

# 出生力における年齢，パリティ，時間

河野 稠果・石川 晃

## I 序 言

本稿は昭和58年から60年にかけて行われた人口問題研究所特別研究「人口と経済システムの総合的研究」の一部として行われた出生力の形式人口学的研究に関する報告の一部である。本稿の執筆者はかねてより出生力のパリティ構造とタイミングの様相について関心を抱いており、すでに『人口問題研究』第174号にそれに関する研究の一端を発表しているが<sup>1)</sup>、本稿はその続きであり、前回と同じく、執筆者の一人である石川晃によって計算されている女子の年齢・パリティ別出生確率のスケジュールを基に、今までとは少し様式の異なる年齢別・パリティ別出生力表を作成し、これから出生力のタイミングに関する様相を明らかにし、将来人口推計における将来出生率推定作業の一助にしようとするものである。

## II 出生力における年齢，パリティ，時間

出生力の分析において近年年齢，パリティ，時間の3次元が考えられるようになった。まず出生力にとって女子の年齢は大きな意味を持つ。時間別、あるいはコウホート別出生率が年齢をx軸にとると少し左に傾いた正規曲線の形で分布することは知られている。このようなガウス曲線に近い年齢別出生率の分布は、何よりもfecundabilityが15歳から20歳くらいまで急上昇し、20～30歳までは高原状の高い水準を示すが、以後ゆるやかに低下して35歳を過ぎると最高時の4分の3くらいになるといふ生物学的制限を示している。しかし、fecundabilityの梯形的曲線と比較し我が国の出生率が27歳あたりから急速に低下するのは、実際の出生行動が自然出生力の発現と異なり、避妊活動の強化に伴い、第2子を生んだあとから出生抑制の効果が顕著となるからである。

出生力をクロスセクション(期間別)の年齢別出生率だけによって考察することに多くの難点があることは周知の事実であり、コウホートの次元とパリティの次元を考慮に入れて分析することが重要である。今仮りに、夫婦の完結出生児数は変らなくても、結婚が遅れ、第1子、第2子出生のタイミングが遅れると、しばらくの間第1子出生率が低下し、それによって期間別合計特殊出生率が一時的に低下し、しかる後に回復することが、人口問題研究所が最近行った出生力のマイクロ・シミュレーションによって明らかにされている。また国連の堀内四郎博士によっても数学的に証明されているところである<sup>2)</sup>。

さてしかし、出生力分析において時間あるいはタイミングに関する指標の種類は非常に少ない。一

- 1) 河野稠果・石川晃「出生力におけるタイミングとパリティ構造の分析」、『人口問題研究』、第174号(昭和60年4月)、pp. 19～39
- 2) 河野稠果・廣嶋清志・渡辺吉利・高橋重郷・金子隆一、『出生力の生物人口的分析；昭和55～58年「人口推計の精密化とそのため的人口モデルの開発に関する総合的研究」の概要報告』、人口問題研究所特別研究報告資料、昭和59年1月31日。河野・石川前掲論文「出生力におけるタイミング……」。今スケジュールAとBという出生率分布があり、BはAが右側に晩婚化によって平行移動したものとすると、途中で期間合計特殊出生率は低下するが後回復することを、国連人口部の堀内四郎氏は後者の論文に引用されたものとして示している。

つの方法は本稿の執筆者が示したようなパリティーを基軸とした生命表を作り、各パリティーにおける滞留時間を計算することであり<sup>3)</sup>、他は人口動態統計あるいはそれを加工したものから平均出生年齢を計算し、そこから平均出生間隔等の指標を導き出すことであろう。ほかに実地調査としての出産力調査を行い関連データを得ることが考えられるが、出産力調査は毎年行われるわけではなく、しかも recall lapseの問題を抱えていることを指摘しておく。

ここで必要なのは年齢別・パリティー別出生確率に基づく出生数である。ここで注意しなくてはならないことは、年齢・パリティー出生確率というのは、分母がパリティー  $i$  の女子、分子がそれに生まれた出生順位  $i + 1$  の出生児数とにおいて割った商であり、出生順位別特殊出生比率、すなわち女子各年齢別の人口を分母とし、各年齢別・出生順位別出生児数を分子として割った商とは異なることである。前者は age-parity specific fertility rate であるし、後者は age-specific birth rate by birth order である。さてこの年齢別・パリティー別出生確率は本稿の執筆者の一人である石川晃によって昭和25年から59年まで毎年計算されている。この算出方法は石川の『人口問題研究』第167号の論文によって例示されているところであるが、まず女子の年齢  $x$  歳におけるパリティー別特殊出生比率を計算する。

$$f(x, i) = \frac{B(x, i)}{P_F(x)} \quad [1]$$

$B(x, i)$  は女子の年齢  $x$  歳でのパリティー  $i$  の出生数であり、 $P_F(x)$  は  $x$  歳の女子人口である。女子の年齢  $x$  歳における出生順位別第  $i$  児の累積特殊出生率は

$$G(x, i) = \sum_{u=15}^{x-1} f(u, i) \quad [2]$$

女子の年齢  $x$  歳におけるパリティー  $i$  の女子割合は

$$\pi(x, i) = G(x, i) - G(x, i+1) \quad [3]$$

したがって女子の年齢  $x$  歳におけるパリティー  $i$  児出生確率は

$$g(x, i) = \frac{f(x, i)}{\pi(x, i-1)} \quad [4]$$

となる。

別の言葉で言えば、まず出生コウホート毎の第1児特殊出生比率を累積する。累積は年齢を一つ上にずらした（計算の場合は年齢の若いクラスが上にあるので一つ下にずらした）形にし、1から差し引いたものがパリティー0の女子の割合である。パリティー1の女子人口の割合を求めるためには、同様に第2子の特殊出生比率を異積し、それを年齢一つずらしたところに書き、すでに1歳ずらしたパリティー1の累積特殊出生比率から以上の第2子累積特殊出生比率を差し引くことによって求められる<sup>4)</sup>。

3) 河野・石川前掲論文。

4) 石川晃、「わが国女子の追加出生確率について」、『人口問題研究』、第167号（昭和58年7月）、pp.58~63。ちなみに、米国で出生力表として、Heuserが1917~1973年に対して動態統計の積み上げによって一連の年齢別・パリティー別出生確率、及びそれぞれの年齢の女子人口を1,000とするパリティー別分布を計算しているが、この作成方法は石川の計算したものと全く同様である。米国については次の文献を参照のこと。

Robert L. Heuser, *Fertility Tables for Birth Cohort by Color: United States, 1917-73*. U. S. Department of Health, Education, and Welfare, National Center for Health Statistics, Rockville, Maryland, April 1976. この方法の原モデルは P. K. Whelpton and A. A. Campbell, *Vital Statistics Special Report*, Vol. 51, No. 1, Public Service, Washington, D. C., January. 29, 1960. なお、我が国では小林和正が厚生省人口問題研究所「第5次出産力調査」の結果の解析において以上の方法と同じ方法を独自に考案し、年齢の代わりに結婚持続期間を用いて計算されたものがある。小林和正、「夫婦の出生歴データのライフ・サイクル的集計」、『人口問題研究』、第104号（昭和42年10月）、pp. 39~48を参照のこと。

表1. パリティー別純再生産力表：昭和25年15歳コウホート

年齢	年	$l_x$ (1)	$S_x$ (2)	$PT(0)$ (3)	$P(0)$ (4)	$g(1)$ (5)	$B(1)$ (6)	$W(1)$ (7)	$P(1)$ (8)	$g(2)$ (9)	
0	10	100,000		100,000							
15	25	81,198	0.99827	81,198	81,198	0.00023	19	19			
16	26	81,057	0.99849	81,039	81,039	0.00107	87	87	19	0.20000	
17	27	80,935	0.99838	80,830	80,830	0.00354	287	286	101	0.17073	
18	28	80,804	0.99828	80,413	80,413	0.00871	701	699	370	0.16228	
19	29	80,665	0.99825	79,576	79,576	0.01805	1,436	1,434	1,009	0.18063	
20	30	80,524	0.99832	78,003	78,003	0.03428	2,674	2,670	2,258	0.22642	
21	31	80,389	0.99827	75,203	75,203	0.05814	4,372	4,365	4,413	0.21530	
22	32	80,250	0.99827	70,714	70,714	0.08530	6,032	6,022	7,820	0.20432	
23	33	80,111	0.99831	64,575	64,575	0.13228	8,542	8,527	12,231	0.23298	
24	34	79,975	0.99839	55,948	55,948	0.16605	9,290	9,275	17,888	0.23678	
25	35	79,847	0.99849	46,602	46,602	0.20017	9,328	9,314	22,899	0.23024	
26	36	79,726	0.99856	37,260	37,260	0.20645	7,693	7,681	26,906	0.24348	
27	37	79,612	0.99863	29,579	29,579	0.20430	6,043	6,035	27,998	0.25284	
28	38	79,503	0.99872	23,573	23,573	0.18992	4,477	4,471	26,915	0.25970	
29	39	79,401	0.99879	19,158	19,158	0.17060	3,268	3,264	24,362	0.25449	
30	40	79,305	0.99885	15,980	15,980	0.15488	2,475	2,472	21,397	0.25198	
31	41	79,214	0.99885	13,617	13,617	0.10627	1,447	1,445	18,453	0.14482	
32	42	79,122	0.99883	12,275	12,275	0.10287	1,263	1,261	17,205	0.18683	
33	43	79,030	0.99880	11,135	11,135	0.08037	895	894	15,231	0.14595	
34	44	78,935	0.99877	10,369	10,369	0.06470	671	670	13,884	0.10908	
35	45	78,837	0.99875	9,823	9,823	0.05173	508	508	13,022	0.07679	
36	46	78,739	0.99873	9,430	9,430	0.04086	385	385	12,514	0.05437	
37	47	78,639	0.99871	9,146	9,146	0.02944	269	269	12,202	0.03612	
38	48	78,537	0.99867	8,969	8,969	0.02372	213	212	12,015	0.02372	
39	49	78,433	0.99863	8,843	8,843	0.01627	144	144	11,926	0.01482	
40	50	78,326	0.99859	8,763	8,763	0.01109	97	97	11,877	0.00837	
41	51	78,215	0.99852	8,705	8,705	0.00666	58	58	11,858	0.00454	
42	52	78,100	0.99846	8,673	8,673	0.00387	34	34	11,844	0.00241	
43	53	77,980	0.99840	8,651	8,651	0.00224	19	19	11,831	0.00129	
44	54	77,855	0.99833	8,632	8,632	0.00082	7	7	11,816	0.00056	
45	55	77,725	0.99825	8,620	8,620	0.00054	5	5	11,797	0.00027	
46	56	77,589	0.99813	8,604	8,604	0.00013	1	1	11,778	0.00008	
47	57	77,444	0.99801	8,588	8,588	0.00004	0	0	11,756	0.00005	
48	58	77,290	0.99787	8,571	8,571	0.00004	0	0	11,732	0.00002	
49	59	77,125	0.99774	8,553	8,553	0.00001	0	0	11,707	0.00002	
50	59	76,950		8,534	8,534				11,681		
総計		2,768,312		(全出生順位 = 160,589)			72,740				
コウホート合計特殊出生率				(全出生順位 = 2.01781)			0.91165				
平均出生年齢							25.75				
平均出生間隔							2.62				
パリティー拡大率								0.73970			

B(2) (10)	W(2) (11)	P(2) (12)	g(3) (13)	B(3) (14)	W(3) (15)	P(3) (16)	g(4) (17)	B(4) (18)	W(4) (19)	P(4) (20)	g(5+) (21)	B(5+) (22)
4	4											
17	17	4										
60	60	21	0.10714	2	2							
182	182	79	0.17394	14	14	2						
511	510	247	0.23106	57	57	16	0.29368	5	5			
950	948	700	0.20658	145	144	68	0.22832	16	16	5	0.75805	4
1,598	1,595	1,502	0.16282	245	244	197	0.15689	31	31	17	0.10250	2
2,849	2,845	2,850	0.15711	448	447	410	0.12594	52	52	46	0.10068	5
4,235	4,229	5,242	0.13180	691	690	805	0.10784	87	87	93	0.11550	11
5,272	5,264	8,771	0.11894	1,043	1,042	1,406	0.11957	168	168	168	0.19676	33
6,551	6,542	12,979	0.11619	1,508	1,506	2,278	0.10766	245	245	303	0.13854	42
7,079	7,069	17,994	0.10911	1,963	1,961	3,535	0.08863	313	313	505	0.11164	56
6,990	6,981	23,075	0.09926	2,290	2,287	5,178	0.07284	377	377	761	0.09698	74
6,200	6,192	27,737	0.08589	2,382	2,379	7,081	0.05979	423	423	1,063	0.09291	99
5,392	5,386	31,513	0.07385	2,327	2,324	9,029	0.05036	455	454	1,386	0.08520	118
2,672	2,669	34,535	0.04045	1,397	1,395	10,888	0.03184	347	346	1,720	0.06622	114
3,214	3,211	35,768	0.05137	1,838	1,835	11,924	0.03379	403	402	1,951	0.06657	130
2,223	2,220	37,099	0.04038	1,498	1,496	13,343	0.02767	369	369	2,221	0.06100	135
1,514	1,513	37,777	0.03139	1,186	1,184	14,454	0.02201	318	318	2,452	0.05426	133
1,000	999	38,057	0.02274	865	864	15,302	0.01710	262	261	2,633	0.04745	125
680	679	38,143	0.01590	606	606	15,886	0.01281	203	203	2,766	0.04001	111
441	440	38,167	0.00993	379	379	16,268	0.00893	145	145	2,855	0.03588	102
285	285	38,179	0.00670	256	255	16,480	0.00689	114	113	2,894	0.03353	97
177	176	38,157	0.00355	135	135	16,600	0.00408	68	68	2,907	0.02596	75
99	99	38,146	0.00194	74	74	16,645	0.00245	41	41	2,895	0.01757	51
54	54	38,118	0.00103	39	39	16,655	0.00144	24	24	2,881	0.01353	39
29	28	38,076	0.00068	26	26	16,645	0.00083	14	14	2,861	0.00879	25
15	15	38,020	0.00033	13	13	16,632	0.00055	9	9	2,846	0.00486	14
7	7	37,962	0.00014	5	5	16,609	0.00023	4	4	2,836	0.00327	9
3	3	37,899	0.00008	3	3	16,582	0.00008	1	1	2,826	0.00125	4
1	1	37,833	0.00003	1	1	16,555	0.00007	1	1	2,819	0.00046	1
1	1	37,762	0.00001	0	0	16,524	0.00004	1	1	2,814	0.00030	1
0	0	37,687	0.00000	0	0	16,491	0.00001	0	0	2,808	0.00013	0
0	0	37,607	0.00000	0	0	16,456				2,801	0.00003	0
		37,522				16,419				2,795		
60,307				21,438				4,495				1,610
0.75865				0.27035				0.05677				0.02040
28.37				30.25				31.48				33.93
1.88				1.23				2.45				
		0.31192				0.14435						

今回出生力のタイミングを求めるために、次の章で述べるところの生命表形式の「パリティを考慮に入れたコウホート純再生産力表」“age-parity adjusted net production table”を昭和25年から59年まで35表を作成し、そこでそれぞれ同時に生まれた女子100,000人のコウホートが15歳に達し、以後再生産期間内に生むとされるパリティ別の各年齢別出生率を計算し、それによって各パリティの平均出生年齢を計算する方法をとった。

### III パリティを考慮に入れたコウホート純再生産力表の作成方法

「パリティを考慮に入れたコウホート純再生産力表」は一種の出生力表fertility tableである。ただし、結婚の要因は分離して考慮されていない。というのは、年齢別・パリティ別出生確率は全女子に対してのものであり、有配偶女子に対するものではないからである。有配偶女子に対する確率スケジュールは、本表がそれによっている石川の人口動態の積み上げによる方法によって求められない。さらに現在のデータの入手性の段階では、初婚率・離婚率の変化がこのコウホート純再生産力表にうまく見合うものとして取れないことである。今もしかりに入手できたとしても、increment-decrement tableの形で我々の出生力表と結合させるためには、相当の方法論上の工夫が必要と思われる。現在の段階では、せいぜいウオルフバイン流の労働力生命表のように、将来の結婚を見越した上でのポテンシャルとして最高値の有配偶率を始めから乗じておくという形式を取らざるを得ないだろう<sup>5)</sup>。

ここで作成された純再生産力表の方法論は決して我々の独創ではない。原モデルはウエルプトンによるものである<sup>6)</sup>。ただし、ウエルプトンや彼の弟子達はこの種の純再生産力表を用いて平均出生年齢や出生間隔の計量を行っていないが、本研究ではそれを行って分析しているところに特徴がある。

#### 1 入力データ

この純再生産力表の入力データは2種類だけである。一つは女子の年齢別・パリティ別出生確率のスケジュールであり、これは昭和25年に15歳になったコウホートから昭和59年に15歳になったコウホートまで計35組のコウホートに対し用意されているものである。ここで補足説明をつけると、計算の元となった年齢別特殊出生率は分子は1月～12月であるが、分母は10月1日現在の人口推定を用いている。本来ならば、年央人口（7月1日）を用いる方がより良いのであるが、そうでないため、ある年から次の年にかけて大きな出生数の変化がある場合影響を受ける。しかしここでは年齢別年央人口を分母とした特殊出生率の計算は行われていない。将来はより適当な分母によって計算された出生確率を用いることが必要であろう。

さらに、出生数は子供を生んだ女子の数と等しいとし、また1人の女子が1年間に2件以上出生を行わないと仮定した。つまり、複産や1年に2件の出生をした場合は、実際の出生をした女子より多くなっている。

コウホート生命表の  $lx$  とその生存率、すなわち  $l(x+1) / l(x) = S(x)$  が死亡サイドの入力

5) Seymour L. Wolfbein, "Tables of Working Life: Length of Working Life for Men," U. S. Bureau of Statistics, *Bulletin* No.1001, 1950; United Nations, *Methods of Analysing Census Data of Economic Activities of the Population*, Population Studies, No.43, New York, United Nations, 1968を参照されたい。最近はしかし、incrementならincrementだけ、decrementならdecrementだけでなくincrement-decrementも同時に取り扱う多相生命表的な考え方で労働力生命表を再構成したものが現われて来た。例えばFrans J. Willekens, "Multistate analysis: tables of working life," *Environment and Planning A*, Volume 12, No.5 May 1980, pp. 563~588.

6) Pascal K. Whelpton, *Cohort Fertility: Native White Women in the United States*, Princeton University Press, 1954.

データであるが、このようなものが始めからあるわけではない。それは期間別各生命表から推定されたものである。すなわち、厚生省の第6回完全生命表（昭和10～11年）、第8回生命表（昭和22年）から第15回生命表（昭和55年）までの完全生命表、および昭和59年の人口問題研究所作成の簡速静止人口表を基にし、これらの  $l(x)$  の値を各年次別、年齢別に直線補間し、これをコウホート別に結んでコウホート  $l(x)$  及び  $S(x)$  を推定した。 $l(x)$ 、 $S(x)$  の値はそれぞれの年次のコウホートに対する純再生産力の第1欄と第2欄にそれぞれ掲げてある。

## 2 純再生産力表の作成方法

表1において  $P(x, i)$  は年齢  $x$  におけるパリティ  $i$  の女子人口（出生時100,000人から由来する）を表章する。 $g(x, i)$  はすでに述べたように与えられた年齢別・パリティ別出生確率、 $B(x, i)$  は  $P(x, i-1) \times g(x, i)$  であって、女子コウホートの出生数を表す。 $W(x, i)$  は  $P(x, i-1)$  の中から  $i$  児の子供を生み、しかも1年間の間にいくらか死亡の確率にさらされて減少しながらも次の exact age  $x+1$  まで生存する女子数である。我が国においては出生順位別出生数では最後は5児以上でくくってしまっているので、 $P(4)$ 、 $g(5+)$ 、 $B(5+)$  が最後の一連のコラムである。

それでは、具体的に表1の最初の表、昭和10年に生まれ、昭和25年に15歳として再生産期間に達した女子コウホートの表の作成方法について説明しよう。

### 15歳の時の計算例

1. 出生時100,000人の人口の生存数  $l(x)$ （第1欄）。

2. 生存数  $S(x) = \frac{l(x+1)}{l(x)}$ （第2欄）

3. 年齢15歳パリティ  $i=0$  の女子数  $P(15, 0)$ 。これは  $l(15)$  と同じとする。

$$l(15) = 81,198 \text{ (第3欄)}$$

4. 第4欄は生涯未婚率+永久不妊率=0の場合、第3欄の数字と同じ。

5. 第5欄  $g(x, i)$   $g(15, 1)$  は入力データとして与えられる。

6. 第6欄 年齢別・パリティ別出生数  $B(x, 1)$

$$B(15, 1) = P(15, 0) * g(15, 1) = \text{col}(4) * \text{col}(5) = 81,198 * 0.00023 = 19$$

第1子を生んだ女子数

7. 第7欄 第1子を生み exact age 16歳まで生存する女子数

$$B(15, 1) * S(15) = W(16, 1) = \text{col}(2) * \text{col}(6) = 0.99827 * 19 = 19$$

15歳は第1子しか生まないものとする。したがって  $W(16, 1) = P(16, 1)$  となる。

(16歳の第8欄に行く)

### 16歳の時の計算例

1.  $l(16) - W(16, 1) = 81,057 - 19 = 81,038$

これは16歳第3欄の数字。これは生涯未婚率+永久不妊率=0の場合、第4欄と同じ。

2. 第1子出生数  $B(16, 1) = P(16, 0) * g(16, 1) = \text{col}(4) * \text{col}(5) = 81,039 * 0.00107 = 87$

3.  $B(16, 1) * S(16) = \text{col}(6) * \text{col}(2) = 87 * 0.99849 = 87 = W(17, 1)$

これは16歳から exact age 17歳までに第1子を生み生存する女子数。

4.  $P(16, 1) * g(16, 2) = \text{col}(8) * \text{col}(9) = 19 * 0.20000 = B(16, 2)$

5.  $B(16, 2) * S(16) = 4 * 0.99849 = 4 = W(17, 2) = P(17, 2)$  (17歳の第12欄)

一般に  $P(x, 2) = P(x-1, 2) * S(x-1) - W(x, 3) + W(x, 2)$

6. 16歳では1子と2子しか生まれないものとする. したがって $W(17, 2) = P(17, 2)$

7. 17歳のパリティ-1,  $P(17, 1)$  の計算

$$P(16, 1) * S(16) - W(17, 2) + W(17, 1) = 19 * 0.99849 - 4 + 87 = 101$$

$$\text{一般に } P(x, 1) = P(x-1, 1) * S(x-1) - W(x, 2) + W(x, 1)$$

8. 17歳のパリティ-0,  $P(17, 0)$  の計算

$$l(17) - P(17, 2) - P(17, 1) = 80,935 - 4 - 101 = 80,830$$

これは17歳の第3欄である.

$$\text{一般に } (x, 0) = l(x) - P(x, 1) - P(x, 2) - P(x, 3) \cdots - P(x, i) \cdots - P(x, w)$$

さらに  $P(x, i)$ , ただし  $i \neq 0$  の場合

$$P(x, i) = P(x-1, i) * S(x, 1) - W(x, i+1) + W(x, i)$$

表1には同時にコウホート合計特殊出生率の値を表章している. これはこの純再生産力表から逆に  $l(x)$  から  $L(x)$  を求め, それによって死亡率のかからないコウホート合計特殊出生率を割り戻したものである. その計算方法は,

$$CTFR = \sum_x \sum_i \frac{B(x, i)}{L(x)} \quad [5]$$

である.

さてここで一言説明しておかなくてはならぬ制作上の仮定がある. それはコウホート出生率に特有の truncation (途中でデータ不足のため打ち切りになること, 截断) の問題に対処する仮定である. ここで扱っている純再生産力表の年次は昭和25年に15歳である女子から昭和59年に15歳である女子のコウホートまでを含むので, 完全に15歳から49歳までの再生産年齢に対して既存の出生データがあるのは実は昭和25年15歳のコウホートだけである. したがって, それ以後のコウホートの truncated された部分の年齢別・パリティ-別出生確率は, 純再生産力表の形を整えるために推定されなければならない. そこで, 未知の部分は前に述べたそれぞれのパリティ-別  $f(x)$ , すなわち出生順位別特殊出生比率 [1] について昭和59年のそれが一定となるものと仮定した. 但し, 出生順位別特殊出生比率を一定としても年齢別・パリティ-別出生確率 [4] は一定とはならない. したがって, ここで扱った昭和26年15歳のコウホートから昭和59年15歳のコウホートまでは厳密に言えば合成コウホート (synthetic cohort) ということになる.

データの truncation のためこのような合成コウホートを用いる分析には前例がある. ライダーは1980年に発表した米国の出生力のタイミングに関する研究において, 1975年で truncated されるコウホートについては1975年の年齢別・パリティ-別出生確率が一定であると仮定して推定を行っている<sup>7)</sup>.

#### IV コウホート純再生産力表による指標の解釈

かくして計算されたコウホート純再生産力表の各指標のうち, とくに時間的次元に関連したものは除いて, 以下解釈を試みたい. 各コウホートの時間的次元に関する指標は表1の一番下から2番, 3番目にある二つの指標のうち各パリティ-別平均出生年齢, 平均出生間隔である.

表2は今回作成された純再生産力表から  $L_x$  で割り戻しを行い, 死亡率の影響を逆に考慮しないコウホート合計特殊出生率及びその出生順位別出生率による構成を昭和10年出生女子コウホート (昭和25年15歳) から昭和44年出生コウホート (昭和59年15歳) まで示したものである. コウホート合計特

7) Norman B. Ryder, "Components of temporal variations in American fertility," in R. W. Hiorns, editor, *Demographic Patterns in Developed Societies*, Symposia of the Society for the Study of Human Biology, London, Taylor & Francis, Ltd., 1980, pp. 15~54.

表 2. コウホート別出生順位別出生率及び合計特殊出生率

出生年次	15歳の時の年次	総数 CTFR	1 児	2 児	3 児	4 児	5 児 +
昭和	昭和						
10	25	2.01781	0.91165	0.75865	0.27035	0.05677	0.02040
11	26	2.04075	0.92801	0.77164	0.26870	0.05337	0.01902
12	27	2.02495	0.92371	0.76951	0.26392	0.05049	0.01732
13	28	2.09828	0.96207	0.79746	0.27229	0.04963	0.01683
14	29	2.05278	0.93366	0.78614	0.26937	0.04741	0.01620
15	30	1.97347	0.89502	0.76127	0.25940	0.04346	0.01432
16	31	2.01240	0.91211	0.77992	0.26475	0.04225	0.01337
17	32	2.06206	0.93792	0.80148	0.26825	0.04128	0.01313
18	33	2.04147	0.93117	0.79656	0.26244	0.03918	0.01213
19	34	2.03998	0.93280	0.79762	0.26013	0.03783	0.01159
20	35	2.11057	0.97065	0.82549	0.26502	0.03792	0.01149
21	36	1.97508	0.90712	0.77601	0.24624	0.03514	0.01058
22	37	1.81003	0.83287	0.71264	0.22363	0.03158	0.00932
23	38	1.97581	0.90837	0.77887	0.24438	0.03429	0.00989
24	39	1.95694	0.89839	0.76971	0.24500	0.03420	0.00964
25	40	2.01801	0.92246	0.79278	0.25766	0.03533	0.00978
26	41	2.00481	0.91302	0.78400	0.26163	0.03635	0.00980
27	42	1.98293	0.89841	0.77443	0.26398	0.03636	0.00975
28	43	1.98005	0.89592	0.77006	0.26749	0.03678	0.00980
29	44	1.97381	0.89326	0.76509	0.26870	0.03693	0.00983
30	45	1.91606	0.86481	0.74054	0.26482	0.03630	0.00959
31	46	1.90117	0.86076	0.73105	0.26330	0.03640	0.00966
32	47	1.87449	0.84741	0.71890	0.26220	0.03639	0.00959
33	48	1.82694	0.81612	0.70449	0.26059	0.03613	0.00962
34	49	1.82504	0.81260	0.70559	0.26105	0.03619	0.00961
35	50	1.81343	0.80170	0.70514	0.26083	0.03616	0.00960
36	51	1.80984	0.79751	0.70564	0.26093	0.03614	0.00962
37	52	1.80773	0.79519	0.70585	0.26095	0.03613	0.00962
38	53	1.80976	0.79656	0.70650	0.26096	0.03613	0.00962
39	54	1.81050	0.79714	0.70662	0.26099	0.03614	0.00962
40	55	1.81144	0.79805	0.70666	0.26098	0.03613	0.00962
41	56	1.81333	0.79972	0.70687	0.26099	0.03613	0.00962
42	57	1.81274	0.79915	0.70684	0.26099	0.03613	0.00962
43	58	1.81295	0.79936	0.70685	0.26099	0.03613	0.00962
44	59	1.81296	0.79937	0.70685	0.26099	0.03613	0.00962



殊出生率は、昭和10年から19年までの出生年次ものについて、昭和15年を除きほぼ20を少し上回る安定した水準にあった<sup>8)</sup>。しかし昭和21~24年の出生コウホートになるに至って急速に低下し、その後25年コウホートでいくらか反騰したがその後また低下し、低下は10年間のコウホート間の幅をもって継続した。昭和35年のコウホートになると低下も止まり、その後横這いである。最近のところはごく微増の傾向にある。ただし、前にも述べたように、昭和35年出生以降のコウホートは昭和59年の期間出生率を代用した仮設コウホートの部分が増大するので、横這いになるのはある程度当然と言えよう。

ここで第1に注目すべきは第1子の出生率が合計特殊出生率と大体同じ波長で動いていることである。このことは合計特殊出生率決定にあたり、第1子出生率の持つ大きな役割を示唆するであろう。これに反し、第2、3子出生率の振幅は合計特殊出生率のそれとは必ずしも一致しない。第4子以上の出生率は合計特殊出生率の動きとはほぼ無関係に減少の一途を辿っている。

第2のポイントは、先にも一寸触れたように、昭和21年から24年までの出生コウホートの合計特殊出生率の値がその前後のコウホートに比べて相当程度低いことである。これはイースタリンの有名な仮説、つまりあるコウホートの累積された出生率はそれを生むコウホートのサイズに反比例するという所説の妥当性を想起させる<sup>9)</sup>。この点をここでは行きがけの駄賃の意味もあって、我が国について検証してみようというのが図1である。そこではコウホート・サイズの代役として普通出生率が出生コウホートの出生年に対してとられ、他方その出生年のコウホートの合計特殊出生率がグラフにプロットされる。

図1 出生年別コウホート合計特殊出生率と同じ出生年における普通出生率

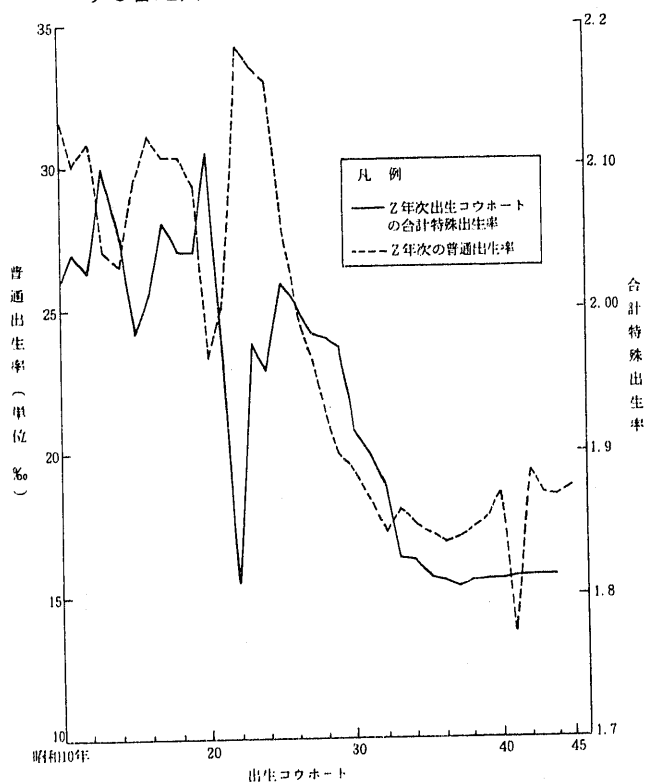


図1によれば、少なくとも昭和10年から26年までの出生コウホートの合計特殊出生率は、それが出生した際の普通出生率と見事に逆方向counter-cyclicalであることが明らかとなった。こうしてみるとイースタリン仮説は我が国の戦後の相当部分で非常によく当てはまっているように見える。もっとも、本来イースタリン仮説はこのような短期の上下運動に関してではなく、もう少し世代のサイクル変化という長期のものであるが、ともあれ、昭和27年後の出生コウホートになると出生年の普通出生率とコウホート合計特殊出生率はほぼ同方向の関係になってしまう。

この理由としては、昭和33~34年以後のコウホートでは昭和59年のクロスセクション出生率を一定とする合成コウホートの作用が強くなることが挙げられるが、しかしその外に、最近のコウホート出生率の動きはコウホートの大小から来る相対的経済的地位によるよりも、晩婚化、女性の労働力進出といった効果

8) もちろん安定していたと言っても程度の差であり、図1のように細い目盛りで示すと乱高下している。しかし、昭和21~25年コウホートが示すような、烈しい動きは示していない。  
 9) Richard A. Easterlin, *Population, Labor Force, and Long Swings in Economic Growth*, National Bureau of Economic Research, New York, 1968; "what will 1984 be like? Socio-economic implications of recent twists in age structure," *Demography*, Vol. 15, No. 4 (November 1984), pp.397~432.

図2  
我が国女子の各コウホートの年齢別第1児出生確率

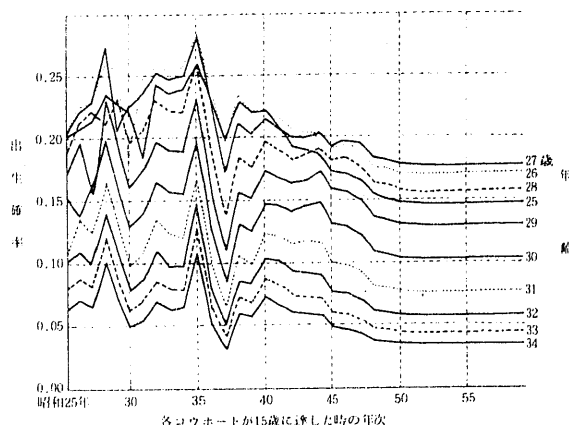


図3  
我が国女子の各コウホートの年齢別第2児出生確率

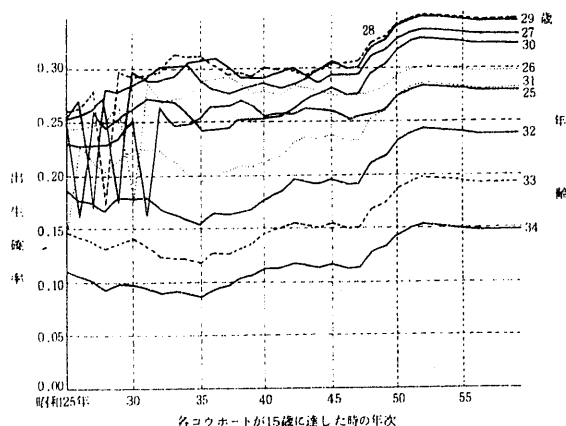
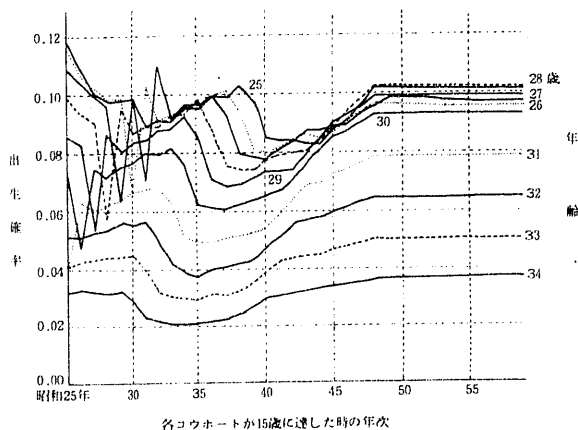


図4  
我が国女子の各コウホートの年齢別第3児出生確率



が各コウホートに無差別にかかり、コウホート・サイズの効果を凌ぐ働きを持つのかも知れない。

出生力表に用いた年齢別第1児、2児、3児出生確率  $g(x, 1)$ ,  $g(x, 2)$ ,  $g(x, 3)$  を特にグラフ化したのが図2, 3, 4である。ただし年齢は29歳から34歳までである。これらの図は現在の晩婚化による出生力の低下、そして将来の動向を占うものであるかも知れない。図2の第1児出生確率は低下しているが、第2, 3児出生確率は近年上昇の傾向にある。昭和50年以降は昭和59年のクロスセクション出生率一定の効果が入って変化しなくなる。

第1児の出生確率が25～34歳の生む盛りで減退するのは晩婚化というより少婚化の影響が出たものと

考えられようか。しかし昭和37年に各年齢とも低下しているのは、それが昭和22年のベビーブーム・コウホートだからである（この図は一寸変な図で、違ったコウホートの同じ年齢をつないだもので、同一コウホートの出生率を年次的につないだものではない）。しかし、第2児、3児の出生確率が上昇しているのは、すでに第1児、あるいは第2児を生んでいる女子はそれぞれさらに第2児、3児を生む傾向が強いことを表し、中産グループと少産グループとの間で分極化が進んでいることを意味するであろうか。

## V 出生力の時間的次元：パリティー別出生年

### 1 年齢と出生間隔

先にも述べたように、本研究の重要な目的の一つは、我が国の出生力研究ではほとんど行われていなかった<sup>10)</sup> 出生力の時間的次元、出生力のタイミングの問題に迫るのが目的である。さて出生力の

10) 人口問題研究所の出産力調査は例外的に出生間隔について調べ、過去の調査の結果と比較している。最近のものは、阿藤誠ほか『昭和57年第8次出産力調査第1報告書：日本人の結婚と出産』、人口問題研究所実地調査報告資料、昭和58年3月25日、第2章出生のタイミング、pp. 53～59。先駆的なものとして、黒田俊夫氏の次の論文がある、「日本人口の出生力に関する研究(3)」、『人口問題研究』、第82号（昭和36年3月）、pp. 18～63。これらは出産力調査のデータを用いたもので、動態統計を操作したものではない。

タイミングとしての数少ない指標は、各パリエィーの平均出生年齢とそれを基にした平均出生間隔である。そのほかに全体の平均出生年齢と全体の平均パリエィー間隔 (mean interbirth interval) という概念があり、平均出生年齢と平均出生間隔から計算できる。

## 2 平均出生年齢・平均出生間隔の計算方法

平均出生年齢は簡単であり、次の式により示される。 $M(i)$ はパリエィー  $i$  における平均出生年齢。

$$M(i) = \Sigma(x * B(x, i)) / \Sigma B(x, i) \quad [6]$$

次にパリエィー  $i$  から  $i + 1$  への平均出生間隔は

$$I(i) = M(i+1) - M(i) \quad [7]$$

である。

これによってコウホート別・パリエィー別平均出生年齢および出生間隔を示したものが表3である。表3の右側の出生間隔は、人口動態統計上巻に所載されてある平均出生年齢から計算した各パリエィーの数値とほとんど同じであるが、「出産力調査」で得た平均出生間隔よりもかなり短い。ちなみに、この純再生産力表から得られる数値は結婚から第1子出生までの出生間隔は得られない。第8次出産力調査の報告書によれば、パリエィー1から2までの平均出生間隔は第8次調査で2.95年、第7次調査(昭和52年)で2.85年であるのに対し、今回の計算では昭和45年前後に15歳となるコウホートで2.44年といくらか短い。またパリエィー2から3までの出生間隔は第8次出産力調査では3.37年、第4次(昭和37年)で2.92年だが、今回の純再生産力表では同じく昭和45年頃で2.28年とかなり短い。総じて出産力調査では、パリエィーが増すにつれて出生間隔が長くなる傾向にあるに反し、今回のものは逆である。

この理由については次のように考えることができよう。今回の純再生産力表の計算では  $M(i)$  を示すものの中にはやがて  $i + 1$  の出生に行く  $M'(i)$  の平均値を持つものと、パリエィー  $i$  に留り  $M''(i)$  の平均値を持つものがある。これらの分解は純再生産力表を使ったもの、すなわち元は人口動態統計によるものでは直接的にはできないのに反し、出産力調査では  $M'(i)$  だけについて調査していることである。定義上の差が外にもあろうが、それはここで論じない。もし、人口動態統計を基にして計算する場合、 $M'(i)$  だけについて計算すれば、パリエィー  $i + 1$  に移り得る能力を持つ女子は  $M(i)$  が少し早まる可能性もあり、結果として出産間隔が長くなる効果を持つことが考えられる。

## 3 平均出生年齢の分解

ライダーによれば平均パリエィー間隔 (mean interbirth interval) は次のようにして求められる<sup>11)</sup>。平均パリエィー間隔 (Mean interbirth interval)

$$I = (G(2) * I(1) + G(3) * I(2) + G(4) * I(3) + G(5+) * I(4+)) / (G - G(1)) \quad [8]$$

平均出生年齢  $M$  (全パリエィーの)

$$\text{平均出生年齢 } M = M(1) + (I(1) * (R(1) * G(2+) / G)) + I(2) * (R(2) * G(3+) / G) + \dots \quad [9]$$

ただしパリエィー拡大率  $R(i) = G(i+1) / G(i)$

$$R(4+) = \frac{G(5+)}{G(4+)}$$

11) Ryder, 前掲書。

表3. コウホート別・パリティー別平均出生年齢および出生間隔

年次	1 児	2 児	3 児	4 児	5 児 +	1—2 児	2—3 児	3—4 児	4—5 児
昭和									
25	25.75	28.37	30.25	31.48	33.93	2.62	1.88	1.23	2.45
26	25.75	28.40	30.44	31.73	34.21	2.64	2.04	1.29	2.48
27	25.72	28.39	30.54	31.91	34.35	2.67	2.15	1.37	2.44
28	25.69	28.37	30.59	31.98	34.41	2.68	2.22	1.39	2.43
29	25.71	28.41	30.64	32.05	34.47	2.70	2.23	1.41	2.42
30	25.72	28.40	30.59	32.02	34.34	2.68	2.20	1.43	2.32
31	25.69	28.35	30.51	31.96	34.30	2.66	2.16	1.46	2.34
32	25.69	28.30	30.42	31.89	34.31	2.61	2.12	1.47	2.43
33	25.70	28.27	30.34	31.88	34.27	2.56	2.08	1.53	2.39
34	25.66	28.20	30.29	31.90	34.22	2.54	2.08	1.61	2.33
35	25.64	28.13	30.22	31.93	34.32	2.49	2.09	1.70	2.39
36	25.68	28.18	30.33	32.08	34.42	2.49	2.15	1.75	2.35
37	25.67	28.19	30.43	32.31	34.74	2.52	2.24	1.88	2.43
38	25.69	28.19	30.49	32.34	34.66	2.50	2.30	1.85	2.32
39	25.72	28.23	30.61	32.49	34.83	2.51	2.38	1.88	2.34
40	25.73	28.25	30.67	32.52	34.82	2.52	2.42	1.86	2.30
41	25.76	28.28	30.70	32.53	34.85	2.52	2.42	1.82	2.33
42	25.82	28.33	30.74	32.58	34.92	2.51	2.41	1.83	2.35
43	25.89	28.38	30.75	32.56	34.88	2.49	2.37	1.80	2.33
44	25.99	28.45	30.78	32.57	34.89	2.46	2.33	1.79	2.32
45	26.13	28.57	30.85	32.67	35.06	2.44	2.28	1.82	2.40
46	26.21	28.63	30.89	32.65	35.01	2.42	2.25	1.77	2.35
47	26.29	28.70	30.91	32.66	35.07	2.41	2.21	1.75	2.41
48	26.39	28.78	30.95	32.71	35.04	2.39	2.17	1.76	2.33
49	26.39	28.77	30.94	32.70	35.05	2.38	2.16	1.76	2.35
50	26.42	28.78	30.95	32.71	35.06	2.35	2.17	1.76	2.35
51	26.44	28.77	30.94	32.71	35.04	2.34	2.17	1.77	2.33
52	26.45	28.77	30.94	32.72	35.05	2.32	2.17	1.77	2.33
53	26.43	28.76	30.94	32.71	35.05	2.33	2.18	1.77	2.33
54	26.43	28.76	30.94	32.71	35.04	2.33	2.18	1.77	2.33
55	26.42	28.76	30.94	32.71	35.04	2.34	2.18	1.77	2.33
56	26.40	28.76	30.94	32.71	35.04	2.36	2.18	1.77	2.33
57	26.41	28.76	30.94	32.71	35.04	2.35	2.18	1.77	2.33
58	26.40	28.76	30.94	32.71	35.04	2.35	2.18	1.77	2.33
59	26.40	28.76	30.94	32.71	35.04	2.35	2.18	1.77	2.33

$$G(i) = \sum f(x, i)$$

$G$  = コウホート合計特殊出生率

$$f(x, i) = \frac{B(x, i)}{P_F(x)}$$

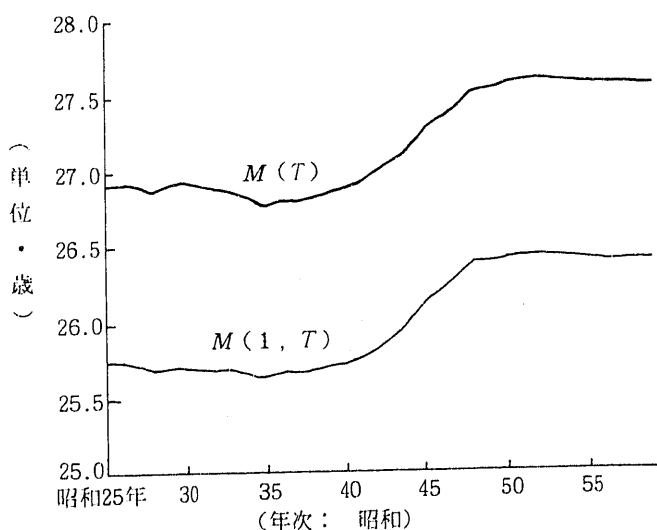
そうすると平均出生年齢  $M$  は次のように分解できる。

$$M = M(1) + K * I \quad [10]$$

$$K = (M - M(1)) / I \quad [11]$$

$K$  はパリティ・間隔スケール・ファクター

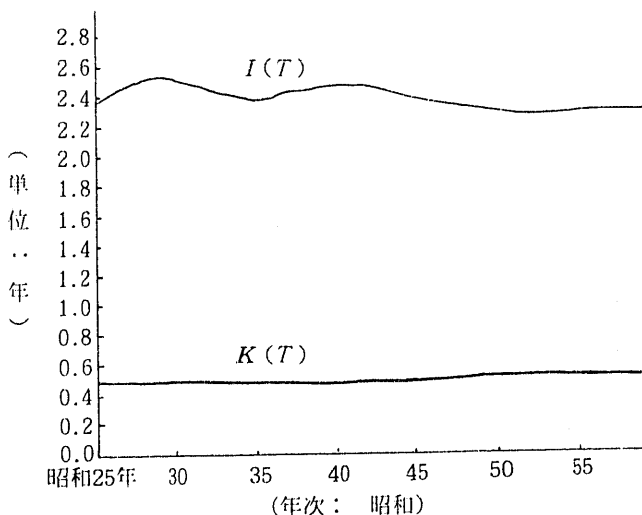
図5 コウホート出生率のテンポの要素分解:  $M(T)$ ,  $M(1, T)$



$M(T)$  = 平均出生年齢

$M(1, T)$  = 第1子平均出生年齢

図6 コウホート出生率のテンポの要素分解:  $I(T)$ ,  $K(T)$



$I(T)$  = 平均パリティ・間隔 mean inter-birth interval

$K(T)$  = interval scale factor

この分解式によって、 $M$ ,  $M(1)$  (パリティ1の平均出生年齢)、 $I$ ,  $K$ を計算したものが図5と6である。図5, 6は本来ならば一つの図にまとめられるべきものだが、スケールが異なり一緒に示すと変化がよく判らなくなるので、 $M$ ,  $M(1)$ と $I$ ,  $K$ のグループの2つに分けた。なお、これらの数値と $M$ を計算するに用いたパリティ・拡大率の表は割愛する。

図5, 6の解釈は次のようである。図5に示されているように $M(T)$  (これは[10]の $M$ と同じ、 $T$ は年次を表す)の傾向と第1子出生平均年齢 $M(1, T)$ のそれとは全くと言ってよい程同じである。それに反して図6の $I(T)$ と $K(T)$ はほぼ横這いのコンスタントの傾向を示し、またこれら自身の数値は小さい。

この図から、 $M(T)$ は実際上 $M(1)$ の動向に左右されると言ってよい。平均出生年齢は第1子の出生年齢によって決定されると言えるであろう。これは当たり前とも考えられるが、結局全体の子供を生む平均出生年齢は第1子を生む年齢に左右されることであり、その含蓄は案外重要である。晩婚化によって第1子出生が遅れれば、出生全体が遅れることである。表3によって、第1子から第2子への平均出生間隔は短くなる傾向が一貫して見られるが、第2子から第3子のそれは一旦は長くなりながら再び短くなるという具合で複雑である。図5に示されているように、平均出生年齢は傾向として増加しているが、平均パリティ・間隔は近年僅かであるが短縮化している。ここで見る限り、晩婚化による第1子平均出生年齢の遅れが平均パリティ・間隔の短縮化によってカバーされるという傾向を示さないこともない。

## VI 結語：本研究の含蓄と将来の課題

本研究は女子の年齢・出生順位別出生によって一種の出生力表を作成し、それを基にして出生力の時間的次元を表現するパリティ別平均出生年齢、パリティ間の平均間隔を論じ、そして全パリティの平均出生年齢を第1子平均出生年齢とその他に分解して考察した。そこから得られる結論の一つは、近年出生年齢は晩婚化の影響による第1子出生年齢の増加によって高まっているが、第1子出生年齢の変化は全体の出生年齢に対し大きな意味を持つ。これがあまり高くなりすぎると全体の出生年齢が高くなりすぎ、生みたいと思っても生めないまま終る可能性が生ずる危惧を示唆している。今回の出生力表から分かる限りは、我が国の場合平均出生年齢、そして第1子平均出生年齢の上昇は同時に出生間隔の短縮化となって適応化されている。しかし、ここでの出生間隔の計算はいわゆるオープン・エンドのパリティ出生数も含んでいるので ( $M(i)$  は  $M'(i)$  と  $M''(i)$  を含むこと)、決論は早すぎるかも知れない。

さて、今回のこの研究が将来の合計特殊出生率の動向の予測にどのように役立つことであろうか。この研究で最大の問題は現在出生率がtruncatedされている最近のコウホートが将来どのような出生率を示すかである。しかし、ここで示されたすべての指標、年齢別パリティ別出生確率、出生順位別合計特殊出生率、その出生時の普通出生率との比較、平均出生間隔の傾向等から見て、コウホート合計特殊出生率は将来増加こそすれ、減少はしないように思われる。しかしながら同時にその回復、反騰が著しいであろうという徴候は今回の分析では必ずしも明確でない。さらに出生力のタイミング要因は重要であるが、タイミング効果がいわゆる出生力固有の程度を超えているかどうかを解明し、現在の期間別合計特殊出生率の低さを十分説明しているかどうかの点について確証を示すことはできなかった。

しかし、これから5年間くらいの将来に第1子出生年齢がこれ以上伸長することを止め、年齢別・パリティ別出生確率が第1子出生のところで今後高くなれば、期間合計特殊出生率は着実に増加するであろう。

もう一つの実はかくれた収穫は、昭和26年までの出生コウホートの動向に対しイースタリン仮説がよく当てはまることである。これによって今後の研究発展の出発点としたい。

将来の研究課題は大変に多い。第1に現在の純再生産力表はコウホート別の結婚確率等結婚・離婚の要因をぜひ取り入れる必要がある。第2に、ある具体的な期間を取り、期首と期末の合計特殊出生率の差をコウホート合計特殊出生率の差と平均出生年齢の差の（あるいはそれを修正した）出生間隔で説明するモデルを作る必要がある。しかしそのためには、第1段階としてここで推定されたコウホート出生率を逆に結んで期間出生率へと転換し、それが現実に近いかどうかを検証しなくてはならない。

第3として、昭和26年までの出生コウホート合計特殊出生率の上下運動について、コウホートサイズがcounter-cyclicalなのはデータが不備であるからだとの意見もあるので、分母と分子が正しく照応する数字で再びグラフを描く必要がある。

## Age, Parity and Time in Fertility

Shigemi KONO and Akira ISHIKAWA

The present study aims at analyzing the trend of the Japanese fertility from the temporal aspect. Studies in this aspect have been relatively scarce and

mostly confined to analysis of sample survey on fertility. The present study is based on the vital statistics data upon which age-parity adjusted net reproduction tables were constructed for 35 different female birth cohorts. The first female birth cohort under study is the one born in 1935 and the last cohort is the one born in 1969.

Already, Akira Ishikawa, one of the authors of this paper has computed age-parity specific birth probabilities on the basis of vital statistics and intercensal population estimates for these 35 cohorts, employing the same method which Heuser used for getting same indicators for the United States at the National Center for Health Statistics. It should, however, be pointed out that Ishikawa actually did not know the Heuser method previously. He contrived the method by himself which happened to be the same with Heuser's. On the basis of age-parity specific birth probabilities for 35 cohorts, the present study has constructed age-parity adjusted net reproduction tables by the method which is practically the same with the one employed by Whelpton in his book *Cohort Fertility* published in 1954.

On the basis of the reproduction tables, calculations were made not only of cohort net reproduction rate and total fertility rate by parity and age, but also of mean age at first birth, second birth, etc. and average length of birth interval in each cohort.

Several salient results have been obtained from the present analysis.

- (1) From 1935 to 1951 birth cohorts, the cohort total fertility rate and the crude birth rate at year of birth for the cohort concerned are distinctively counter-cyclical to each other. A small size cohort tends to have a high total fertility rate and a large-sized one tends to have a lower total fertility rate. This means that the Easterlin hypothesis can be applied very well to the Japanese fertility situation at least before the 1951 birth cohort.
- (2) Mean age at first birth and that for all parities have both been increasing and in a close relation to each other. There is a tendency that birth intervals have been shortening.
- (3) Mean age at first birth is the most important factor in determining the mean age of cohort fertility.
- (4) Age-parity adjusted net reproduction tables are useful for fertility timing research by obtaining some useful fertility indicators for Japan otherwise unavailable. In future, if the table can incorporate into it the marriage factor, it would indeed enlarge its scope and increase its usefulness.
- (5) The present analysis throws some light on exploring complex mechanisms of fertility determination by the timing analysis, hence it can provide some useful clues to augur the future trend of period total fertility rate on the basis of parity-specific cohort fertility.