

子供の性別が出生に与える影響について

坂井 博 通

I はじめに

独身者の子供の性別に対する関心はここ5年間あまり変化が見られないが、妻の子供の性別に対する関心が増加している(表1)。

そして、意識上の日本人の子供の性別選好は、性別が一方に偏るのを避けるバランス選好により一層向かいながらも、男児選好から女児選好に向かう動きもわずかながら観察されている(第9次出産力報告)¹⁾。よりバランス選好へ向かう趨勢は、世界的動向と軌を一にしている(Goody, 1988)²⁾。

ところで、性別選好の行動上の観察と意識上の観察の矛盾はすでに指摘されているが(坂井, 1987)³⁾、意識上においても、必ずしも一貫した結果が得られていない。すなわち、第8次出産力調査結果によると、「理想の」子供の性別では明白な大多数のバランス選好と若干の男児選好が示唆されているが、既往出生児の男女別の追加出生意欲には差が見られていないのである⁴⁾。現実を離れた理想では、性別の希望が語られるが、実際の子供の出生となると、子供数の規範や現実上の制限のため、理想が達成できない、と妻が考えていることを示唆するのもかも知れない。もっとも、「理想」の性別は、そもそも理想の性別があると答えた者にのみ尋ねているので、必ずしも全体の「意思」を十分反映していない可能性も考えられる。いずれにせよ、意識上での選好の質と強さをさらに検討する余地がある。

また、行動上では、子供の性別選好を示唆するデータが示されている。坂井(1987)は、子供の男女別のパリティ拡大率を比較して、妻が40歳以上の世帯においては、子供の性別が偏っている方が、いない方よりも、次子出生確率が大いことを示している。

しかし、子供の性別が持つ差別出生力の程度やその意味に関しては、言及していない。さらに、坂井の分析は、全国調査に基づくとは言え、そのデータだけに関しても、①調査単位が夫婦ではなく、世帯(主)である、②再婚夫婦の出生データの記入があいまい、③養子のデータが含まれている、④出生児全体の性別が通常期待される値(106)よりかなり高い(112)、⑤複産が含まれている、⑥死亡児が含まれている等の限界がある。

また、従来の子供の男女別のパリティ拡大率の研究は、その差異が本当に「選好」が原因であるかを特定していない。むしろ、結果から「選好」を推定しているだけと言えよう。

よって、以上のような研究の現状をふまえて、本稿では、次の問題を検討することにする。

①より厳密な条件での子供の男女別パリティ拡大率の比較

- 1) 厚生省人口問題研究所、『昭和62年度 第9次出産力調査概要』, 1988年。
- 2) Goody J. R., Duly C. J. & Harrison G., "Implicit sex preferences: a comparative study". *Journal of Biosocial Science*, Vol.13, 1981, pp.455-466.
- 3) 坂井博通, 「日本人の子供の性別選好について」, 『人口問題研究』, 第182号, 1987年, pp.51-55.
- 4) 厚生省人口問題研究所, 『昭和57年度 第8次出産力調査 調査報告書』, 1983年。

表1 子供の理想(希望)の性別がある者(%)

回 答 者	夫婦	独身	
		男子	女子
8次出産力調査	44.5	72.0	73.7
9次出産力調査	60.1	65.8	73.4

注) 理想(希望)子供数が1~3人に関して

- ②出生に及ぼす子供の性別の影響と社会経済的変数の影響との比較
- ③子供の男女別出生力の差異と選好の関係

II データ

本分析は、1982年に行われた厚生省人口問題研究所の「第8次出産力調査」の全国データを用いる。第8次出産力調査は、夫婦共に健在な日本人妻を対象にしている。したがって、片親の出生歴データは得られない。片親の性別選好と両親の性別選好の相違についての検討は、別の分析に待たなければならない。しかし、当調査は、夫婦の初再婚の別や子供の死亡に関するデータも含む詳細な出生歴が得られるために、性別選好の分析にはふさわしいものである。

まず、男女別の出生格差を検討するためのデータを整備する。そのために、データを、①子供の数と性別が完全に記入されている1子以上の夫婦に限定し(8433ケースから7528ケース)、②出生順位が完全に順番に記入されており(養子の可能性を少しでも除去する)、複産と思われるケースを除き(6527ケース)③末子出生以前の出生児死亡を除き(6243ケース)、④初婚同士に限定した(5957ケース)。

よって、原則として5957ケースに基づき分析をすすめることにする。

ところで、同報告書によると、夫婦の抽出率はきわめて良好で、よい代表サンプルとなっている。しかし、出生歴に関するデータは、その信頼性が検討されていない。本稿は、特に、その出生歴データの分析を行うために、まず、そのチェックを行っておく。

表2、3は、子供の出生年別の抽出率と性比を示している。本調査は、調査対象者の年齢を限定した回想法によっているため、過去にさかのぼるほど、子供の抽出割合が小さくなるはずであるが、大体その傾向が示されている。また、最近年の抽出率が小さくなるのは、若年層の抽出率がそもそも小さいためであると考えられる。

また、出生性比は、結婚年別コウホートや出生順位別においても、また、全体でも適切な値を示しており、男女の記入の誤り等は少ないと考えられる。

したがって、限定を設けたデータに、特に何かのバイアスがかかっているとは考えにくい。よって、本データは日本全体をほぼ代表するサンプルであると考え、考察をすすめることにする。

しかし、抽出に年齢の制限をもうけているために、過去の結婚コウホートほど高齢結婚者が減少することに注意する必要がある。

表2 子供の出生年別抽出率と性比

子供の出生年	抽出率 (×100000)	実数	性比
25-29	0	49	58
30-34	8	632	114
35-39	23	1923	105
40-44	32	2857	107
45-49	34	3480	111
50-54	39	3482	105
55-57	35	1371	118
計	24	13795	108

表3 子供の出生順位別性比

順位	性比	実数
1ST	108	6681
2ND	107	5406
3RD	110	1514
4TH	107	157
5TH~	125	27
計	108	13785

III 子供の男女別パリティ拡大率の検討

全体では、1子の拡大率が男児である場合(m型)が80.3%、女児である場合(f型)が81.1%と差が見られない($\chi^2=.8$, d.f.=1, n.s.). 2子の拡大率は、ff型=29.5%, mm型=29.4%, mf型=26.4%, fm型=25.0% ($\chi^2=10.4$, d.f.=3, $p<.01$)と差が見られる。3子では、性別のすべての組み合わせでは、差が見られないが、mmm型とfff型を組み合わせ、他の男女混合型と比較すると差が見られる($\chi^2=4.9$, d.f.=1, $p<.1$).

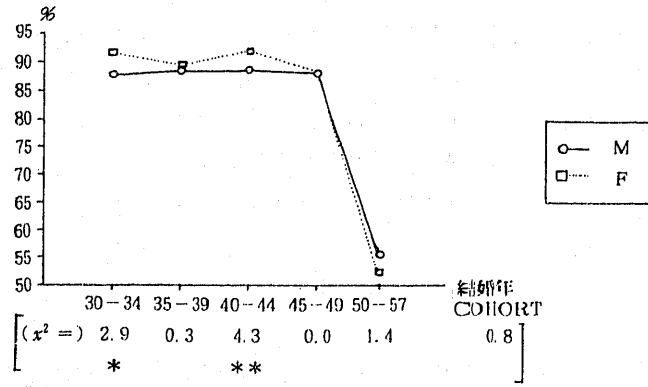
次に結婚コウホートごとに見てみる。まず、結婚年別の第1子の男女別パリティ拡大率を示すのが図1である。この指標によっては、バランス選好を必ずしも検討できないが、男児また女児選好は検討できる。図1が示すように、弱い男児選好から女児選好を示唆する方向性が見てとれるが、統計的に有意ではない。

図2は、第2子の性別パタン別のパリティ拡大率を示したものである。この指標は、バランス選好をも検討できるが、坂井(1987)が示したのと同様な結果が得られている。すなわち、ff型>mm型>fm, mf型である。2子の性別により第3子出生が影響を受けているのがはっきり示されている。

3子以上の場合は、データが少なくなるので、結婚コウホートを2つに分けて、男女子人数別の拡大率を検討する。その結果は、バランス選好と若干の男児選好を示している(図3)。比較的現在に近い結婚コウホートに関して同様な傾向が見られるのが注目し値しよう。

したがって、全体では、明白なバランス選好が見られ、また、必ずしも統計的に有意でないが、近年、第1, 2子が男児であるとより次子を生む確率が大きい傾向、すなわち女児選好を示唆する動きが見られる、と言えよう。

図1 子供の男女別パリティ拡大率(1子→2子)



備考: *は $P<.05$ **は $P<.01$ を示す。

図2以下も同様。

図2 子供の男女別パリティ拡大率(2子→3子)

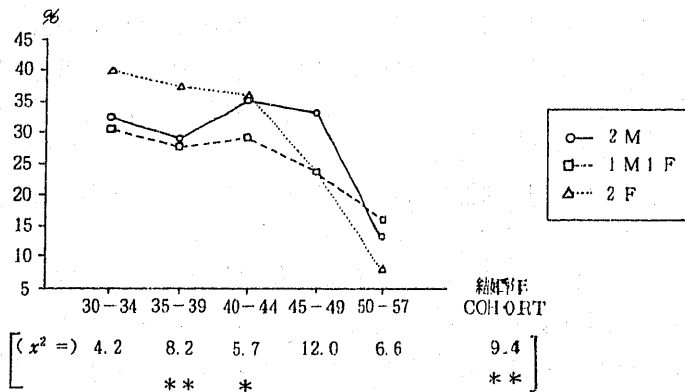
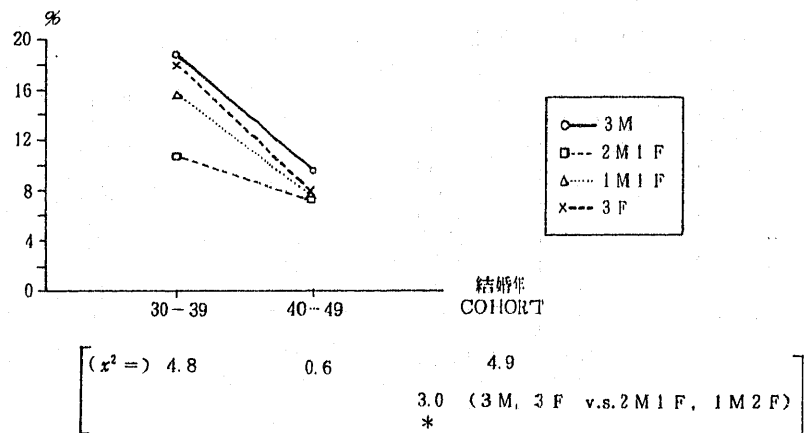


図3 子供の男女別パリティ拡大率(3子→4子)



IV MCAによる分析⁵⁾

次に、①他の変数と比べてどの程度性別パターンが出生力に影響を与えているか、②性別パターンの影響の仕方が時代と共に変化しているかの2点を検討しよう。そのために、結婚コウホートごとに、子供数を従属変数に、そして、子供の性別を独立変数に含めて、分散分析を行う。

ところで、日本においては特に参照できる子供の性別を含めた多変量解析を用いた先行研究が無い。したがって、ここでは、まず全体的見通しを得るため、なるべく多くの変数を投入して、探索的多変量解析を行うことにする。まず、調査票から出生数と関係がありそうで、相互に比較的独立性が強いと考えられる独立変数を選んだ。独立変数は、出生当時の属性を示すものでなければならないが、厳密に出生当時の属性を示すのは、子供の性別と結婚前の夫の住所のみである。ただ、ここでは、他の変数も出生当時の大体の目安となると考えて投入することにする。もちろん、以下のような限界に関して注意して解釈を行わなければならない。①調査時の変数のカテゴリが出生時と異なる可能性（たとえば、持ち家か否か）、②変数のカテゴリにより出産可能期間が異なる可能性（たとえば、学歴）、③予定子供数が逆に影響を与える可能性（たとえば、出生間隔）。

ところで、大谷（1987）は、妻の結婚年齢が若いほど子供数が増えること、また、第 n 出生間隔が短いほど、 $(n+1)$ 子出生が増えることを見出している⁶⁾。その結果は、出産可能な期間が長い方が子供数が多いという結果であると解釈できる。

また、出生間隔は、子供数の決定ほどは、あらかじめ考慮されないと考えられる。むしろ、結婚年齢と予定子供数の関数であると考えられる。したがって、前出生間隔と妻の結婚年は、共変量(covariate)と考え、独立変数からは排除する。

まず、解釈の便のために3次以上の交互作用はあらかじめ無視して、分散分析を行った。その結果、2次の交互作用がほとんど有意でなかった。よって、主効果のみで検討することができると考えられるため、MCA表にそって、検討を加えることにする。

1 1子以上の子を生む差異に関して

非調整値、調整値とも、「結婚前の夫の住所が市街であるよりも農村である方」が、「結婚直後の親と別居するよりも同居している方」が、「夫の職業がホワイトカラーやブルーカラーであるよりも農林漁業、自営業の方」が、「現在の住まいが非持ち家であるよりも持ち家である方」が、子供の数が多いという大体常識と一致している結果が得られている。また、最近年の結婚コウホートに関しては、現在の住まいの効果が大きいことや収入が大きいほうが子供を多く生んでいるという結果が示されている。よって、分散分析の結果は良好であるとみなせよう。

さて、全体では、1子以上を生むかどうかの社会経済格差は、非常に小さい。それは、ほとんどの夫婦が2子以上を生むために十分考えられることである（表4、5）。

ところで、etaよりもbetaが大きな値となるのは、35-39年結婚コウホートの性別と妻の学歴、40-44年結婚コウホートの妻の学歴、50-54年結婚コウホートの現在の夫婦の収入だけである。つまり、大多数を占める他の変数はコントロールを行うと説明力が小さくなるといえる。

また、コウホートごとに、子供数に強い影響を与えられる変数が異なる。30-34結婚コウホートは、夫の職業と現在の住まい、現在の夫婦の収入が効き、性別の効果は小さい。35-39年結婚

5) MCA分析に関しては、三宅一郎・中野嘉弘・水野欽司・山本嘉一郎、『SPSS統計パッケージ II 解析編』、東洋経済新報社、1977年、pp.49-53を参照のこと。

6) 大谷憲司、「1960年代以降結婚コウホートの出生間隔に関する Proportional Hazards Model 分析」、『人口問題研究』、第181号、1987年、pp.14-30。

表4 1子以上の出生数に対するMCA結果(ETA, BETA)

変数	結婚年コウホート(昭和)									
	30-34(N=638)		35-39(N=978)		40-44(N=1,090)		45-49(N=1,278)		50-54(N=1,009)	
	ETA	BETA	ETA	BETA	ETA	BETA	ETA	BETA	ETA	BETA
1子性別パターン	0.06	0.03	0.03	0.04	0.02	0.03	0.02	0.01	0.06	0.06*
妻の学歴	0.03	0.02	0.04	0.07	0.02	0.03	0.02	0.03	0.05	0.02
結婚前の夫の住所	0.10	0.02	0.11	0.06	0.07	0.01	0.10	0.04	0.07	0.00
結婚直後の親との同居	0.15	0.07	0.16	0.10**	0.18	0.14**	0.14	0.07*	0.09	0.01
夫の職業	0.19	0.15**	0.18	0.14**	0.08	0.03	0.14	0.10**	0.11	0.10*
現在の住居	0.14	0.00*	0.07	0.00	0.05	0.01	0.10	0.03	0.14	0.10**
現在の夫婦の収入	0.11	0.00	0.00	0.06	0.05	0.03	0.05	0.03	0.02	0.04

(*.....P<.05, **.....P<.01)

表5 1子以上の出生数に対するMCA結果

変数	カテゴリ	結婚年コウホート(昭和)									
		30-34		35-39		40-44		45-49		50-54	
		非調整	調整値	非調整	調整値	非調整	調整値	非調整	調整値	非調整	調整値
1子性別パターン	M	-0.04	-0.02	-0.02	-0.02	-0.01	-0.02	0.01	0.00	0.04	0.04
	F	0.04	0.03	0.02	0.03	0.01	0.02	-0.01	0.00	-0.04	-0.04
妻の学歴	低	0.02	-0.01	0.01	-0.03	-0.01	-0.03	0.02	-0.02	0.07	0.03
	中	-0.02	0.00	-0.03	0.00	0.02	0.02	-0.01	-0.01	0.01	0.00
	高	-0.02	0.05	0.06	0.12	-0.02	-0.01	0.01	0.03	-0.03	-0.01
結婚前の夫の住所	市	-0.06	-0.01	-0.05	-0.03	-0.02	-0.01	-0.03	-0.01	-0.02	0.00
	農村等	0.08	0.02	0.11	0.06	0.08	0.02	0.12	0.05	0.08	0.01
結婚直後の親との同居	同居	0.09	0.04	0.13	0.08	0.16	0.12	0.13	0.06	0.08	0.01
	別居	-0.13	-0.06	-0.10	-0.06	-0.09	-0.07	-0.06	-0.03	-0.04	0.00
夫の職業	農林漁業	0.33	0.20	0.20	0.17	0.24	0.00	0.37	0.24	0.23	0.16
	自営	0.08	0.07	0.17	0.16	0.04	0.02	0.10	0.09	0.14	0.13
	ホワイト	-0.04	0.00	-0.08	-0.06	-0.03	-0.02	-0.05	-0.04	-0.03	-0.03
	ブルー	-0.14	-0.15	-0.06	-0.06	-0.01	0.01	0.02	0.00	-0.01	-0.02
現在の住居	持ち家	0.04	0.03	0.02	0.00	0.02	0.00	0.04	0.01	0.08	0.05
	非持ち家	-0.24	-0.16	-0.10	0.00	-0.05	-0.01	-0.08	-0.02	-0.09	-0.07
現在の夫婦の収入	~300万	0.12	0.00	0.10	0.07	0.05	0.03	0.05	0.03	0.00	-0.03
	300~500万	-0.03	0.00	-0.05	-0.04	-0.03	-0.03	-0.03	-0.02	-0.01	0.02
	500万以上	-0.08	-0.08	-0.02	-0.01	-0.01	0.01	0.01	0.01	0.04	0.04
平均		2.23		2.19		2.21		2.1		1.7	
R SQUARE		0.106		0.076		0.098		0.130		0.131	

コウホートと45-49年結婚コウホートは夫の職業や結婚直後の親との同居が比較的大きな要因となっているが、やはり性別の効果は小さい。40-44年結婚コウホートは、結婚直後の親と同居のみ関係が強く、他の変数は関係が弱い。50-54年結婚コウホートは、現在の住まいと夫の職業が比較的大きな関係がある。また、性別が次に大きな影響を与えている。

以上、性別の効果は、非常に小さい。しかし、パリティ拡大率で見た場合と同様に、調整値においても、近年になるほど1子が男児であるほうが2子を生む確率が大きくなるという興味深い女兒選好への移行が示唆された。

2 2子以上の子を生む差異に関して

非調整値、調整値とも、1子以上の場合と同様に、「結婚前の夫の住所が市街であるよりも農村である方」が、「結婚直後の親と別居するよりも同居している方」が、「夫の職業がホワイトカラーやブルーカラーであるよりも農林漁業、自営業の方」が子供の数が多いという大体常識と一致している結果が得られている。よって、1子以上の場合と同様に分散分析の結果は良好であると言えよう（表6, 7）。

さて、2子以上を生むかの差異は、1子以上を生む差異と比較して大きい。また、子供の性別の効果が大きくなる。etaとbetaを比較すると、やはりほとんどの変数がbetaの方が小さくなる、すなわち、他の変数でコントロールすることにより、その効果が減少する。しかし、性別に関してはそのことはあてはまらない。結婚直後の親との同居や夫の職業は、どのコウホートでも比較的大きな影響を与えてが、性別に関しては、30年代結婚コウホートよりも、40年代結婚コウホートの方がより相対的な重みが増していると思われる。

表6 2子以上の出生数に対するMCA結果(ETA, BETA)

変数	結婚年コウホート(昭和)									
	30-34(N=479)		35-39(N=869)		40-44(N=981)		45-49(N=1,118)		50-54(N=622)	
	ETA	BETA	ETA	BETA	ETA	BETA	ETA	BETA	ETA	BETA
2子性別パターン	0.06	0.06	0.06	0.06	0.07	0.07	0.08	0.09*	0.05	0.05
妻の学歴	0.04	0.01	0.06	0.07	0.04	0.04	0.04	0.04	0.06	0.07
結婚前の夫の住所	0.04	0.06	0.10	0.05	0.07	0.03	0.07	0.03	0.08	0.03
結婚直後の親との同居	0.19	0.14**	0.14	0.07*	0.17	0.13**	0.13	0.07*	0.05	0.01
夫の職業	0.18	0.11	0.20	0.16**	0.09	0.04	0.15	0.12**	0.16	0.14**
現在の住所	0.15	0.11*	0.04	0.03	0.05	0.02	0.05	0.00	0.10	0.05
現在の夫婦の収入	0.13	0.11	0.14	0.09*	0.04	0.05	0.11	0.08*	0.07	0.07

(*..... P<.05, **..... P<.01)

表7 2子以上の出生数に対するMCA結果

変数	カテゴリ	結婚年コホート（昭和）									
		30-34		35-39		40-44		45-49		50-54	
		非調整	調整値	非調整	調整値	非調整	調整値	非調整	調整値	非調整	調整値
2子性別 パターン	MM	-0.01	0.03	-0.01	-0.01	0.04	0.04	0.06	0.07	0.01	0.01
	MF	-0.03	-0.01	-0.01	-0.02	-0.03	-0.03	-0.03	-0.03	0.00	0.00
	FM	-0.02	-0.05	-0.04	-0.04	-0.05	-0.05	-0.01	-0.01	0.01	0.02
	FF	0.06	0.03	0.06	0.06	0.04	0.05	-0.03	-0.03	-0.03	-0.03
妻の学歴	低	0.02	0.00	0.03	-0.03	0.00	-0.03	0.02	0.01	0.05	0.06
	中	-0.02	0.00	-0.04	0.00	0.02	0.02	-0.02	-0.02	0.00	0.00
	高	-0.05	-0.02	0.04	0.09	-0.04	-0.01	0.02	0.03	-0.02	-0.03
結婚前の 夫の住所	市	-0.02	0.04	-0.04	-0.02	-0.02	-0.01	-0.02	-0.01	-0.01	-0.01
	農村等	0.03	-0.04	0.09	0.04	0.07	0.03	0.07	0.02	0.05	0.02
結婚直後の 親との同居	同居	0.10	0.07	0.09	0.05	0.12	0.10	0.08	0.04	0.02	0.00
	別居	-0.14	-0.10	-0.07	-0.04	-0.07	-0.06	-0.04	-0.02	-0.01	0.00
夫の職業	農林漁業	0.26	0.14	0.22	0.14	0.24	0.08	0.25	0.19	0.07	0.00
	自営	0.05	0.03	0.17	0.15	0.02	0.02	0.11	0.09	0.13	0.12
	ホワイト	-0.06	-0.01	-0.08	-0.06	-0.02	0.01	-0.04	-0.03	-0.02	-0.01
	ブルー	-0.08	-0.08	-0.05	-0.05	-0.01	-0.04	-0.02	-0.03	-0.04	-0.05
現在の住居	持ち家	0.04	0.03	0.01	-0.01	0.02	0.01	0.02	0.00	0.03	0.02
	非持ち家	-0.23	-0.18	-0.05	0.04	-0.05	-0.02	-0.03	0.00	-0.04	-0.02
現在の 夫婦の収入	～300万未	0.12	0.10	0.13	0.09	0.04	0.04	0.05	0.04	0.01	-0.01
	300～500万	-0.03	-0.02	-0.05	-0.04	0.00	0.00	-0.05	-0.04	-0.02	-0.01
	500万以上	-0.08	-0.06	-0.05	-0.03	-0.03	-0.04	0.05	0.04	0.06	0.01
平均		2.38		2.34		2.35		2.26		2.14	
R SQUARE		0.121		0.107		0.121		0.111		0.088	

また、30-34、35-39、40-44年結婚コホートでは、mm型、ff型がmf型とfm型よりも大きく、また、ff型がmm型よりも大きな値を示している。しかし、45-49、50-54年コホートはmm型はプラスであるが、ff型がマイナスに転じている。

よって、以上の結果から、2子→3子の性別の効果は、比較的大きいこと、また、近年には、バランス選好から女兒選好の移行を示唆する傾向が示されたと言えよう。

V 性別出生力の差異と選好の関係

以上の分析は、子供の性別と次の出生割合や平均出生数との関係を見たものであるが、実際に親の性別選好の結果であるかは確認できていない。たとえば、子供が同性同士の方が異性である場合よりも育児の手間がかからないため、出生の余裕があるということがあれば、男女別の拡大率や子供数の相違は「選好」とは無関係な行動結果ということになる。

また、従来の多変量解析の結果は、従属変数に、理想や希望の性別パターンを見たり、あるいは、本分析のように性別パターンを独立変数に出生数を従属変数にしているが、必ずしも男女別の出生力の格差が、選好によるものであることは示されていない。よって、男女別の出生確率の差異が、選好の結果であることを示す必要がある。

しかし、第8次出産力調査の調査票からは、直接、パリティ拡大が「選好」の結果であると確認しうる変数が得られない。

したがって、ここでは、子供の性別と①子供の性別の理想の有無、②理想子供数、③追加予定子供数、④人工妊娠中絶、⑤子供の死亡の経験の関係をさらに検討し、間接的ではあるが、子供の男女別

の出生の差異が実際の選好とかかわるかという問題を吟味することにする。

1 子供の性別の理想の有無との関係

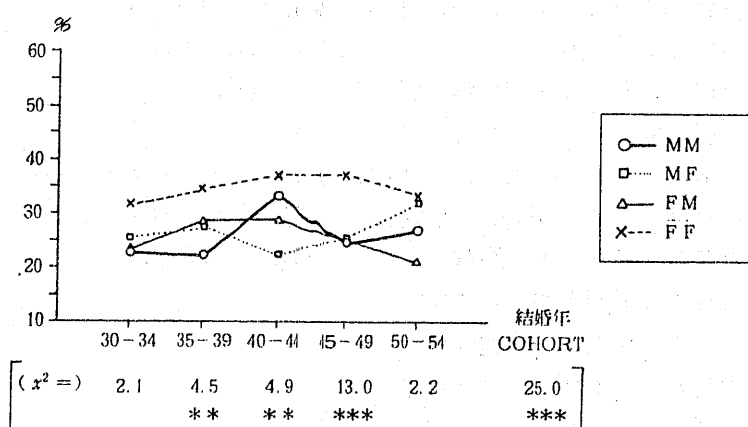
前述したように意識上の圧倒的なバランス選好は、子供の性別に理想があると答えた者にのみ尋ねて得られたものであった。

しかし、どのような性別の子供を持つと子供の性別の「理想」を持つかは、検討されていない。このことは選好を考察して行く際には、欠かせないものである。もっとも、短い調査質問では、「理想」の意味を推し量る術もない。しかし、バランス選好の圧倒性を考慮しつつ、「理想」が現実の「正当化」を示すものという立場にたてば、性別が偏らない場合の方が性別が偏る場合よりも、理想ありと答える者が多いと考えられる。他方、「理想」を「不満」を象徴するという立場にたてば、性別が偏る方が、性別に理想ありと答える者が多くなるということも考えられる。いずれにせよ、一概には、方向を予想できないが、そもそも子供の性別により、理想の有無に差があるかを検討することにする。

ところで、子供の性別に関して理想があるかの問いはその他や不詳が多いために、全体のなかで占める割合を有無両方に関して検討する。

その結果、1子のみ、3子の場合には、明瞭な差が見られないが、2子のみにはっきりとした差が見られる。どの結婚コウホートにおいても、ff型が、理想を持たないと答える割合が最大であることである(図4)。これだけでは、決定的な解釈は困難であるが、どちらかという「理想」の「正当化」説が支持されたと言えるだろう。つまり、日本人の妻全体も2子から3子には、若干の男児選好があり実際の出生により、それが実現されると「理想」観を強め、また、実現されないとバランス選好という態度をそもそも持つことをやめる、ということを示すものではないだろうか。

図4 子供の男女別、「子供の理想性別」の無い者の割合(2子)



2 理想子供数との関係

理想子供数が多いほど子供の性別への関心が強いという、理想子供数と子供の性別への関心の正の関係が示唆されているが(第8次出産力調査)、実際の性別と理想子供数との関係はどのようになっているだろうか。

全体では、1子の場合には、差がない(表8)。しかし、2子、3子の場合には、明瞭な差が見られる。すなわち、性別が偏ると理想子供数が少なくなる傾向である。この解釈も、一義的には決定されないが、性別に不満な者で、かつ、相対的に子供をさらに持ってもよいと考えている者がさらに次の子供を出産したためであると考えられる。

表8 理想の子供の性別の有無別理想子供数

子供の性別	全体	性別理想の有無		
		あり	なし	その他
M	2.32	2.46	2.36	1.87
F	2.32	2.43	2.28	2.07
MM	2.55	2.69	2.38	2.42
MF	2.60	2.74	2.54	2.44
FM	2.60	2.74	2.40	2.49
FF	2.50	2.76	2.36	2.33
MMM	3.04	3.04	2.80	3.08
MMF	3.14	3.21	3.05	3.09
MF M	3.09	3.22	2.88	2.35
MF F	3.16	3.37	2.96	3.07
F F M	3.11	3.25	3.17	2.95
F M F	3.15	3.37	3.00	2.93
F F M	3.11	3.31	3.04	2.98
F F F	3.02	3.07	3.01	2.96

また、性別の理想の有無別にコントロールすると、1子のみの方は、性別の「理想あり」は、性別の相違による理想子供数の相違はほとんど見られないが、性別の「理想なし」は、男児を持つ場合の方が、理想数が多い傾向が、また、「その他」は女児の方が理想数が多い傾向が見られる。

2子のみの方は、「理想あり」が「理想なし」と「その他」を上回って、多い理想数を示している。「理想あり」は、mm型が少なく、ff型に多いという結果を示しているが、「理想なし」と「その他」は全体の傾向と同様にmm型とff型に理想数が小さいという結果を示している。

したがって、2子のみの方の全体の差異は「理想なし」と「その他」が大きく効いていることがわかる。

3子のみの方は、「理想あり」が全体の傾向と同じで、mm型とff型に理想子供数が小さい傾向が見られたが、「理想なし」と「その他」に関しては、はっきりとした関係は見られなかった。

以上の結果をバランス選好を中心に考えて見ると、子供の性別に偏りがあり、不満足であると次子出生にいたり、異性が生まれないと「これほど子供はいらなかった」と認知する傾向があるためではないだろうか。

3 追加予定子供数との関係

子供の男女別には、追加予定出生数の相違が見られない(第8次出産力調査)。では、性別の関心の有無別ではどうか。性別理想の有無別に追加予定子供数を比較すると、1子、2子どちらの場合も明らかに、理想子供数の場合と同様に「理想あり」>「理想なし」>「その他」となる(表9)。

また、1子の方は、「理想あり」は、どの結婚コウホートもm型の追加出生数>f型の追加出生数となる(図5)。「理想なし」や「その他」の方は、一貫する結果が得られない。

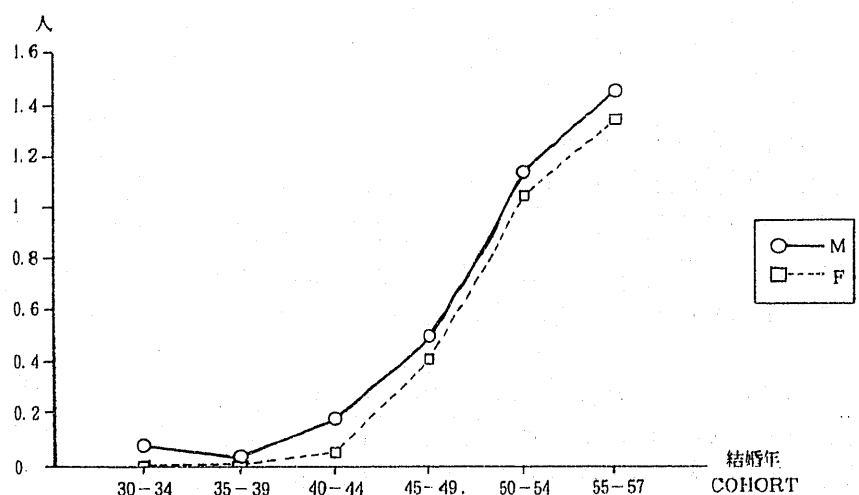
2子の方は、理想の性別の有無をとわず、弱いバランス選好が見られるが、特に、理想ありの場合、昭和30-34、35-39結婚コウホートにおいてもmm、ff型に追加出生意欲が見られ、その傾向が顕著である。

したがって、性別に関心がある者は、男女別の追加出生意欲に差が、しかも、女児選好に傾いているバランス選好が見られると言えるだろう。

表9 理想の子供の性別の有無別追加予定子供数

子供の性別	全体	性別理想の有無		
		あり	なし	その他
M	0.70	0.86	0.58	0.46
F	0.71	0.83	0.59	0.53
MM	0.09	0.11	0.07	0.06
MF	0.08	0.11	0.07	0.05
FM	0.07	0.10	0.04	0.05
FF	0.09	0.13	0.08	0.04

図5 性別理想ありの追加予定数(1子)



4 人工妊娠中絶との関係

パリティ拡大を積極的に押さえる行動が人工妊娠中絶である。過去1年間の人工妊娠中絶経験に関して、既往出生児の男女別にその割合を検討して見よう。

1子のみでは、子供の性別による違いは見られない(表10)。しかし、2子のみ、3子の場合のみは、実数も割合も、子供の性別が同じであると中絶を経験する割合が小さいことを明瞭に示している。特に、2子と3子の性別の偏りの有無別に中絶割合を見てみると偏りがあると3.5%、偏りがないと4.8% ($\chi^2=6.05, d.f.=1, p<.05$) という差が見られる。

また、参考として、過去1年間の流産の経験をも子供の男女別に掲げたが、こちらの方は、性別による差異は見られない。

したがって、中絶経験には、2子以上の子供がいる場合は、特に、既存の子供の性別が関係し、バランス選好が示唆される結果を示していると言えよう。

表10 過去1年間の中絶経験者と流産経験者の割合

子供数	性別	中絶割合	実数	流産割合	実数	全体
1子のみ	M	3.8	23	4.0	24	600
	F	3.7	20	3.1	17	544
2子のみ	M	3.3	30	1.5	14	907
	M	3.9	34	1.4	12	877
	F	4.9	44	0.9	8	894
	F	3.2	25	1.3	10	770
3子のみ	MMM	3.2	5	3.2	5	157
	MMF	6.6	11	1.8	3	166
	MFM	5.0	7	0.7	1	140
	MFF	5.4	7	1.5	2	130
	FMM	5.7	8	0.7	1	141
	FMF	5.8	7	3.3	4	121
	FFM	5.8	9	0.6	1	156
	FFF	4.7	6	1.6	2	128

5 子供の死亡との関係

子供の性別に選好があるとすると、子供の死亡を経験すると、死亡児の子供の性別や生残する子供の性別によって、次子の出生の確率が異なることが予想される。

今、(n+1)子以上を出生し、n子の死亡を(n+1)子出生の前に経験した者をとりだす。n子の性別によって、また、死亡時点で生残する(n-1)子の性別によりパリティ拡大率が異なるかを検討する。

表11 死亡児の性別別パリティ拡大率(%)

死亡児の性別	死 亡 児			
	第1児	第2児	第3児	1-3児
M	87 (74 / 85)	62 (24 / 39)	62 (8 / 13)	77 (106 / 137)
F	93 (52 / 56)	55 (21 / 38)	20 (3 / 15)	70 (76 / 109)

1子と2子に死亡を経験する者のパリティ拡大率は、その性別とは関係が見られないが、3子の死亡を経験すると、男児の死亡の方がパリティ拡大率が大きくなる(表11)。また、2子が死亡した場合は、残りの子供の性別が女児の方が拡大率が大きい。また、3子の場合、女児が多いほうが拡大率が大きい(表12)。

2子と3子を合わせると、男児のいる場合は43%が、いない場合は68%が次子を生んでいる($\chi^2=6.7, d.f.=1, p<.05$)。

したがって、男児選好が示唆される子供の男女別のパリティ拡大率の差が示されたと言えるだろう。

表12 生残児の性別別パリティ拡大率(%)

死 亡 児	生残児の性別	
第2児死亡	M	49 (20 / 41)
	F	69 (25 / 36)
第3児死亡	2M	25 (2 / 8)
	1M1F	33 (4 / 12)
	2F	63 (5 / 8)

6 まとめ

子供の性別を意図的にコントロールできない現在、子供の男女別の「子供の理想の性別有無」の差異は、現実の子供の性別がもたらす妻の関心の差異であると解釈できる。特に、2子とも女兒である場合は、性別の関心がないと答える者が多いが、これは、非常に多くの者が、男女1人ずつを志向していることを考えると、現実の正当化であると考えられる。

また、子供の男女別には、理想子供数の明白な差異は見られない。これは、追加予定子供数の差異が見られないのと同様である。

しかし、子供の性別理想の有無別に追加予定子供数を検討すると、「理想あり」に差が見られた。特に、どのコウホートでも女兒選好を示唆する傾向であった。

また、人工妊娠中絶を行うのは、子供の性別のバランスを保つため、さらに、子供の死亡の後の出産は、男児選好を実現するためと解釈可能な結果が示された。中絶は、妊娠可能な比較的若いコウホートに多く見られ、子供の死亡は、比較的年長な妻に見られることを考えると、この結果は、子供の性別選好の動向（バランス選好から女兒選好へ）と一致するものであると言える。

したがって、以上のいくつかの指標から、「子供の男女別のパリティ拡大率の差異は、子供の性別選好によるものである」ということの妥当性が増したと言えるだろう。

VI 最後に

本稿は、子供の男女別のパリティ拡大率等を通して、出生に与える選好の影響を見てきたが、さらに日本人の性別選好を研究するに際して、いくつかの課題が考えられた。最後に、それを5つ—①調査対象者の性別、②方法、③選好の決定要因、④歴史的な選好変動、⑤選好のメカニズム—toまとめ記す。

①Williamson (1976) は、1975年当時までの性別選好の研究をレビューして、途上国の男児選好から、先進国のバランス選好への動きをまとめている⁷⁾。その性別選好にもっとも貢献しているのが、A. 回答者の性別、B. 宗教、C. 既往出生児の性別であるとしている。日本においては、宗教に関して検討することは実質的な意味を持たないだろうが、さらに回答者を男子にして分析を行う必要も大きいと考えられる。

②また、Williamson以降には、Coombs et al. (1975)⁸⁾、Widmer et al. (1981)⁹⁾等の性別選好尺度の開発が行われた。しかし、その選好尺度は、調査対象者に過剰な負担を強いるものであるために、簡略な尺度に改良する必要がある。日本においても、1問のみによる選好判断ではなく、尺度化した選好測定が望まれるが、改良後に、日本への適用を図ることが望ましいだろう。

③近年、先進国においても、性別選好の研究が行われるようになり、性別選好の決定要因に関する多変量解析が行われるようになった¹⁰⁾。また、先進国では、子供数の減少がかえって、子供数の決定要因としての子供の性別の重要性が上昇しているとする者もある¹¹⁾。

先の分散分析の結果では、2次の交互作用が見られなかったことを考えると、性別選好は、特に、他の変数との交互作用をもたない、比較的独立した要因であるとも考えられるが、性別選好と他の変数（たとえば、親の兄弟姉妹数や子供に対する価値観等）との関係をも考慮し、さらに検討していく

7) Williamson N. E., *Sons and Daughters: A Cross Cultural Survey of Parental Preferences*. Beverly Hills, California. : Sage, 1975.

8) Coombs C. H., Coombs L. C. & McClelland G. H., "Preference Scales for Number and Sex of Children". *Population Studies*, Vol.29, 1975, pp.273-298.

9) Kathy R. Widmer., Gary H. McClelland. & Carol A Nickerson., "Determining the impact of sex preferences on fertility : a demonstration study". *Demography*, Vol.18, 1981, pp.27-37.

必要があろう。

④また、なぜ、男児選好からバランス選好（さらに、女児選好？）に移行するようになったのか、という問題も今後検討していかなければならない。

1つの原因としては、女子の地位の向上ということが考えられる。また、予定子供数の減少、しかも、偶数選好（2人）に移行してきていることも原因であると考えられる。3人を理想とする場合は、どちらかの性別に偏らざるを得ない。しかし、4人や2人という子供数であれば、性別が偏るにはかえって特別の理由があるということが考えられるからである。

また、意識上の今後の性別選好の動向にも注目する必要がある。

⑤選好のメカニズムに関しても、2、3の課題が考えられる。

1つは、生まれた子供の性別により生じる選好である。たとえば、1子が男児であると女児選好ではなくバランス選好が生まれ、また、女児であるとバランス選好でなく男児選好が生まれている可能性などである。

2つめは、同一の親の性別選好の変化ということである。つまり、子供が生まれるにつれ、1個人の選好が変化していくという可能性である。たとえば、無子の時は、強いバランス選好で、1子が女児となり、男児選好に変わり、さらに、女児を出産したために、子供の性別選好を放棄するというような変化である。

3つめは、性別選好の質の相違である。たとえば、バランス選好は、社会経済変数に影響を受けない独立した選好であり、男児（女児）選好は、親の社会経済的条件が影響する選好である、というような可能性である。

いずれにせよ、子供の性別は、次の子を生むか否か（特に2子から3子へ）の比較的大きな要因となってきたと考えられるため、選好に関する研究は、今後の出生の動向を占う意味においても、非常に重要であると言えるだろう。

10) Krishnan V., "Preference for sex of children : a multivariate analysis". *Journal of Biosocial Science*, Vol.19, 1987, pp.367-376. は、カナダに関して、強いバランス選好と弱い男児選好を見出している。また、出生地、妻の姉妹数、夫の職業が性別選好と関係が深いことを見出している。

Carr-Hill R, Samphier M & Sauve B., "Socio-demographic variations in the sex composition and preferences of Aberdeen Families". *Journal of Biosocial Science*, Vol.14, 1982, pp.429-443. は、イギリスにおいて出生力に影響を与えるバランス選好が存在すること、また、上流階級では、2児が男児である方が、下層階級では、2児が女児である方が、より3子を生みやすいという結果を見出している。

Laumon B., Mamelle N., Munoz F. & Measson A., "Sociodemographic characteristics and intentions for further births in France", *Journal of Biosocial Science*, Vol.20, 1988, pp.31-36. は、フランスに関して、単変量では、明白なバランス選好が見られるが、社会経済的地位、妻の初婚年齢等でコントロールするとその効果が見られなくなるとしている。

Victor J. Callan., "Family size intentions and sex preference: the attitudes of university students", *Australian Journal of Sex, Marriage & Family*, Vol.1, 1982, pp.157-161. は、オーストラリアに関して、バランス選好が見られること、また、子供を持つことの心理的効用とバランス選好の関係を論じた。

11) Sloane D. M. & Lee C. F., "Sex of previous children and intentions for further births in the United States, 1965-1976", *Demography*, Vol.20, 1983, pp.353-367. は、アメリカに関して、子供の数が少なくなると、第3子の出生に影響を与える変数としての、特に2人の子供の性別の重みが大きくなってきたことを主張している。

Child-Sex Effects on Further Births

Hiromichi SAKAI

This article clarified the child-sex effects on the number of additional children in Japan. The data were retrospective birth histories of the Eighth Japanese National Fertility Survey carried out by the Institute of Population Problems in 1982.

First we found that the majority of Japanese had balanced-sex preference, while there was a slight shift from boy preference to girl preference in terms of parity progression ratio. The effect of first-child sex was small, but the effect of parity-two sex combination was as big as or bigger than that of other socio-economic variables.

Next we observed some evidences suggesting strong sex preference in opinion and behavior, such as differential intentions of further child-bearing due to the sex of previous children, differences in the number of abortions caused by the sex combination of living children.

Finally we noted further issues to be examined in the study of sex preference in Japan.