

出生力におけるタイミングと パリティ構造の分析

河野 稠果・石川 晃

序 言

本稿は昭和58年から60年にかけて進行中の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の中間報告である。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来た。本稿では、その中間報告の一部として、まず第1にこの方面の研究の進行振りをごく簡単に紹介し、第2として、ここで用いた生命表形式の出生力表 fertility tables の簡単なレビューを行う。第3に本稿執筆者のうち、河野稠果が従来から方法論的計算を試みていた年齢・出生順位・有配偶率を考慮に入れた男女児合計純再生産力表を、最近の国勢調査年次を中心とする昭和45-46、昭和50-51及び昭和55-56に対して作成する。第4に、これが本稿の主題だが、Chin Long Chiang 蔣慶琅教授が開発された出生力表の方法に準拠し、日本女子出生力表を1971年から1983年までの13年次に対して作成し、これ等の表に基づいて我が国における近年の出生力タイミングの変化を考察したものである。

I 出生力のタイミングについて

出生力の指標としては種々のものがあるが、中でも total fertility rate (日本では合計特殊出生率と訳されている)は最も人口(実は人口学者であるが)に膾炙した用語である。現在まで多くの研究は、この合計特殊出生率、特に期間別合計特殊出生率の動向に向けられて来た。1970年前半までの将来人口推計は、実は期間別合計特殊出生率の概念を基にして組み立てられていたと言えるであろう。

しかしながら、我が国においてこの10年間の間に、出生率総合指標としての「合計特殊出生率」の考え方に飽き足らない傾向が強くなった。合計特殊出生率、特に一般に用いられているような期間合計特殊出生率だけでは、我が国の複雑な出生率の動向を充分分析し得ないし、より複雑な将来推計に耐えられないという認識が俄かに高まって来た。一つの批判は、この指標が結婚あるいはその静態統計への投影である配偶関係構造、あるいは有配偶率に関する観点を持たないことであり、もう一つは、ここで論ずるタイミングの次元が欠落しているためである。¹⁾

前者については阿藤誠氏の研究があり、また本報告者の1人河野稠果もその点について以前論説しているので、ここで繰り返さない。阿藤氏の論点はわが国の出生率低下、特に合計特殊出生率の人口置き換え水準以下の最近の落ち込みは、夫婦出生力の低下ではなく、晩婚化、そして、それによる結婚適

1) 阿藤誠、「出生率低下の原因と今後の見通し」『人口問題研究』第171号、1984年7月、pp. 22-35.

齡期における有配偶率の低下であることを推論している。

ともあれ、合計特殊出生率は年齢別有配偶出生率 marital fertility と有配偶率 percentage married の積和であり、有配偶出生率自体に変化はなくても、結婚の延引により（それも究極的にはメイク・アップあるいはキャッチ・アップするにせよ）合計特殊出生率が変化する（とくに低下する）とした考え方の出現は我が国では新しいもののものであった。

もう一つの批判は、普通用いられている「合計特殊出生率」には、タイミングあるいはテンポといった現象の時間的ずれ、遅れ、あるいは早まりといった考え方の次元が欠落しているという考え方である。

これは、期間 period 出生率の考え方に対して、コウホート cohort 出生率の考え方がなぜ生まれたかというコウホート分析の歴史と密接に関連している。もし、夫婦の究極出生数が各コウホート間同じであっても、若い出産可能なコウホートにおいて結婚の遅れ、そして第1児生産の遅れが見られれば、合計特殊出生率は暫定的に低下することがあり得る。この点については、昭和55～57年度に行われた「人口推計の精密化とそのため的人口モデル開発に関する総合的研究」の報告書においてすでに述べられているところである。²⁾ ここで行われたシミュレーションは、期間合計特殊出生率が一時的に減少し、のちに回復することを示している。

コウホート出生率が合計特殊出生率（出生率年齢曲線下の面積）と曲線の形が全く同じであっても、タイミングがずれて下の図で示されるように f_1 から f_2 へと平行移動をする場合、期間合計特殊出生率が一時的に減少し、のち回復することを理論的に証明したのが、以下紹介する国連本部人口部堀内四郎博士の所説である。³⁾ これは、前述のシミュレーションの結果を強化するものである。

今コウホート年齢別出生率を $f(x)$ とし（ x は年齢）、それがスケジュール1とする。 $f_1(x)$ のカーブはベル型で単峰曲線とする。 $f_1(x)$ が c 歳だけ右側にシフトした状況を考え、それを $f_2(x)$ とし、スケジュール2とする。 c は正の常数である。

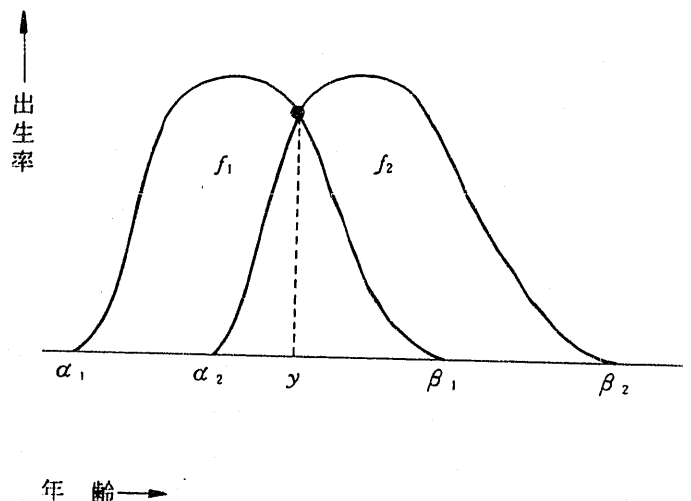
$$f_1(x) = f_2(x + c) \quad (1)$$

もし、 $x < \alpha_1$ あるいは $x > \beta_1$ ならば $f_1(x) = 0$ である。もし、 $\alpha_1 \leq x \leq \beta_1$ ならば $f_1(x) > 0$ である。もし、 $x < \alpha_2$ あるいは $x > \beta_2$ ならば $f_2(x) = 0$ である。そして、 $\alpha_2 \leq x \leq \beta_2$ ならば $f_2(x) > 0$ である。

今もし、 $c < (\beta_1 - \alpha_1)$ ならば y において $f_1(x)$ と $f_2(x)$ は交差し、

$$f_1(y) = f_2(y) \text{ であり、 } \alpha_2 < y < \beta_1 \text{ である。}$$

さて、今、二つのコウホート出生率のスケジュールが時間 t_0 で f_1 から f_2 にシフ



2) 河野稠果他, 『出生力の生物人口学的分析』, 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 1984年1月31日. Ryder 次の論文も参照. Norman B. Ryder, "Trends in American fertility, R. W. Hiorns, *Demographic Patterns in Developed Societies*, London, Taylor & Francis. 1980.

トした場合、時間 t_0 において y 歳より年の多い年齢は f_1 のスケジュールを取り、 y 歳より若い年齢では f_2 のスケジュールを取るものとする。

二つのコウホート合計特殊出生率は

$$\int_0^{\infty} f_1(x) dx = \int_0^{\infty} f_2(x) dx \quad (2)$$

である。

時間 t ($t \geq t_0$) における期間合計特殊出生率は、 $x = \alpha_1 + (t - t_0)$ の場合、次の式で書き表される。

$$g(t) = \int_0^x f_2(z) dz + \int_x^{\infty} f_1(z) dz \quad (3)$$

これを t について偏微分すれば、

$$v(t) = \frac{\partial g(t)}{\partial (t)} = f_2(x) - f_1(x) \quad (4)$$

このことは当然

もし $x < \alpha_1$ ならば $v(t) = 0$

もし $\alpha_1 < x < y$ ならば $v(t) < 0$

もし $x = y$ ならば $v(t) = 0$

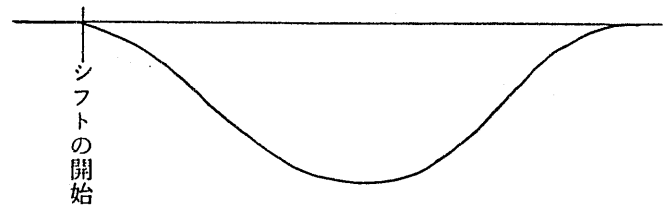
もし $\beta_2 > x > y$ ならば $v(t) > 0$

もし $x > \beta_2$ ならば $v(t) = 0$

ということになる。

以上は、 t_0 より後は、 $g(t)$ は減少し、次に上昇し、最後に一定となることを意味し、もし f_1 から f_2 へのシフトが直線的に、徐々に行われれば、前述のシミュレーションで示された下記のようなカーブを期間合計特殊出生率は描くことが考えられる。⁴⁾

さて、 $f_1(x)$ から $f_2(x)$ へのシフトが $t - t_0$ 年かかる時、期間合計特殊出生率が完全に出発以前と同じになるまで何年かかるかを数学的に出すことができないものであろうか。そうすれば、出生力のタイミング理論は一層強化される。



II 生命表形式の出生力表によるアプローチ

以上のようにして出生力決定に関するタイミングあるいはテンポの果たす役割の重要性は一応明らかにされたが、その数量化にまでは至っていない。出生力に関するタイミング要因がいかにコウホー

3) 問題提起は河野稠果によってなされ、1983年12月15日に河野がニューヨークを訪れた際解答が寄せられた。

4) 河野他 *op. cit.*, p.60.

ト出生率（合計特殊出生率を考えて良い）と期間出生率の差を説明するかという課題は本稿執筆者が暖めている長年の宿題であるが、今回の研究で全貌が明らかにされるとは思っていない。それは必然的に出生間隔 birth interval の計量、しかも時系列的に毎年のを確定し、それらの変化がいかん期間別合計特殊出生率に影響を及ぼすかの計量を必要とするが、今回の報告ではそれは行われない。

その代り、本報告では生命表形式による出生力表 fertility table に基づいた出生力のタイミングの計量が意図される。そこでは、出生力を女子のパーティ別に分解し、パーティ別の出生確率、そして出来得れば各パーティにおける次のパーティへの待ち時間、あるいは家族形成終了（完結出生）への待ち時間の計量という課題に繋ることになる。

出生力表 fertility table という生命表形式による出生力のモデル化はこれまで色々試みられて来た。それは Whelpton の fertility table, Hoem, Menken と Sheps, 小林, Suchindran, Namboodri, West によるもの、及び Rodriguez と Hobcraft や Chin Long Chiang によるもの等と多種多彩を極める。⁵⁾ ここで、これらの出生力表の試みについて論評を加えるスペースはないが、出生力表の基軸として、年齢、結婚持続期間、およびパーティによるものが考えられる。

一般生命表がそうであるように、出生力表の基軸は年齢と結婚持続期間であることが多い。しかし、年齢を用いるとパーティ間の出生間隔を表章することが難しい。結婚持続期間は時間の経過を取り入れることができるが、持続期間別出生確率を計算する場合、分母である持続期間別女子人口を ad hoc な出産力調査以外に求めることは難しい。さらに離婚・再婚の率が高かったり、結婚が妊娠-出産の前提で必ずしもなくなった状況では応用に難点があろう。それに反して、後で紹介するチャンの方法によるパーティを基軸とする出生力表は、時間の次元が取り入れられると同時に、出生確率を計算するための分母人口を毎年得ることが比較的容易であるという長所を持つ。

Ⅲ 年齢・有配偶率・パーティを考慮に入れた男女児合計再生産力表

ここに掲げる出生力表は、比較的単純なもので、本報告執筆者の一人が昭和39年に考案した方法によって、昭和45~46年、50~51年及び55~56年の3期間に対して計算を行ったものである。⁶⁾ それらは表1, 2, 3に示される。それぞれ二つの年にまたがるのは、妊娠から出産まで9か月かかるのであれば、分母は t 年、分子は $t+1$ 年とした方が妥当と考えられたためである。

ここで作成された出生力表は、女子の年齢を基軸としたもので、一般の生命表のように、パーティ0の有配偶女子のある部分が死亡により減少しながらも第1児を生み、その母親だけがパーティ1と

5) Pascal K. Whelpton, Cohort Fertility, Princeton, Princeton University Press, 1954; Jan M. Hoem, "Probabilistic fertility models of the life table type", *Theoretical Population Biology*, Vol 1, 1970, pp.12-38; Jane A. Menken and Mindel C. Sheps, "The sampling frame as determinant of observed distributions of duration variables", in T. N. E. Greville, *Population Dynamics*, New York, Academic Press, 1972, pp.57-88; 小林和正「第5次出産力調査結果の分析(3)」, 『人口問題研究』, 第113号, 1970年11月, pp.31-47; C. M. Suchindran, N. K. Namboodiri and K. West, "Increment-decrement tables for human reproduction", *Journal of Biosocial Science*, Vol.11, No 4 (October 1979), pp.443-456, German Rodriguez and John N. Hobcraft, "Illustrative analysis: life table analysis of birth intervals in Colombia", *WFS Scientific Reports*, No16, May 1980.

6) 河野稠果, 「年齢・出産順位・結婚を考慮に入れた男女児合計再生産力表」, 『人口問題研究所年報』, 第9号, 昭和39年度, 1964年12月, pp.7-11.

なり、さらに死亡によって減少しながら第2児を生み、パリティ2となる…という形を取るのとは異なる。分母の女子人口はすでに別に計算されてある年齢別のパリティ別構成比率による配分によって求められる。かくして得た年齢別・パリティ別有配偶女子人口に対して、同様にすでに用意された年齢別・パリティ別有配偶出生率を掛けることによって、有配偶女子の年齢別・パリティ別子供数を得るのである。このように、すでに準備された各年齢のパリティ別構成比率を用いて年齢別有配偶女子を分割するところに、それは一種の標準化に近いという特徴がある。しかし、各観察年の実勢の下で、100,000人の女子コウホートが、結婚し、各年齢で各パリティ毎の子供を何人生むかの規模を曲りなりにも表し得るメリットがある。

昭和50-51年、55-56年に対しては、各年齢のパリティ構成比率が国勢調査から求められないので、ここでは動態統計の女子の年齢別出生順位別出生数を用いて筆者の1人石川晃がすでに計算した全女子に対するパリティ別構成比率を、昭和45-46年、50-51年、55-56年の3年次に用いて計算してい

表1 年齢・有配偶率・パリティを考慮に入れた男女児合計純再生産力表：昭和45~46年

(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
年齢階級 x to $x+n$	nL_x	nM_x	nL_{mx}	$nL_{(0)x}$	$nF_x(1)$	$nB_x(1)$	$nL_x(2)$	$nF_x(2)$	$nB_x(2)$	$nL_{m_x}(2)$
15 - 19	490,688	0.01828	8,967	8,162	0.21321	1,740	766	0.17402	133	38
20 - 24	489,354	0.27705	135,575	85,314	0.48260	41,173	42,082	0.27533	11,587	7,590
25 - 29	487,529	0.80387	391,911	74,388	0.49041	36,481	171,497	0.27626	47,378	125,780
30 - 34	485,280	0.89998	436,741	26,942	0.25726	6,931	99,749	0.19274	19,225	228,894
35 - 39	482,415	0.89616	432,320	21,299	0.07958	1,695	70,920	0.04464	3,166	222,923
40 - 44	478,383	0.86936	415,885	18,991	0.01510	287	65,063	0.00497	323	213,559
45 - 49	472,408	0.82654	390,464	22,571	0.00063	14	60,234	0.00018	11	197,811
total	-	-	-	-	-	88,321	-	-	81,823	-

(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)	(19)	(20)	(21)
年齢階級 x to $x+n$	$nF_x(3)$	$nB_x(3)$	$nL_{mx}(3)$	$nF_x(4)$	$nB_x(4)$	$nL_{m_x}(4+)$	$nF_x(5+)$	$nB_x(5+)$	$\sum nB_x(i)$
15 - 19	0.11833	4	2	0.10063	0	0	0.00000	0	1,878
20 - 24	0.13961	1,060	549	0.13868	76	39	0.22397	9	53,904
25 - 29	0.09076	11,416	18,428	0.06077	1,120	1,818	0.09900	180	96,575
30 - 34	0.05662	12,960	69,636	0.03317	2,310	11,520	0.05542	638	42,065
35 - 39	0.01243	2,770	94,063	0.01018	958	23,115	0.02578	596	9,185
40 - 44	0.00110	236	93,558	0.00146	137	24,714	0.00916	226	1,209
45 - 49	0.00005	10	86,756	0.00010	8	23,093	0.00098	23	66
total	-	28,456	-	-	4,610	-	-	1,672	204,881

- 注) 1. 方法については河野稠果, 「年齢・出生順位・有配偶率を考慮に入れた男女児合計純再生産力表」, 『人口問題研究所年報』, 第9号, 1964年, PP. 7-11による。
2. 第(5), (8), (11), (15), (18)欄の各年齢階級におけるパリティ割合を推定するため、既婚者に対する既婚者のパリティ別割合を有配偶者に対するパリティ別割合と仮定する。

$$\frac{P_x(i) - S_x}{1 - S_x} = P_{m_x}(i) \text{ と仮定}$$

$P_x(i)$ は年齢 x の全女子人口のうちパリティ i の構成比率。 S_x は未婚者割合。

3. $\frac{tF_x(i)}{n} = \frac{tB_x(i)}{n} / \frac{t-1P_{m_x}(i-1)}{n}$ $\frac{t-1P_{m_x}(i-1)}{n}$: 年齢 x to $x+n$ のパリティ $i-1$, 年次 t の有配偶女子

表2 年齢・有配偶率・パリティを考慮に入れた男女児合計純再生産力表：昭和50～51年

(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
年齢階級 x to $x+n$	nLx	nMx	nLm_x	$nLm_x(0)$	$nFx(1)$	$nBx(1)$	$nLm_x(1)$	$nFx(2)$	$nBx(2)$	$nLm_x(2)$
15 - 19	492,784	0.01339	6,600	5,600	0.28339	1,587	952	0.14831	141	47
20 - 24	491,794	0.30361	149,312	83,879	0.40752	34,182	52,986	0.20576	10,902	11,488
25 - 29	490,436	0.77800	381,560	86,775	0.42614	36,978	157,126	0.29147	45,798	118,540
30 - 34	488,720	0.89782	438,782	14,497	0.37950	5,502	90,514	0.14951	13,533	242,734
35 - 39	486,477	0.90628	440,885	16,093	0.08619	1,387	69,409	0.03387	2,351	236,292
40 - 44	483,238	0.88701	428,635	20,151	0.01073	216	66,996	0.00349	234	220,063
45 - 49	478,328	0.85057	406,852	19,947	0.00055	11	63,346	0.00010	6	208,033
total	-	-	-	-	-	79,864	-	-	72,965	-

(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)	(19)	(20)	(21)
年齢階級 x to $x+n$	$nFx(3)$	$nBx(3)$	$nLm_x(3)$	$nFx(4)$	$nBx(4)$	$nLm_x(4+)$	$nFx(5+)$	$nBx(5+)$	$\Sigma nBx(i)$
15 - 19	0.12468	6	1	0.50519	0	0	0.00000	0	1,735
20 - 24	0.08676	997	893	0.08558	76	67	0.13359	9	46,167
25 - 29	0.08336	9,881	17,545	0.05208	914	1,573	0.09360	147	93,718
30 - 34	0.03594	8,725	80,457	0.01858	1,495	10,579	0.04243	449	29,704
35 - 39	0.00785	1,854	98,900	0.00679	671	20,190	0.02311	467	6,730
40 - 44	0.00079	175	96,192	0.00112	108	25,233	0.00676	171	903
45 - 49	0.00003	5	91,239	0.00005	5	24,286	0.00052	13	39
total	-	21,642	-	-	3,269	-	-	1,255	178,995

表3 年齢・有配偶率・パリティを考慮に入れた男女児合計純再生産力表：昭和55～56年

(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
年齢階級 x to $x+n$	nLx	nMx	nLm_x	$nLm_x(0)$	$nFx(1)$	$nBx(1)$	$nLm_x(1)$	$nFx(2)$	$nBx(2)$	$nLm_x(2)$
15 - 19	494,512	0.00948	4,690	3,766	0.46363	1,746	886	0.14591	129	37
20 - 24	493,725	0.21899	108,122	63,861	0.42405	27,080	35,804	0.21403	7,663	7,798
25 - 29	492,707	0.74533	367,231	84,223	0.42694	35,958	141,598	0.26285	37,219	121,286
30 - 34	491,390	0.88085	432,841	34,106	0.21432	7,310	87,027	0.18758	16,324	236,435
35 - 39	489,579	0.90265	441,917	7,044	0.17938	1,264	66,734	0.03112	2,076	250,274
40 - 44	486,922	0.89538	435,982	15,913	0.01201	191	66,137	0.00332	220	232,899
45 - 49	482,825	0.86939	419,763	21,575	0.00022	5	65,228	0.00006	4	214,366
total	-	-	-	-	-	73,553	-	-	63,636	-

(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)	(19)	(20)	(21)
年齢階級 x to $x+n$	$nFx(3)$	$nBx(3)$	$nLm_x(3)$	$nFx(4)$	$nBx(4)$	$nLm_x(4+)$	$nFx(5+)$	$nBx(5+)$	$\Sigma nBx(i)$
15 - 19	0.14013	5	1	0.39217	0	0	0.00000	0	1,881
20 - 24	0.09253	722	614	0.08751	54	46	0.11557	5	35,524
25 - 29	0.07356	8,922	18,595	0.04018	747	1,530	0.07406	113	82,959
30 - 34	0.04445	10,511	67,870	0.02210	1,500	7,403	0.04424	328	35,972
35 - 39	0.00653	1,634	101,568	0.00519	527	16,297	0.01846	301	5,801
40 - 44	0.00067	156	99,451	0.00098	98	21,582	0.00575	124	788
45 - 49	0.00003	5	93,804	0.00004	4	24,791	0.00028	7	25
total	-	21,954	-	-	2,930	-	-	878	162,950

7) 表1, 2, 3の nL_x は生命表の静止人口, nM_x は年齢別有配偶率, nLm_x はその2つを掛けた静止有配偶人口であり, $nLm_x(i)$ はパリティ*i*の静止有配偶人口である. その場合, 動態統計から得られるパリティ構成比率は全女子(既婚+未婚)であるため, 既婚者におけるパリティ構成比率を有配偶者に対するパリティ構成比率と仮定する. すなわち, $(P_{x(i)} - S_x) / (1 - S_x) = Pm_x(i)$ と仮定する. その場合 $P_{x(i)}$ は年齢*x*の全女子人口のうちパリティ*i*の構成比率, S_x は未婚者割合である.

なお, 昭和45~46年に対しては, 国勢調査において出産力が調査され, 有配偶者に対するパリティ構造が得られ, それに基づいて別の再生産力表が作成されている. 動態によるもの(表1はそうであると国勢調査によるものとを比較すると, $nB_x(i)$, すなわち母の年齢(x) to ($x+n$), パリティ*i*による各出生児数, 及び $\sum_{x=15}^{50} nB_x(i)$ すなわち各パリティ別出生児総数, $\sum_{x=15}^{50} nB_x(i)$ すなわち各年齢別出生児総数は非常に良く合っている. しかし, $nLm_x(i)$ と $nF_x(i)$ はやはり, 差が認められる. $nLm_x(i)$ と $nF_x(i)$ はいくらか差がありながらも, 両者の積はお互いに似通ったものとなっている.

さて, 表1, 2, 3を観察して, これからどのような結論と含蓄が得られるのであろうか. 本稿は出生力のタイミングの解析を目的としているので, 昭和45~46年から50~51年, そして55~56年にかけての出生力の量的変化, Norman B. Ryderの言うテンポに対するquantum変化についてあまり立ち入ることは避けたい.

表4 年齢・有配偶率・パリティを考慮に入れた純再生能力
表において25歳, 30歳, 35歳までのパリティ1, 2, 3の累積出生児数の昭和45-46, 50-51, 55-56年次の比較

パネルA : 25歳までの累積出生児数

年次	パリティ1		パリティ2		パリティ3	
	出生児数	昭45~46を100とした指数	出生児数	昭45~46を100とした指数	出生児数	昭45~46を100とした指数
昭45~46	42,913	100	11,720	100	1,064	100
昭50~51	35,769	83	11,043	94	1,003	94
昭55~56	28,826	67	7,792	66	727	68

パネルB : 30歳までの累積出生児数

年次	パリティ1		パリティ2		パリティ3	
	出生児数	昭45~46を100とした指数	出生児数	昭45~46を100とした指数	出生児数	昭45~46を100とした指数
昭45~46	79,394	100	59,098	100	12,480	100
昭50~51	72,747	92	56,841	96	10,884	87
昭55~56	64,784	82	45,011	76	9,649	77

パネルC : 35歳までの累積出生児数

年次	パリティ1		パリティ2		パリティ3	
	出生児数	昭45~46を100とした指数	出生児数	昭45~46を100とした指数	出生児数	昭45~46を100とした指数
昭45~46	86,325	100	78,323	100	25,440	100
昭50~51	78,249	91	70,377	90	19,609	77
昭55~56	72,094	84	61,335	78	20,160	79

資料) 表1, 2, 3。

7) 動態統計に基づいて石川が計算した女子人口パリティ構成比率の計算方法と計算例は石川晃「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, 1983年7月, pp.58-63参照. なお, この方法はPascal K. Whelpton, *Cohort Fertility: Native White Women in the United States*, Princeton, N. J., Princeton University Press, 1954に掲げられたものと同じである. この方法による女子パリティ構造は, 後述のチヤンの方法による我が国のパリティ別出生力表にも応用された.

表4は、昭和45～46年、50～51年、55～56年の3期間に対して、100,000人の日本人女子コウホートが(1)25歳まで、(2)30歳まで、(3)35歳までに生み上げた出生数の年次比較である。同時に、昭和45～46年を100とする昭和50～51年、55～56年の指数も計算されている。これらについて以下考えてみたい。

第1に言えることは、昭和45～46年から55～56年にかけて、若い25歳までの累積出生数について急速な低下が見られることである。どのパリティでもこの10年間では著しい。

第2として興味あることは、25歳までの累積出生数の低下は、昭和45～46年から50～51年にかけてパリティ1の所で著しく、パリティ2と3では僅少だが、35歳までの累積出生数は同じ年次間でパリティ1よりもパリティ3の所で減少が大きい。これは、若い年齢では出生児数の減少がいわば「遅れ」として現われるが、年齢35歳までにパリティ1と2でcatch-upすなわち出生の取り戻しが起ることを意味しよう。しかし、反面、第3児の出生までにはcatch-upが起らずRyderの言うquantumの減少が起ったことを意味しよう。

昭和50～51年から55～56年にかけては、第1児の35歳までのcatch-upはさらに少くなっている。第2児・3児のcatch-upはさらに少くなり、catch-upができぬまま35歳以上のfecundability妊孕力の小さい年齢へと移行することを示している。

ここで、注意しておきたいことは、例えば表3の7欄を見ると、第1児の出生数の総計は73,553となっている。そうすると、これは100,000人の女子に対してであるので、26,447人は無子(未婚の無子、死離別の無子も含む)ではないかという解釈もある。しかし、ここで取り扱った $nF_x(i)$ は年齢・パリティ別特殊出生率でLouis Henryの言ったparity progression ratio, "probabilité d'aggrandissement"ではない。もし、第5欄の nF_x が全女子に対するparity progression ratioなら、この第1児総計の100,000に対する余数が無子の女子数となろうが、この表の第5欄は昭和55～56年の年齢・パリティ1別特殊出生率をパリティ0の有配偶女子に乗じて出て来た数字で、parity progression ratioに見られる累積的效果(つまり第1児を生んだ者は第2児以上を生んだ者を含むという)を持たない。

IV チェーンによる出生力表の方法

1984年Chin Long Chiang. 蔣慶琅博士は1984年にパリティを主軸とした出生力表の作成の方法を発表した。⁸⁾この方法によって昭和46年から58年まで13の日本人女子出生力表を作成し、それによって我が国出生力のquantumとtempoの計量に迫ろうというのが、すでに冒頭で述べたように本稿の目的である。13個の出生力表を全部掲載することは紙面の都合上できないので、昭和46年、50年、54年、58年の4年間隔の年次に対しての表を例として掲げる。また主要な関数の数値の各年次の比較表は次節で示される。本節では、チェーンの出生力表で用いられた各関数の意味、そして計算方法について簡単に説明したい。

出生力表は本体と、そこで用いられた3つの基本的関数(出生順位*i*の母の平均年齢、パリティ*i*の女子の出生率、及びパリティ*i*の女子のパリティ拡大率)を現実の人口集団に対して計算する補助

8) Chin Long Chiang, *The Life Table and its Applications*. R. E. Krieger Publishing Company, Malabar, Florida, 1984. 日本では沢井章ほかによる訳が『生命表とその応用』, 日本アクチュアリー会, 『会報別冊』, 第90号, 1984年11月として刊行されている。

ここで用いられた関数の日本語はできる限りこの沢井訳を用いることにした。

表がある。本稿では補助表を本体の前に掲げてあるが、説明は本体からして行く。

a. 出生力表の説明

第1欄 Parity (or birth order) i , 既出生児数 (あるいは出生順位) i

第3欄 Mean age of women at the i th birth, $x_{i \cdot i}$ 番目の出産時の女子の平均年齢 $x_{i \cdot i}$. これは当該年間で i 番目の出生時の女子の平均年齢である。各パリティごとの女子の平均年齢は、人口動態統計から得られる。それは exact age で丁度誕生日を迎えた時点での年齢についてである。再生産期間の終りの年齢は x_w で表わされる。本表ではチヤンの作成法に従い45歳とした。

第3欄 parity progression ratio for parity i , \hat{p}_i , パリティ i でパリティ拡大率 \hat{p}_i , \hat{p}_i はパリティ i の女子が $i+1$ 番目の出生をする確率の推定値である。 $\hat{p}_0, \hat{p}_1, \dots$ の値はここでは人口動態統計から計算される。 \hat{p}_i と r_i との関係の公式は

$$\hat{p}_i = \frac{(x_{w \cdot i} - x_{i \cdot i}) r_i}{1 + (x_{w \cdot i} - x_{i+1 \cdot i}) r_i}, \quad i = 0, 1, \dots \quad (5)$$

で表わされる。 x_w はここでは45歳。

第4欄 Proportion of women who stop reproducing after the i th (live) birth, \hat{q}_i . i 番目の出生後に出産を止める女子の比率 \hat{q}_i . $\hat{p}_i + \hat{q}_i = 1$ である。

第5欄 Number of women who have i or more live births l_i , i 番目の出生を行う女子の数 l_i . 出生力表において、この欄の最初の値 l_0 は人口再生産において一般生命表の l_0 に相当する基数である。 l_i は l_0 の中の i 児以上の出生を行う女子の数を表す。それはパリティ i で $i+1$ 番目の子供を持つ可能性のある女子数である。 $l_{i+1} = l_i \hat{p}_i, i = 0, 1, \dots$ の式により順次計算される。パリティ (0, 1, 2, ...) に対応してプロットされた l_0, l_1, l_2, \dots は出生を続ける女子の割合を示す“生存曲線”を表す。 l_i は同時に出発点の女子の基数 l_0 を基にして出生順位 i の出生数をも表す。

第6欄 Number of women who stop reproducing after the i th birth, d_i . i 番目の出生以後出産を止めた女子数 d_i .

$$d_i = l_i - l_{i+1} \quad i = 0, 1, \dots \quad (6)$$

である。

第7欄 Total exposure time to childbearing of women of parity i , L_i . これは一般生命表の L_x 静止人口の概念に形式的に照応するものである。しかし内容的には必ずしも同じ考え方のものではない。パリティ i の女子の数 l_i とそれよりも上のパリティ j で出産を止めた女子の数 d_j との間に次の関係がある。

$$l_i = \sum_{j=i} d_j \quad (7)$$

$x_{i \cdot j}$ を d_j の女子の i 番目の出産時の平均年齢とすれば、 d_j の女子の待機時間は

$$d_j (x_{i+1 \cdot j} - x_{i \cdot j}), \quad j = i+1, \dots \quad (8)$$

であり、 l_i 人の女子の待機時間は

$$L_i = d_i (x_{w \cdot i} - x_{i \cdot i}) + \sum_{j=i+1} d_j (x_{i+1 \cdot j} - x_{i \cdot j}) \quad (9)$$

である。第2欄の平均年齢は x_{i+j} の加重平均であるから

$$L_i = d_i (x_{w \cdot i} - x_i) + l_{i+1} (x_{i+1} - x_i) \quad (10)$$

と書くことができる。これが L_i を計算するための公式である。再生産を止めた d_i の $(x_{w \cdot i} - x_i)$ を待機時間に入れない方が直観に合うかも知れないが、出産が本当に止まっているかどうかは年齢が x_w になるまで分からないから、 x_w まで出産の危険にさらされる risk があるとして、(10)式のようにして L_i を得ることとなる。⁹⁾

第8欄 Total reproductive span remaining for women after the i th birth, T_i . i 番目の出生以後における再生産延期間 T_i . これは一般生命表の T_x に照応するものであり、パリテイ i に達した人の、それ以後残された女子数を合計したものである。

$$T_i = L_i + L_{i+1} + \dots \quad (11)$$

第9欄 Fertility rate for women of parity i , r_i . r_i はパリテイ i の女子1人当たりの出産を待機している1年間の平均出生数であり、

$$r_i = \frac{l_{i+1}}{L_i} \quad (12)$$

で表される。その逆数はパリテイ i の女子が $i+1$ 番目の出産まで待つ平均待機時間である。

第10欄 Fertility rate beyond the i th live birth, R_i . i 番目の出生以後における平均出生率 R_i である。

$$R_i = (l_{i+1}, l_{i+2} + \dots) / T_i \quad (13)$$

R_i の逆数はパリテイ i 以上の平均出産待機時間である。

第11欄 Expected length of waiting time from age at i th birth to the completion of family, e_i . i 番目の出生から出産完結までの平均待機時間 e_i は

$$\frac{1}{L_i} \sum_{j=i} d_j (x_j - x_i) \quad i = 0, 1, \dots \quad (14)$$

によって計算される。

b. 補助計算表の説明

第1欄 パリテイ i

第2欄 パリテイ i で再生産期間にある女子の数 P_i

第3欄 ある年の出生順位 i の出生数 b_i

第4欄 すでに説明したようにパリテイ i の子供を出産した母の平均年齢

第5欄 パリテイ i の女子の出生率 r_i

$$r_i = \frac{\text{出生順位 } (i+1) \text{ の出生数}}{\text{パリテイ } i \text{ の女子の待機延時間}} \quad (15)$$

実際は $r_i = \frac{b_{i+1}}{P_i}$ (16) によって計算する。

第6欄 パリテイ別パリテイ拡大率。公式はすでに本体の第3欄で説明した。この補助表第5欄の

$r_i = \frac{b_{i+1}}{P_i}$ の公式を用い、これを代入して \hat{p}_i を計算することができる。

9) L_i と T_i の関係の解釈について、厚生省年金局 花田恭氏の助力を得た。ここに注記し感謝の意を表したい。

この補助表における第3欄は人口動態統計から求めることができるのは自明であるが、第2欄パリティ*i*の女子数はいかにして計算したかを説明する必要がある。

これについては、本稿報告者の1人である石川晃が動態統計を用いてすでに計算しているデータに基づいた。その計算方法はすでに発表されているので、¹⁰⁾詳細は省略するが、まず女子の年齢*x*歳におけるパリティ*i*別特殊出生比率を計算する。

$$f_x(i) = B_x(i) / P_x \quad (16)$$

$B_x(i)$ は女子の年齢*x*歳でのパリティ*i*の出生数であり、 P_x は*x*歳の女子人口である。

$$f_x = B_x / P_x = \sum_{i=1}^{\omega} B_x(i) / P_x \quad \text{の関係にある。}\omega\text{はパリティ最高値である。}$$

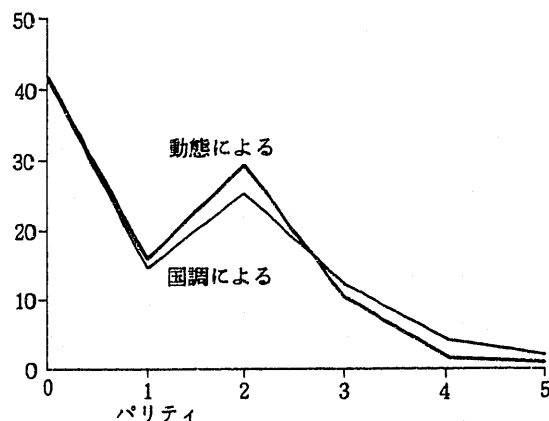
そこで、出生コウホート毎の第1児特殊出生比率を累積する。累積は年齢を一つ上にずらした形にし、1から差し引いたものがパリティ0の女子の割合である。パリティ1の女子人口の割合を求めるためには、同様に第2児の特殊出生比率を累積し、それを年齢を一つずらしたところに書き、パリティ1のすでに1歳ずらした累積特殊出生比率から、これまた1歳ずらした第2児特殊出生比率を差し引くことによって求められる。これらのパリティ*i*の女子人口の割合が求められれば、それを各年の推計人口に乗ずることによりパリティ別女子人口が求められることになる。

さて、この方法にはいくつかの仮定が必要である。第1に女子人口の死亡率がパリティ別に異なること。第2に出生数と母親の女子数と等しいこと。さらに複産や1年間に1人2件の出生をしないと仮定している。また、ここでは結婚の状況は考慮していない。ここでは女子の年齢別パリティ構成のみが必要であるので、出生児の死亡は考慮する必要がない(生存児別の構成を問題としているわけではないので)。

パリティ別の女子の qx を一定と仮定すれば、死亡率を考慮しなくても女子の年齢別パリティ構成が求められる。しかし、この出生力表ではパリティ0には15歳以上の未婚女子が含まれており、未婚と有配偶の間に死亡率の格差があれば、パリティ構造に影響が生ずるが、ここでは一定と仮定している。さらにまた、出生は未婚の女子には起こらないと仮定している。

昭和45年には国勢調査で女子のパリティ構造が得られるので、それに基づくパリティ構成比を、今回用いられた動態統計に基づくものと比較してみた。結果は図1に示されたとおりで、動態統計による推定はほぼ妥当な範囲のものと判断された。厳密な比較による評価は、今後の報告で明らかにしたい。

図1 女子人口のパリティ別構成比(%)の比較：昭和45年



10) 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、1983年7月、pp. 58-63。米国ではHeuserの研究があるが、石川の方法はHeuserの出生力表と同じである。Robert L. Heuser, *Fertility Tables for Birth Cohorts by Color, United States*, を参照。1917-1973, U. S. National Center for Health Statistics, April 1976, Washington, D. C.

表5 日本人女子出生力表、昭和46年 付パリティ別出生率計算表

パリティ別出生率の計算 (前年の人口による場合) : 昭和46年

パリティ	パリティの 女子数	出生順位 の出生数	出生順位 の母の 平均年齢	パリティの 女子の出生率	パリティの 女子の パリティ拡大率
i	P_i	b_i	x_i	$1000r_i$	\hat{P}_i
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
0	12,052,664		22.71	74.76	0.67733
1	4,159,813	901,056	25.46	187.87	0.88517
2	7,062,915	781,505	28.25	37.05	0.40431
3	2,411,245	261,675	30.57	17.25	0.20431
4	375,796	41,591	32.34	27.58	0.27348
5+	154,713	14,633	34.97		
計	26,217,146	2,000,460		76.30	

出生力表 (前年の人口による場合) : 昭和46年

パリティ	出生順位 の母の 平均年齢	パリティの 女子の パリティ 拡大率	パリティの 出生再 産をやめる 女子の割合	人以上の 出生数のあ る女子の数	パリティの 出生を 延ばす 女子の 数	パリティ の出生 待機 時間	パリティ の出生 待 機延 時間	パリティ での平均 出生率	パリティ の出生 の平均 出生率	パリティ の出生 形成 完了 までの 平均 待機 時間
i	x_i	\hat{P}_i	\hat{q}_i	l_i	d_i	L_i	T_i	$1000r_i$	$1000R_i$	\hat{e}_i
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
0	22.71	0.67733	0.32267	100,000	32,267	906,000	2,229,204	74.8	71.0	4.22
1	25.46	0.88517	0.11483	67,733	7,778	319,129	1,323,204	187.9	68.4	3.48
2	28.25	0.40431	0.59569	59,955	35,715	654,273	1,004,075	37.0	30.4	1.14
3	30.57	0.20431	0.79569	24,240	19,288	287,120	349,802	17.2	18.0	0.51
4	32.34	0.27348	0.72652	4,952	3,598	49,103	62,682	27.6	21.6	0.72
5+	34.97			1,354	1,354	13,579	13,579			

Xw=45の場合

注) Chin Long Chiang, *The Life Table and its Applications*, Malabar, Florida, Robert E. Krieger Publishing Company, 1984, PP.259-272.

表6 日本人女子出生力表：昭和50年 付パリティ別出生率計算表

パリティ別出生率の計算（前年の人口による場合）：昭和50年

パリティ	パリティの 女子数	出生順位 iの出生数	出生順位 iの母の 平均年齢	パリティの 女子の出生率	パリティの 女子の パリティ拡大率
i	P_i	b_i	x_i	$1000r_i$	\hat{p}_i
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
0	11,292,043		23.14	76.36	0.67581
1	4,314,818	862,282	25.75	177.90	0.84965
2	7,709,559	767,619	27.96	29.12	0.34719
3	2,695,059	224,529	30.26	12.60	0.15997
4	381,929	33,964	32.18	23.85	0.24621
5+	151,675	12,727	34.87		
計	26,545,082	1,901,121		71.62	

出生力表（前年の人口による場合）：昭和50年

パリティ	出生順位 iの母の 平均年齢	パリティの 女子パリティ 拡大率	パリティの 出生再 産をやめる 女子の割合	i人以上の 出生数のあ る女子の数	i番目の 出生をやる 女子 の数	パリティで の出生待機 延時間	i番目の出生 以後の出生待 機延時間	パリティ での平均 出生率	i番目の 出生以後 の平均出 生率	i番目の出生 以後家族形成 定結までの 平均待機時間
i	x_i	\hat{p}_i	\hat{q}_i	l_i	d_i	L_i	T_i	$1000r_i$	$1000R_i$	\hat{e}_i
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
0	23.14	0.67581	0.32419	100,000	32,419	885,005	2,186,210	76.4	68.1	3.57
1	25.75	0.84965	0.15035	67,581	10,161	322,759	1,301,205	177.9	62.5	2.68
2	27.96	0.34719	0.65281	57,420	37,484	684,517	978,446	29.1	24.4	0.94
3	30.26	0.15997	0.84003	19,936	16,746	253,056	293,929	12.6	13.5	0.41
4	32.18	0.24621	0.75379	3,189	2,404	32,921	40,872	23.9	19.2	0.66
5+	34.87			785	785	7,952	7,952			

Xw=45の場合

表7 日本人女子出生力表：昭和54年 付パリティ別出生率計算表

パリティ別出生率の計算（前年の人口による場合）：昭和54年

パリティ	パリティ <i>i</i> の 女子数 P_i	出生順位 <i>i</i> の出生数 b_i	出生順位 <i>i</i> の母の 平均年齢 x_i	パリティ <i>i</i> の 女子の出生率 $1000\tau_i$	パリティ <i>i</i> の 女子の パリティ拡大率 \hat{p}_i
<i>i</i>	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
0	10,758,858		23.26	63.60	0.63218
1	4,083,346	684,270	26.33	167.91	0.83437
2	8,275,819	685,624	28.58	28.12	0.32738
3	2,788,495	232,677	30.42	10.81	0.13838
4	350,371	30,150	32.10	19.75	0.21241
5+	135,815	9,600	34.91		
計	26,392,704	1,642,321		62.23	

出生力表（前年の人口による場合）：昭和54年

パリティ	出生順位 <i>i</i> の母の 平均年齢 x_i	パリティ <i>i</i> の 女子パリティ 拡大率 \hat{p}_i	パリティ <i>i</i> の 出生再 産をやめる 女子の割合 \hat{q}_i	<i>i</i> 人以上の 出生数にあ る女子の数 L_i	<i>i</i> 番目の 出生をや める女子 の数 d_i	パリティ <i>i</i> で の出生待 延時間 L_i	<i>i</i> 番目の出生 以後の出生待 機延時間 T_i	パリティ <i>i</i> での平均 出生率 $1000\tau_i$	<i>i</i> 番目の 出生以後 の平均出 生率 $1000R_i$	<i>i</i> 番目の出生 以後家族形成 定結までの 平均待機時間 \hat{e}_i
<i>i</i>	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
0	23.26	0.63218	0.36782	100,000	36,782	993,980	2,174,156	63.6	62.6	3.50
1	26.33	0.83437	0.16563	63,218	10,471	314,144	1,180,177	167.9	61.8	2.46
2	28.58	0.32738	0.67262	52,747	35,479	614,201	866,033	28.1	23.3	0.70
3	30.42	0.13838	0.86162	17,268	14,879	221,006	251,831	10.8	11.5	0.32
4	32.10	0.21241	0.78759	2,390	1,882	25,706	30,825	19.7	16.5	0.60
5+	34.91			508	508	5,119	5,119			

Xw = 45の場合

表8 日本人女子出生力表:昭和58年 付パリテイ別出生率計算表

パリテイ別出生率の計算 (前年の人口による場合): 昭和58年

パリテイ	パリテイ i の 女子数	出生順位 i の出生数	出生順位 i の母の 平均年齢	パリテイ i の 女子の出生率	パリテイ i の 女子の 出生率
i	P_i	b_i	x_i	$1000\tau_i$	\hat{p}_i
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
0	11,012,105		23.29	58.94	0.61292
1	3,639,955	649,032	26.55	162.01	0.83324
2	8,318,465	589,698	29.02	27.45	0.31804
3	2,860,394	228,320	31.20	11.35	0.13762
4	317,568	32,471	32.83	20.88	0.21043
5+	109,571	8,919	35.04		
計	26,258,058	1,508,440		57.45	

出生力表 (前年の人口による場合): 昭和58年

パリテイ	出生順位 i の母の 平均年齢	パリテイ i の 女子の 出生率	出生順位 i の母の 平均年齢	出生順位 i の母の 平均年齢	出生順位 i の母の 平均年齢	出生順位 i の母の 平均年齢	出生順位 i の母の 平均年齢	出生順位 i の母の 平均年齢	出生順位 i の母の 平均年齢	出生順位 i の母の 平均年齢	出生順位 i の母の 平均年齢
i	x_i	\hat{p}_i	\hat{q}_i	l_i	d_i	パリテイ i で の出生待機 延時間	出生順位 i の母の 平均年齢	出生順位 i の母の 平均年齢	出生順位 i の母の 平均年齢	出生順位 i の母の 平均年齢	出生順位 i の母の 平均年齢
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	
0	23.29	0.61292	0.38708	100,000	38,708	1,039,944	2,171,073	58.9	60.5	3.66	
1	26.55	0.83324	0.16676	61,292	10,221	315,241	1,131,129	162.0	61.9	2.72	
2	29.02	0.31804	0.68196	51,071	34,829	591,769	815,888	27.4	23.2	0.78	
3	31.20	0.13762	0.86238	16,243	14,007	196,907	224,119	11.4	12.1	0.29	
4	32.83	0.21043	0.78957	2,235	1,765	22,526	27,212	20.9	17.3	0.47	
5+	35.04			470	470	4,686	4,686				

Xw=45の場合

V 日本人女子に対する出生力表の解釈

表5, 6, 7, 8はすでに述べたように, 昭和46, 50, 54, 58年の4年次における日本人女子に対する出生力表である. ここで明らかにしたいことは, 例えば昭和46年の出生力表と言っても, 分母のパーティ別女子人口は1年前の昭和45年のものであり, 分子の母の年齢・出生順位別出生数は昭和46年のものである. 他の年次に対しても, 分子と分母には1年間のズレを考えている. すでに「年齢・有配偶率・パーティを考慮に入れた純再生産力表」のところで述べたように, 妊娠から出産までの期間が9か月であり, 出産が統計学的にリスクにさらされたのは1年前の状態であるとした方が同じ年の分母分子より妥当と考えられた.

表9, 10, 11, 12, 13はそれぞれパーティ拡大率 \hat{p}_i , i 番目の出生を行う女子数 l_i , パリティ i の女子の出産待機時間 L_i , i 番目の出生以後における平均出生率1,000 R_i , そして i 番目の出生から出産完結までの平均待機時間を表章する. これらから, どのような含蓄が得られるであろうか. 近年の我が国出生率の動向に対して, どのような情報を与えることができるであろうか.

a. パリティ拡大率 \hat{p}_i

表9は昭和46年から58年までの13年次に対してパーティ拡大率を示したものである. すなわち, パリティ i 以上から $i+1$ 以上へ推移する確率である. 表9によれば, パリティ0からパーティ1へ推移する確率は, 昭和46年以降常に減退している. 昭和40年代の後半から平均初婚年齢は増加し続けて

表9 パリティ拡大率 \hat{p}_i

年次	パリティ				
	0	1	2	3	4
昭和46	0.67733	0.88517	0.40431	0.20431	0.27348
47	0.68635	0.88139	0.40746	0.20410	0.27678
48	0.69224	0.87801	0.41880	0.21220	0.29426
49	0.68784	0.86304	0.39372	0.19107	0.26733
50	0.67581	0.84965	0.34719	0.15997	0.24621
51	0.66393	0.84292	0.33582	0.15145	0.23512
52	0.64953	0.83705	0.33097	0.14587	0.22983
53	0.64069	0.83735	0.33092	0.14239	0.22052
54	0.63218	0.83437	0.32738	0.13838	0.21241
55	0.62612	0.82995	0.31821	0.13433	0.20554
56	0.62106	0.82707	0.31129	0.13280	0.20471
57	0.61672	0.82997	0.31418	0.13557	0.21076
58	0.61292	0.83324	0.31804	0.13762	0.21043

注) パリティ i の女子が $i+1$ 番目に推移する確率

いる. 最近は鈍化の傾向にあるが, 生み盛りの年齢の女子有配偶率の低下が停止したとは言えず, パリティ0から1への推移確率の減少はその辺りを反映していると思われる.

しかし, パリティ1から2へ, 2から3へ, 3から4へと推移する確率は長期的には減少しているが, 最近のところを見ると昭和56年を底として僅かながら上昇に転じていることは興味深い. 図2はこのパーティ拡大率のトレンドを图示している.

b. i 児以上の出生を行う女子の数 l_i

この指標は一般生命表の l_x に似ているが, パリティ0を100,000として, パリティ i 以上の出生活動を行う女子数である. l_1 と l_2 は昭和46年から48年まで増加したが, 49年以降減少の一途を辿っている(表10).

l_1 が最高の年次でも69,000程度にすぎないことが認められよう. これは一見小さすぎるのではないかと思われよう. III節で取り上げた年齢・有配偶率・パーティを考慮に入れ

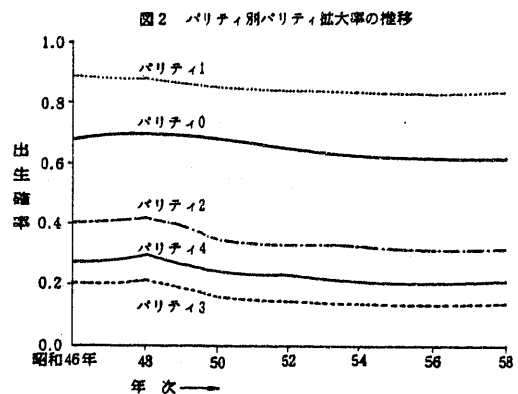


表10 i 児以上の出生を行う女子の数 l_i

年次	パ リ テ ィ					
	0	1	2	3	4	5+
昭和46	100,000	67,733	59,965	24,240	4,952	1,354
47	100,000	68,635	60,494	24,649	5,031	1,392
48	100,000	69,224	60,780	25,455	5,401	1,589
49	100,000	68,784	59,363	23,372	4,466	1,194
50	100,000	67,581	57,420	19,936	3,189	785
51	100,000	66,393	55,964	18,794	2,846	669
52	100,000	64,953	54,369	17,994	2,625	603
53	100,000	64,069	53,648	17,753	2,528	557
54	100,000	63,218	52,747	17,268	2,390	508
55	100,000	62,612	51,965	16,536	2,221	457
56	100,000	62,106	51,366	15,990	2,123	435
57	100,000	61,672	51,173	16,078	2,180	459
58	100,000	61,292	51,071	16,243	2,235	470

た純再生産力表においては、最少（昭和55-56年）でも第1児出生数は73,511であり、以上の数字より大きい。 l_1 は上記のパリティ0から1への拡大率100,000を掛けたものであるが、0から1への拡大率は過去の人口問題研究所の産力調査によれば、結婚持続期間5年を経つと90%以上の数値を示しているのだから、これでは低すぎると考えられるであろう。これは l_0 に15歳以上の未婚者が含まれていることによるのである。チャンス

1978年米国白人女子に示した l_1 は59,790で、6割にも達していない。¹¹⁾

これはチャンスの方法が結婚の次元を特別に導入していない点に由来するが、結婚の次元を入れた出生力表はデータ制限があって、各年次に対し作ることが現在の段階では難しい。方法論的にも解決されていない問題があり、将来の課題である。

さて、 l_1 と l_2 は昭和48年をピークとして低下の一途を辿っているが、 l_3 、 l_4 、 l_{5+} に関しては、昭和56年を底として僅かながら反騰している。これは上記の高順位のパリティ拡大率の上昇と関連して興味深い。しかしどれだけ最近の期間合計特殊出生率の反騰と関連しているかは、これだけでは不明である。

c. パリティ i 女子の次の出生 $i+1$ までの待機延時間 L_i ;

L_i は将来さらに子供を生む可能性のある女子が、パリティ i でどれだけの person-years を経過した後 $i+1$ になり、さらに一応再生産をストップした女子人口のうちまだいくらかがパリティ i 以後 $i+1$ の出生を行うチャンスがあるものとして、生産最高年齢（ここでは45歳）までに待機する person years を示したものである。

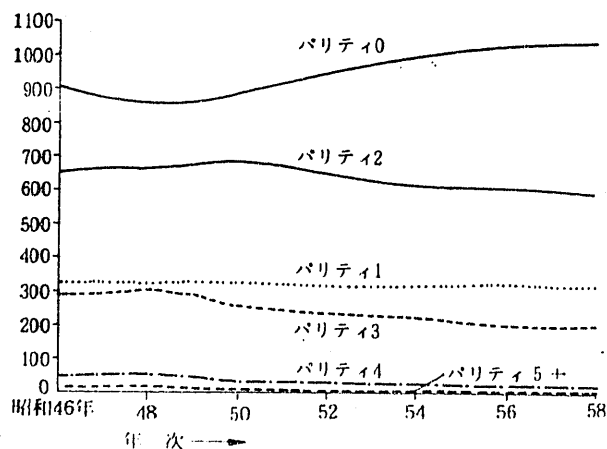
表11に示された L_i の数値のトレンドをどう解釈するか。

表11 既出生児数 i の女子の待機延時間 L_i

年次	パ リ テ ィ					
	0	1	2	3	4	5+
昭和46	906,000	319,129	654,273	287,120	49,103	13,579
47	872,117	324,397	663,208	292,978	50,001	13,888
48	850,008	319,956	662,247	301,131	52,772	16,162
49	856,487	322,852	671,600	284,964	44,922	12,025
50	885,005	322,759	684,517	253,056	32,921	7,952
51	913,171	318,599	669,758	241,617	30,093	6,771
52	949,312	314,912	645,294	232,395	27,914	6,122
53	972,069	311,352	629,060	228,670	26,925	5,700
54	993,980	314,144	614,201	221,006	25,706	5,119
55	1,010,568	319,279	607,942	209,378	23,677	4,628
56	1,028,787	322,140	602,046	199,798	22,339	4,399
57	1,029,898	317,943	596,962	197,768	22,372	4,613
58	1,039,944	315,241	591,769	196,907	22,526	4,686

表11から次の点が明らかである。第1にパリティ0から1への待機延時間は48年を底として増大の傾向にある。第2にパリティ1から2への待機延時間は上下にこまかく揺れているが、結果としてあまり大きな変動はない。第3にパリティ2から3、3から4…と言った比較的高位パリティでは減少はまぎれもない。2から3への場合を除き減少は顕著である（図3も参照のこと）。

図3 パリティ別出生待機時間の推移 (単位 1000)



チヤンによれば、1人の女子が生涯に生む子供の総数は、初期の出産時の年齢と延待機時間に関係する¹²⁾。L₀の値が近年増大していることは、パリティ0の女子の中で、第1児を生むポテンシャルが最近増大していると解釈することができようか。反面パリティ1の女子が第2児を生むポテンシャルはあまり変わっていない。そしてパリティ2以上の女子に

表12 i番目の出生以後における平均出生率1000R_i

年次	パリティ				
	0	1	2	3	4
昭和46	71.0	68.4	30.4	18.0	21.6
47	72.3	68.1	30.5	18.0	21.8
48	73.8	68.9	31.4	18.9	23.1
49	71.7	66.1	28.6	16.6	21.0
50	68.1	62.5	24.4	13.5	19.2
51	66.4	61.8	23.5	12.6	18.2
52	64.6	61.6	23.3	12.1	17.7
53	63.7	62.0	23.4	11.8	17.1
54	62.6	61.8	23.3	11.5	16.5
55	61.5	61.1	22.7	11.3	16.1
56	60.6	60.8	22.4	11.3	16.3
57	60.6	61.3	22.8	11.7	17.0
58	60.5	61.9	23.2	12.1	17.3

表13 i番目の出生から出産完結までの平均待機時間e_i

年次	パリティ				
	0	1	2	3	4
昭和46	4.22	3.48	1.14	0.51	0.72
47	4.13	3.44	1.18	0.52	0.75
48	4.03	3.34	1.25	0.54	0.76
49	3.81	3.03	1.16	0.50	0.72
50	3.57	2.68	0.94	0.41	0.66
51	3.47	2.51	0.84	0.38	0.67
52	3.44	2.42	0.77	0.36	0.65
53	3.46	2.42	0.73	0.34	0.59
54	3.50	2.46	0.70	0.32	0.60
55	3.55	2.51	0.70	0.29	0.54
56	3.62	2.56	0.70	0.28	0.51
57	3.60	2.63	0.74	0.28	0.49
58	3.66	2.72	0.78	0.29	0.47

関しては、パリティが高くなるにつれて、パリティi+1児を生むポテンシャルは激減して行く。ただし、ここであくまで注意すべきことは、パリティ0には未婚の15歳以上の女子が含まれていることであり、有配偶者だけの出生待機時間に限定すれば、別の様相が現われる可能性がある。

d. i番目出生以後における平均出生率R_i。各パリティにおける年間平均出生率1000R_iは、パリティi以上の女子の、出産待機1年間あたりi+1番目以上の平均出生数である。表12を見ると、昭和46年から48年までは各パリティとも出生率は増加したが、49年以後低下し始め、55~56年頃まで低下が続く。しかし、その後、パリティ1, 2, 3, 4で増加に転じ、最近2~3年については僅かではあるが反騰が認められる。これが最近の期間別合計特殊出生率の反騰と符調を一にしているのは興味深い。

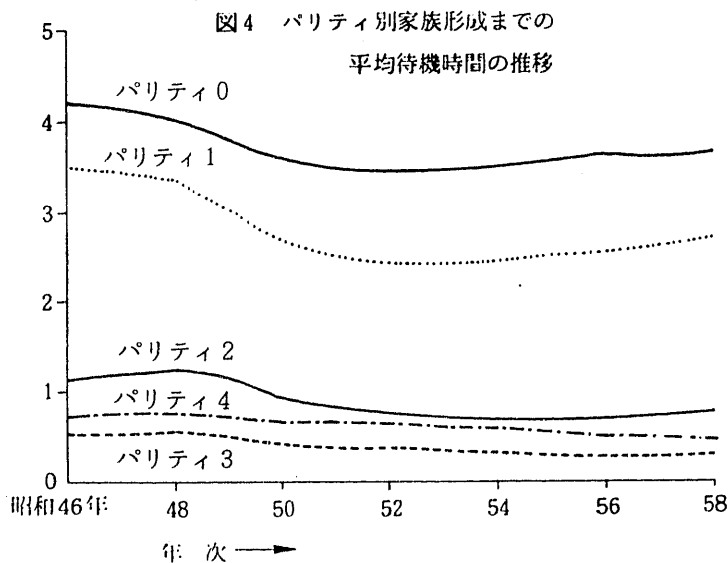
問題は、前記のL_iそしてこのR_iの指標から、期間別合計特殊出生率の動きを1, 2年早く予知することができないかという点であり、次のe_iと共に、将来検討される必要がある。

e. 出産完結までの平均待機時間e_i

最後の表13と図4がそれであり、これは生命表のe_xと照応する指標である。この指標がある意味では最も興味深く、また出生力のタイミングに関連した指標であろう。表13によれば、家族形成(出産活動)が終了する年数は、パ

11) Chiang, 前掲(注8), p. 270.

12) Chiang, 前掲(注8), p. 263.



リティ0, 1, 2, 3のところ昭和46年から55年の前後まで縮小したが、以後拡大に転じていることが注目される。例えば、パリティ0の場合、昭和52年を底とし、パリティ1の場合、53年を底とし、というように、パリティが高くなるにつれて、底が最近年に移動している。

平均待機時間が伸びて来るとことは、出産の可能年数が伸びて来ると解釈され (L_i の数値の読み方と似ている)、晩婚化によって一時低落した期間別年齢別出生率がキャッチアップする潜在力を秘めた期間が長くなったと一方では解釈される。他方では、とくに長期的に見て、平均待機時間が長いのが短くなることには、比較的高パリティの出産確率が減少した意味がある。

将来、米国のように最近着実に期間別合計特殊出生率が回復して来た場合の、ここ7, 8年間の出産完結までの平均待機時間を計算し、比較することにより、この指標の持つより有効の意味が明らかになるであろう。今後の課題である。

VI 今後の出生力タイミング研究の課題

チヤンの出生力表の方法を我が国の場合に応用し、計算して得た結果は、日本人女子の出生力についていくつかの興味ある傾向、すう勢を示した。特に、最後の欄の q_i 、すなわち出産完結までの平均待機時間の概念は含蓄に富む。ただし、二三の指標については、日本の出生力の文脈において解釈が難しく、実際の常識的水準とトレンドとを斉合させて考えるのが容易でないものもある。

チヤンの出生力表は、疾病の段階別生命表と言った死亡mortality研究サイドで開発した基本的考え方を、出生力に応用したものと言えよう。であるから、死亡研究サイドで満足が行く結果が得られても、出生力研究サイドでそれぞれの関数が実際の意味に乏しいことがあり得る。

すでに述べたように、結婚の次元を取り入れること、あるいは現行の期間別合計特殊出生率、普通出生率等の指標との関連を明らかにすることの課題が残っていると考える。さらに、パリティ間の平均出生間隔と、この出生力表のパリティにおける平均出産待機時間との関係も明確にする必要がある。

本出生力プロジェクトの本来の目的は、期間別合計特殊出生率を、一つはRyderの言うquantum、すなわち夫婦完結出生力、あるいはコウホート別有配偶合計特殊出生率を言った出生力の適切な構造的指標と、もう一つはタイミング tempoの要因に分解decomposeすることである。本報告で明らかとなった結果、および本報告のために種々用意され、準備されたパリティ様式の出生データを用いて、この課題に近い将来迫りたいと考えている。

もう一つの目的は、すでに前節で述べたように、期間別合計特殊出生率の上下運動を1, 2年前にすでに予知できるような指標の開拓・合成であろう。この意味で、今回の出生力表はそのような変化探知のための有効な道具と成り得るかも知れない。

Tempo and Parity Structure of the Japanese Fertility

Shigemi KONO and Akira ISHIKAWA

The present study is part of a larger project on the formal demographic analysis of the Japanese fertility. It deals with the most elusive aspect of fertility, that is the tempo of fertility.

The temporal aspect of fertility, particularly in terms of cohort fertility framework with special reference to parity of women, has been emphasized by Whelpton and Ryder, but in the Japanese demography there have scarcely been studies of this aspect, probably due to the sheer lack of interest. In very recent years, however, interests have grown, reflecting the need for more accurate fertility projections in the future in connexion with population projections.

The present study is in application of life table techniques to explore the temporal aspect of fertility in Japan. Two methods have been taken. One is by the age-marriage-parity specific net reproduction rate tables which were first constructed by the senior author of the present paper. The other is by Professor Chin Long Chiang at the University of California, Berkeley. In the application of the former type, net reproduction rate tables were constructed for three dates, 1970-71, 1975-76 and 1980-81. Through this method, it was demonstrated that recent fertility for the period 1980-81 was reduced, partly because of the decline in fertility in live-birth order of 1 and 2 among the relatively young ages up to 25 years old. On the other hand, for the ages up to 30 years old, some catching-up mechanisms took place.

The second method is by Chiang's new approach to the fertility table. According to his method, which was included in his new book entitled *Life Tables and Its Applications* by R. Krieger Publishing Company, 1984, parity-oriented fertility tables have been constructed for the Japanese females for every year from 1971 through 1983, both inclusive. In these cases, denominator is for year z while numerator is concerned with year $z + 1$. This method is particularly interesting since it can calculate waiting time for childbearing until the completion of family formation. Some of the findings are indicated below :

(1) Recent increases in both parity progression ratio and parity-specific fertility rate in low parity augur a future increase in fertility in the period measure in the near future.

(2) A shortening of the waiting time until the completion of family formation around 1981 and then the recovery of its lengthening in the years 1982 and 1983 suggest a recent trend of lengthening actual reproductive period which definitely contributes to increase in fertility.

(3) Chiang's method, although there are a few things to be refined further, is found to be a powerful technique to study temporal aspects of fertility if properly applied.