

であるが、女性においてパートタイム就業割合が低いので、労働時間の柔軟性から見ると家庭と仕事を両立しにくい状況にあるといえる。

表2-5 OECD 諸国における、性別雇用者に占めるパートタイム就業割合およびパートタイム就業に占める女性割合の出生力水準別グループ毎の平均値、1990、2000年

グループ	パートタイム就業/雇用者						女性/パートタイム就業		
	女性			男性			差の		
	1990	2000	平均値	1990	2000	平均値	1990	2000	平均値
A	29.2	29.3	0.58	6.9	8.6	1.8	74.3	73.1	-2.3
B	28.7	30.7	2.0	6.7	8.1	1.4	76.8	75.4	-1.5
C	18.5	17.1	3.6	2.9	3.7	1.5	71.7	71.9	-0.7
全体	26.3	25.3	1.9	6.0	6.8	1.6	74.7	72.8	-1.6

A>=TFR1.8,TFR1.8>B>=TFR1.4,C<=TFR1.3

5 失業率

OECD 諸国の失業率に代表される雇用環境に違いがあるだろうか。また、失業率には男女差がみられるだろうか。表2-6は、OECD 諸国における、性、年齢階級別失業率を1990年および2000年について示している。15~24歳の若年層では、2000年ではグループAは男性のほうが失業率の高い国が9か国中5カ国、グループBは10か国中4カ国、グループCは11か国中6カ国で、各グループともほぼ同数で大きな相違は見られない。1990年では、グループAは9か国中7カ国、グループBは10か国中4カ国、グループCは6か国中2カ国で、グループAは男性の失業率のほうが高い国が多かった。グループCはグループAと逆に女性のほうが失業率の高い国が多い傾向があるが、全部で6カ国であるので数が少ない。

グループAは、1990年から2000年の期間に男性の失業率がより高い国が減ったといえる。グループBはほとんど変化していない。グループCでは1990年のデータがない国があるが、データがそろっている国では大きな変化は見られない。

表2-6 OECD 諸国における、性、年齢階級別失業率、1990、2000年

国名	TFR	女性						男性					
		15-24 1990	15-24 2000	差の 平均 値	25-54 1990	25-54 2000	差の 平均 値	15-24 1990	15-24 2000	差の 平均 値	25-54 1990	25-54 2000	差の 平均 値
Turkey	A	15.0	12.2	-2.8	5.9	4.7	-1.2	16.6	13.7	-2.9	5.2	5.0	-0.2
Mexico	A	5.8	4.7	-1.1	3.8	1.7	-2.1	5.2	4.2	-1.0	1.5	1.4	-0.1
United States	A	10.7	8.9	-1.8	4.6	3.3	-1.3	11.6	9.7	-1.9	4.6	2.9	-1.7
Iceland	A	3.9	3.6	-0.3	2.6	2.4	-0.2	5.8	5.7	-0.1	1.8	1.1	-0.7
Ireland	A	16.1	6.9	-9.2	13.5	3.6	-9.9	19	6.1	-12.9	12.0	4.3	-7.7
France	A	23.9	23.7	-0.2	10.7	11.1	0.4	15.3	18.4	3.1	5.9	7.5	1.6
New Zealand	A	13.2	12.1	-1.1	5.4	4.6	-0.8	14.9	14.1	-0.8	6.6	4.4	-2.2
Norway	A	11.0	10.9	-0.1	3.9	2.3	-1.6	12.4	9.5	-2.9	4.7	2.9	-1.8
Australia	A	12.4	11.5	-0.9	5.5	4.6	-0.9	13.9	13.1	-0.8	4.9	5.2	0.3
Belgium	B	19.2	18.2	-1.0	10.3	7.4	-2.9	10.1	12.9	2.8	4.0	4.6	0.6
Denmark	B	11.6	7.0	-4.6	8.4	4.7	-3.7	11.4	6.5	-4.9	7.5	3.5	-4.0
Finland	B	8.3	21.8	13.5	1.6	8.8	7.2	10.4	21.2	10.8	2.5	7.2	4.7
Luxembourg	B	4.7	7.3	2.6	2.0	2.9	0.9	2.7	5.7	3.0	1.0	1.4	0.4
Netherlands	B	11.9	5.9	-6.0	10.9	3.0	-7.9	10.3	4.7	-5.6	4.9	1.7	-3.2
Sweden	B	4.4	11.4	7.0	1.2	4.6	3.4	4.5	12.3	7.8	1.3	5.2	3.9
United Kingdom	B	9.0	10.1	1.1	6.0	4.0	-2.0	11.1	13.2	2.1	5.6	4.8	-0.8
Canada	B	11.0	11.3	0.3	7.6	5.8	-1.8	13.6	13.9	0.3	7.2	5.7	-1.5
Portugal	B	12.8	11.6	-1.2	5.8	4.4	-1.4	7.1	6.2	-0.9	2.3	2.7	0.4
Switzerland	B	3.4	3.9	0.5	2.6	3.1	0.5	3.0	5.6	2.6	0.8	1.6	0.8
Austria	C		5.6			4.4			6.9			4.2	
Germany	C	5.0	7.2	2.2	6.0	8.0	2.0	4.0	8.1	4.1	3.7	6.7	3.0
Greece	C	32.6	37.7	5.1	8.6	14.7	6.1	15.1	22.1	7.0	3.2	6.1	2.9
Hungary	C		10.9			5.0			13.0			6.2	
Japan*	C	4.1	7.9	3.8	2.1	4.4	2.3	4.5	10.4	5.9	1.4	3.9	2.5
Korea	C	5.5	8.5	3.0	0.9	2.7	1.8	9.5	12.9	3.4	2.5	4.3	1.8
Poland	C		37.3			16.0			33.3			12.1	
Spain	C	39.7	32.9	-6.8	20.6	18.9	-1.7	23.2	19.4	-3.8	9.3	8.0	-1.3
Italy	C	37.8	35.4	-2.4	12.2	11.7	-0.5	26.2	25.4	-0.8	4.5	6.2	1.7
Slovak Republic	C		33.8			15.8			39.7			15.2	
Czech Republic	C		17.4			9.9			16.7			6.0	
Total OECD		12.3	11.9	0.0	5.8	6.1	-0.6	11.2	11.6	0.5	4.1	4.7	0.0

A>=TFR1.8,TFR1.8>B>=TFR1.4,C<=TFR1.3

出所) OECD

失業率の男女差について絶対値の平均値をグループごとに見る。表2-7Aは、OECD諸国における年齢階級別失業率の男女差（男性失業率-女性失業率）の絶対値の出生力水準グループ別平均値を、1990、2000年について示している。表2-7Aから、グループAの場合1990年の2.3から、2000年の1.8へ男女差は減少している。グループBの場合、1990年の2.6から2000年の2.3へ男女差はほとんど変わっていない。グループCの場合、1990年の8.5から2000年の5.5へ男女差は減少しているが、その水準はグループ中最も高い。グループA、Bの男女差の水準は1990年にはほぼ同等であったが、グループAは男女差が2000年に縮小した一方で、グループBには変化がない。

以上から、15~24歳の若年層では、2000年の出生力が高水準のグループAの失業率の男女差が最も小さく、1990年からの推移をみても男女差が縮小してきたといえる。出生力が中水準のグループBは失業率の男女差が中程度で、1990年以降その差は変化していない。出生力水準が最も低いグループCは、1990年以降その差は縮小したが、失業率の男女格差が最も大きいままである。

表2-6から、25~54歳階級の失業率について男女差を見る。2000年ではグループAは男性のほうが失業率の高い国が9か国中4カ国、グループBは10か国中2カ国、グループCは11か国中2カ国である。グループAは男性の失業率のほうが高い国の数と逆に低い国の数がほぼ同数であるが、グループBおよびCは男性の失業率のほうが高い国が多い。1990年では、グループAは9か国中2カ国、グループBは10か国中2カ国、グループCは6か国中1カ国で、各グループとも男性の失業率のほうが高い国が少なかった。これらから、グループAは1990~2000年の期間に男性の失業率のほうが高い国が減り、2000年にほぼ同数になった。グループBおよびCはこの期間、ほとんど変わらず男性の失業率の高い国が少ない。

若年層では各グループともほぼ同数で大きな相違は見られないのと異なり、この年齢階級は2000年のグループAを除き、男性の失業率が高い国のほうが少ない。25~54歳の年齢階級は、男性がいわゆる働き盛りの年齢階級で正社員としての男性の雇用が優先的に守られている可能性が示唆される。パートタイム就業における女性の割合が各グループとも平均値が7割を超えていたこともこの可能性を支持するだろう。

次に、表2-7Aから失業率の男女差について絶対値の平均値をグループごとに見る。グループAの場合1990年の1.4から2000年の0.9へ、グループBの場合1990年の2.1から2000年の1.3へ、グループCの場合、1990年の4.8から2000年の3.5へ男女差は減少している。各グループとも失業率の男女差は減少しているが、その水準はグループによって異なる。1990年においても2000年においても、出生力水準の高いグループほど男女差が小さい。

失業率に男女差を生じさせる要因は何だろうか。第一に、正社員の雇用保障が優先され、パートタイム労働や派遣など非正規就業に女性が多い場合に女性の失業率の方が高くなりうる。このように非正規就業者によって雇用量調整が行われることは、いいかえると、景気の変動による業務量の増減に対して女性のパートタイム就業の雇用量で調整が行われることを意味し、女性の失業率が男性よりも景気変動に対応して大きく上下する。第二に、女性が稼ぎ手として家計に対する貢献度が小さいほど、雇用環境が悪化したとき女性は職を探し続けること必要性が乏しく、職探しを諦めやすい。このとき、女性の失業率は男性

よりも小さくなるだろう。第三に、パートタイム就業と正社員の間に賃金格差がある場合には、企業が人件費削減のため正社員の雇用をパートタイム労働者へ置き換えるケースがある。これは、男性正社員の雇用が女性のパートタイム就業に置き換わり、女性の失業率は改善され、男性の失業率を押し上げる影響があるだろう。

男性の失業率と女性の失業率のうちどちらを押し上げるかは、景気の状態やそれぞれの要因によって異なる。しかし、いずれの要因もジェンダーギャップが存在することが前提条件である。第一の要因では、雇用形態において男女差が存在し、雇用形態によって雇用量調整の行われ方が異なることが前提条件である。第二の要因では、家庭と仕事について性的分業が明確であることが前提条件である。第三の要因では、雇用形態において男女差が存在し、女性に特有の雇用形態において賃金格差が存在することが前提条件である。

このように雇用や家庭においてジェンダーギャップが大きいほど失業率の男女差が大きくなると考えると、TFRが高水準にあるグループAはジェンダーギャップが小さく、TFRが中程度のグループBはジェンダーギャップが中程度で、TFRが低水準にあるグループCはジェンダーギャップが大きいと推測される。

表2-7A OECD諸国における、年齢階級別失業率の男女差(男性失業率-女性失業率)の絶対値の出生力水準グループ別平均値、1990、2000年

グループ	15-24歳		25-54歳	
	1990	2000	1990	2000
A	2.3	1.8	1.4	0.9
B	2.6	2.3	2.1	1.3
C	8.5	5.5	4.8	3.5
全体	3.9	3.3	2.5	2.0

A>=TFR1.8,TFR1.8>B>=TFR1.4,C<=TFR1.3

次に、男女それぞれの失業率の水準をみる。表2-7BはOECD諸国における、性、年齢階級別失業率のグループ毎の平均値を、1990、2000年について示している。15から24歳の男女それぞれの失業率は、2000年ではグループCの失業率が女性21%、男性19%と特に高い。グループAの失業率が女性11%、男性11%、グループBが女性11%、男性10%とほぼ同水準である。出生力水準の低いグループCが特に失業率が高い点は注目に値する。グループAおよびBの失業率はほぼ同水準であるが、1990年以降大きく失業率を減少させているのがグループAである。高水準の出生力を維持しているグループAでは、男女とも失業率が減少し、男女とも失業率の水準が高くない。

25から54歳の男女それぞれの失業率は、2000年ではグループCの失業率が女性10%、男性7.2%と特に高い。グループAの失業率が女性4.3%、男性3.9%、グループBが女性4.9%、男性3.8%とほぼ同水準である。出生力水準の低いグループCが特に失業率が高い点は、若年層15から24歳と同様である。グループAおよびBの失業率はほぼ同水準であるが、1990年以降大きく失業率を減少させているのがグループAである。高水準の出生力を維持しているグループAでは、男女とも失業率が減少し、男女とも失業率の水準が高くない。このことは、若年層と同様であり、世帯の経済的安定性が子供を持つことに重

要であることを示唆している。

第3節で、グループCの2000年の労働力率は他のグループと同水準であるにもかかわらず雇用者割合が低いことから、グループCの失業率が高い可能性を指摘した。本節で、グループCは15から24歳階級でも25から54歳階級でも失業率が高いことが確認された。すなわち、他のグループと比べてグループCは男性の雇用がより不安定であるといえる。また、グループCは、女性の労働力率や雇用者割合が低いこと、また、パートタイム就業割合が低く女性にとって働きやすい短時間勤務の就業機会が少ないと考えられることを前述した。これらから、女性が第二の稼ぎ手として就業を開始しにくく、世帯の経済的安定性を女性がサポートしにくいと考えられる。グループCの低出生力水準には、世帯の経済的な不安定さがあることが示唆される。

表2-7B OECD 諸国における、性、年齢階級別失業率の出生力水準別グループ毎の平均値、1990、2000年

グループ	女性						男性					
	15-24歳		差の 平均値	25-54歳		差の 平均値	15-24歳		差の 平均 値	25-54歳		差の 平均値
	1990	2000		1990	2000		1990	2000		1990	2000	
A	12.4	10.5	-1.9	6.2	4.3	-2.0	12.7	10.5	-2.2	5.2	3.9	-1.4
B	9.6	10.9	1.2	5.6	4.9	-0.77	8.4	10.2	1.8	3.7	3.8	0.13
C	20.8	21.3	0.82	8.4	10.1	1.7	13.8	18.9	2.6	4.1	7.2	1.8
全体	13.3	14.6	-0.016	6.5	6.6	-0.61	11.3	13.5	0.54	4.4	5.1	-0.02

A>=TFR1.8,TFR1.8>B>=TFR1.4,C<=TFR1.3

6 失業期間

失業期間が長くなるほど、失業が世帯の生活に与える影響は深刻になる。失業率が高くとも、短期間で失業状態から脱出できるなら、影響は小さくてすむ。長期失業者および短期失業者の割合割合をグループごとに比較してみる。

表2-8 OECD 諸国における、性別長期および短期失業者が失業者に占める割合の出生力水準別グループ毎の平均値、1990、2000年

年次 失業期間	男性				女性			
	1990		2000		1990		2000	
	6ヶ月以上	12ヶ月以上	6ヶ月以上	12ヶ月以上	6ヶ月以上	12ヶ月以上	6ヶ月以上	12ヶ月以上
グループA	43.8	28.5	29.2	17.0	44.1	27.4	28.4	17.0
B	49.5	33.5	46.4	31.6	46.0	29.7	43.0	27.0
C	56.9	38.0	59.1	41.0	57.9	39.8	60.2	41.8
全体	49.8	33.2	46.5	31.1	48.7	31.8	45.6	30.0

A>=TFR1.8,TFR1.8>B>=TFR1.4,C<=TFR1.3

表2-8は、OECD諸国における、性別、長期および短期失業者が失業者に占める割合の出生力水準別グループ毎の平均値を、1990、2000年について示したものである。表2-8から、2000年の12ヶ月以上の長期失業者が失業者に占める割合のグループ毎の平均値についてみると、男女とも12ヶ月以上の長期失業者が占める割合が小さいほど出生力が高い。グループAが最も割合が低く女性17%、男性17%である。グループBはほぼ平均的水準で女性27%、男性32%である。グループCは最も高く女性42%、男性41%である。半数近い4割の失業者が12ヶ月以上失業していることは、世帯の生活に大きな影響を与えるだろう。

1990~2000年期間の長期失業者割合のグループ毎の平均値の変化をグループごとに検討する。グループAでは長期失業者割合は女性10%、男性11%と3グループ中最も大きく減少している。グループBでは女性2.7%、男性1.9%の減少と減少幅は大きくない。グループCは女性2.1%、男性2.9%増大している。グループCのみ他のグループと異なり増加しており、失業の長期化が生じているといえる。

失業の状況を2000年の失業期間6ヶ月未満の短期失業者割合のグループ毎の平均値でみる。男女とも6ヶ月未満の短期失業者が占める割合が大きいほど出生力が高い。グループAが最も割合が高く女性72%、男性71%である。グループBはほぼ平均的水準で女性57%、男性54%である。グループCは最も低く女性40%、男性41%である。

1990~2000年期間の短期失業者割合のグループ毎の平均値の変化をグループごとに検討する。グループAでは長期失業者割合は女性16%、男性15%と3グループ中最も大きく増加している。グループBでは女性3.0%、男性3.2%の増大と増大幅は大きくない。グループCは女性2.3%、男性2.2%減少している。グループCのみ他のグループと異なり減少しており、短期失業者割合からも長期失業者割合の場合と同様に失業の長期化が生じているといえる。

以上から、出生力水準の低いグループほど長期失業者割合の平均値が高く、かつ、失業が長期化しているといえる。男性の失業率が高く世帯の経済的基盤が不安定になっている上に、失業が長期化していることは、世帯に大きな経済的ダメージをあたえることを通じて、出生力を押し下げていることが示唆される。

7 OECD諸国における所得税制等にもとづく配偶関係別モデル可処分所得

妻の就業は世帯の所得を上昇させる一方で、家事・育児にかかる時間の価値（機会費用）も上昇させる。世帯所得の向上は世帯の扶養できる人数を上昇させることを通じて、出生力を押し上げる効果をもつ。家事・育児の機会費用の上昇は、子供のコストを増大させることを通じて、出生力を押し下げる効果がある。このように、妻の就業は出生力に対してプラスとマイナスの両方向の効果をもつ。妻の就業による家事・育児の機会費用増大は、保育園の充実などの政策によって抑制することができる。このような政策の効果については多くの研究蓄積がある。妻の就業による世帯所得の増加が大きいほど、出生力へのプラスの効果は大きくなるが、税制や家族手当のあり方は、妻の収入が世帯の可処分所得を押し上げる程度を左右する。本節は、OECD諸国において妻の収入増大に伴う世帯の可処分所得の伸びと出生力の間に関係が見られるかどうかを検討する。

表2-9 OECD 諸国における、配偶関係別モデル世帯可処分所得の
出生力水準別グループ毎の平均値(アメリカドル)、2000年

	①	②	③	④	比				
	独身 100*	100-0*	100-33*	100-67*	②-①	②-① /独身	③-② /0.33*額面	④-② /0.67*額面	④-③ /0.34*g-single ③-② /0.33*g-single
	子なし	子2人	子2人	子2人	(net)				
グループ A	17712.9	20095.0	25781.4	31299.0	2382.1	0.13	0.78	0.75	0.93
B	18882.9	22672.3	29154.9	34894.8	3789.4	0.20	0.73	0.68	0.87
C	14965.6	17513.5	22274.3	26973.3	2547.9	0.19	0.73	0.71	0.96
全体	17095.6	20007.6	25620.0	30911.5	2912.0	0.17	0.74	0.71	0.92

A>=TFR1.8,TFR1.8>B>=TFR1.4,C<=TFR1.3

*)100 は製造業平均所得を、100-0 は世帯の2人の収入が製造業平均所得と所得ゼロであることを、100-33 は世帯の2人の収入が製造業平均所得と製造業平均所得の33%であることを、100-67 は世帯の2人の収入が製造業平均所得と製造業平均所得の67%であることを示す。

表2-9は、OECD 各国の所得税と社会保険料負担の違いなどにもとづき、2000年について OECD 各国の配偶関係別モデル可処分所得(アメリカドル)を OECD が推計した結果を使用し、出生力水準グループ別に配偶関係によるモデル世帯可処分所得の平均値を計算した結果を示している。また、第2の稼ぎ手の収入水準によってモデル可処分所得がどのように変化するかもあわせて示している。なお、世帯の平均所得データで各国を比較することがより適切であるが、データの制約上製造業の平均所得に基づいてモデル世帯所得を算出してある。

表2-9から、製造業の平均所得と同等の年間所得を稼いでいる独身で子供なしの個人の場合、OECD 諸国全体の平均で可処分所得は17096ドルである。グループ毎の平均値は高い順に、グループBが18883ドル、グループAが17713ドル、グループCが14966ドルで、グループBが最も高くグループCが最も低い。同じように製造業の平均所得と同等の年間所得を稼いでいる人で配偶者(所得なし)と2人の子供がいる場合、全体の平均値で可処分所得は20008ドルに増大する。これは、配偶者控除や手当など家族がいる場合には税制上の優遇措置があるためである。この場合の可処分所得のグループ毎の平均値は高い順に、グループBが22672ドル、グループAが20095ドル、グループCが17514ドルである。全体平均を下回るのは、グループCのみで、グループCの可処分所得が平均的に低いのは、独身の場合と同様である。

製造業の平均所得と同等の年間所得を稼いでいる人と製造業平均所得の33%の所得がある配偶者、2人の子供の家族の場合、全体の平均値で可処分所得は25620ドルにさらに増大する。この場合の可処分所得のグループ毎の平均値は高い順に、グループBが29155ドル、グループAが25781ドル、グループCが22274ドルである。全体平均を下回るのは、グループCのみで、グループCの可処分所得が平均的に低いのは、前述の場合と同様

である。

さらに配偶者の所得が増え、製造業平均所得の67%で子供が2人いる場合、全体平均で可処分所得は30912ドルへ増大する。この場合の可処分所得のグループ毎の平均値は高い順に、グループBが34895ドル、グループAが31299ドル、グループCが26973ドルである。全体平均を下回るのは、グループCのみで、グループCの可処分所得が平均的に低いのは、前述の場合と同様である。

出生力水準の低いグループCは、どのような世帯の状況であっても可処分所得が低いとの結果が得られているが、所得水準の低い国ほど出生力水準が低いとはいえない。なぜなら、ここでは製造業の平均所得によって世帯モデル別可処分所得を計算しているが、製造業に従事している労働者の割合は国によって大きく異なり、各国の所得水準を表すものとしては不適切であるからである。そこで、製造業の所得水準が与える影響をできるかぎり排除し、世帯の類型が変化したときに税制上の優遇の違いをみる。

製造業の平均所得と同じ金額の所得を稼いでいる独身と製造業の平均所得と同じ金額を稼いでいる夫、2人の子供、専業主婦からなる世帯の場合で、可処分所得の金額差はどの程度あるだろうか。表2-9から、この差の全体的な平均値は2912ドルである。グループ毎の差の平均値は高い順に、グループBが3889ドル、グループCが2548ドル、グループAが2382ドルである。出生力水準の高いグループAの平均値が最も低い。この差をその国の製造業平均所得と同額を稼ぐ独身の場合の可処分所得に対する割合でみると、全体の平均値は17%である。グループ毎の平均値は高い順に、グループBが20%、グループCが19%、グループAが13%である。グループBとCはほぼ同水準で、グループAが低い。税制上の優遇度についてグループAが最も低く、出生力水準の高いグループでは家族を形成したときの優遇度が高いとはいえない。

配偶者の所得が上昇したときの可処分所得の増大の仕方は、出生力水準の異なるグループによって違ってくるだろうか。配偶者の所得がゼロから製造業平均所得の33%に増大したときの世帯の可処分所得増大が、配偶者の所得の額面増大分（製造業平均額面所得の33%）に占める割合は、表2-9に掲げられている。全体の平均値で74%である。グループ毎の平均値は高い順に、グループAが78%、グループCが73%、グループBが73%であり、グループ間の差はほとんどない。僅かの差であるが、グループAのみ全体平均を上回って高い。

次に、配偶者の所得が製造業平均所得の67%に増大したときの世帯の可処分所得増大が、製造業平均の額面所得67%に占める割合は、グループごとに差異があるだろうか。全体の平均値で71%である。グループ毎の平均値は高い順に、グループAが75%、グループCが71%、グループBが68%であり、グループBが平均値を下回って低い。世帯の第2の稼ぎ手の額面所得が製造業平均の67%である場合には、グループAの課税率が最も低く、ついでグループC、グループBとなる。

世帯の第2の所得額面が33%のときにはグループ間の差はそれほど大きくなかったが、所得額面が67%とほぼ倍増すると、税率が大きくなって世帯の可処分所得の伸びが相対的に小さいのがグループBである。

出生力水準の高いグループAは、独身者が収入のない人と二人の子供で家族を形成したときの税制上のメリットは最も小さいが、世帯の第2の稼ぎ手の収入が増えたときに世帯

の可処分所得の伸びが最も大きいグループである。世帯の第2の稼ぎ手は妻であることが多いと考えると、専業主婦の優遇は必ずしもグループ A ではなされておらず、妻の所得の伸びに応じて世帯の可処分所得が伸びるような税制が高出生力水準のグループではみられる。

第2の稼ぎ手の所得が製造業平均の33%から67%へ増大した場合とゼロから33%に増大した場合で可処分所得の伸びがどのくらい違うかを比であらわしたのが、表2-9の右端の列である。この数字が小さいほど、第2の稼ぎ手の収入が高いほど税率が高いことを示している。全体の平均値が0.92、グループ A が0.93、グループ B が0.87、グループ C が0.96である。ここからも、第2の稼ぎ手の所得が33%から67%に倍増したときに、グループ B が最も世帯の可処分所得の伸びが小さいことがわかる。

独身の場合と所得のない配偶者と2人の子供からなる世帯の場合との可処分所得の差が製造業平均額面所得に占める割合と TFR との相関係数は、OECD 諸国全体では-0.34 でマイナスである。すなわち、同じ所得でも独身よりも家族を形成した場合の税制上のメリットが大きいほど TFR が小さい。グループ別の相関係数は、グループ A の-0.58、グループ B の0.40、グループ C の-0.45 であり、グループ B のみ正の相関係数をもつ。中程度水準の TFR のグループ内では、家族形成した場合の税制上のメリットが大きいほど TFR が高い。しかし、高水準の TFR グループおよび低水準の TFR グループでは、税制上のメリットが大きいほど TFR が低い。

次に世帯の第2の稼ぎ手の所得がゼロから製造業平均の33%に増大したとき、製造業平均所得の33%に対して可処分所得の増大分がしめる割合と TFR の相関係数は、全体では0.21である。可処分所得の増大が大きいほど、TFR が高い。しかし、グループ毎に相関係数をみると、グループ A の0.43、グループ B の-0.44、グループ C の0.51 と、グループ B の場合のみ相関係数がマイナスである。

世帯の第2の稼ぎ手の所得が製造業平均の67%のとき、可処分所得の増大分が製造業平均所得の67%に対してしめる割合と TFR の相関係数は、全体では0.16である。可処分所得の増大が大きいほど、TFR が高い。しかし、グループ毎に相関係数をみると、グループ A の0.41、グループ B の-0.57、グループ C の0.36 と、グループ B の場合のみ相関係数がマイナスである。この点は世帯の第2の稼ぎ手の所得が製造業平均の33%の場合と同様である。

このように、グループ B のみ相関係数の符号が異なり、可処分所得の増大の程度が小さいほど TFR が高いという関係が見られる理由の解釈として次が考えられる。グループ B では、他のグループと比べて妻の所得が伸びても世帯の可処分所得は伸びない。妻にとって育児の機会費用は所得が増大すると比例的に増加するが、世帯の可処分所得はそれほど伸びないので、育児の機会費用が TFR に与えるマイナスの効果が、可処分所得が増大し扶養可能な子供数が増大するというプラスの効果を上回りやすい状況にあると考えられる。

6 まとめ

本報告は2001年の合計特殊出生率(TFR)によってOECD諸国30カ国を、出生力高水準(TFR1.8以上)のグループA、中水準(TFR1.4以上1.8未満)のグループB、低水

準（TFR1.4未満）のグループCに分け、ジェンダーの視点から就業と出生力水準の関係を検討した。

グループAでは、失業率の減少および失業の短期化という雇用環境が改善される中で雇用におけるジェンダーギャップが縮小しているといえる。更に、グループAでは、単身者世帯に比べ専業主婦と子供2人世帯がもつ税制上のメリットが最も小さく、第2の稼ぎ手としての妻の所得が伸びたときに世帯の可処分所得の伸び率が最も大きい。妻の所得が上昇し育児の機会費用が増大しても、それをカバーして世帯の可処分所得が上昇して育児支援サービスを購入することが相対的に容易な環境にあるといえる。

グループBではパートタイム就業が女性の雇用形態である傾向が顕著で、この傾向は維持されており、失業の男女差が大きいことから、雇用におけるジェンダーギャップが存在したままであるといえる。一方、税制上は専業主婦と子供2人世帯のメリットが大きく、第2の稼ぎ手としての妻の所得が伸びたときに世帯の可処分所得の伸び率が最も小さい。女性が稼ぎ手として活動した場合の経済的メリットが小さく、女性の労働力化による育児の機会費用増大をカバーすることが相対的に困難な環境にあるといえる。

グループCでは、パートタイム就業が女性の雇用形態である傾向は他のグループと同様であるが、女性雇用におけるパートタイム就業割合が低く、女性にとってパートタイム就業の機会は多くないと推測される。失業率が高くかつ増大し、失業の長期化が生じており、雇用環境は悪化している。更に失業率の男女差は3グループ中最も大きいことから、雇用におけるジェンダーギャップが相対的に大きいといえる。税制上の特徴では、第2の稼ぎ手としての妻の所得が伸びたときに世帯の可処分所得の伸び率は大きい。しかし、女性にとって就業機会が少なく、女性が稼ぎ手として税制上の特徴を生かせる雇用環境にないといえる。

以上から、女性の労働力化が直ちに低出生力水準につながるのではないことが、グループAの状況からわかる。雇用におけるジェンダーギャップが縮小し女性の就業機会が増大しても、女性の所得の伸びが世帯収入増大によりよく反映される環境では、女性の所得向上が出生力対して持つプラスの効果が家事・育児の機会費用の増大によるマイナスの効果を上回りやすいと考えられる。すなわち、家事・育児と就業の両立を支援する政策だけでなく、税制などの制度の整備も出生力回復には必要であると考えられる。

参考文献

阿藤誠他、1996、『先進諸国の人口問題』東京大学出版会。

阿藤誠、2000、『現代人口学』日本評論者。

Ahn, N. and Pedro Mira, 2002, "A note on the Changing Relationship between Fertility and Female Employment Rates in Developed Countries", *Population Economics*, 15:667-687.

OECD, 1990-1993, *The Tax/Benefit Position of Production Workers Annual Report*.

OECD, 1980-2000, *Labour Force Statistics*.

OECD, 2001-2003, *OECD Employment Outlook*.

OECD, 2000-2001, *Taxing Wages*.

OECD, 2004, *Main Economic indicators*.

第3章 別居の親との連絡頻度が持つ意味

白波瀬 佐和子

1 はじめに

Gender and Generation Survey (以降、GGS) では、世代とジェンダーを分析軸として結婚行動や出産行動、親子関係を明らかにすることを主たる目的とする。本論文では、特に親子の世代関係を日常の連絡頻度から検討し、日常的な連絡頻度が介護や世話といった具体的な支援へとどのように発展してくのかについて考察を試みる。わが国の社会保障制度は家族機能に大きく依存し日本型福祉社会という名の下、基本的な生活保障機能が家族・親族によって提供されてきた。事実、親の世話や介護の主たる担い手は妻、嫁、娘といった親族である場合が多く、かつ役割遂行者が女性に偏る強い「ジェンダー性」を内包している(藤崎 2002; 小山 2001; 藤村 2000; 菰渕 2000)。高齢期における最も深刻な問題として介護を取り上げることができるが、介護サービスを提供する場合において家族・親族のもつ役割の重要性は今なお明らかである。厚生労働省によって実施された「平成 13 年度国民生活基礎調査 結果概要」によると、主たる介護者と要介護者との続柄は、配偶者 (25.9%)、子ども (19.9%)、子の配偶者 (12.5%) であり、親族が 9 割以上の大多数である。また、主たる介護者が要介護者と同居している場合が 71.1% と大半を占め、高齢者に対するケアは若年世代 (多くが息子家族) との同居を通して提供されている。近年、65 歳以上高齢者のいる世帯に占める若年世代と同居する三世帯世帯割合は大きく減少し、高齢夫婦のみ世帯割合、単独世帯割合の上昇が認められる(厚生労働省 2002)。しかし、三世帯同居の減少は親族支援の減少を即時的にもたらすわけではなく、たとえ単身で生活しようとも最も頼りにする者として子どもやきょうだいなど、親族を上げる割合は高い(白波瀬 2003)。ここでは、これまで複数世代の同居することで基本的な生活保障機能を世代間で移転していた状況親から、近居、別居という空間的な広がりの中で親子の世代間支援が展開される状況を予想することができる。

しかし支援関係といえどもその内容は、具体的な介護、介助から、日常的な話し相手といった情緒的支援まで多様である。本稿で検証されるテーマは、別居の親との日常的な連絡頻度と実際の支援・世話との関係についてである。一般には、親子で頻繁に連絡をとっている場合ほど、実際に介護や世話が必要になった時点でスムーズに世代間の支援が行使されると予想される。しかし実際に介護は同居という場で展開され、親と別居しながらの介護関与はまだ限られている(国立社会保障・人口問題研究所 2000; 小山 2001)。別居という居住セッティングと、日常的な連絡と具体的な世話・支援との関係を探るのが本稿の目的である。

そこで本稿では、1998 年に国立社会保障・人口問題研究所が実施した「第 2 回全国家庭動向調査」を用いて、親とのネットワーク保有関係を「親と話す回数」から考察する。親と話す回数は単なる親子関係の親密度であるのか、あるいは将来に支援が必要となった場合に支援ネットワークに転換されうる潜在的なケア関連変数となるのであろうか。記述統計を中心にその実態を明らかにし、既婚女性本人の個人属性のみならず、夫との関係、世帯状況、親の属性変数に着目して分析する。

2 既婚女性からみた別居親との関係

2.1 親の状況

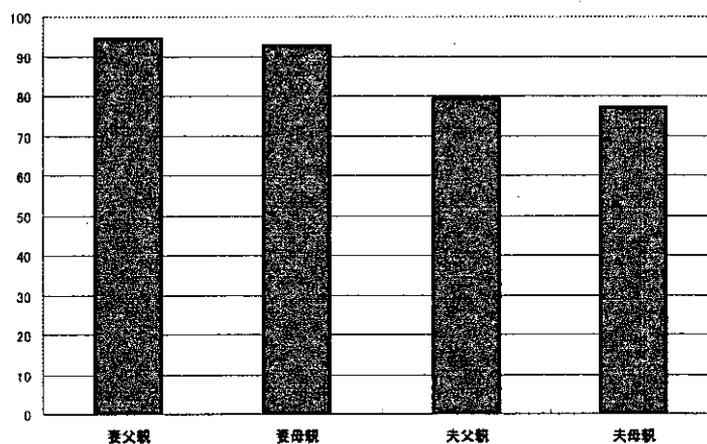
表3-1 親の生存割合 (%)

	生存	死亡	計(度数*)
妻父親	41.9	58.1	100.0(7891)
妻母親	60.7	39.3	100.0(7892)
夫父親	38.6	61.4	100.0(7633)
夫母親	58.3	41.7	100.0(7650)

注)*不詳を除く

本稿では、既婚女性に限定して分析を行う。既婚女性からみて、本人（以降、妻）の父親、母親、配偶者（以降、夫）の父親、母親の生存状況は表3-1に示す通りである。妻の父親の42%、本人の母親の61%が生存しており、夫の親についてはそれぞれ38.6%と58.3%が生存していた。夫婦間の親の生存状況は夫婦の年齢差と関連しており、夫の平均年齢は51.8歳、妻の平均年齢48.9歳に比べて高い。

図3-1 親との同別居状況



それぞれの親との同別居状況を見ると、妻本人の親とは9割以上の大多数が別居であり、夫の親とはおよそ8割近くが別居している。ここでも、親子の関係をみるにあたって同居のみならず別居の場合について検討する意味は大きい。

表 3-2 別居の親の世帯状況 (%)

	妻父親	妻母親	夫父親	夫母親
単身	5.9	13.0	5.9	14.8
夫婦のみ	45.1	31.8	54.7	37.3
既婚子と同居	23.5	30.8	16.5	23.5
未婚子と同居	18.7	17.6	15.3	14.4
入院	1.1	1.7	1.8	1.7
入所	1.0	1.6	1.0	2.3
その他	4.7	3.6	4.9	5.9
合計	100.0	100.0	100.0	100.0

表 3-2 は対象者と別居する親の世帯構造である。まず妻の父親からみると、夫婦のみで暮らすものが 45.1%と最も多く、次いで既婚の子どもと暮らす場合の 23.5%が続く。両者をあわせると 8 割近くとなり、妻の父親の世帯状況は夫婦のみか既婚の子どもと暮らす場合がほとんどである。妻の母親をみると夫婦のみ世帯と既婚の子どもと同居する世帯が代表的であるが、夫婦のみ世帯の割合が 31.8%と減少し、単独世帯が 13%と増える。少子化とともに増加傾向にある「未婚の子どもと同居する世帯」割合は父親、母親ともに第 3 番目の世帯構造として今後注目していかなくてはならない。

夫の父親をみると過半数が「夫婦のみ世帯」である。既婚の子どもと同居する世帯に属する父親の割合は妻の父親に比べて低くなる。夫の母親については、夫婦のみ世帯割合が 37.3%と妻の母親 31.8%よりも高く、既婚の子どもと同居する夫の母親は 23.5%と妻の母親の場合 (30.8%)よりも低くなる。ここでの既婚の子どもと同居する世帯割合の違いは、妻側の親か、夫側の親かによって親と同居することが期待される確率が異なることを意味する。いま生存する親の数 (Npr)は夫婦間で同じと仮定する。夫が親と同居する確率と妻が親と同居する確率を考えて見よう。ここで親と同居するのは、長男、女きょうだいしかない場合は姉、あるいは一人っ子的場合と想定する。

夫が親と別居する確率 Pr (H) :

$$[Npr * \{1 - (\Pr(\text{一人っ子}) + \Pr(\text{男きょうだいのみの長男}) + \Pr(\text{女きょうだいのなかでの長男}))\}] / Npr$$

妻が親と別居する確率 Pr (W) :

$$[Npr * \{1 - (\Pr(\text{一人っ子}) + \Pr(\text{女きょうだいの長女}))\}] / Npr$$

Pr (一人っ子)、Pr (同性のきょうだいの中で上) の確率は男女間で異ならないとすると、Pr (H)の方が Pr (W)よりも低いことは明らかである。言い換えれば、高い Pr(H)を得たということはそのベースにある仮定は妥当であると考えられる。親は長男と同居することを期待され、事実長男が親と同居する確率は長男でない場合に比べて高いといえる。もし親と同居する場合にきょうだいのジェンダーがまったく関係なくランダムであるとする状況においては、Pr (H) と Pr (W) の確率は同じと考えられる。

また、妻の母親、夫の母親ともに単独世帯が父親の場合よりも高くなっている点は見落とせない。平均余命が長く、さらに妻年齢の方が夫年齢よりも概して低いために、夫と死別して単身者となる確率はさらに高くなる。夫の母親の単独世帯割合が若干高いのは、夫の母親の方が平均年齢が高く夫と死別する確率が高いからである。すでに述べたように、高齢化とともに世帯構造が変化しているが、これからの社会保障を考えるにあたって高齢

者の単独世帯の増加は重要な検討課題である。高齢者の単独世帯はこれまで通り「日本型福祉社会」を期待しえなくなった場合の典型例とみなすことができ、政府がこれからの社会保障をどのように再構築すべきかを議論するにあたって有効な事例を提供となる。女性の単独世帯における経済状況は、三世帯世帯や夫婦のみ世帯に比べて恵まれない状況であることがすでに示されている（白波瀬 2002）。

表3-3 別居の親との距離分布 (%)

	妻父親	妻母親	夫父親	夫母親
敷地内別居	1.6	1.7	4.8	4.6
15分未満	18.5	17.2	18.8	18.7
15～30分	19.3	19.3	17.2	16.8
30～60分	18.0	18.4	14.8	15.0
1～2時間	15.3	14.9	13.7	12.8
2～3時間	5.9	6.5	6.9	7.2
3時間以上	21.4	21.9	23.9	24.9
合計	100.0	100.0	100.0	100.0

表3-3は別居する親との距離を示しているが、過半数は1時間以内に居住していることがわかる。親との居住距離が縮まったことはすでに明らかにされており（国立社会保障・人口問題研究所 2000）、妻側、夫側の親の間で大きな違いは認められない。

2.2 親と話す頻度

表3-4 親と話す回数分布 (%)

	妻父親	妻母親	夫父親	夫母親
毎日	7.5	8.4	6.4	6.9
週に3～4回	11.2	14.4	6.4	7.4
週に1～2回	27.9	29.6	19.7	20.4
月に1～2回	34.8	32.5	35.7	36.3
年に数回	12.5	11.0	20.5	20.5
年に1～2回	2.3	2.1	4.1	4.3
ほとんどしない	3.8	2.0	7.2	4.3
合計	100.0	100.0	100.0	100.0

表3-4は、話す回数（電話も含む）をそれぞれの親について示した。どの親についても最も高い割合を示したのが、月に1～2回程度である。夫の親との話す回数が妻の親と話す回数に比べ少ない傾向にある。そこで、「ほとんど話さない」をゼロとして、「毎日」を6とするスコアー化し連続変数をみため平均値をとった結果が図3-2である。最も高い平均スコアを呈したのが妻の母親の3.6であり、もっと低いスコアは夫の父親の3.0であった。両親が健在の場合に限定して父親と母親との話す回数を比較しても、妻の親、夫の親ともに母親と話す回数スコアの方が高い。妻本人の母親との話す回数スコアは3.8であるが父親との場合は3.5となる。同様に夫の母親と話す回数スコアは3.3であり、夫の父親と話す回数スコアは3.1となる。両親共に健在の場合に限定して別居の父親と母親と話す程度の違いを、1.父親の方が話す、2.父親も母親とも同じくらい話す、3.母親との

図3-2 親と話す平均スコア

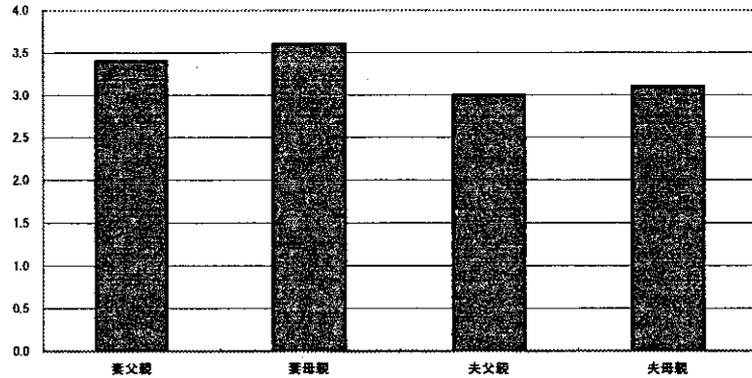
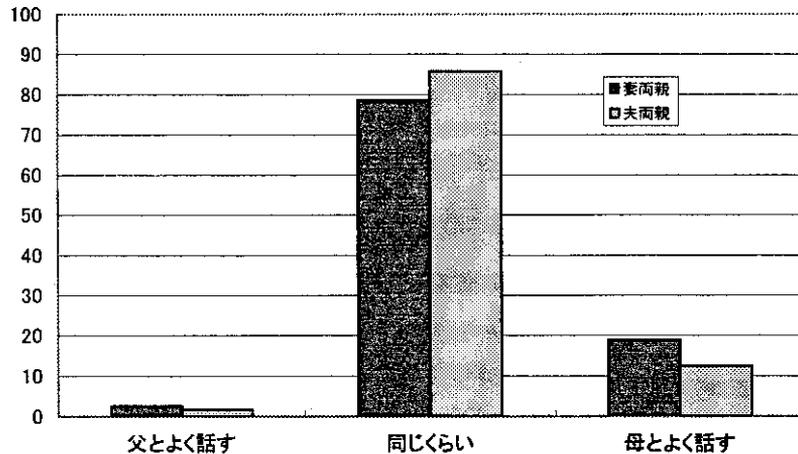


図3-3 父親・母親と話す頻度比較 (%)



方が話す、の3カテゴリーに分けてみたのが、図3-3である。

妻本人の親の場合は、母親と父親と同じくらいと答えた者が78.5%と多数派であるが、母親との方がよく話すとしたものが2割弱程度いる。夫の両親にとっては、父親、母親ともに同じくらいとしたものの割合が86%と妻の両親の場合に比べて高くなり、母親との方がよく話すとした者の割合が12.5%と減少する。結婚したあとも娘は母親と依然強い関係を維持することはすでに先行研究でも示されているが (c.f. 西岡 1998; 白波瀬 2000)、本分析結果からもその事実は確認できる。ここでも既婚した娘と母親の依然強い情緒的な関係を垣間見ることができる。

表 3-5 親の年齢別話す回数平均スコア

	妻父親	妻母親	夫父親	夫母親
50歳未満	3.6	4.0	3.3	3.5
60～64歳	3.6	3.8	3.1	3.3
65～69歳	3.4	3.7	3.2	3.3
70～74歳	3.4	3.5	3.0	3.1
75～79歳	3.4	3.3	2.9	3.0
80歳以上	3.2	3.2	2.8	2.8

注)「ほとんどはなさない」をゼロとして「毎日」を6とするスコアの平均

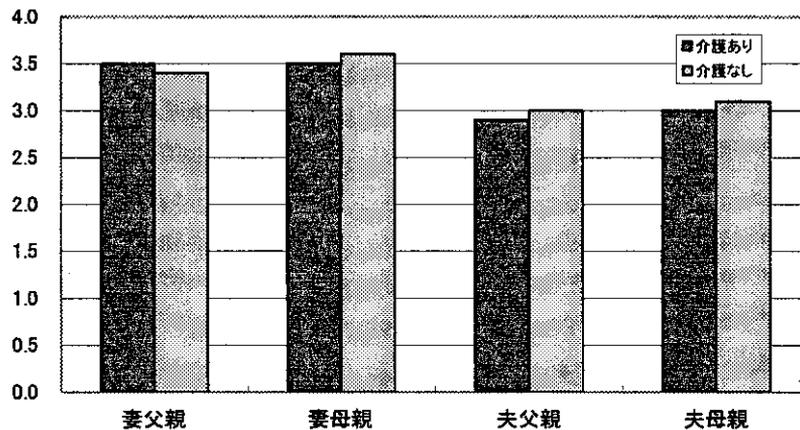
では、年齢階級と親と話す回数について検討してみよう。一般に、親が高齢になると話す回数は増えるのはいかと想像できる。離れて暮らすの親の健康状況は年齢と共に悪くなる確率が増え、安否を確認するうえにも親の加齢とともに話す回数が増えるのではないかと想像する。それぞれの親と話す回数スコアが年齢階級別に提示されている(表3-5)。まず、妻の父親の場合からみると、父親年齢が上がるにつれて、話す回数平均スコアは低下する傾向を示す。同様の傾向は、妻の母親、夫の父親、母親ともに認められる。本分析結果はわれわれの予想を裏切るもので、親が高齢化するにつれて話す回数が減少していくことがわかった。年齢階級と負の関係にある親と話す回数は何を意味するのであろうか。

おそらく話す回数というのは、日常的な情報交換や簡単な相談ごとといった状況をさし、年老いた親の安否を確認するといったことを意味するものではないようだ。その意味で、日常レベルの話す回数は親も元気で親に対する子どもからの情緒的支援というよりも子ども(娘)側が親に相談ごとを持ちかけたり、愚痴をこぼしたりと情緒的な支援を得ていることが想像できる。表3-5より年齢階級による話す回数スコアの違いは妻の母親が最も大きく、母親が60歳未満の場合に平均4.0であったものが、80歳以上になると3.2へと大きく減少する。一方、妻の父親との話す回数は年齢階級によって変化が最も小さく、父親が69歳未満には3.6であったものが80歳以上になると3.2なる。夫の母親の場合も60歳未満3.5から80歳以上2.8と減少の程度は妻の母親の同じくらい大きく、夫の父親の話す回数スコア変化は60歳未満の3.3から80歳以上2.8まで夫の母親よりも小さい。

このように親の年齢によって大きく話す回数が減少する妻本人の母親との会話は、母親への支援というよりも情緒的、精神的な支援を結婚した娘が母親から得ていることも意味する。一方、同じ親でも父親の場合は話す回数が年齢階級によってそれほど変化なく、母親との関係とは明らかに異なった関係を会話頻度の中に見出すことができる。夫の母親についても妻本人の母親の場合と同じほど年齢階級によって会話頻度が変化するが、その変化の意味は妻本人の母親の場合と同じであるかどうかは本データから判断できない。夫の母親からも妻本人の母親からと同様の情緒的、精神的支援を受けているのか、あるいは夫の母親に連絡することが半強制的に期待されその期待のこたえるべく嫁が連絡をしているのか、定かではない。嫁に対する姑の期待は姑の加齢とともに肉体的、精神的に力関係が逆転すると、役割期待に対する強制度が低まり姑と話す回数が減少すると解釈される。また、加齢に伴う話す回数の変化は、親の属する世帯構造とも関連している。一人暮らしや配偶者とのみ暮らす場合に比べ、きょうだいと暮らす状況(三世代世帯等)は親と話す頻度を低下させる傾向にある。

少なくとも本分析結果を見る限り、話す回数が親に対する子どもからの支援の一環として単純に位置づけられるわけではないことがわかった。具体的な支援を要求する場面として親が要介護状況にいるかどうかによって話す回数スコアの平均を比較してみた（図3-4）。

図3-4 親の介護有無別話す回数平均スコア



親が要介護状態にあるか否かによって親と話す回数がどの程度違うかをみると、妻本人の母親以外、親の要介護如何によって親と話す回数は有意に変わらないことがわかった。さらに、統計的に意味のある違いではないが、妻本人の父親以外、親が要介護である方が親と話す平均回数スコアは低い。統計的に有意な違いを呈した妻本人の母親の場合も、母親が要介護である場合の方が母親と話す回数は有意に低下する。つまり、話す回数というのは実際の支援サービスとは異なる次元のコミュニケーションを意味し、介護といった実際の支援サービスと単純な関係を想定することはできない。事実、最も情緒的に緊密な関係を予想する娘と母親との関係は、母親に介護が必要となった時点で話す回数が有意に高まるわけではない。かえって、要介護の母親と話す回数は有意に低下し母-娘間のコミュニケーション量は低下する。母親と「話す」意味は、母親の健康や生活状況の安否を確認するためというよりも健康で子どもとしてのわがままを聞いてくれる母親という存在があって、娘は母親に頻繁に連絡をいれるという状況が本分析結果から想像される。

2.3 親と話す頻度を説明する諸要因

親と話す頻度が何によって決定されるのかを検討するために、親と話す回数スコアを従属変数とする重回帰分析を行った。本分析は、(1)親と話す本人の社会経済的属性（仕事の有無、教育程度⁽¹⁾）、(2)きょうだい関係（長男か否か、おとこ兄弟の有無、妻のきょうだい数、夫のきょうだい数）、(3)特定の親の諸属性（親の年齢、距離、世帯構造）、(4)親にこれまで育児相談、第1子出産時のみの周りの世話を受けたか否か、の独立変数群をヒエラルキカルに投入した。

第1の独立変数群は、親と話す本人の属性が最も重要であるとする第1の仮説に対応す

る。仕事を持っているほど親と話す回数は物理的な時間配分の関係から低下するであろうし、教育程度が高ければ親との関係はより独立していると想定され親と話す回数は少ないであろうと想定する。第2の変数群はすでに表3-2の別居する親の世帯状況で検討したように、本人のジェンダーやきょうだい関係（長男な否か等）が親と同居するかどうかの確率を決定するうえに重要だとする第2の仮説に対応する。そこで、夫が長男か否かによって、長男の嫁としての役割が期待されるかどうかが決まり、親と話す回数が違ってくるであろうと想定した。夫が長男である場合は特に夫の父親や母親と話す回数が夫が長男でない場合に比べて多くなるであろう。また、本人に男きょうだいがいない場合の方が本人の親と話す回数は増えるのではないかと想像した。なぜなら、男きょうだいがいないと結婚し家を出た娘であっても長男としての役割に代替するような役割期待があるのではないかと考えたからである。

第3の変数群は親の年齢、世帯構造、親との距離、要介護か否かによって代表される親の健康状況といった親属性が最も重要であるとする第3の仮説である。すでに親への支援を決定する要因は親の健康状況が重要な影響を持っていることがわかっている（白波瀬2000）。そこでここでの仮説は、子ども（ここでは既婚の娘）と話す回数は、娘本人の属性よりも親の属性によって影響されるとする。第4の独立変数群は、世代間の支援関係を考慮に入れており、「出産や育児で困った時、に親にまず相談した」、「第1子の出産時に妻の身の回りを親にしてもらった」⁽⁴⁾、と答えた場合には、親と話す頻度も増えるであろうと予想する第4の仮説と関連する。すでに親から具体的な支援を受けている場合にはその後も緊密な親子関係が形成され、話す回数も多いと想定した。

以上、4つの独立変数群によって推計された結果を表3-6に示す。まず、妻本人の父親についてみてみよう。第1項において妻属性を投入したが、有意な効果を呈したのは本人の教育程度のみである。仕事を持っているかは妻の父親とどの程度話すかには関係はない。しかし、教育程度が高ければ高いほど父親と話す頻度は有意に高くなる。予想した負の関係とは異なって、教育程度が高いほど父親と話す回数を高めていた。教育程度が高いことと、親と連絡をしないこととはプラスの関係ではない。きょうだい関係を投入すると（第2項）、すべてのきょうだい関連変数は有意な負の効果を示した。夫が長男である方が、男きょうだいを持っている方が、きょうだい数が多い方が、妻の父親と話す頻度は低くなる。夫が長男である場合は夫の親との関係が強くなると考えられ、妻本人の父親と話す回数は減少する。男きょうだいがいると親が彼らと同居する確率は高くなり、日常的な接触も娘よりは親の世話を期待される男きょうだい家族の方が高いことが予想される。しかし、きょうだい数は親との接触が物理的にも分散され、きょうだい数が多いと妻本人以外に親と話したり交流するきょうだいの確率が高まり、結果として親と話す頻度は低められる。

では話す相手である親の属性を考慮に入れて検討してみよう。有意な効果を呈したのは、父親年齢、父親との距離、父親の世帯構造、父親が要介護であるか否か、といった一連の親属性変数と、夫が長男か否か、そして妻の仕事の有無と教育年数であった。父親属性については、年齢が高くなると父親と話す回数は低下する。父親との居住距離が近くなるほど父親と話す回数は少なくなり、これは近くに住むと「実際に会う」頻度が高くなり「電話等で話す」だけの頻度は低くなると解釈できる。父親の世帯構造については、父親が三世帯世帯に生活する場合よりも、一人暮らし、あるいは夫婦のみ世帯の方が有意に父親と

表3-6 親と話す回数に関する重回帰分析

	[妻の父親と話す回数]							
	係数	標準偏差	係数	標準偏差	係数	標準偏差	係数	標準偏差
切片	3.123	0.206	3.928	0.31	4.906	0.306	4.767	0.305
妻学歴	0.037	0.016	0.021	0.016	0.066	0.014	0.063	0.014
妻仕事の有無	-0.069	0.051	-0.042	0.05	-0.132	0.044	-0.129	0.043
夫長男ダミー			-0.101	0.052	-0.093	0.045	-0.084	0.044
妻男きょうだいダミー			-0.222	0.056	-0.119	0.048	-0.117	0.047
きょうだい数			-0.102	0.023	-0.035	0.021	-0.022	0.021
夫きょうだい数			-0.053	0.107	-0.014	0.092	-0.017	0.091
親年齢					-0.009	0.003	-0.01	0.003
親との距離					-0.326	0.012	-0.322	0.012
親単身ダミー					0.199	0.102	0.243	0.102
親夫婦ダミー					0.306	0.044	0.303	0.044
親介護有りダミー					0.272	0.078	0.285	0.078
育児支援有りダミー							0.197	0.045
第1子出産時支援ダミー							0.106	0.05
R ²	0.004		0.028		0.302		0.311	
	[妻の母親と話す回数]							
	係数	標準偏差	係数	標準偏差	係数	標準偏差	係数	標準偏差
切片	2.452	0.167	3.663	0.262	5.321	0.264	5.16	0.264
妻学歴	0.102	0.013	0.07	0.013	0.096	0.011	0.094	0.011
妻仕事の有無	-0.088	0.043	-0.062	0.042	-0.13	0.037	-0.125	0.036
夫長男ダミー			-0.071	0.043	-0.097	0.038	-0.086	0.037
妻男きょうだいダミー			-0.252	0.049	-0.143	0.042	-0.147	0.042
きょうだい数			-0.13	0.016	-0.042	0.015	-0.032	0.015
夫きょうだい数			-0.099	0.094	-0.114	0.081	-0.115	0.08
親年齢					-0.016	0.002	-0.0166	0.002
親との距離					-0.3	0.01	-0.295	0.01
親単身ダミー					0.307	0.041	0.301	0.056
親夫婦ダミー					0.233	0.041	0.225	0.041
親介護有りダミー					0.219	0.074	0.225	0.073
育児支援有りダミー							0.196	0.038
第1子出産時支援ダミー							0.122	0.042
R ²	0.023		0.066		0.311		0.321	
	[夫の父親と話す回数]							
	係数	標準偏差	係数	標準偏差	係数	標準偏差	係数	標準偏差
切片	2.55	0.261	3.141	0.428	4.793	0.398	4.839	0.396
妻学歴	0.055	0.02	0.053	0.02	0.081	0.016	0.082	0.016
妻仕事の有無	-0.023	0.066	-0.025	0.066	-0.069	0.054	-0.078	0.054
夫長男ダミー			0.299	0.067	0.159	0.056	0.153	0.056
妻男きょうだいダミー			-0.01	0.072	-0.062	0.058	-0.077	0.058
きょうだい数			0.041	0.028	0.058	0.023	0.054	0.023
夫きょうだい数			-0.403	0.162	-0.239	0.133	-0.257	0.132
親年齢					-0.013	0.003	-0.013	0.003
親との距離					-0.351	0.014	-0.346	0.014
親単身ダミー					0.023	0.136	0.042	0.135
親夫婦ダミー					0.132	0.56	0.127	0.056
親介護有りダミー					-0.037	0.104	-0.032	0.103
育児支援有りダミー							0.631	0.14
第1子出産時支援ダミー							-0.022	0.102
R ²	0.006		0.029		0.375		0.384	
	[夫の母親と話す回数]							
	係数	標準偏差	係数	標準偏差	係数	標準偏差	係数	標準偏差
切片	2.722	0.21	3.524	0.347	4.885	0.328	4.905	0.326
妻学歴	0.047	0.016	0.035	0.016	0.066	0.013	0.067	0.013
妻仕事の有無	-0.054	0.054	-0.04	0.054	-0.076	0.044	-0.087	0.044
夫長男ダミー			0.356	0.054	0.203	0.046	0.194	0.046
妻男きょうだいダミー			-0.043	0.06	0.025	0.049	0.018	0.048
きょうだい数			-0.037	0.02	0.031	0.017	0.028	0.017
夫きょうだい数			-0.416	0.129	-0.195	0.105	-0.201	0.105
親年齢					-0.012	0.002	-0.013	0.002
親との距離					-0.342	0.011	-0.339	0.011
親単身ダミー					0.317	0.064	0.318	0.064
親夫婦ダミー					0.148	0.051	0.147	0.05
親介護有りダミー					0.059	0.085	0.077	0.085
育児支援有りダミー							0.505	0.114
第1子出産時支援ダミー							0.049	0.078
R ²	0.005		0.036		0.376		0.383	