確率は約 0.0096 ポイントの減少にとどまる。自営・農林業やパート内職への影響は無視できる。6 百万円から 9 百万円に増加しても、各々 0.0061 ポイントの増加と 0.0056 ポイントの減少に過ぎない。やはり自営・農林業やパート内職への影響は無視できる程度である。更に 9 百万円から 2 千万円と増加しても、やはり 0.01182 ポイントの増加と 0.010803 ポイントの減少に過ぎない。結局 3 百万円といういわば低所得層から 2 千万円という大企業役員クラスの高給になったとしても、専業主婦の選択確率は 0.55 から 0.58 へ約 0.03 ポイントの増加、役員・雇用の選択確率は 0.34 から 0.31 へと約 0.026 ポイント減少するに過ぎない。自営・農林業やパート・内職への影響は無視できる。これらの結果は松浦[2001]と共通する”。

この値は、表 3-1 のパネル A で子供が 1 名増加した場合の専業主婦の選択確率(0.1462(0 名→1 名)、0.1342(1 名→2 名)、0.10562(2 名→3 名)の変動に比べれば遙かに下回るものである。要介護者がいる場合の専業主婦選択確率増加 0.07636 も大きく下回る(表 3-1 パネル B 参照)。65 歳以上男性同居の有無、三世帯家族か核家族かという違い、あるいは夫婦+子供か夫婦のみかという家族類型の違いによる効果を、いずれも下回る値である(表 3-1, パネル C-F 参照)。それのみならず他の世帯員収入の影響(子供などの 1,500 千円)が専業主婦の選択確率に与える影響約 0.072(子供無し)~0.043 ポイント低下(子供数 3 名)や役員・雇

9) 選択確率への影響の試算はなされていないが正社員に関する夫所得の係数値 -0.00435(永瀬[1997]、夫恒常所得の就業に与える限界効果 -0.0000139(樋口[2001]も、定量的な影響がかなり小さいことを示唆している。

用の選択確率に与える影響約 0.070(子供無し)-0.036(子供数 3名)ポイント増加、
さえ下回る。

92年の国民生活基礎調査による限り、夫の年収増加が専業主婦の選択確率
を高め、妻の就業(役員・雇用)確率を低下させる傾向は、定性的にはうかがえ
る。しかし定量的な効果は極めて限られており、幼児数はもとより、介護や将
来独立が予想される子供などの収入よりも影響する度合いは低いのである。

表表 3-3 夫(役員・雇用)の年収が女性の選択確率に与える影響

(注: 既婚女性の年齢 40 歳、子供 1 人、三世帯同居、65 歳以上男性同居有り、
他の世帯員の収入 1,500 千円、耕地無し、持ち家有り、畳数 36、単身赴任無し)

夫年収	専業主婦	自営・農林業	役員・雇用	パート・内職
3	0.55076	0.041107	0.34004	0.068100
4	0.55509	0.040706	0.33604	0.068168
5	0.55843	0.040394	0.33296	0.068217
6	0.56116	0.040140	0.33044	0.068255
7	0.56347	0.039926	0.32832	0.068285
8	0.56546	0.039740	0.32649	0.068309
9	0.56721	0.039576	0.32488	0.068330
10	0.56878	0.039430	0.32345	0.068347
11	0.57019	0.039298	0.32215	0.068363
12	0.57148	0.039177	0.32096	0.068376
13	0.57267	0.039066	0.31988	0.068388
14	0.57377	0.038963	0.31887	0.068399
15	0.57479	0.038868	0.31794	0.068408
20	0.57903	0.038470	0.31405	0.068445

(注:夫の年収は百万円単位、実質ベース)

5 まとめ

女性の就業の有無、就業形態の選択に最も強く影響するのは子供数である。出産・育児は女性の就業確率を大いに低下させ、特に役員・雇用という常用の正規職員の道を大きく阻害させることが明らかになった。介護も子供数ほどではないが同様の効果を持つ。65歳以上(男性)の同居も女性の就業にはマイナスの効果を与える。他方で就業時間と育児・家事の時間配分が雇用者に比べれば柔軟であると考えられ、夫が農林業、自営業というケースでは女性の就業確率は高くなっていた。

女性がその能力や意欲を生かすことができる就業の促進は望ましい。就業継続、特に正規職員継続の選択と出産・育児の両立が困難であるということが問題である。出産のために就業を断念する。あるいは就業のために希望子供数よりも少ない子供数に出産を抑える、もしくは出産を諦めるという事態が生じていることを我々の結果は示している。このことから出産・育児と就業の関係を、あえて単純化すれば

コース A

出産(または子供数の増加)→就業の断念(または労働条件の低下)→女性の収入の皆減(または低下)→世帯収入(消費水準)の低下

コース B

出産せず(または子供数の抑制)→就業継続→女性収入の上昇→世帯収入(消費水準)の上昇

と区分することができる。これにより女性の就業の有無、就業形態により世帯間の所得格差は拡大する。

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、あるいは労働条件が低下しているので)夫に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であろう。

また、コース A を選択した家計の子供の年金拠出→コース B を選択した家計の夫婦の年金受給、という異時点間の所得移転を通じてコース A の家計とコース B の家計の長期的な所得格差も拡大するであろう。それは出産・育児を

選択した家計にペナルティを課しているのに等しい状況である。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 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(出産しなかったことに対するペナルティを課す)という状況でなければ、コース A よりは豊である。

出産・育児と就業選択の間に横たわる問題を無視した年金制度改革等は、所得格差の拡大と年金制度のより一層の危機をもたらしかねない。

参考文献

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

木村陽子[1998]「介護費用の推計とその経済効果」八田達夫・八代尚宏[1998]『社会
保険改革』日本経済新聞社所収

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

新美一正[2002]「雇用創出にはジェンダーの視点が不可欠である」Japan Research
Review, 2002年2月号, pp2-11

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

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』、東京大学出版会所収

八田達夫・八代尚宏[1998]『社会保険改革』日本経済新聞社

八田達夫・小口登良[1999]『年金改革論』日本経済新聞社

樋口美雄[1991]『日本経済と就業行動』東洋経済新報社

樋口美雄[2001]『雇用と失業の経済学』日本経済新聞社

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 No407, pp10-17

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

松浦克己・滋野由紀子 [2001] 『女性の選択と家計貯蓄』 日本評論社

Franses, P.H and R. Paap [2001] *Qualitative Models in Marketing Research*, Cambridge University Press

Lomg, J.S [1997] *Regression Models for Categorical and Limited Dependent Variables*, Sage

第2章 国際比較からみた世帯構造別 日本の所得格差

<分担研究者>

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

白波瀬 佐和子

国際比較からみた世帯構造別日本の所得格差
Japanese Income Inequality by Household Type in Comparative Perspective

国立社会保障・人口問題研究所 白波瀬佐和子

要旨

本研究の目的は、所得格差を通して日本の不平等化仮説を特に高齢者世帯との関連で検討し、日本の国際的な位置づけについて実証的に検討することにある。比較対象となる国は、アメリカ、イギリス、スウェーデン、台湾である。分析するデータは、日本が国民生活基礎調査所得票（昭和61年、平成元年、4年、7年、10年）で、比較対象国についてはルクセンブルグ所得研究データを用いた。

全体の所得格差の程度を時系列的にみると、1990年代は安定的な傾向を示し、不平等化仮説は支持されなかった。さらに日本の位置づけをみると、日本は比較対象国の中で真中に位置し、所得格差の程度は欧米並みといえる。しかしその一方で、欧米とは異なる日本の特徴も明らかになった。それは、日本において高齢者層、特に高齢者のみ世帯における所得格差が大きいことである。その原因として大きく二つあげることができ、一点は欧米に比べて高齢者が多様な世帯構造に属することと、稼得所得のうち特に雇用所得が高齢者の所得格差に大きな影響を持っていることである。高齢者が一人暮らしか、息子家族と同居する三世帯世帯に属するかによって、世帯の経済状況は大きく異なる。高齢者といえどもさまざまな状況にいる者が混在しており、その経済状態も多様であることが本分析を通して確認された。

Japanese Income Inequality by Household Type in Comparative Perspective

Sawako Shirahase

National Institute of Population and Social Security Research

2-2-3, Uchisaiwai-cho, Chiyoda-ku

Tokyo 100-0011, Japan

Fax: +81-3-3502-0636

E-mail: shirahase@ipss.go.jp

I would like to thank Masanobu Masuda, Katsumi Matsuura, Yuji Genda, Katsuhisa Kojima and Hiroshi Ishida for their helpful comments and Paul Alkemade for his technical advice on the LIS data. This research is conducted as part of the project of “The Current Situation and Assessment of Income Differentiation in Japan,” which is supported by Health Science Research Grants (2001-2002), Japanese Ministry of Health, Labour, and Welfare.