

表 3 1990年、区部における子ども数と居住状況の関係

区部		子ども数					
		0→1		1→2		2→3	
		Parameter Estimate	Pr> Chi-Square	Parameter Estimate	Pr> Chi-Square	Parameter Estimate	Pr> Chi-Square
25 29 歳	INTERCPT	0.4037	0.0001	-0.7381	0.0001	-2.4538	0.0001
	建て方 低層	-0.1241	0.0002	-0.0457	0.1884	-0.1990	0.0081
	高層	-0.3509	0.0001	-0.2780	0.0001	-0.3987	0.0001
	所有 公営	0.6965	0.0001	0.9098	0.0001	0.9293	0.0001
	公団	0.0201	0.6540	0.2546	0.0001	0.2614	0.0195
	民営	-0.2786	0.0001	-0.2213	0.0001	0.2881	0.0001
	給与	-0.0078	0.7824	-0.0727	0.0186	0.1268	0.0920
	規模 部屋数	0.1485	0.0001	0.1281	0.0001	0.1510	0.0001
	職 有職	-1.6503	0.0001	0.1262	0.0001	0.1008	0.0233
30 34 歳	INTERCPT	0.3298	0.0001	0.0445	0.1991	-1.9329	0.0001
	建て方 低層	-0.1186	0.0003	-0.0689	0.0058	-0.1581	0.0001
	高層	-0.2534	0.0001	-0.2897	0.0001	-0.3140	0.0001
	所有 公営	0.5273	0.0001	0.7674	0.0001	0.7297	0.0001
	公団	0.0726	0.0617	0.1078	0.0005	0.2187	0.0001
	民営	-0.2603	0.0001	-0.3319	0.0001	0.1336	0.0001
	給与	0.0736	0.0095	0.2363	0.0001	0.2259	0.0001
	規模 部屋数	0.2485	0.0001	0.1931	0.0001	0.1445	0.0001
	職 有職	-1.1944	0.0001	-0.0212	0.1314	0.0288	0.1648
35 39 歳	INTERCPT	-0.1182	0.0156	0.2033	0.0001	-1.7764	0.0001
	建て方 低層	-0.0476	0.1750	-0.0738	0.0033	-0.1009	0.0002
	高層	-0.2627	0.0001	-0.3016	0.0001	-0.2365	0.0001
	所有 公営	0.5738	0.0001	0.5588	0.0001	0.5337	0.0001
	公団	0.2261	0.0001	0.1434	0.0001	0.0171	0.6294
	民営	-0.1710	0.0001	-0.2722	0.0001	0.0998	0.0001
	給与	0.1613	0.0001	0.4561	0.0001	0.3009	0.0001
	規模 部屋数	0.3177	0.0001	0.2713	0.0001	0.1691	0.0001
	職 有職	-0.6324	0.0001	0.0825	0.0001	-0.0719	0.0001

表 4 1990年、市部における子ども数と居住状況の関係

市部			子ども数					
			0→1		1→2		2→3	
			Parameter	Pr>	Parameter	Pr>	Parameter	Pr>
			Estimate	Chi-Square	Estimate	Chi-Square	Estimate	Chi-Square
25 29 歳	建て方 所有 規模 職	INTERCPT	1.0090	0.0001	-0.5688	0.0001	-2.4309	0.0001
		低層	-0.3207	0.0001	-0.4591	0.0001	-0.5837	0.0001
		高層	-0.4827	0.0001	-0.5290	0.0001	-0.6395	0.0001
		公営	0.8526	0.0001	1.0743	0.0001	0.8599	0.0001
		公団	0.2177	0.0001	0.4229	0.0001	0.5491	0.0001
		民営	-0.3329	0.0001	-0.0855	0.0431	0.4940	0.0001
		給与	-0.2090	0.0001	0.0647	0.1750	0.1826	0.1181
		部屋数	0.0521	0.0002	0.1086	0.0001	0.1414	0.0001
		有職	-1.8441	0.0001	0.1748	0.0001	0.0974	0.1099
		30 34 歳	建て方 所有 規模 職	INTERCPT	0.6546	0.0001	0.1811	0.0008
低層	-0.1153			0.0082	-0.3758	0.0001	-0.2974	0.0001
高層	-0.2310			0.0001	-0.3913	0.0001	-0.3903	0.0001
公営	0.4478			0.0001	0.7422	0.0001	0.5574	0.0001
公団	0.1698			0.0013	0.3392	0.0001	0.3253	0.0001
民営	-0.2637			0.0001	-0.2337	0.0001	0.1739	0.0001
給与	-0.0436			0.3557	0.2095	0.0001	0.1966	0.0001
部屋数	0.1961			0.0001	0.1841	0.0001	0.1289	0.0001
有職	-1.3053			0.0001	0.0249	0.2319	0.0035	0.9000
35 39 歳	建て方 所有 規模 職			INTERCPT	0.2048	0.0135	0.3119	0.0001
		低層	-0.1143	0.0195	-0.2724	0.0001	-0.1101	0.0015
		高層	-0.2107	0.0001	-0.2690	0.0001	-0.1946	0.0001
		公営	0.6230	0.0001	0.5183	0.0001	0.6242	0.0001
		公団	0.3134	0.0001	0.3104	0.0001	0.1786	0.0001
		民営	-0.1217	0.0047	-0.1723	0.0001	0.2494	0.0001
		給与	0.2662	0.0001	0.4022	0.0001	0.3565	0.0001
		部屋数	0.2458	0.0001	0.2499	0.0001	0.1782	0.0001
		有職	-0.7102	0.0001	0.1737	0.0001	-0.1155	0.0001

表 5 1990年のモデル適合度

区部			
	子ども数		
	0→1	1→2	2→3
25～29歳	70.40%	54.90%	54.90%
30～34歳	67.40%	59.10%	54.90%
35～39歳	63.00%	60.80%	55.40%
市部			
	子ども数		
	0→1	1→2	2→3
25～29歳	72.00%	58.00%	56.30%
30～34歳	67.80%	59.30%	53.80%
35～39歳	62.90%	59.30%	54.60%

表 6 1995年分析に利用したデータの分布状況

区部					
子ども数					
	0	1	2	3	合計
25～29歳	56,555	36,180	16,687	2,391	111,813
30～34歳	46,983	48,764	52,398	12,139	160,284
35～39歳	26,149	32,201	69,980	23,831	152,161
計	129,687	117,145	139,065	38,361	424,258

市部					
子ども数					
	0	1	2	3	合計
25～29歳	27,956	20,407	9,934	1,346	59,643
30～34歳	19,513	24,904	30,546	7,328	82,291
35～39歳	9,312	14,583	38,756	14,701	77,352
計	56,781	59,894	79,236	23,375	219,286

表 7 1995年、区部における子ども数と居住状況の関係

区部								
			子ども数					
			0→1		1→2		2→3	
			Parameter Estimate	Pr> Chi-Square	Parameter Estimate	Pr> Chi-Square	Parameter Estimate	Pr> Chi-Square
25 29 歳	建て方	INTERCPT	-0.7959	0.0001	-0.9299	0.0001	-2.4925	0.0001
		低層	-0.0613	0.0527	-0.0522	0.2080	-0.2417	0.0149
	所有	高層	-0.0915	0.0002	-0.2828	0.0001	-0.4181	0.0001
		公営	0.5830	0.0001	0.9115	0.0001	0.9414	0.0001
	規模 職	公団	0.2045	0.0002	0.2561	0.0001	0.2597	0.1024
		民営	-0.1092	0.0001	-0.2599	0.0001	0.3159	0.0001
		給与	0.5461	0.0001	-0.0584	0.1286	0.1194	0.2369
		部屋数	0.2790	0.0001	0.1208	0.0001	0.1688	0.0001
		有職	-1.2000	0.0001	0.1170	0.0001	0.1083	0.0289
		INTERCPT	-0.8184	0.0001	-0.2915	0.0001	-1.9388	0.0001
30 34 歳	建て方	INTERCPT	-0.8184	0.0001	-0.2915	0.0001	-1.9388	0.0001
		低層	-0.0600	0.0383	-0.1061	0.0003	-0.1665	0.0008
	所有	高層	-0.0001	0.9958	-0.3234	0.0001	-0.3191	0.0001
		公営	0.3948	0.0001	0.7771	0.0001	0.7283	0.0001
	規模 職	公団	0.2233	0.0001	0.1118	0.0057	0.2210	0.0010
		民営	-0.1160	0.0001	-0.3401	0.0001	0.1296	0.0001
		給与	0.6011	0.0001	0.2848	0.0001	0.2405	0.0001
		部屋数	0.3681	0.0001	0.1798	0.0001	0.1483	0.0001
		有職	-0.7931	0.0001	-0.0191	0.1737	0.0422	0.0566
		INTERCPT	-1.1614	0.0001	0.0025	0.9465	-1.6465	0.0001
35 39 歳	建て方	INTERCPT	-1.1614	0.0001	0.0025	0.9465	-1.6465	0.0001
		低層	0.0276	0.4656	-0.0966	0.0033	-0.1078	0.0085
	所有	高層	0.0023	0.9175	-0.3363	0.0001	-0.2452	0.0001
		公営	0.4254	0.0001	0.5783	0.0001	0.5321	0.0001
	規模 職	公団	0.3650	0.0001	0.1371	0.0010	0.0166	0.7578
		民営	-0.0312	0.2043	-0.2779	0.0001	0.0941	0.0005
		給与	0.7153	0.0001	0.5156	0.0001	0.3100	0.0001
		部屋数	0.4283	0.0001	0.2507	0.0001	0.1631	0.0001
		有職	-0.2550	0.0001	0.0709	0.0001	-0.0432	0.0048
		INTERCPT	-0.2550	0.0001	0.0709	0.0001	-0.0432	0.0048

表 8 1995年、市部における子ども数と居住状況の関係

市部		子ども数						
		0→1		1→2		2→3		
		Parameter Estimate	Pr> Chi-Square	Parameter Estimate	Pr> Chi-Square	Parameter Estimate	Pr> Chi-Square	
25 29 歳	INTERCPT	-0.3827	0.0001	-0.9658	0.0001	-2.3644	0.0001	
	建て方	低層	0.1501	0.0005	-0.3850	0.0001	-0.7201	0.0001
		高層	0.1396	0.0001	-0.3864	0.0001	-0.6096	0.0001
	所有	公営	0.5350	0.0001	1.0042	0.0001	0.7326	0.0001
		公団	0.1082	0.0278	0.3611	0.0001	0.4876	0.0010
		民営	-0.2652	0.0001	-0.0953	0.0382	0.5110	0.0001
		給与	0.1887	0.0001	0.0158	0.7855	0.1145	0.4836
	規模	部屋数	0.1381	0.0001	0.1185	0.0001	0.1084	0.0018
		有職	-1.2431	0.0001	0.1552	0.0001	0.2028	0.0022
	30 34 歳	INTERCPT	-0.5782	0.0001	-0.2167	0.0001	-1.7458	0.0001
建て方		低層	0.2516	0.0001	-0.3785	0.0001	-0.3801	0.0001
		高層	0.3168	0.0001	-0.3456	0.0001	-0.3651	0.0001
所有		公営	0.1216	0.1284	0.7024	0.0001	0.4879	0.0001
		公団	0.0107	0.8135	0.2766	0.0001	0.2994	0.0001
		民営	-0.1945	0.0001	-0.2611	0.0001	0.1611	0.0018
		給与	0.3280	0.0001	0.1968	0.0001	0.1776	0.0065
規模		部屋数	0.2573	0.0001	0.1578	0.0001	0.0973	0.0001
		有職	-0.6837	0.0001	-0.0067	0.7300	-0.0118	0.6846
35 39 歳		INTERCPT	-0.6535	0.0001	-0.0595	0.2933	-1.6424	0.0001
	建て方	低層	0.1401	0.0352	-0.2271	0.0001	-0.1839	0.0036
		高層	0.2640	0.0001	-0.2159	0.0001	-0.1809	0.0001
	所有	公営	0.4347	0.0003	0.4324	0.0001	0.5835	0.0001
		公団	0.1443	0.0227	0.2662	0.0001	0.1614	0.0016
		民営	-0.0300	0.5592	-0.1997	0.0001	0.2384	0.0001
		給与	0.6730	0.0001	0.4318	0.0001	0.3549	0.0001
	規模	部屋数	0.2722	0.0001	0.2459	0.0001	0.1606	0.0001
		有職	-0.2092	0.0001	0.1693	0.0001	-0.0869	0.0001

表 9 モデルの適合度

区部	子ども数		
	0→1	1→2	2→3
	25～29歳	66.1%	55.6%
30～34歳	63.0%	58.2%	53.6%
35～39歳	58.9%	58.4%	54.9%

市部	子ども数		
	0→1	1→2	2→3
	25～29歳	64.7%	56.8%
30～34歳	60.3%	57.3%	51.8%
35～39歳	54.9%	55.4%	50.9%

5. 居住状況の出生行動への影響力

石坂 公一

1. はじめに

本章では、平成5年住宅統計調査のデータを用いて、夫婦のみ世帯と夫婦と子供からなる世帯を対象に、近年の少子化傾向に大きく影響している第1子および第2子の出生状況と居住状況との関連性について分析を行った結果について報告する。分析に用いた資料は本研究プロジェクトのために総務庁統計局の許可を得て実施した平成5年住宅統計調査の特別集計結果であり、対象圏域は居住コストの高さが特に問題となっている首都圏（東京駅を中心とした約70km圏）である。

住宅統計調査はわが国の住宅に関する基本的な調査であり、調査項目には世帯の居住状況に関する項目が豊富に含まれている反面、最近1年間の出生行動の有無等の世帯の出生行動そのものに関する項目および結婚時期、母の年令等、出生行動に大きな影響を及ぼすと考えられる人口学的な要因を直接的に把握するための項目は含まれていない。そこで本章での分析では世帯の出生行動を3歳以下の子供の数から推計される0歳の子供の有無でとらえることにし、結婚時期、母の年令、共稼ぎか否か等に関しては、これらと関連性が強いと考えられる「入居時期」「世帯の主な働き手の年令（通常は父親であると考えられる。以下では便宜上「世帯主」と呼ぶことにする。）」「世帯収入」等を用いて分析を行い、考察の際にこれらの変数の人口学的な要因との関連性を考慮しつつ分析結果を解釈するという方法を採用することとした。

2. 最近1年間の出生状況の把握方法

夫婦のみ世帯および夫婦と子供からなる世帯を子供の数と0歳の子供の有無で区分すると表1のようになる。ここで a_{10} は夫婦と子供1人の世帯で子供が0歳の世帯であるから最近1年間に第1子を出生した世帯であり、 a_{00} は結婚はしていたものの最近1年間に第1子を出生しなかったとみなされる世帯である。したがって、最近1年間の第1子の出生状況は「 $a_{00} + a_{11}$ 」を母数として、「 a_{00} ：第1子出生なし」「 a_{11} ：第1子出生あり」と考えることができ、最近1年間の第1子出生率は $a_{11} / (a_{00} + a_{11})$ と計算できる。同様に考えると第2子に関しては母数は「 $a_{11} + a_{20}$ 」、最近1年間の第2子出生率は $a_{20} / (a_{11} + a_{20})$ となる。

すなわち、夫婦のみ世帯および夫婦と子供からなる世帯の最近1年間の出生状況は0歳と1歳以上の子供の数がわかれば把握できることになる。ところで住宅統計調査からは3歳以下の子供の数は得ることができ、0歳の子供の数は直接には得ることができない。そこで本章における分析では3歳以下の子供の数が1人の場合は子供の年令は「0歳」「1歳」「2歳」「3歳」のいずれかであることからそれぞれの場合が等確率であると仮定し

て、3歳以下の子供の数が1人の世帯のうち1/4の世帯を0歳の子供がいる世帯と考えることとした。具体的には、集計表を作成する際にデータごとに一様乱数を発生させ、1/4の区間に入るか否かを見ることで0歳の子供がいるか否かの判別を行っている。また、3歳以下の子供の数が2人の場合には2人の子供の年齢は「0歳と1歳」「0歳と2歳」「0歳と3歳」「1歳と2歳」「1歳と3歳」「2歳と3歳」のいずれかであると考え、各場合が等確率であると仮定して、3/6の確率で0歳の子供がいる世帯を判別している。この場合には、双子は存在しないと考えていることになるが双子の生まれる確率は大きくない（最近でも約1%弱である）ことから双子の可能性を無視することによる影響はほとんどないものと考えられる。

3. 分析の対象とした世帯主年齢

表2は、上述した定義による最近1年間の世帯の出生状況を世帯主の年齢階級別にまとめたものである。表2より、第1子の出生に関しては25～39歳が、第2子の出生に関しては25～44歳の年齢層が中心となっていることがわかる。これから、以下の分析にあたっては、表2で○をつけた年齢区分を分析の対象とし、年齢区分ごとに居住状況と出生状況の関連性を分析していくことにする。

4. 説明変数

世帯の出生行動に影響を与える要因としては、結婚時期、母の年齢等の人口学的な要因、共稼ぎの有無等の社会・経済的要因、住宅の規模や立地等の居住状況に関する要因が考えられ、予定子供数を被説明変数として回帰分析を行った既応の研究でもこれらの変数の出生状況への影響は確認されている。

住宅統計調査のデータから得られる世帯の出生状況に影響を与えるであろうと思われる様々な変数について、出生状況との間の関連性をチェックすると比較的強い関連性を有する変数として表3に示すものが抽出された。すなわち、基礎要因（人口学的要因）としては「入居時期（結婚時期と関連性が強いと考えられる）」「第1子年齢」が、社会・経済的要因としては「世帯収入（共稼ぎの有無とも関連性が強いと考えられる）」が、住宅単体の状況をあらかず住宅要因として「居住形態（住宅の所有関係を中心とした区分）」「居住室畳数」が、立地要因としては「通勤時間」が抽出された。また、住居費負担の状況は住宅統計調査では借家居住世帯に関してしか把握できないが、「家賃額」と「家賃負担率」の2つの変数が抽出された。以下では、表3に示す変数を説明側の変数として、これらの変数と世帯の出生状況との間の関連性をより詳細にみていくことにする。

5. 出生状況を説明する変数群の抽出

表3に示す変数は複合した形で出生率に影響を与えていると考えられることから、本節では世帯の出生状況とこれらの説明変数間の関連性の分析に先立ち、出生状況を説明する

場合にどのような説明変数の組み合わせが適切であるかについての検討を行う。説明変数選択の基準としては AIC を用い、出生状況を被説明変数とした場合に AIC がより小さい説明変数の組合せを求めた。(ただし、「家賃額」と「家賃負担率」は借家居住世帯についてのみ得られるので、持家居住世帯を含む主世帯全体を対象とした分析の際には対象とする説明変数の中には含めなかった。)

具体的には、たとえば組み合わせる説明変数の数が2つの場合には、(1)表3に示す変数の中から任意の2つの変数AとBを選び、「A×B×出生状況」の3次元表を作成する。(2)作成された3次元表の総サンプル数が想定サンプル数となるように表の各セルを比例的に修正する。(3)AとBのカテゴリー区分数を変更しつつ AIC の最小化を行い、得られた最小 AIC の値を「A×B×出生状況」の3次元表における AIC とする。(4)この作業を表3に示す変数のうちから2つの変数を選ぶ場合のすべての組合せについて行う。(5)AIC の値が小さい2つの説明変数の組合せを抽出する。という方法によって、説明変数の組合せの選択を行っている。組み合わせる説明変数の数が3つの場合にも同様に、表3の変数の中から任意の3つの変数A、B、Cを選び「A×B×C×出生状況」の4次元表を作成し、この4次元表を対象として上記の(2)～(5)の過程を経ることによって、説明変数の組合せの選択を行った。(想定サンプル数という概念を用いたのは、各説明変数にはカテゴリーが「不詳」となるデータが含まれるため「不詳」を除いた合計は表ごとに異なり、そのままでは各表の AIC を比較することができないためである。なお、想定サンプル数の具体的な値は「不詳」を除いた表の合計のうち最小となるものを基準として設定している。)

この方法は「説明変数の数+1」次元の表を必要とするため、説明変数の数を多くすると表のセルの数は加速度的に多くなり、かなりのサンプル数があっても0となるセルが頻発することになるので説明変数の数をあまり多くすることは好ましくない。ここでは、サンプル数の大きさ等を考慮して、説明変数の数は3つ(対象とする表としては4次元表)までとした。結果は表4、表5に示すとおりである。表4、5では、2つの変数の組合せの場合には最小 AIC を与える組合せを、3つの変数の組合せの場合には2つの変数を組み合わせた場合よりも AIC が小さくなる場合のうちから小さい順に1～3位を与える組合せを示している。また、表中の数値は2つの変数を組み合わせた場合の最小 AIC と当該表の AIC との差を示しており、3つの変数を用いることによる説明力の向上程度を2変数を用いた場合との比較であらわしたものである。

以下では、被説明変数を最近1年間の「第1子出生状況」「第2子出生状況」とした場合の各々について個別に見ていくことにする。

1) 第1子出生状況を被説明変数とした場合(表4)

主世帯全体を対象とした場合、25～29歳、30～34歳の年齢層においては、「第1子出生状況」と関連性の強い変数は「入居時期」と「世帯収入」であり、「居住形態」「居室数」の住宅単体の状況を示す変数はこれらの変数より後に選択されている。「第1子出生状況」を考える場合の対象世帯は「夫婦のみ世帯」と「夫婦と0歳の子が1人」の世

帯であることから、これらの世帯では「結婚時期」と現住居への「入居時期」の関連性が強いと考えられること、およびわが国ではまだ年功序列的な賃金体系の影響が大きく、若年層では収入の個人間格差は相対的に小さいことから「世帯収入」の差異は共稼ぎの有無の影響が大きいと考えられることを考慮すると、25～29歳、30～34歳の年令層における第1子出生状況は「結婚時期」と「共稼ぎ」という人口学的、社会・経済的要因の影響力が大きく、住宅要因は影響があるものの影響力の大きさは相対的に小さいということができよう。一方、35～39歳の年令層になると「入居時期」は第一義的な影響力を有しているものの「世帯収入」よりも「居住形態」がより影響力の強い変数として選択されている。3変数を選ぶ場合においても最小 AIC を与える組合せは「入居時期」「居住形態」「居住室畳数」であり、「世帯収入」の影響力はそれなりにあるものの住宅要因がより重視されるという結果となっている。

借家居住世帯に関しては、25～29歳、30～34歳の場合は影響力が大きな要因は主世帯の場合と同様「入居時期」と「世帯収入」であるが、その次には「家賃額」が選択されている。また、25～29歳の場合は、「居住形態」「居住室畳数」という住宅要因に関連した変数は選択されていないのに対し、30～34歳の場合は「家賃額」の影響力が大きくなっていくものの「居住形態」「居住室畳数」もかなりの影響力を持つ変数として選択されている。35～39歳になると「入居時期」について影響力が大きい変数は「居住室畳数」であり「家賃額」がそれについている。このことから、「家賃額」であらわされる住居費負担の状況は、25～29歳、30～34歳の世帯では、居住状況に関連した変数の中では第1子出生に対して最も影響力が大きいこと、居住状況に関する要因は年令層が上昇するにつれて次第に重視されるようになっていくと言えよう。

2) 第2子出生状況を被説明変数とした場合（表5）

主世帯全体を対象とした場合、25～29歳、30～34歳、35～39歳、40～44歳のいずれの年代でも最近1年間の第2子出生状況を説明する変数としては、まず「第1子年令」と「入居時期」という人口学的要因が選ばれ、その後「居住形態」や「居住室畳数」といった住宅単体の状況を示す変数が選択されている。また、「世帯収入」は各年代とも選択されてはいるが、第1子の場合のように住宅単体の状況と比較して明らかに大きな影響力を有するものとはなっていない。第2子の出生状況を考える場合の母数はすでに第1子が誕生している世帯であることから、第1子の出生を期に共稼ぎをやめた世帯が多く、「世帯収入」と「共稼ぎ」との間の関連性が第1子の場合よりもやや薄くなったためであろう。

借家居住世帯の場合は、3変数を選ぶ場合「第1子年令」と「入居時期」はほとんどの場合で選択され、この2つの変数の影響力は各年代とも大きいですが、35～39歳では「家賃負担率」、40～44歳では「居住形態」が「入居時期」に先立って選ばれ、年令階層が上昇するにつれ、第2子を出生するか否かの選択における住宅事情や住居費負担の要因の影響力が増加してくる。一方、「世帯収入」はいずれの年令層でも3つまでの変数のうちには含まれておらず、直接的な影響力はあまり大きいものとはなっていない。

6. 対数線型モデルを用いた分析

前節の結果を踏まえ、本節では対数線型モデルを用いることによって、抽出された説明変数群と出生状況との間の関連性をより計量的に検討することにする。

項目A、B、C、DからなるA×B×C×Dの4次元表において、A、B、Cを説明変数、Dを被説明変数と考えた場合、Dに関する対数線型モデルのフルモデルは

$$\log p_{ijkl} = \mu_{ijk} + \lambda_1^D + \lambda_{i1}^{AD} + \lambda_{j1}^{BD} + \lambda_{k1}^{CD} \\ + \lambda_{ij1}^{ABD} + \lambda_{ik1}^{ACD} + \lambda_{jk1}^{BCD} + \lambda_{ijkl}^{ABCD}$$

であらわされる。これから、Dの区分 (I = 1) と (I = 2) の割合の比の対数は、

$$\log (p_{ijk2}/p_{ijk1}) = (\lambda_2^D - \lambda_1^D) \quad : Dの基礎的な水準の差 \\ + (\lambda_{i2}^{AD} - \lambda_{i1}^{AD}) \quad : 項目Aの直接効果 \\ + (\lambda_{j2}^{BD} - \lambda_{j1}^{BD}) \quad : 項目Bの直接効果 \\ + (\lambda_{k2}^{CD} - \lambda_{k1}^{CD}) \quad : 項目Cの直接効果 \\ + (\lambda_{ij2}^{ABD} - \lambda_{ij1}^{ABD}) \quad : AとBの2因子交差効果 \\ + (\lambda_{ik2}^{ACD} - \lambda_{ik1}^{ACD}) \quad : AとCの2因子交差効果 \\ + (\lambda_{jk2}^{BCD} - \lambda_{jk1}^{BCD}) \quad : BとCの2因子交差効果 \\ + (\lambda_{ijk2}^{ABCD} - \lambda_{ijk1}^{ABCD}) \quad : AとBとCの3因子交差効果$$

に分解されて表現されることになる。なお、モデルの作成にあたっては対数線型モデルの一般的な制約条件の設定方法に準じて、パラメーターλはそれが関係する添字の任意の1つについて和をとった場合に0となるような制約を置くものとする。ここでは、Dの区分は (I = 1 : 最近1年間に出生なし) と (I = 2 : 最近1年間に出生あり) の2区分であるので、左辺は出生率のロジットとなることから、 $(\lambda_2^D - \lambda_1^D)$ は出生率の基礎的な水準、 $(\lambda_{i2}^{AD} - \lambda_{i1}^{AD})$ は出生率の違いに関する項目Aの直接効果等として解釈することができる。さて、最近1年間の出生率に関するフルパラメーターモデルから導出される上記のモデルを簡単に、M0: D+AD+BD+CD+ABD+ACD+BCD+ABCD とあらわすことにすると、M0 においてあるパラメーターの値が恒等的に0であるという制約を課すことによって、より簡略化したモデルを考えることができる。たとえば、M0 で「3因子交差効果がないというモデル→ $\lambda_{ijkl}^{ABCD} = 0$ (I = 1,2)」という制約を課したモデルは、M1: D+AD+BD+CD+ABD+ACD+BCD となる。モデル選択の範囲として階層モデルを想定すると、考えられるモデルは表6に示す0～19のモデルとなる。また、モデルの選択の基準としてはモデルのあてはまりの程度をあらわす χ^2 値とパラメーターの自由度から計算されるAICを採用することにする。

対数線型モデルは、被説明変数に対する説明変数の関連性の構造を直接効果と交差効果に分解して表現し、モデル選択を通じて関連性の構造を明示的に把握することができる点ですぐれた分析手法であるが、反面、サンプル数の小さい説明変数項目における被説明変数の状況がパラメーターの計測結果に鋭敏に反映されるという特性もあり、結果の解釈は

この点に注意しつつ行うことにする。なお、AIC 計算用の想定サンプル数としては表4、5に示した値を使用している。

6-1. 最近1年間の第1子出生状況について

1) 主世帯

主世帯全体を対象とした場合、最近1年間の第1子出生状況に影響力が大きい説明変数の組合せは「入居時期」「世帯収入」「居住形態」、「入居時期」「世帯収入」「居住室畳数」、「入居時期」「居住形態」「居住室畳数」であった。そこで「入居時期 A」「世帯収入 B」「居住形態 C₁」「居住室畳数 C₂」「第1子出生状況 D」として、25～29歳、30～34歳、35～39歳の各年齢層について、 $A \times B \times C_1 \times D$ 、 $A \times B \times C_2 \times D$ 、 $A \times C_1 \times C_2 \times D$ の3種類の4次元表を作成し、上記の0～19の対数線型モデルをあてはめて、AICが最小となるモデルを求めると以下のようになる。

「入居時期 A」×「世帯収入 B」×「居住形態 C₁」×「第1子出生状況 D」

25～29歳 $D+AD+BD+C_1D+ABD+AC_1D$ および $D+AD+BD+C_1D+ABD$

30～34歳 $D+AD+BD+C_1D$ 35～39歳 $D+AD+BD+C_1D$

「入居時期 A」×「世帯収入 B」×「居住室畳数 C₂」×「第1子出生状況 D」

25～29歳 $D+AD+BD+C_2D+ABD$ 、30～34歳 $D+AD+BD+C_2D+AC_2D$ 、35～39歳 $D+AD+BD+C_2D$

「入居時期 A」×「居住形態 C₁」×「居住室畳数 C₂」×「第1子出生状況 D」

25～29歳 $D+AD+C_1D+AC_1D$ 、30～34歳 $D+AD+C_1D+C_2D+AC_2D$

35～39歳 $D+AD+C_1D+C_2D$ および $D+AD+C_2D$

〔AICの観点からほぼ同等と考えられるモデルが複数ある場合には、該当するモデルを併記した。(以下、同様)〕

図1は「入居時期」×「世帯収入」×「居住形態」×「第1子出生状況」の4次元表に対数線型モデルをあてはめて得られたモデルのうち最小AICを与えるモデルの「最近1年間第1子出生率」の基礎水準、「第1子出生率」に対する「入居時期」「世帯収入」「居住形態」の直接効果を示したものである。図から以下のことが読み取れる。

- (1) 第1子出生率の基礎水準は、30～34歳が最も高く、25～29歳と35～39歳はやや低い。
- (2) 「入居時期」の直接効果は、各年齢層とも入居後3～5年を経過した世帯で出生率が相対的に高く「昭和60年以前」と入居後1～2年の世帯では低いことを示している。ただ、25～29歳、30～34歳の世帯と35～39歳の世帯とを比べると、25～29歳、30～34歳の世帯では最近1～2年間入居の出生率低下が著しいのに対し、35～39歳の世帯ではそれほどではなく、むしろ昭和60年以前に入居した世帯の出生率の低下が目立っている。第1子の出生率の母数となった世帯の場合には、結婚時期と入居時期の間にかなり強い関連性があると考えられるので、一般的には結婚後3～5年を経過した後に第1子を出生する世帯が多いといえることができるが、35～39歳の世帯にはかなり以前に結婚したもののライフ

スタイルとして夫婦のみという家族形態を選択した世帯と、結婚時期がやや遅く、妻の年齢も相対的に高いため、結婚後すぐに第1子を出生するという選択を行った世帯の両者が含まれていることがこのような結果につながっていると考えられる。

(3)「世帯収入」の直接効果を見ると、全体として中間的な収入層で出生率は高く、低収入層と高収入層では低い。25～29歳の場合だけは300万円未満層でも出生率は高くなっているが、この年齢層では平均的な収入レベルが相対的に低く、個人間の収入格差もそれほど大きくないために300万円未満層にはこの年齢層における一般的な収入層の世帯も含まれているためと思われる。一方、高収入層における低下は共稼ぎの影響が大きいと考えられる。理想の子供数を持たない理由として「子育てにお金がかかる」があげられることが多いが、ここでの結果をみると、回答者は必ずしも現在の収入レベルを念頭において回答しているわけではなく、むしろ、教育費のような出生後かなり時間が経過してから発生する費用や子育てをすることにより失われると考える機会費用を念頭において回答しているものと推測される。また、出生率の世帯収入区分による差異は35～39歳の世帯になると縮小してきており、世帯収入の直接的な影響力はやや弱くなっている。この結果は、前節における説明変数の選択の際に35～39歳では、世帯収入は居住状況を示す変数よりも後に選択されたということに対応していると考えられる。

(4)「居住形態」の直接効果を見ると、各年齢層とも持家戸長屋建、公営住宅で出生率が高く、公団公社、民営借家共同建で低い。持家共同建、給与住宅はやや高く、民営借家戸長屋建はやや低くなっている。一般的には継続居住期間が長い住宅型で出生率は高くなっており、将来にわたる「居住の安定性の見通し」が出生率に影響を与えていると考えることができる。給与住宅の場合は転勤はあるものの転勤しても給与住宅に居住できるという安心感が広い意味での「居住の安定感」につながっているのであろう。また、居住形態の出生率への影響力には年齢層による差異はそれほど見られない。

図2は「入居時期」×「世帯収入」×「居住室畳数」×「第1子出生状況」の4次元表に対数線型モデルをあてはめて得られたモデルのうち最小AICを与えるモデルの「居住室畳数」の直接効果を示したものである（「出生率の基礎水準」および「入居時期」「世帯収入」の直接効果は図1の場合と同様であるので、表示は省略している）。図より、各年齢層とも出生率は居住室畳数が増加するにつれて上昇していること、居住室畳数の出生率への影響は年齢層によって大きな差はないことがわかる。居住室畳数の出生率への直接効果が正に転ずるのはおおむね22畳付近であり、間取り的には、2LDK、3DKに対応する。すなわち、夫婦寝室と居間の他に少なくとも1室分の余裕があることが、出生率を平均的な水準以上とする条件となっているようである。

また、AICによるモデル選択の結果からは、25～29歳の場合は「入居時期」×「世帯収入」の交差効果および「入居時期」×「居住形態」の交差効果を、30～34歳の場合には「入居時期」×「居住室畳数」の交差効果を考慮すべきであるとの結果が得られた。図3は25～29歳の場合の「入居時期」と「世帯収入」、「入居時期」と「居住形態」の交差

効果を示したものである。世帯収入が 700 万円以上であっても入居後 4 年以上を経過した世帯では出生率は当該収入区分の平均的な水準よりも上昇すること、入居後 1 年未満の世帯でも公営住宅や持家では出生率は当該入居時期の平均的な水準よりも上昇することから、これらの区分に該当する世帯では出生率の低下は直接効果の重ね合わせによる結果よりもやや弱められることがわかる。後者は公営住宅や持家入居を契機としてに第 1 子を出生する世帯があることを示唆していると言えよう。ただ、「入居時期」と「居住形態」の交差効果はほぼ同等の AIC を与えるモデルでは含まれておらず、この交差効果を考えることはそれほど強い蓋然性を持っているとは言えない。また、図は省略するが、30~34 歳の世帯における「入居時期」と「居住室畳数」の交差効果を見ると、入居後 4 年以上経過した世帯では居住室畳数が 24 畳以下の世帯を中心として、および入居後 2 年未満の世帯では居住室畳数が 30 畳以上の世帯で出生率は高い方向にシフトする傾向があり、最近入居した世帯でも居住室畳数が大きい世帯では入居時期の直接効果による出生率の低下はやや弱められることになっている。

2) 借家居住世帯

借家居住世帯の場合は最近 1 年間の第 1 子出生状況に影響力が大きい説明変数の組合せは年令層によって異なっている。対数線型モデルのパラメーターを年令層別に比較するためには、各年令層とも対象とする表は同一であることが望ましいが、借家居住世帯の場合は各年令層に共通する表を AIC が小さい表の中から選定することは困難である。そこで、25~29 歳、30~34 歳の場合は「入居時期」と「世帯収入」が、35~39 歳の場合には「入居時期」と「居住室畳数」が第 1 子の出生状況に大きな影響を与える要因であることを考慮し、対数線型モデルを適用する表を 25~29 歳および 30~34 歳の分析を念頭においた

「入居時期」×「世帯収入」×「家賃額」 ×「第 1 子出生状況」・・・(a)

「入居時期」×「世帯収入」×「居住形態」 ×「第 1 子出生状況」・・・(b)

「入居時期」×「世帯収入」×「居住室畳数」×「第 1 子出生状況」・・・(c)

「入居時期」×「世帯収入」×「通勤時間」 ×「第 1 子出生状況」・・・(d)

および、35~39 歳の分析を念頭においた

「入居時期」×「居住室畳数」×「家賃額」 ×「第 1 子出生状況」・・・(e)

「入居時期」×「居住室畳数」×「通勤時間」×「第 1 子出生状況」・・・(f)

の 6 種類とし、パラメーターを各年令層について計測した。最小 AIC を与えるモデルは各表、各年令層とも交差効果を含まない「D+AD+BD+CD」型のモデルとなった。

図 4~7 は、(a)~(d)の 4 次元表に関する第 1 子出生率の基礎水準および各説明変数の直接効果を示したものである。なお、第 1 子出生率の基礎水準、「入居時期」「世帯収入」の直接効果は、各表ともほぼ同等であるので、(a)の表に関する結果を示している。

図から読み取れることをまとめると、以下のようなになる。

(1)「入居時期」の直接効果は全体としては主世帯の場合と大差ないが、25~29 歳の年令層における入居後 1 年未満の世帯の落ち込みがやや激しい。

(2)「世帯収入」の直接効果も全体としての傾向は主世帯の場合と同様であるが、30～34歳における300～400万円層、35～39歳における300万円未満層では主世帯の場合よりやや低下している。

(3)「家賃額」の直接効果は、ばらつきは見られるものの各年令層とも家賃額が上昇するにつれて出生率は低下するという傾向を示しており、平均的な傾向線から家賃額の直接効果が正から負に転ずる点を求めるとおおむね7～8万円付近である。また、30～34歳、35～39歳では家賃額が3～5万円の区分で出生率は一時低下し、5～6万円でもたまたま上昇に転じた後、家賃額の上昇にもなって次第に低下している。家賃額と居住形態とのクロス表を作成すると、家賃額が3万円未満の場合はほとんどが給与住宅であり、3～5万円になると公営住宅、公団公社、民間借家が入ってくることで、および家賃額と居室数との関連を見ると3～5万円の住宅の平均居室数は家賃額区分の中で最低であり、3万円未満の住宅よりも大幅に小さくなっていることから3～5万円の家賃区分は主として民間借家の中の小規模な住宅の家賃の水準に対応しており、このことが3～5万円の家賃区分で出生率が一時低下することになる原因であると考えられる。

(4)「居住形態」の直接効果は各年令層とも公営住宅の出生率向上効果が大きいですが、効果の大きさは年令層が上昇するにつれて減少し、代わって給与住宅における向上効果が増加する傾向が見られる。

(5)「居室数」の直接効果は、主世帯の場合と同様、居室数が上昇するにつれて出生率は向上する方向で作用している。ただ、主世帯の場合よりも年令階層による差異はやや大きくなっている。

(6)「通勤時間」の直接効果は全体として、通勤時間が長くなるほど出生率は向上するという傾向を示しているが、30分未満の区分でも小さなピークが見られる。これはこの区分で給与住宅の割合がやや高く、民間借家共同建の割合がやや低いこと、平均居室数も30～59分に比べるとやや大きいことの反映であり、郊外部における地場的な職業に従事する世帯に対応したものであろう。一方、30～59分では民間借家共同建の割合が多く、平均居室数も小さいこと、90分以上では民間借家共同建の割合が少なく、公営住宅、公団公社、給与住宅等の割合が高いことを考慮すると、通勤時間は「居住形態」や「居室数」の代理的な変数として選択されたものと思われる。ただ、35～39歳における自宅・住込の出生率の低下効果には大きなものがあり、従業上の地位別には自営業がほとんどであることから自営業の世帯では出生率は抑えられる傾向があることがうかがわれる。

図8は、(e)に関する「家賃額」の直接効果を示したものである。(e)、(f)からは「入居時期」「居室数」「通勤時間」の直接効果も得られるが、これらについては(a)～(d)の表から得られる結果と変わらないので表示は省略している。図8と図4を比べてみると、家賃が上昇するほど出生率は低下するという基本的な傾向に変化はないが、図4で見られた3～5万円の区分における出生率の低下はやや緩和されるとともに、図4における13万円以上の家賃区分における出生率の上昇側への反転は図8では見られなくなっている。前

者は(3)で述べた3～5万円の区分における居住室畳数の低下が居住室畳数を明示的に説明変数に取り入れることによって居住室畳数の直接効果に含まれることになるためであろう。また、後者は13万円以上の家賃を負担している層の収入水準は高いため、世帯収入を明示的に取り入れた図4では世帯収入の直接効果に含まれてしまった出生率の低下分が、家賃水準の直接効果分としてあらわれたためと思われる。ともあれ、全体としては説明変数の組合せの違いによる各説明変数の直接効果にはそれほど大きな違いはなく、給与住宅や公営住宅を除く家賃が5万円以上の一般の住宅市場で供給されている民営借家では家賃が低いほど出生率は上昇し、家賃額が7～8万円程度を境に出生率は低下するという傾向が見られると言える。

6-2. 最近1年間の第2子出生状況について

1) 主世帯

第1子出生状況の分析の場合と同様に「第1子年令 A」「入居時期 B」「居住形態 C₁」「居住室畳数 C₂」「世帯収入 C₃」「第2子出生状況 D」として、25～29歳、30～34歳、35～39歳、40～44歳の各年令層について、説明力の大きい組合せである A×B×C₁×D、A×B×C₂×D、A×B×C₃×D の3種類の4次元表を作成し、AICが最小となる対数線型モデルを求めると以下のようなになる。

「第1子年令 A」×「入居時期 B」×「居住形態 C₁」×「第2子出生状況 D」

25～29歳 D+AD+BD+C₁D+ABD, 30～34歳 D+AD+BD+C₁D+ABD, 35～39歳 D+AD+BD+C₁D+ABD

40～44歳 D+AD+BD+C₁D+AC₁D および D+AD+BD

「第1子年令 A」×「入居時期 B」×「居住室畳数 C₂」×「第2子出生状況 D」

25～29歳 D+AD+BD+C₂D+ABD、30～34歳 D+AD+BD+C₂D+ABD+BC₂D

35～39歳 D+AD+BD+C₂D+ABD+BC₂D、40～44歳 D+AD+BD+C₂D

「第1子年令 A」×「入居時期 B」×「世帯収入 C₃」×「第2子出生状況 D」

25～29歳 D+AD+BD+C₃D+ABD、30～34歳 D+AD+BD+ABD、35～39歳 D+AD+BD+C₃D+ABD

40～44歳 D+AD+BD+C₃D+AC₃D および D+AD+BD

図9は、「第1子年令」×「入居時期」×「居住形態」×「第2子出生状況」の4次元表における最小AICを与えるモデルの「最近1年間第2子出生率」の基礎水準、「第2子出生率」に対する「第1子年令」「入居時期」「居住形態」の直接効果を示したものである。図から以下のことが読み取れる。

(1)「第2子出生率」の基礎水準は、25～29歳と30～34歳で高く、35～39歳、40～44歳になるにつれて次第に低下する。

(2)「第1子年令」の直接効果は25～29歳、30～34歳では4～5歳で正、3歳以下で負、6歳以上ではほとんど0であり、第1子出生後3～4年を経過した後に第2子を出生する

世帯が多い。第1子出生後、間もない世帯で第2子の出生率が低いのは自然であるが、34再以下では第1子が6歳以上でも第2子の出生率の低下はそれほど顕著ではない。一方、40～44歳では第1子年令の直接効果は3歳以下と4～5歳とも正であり、第1子出生後2年を経過していない世帯でも第2子の出生率は相対的に高い反面、6歳以上の場合には顕著に低下している。これは40～44歳の世帯では34歳以下の世帯と比べると妻の年令も高い世帯が多いため、もともと子供を2人持とうと考えている世帯は第1子出生後それほど間をおかないで第2子を出生するという行動をとる一方、第1子出生後、6年以上経過した世帯では第2子の出生はかなり抑制されることを示している。また、35～39歳の世帯の第1子年令の直接効果は34歳以下の世帯と40～44歳の世帯の中間的な値となっている。

(3)「入居時期」の直接効果は25～29歳、30～34歳と35～39歳、40～44歳で特徴が異なる。昭和60年以前に入居した世帯で出生率が低いことは共通しているが、34歳以下の世帯では入居後4～6年を経過した世帯で出生率が高く、入居後1～2年の世帯では低いものに対し、35歳以上の世帯ではむしろ入居後1～2年の世帯で出生率が高くなっている。これは35歳以上の世帯では、因果関係の方向は明らかではないが、新しい住宅への入居を契機として第2子を出生するというパターンが多くなることを意味しており、35歳以上の年令層になると第2子の出生に際して居住状況がより重視されるようになることの反映であると思われる。

(4)「居住形態」の直接効果を見ると、25～29歳の世帯を除くと第1子出生の場合に比べて居住形態間の差異は小さくなっている。ただ、40～44歳では30～34歳、35～39歳の公営住宅の直接効果が0か負であるのに対し、40～44歳の居住形態の直接効果のなかでは最も大きい正の値となっているのが注目される。全体としては第2子の出生に関する居住形態の影響力は第1子の出生の場合に比べるとやや弱まると言えるが、持家共同建の直接効果が第1子の場合には正であったのが、第2子の場合には各年令層とも負となっており、いわゆるマンションに居住する世帯では子供は1人までとする世帯の割合が高くなっている。また、35歳以上の世帯では給与住宅の直接効果は比較的大きな正の値となっており、35歳以上の世帯における給与住宅の出生率向上効果は比較的大きい。また、25～29歳に関しては公営住宅の直接効果の大きさが目立っており、この年令層では公営住宅は第1子の場合と同様、出生率向上に大きく寄与している。

図10は「第1子年令」×「入居時期」×「居室数」×「第2子出生状況」に関して最小AICを与えるモデルの「居室数」の直接効果を示したものである。図より、各年令層とも出生率は居室数が増加するにつれて上昇しているが、第1子の場合と比べるとグラフの傾きは小さくなっており、居室数の第2子出生に対する影響力は第1子出生の場合ほどには大きくない。また、居室数の出生率への直接効果が正に転ずるのは22畳付近であり、第1子の場合とほとんど同じである。第1子を出生する場合と第2子を出生する場合とでは世帯の住宅規模に関する要求水準は第2子を出生する場合の方が大きいと考えられるのに、居室数の直接効果が正に転ずる水準がほぼ同じであるの

は一見、奇異に感じるが、世帯は「子供を持つ」という基本的な選択をする際には、第1子のみではなく、第2子以降の出生も考慮にいった上で今後の居住状況の変化を見通し、第1子を出生するか否かの選択を行っていると考えたと一応の説明はつく。すなわち、第2子を出生するか否かの選択に関し、第2子を出生した後の居住状況の変化は第1子の出生を選択した時点ですでに折り込み済みであるため、第2子の出生に対する居住状況の影響力は第1子の場合よりも小さくなると考えられる。もしくは子供を持つ以上、2人の子供を持つのは当然であるとする世帯が多いため、第2子を出生するという選択はいわば「自然な流れとして」行われる傾向がある結果、居住状況の要因との関連性は弱くなると考えることもできる。いずれにせよ、第2子の出生に影響を与える要因としては「第1子年令」という人口学的要因が大きく、居住状況の要因の影響力は第1子の場合よりも小さいと言える。

図11は「第1子年令」×「入居時期」×「世帯収入」×「第2子出生状況」に関する最小AICを与えるモデルの「世帯収入」の直接効果を示したものである。第1子場合と比べると、直接効果の値は総じて0に近く、「世帯収入」の第2子の出生に対する影響力は小さいと言える。特に、30～34歳の世帯の場合には「世帯収入」はモデルに取り入れられないため直接効果はすべて0となっており、40～44歳の場合も最小AICを与えるモデルとはほぼ同等な説明力を持つモデルとして「世帯収入」を含まないモデルが選択されている。前述したように、第2子の出生率の母数となる世帯はすでに第1子を出生した世帯であり、第1子の出生を契機に共稼ぎをやめた世帯が多いと考えられること、および第2子の出生に際しての「自然な流れ」が背景にあることがこのような結果につながったものと思われる。ただ、子細に見るとそれほど明確ではないものの、世帯収入の直接効果の値は低収入層から中収入層までは収入が増加するにつれて増加し、1000万円以上層で負に転じるという第1子の場合と同様の傾向が見られる。

さて、3種類の4次元表に関する対数線型モデルの適用の結果、25～29歳では「第1子年令」と「入居時期」、30～34歳および35～39歳では「第1子年令」と「入居時期」、「入居時期」と「居住室数」、40～44歳では「第1子年令」と「居住形態」、「第1子年令」と「世帯収入」の交差効果を考慮すべきであるという結果が得られた。

図12は、25～29歳、30～34歳、35～39歳における「第1子年令」と「入居時期」の2因子交差効果を示したものである。図より、25～29歳、30～34歳では第1子年令が4～5歳で、入居後1年未満の世帯で出生率は高い方向にシフトする傾向が見られ、4～5歳という区分が第1子年令別には最も出生率が高い区分であることを考慮すると、第2子の出生を契機に、もしくは第2子の出生をめざして住宅移動を行っている世帯が存在していることがわかる。また、入居後2～4年を経過した世帯で、第1子年令が6歳以上の世帯、および入居後5年以上を経過した世帯で、第1子が3歳以下の世帯でも第2子の出生率は高い方にシフトしている。この理由は明確ではないが、入居後2～4年を経過して生活がやや安定し、第1子の育児負担もやや軽減された世帯および比較的早い時期に安定し

た居住状況が確保できた世帯の場合には出生率が相対的に上昇するというのは自然であるようにも思える。35～39 歳の場合は、入居後 3 年未満の世帯では第 1 子年令が 6 歳以上、入居後 4 年以上の世帯では第 1 子年令が 3 歳以下の世帯で第 2 子の出生率は増加側にシフトしている。この理由もあまり明確ではないが、この年令層の世帯には第 1 子の育児負担がある程度まで軽減するのを待ってから、住居を移動し、第 2 子を出生するというパターンをとる世帯が多いのかもしれない。

図 13 は、40～44 歳の世帯における「第 1 子年令」と「居住形態」、「第 1 子年令」と「世帯収入」の交差効果を示したものである。「第 1 子年令」と「居住形態」の交差効果では公営住宅における差が大きく、公営住宅居住世帯では第 1 子年令が 3 歳以下と 6 歳以上では出生率は大きく異なり、3 歳以下では出生率は大幅に上昇することが示されている。また、「第 1 子年令」と「世帯収入」の交差効果を見ると、500 万円未満の相対的に低収入の世帯で、第 1 子年令が 4～5 歳の世帯を中心に出生率は増加側にシフトしている。両者を合わせて考えると、40～44 歳の公営住宅に居住している世帯では、第 1 子年令が 6 歳以上に達しており、第 2 子の出生率が低い世帯と、比較的最近に第 1 子を出生し、第 2 子の出生率も高い世帯の両者が含まれており、40～44 歳のうち相対的に低収入の層で、第 2 子を出生する意志のある世帯にとっては公営住宅は第 2 子の出生率を増加させる方向に作用しているという仮説を考えることができる。ただ、同時に「居住形態」および「世帯収入」を含まないモデルもここで対象としたモデルと同等の説明力を持つモデルであるとの結果も得られていることを考慮すると、この仮説はそれほど蓋然性の強いものとは言えない。

図は省略するが、30～34 歳、35～39 歳の世帯における「入居時期」と「居住室畳数」の交差効果を見ると、両年令層とも「入居時期」と「居住室畳数」の交差効果は入居時期が最近で、畳数が大きい区分と入居後の経過年数が長く、畳数が小さい区分で出生率は上昇側にシフトしている。入居後 1～2 年の世帯における入居時期の直接効果は 30～34 歳では負、35～39 歳では正であるので、最近に規模が大きい住宅に入居した世帯の場合、30～34 歳では最近入居による出生率低下傾向をかなり緩和し、35～39 歳の世帯では出生率の増加傾向をさらに加速することになる。

2) 借家居住世帯

借家居住世帯の場合、最近 1 年間の第 2 子出生状況に影響力が大きい説明変数の組合せとしては各年令層とも「第 1 子年令」「入居時期」が共通して選ばれ、ほとんどの場合、これに「居住形態」「居住室畳数」「家賃額」「家賃負担率」を組み合わせたものが選択されている。そこで、各年令層共通に以下の 4 種類の表を対象として対数線型モデルを適用した。

「第 1 子年令 A」×「入居時期 B」×「居住形態 C₁」×「第 2 子出生状況 D」
「第 1 子年令 A」×「入居時期 B」×「居住室畳数 C₂」×「第 2 子出生状況 D」
「第 1 子年令 A」×「入居時期 B」×「家賃額 C₃」×「第 2 子出生状況 D」

「第1子年令 A」×「入居時期 B」×「家賃負担率 C₄」×「第2子出生状況 D」

「第1子年令」×「入居時期」×「居住形態」×「第2子出生状況」の場合の最小 AIC を与えるモデルは、

25～29 歳 $D+AD+BD+C_1D+ABD+AC_1D$ および $D+AD+BD+C_1D+ABD$
30～34 歳 $D+AD+BD+C_1D+ABD$ および $D+AD+BD+C_1D+ABD+AC_1D$
35～39 歳 $D+AD+BD+C_1D+ABD$ 40～44 歳 $D+AD+BD+C_1D +AC_1D$

図 14 は、各年令層における最小 AIC を与えるモデルから得られる「入居時期」の直接効果を示したものである。「第1子年令」と「居住形態」の直接効果に関しては主世帯の場合と大差ないので表示は省略している。

「入居時期」の直接効果の傾向は基本的には主世帯とほぼ同様であるが、主世帯の場合は 35～39 歳、40～44 歳の世帯においては入居後 1～2 年の世帯で出生率に対する影響は正で出生率を上昇させる方向に作用していたのに対し、借家居住世帯の場合は 0 近辺か負であり、現住宅への入居を契機として第2子を出生するという傾向は見られない。これから現住宅への入居を契機として第2子を出生するという行動は持家への入居の場合に顕著であると推察される。

「第1子年令」×「入居時期」×「居住室畳数」×「第2子出生状況」の場合、最小 AIC を与えるモデルは、

25～29 歳 $D+AD+BD+C_2D+ABD$
30～34 歳 $D+AD+BD+C_2D+ABD$ および $D+AD+BD+C_2D+ABD+AC_2D$
35～39 歳 $D+AD+BD+C_2D+ABD$ 40～44 歳 $D+AD+BD+C_2D$

となり、40～44 歳を除いてはいずれも「第1子年令」と「入居時期」の交差効果を含むモデルが選ばれる。

図は省略するが、最小 AIC を与えるモデルの「居住室畳数」の直接効果を見ると、基本的な傾向は主世帯の場合と同様であり、畳数が増加するほど出生率は増加する傾向にあることがわかる。

「第1子年令」×「入居時期」×「家賃額」×「第2子出生状況」の場合は、最小 AIC を与えるモデルは、

25～29 歳 $D+AD+BD+C_3D+ABD$ および $D+AD+BD+C_3D+ABD+AC_3D$
30～34 歳 $D+AD+BD+C_3D+ABD+AC_3D$ および $D+AD+BD+C_3D+ABD$
35～39 歳 $D+AD+BD+C_3D+ABD$
40～44 歳 $D+AD+BD+C_3D$ および $D+AD+BD$

となり、これまでと同様に 25～29 歳、30～34 歳、35～39 歳では「第2子年令」と「入居時期」の交差効果を含むモデルが選ばれる。また、40～44 歳の場合には、「家賃額」を含まないモデルも最小 AIC を与えるモデルとほぼ同等の説明力を持つモデルとして選択されている。図 15 は最小 AIC を与えるモデルの「家賃額」の直接効果を示したものである。

第1子の場合と同じく、全体的には家賃額が上昇するにつれて、第2子の出生率は低下する傾向が見られるが、第1子と比べると、家賃額が3万円未満の世帯における出生率の高さおよび9万円以上における低さは見られるものの3～9万円までの区分では直接効果の値はほぼ0に近く、第1子の場合のような家賃額の上昇にともなう出生率の連続的な低下傾向は見られない。第2子の場合には、家賃水準が中間的な世帯においては家賃額による出生率の差は小さいと言える。

「第1子年令」×「入居時期」×「家賃負担率」×「第2子出生状況」の場合は、最小AICを与えるモデルは、

25～29歳 $D+AD+BD+C_3D+ABD$

30～34歳 $D+AD+BD+C_3D+ABD$ および $D+AD+BD+C_3D+ABD+BC_3D$

35～39歳 $D+AD+BD+C_3D+ABD+AC_3D$ 40～44歳 $D+AD+BD+C_3D$ となる。

図16は最小AICを与えるモデルの「家賃負担率」の直接効果を示したものである。家賃負担率が上昇するにつれて、第2子の出生率は低下する傾向が見られるが、10～25%の間における差異は小さく、この間では家賃負担率の水準の違いによる出生率の差異はそれほど大きくない。このことは「家賃額」の直接効果の場合に見られた3～9万円の家賃区分の世帯における出生率の差が小さいことと符合しており、借家居住世帯における住居費負担の第2子の出生率への影響力は負担がごく小さいか、ごく大きい世帯以外の世帯ではそれほど大きくないと言える。

さて、4種類の表に対数線型モデルを適用した結果、25～29歳、30～34歳、35～39歳の世帯ではいずれの場合も最小AICを与えるモデルとして「第1子年令」と「入居時期」の交差効果を含むモデルが選ばれた。また、25～29歳と40～44歳では「第1子年令」と「居住形態」、30～34歳では「第1子年令」と「家賃額」、35～39歳では「第1子年令」と「家賃負担率」の交差効果を含むモデルが選ばれた。このうち「第1子年令」と「入居時期」、「第1子年令」と「居住形態」の交差効果の傾向は主世帯の場合と同様である。また、30～34歳における「第1子年令」と「家賃額」、35～39歳における「第1子年令」と「家賃負担率」の交差効果の値を見るとそれほど大きいものではなく、30～34歳の場合は「第1子年令」と「家賃額」の交差効果を含まないモデルも同等の説明力を持つモデルとなっていること、および35～39歳の場合も次に説明力の高いモデルには「第1子年令」と「家賃負担率」の交差効果は含まれていないことから、両者の交差効果ともそれほど強いものではないと言える。

7. 結

これまでの分析の結果を最近1年間の第1子、第2子出生率と居住状況との関連性に焦点をあててまとめると以下ようになる。

1) 最近1年間の第1子出生率

- (1) 最近1年間の第1子出生率に大きな影響力を持つのは「入居時期」と「世帯収入」という「結婚時期」「共稼ぎ」の代理変数と考えられる人口学的、社会・経済的な要因であり、30代前半までの世帯では居住状況に関する要因の影響力はこれらの要因の次に位置している。しかし、年齢層が高くなるにつれて、居住状況に関する要因は次第に重視されるようになってくる。
 - (2) 借家居住世帯に限って見ると、居住状況の中で最も影響力の大きいのは「家賃額」という「住居費負担」の要因である。
 - (3) 居住形態別には、各年齢層とも持家戸長屋建、公営住宅で出生率が高く、給与住宅でもやや高い。一方、公団公社、民間借家共同建では低くなっている。一般に、安定的な居住が可能と思われる住宅型で出生率は高くなっており、将来にわたる「居住の安定性の見通し」が出生率に影響を与えていると考えられる。給与住宅の場合は、転勤はあるものの転勤しても給与住宅に居住できるという安心感が広い意味での「居住の安定感」につながっているであろうと推測される。
 - (4) 出生率は居住室畳数が増加するにつれて上昇する。居住室畳数の出生率への直接効果が正に転ずるのはおおむね22畳付近であり、間取り的には2LDK、3DKに対応している。
 - (5) 各年齢層とも家賃額が上昇するにつれて出生率は低下する。平均的な傾向線からみると直接効果が正から負に転ずるのはおおむね7～8万円付近である。
- 2) 最近1年間の第2子出生率
- (1) 最近1年間の第2子出生率に対する影響力が大きいのは「第1子年齢」「入居時期」という人口学的要因であり、その後に「居住形態」「居住室畳数」といった居住状況要因が続く。一方、「世帯収入」は各年代とも選択されてはいるが、第1子の場合のような大きな影響力は有していない。これは第1子の出生を期に共稼ぎをやめた世帯が多いことが主な理由と考えられる。
 - (2) 借家居住世帯の場合、「第1子年齢」と「入居時期」の影響力は各年代とも大きいですが、35～39歳では「家賃負担率」、40～44歳では「居住形態」が「入居時期」に先立って選ばれ、年齢階層が上昇するにつれて居住状況や住居費負担の要因の影響力が増加してくる。
 - (3) 第1子出生の場合に比べて居住形態間の差異は全体として小さく、居住形態の影響力は第1子の場合に比べるとやや弱まっている。ただ、30歳以上の世帯においては給与住宅の出生率向上効果は第1子の場合よりも増加している。また、25～29歳の世帯における公営住宅の出生率向上効果には、第1子の場合と同様、高いものがある。
 - (4) 居住室畳数が増加するにつれて出生率は上昇するが、第1子の場合と比べるとグラフの傾きは小さく、居住室畳数の影響力は第1子出生の場合ほどには大きくない。また、居住室畳数の出生率への直接効果が正に転ずるのは22畳付近で、第1子の場合とほとんど同じである。これから、世帯は「子供を持つ」という基本的な選択をする際には、