

### 3 出生意欲と学歴・就業

一組の夫婦（あるいは、一人の女性）が持つ子供の数は彼らの出生意欲が反映されたものであり、高い出生意欲は、他の条件が等しい限り、実際に持つ子供の数を押し上げることになる。しかし、出生意欲はそのままの形で実現されるわけではなく、希望する子供の数と実際に持つ子供数には格差がある。一般的に言って、先進諸国では後者が前者を大きく下回ることによって出生力が低くなっている。従って、出生意欲自体に加え、これと実際の子供数との乖離を吟味することは先進諸国の出生パターンを理解する上で不可欠である。この点を考慮して、本節では、出生意欲と社会経済要因の関連について国際比較を行う。

表Ⅱ-5 は各国の希望子供数（＝既往出生児数と追加子供数の合計）を示したものである。全体としては、国家間にあまり大きな差は存在していない。唯一、ドイツの値が 1.99 人で二人を下回っているが、それ以外の国ではすべて希望子供数が二人を上回っている。そして、希望子供数の最も大きいのがカナダで 2.45 人、最も小さいのがイタリアの 2.18 人になっており、両者には僅か 0.27 ポイントの差しかない。こうした結果から、先進諸国では少子化が進んでいるとは言え、希望子供数は二人を越えており、依然として意識の上では「二子規範（two-child norm）」が根強いことが窺える。

表Ⅱ-5 各国の希望子ども数（20-49歳の女性）（人）

出生コーホート	オーストリア	カナダ	フランス	ドイツ	イタリア	ノルウェー	日本
-1944年	2.45	2.83	2.61	-	-	-	2.21
1945-49年	2.35	2.31	2.39	-	2.22	2.37	2.14
1950-54年	2.25	2.26	2.36	1.89	2.17	2.25	2.27
1955-59年	2.15	2.34	2.40	1.96	2.04	2.29	2.13
1960-64年	2.16	2.50	2.34	2.04	2.15	2.47	2.22
1965-69年	2.08	2.51	2.31	2.04	2.22	2.49	2.21
1970-74年	2.26	2.52	2.26	1.93	2.26	-	2.18
1975年-	2.26	-	-	-	2.29	-	2.27
合計	2.23	2.51	2.35	1.98	2.18	2.41	2.21
N	3939	3206	2473	3602	4107	2758	4424

出生コーホートごとのトレンドを見てみると、カナダとノルウェーでは 1950 年代のコーホートを底として、それより若いコーホートで希望子供数の上昇が観察される。こうした上昇傾向は他の国ではあまりはっきりせず、むしろ、上下変動はあるが、ほぼ一定の水準を維持している。しかし、表Ⅱ-5 を見る限り、希望子供数がコーホートを通じて一貫した低下傾向を示している国はなく、出生意欲が減退している兆候は認められない。

次に、表Ⅱ-6 で希望子供数と学歴の関係を見ると、両者の関係は大きく三つのパター

ンに分けられる。まず、第一のパターンはノルウェーやフランスで見られ、大学卒カテゴリーと高校卒カテゴリーで希望子供数にほとんど差が無く、高学歴者と低学歴者の間に出生意欲の違いがないものである。特に、ノルウェーは大学卒と高校卒の間に僅か 0.02 ポイントの差しかなく、多重比較の結果でも三つの学歴間の希望子供数に有意差が検出されない。ノルウェーとフランスはいずれも期間合計出生率が比較的高い水準にあるが、こうした国では出生意欲の学歴間格差は縮小するようである。第二のタイプは大学卒の希望子供数が高校卒よりもはっきりと低下しているものであり、学歴水準と出生意欲に負の関係が見られる。カナダ、イタリアがこのタイプに該当する。例えば、カナダでは高校グループの希望子供数が 2.58 人であるのに対して、大学グループでは 2.34 人になっている。また、ドイツでは大学卒の希望子供数が短大卒より若干多くなっているが、高校卒よりは少ない。第三番目のタイプはオーストリアであり、希望子供数が最も大きいのが短大卒グループであり、次いで大学卒が大きく、高校卒が最も少なくなっており、中・高レベルの学歴者層の出生意欲が低学歴者層より高くなる傾向が見られる。日本は短大卒カテゴリーの希望子供数が 2.23 人で最も大きく、次いで、高校卒 (2.20 人)、大学卒 (2.13 人) の順になっている。つまり、日本では女性学歴と予定子供数が逆U字型の関係を示している。これと全く同じ関係は他の国では見られないが、短大卒業者の希望子供数が最も高い点はオーストリアと共通している。

表Ⅱ-6 学歴と希望子供数 (20-49歳の女性) (人)

	高校		短大		大学		合計	
	子供数	N	子供数	N	子供数	N	子供数	N
オーストリア	2.11	1124	2.20	927	2.18	665	2.16	2716
カナダ	2.58	2075	2.40	667	2.34	446	2.51	3188
フランス	2.36	2010	2.29	266	2.40	197	2.35	2437
ドイツ	1.99	2853	1.88	188	1.93	501	1.98	3542
イタリア	2.19	3726	-	-	2.09	381	2.18	4170
ノルウェー	2.42	1252	2.40	870	2.40	586	2.41	2758
日本	2.20	2472	2.23	1416	2.13	463	2.20	4351

注) 学歴の分類は ISCED に区分に基づき、中等教育段階までを「高校」、前期高等教育段階を「短大」、後期高等教育段階を「大学」とした。

表Ⅱ-7 で就業状態と希望子供数を見ると、両者の関係は大きく二つのパターンに分けることができる。まず、第一のパターンは希望子供数が三つの就業グループではっきりと異なるものであり、カナダ、フランス、ノルウェーが該当する。この三カ国はいずれも希

望子供数が「非就業」→「パート・タイム」→「フル・タイム」の順で減少しており、どういった形態で就業するかが出生意欲と大きく関係している。特にフランスでは非就業者とパート・タイムには 0.44 ポイント、パート・タイム就業者とフル・タイム者には 0.20 ポイントの差があり、就業状態による希望子供数の格差が顕著である。そして、この特徴はフランスやノルウェーのマイルドな少子化段階の国で多く見られる。つまり、相対的に高い期間出生率は就業状態による出生意欲の格差と併存しているようである。第二番目のパターンは非就業者とパート・タイム就業者には希望子供数について差があるが、パート・タイム就業者とフル・タイム就業者の間にはほとんど差が見られないものである。この特徴はオーストリア、ドイツ、イタリアといった超少子化段階に達した国で見られる傾向がある。例えば、オーストリアでは、非就業者の希望子供数は 2.39 人であるが、パート・タイム就業者では 2.13 人、フル・タイム就業者では 2.15 人であり、「パート・タイム」と「フル・タイム」の間には僅か 0.02 ポイントの差しかない。すなわち、超少子化段階の国では「どういった形態で就業するか」よりも「働くか-働かない」が出生意欲と強く関係しているようである。

日本における希望子供数と就業状態の関係はこれらの国とはかなり異なっている。すなわち、パート・タイムの希望子供数が 2.23 人で最も大きく、非就業 (2.16 人) とフル・タイム (2.18 人) にはほとんど差が見られない。全体としては、希望子供数が就業状態によってあまり変わらず、就業選択と出生意欲の関係ははっきりしていない。実際、最も希望子供数の大きい「パート・タイム」カテゴリーと最も小さい「非就業」カテゴリーには 0.07 ポイントの差しかなく、出生意欲は就業状態によってほとんど差がない。また、検定の結果でも両者に有意差は認められない。

表Ⅱ-7 就業状態と希望子供数 (20-49 歳の女性) (人)

	非就業		パート・タイム就業		フル・タイム就業		合計	
	子供数	N	子供数	N	子供数	N	子供数	N
オーストリア	2.39	879	2.13	1161	2.15	1547	2.20	3587
カナダ	2.71	1329	2.43	356	2.35	1486	2.51	3171
フランス	2.72	897	2.27	566	2.08	1010	2.35	2437
ドイツ	2.15	944	1.90	371	1.92	2181	1.98	3496
イタリア	2.41	1132	2.13	356	2.09	2382	2.19	3870
ノルウェー	2.58	770	2.42	824	2.28	1164	2.41	2758
日本	2.16	835	2.23	1444	2.18	2006	2.21	4285

注) 一週間の総労働時間が 35 時間未満をパート・タイムとした。

学歴や就業状態の出生意欲に与える影響を国ごとに比較するために、表Ⅱ-8 では 25～

39 歳までの既婚女性を対象にロジスティック分析を行っている。この分析のモデルでは、独立変数には、年齢、本人学歴（高校／短大／大学の三区分）、就業状態（非就業／パート・タイム就業／フル・タイム就業の三区分）、既往出生児数を用いている。従属変数は「これ以上、子供はいらない」を1、「もっと子供が欲しい」を0とする二値変数であり、前者を選択した回答者は現在の子供数に満足している状態を、後者を選択した回答者は現在の子供数に満足しておらず、現実と希望に乖離がある状態を示している。

まず、就業状態の効果を見てみると、オーストリア、ドイツ、イタリア、日本ではフル・タイム就業に有意な負の効果が見られた。これらの国ではフル・タイム就業の回帰係数が-0.4 前後であり、「子供数に満足／子供数に不満足」のオッズ比が非就業よりフル・タイム就業では30%前後減ってしまう。これは、非就業者と比べてフル・タイム就業者では現在の子供数に満足していない人が多く、希望と現実の乖離が大きくなっていることを示している。前節の分析で見たように、これらの国では子供の数がフル・タイム就業者では有意に少なかったが、表Ⅱ-8 の結果と合わせると、少ない子供数は自らの希望に沿った選択ではないことになる。換言するならば、これらの国のフル・タイム就業女性は条件が許せば、もう少し子供を持つようになる可能性があることを示唆している。これに対して、カナダ、フランス、ノルウェーではパート・タイム就業でもフル・タイム就業でも有意な効果が観察されず、出生意欲は就業状態によって影響されてない。表Ⅱ-4 を見る限り、他の就業カテゴリーと比べてフル・タイム就業者の子供数はこれらの国でも少ないが、現在の子供数に対する満足度には就業状態で差が見られず、フル・タイム就業女性の少ない子供数は彼女たちが持ちたいと思う子供数が少ないことに由来すると考えられる。

次に、学歴についてはオーストリア、フランス、イタリア、ノルウェーでは大学卒カテゴリーで、日本では大学卒と短大卒カテゴリーで有意な負の効果が観察された。これは、高学歴者層では、現状の子供数に満足しておらず、条件が許せばもう少し子供が欲しいと考えている人が多いことを示唆している。特に、日本は短大卒でも大学卒でも回帰係数が有意であり、学歴の上昇に伴って現実と希望の乖離が拡大する傾向がある。実際、「子供数に満足／子供数に不満足」のオッズ比は短大卒では50%、大学卒では55%ほど高校卒より低くなっている。表Ⅱ-4 で明らかなように、日本では女性学歴の差が子供数の差をもたらさず、高学歴者も低学歴者もほぼ同じ数の子供を持つ傾向がある。しかし、表Ⅱ-8 の結果を見る限り、出生意欲は高学歴者ほど高く、実際に観察された子供数の学歴間の同質性は彼らの希望からは乖離したものと言える。このことは、仮に高学歴者層が希望により沿った数の子供を持つことが可能な社会環境が成立するならば、日本の出生力が上昇する可能性があることを示唆している。

他方、カナダとドイツでは短大卒カテゴリーでも大学卒カテゴリーでも有意な効果が見られない。子供数の分析結果ではドイツは大学卒カテゴリーで、カナダは短大卒カテゴリーと大学卒カテゴリーで有意な効果が示されている。しかし、表Ⅱ-8 の結果では学歴は

出生意欲に影響を持っておらず、両国の子供数の学歴間格差は希望と現実の乖離よりは、出生意欲自体の差に起因すると考えられる。従って、こうした国では希望と現実のギャップの解消よりも出生意欲自体を上昇させることが、出生力の上昇に繋がると推測される。

表Ⅱ-8 出生意欲のロジスティック回帰分析 (25-39 歳までの既婚女性)

	オーストリア 回帰係数	カナダ 回帰係数	フランス 回帰係数	ドイツ 回帰係数	イタリア 回帰係数	ノルウェー 回帰係数	日本 回帰係数
年齢	0.19***	0.25***	0.22***	0.22***	0.17***	0.28***	0.19***
学歴							
(高校)							
短大	-0.06	-0.11	-0.56	0.10	---	-0.20	-0.70***
大学	-0.42**	-0.31	-1.27***	-0.19	-0.87***	-0.86***	-0.80**
就業状態							
(非就業)							
パート・タイム	-0.12	0.29	-0.18	0.49**	-0.39	0.30	0.05
フル・タイム	-0.36*	0.08	-0.20	-0.47***	-0.36***	-0.08	-0.45*
既往子供数	1.43***	0.99***	0.78***	1.48***	1.09***	1.07***	1.62***
定数項	-6.65***	-9.64***	-7.84***	-7.70***	-5.96***	-9.61***	-8.27***
対数尤度	-462.63	-469.23	-372.27	-723.74	-578.9	-506.05	-292.22
N	1107	1055	799	2314	1420	1334	710

\* p<0.1. \*\* p<0.05. \*\*\* p<0.01. ( ) はレファレンス・カテゴリー

#### 4 第一子・第二子出生年齢と学歴・就業

先進諸国では出生率の低下だけでなく、出産年齢の上昇も顕著になってきている。生物学的には、30歳代に第一子を持ったとしても出産可能期間に二人の子供を持つことは可能であろう。しかし、実際には出産年齢と完結家族規模には強い相関があり、前者の上昇は後者の減少をもたらす傾向がある。従って、出産年齢の変化は出生力にも影響を与える要素であり、出産年齢と社会経済要因の関係を明らかにすることは、少子化のメカニズムを理解する上で重要な要素である。この点を考慮して、本節では第一子と第二子出産年についての国際比較を行う。

表Ⅱ-9 は各国の第一子出産と第二子出産のメディアン年齢を出生コーホートごとに示したものである。まず、第一子出産については、すべての国において1950年代以降の出生コーホートで出産年齢が次第に高くなっている。中でもイタリアが年齢の上昇が大きく1950-55年コーホートの24.8歳から1965-69年コーホートの29.8歳へ5歳も高くなっている。これに次いで、ドイツの年齢の上昇が大きく1950-55年コーホートの23.3歳から1965-69年コーホートの26.9歳へ3.6歳高くなっている。日本でも第一子出産年齢の上昇

は見られるものの、これらの国と比べると上昇の程度はあまり大きくない。実際、第一子出産のメディアン年齢は 1950-55 年コーホートの 25.5 歳から 1965-69 年コーホートの 27.5 歳へと 2 歳の上昇に留まっている。

表Ⅱ-9 第一子出産と第二子出産のメディアン年齢（歳）

第一子出産年齢							
出生コーホート	オーストリア	カナダ	フランス	ドイツ	イタリア	ノルウェー	日本
-1944年	23.0	23.4	23.2	---	---	---	25.3
1945-49年	22.9	26.4	23.6	---	24.8	23.7	25.3
1950-54年	23.0	26.4	23.8	23.3	24.8	23.3	25.5
1955-59年	24.1	26.4	23.7	24.2	25.6	24.5	26.7
1960-64年	24.0	28.4	25.4	24.3	27.2	25.7	27.2
1965-69年	24.8	---	25.7	26.9	29.8	---	27.5
1970年-	25.7	---	---	---	---	---	27.4
合計	24.0	26.4	24.7	24.9	26.8	24.6	26.1
N	4580	4838	2944	5801	4810	4017	3847
第二子出産年齢							
出生コーホート	オーストリア	カナダ	フランス	ドイツ	イタリア	ノルウェー	日本
-1944年	26.6	25.4	27.4	---	---	---	28.3
1945-49年	27.1	28.4	28.4	---	29.1	27.5	28.3
1950-54年	28.0	29.4	29.2	28.9	29.6	27.3	28.4
1955-59年	29.0	28.4	28.5	28.8	31.2	27.9	29.8
1960-64年	28.2	27.4	29.1	29.9	31.3	27.7	30.1
1965-69年	28.4	---	28.3	---	31.5	---	30.8
1970年-	---	---	---	---	---	---	30.4
合計	27.8	27.4	29.0	29.2	30.3	27.6	29.0
N	3486	2920	2201	3464	2910	2459	3566

他方、第二子出産年齢については二つのトレンドが認められる。すなわち、オーストリア、ドイツ、イタリア、日本では、程度の差はあるものの、第一子と同様に第二子出産年齢も上昇傾向にある。特に、日本は上昇が顕著であり、1950-55 年コーホートから 1965-69 年コーホートにかけて約 2 歳も上昇している。この結果、これらの国では第一子と第二子出産年齢が全体として後の年齢にシフトする (late start-late finish) パターンが見られる。これに対して、残りのカナダ、フランス、ノルウェーでは 1960 年以降のコーホートとそれ以前の古いコーホートと比べて第二子出産のメディアン年齢にほとんど変化が見られない。例えば、フランスでは第二子出産のメディアン年齢は 1950-55 年コーホートでは 29.2 歳であるが、1960-64 年コーホートでも 29.1 歳であり、両者にほとんど差

がない。すなわち、これら三つの国では第一子出産年齢が上昇する一方で第二子出産年齢は変わっておらず、第一子と第二子の出産間隔が圧縮されるようになっている。この結果、遅い年齢で出産を開始し、出産間隔を短くし、子供数を早く生み終えてしまう（late start-early finish）パターンが見られる。

次に、表Ⅱ-10で教育水準と第一子出産年齢について見ると、学歴が高くなるほど出産年齢は高くなる傾向がすべての国に認められるが、出産年齢の学歴間格差が相対的に大きいグループと小さいグループが存在している。前者のグループにはカナダ、オーストリア、フランス、イタリア、ノルウェーが当てはまる。特に、カナダは高校卒カテゴリーと大学卒カテゴリーの間のメディアン年齢の差が最も大きく、前者のメディアン年齢が24.4歳、後者のメディアン年齢は31.4歳であり、7歳の差がある。同様に、オーストリア、フランス、イタリア、ノルウェーでも両学歴グループに5~6歳の差が存在している。加えて、オーストリアとノルウェーでは高校卒カテゴリーと短大卒カテゴリーの年齢差よりも短大卒カテゴリーと大学卒カテゴリーの年齢差が大きくなっており、高校卒や短大卒よりも大学卒女性の出産年齢の遅れが顕著になっている。これに対して、ドイツと日本は学歴間の年齢差が小さく、高校卒カテゴリーと大学卒カテゴリーの間のメディアン年齢の差が前者では0.8歳、後者では3歳であり、第一子出産年齢が教育水準によってあまり変わらない。実際、多重比較による検定の結果でもドイツでは学歴カテゴリー間に有意差は認められない。

さらに興味深いのは、ドイツと日本以外の国では、高校卒と比べて他の学歴グループでは第一子出産年齢の四分位範囲（Q3-Q1）が拡大する傾向があるのに対して、ドイツと日本ではこの傾向が見られず、四分位範囲が学歴グループでほとんど違っていない。例えば、出産年齢の四分位範囲がフランスでは高校卒の6.8歳、短大卒の8.1歳、大学卒の9.1歳へと教育水準の上昇に伴って大きくなっているが、ドイツでは高校卒で9.1歳、短大卒で8.3歳、大学卒で8.7歳であり、三つのグループでほぼ同じになっている。すなわち、日本やドイツでは学歴グループの間の第一子出産年齢の差が小さいだけでなく、年齢の散らばりにもあまり差がなく、全体として教育水準にかかわらずの出産タイミングが同質的になっている。

同じような傾向は第二子出産年齢にも見られる。第一子同様、母親の教育水準が高いほど第二子を生む年齢が遅くなる傾向は共通しているが、出産年齢の学歴間格差は大きく二つパターンに分かれている。すなわち、カナダ、フランス、イタリア、ノルウェーでは高校卒カテゴリーと大学卒カテゴリーの間で年齢差が4歳以上大きく、出産タイミングが教育水準に大きく依存する。例えば、カナダでは高校卒女性のメディアン年齢は26.4歳、大学卒女性では31.4歳で、両者に約5歳の開きがある。さらに、カナダとノルウェーでは、第一子の場合と異なり高校卒グループと短大卒グループの年齢差が短大卒グループと大学卒グループの年齢差より大きく、大学卒女性は、第一子出産の遅れを取り戻すかのように

第二子を早く持っている。

これに対して、オーストリア、ドイツ、日本では学歴カテゴリー間の年齢差が小さい。特に、ドイツの第二子出産のメディアン年齢は高校卒では 28.4 歳、短大卒では 29.2 歳、大学卒では 28.9 歳であり、学歴カテゴリー間でほとんど差がない。さらに、第一子と同様に多重比較の結果でも統計的な有意差は認められない。従って、これらの国では、教育水準は出産タイミングに影響していないと言える。

表Ⅱ-10 学歴と出産年齢（30歳以上の女性）（歳）

第一子出産年齢	高校			短大			大学		
	メディアン	Q3-Q1	N	メディアン	Q3-Q1	N	メディアン	Q3-Q1	N
オーストリア	23.4	6.8	853	24.3	6.9	766	28.0	8.7	420
カナダ	24.4	9.0	1839	26.4	12.0	703	31.4	---	518
フランス	23.3	6.8	1605	27.0	8.1	206	29.2	9.1	148
ドイツ	23.8	9.1	2096	24.1	8.3	161	24.6	8.7	495
イタリア	25.1	7.8	2694	---	---	---	31.7	11.0	349
ノルウェー	22.0	5.6	1070	23.8	7.1	303	26.9	7.0	443
日本	25.2	4.6	2194	27.1	5.0	1090	28.3	4.7	301

第二子出産年齢	高校			短大			大学		
	メディアン	Q3-Q1	N	メディアン	Q3-Q1	N	メディアン	Q3-Q1	N
オーストリア	28.0	12.0	781	28.5	10.7	691	31.0	---	342
カナダ	26.4	9.0	1538	28.4	9.0	530	31.4	10.0	309
フランス	28.4	15.7	1465	31.1	---	170	32.8	---	112
ドイツ	28.4	---	1696	29.2	---	134	28.9	---	395
イタリア	29.7	17.3	2295	---	---	---	36.0	---	242
ノルウェー	25.8	7.7	982	28.5	8.4	268	29.9	7.8	371
日本	28.3	5.5	2081	30.2	6.1	1019	31.2	5.3	271

注) 学歴の分類は ISCED に区分に基づき、中等教育段階までを「高校」、前期高等教育段階を「短大」、後期高等教育段階を「大学」とした。

続いて、就業状態と出産タイミングの関連について表Ⅱ-11 で見てみよう。まず、第一子出産年齢については、超少子化段階にあるドイツ、日本とマイルドな少子化段階にあるフランス、ノルウェーでかなり異なっている。前者の二カ国では非就業グループよりフル・タイム就業グループの出産年齢が若干低く、フル・タイム就業女性に早産傾向が見られる。例えば、ドイツでは非就業女性の第一子出産のメディアン年齢が 24.6 歳であるのに対して、フル・タイムでは 23.7 歳であり、約一歳早く第一子を生んでいる。同様の傾向は日本でも見られ、非就業女性に比べてフル・タイム就業の女性は 0.6 歳ほど早く第一子を生んでいる。

これに対して、フランスとノルウェーでは第一子出産のメディアン年齢が「非就業」→



「パート・タイム」→「フル・タイム」の順で上昇している。例えば、フランスではメディアン年齢が非就業カテゴリーでは 22.8 歳、パート・タイムでは 24.6 歳、フル・タイムでは 25.0 歳になっている。同様にノルウェーでもフル・タイム就業の女性は非就業女性よりメディアン年齢が一歳高くなっている。恐らく、これらの国では就業する女性は第一子出産前の一定期間、仕事に従事しキャリアを形成した後に最初の子供を生むために、就業している女性の第一子の出産が遅くなると考えられる。

表Ⅱ-11 就業状態と出産年齢（30歳以上の女性）（歳）

第一子出産年齢	非就業			パート・タイム			フル・タイム		
	メディアン	Q3-Q1	N	メディアン	Q3-Q1	N	メディアン	Q3-Q1	N
オーストリア	23.7	6.2	1066	23.6	6.6	1034	23.8	9.9	818
カナダ	24.4	8.0	1095	25.4	9.0	403	27.4	---	1544
フランス	22.8	6.2	595	24.6	7.6	501	25.0	8.6	863
ドイツ	24.6	7.5	605	24.9	9.9	308	23.7	10.5	1805
イタリア	24.0	6.4	643	27.1	8.4	279	26.5	9.3	1953
ノルウェー	23.2	6.6	390	23.8	6.0	749	24.3	9.9	725
日本	26.5	5.3	711	26.0	4.8	1251	25.9	5.3	1556

第二子出産年齢	非就業			パート・タイム			フル・タイム		
	メディアン	Q3-Q1	N	メディアン	Q3-Q1	N	メディアン	Q3-Q1	N
オーストリア	27.4	7.5	792	28.0	11.2	958	28.8	---	881
カナダ	27.4	8.0	983	27.4	7.0	335	28.4	12.0	1048
フランス	27.1	9.0	558	29.6	13.1	452	30.5	---	737
ドイツ	28.9	11.5	544	30.1	---	238	28.1	---	1408
イタリア	26.7	7.1	562	31.0	14.1	222	32.1	---	1611
ノルウェー	27.0	6.8	365	27.6	7.3	712	28.0	14.1	584
日本	29.7	6.8	665	28.8	5.6	1179	28.8	6.2	1461

注) 一週間の総労働時間が 35 時間未満をパート・タイムとした。

第二子出産年齢と就業状態の関係も第一子の場合と似たような特徴が見られる。すなわち、ドイツと日本では非就業グループよりもフル・タイム就業グループの方が第二子出産のメディアン年齢が僅かながら低くなっている。すなわち、ドイツでは第二子出産のメディアン年齢がフル・タイム就業女性では 28.1 歳、非就業女性では 28.9 歳であり、前者は後者より 0.8 歳低くなっている。同様に日本でもフル・タイム就業女性は非就業女性より 0.9 歳早く第二子を生んでいる。既に述べたように、これらの国では第一子でもフル・タイム就業女性の出産タイミングが早くなる傾向が見られた。こうした特徴をふまえると、ドイツと日本ではフル・タイム就業に従事している女性は、若い年齢で第一番目や第二番目の子供を出産した後に仕事に復帰するライフ・コースを選択していると考えられる。これに

対して、オーストリア、カナダ、フランス、イタリア、ノルウェーでは第一子出産のメディアン年齢が「非就業」→「パート・タイム」→「フル・タイム」の順で高くなっている。特に、イタリアとフランスでは非就業カテゴリーとフル・タイム就業カテゴリーの年齢差が大きい。例えば、イタリアではフル・タイム就業女性のメディアン年齢は 32.1 歳、非就業女性では 26.7 歳であり、3.4 歳の差がある。同様に、フランスではフル・タイム就業女性のメディアン年齢は 32.5 歳、非就業女性では 27.5 歳になっている。既に述べた様にフランスとノルウェーでは第一子の出産年齢もフル・タイム就業女性で遅れる傾向が見られた。従って、これらの国ではフル・タイム就業の女性は二番目の子供を早く生むのではなく、二番目の子供を持つタイミングを遅くし、第一子出産と第二子出産の間隔を広げることで、その間の就業期間を長くしていると考えられる。

#### 5 第一子出産・第二子出産のイベント・ヒストリー分析

前節で述べたように、第一子や第二子の出産年齢と教育水準や就業状態との関係には国によって相異が見られた。本節では、学歴や就業状態が出生タイミングに与える影響が国によってどの様に異なるかを検討するために、第一子出産年齢と第二子出産年齢について Cox Regression によるイベント・ヒストリー分析を行う。第一子出産の分析では年齢の上昇に伴う第一子出産の経験を従属変数にし、独立変数には出生コーホート、初婚年齢、本人学歴（高校／短大／大学の三区分）、就業状態（非就業／パート・タイム就業／フル・タイム就業の三区分）、結婚前の同棲経験の有無を用いている。他方、第二子出産の分析では、年齢の上昇に伴う第二子出産の経験を従属変数にし、独立変数には出生コーホート、第一子出産年齢、学歴（高校／短大／大学の三区分）、就業状態（非就業／パート・タイム就業／フル・タイム就業の三区分）、第一子の出産タイプを用いている。なお、第一子の出産タイプについては、（1）婚後妊娠：第一子の出生が結婚から 8 ヶ月以上（2）婚前妊娠：第一子の出生が結婚から 0～8 ヶ月未満（3）婚前出産：第一子の出生が結婚より前、の三つに分け、カテゴリー（2）と（3）をまとめて「婚前妊娠・出産」とした。また、両分析とも対象にしたのは 25 歳～39 歳の既婚女性である。

表Ⅱ-12 は第一子出産タイミングの分析結果を示したものである。まず、学歴については、すべての国において大学卒カテゴリーのハザード比が高校卒と比べて小さくなっている。ハザード比の値はノルウェーが最も小さく 0.48、反対に最も大きいのがドイツの 0.85 であり、国によって学歴の影響に差が見られる。しかし、すべての国においてハザード比は有意であり、大学卒の学歴を持つ女性で第一子の出産年齢が遅くなる傾向があることには変わりはない。他方、短大卒カテゴリーについては影響力に違いが見られる。すなわち、カナダ、フランス、ノルウェーでは第一子の出産ハザードを有意に低下させる効果が認められる。中でも、フランスでは最も効果が大きく、「高校卒」と比べて「短大卒」では

約30%出産ハザードが低くなる。同様にカナダでは20%、ノルウェーでは25%出産ハザードが低下している。これに対して、オーストリア、ドイツ、イタリア、日本では短大卒カテゴリーのハザード比は低下しているが有意ではなく、高校卒学歴の女性と短大卒学歴の女性の間には第一子出産タイミングについて実質的な差が認められない。要するに、カナダ、フランス、ノルウェーでは教育水準が「高校」→「短大」→「大学」と上昇するにつれて、第一子出産ハザードが着実に低下しており、学歴の効果がはっきりしている。しかし、オーストリア、ドイツ、イタリア、日本では高校卒学歴と短大卒学歴とに差が無く、大学卒の学歴でなければ、どのレベルの学歴でも出産年齢は影響されない。

表Ⅱ-12 第一子出産のイベント・ヒストリー分析 (25-39歳の既婚女性)

	オーストリア	カナダ	フランス	ドイツ	イタリア	ノルウェー	日本
出生コーホート	ハザード比	ハザード比	ハザード比	ハザード比	ハザード比	ハザード比	ハザード比
1950-54年	---	0.59***	0.63***	0.69***	---	0.90	---
1955-59年	0.71***	0.68***	1.13**	0.74***	0.98	0.93	---
(1960-64年)	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
1965-69年	1.27***	---	1.30	1.22***	1.30***	---	0.87
1970年-	1.70***	---	---	---	1.50	---	1.07
初婚年齢	0.84***	0.83***	0.83**	0.82***	0.73***	0.75***	0.73***
学歴							
(高校)	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
短大	0.96	0.80***	0.72***	0.97	---	0.75***	0.84
大学	0.69***	0.73***	0.65**	0.85***	0.65***	0.48***	0.66**
就業状態							
非就業	1.11	1.04	1.16	0.86	1.03	0.76*	0.79***
(パート・タイム)	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
フル・タイム	0.64***	0.99	0.93	1.17***	0.77***	0.91	0.72***
同棲経験							
なし	1.03	1.07	1.30**	0.92**	1.72***	0.84**	0.72
(あり)	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
対数尤度	-6080.46	-8375.5	-4870.74	-16823.33	-8117.62	-8487.15	-3994.16
N	1057	1384	874	2532	1405	1437	770

\* p<0.1. \*\* p<0.05. \*\*\* p<0.01. ( )はレファレンス・カテゴリー

興味深いことに、学歴効果が明確なノルウェーやフランスはマイルドな少子化段階の国であり、学歴効果があまり明確でないオーストリア、ドイツ、イタリア、日本は超少子化段階の国である。つまり、高い期間合計出生率と大きな出産年齢の学歴間格差がベアーになり、低い期間合計出生率は小さな出産年齢の学歴間格差がベアーになっている。恐らく、前者の二つの国の高い出生率は積極的な子育て支援政策と関係していると考えられるが、

こうした政策は女性に自分の教育水準に応じた第一子の出産時期の選択をも可能するのではないだろうか。このため、ノルウェーやフランスでは教育水準が有意に第一子出産年齢に影響を与えるのではないだろうか。他方、後者の期間合計出生率が極端にオーストリア、ドイツ、イタリア、日本の出産・育児環境は出生力を低下させるだけでなく、高学歴女性を除いて、教育水準に応じた第一子の出産時期の選択をも難しくしているのではないだろうか。このため、これらの国では教育水準が第一子出産年齢に有意な影響を与えないと考えられる。

次に、就業状態については、カナダとフランスでは「非就業」、「パート・タイム就」、「フル・タイム」のグループ間に有意な差がなく、就業状態が第一子の出産タイミングに対して影響を持っていない。また、ノルウェーでは非就業カテゴリーではパート・タイム就業より26%ハザード比が有意に低下しているが、「パート・タイム」と「フル・タイム」の間には有意な差がない。要するに、これら三つの国では女性が就業している場合、就業形態の違いが第一子出産タイミングにほとんど影響を与えていない。対照的に、オーストリア、イタリア、ドイツ、日本ではフル・タイムカテゴリーのハザード比が統計的に有意であり、ドイツの除くすべての国のフル・タイム就業者では出産年齢が遅くなる傾向が見られる。具体的には、パート・タイム就業の女性よりフル・タイム就業の女性の第一子出産のハザード確率はオーストリアで34%、イタリアで23%、日本で28%低くなっている。さらに、オーストリアとイタリアでは非就業カテゴリーのハザード比は有意でないが、ドイツと日本では非就業カテゴリーでもハザード比が、前者では14%、後者では21%有意に低く、この二カ国ではすべての就業カテゴリーでハザード比が有意になっている。すなわち、オーストリア、イタリア、ドイツ、日本では就業状態が第一子の出産年齢に強く影響し、特に、フル・タイム就業が出産年齢の重要な規定要因になっている。これらの結果を見る限り、ノルウェーやフランスといったマイルドな少子化の国では、女性が働いているかいないか、あるいは、働いているとしたら、どんな就業形態を取っているかは、ライフ・コースのどの時点で子供を持つかに対してあまり影響しない。一方、超少子化段階にある国では、就業しているかいないかは子供を生む時期にとって依然として重要な要素であり、特に、フル・タイムで働くことは出産年齢に決定的に重要な意味を持っている。これは、後者の国では育児と仕事を両立することがかなり難しいことを示唆している。

続いて、第二子の出産タイミングを表Ⅱ-13で見ると、全体として、学歴や就業状態が第一子ほど明確な効果を持っていない。学歴については、オーストリア、カナダ、フランス、ドイツ、イタリアではハザード比は全く有意にならず、教育水準は第二子の出産年齢に影響を与えていない。学歴はノルウェーと日本だけに有意な効果が見られるが、効果の方向は両者で異なっている。具体的には、ノルウェーでは短大卒カテゴリーでは21%ハザード比が低いですが、大学卒カテゴリーではハザード比の減少が16%に留まり、後者よりも前者の方がより大きくハザード比の低下させている。他方、日本では短大卒カテゴリー

では 24%、大学卒カテゴリーではハザード比が 39%低く、前者よりも後者の方がより大きく出産ハザードが低下する。つまり、ノルウェーと日本では両学歴カテゴリーのハザード比の関係が逆になっている。

表Ⅱ-13 第二子出産のイベント・ヒストリー分析 (25-39 歳の既婚女性)

	オーストリア	カナダ	フランス	ドイツ	イタリア	ノルウェー	日本
出生コーホート	ハザード比	ハザード比	ハザード比	ハザード比	ハザード比	ハザード比	ハザード比
1950-54年	---	0.56***	1.06	0.64***	---	0.55***	---
1955-59年	0.80**	0.62***	0.73***	0.71***	0.74***	0.62***	---
(1960-64年)	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
1965-69年	1.65***	---	1.49***	2.14***	1.43***	---	0.80
1970年-	2.30***	---	---	---	1.65***	---	1.15
第一子出産年齢	0.80***	0.80***	0.79***	0.80***	0.78***	0.74***	0.75***
学歴							
(高校)	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
短大	1.11	1.04	0.85	0.91	---	0.79***	0.76***
大学	1.03	0.85	0.99	0.97	0.87	0.84**	0.61***
就業状態							
非就業	1.11	0.95	0.90	0.97	1.21	0.91	0.53***
(パート・タイム)	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
フル・タイム	0.65***	0.82	0.94	1.02	0.85	0.94	0.89
第一子出産のタイプ							
婚前妊娠・出産	0.75***	0.69***	0.91	0.91	0.82**	0.66***	1.56***
(婚後出産)	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
対数尤度	-3863.71	-5557.78	-3177.19	-9782.14	-4379.82	-6410.24	-2657.1
N	730	996	620	1608	819	1135	545

\* p<0.1. \*\* p<0.05. \*\*\* p<0.01. ( ) はレファレンス・カテゴリー

就業状態についても同様の傾向が見られる。すなわち、カナダ、フランス、ドイツ、イタリア、ノルウェーでは、どの就業カテゴリーのハザード比に有意差は認められなかった。そして、オーストリアではフル・タイム就業のハザード比のみが 35%有意に低く、日本では非就業のハザード比のみが 47%有意に低くなっていた。要するに、全体としてみると超少子化段階の国でもマイルドな少子化段階の国でも、教育水準や就業状態は第二子出産年齢にあまり影響を与えず、第二子の出産タイミングは社会的コンテキストにはあまり依存しない。

むしろ、第二子の出産年齢に影響を与えているのは、第一子出産年齢や第一子の出産タイプである。すなわち、第一子出産年齢は分析対象としたすべての国においてハザード比が有意であり、出産年齢 1 歳の上昇は、最も効果の大きいノルウェーでは 26%、最も小さ

いドイツ、オーストリア、カナダでは20%第二子の出産ハザードを低下させている。一方、第一子出産タイプはオーストリア、カナダ、イタリア、ノルウェー、日本で有意な効果を示している。興味深いのは、オーストリア、カナダ、イタリア、ノルウェーでは、第一子を結婚後8ヶ月未満で生んだ人は、8ヶ月以上で生んだ人よりも第二子のハザード比が30%前後低くなっているのに対して、日本では反対に高くなっている点である。この違いをもたらした要因を明らかにするには、第一子出産のタイプの規定要因についての詳細な分析が必要であるが、第一子を婚前妊娠・出産する人と婚後出産する人の特性が国によって異なっていることだけは確かである。いずれにせよ、重要な点は学歴や就業状態は第一子の出産年齢にはかなり明確な影響を与えているのに対して、第二子の出産年齢にはほとんど影響を与えていないことである。すなわち、教育水準や就業状態は直接、第二子の出産タイミングに影響を与えるのではなく、第一子の出産年齢や出産タイプを媒介変数として、間接的に第二子の出産タイミングに影響を及ぼしていると言える。

## 6 結論と今後の課題

本稿ではオーストリア、カナダ、フランス、ドイツ、イタリア、ノルウェー、日本のミクロ・データを用いて出生力と出産タイミングの国際比較を行った。本稿の分析から得られた知見は次のようにまとめることができる。

第一に、すべての国においてフル・タイム就業の女性は非就業の女性より子供の数が少なくなる傾向が見られた。しかし、フル・タイム就業の影響は国によって異なり、フランス、ノルウェー、カナダではフル・タイム就業女性と非就業女性の子供数の差が大きく、反対にイタリア、ドイツ、日本では小さくなっていた。特に、日本は比較対象国の中で最もフル・タイム就業と非就業の差が小さく、フル・タイム就業の影響は僅かである。パート・タイム就業については、ノルウェー、フランス、カナダ、イタリア、オーストリアでは子供数に影響を与えていたが、ドイツ、日本では影響が見られなかった。従って、ノルウェー、フランス、カナダ、イタリア、オーストリアでは「働く－働かない」に加え「どの形態で働くか」という点も出生力の水準に影響をあたえる要因であるが、ドイツと日本では「どの形態で働くか」ではなく「働く－働かない」という点が出生力の水準に大きく影響している。

第二に、教育水準と子供数については、ドイツとオーストリアでは高校卒の女性と比べて、大学卒の女性の子供数が少なくなる傾向が見られたが、フランスやノルウェーでは大学卒女性と高校卒女性で子供数に実質的な差が存在しなかった。日本は女性学歴が子供数に対してほとんど影響を与えず、高校卒、短大卒、大学卒の間に子供数の有意な差は認められない。すなわち、日本では学歴が高くても低くても、持つ子供の数には差がなく、出生パターンが同質的であると言える。むしろ、日本では学歴や就業状態よりも結婚年齢が

子供数に強く影響しており、結婚年齢と子供数には強い負の相関が見られた。

第三に、就業状態と出生意欲については、オーストリア、ドイツ、イタリア、日本では非就業の女性と比べてフル・タイム就業の女性で現在の子供数に満足していない人が多く、希望する子供数と実際の子供数が乖離していた。しかし、カナダ、フランス、ノルウェーでは現在の子供数に対する満足度は、非就業でも、パート・タイム就業でも、フル・タイム就業でも変わらず、出生意欲は就業状態によって影響されない。

第四に、オーストリア、フランス、イタリア、ノルウェー、日本では、高学歴女性ほど現状の子供数に満足していない人が多くなる傾向が見られた。特に、日本では学歴の上昇に伴って子供数に満足していない人の割合が増え、希望する子供数と実際の子供数の乖離していた。他方、カナダとドイツでは学歴と現在の子供数に対する満足度に明確な関連が観察されず、教育水準は出生意欲に影響を与えていなかった。

第五に、第一子出産タイミングについては、すべての国で大学卒の学歴は出産年齢を遅らせる効果が認められたが、短大卒の学歴については影響力に国による違いが見られた。すなわち、カナダ、フランス、ノルウェーでは第一子出産年齢が短大卒の女性で遅くなる傾向が見られたが、オーストリア、ドイツ、イタリア、日本では第一子出産年齢が高校卒の女性と短大卒の女性で差がなかった。こうした結果から、マイルドな少子化段階にあるノルウェーやフランスでは学歴の影響力が強く、超少子化段階のオーストリア、ドイツ、イタリア、日本では影響力が弱いと言える。

第六に、就業状態については、カナダ、フランス、ノルウェーでは、パート・タイム就業とフル・タイム就業に第一子出産年齢の差が見られず、就業状態は第一子出産タイミングに影響を与えていない。これに対して、オーストリア、イタリア、ドイツ、日本ではフル・タイム就業の女性で第一子出産が遅れる傾向が見られ、就業状態が第一子出産タイミングの重要な規定要因になっている。これらの結果によると、カナダやフランスでは、女性が働いているかいないか、あるいは、働いているとしたら、どんな就業形態を取っているかは、子供を持つ年齢に対してほとんど影響しない。しかし、オーストリア、イタリア、ドイツ、日本では、フル・タイムで働くことが出産年齢に重要であることといえる。

第七に、学歴や就業状態の第二子出産年齢に対する影響は、第一子出産年齢に比べて弱い。学歴については、オーストリア、カナダ、フランス、ドイツ、イタリアでは第二子出産年齢に影響を与えていない。就業状態についても、カナダ、フランス、ドイツ、イタリア、ノルウェーでは第二子出産年齢に対する影響は認められなかった。むしろ、第二子出産年齢に強い影響を与えているのは、第一子出産年齢と第一子出産タイプであった。このことは、教育水準や就業状態は直接、第二子出産タイミングに影響を与えるのではなく、第一子出産年齢や出産タイプを媒介変数として、間接的に第二子出産タイミングに影響を及ぼしていることを示唆している。

本稿の分析結果を見る限り、学歴や就業が出生力や出生タイミングに、どのような影響を及ぼすかは、出生行動がおこなわれる社会的コンテキストの状況に依存すると言える。従って、これまで先進諸国の出生パターンの変動要因として女性の高学歴化や家庭外就業の増大が指摘されてきたが、これらの変数の出生行動への影響は一様ではなく、強い影響を与える社会と弱い影響しか与えない社会が存在することになる

このことは、日本を始めとする先進諸国の少子化を考える上で、重要な含意を持っている。すなわち、学歴や就業の出生パターンに与える影響が社会的コンテキストに左右されるということは、政策—例えば、子育て支援政策—によって社会的コンテキストの状況が変わった場合には、出生力の水準が変化する可能性がある。仮にそうであるならば、日本においても積極的な子育て支援の展開によって出生力の水準を、ある程度、変化させることが可能かもしれない。

しかし、注意しなければならないのは、本分析で用いたデータは一時点におけるクロス・セクショナルな調査から得られたものであるため、政策介入による社会的コンテキストの変化が、実際に出生行動にどの程度の効果をもたらすかを検証することは、データの性質上、困難であるという点である。こうした社会的コンテキストの変化の影響を吟味するためには、同一の調査対象者を一定の期間、繰り返して追跡調査するパネル調査を実施する必要がある。従って、本分析によって示唆された政策介入の出生促進効果の検証については、今後の課題としたい。

#### 文献

Castles, F. G. (2003) 'The World Turned Upside Down: Below Replacement Fertility, Changing Preferences and Family-Friendly Public Policy in 21 OECD Countries', *Journal of European Social Policy* 13, pp.209-227.

Council of Europe (2002) *Recent Demographic Developments in Europe*, Strasbourg: Council of Europe Publishing.

福田亘孝 (2003) '子育て支援策の国際比較：日本とヨーロッパ', *人口問題研究* 第 59 巻, pp.7-26.

福田亘孝 (2004) '少子化社会と家族形成：先進諸国における二つのデモグラフィック・レジーム?', *日本の科学者* 第 39 号, pp.16-21.

Kohler, H. P., Billari, F. C. & Ortega, J. A. (2002) 'The Emergence of Lowest-Low Fertility in Europe during the 1990s', *Population and Development Review* 28, pp.641-680.

Kuijsten, A. (1996) 'Changing Family Patterns in Europe: A Case of Divergence?' *European Journal of Population* 12, pp.115-143.



Lehrer, E. & Nerlove, M. (1986) 'Female Labor Force Behavior and Fertility in the United States', *Annual Review of Sociology* 12, pp.181-204.

Retherford, R. D., Ogawa, N. & Matsukura, R. (2001) 'Late Marriage and Less Marriage in Japan', *Population and Development Review* 27, pp.65-102.

Rindfuss, R. R., Guzzo, K. B. & Morgan, S. P. (2003) 'The Changing Institutional Context of Low Fertility', *Population Research and Policy Review* 22, pp.411-438.

津谷典子 (1999) '出生率低下と子育て支援政策', *季刊社会保障研究* 第34巻, pp.348-360.

Weller, R. H. (1977) 'Wife's Employment and Cumulative Family Size in the United States, 1960 and 1970', *Demography* 14, pp.43-65.

---

1) 22カ国を構成する国は、オーストリア、オーストラリア、ベルギー、カナダ、デンマーク、フィンランド、フランス、ドイツ、ギリシャ、アイルランド、イタリア、日本、ルクセンブルグ、オランダ、ニュージーランド、ノルウェー、ポルトガル、スペイン、スウェーデン、スイス、イギリス、アメリカ合衆国である。

2) 各国の調査実施年は、オーストリアが1996年、カナダが1990年、フランスが1994年、ドイツが1992年、イタリアが1995/96年、ノルウェーが1988年である。

### 第三章 世帯構成の規定要因をめぐる国際比較：若年層を中心に

田淵 六郎

はじめに

社会経済環境の変化や人口構造の変化を背景として、わが国ならびに欧米諸国では、若年者の就業や家族行動への関心が高まっている（白波瀬 2005）。若年者の世帯形成行動については少なくない先行研究が蓄積されており、欧米諸国間での比較研究も蓄積されつつあるが（Iacovou 2002; 田淵 2003）、それらの中で、若年者の世帯構成は社会経済的要因の影響を受けるだけでなく、世代およびジェンダーによる差異が大きいことが指摘されている（Goldscheider and Goldscheider 1999; Iacovou and Berthoud 2001）。離家行動について、日本と他の先進諸国の比較を行った研究は既に存在するが（Suzuki, 2002）、わが国における若年者の家族行動の将来について見通しを得るためにも、世帯構成そのものに焦点を当てた国際比較研究を行うことが求められている。

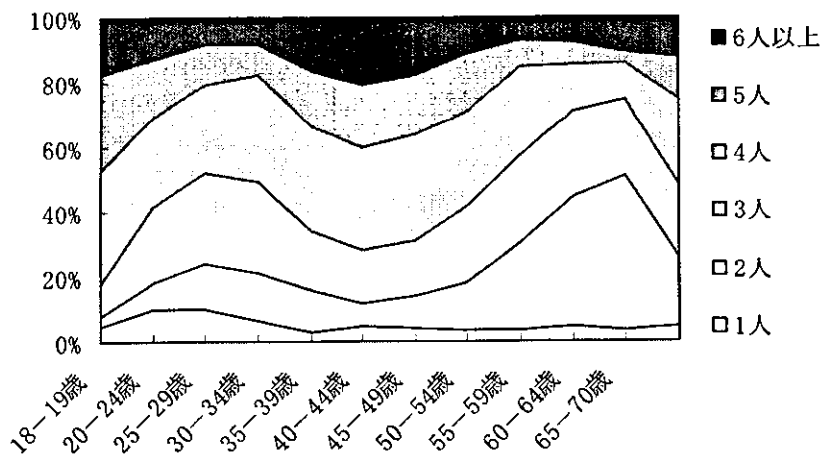
こうした背景を踏まえ、本稿は、若年者の世帯構成について、JGGS データと FFS データによる比較を通じて、JGGS データを用いた国際比較研究がもたらす知見と含意について考察することを目的とする。<sup>1)</sup>

#### 1 世帯規模と世帯構成

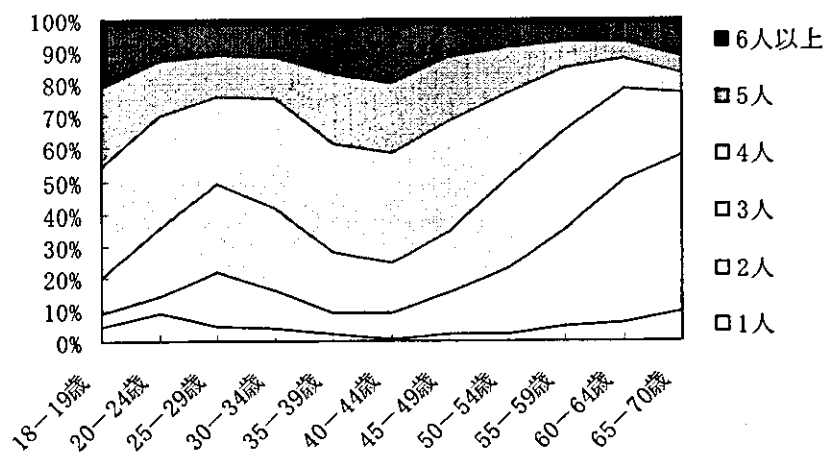
まず JGGS データにより、回答者が所属する世帯の規模を年齢別、性別に示した（図Ⅲ-1-1～Ⅲ-1-2）。若年から中年にかけては、男性の未婚割合の高さを反映して、25・29 歳、40・44 歳などでは男性のほうが単身世帯に属する割合が高いが、死別などによる世帯規模の縮小が顕著になる 65 歳後半層では逆に女性の方が単身世帯に属する割合が高い。

性別、年齢別の世帯規模を FFS データと比較したのが表Ⅲ-1 である。ここでは比較対象国として、出生率の相対的に高い国からフィンランド(1989-90)、フランス(94)（一部ベルギー(91-92)）、カナダ(90)を、出生率の低い国としてスペイン(94-95)、イタリア(95-96)、オーストリア(95-96)を選んだ（括弧内は調査年）。調査年が異なることから、コーホート比較ではなく調査時年齢別の比較の観点から集計する。

20 歳代から 30 歳代前半に注目すると、特に 20 歳代では、日本は相対的に世帯規模が大きく、この点ではイタリア、スペインと似る。対照的にフランスやフィンランドでは世帯規模は小さい。このような格差は 30 歳代前半まで顕著であり、それ以上の年齢層でも日本は相対的に大きな世帯規模を示していることが分かる。これらから、世帯規模について日本の傾向は南欧のそれに類似していると言えるだろう。



図Ⅲ-1-1 年齢別世帯規模（男性、日本）



図Ⅲ-1-2 年齢別世帯規模（女性、日本）

表Ⅲ-1 世帯規模、性別、年齢別、FFS データとの比較

性別	15-19*	20-24	25-29	30-34	35-39	40-44	45-49	50-54
日本	4.5	3.8	3.4	3.5	4.0	4.2	4.1	3.8
オーストリア		3.0	2.6	3.0	3.5	3.7	3.2	3.0
イタリア		4.0	3.6	3.1	3.3	3.7	3.7	
スペイン	4.5	4.3	3.5	3.3	3.7	4.1	4.1	
フランス		3.2	2.6	3.2	3.6	3.7	3.4	
フィンランド			2.4		3.4		3.1	
カナダ	4.0	3.4	2.8	3.0	3.6	3.7	3.5	3.0

表Ⅲ-1 世帯規模、性別、年齢別、FFS データとの比較 (つづき)

女性	15-19*	20-24	25-29	30-34	35-39	40-44	45-49	50-54
日本	4.4	3.9	3.7	3.8	4.2	4.4	3.9	3.6
オーストリア		3.0	2.9	3.4	3.6	3.6	3.1	2.7
イタリア		4.0	3.4	3.6	3.7	3.8	3.7	
スペイン	4.6	4.1	3.4	3.7	4.0	4.1	4.3	
フランス		2.9	2.7	3.5	4.0	3.7	3.2	
フィンランド			2.7	3.4	3.7	3.4	2.9	
カナダ	4.1	3.1	2.9	3.5	3.7	3.7	3.2	2.7

\*日本、スペインは 18-19 歳

さて、これら年齢による世帯規模の違いは、離家や結婚などの世帯形成行動の違いを反映している。そこで、JGGS と FFS データによって、世帯構成の年齢別・性別の比較を、単独世帯、親との同居、配偶者及び子どもとの同居に焦点を当てて行った (表Ⅲ-2~5)。表Ⅲ-2 には単独世帯の割合を示す。どの国にも共通して、単独世帯を形成する割合は、低い年齢階層ほど高く、男性の方が高い傾向が見られる。20 代の女性では、フランスの単独世帯割合が飛び抜けて高く、日本はオーストリア、カナダに次ぐ。20 代の男性では、フィンランド、オーストリア、フランスが高く、日本はカナダに近い位置にある。30 歳代前半では、男女ともに、カナダとフランスで相対的に高く、日本はオーストリアに近い。イタリア、スペインは年齢層を問わず総じて単独世帯割合は低い。単独世帯形成については、日本は南欧とは若干異なる傾向を示すことが分かる。国ごとの差異として注目すべき点として、単独世帯割合はフランスやカナダでは高いのに対して、イタリア、スペインでは低いが、低出生率であるオーストリアでは高く、高出生率であるフィンランドでは低いなど、単独世帯割合と出生率の高低は必ずしも対応していない。

表Ⅲ-3 には親 (回答者の親) との同居を集計した。比較可能な項目が存在しなかったフランスの代わりにベルギーを用いた。回答者の婚姻状態を統制しない集計であることには注意が必要である。参考のために、日本については配偶者の親との同居を含めた値も集計している。日本は日本は 20 代前半で 8 割、20 代後半で 5~6 割が親と同居する。20 代後半以降、同居割合の男女差が拡大する点はイタリアとスペインに類似した傾向を示し、20 代後半以降のコーホートについて、日本、イタリア、スペイン以外の国での同居割合は相対的に低い。25-29 歳では、日本は女性の約 5 割が同居するが、この値は、1 割前後しか同居しないカナダやオーストリアをはるかに上回ると同時に、イタリアやスペインのそれよりも高い。25-29 歳の日本男性は、約 6 割と女性よりも高い割合で同居するが、イタリア男性はこれを上回る。この年齢層における親との同居割合の男女差は、日本よりもイタリア、スペインの方が大きい。30 歳代以降は日本がいずれの国よりも同居割合が高く、スペインとイタリアが比較的高い値を示している。ただし 30 代以降の日本における同居