

## 国勢調査同居児表に基づくパリティ別人口推計と最近のコー ホート出生率の動向

松村迪雄\*

女性のパリティ別人口(既往出生時数別人口)は、出生率の将来推計を行う上で重要な情報であり、通常は国勢調査等の人口静態調査から得られる。しかし、わが国の国勢調査では1970年調査以降、プライバシー意識の高まりに配慮して、既往出生児数は調査されていない。当ペーパーは、国勢調査の同居児表の同居児数別の統計を用いてパリティ別人口の推計を行い、その評価を行い、その結果に基づいて最近におけるわが国のコーホート出生率の動向を分析したものである。その結果は人口動態統計から推計されたコーホート出生率とかなり一致しており、出生分析に十分利用できるものであることが分かった。

### 1. はじめに

最近、わが国の出生率の低下は著しい。出生率の変動は将来人口の動向に大きな影響を与えるので、わが国でも様々な研究が行われてきた<sup>1)</sup>。ただし、研究の多くは合計特殊出生率(TFR: Total Fertility Rate)をベースとした期間出生率の分析が主であり、女性の実際の出生歴を示すコーホート出生率やパリティ(Parity)別人口構成についての研究は比較的少ない。

本稿は、国勢調査の同居児表の同居児数別の結果を用いて、コーホート出生率の指標となるパリティ別人口を推計し、その結果に基づいて最近のわが国のコーホート出生率及び追加出生確率の動向を検討したものである。

### 2. 推計の意義

パリティ別人口(既往出生児数別人口)とは、女性が過去に出生した子供の数別に分類・集計した女性人口である。すなわち、過去に子供を出生したことがない女性はパリティ0、1人だけ出生した人はパリティ1、2人だけ出生した人はパリティ2、…となる。このデータは国勢調査等の人口静態調査において「今までに産んだ子供の数」を15歳以上の女性に質問(調査)することによって得られる。このデータから、女性が過去に出生した平均出生児数(コーホート出生率)やパリティ別人口を分母とする追加出生確率が得られ、TFR等の期間出生率と並んで出生分析の基本的データとして利用されている。パリティ別人口の基礎となる「既往出生児数(Children ever born)」については、わが国でも1950年、1960年、

---

\* 総務省統計研修所, 新宿区若松町19-1, Email: mmatsumura@soumu.go.jp

<sup>1)</sup> わが国の出生に関する研究は数多くあるので、ここでは特に掲げない。

1970年の大規模国勢調査で調査されてきたし、現在においてもかなりの国の人口センサスで調査されている。しかし、わが国の国勢調査では過去3回調査されたが、その後は調査されていないため、現在では国立社会保障・人口問題研究所がほぼ5年ごとに実施している「出生動向基本調査」(旧「出産力調査」<sup>2)</sup>)が静態調査としての唯一の情報源である。同調査は標本数が1万弱の標本調査であり、年齢別や各種の属性別の標本数はかなり小さく、分析上の制約となっている。また、同調査における既往出生児数は有配偶女性に関するみの結果であり、国勢調査がすべての既婚女性を対象としていた点で異なっている。

女性全体のパリティ別人口については人口動態統計からの推計が可能である。わが国では石川(1983)、河野・石川(1985)、河野・石川(1986)によって推計が行われており、出生力表と「コーホート純再生産力表」として結果が取りまとめられている。人口動態統計に基づくパリティ別人口の推計には、長期にわたって母親の年齢別と出生順位別の出生児数の統計が必要である。河野・石川の推計は1950年に15歳以上に達していた年齢階層の1950年以降のコーホートについてである<sup>3)</sup>。最近では、厚生労働省大臣官房統計情報部が平成18年6月に刊行した「出生に関する統計-人口動態統計特殊報告-」において、母親の年齢、出生順位別の累積出生率のデータが提供されており、これを用いれば女性全体のパリティ別人口の推計が可能である<sup>4)</sup>。

本稿で試みた推計は、国勢調査時点での日本人女性全体のパリティ別人口比率であり、かつて国勢調査で調査されていた「今までに産んだ子供の数」の情報から求められる結果と同じである。推計が妥当であれば、既往出生児数をあらためて調査することなく、同等の結果が得られるという大きな意義がある。上述したように、パリティ別人口は人口動態統計のデータを積み重ねることによっても推計は可能であるが、人口静態調査で得られる実際のコーホート出生率と人口動態統計データから推計されるコーホート出生率では若干相違しており、その差異は年齢の上昇につれて出生率が急激に上昇する若年層で大きくなる<sup>5)</sup>。

2) 出生動向基本調査は、戦前の昭和15年に第1回調査が行われた「出産力調査」(戦後は昭和27年以降5年ごとに行われている。)を平成4年の第10回調査に名称変更したもので、直近の調査は、将来人口推計の基礎データを得るという観点から、国勢調査と同じ年に行うこととなり、平成17年6月に第13回調査が実施された。

3) 後でも述べることになるが、1947年～1953年の人口動態統計では、母親の年齢(5歳階級)、出産順位別出生数の統計しか存在しないことから、これを出生順位とするには強い仮定が必要である。

4) この報告書の第10表がそれであるが、同報告書の記述部分において、これを用いた「次子出生割合」を算出し解説している。ただし、この率は「同一世代の女子について、ある順位の子を産んだ女子のうち、その次の順位の子(次子)を生んだ者の割合。」=次順位子累積出生率/当該順位子累積出生率としており、石川(1985)が言う追加出生確率とは異なっている。

5) 一般に、本文で紹介した厚生労働省の「出生に関する統計」もそうであるが、出生率の分子となる出生数は年間の出生数であり、分母の10月1日人口の女性が出生した子供とは異なっている。このため出生率が急速に上昇する若年層では、人口動態統計から単純に推計されるコーホート出生率は分母人口が実際に出生したとして求めた出生率より高めになる。なお、分母人口を中央人口とすれば、差はほとんどなくなるが、それでも完全に一致するわけではない。

本稿で試みたパリティ別人口の推計から、コーホート出生率を求めるためのベースとなるデータが得られるとともに、各コーホートの追加出生確率を求めるための分母となる人口が得られる。これが妥当な結果であれば、国勢調査で調査される個人や世帯の各種属性別にパリティ別人口を推計することも可能<sup>6)</sup>であろう。

### 3. 推計方法と推計結果

#### 3.1 同居児法と同居児表

最初に、推計のもととなった「同居児表」(Own-Children Table)とそれを集計する根拠となる「同居児法」(Own-Children Method)について簡単に説明する。同居児法はLee-Jay Cho, Robert D Retherford等が開発し、発展させた手法で、Population Census等の人口静態調査において世帯内の母親とその子供(同居児)とのマッチングを行い、子供はマッチングされた母親から生まれたという仮定の下に、調査時点の過去数年間におけるTFR等の期間出生率を推計する手法である。この方法をわが国に紹介した伊藤(1975)、伊藤(1980)は、「人口静態調査の調査票を、『届出遅れの出生届』とみなす」と表現した。表1には、同居児法による期間出生率推計のための典型的同居児表として、2005年国勢調査の様式(「表-日本人既婚女性の年齢(各歳)、同居児の年齢(各歳)別同居児数」)を掲載している。この同居児表に基づき、わが国でも国勢調査等で、伊藤(1975)、伊藤・山本(1977)、大林(1979)、松村(1980)、伊藤(1980)がTFRの推計を行っている。また、伊藤・山本(1977)、松村(2000)、ラザフォード・伊原他(2004)、伊原(2008)によって、同居児法によるDifferential Fertility(差別出生力)の計測も行われてきた。ただし、これらはすべて期間出生率を推計したものである。Cho等によって開発された同居児法が期間出生率を推計することを意図したものであるから、これまでの研究が期間出生率の推計に限られていたのは当然といえる。

わが国では1975年国勢調査から、この典型的同居児表と同様の様式で就業関係、教育関係の属性別にも同居児表が提供されている。1980年国勢調査からは、表1に示す典型的同居児表のほか、表2の様式の同居児表(「表-配偶関係(2区分)、同居児数(5区分)、年齢(各歳)別日本人女性人口」)も提供されている。これは同居児の数ごとの表であり、ほぼパリティ別人口と同じであるとみなせるので、この統計を用いた出生分析も廣嶋・三田(1995)によって行われている。しかしながら、同居児は出生児とは異なり、非同居児(母親とみなされる者と同居していない者)や死亡した子供が除外されるので、本稿ではこの表(以下「仮パリティ表」という。)にもとづいて非同居児と子供の死亡等の補正を行い、人口静態調査で「今までに産んだ子供の数」を調査した結果と同様の数値を推計することを追求して

<sup>6)</sup> 属性別のパリティ別人口の推計は簡単にはできない。それは静態調査の属性は基本的には調査時点の属性であるため、異なる調査時点の同じ属性を単純につなげることができないためである。それを行うためにはさらなる検討が必要である。

いる。

### 3.2 推計方法

具体的な推計は、死亡した子供、非同居児及び死亡した母親の補正を行い、それを上記の仮パリティ表に組み入れることによって行った。

推計に際して、以下の前提を置いている。

- ① 母親となる女性の死亡確率は、年代、年齢別に差はあるが、それ以外の属性（例えば配偶関係、子供の出生、出生児数別等）で差はない。
- ② 非同居児の発生は、非同居児となった者の母親の年齢にも自分の出生順位別にも差はない。すなわち非同居児の母親の年齢と自分の出生順位は、その出生年における女性の年齢、出生順位別出生数の分布と同じである。
- ③ 子供の死亡確率は、年代、年齢別に差はあるが、それ以外の属性別（自分の出生順位、母親の年齢等の属性）に差はない。

使用したデータは次のとおりである。

- ① 1980年（昭和55年）以降の国勢調査の同居児表
  - － 1980年、1985年は抽出詳細集計、1990年以降は全数集計
  - なお、同居児・非同居児の集計対象となる子供の年齢は、1980～1990年が15歳未満、1995年が20歳未満、2000年、2005年が20歳以下である。
- ② 1965年（昭和40年）以降の人口動態統計による母親の年齢、子の出生順位別出生数
  - － 1965～1978年は、母親の年齢各歳、子の出生順位（第1子～第5子以上）別出生数
  - － 1979年以降は、母親の年齢各歳、子の出生順位（第1子～第10子以上）別出生数
- ③ 1965年以降の子供（20歳以下の年齢各歳別）の死亡数
  - － 人口動態統計は、非同居児と死亡した子供の補正を行うために使用している。また、1966年と1967年は嫡出子の出生順位別のデータしかないが、今回の推計は補正のためのデータであるので、嫡出子のデータをそのまま用いた。
- ④ 1965年（昭和40年）以降の国勢調査又は現在推計人口による年齢各歳別日本人女子人口
  - － 年齢各歳別日本人女子人口（国勢調査年については年齢不詳を比例配分したもの）

表1 母とその同居児(平成17年)-全国

日本人既婚女性の年齢(各歳)	女子人口	子供の年齢						
		総数	0歳	1	～	18	19	20歳
総数	45,049,543	23,192,261	1,017,747	1,051,750		1,095,152	936,972	932,482
15	596,815	6	6	-		-	-	-
16	614,357	209	177	32		-	-	-
17	632,794	1,099	796	249		-	-	-
18	652,901	3,569	2,256	964		-	-	-
19	663,077	9,235	5,157	2,557		-	-	-
20	685,649	20,296	9,852	5,870		-	-	-
}								
64	893,409	1,022	-	-		138	225	396
65	816,341	599	-	-		95	157	221
66	711,746	312	-	-		70	67	120
67	765,034	245	-	-		67	74	104
68	786,132	136	-	-		-	47	89
69	789,373	64	-	-		-	-	64
非同居児		2,339,943	39,053	39,566		261,944	453,600	510,108
合計		25,532,204	1,056,800	1,091,316		1,357,096	1,390,572	1,442,590

資料: 平成17年国勢調査, 第3次基本集計

表2 母とその同居児(平成17年)-全国

日本人女性の年齢(各歳)	総数	未婚	既婚					
			総数	同居児が0人	1	2	3	4人以上
総数	45,049,543	12,555,405	32,111,189	18,896,541	5,448,734	5,824,660	1,712,734	228,520
15歳	596,815	596,750	45	40	4	1	-	-
16	614,357	613,713	627	423	199	5	-	-
17	632,794	630,063	2,698	1,658	983	55	2	-
18	652,901	646,030	6,833	3,528	3,051	244	10	-
19	663,077	647,699	15,251	6,932	7,448	831	36	4
20	685,649	656,431	29,057	11,416	15,107	2,418	111	5
}								
61	916,301	38,832	867,728	862,632	4,809	262	25	-
62	890,701	36,966	844,187	841,142	2,917	121	7	-
63	917,534	37,548	870,081	868,377	1,640	57	5	2
64	893,409	36,128	847,544	846,573	923	45	3	-
65	816,341	31,894	775,394	774,824	542	27	1	-
66	711,746	27,197	676,252	675,955	283	13	1	-
67	765,034	28,633	727,465	727,234	217	14	-	-
68	786,132	29,380	747,215	747,080	134	1	-	-
69	789,373	29,442	750,264	750,200	64	-	-	-

資料: 平成17年国勢調査, 第3次基本集計

推計手順の概略は次のとおりである。

- ① 国勢調査時点において既に死亡している子供と、国勢調査時点において母親と同居していない子供（非同居児）とについて、その出生時点における母親の年齢と出生順位を推計する。この推計は、子供の出生年における人口動態統計の母親の年齢、子供の出生順位別の表によって行う。
- ② 母親の死亡の補正を行う。この補正は①の数値を子供の出生年の日本人女子人口で除すことによって行う。
- ③ ②で得られた数値を国勢調査年の女子（母親）の年齢コーホートで足し上げる。
- ④ 仮パリティ表の同居児数別既婚女子を当該年の日本人女子人口で除して日本人女子の仮パリティ比率を算出する。
- ⑤ ③で得られた数値を④の仮パリティ比率に組み入れる。

具体的な推計方法を数式で示すと以下のとおりとなる。

$t$  年に出生し、国勢調査の調査時点  $T$  年において既に死亡している子供  $D_t^T$ （人口動態統計の年齢別死亡数を年齢コーホートで足し上げた数値）と、 $t$  年に出生し、国勢調査の調査時点  $T$  年における非同居児  $N_t^T$  の合計を  $M_t^T$  とする。 $(M_t^T = D_t^T + N_t^T)$  この  $M_t^T$  は、 $T$  年 10 月 1 日より前に死亡したか、又は、国勢調査の時点で非同居児となっている子供の数である。これらの子供は、国勢調査時点の  $T$  年 10 月 1 日において  $(T - t)$  歳になっている。ここでは人口動態統計の年間のデータであるのに対し、 $N_t^T$  は国勢調査のデータであるため、両者には 3 ヶ月のずれがあるが、この点については国勢調査年以外は無視する<sup>7)</sup>。

$M_t^T$  を、その子供の出生年である  $t$  年における人口動態統計の母親の年齢  $i$  と子の出生順位  $k$  別出生数の分布（人口動態統計）に応じて振り分け、それを  $M_{t,i,k}^T$  とする（上記推計手順概略の①）。

さらに  $M_{t,i,k}^T$  を  $t$  年における年齢  $i$  歳の日本人女子人口  $F_{t,i}$  ( $t$  年 10 月 1 日における年齢  $i$  歳の人口、以下同じ。) で割った値を  $MR_{t,i,k}^T$  とし（上記推計手順概略の②）、 $(MR_{t,i,k}^T = M_{t,i,k}^T / F_{t,i})$  これを  $T$  年における女子の年齢  $j$  コーホートについて  $T$  年まで累積し、その値を  $MR_{j,k}^T$  とする（上記推計手順概略の③）。

$$(MR_{j,k}^T = MR_{t,i,k}^T + MR_{t+1,i+1,k}^T + MR_{t+2,i+2,k}^T + \dots + MR_{T,j,k}^T)$$

<sup>7)</sup> この 3 か月のずれとは、人口動態統計は年間の年齢別死亡数、国勢調査は 10 月 1 日現在の年齢別非同居児数であることから、3 か月のずれがある者を合計することになるということである。なお、死亡数については最終年だけ 4 分の 3 にしている。3 か月のずれを無視したのは、調整するのは相対的に少ない死亡者の調整することになるということ、その合計を母の年齢と自分の出生順位に分布する際の誤差もあることから無理に調整する必要はないと判断したことによる。

表3 国勢調査年における非同居児数と子供の死亡数

	非同居児数			当該同居児に対する割合(%)		
	実数(人)			当該同居児に対する割合(%)		
	0歳	1~14歳	15~20歳注)	0歳	0~15歳	15~20歳注)
2005年	39,053	816,787	1,523,156	3.84	5.21	23.48
2000年	37,669	718,029	1,666,439	3.32	4.32	22.45
1995年	32,613	620,225	1,216,784	2.81	3.40	16.57
1990年	16,492	451,733	—	1.39	2.18	—
1985年	8,748	473,565	—	0.62	1.98	—
1980年	7,819	458,647	—	0.50	1.81	—
	死亡者数			当該同居児に対する割合(%)		
	実数(人)			当該同居児に対する割合(%)		
	0歳	1~14歳	15~20歳注)	0歳	0~15歳	15~20歳注)
2005年	2,958	2,389	2,398	0.29	0.02	0.04
2000年	3,830	2,921	3,117	0.34	0.02	0.04
1995年	5,054	4,405	2,973	0.44	0.02	0.04
1990年	5,616	4,986	—	0.47	0.02	—
1985年	7,899	6,375	—	0.56	0.03	—
1980年	11,841	8,857	—	0.75	0.04	—

注) 1995年は15~19歳  
資料: 国勢調査, 人口動態統計

この  $MR_{j,k}^T$  は,  $T$  年(国勢調査時点)において年齢  $j$  歳となっている女子から過去に生まれた子供のうち,  $T$  年(国勢調査時点)において既に死亡しているか又は非同居児となっている者の数の,  $T$  年(国勢調査時点)における年齢  $j$  歳日本人女子に対する比率である. 次に,  $T$  年の仮パリティ表の年齢  $j$  歳, 同居児数  $k$  別の既婚日本人女子人口  $FR_{j,k}^T$  を同じ表の年齢  $j$  歳の日本人女子人口  $F_j^T$  で割った値を  $P_{j,k}^T$  として, 仮パリティ比率を算出する(上記推計手順概略の④). ( $P_{j,k}^T = FR_{j,k}^T / F_j^T$ )

今回の  $T$  年(国勢調査時点)における年齢  $j$ , パリティ  $k$  ( $k = 0, 1, 2, 3, 4$ ) 別人口  $PS_{j,k}^T$  の推計は, 上記仮パリティ比率から  $k$  別の死亡・非同居児の比率を次の式のように差し引きすることによって行われる(上記推計手順概略の⑤).

$$\begin{aligned}
 PS_{j,0}^T &= P_{j,0}^T - MR_{j,1}^T \text{ (年齢 } j \text{ におけるパリティ } 0 \text{ の女子人口比率)} \\
 PS_{j,1}^T &= P_{j,1}^T + MR_{j,1}^T - MR_{j,2}^T \text{ (年齢 } j \text{ におけるパリティ } 1 \text{ の女子人口比率)} \\
 PS_{j,2}^T &= P_{j,2}^T + MR_{j,2}^T - MR_{j,3}^T \text{ (年齢 } j \text{ におけるパリティ } 2 \text{ の女子人口比率)} \\
 &\dots
 \end{aligned}$$

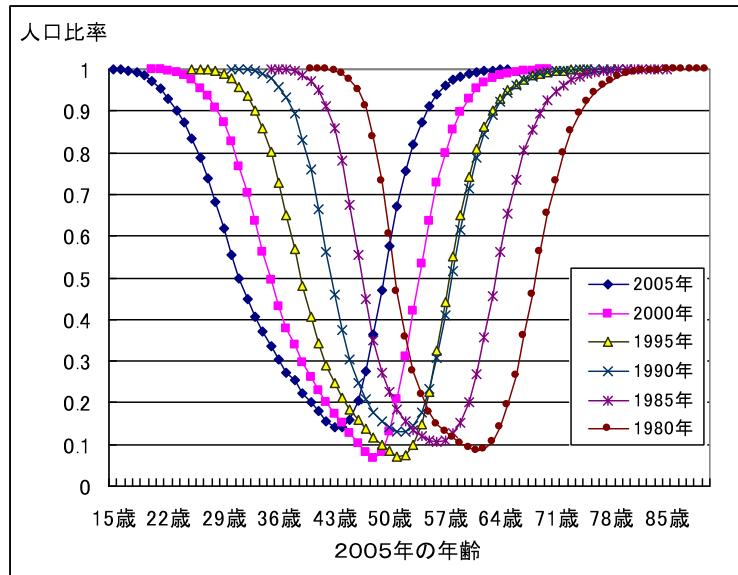
各年次における子供の死亡数と非同居児数を表3に掲げる.

### 3.3 推計結果

上記の方法によって, 1980年以降の国勢調査データで推計した. 結果は年齢別の日本人女子人口を分母とする比率で示し, パリティ0~3についてそれぞれ, 図1~図4に掲げている. いずれも2005年時点の年齢である. これらの結果を概観すると次のとおりである.

- ① パリティ0は年齢とともに低下するが, 40歳を過ぎたあたりから上昇する. これは同

図1 推計結果 (パリティ 0)



居児表の子供の集計対象年齢が20歳まで(年次によって異なる)のため、集計対象とならない年齢の子供が除外されるためである。また、図1では、40歳を過ぎてからの上昇ペースが1995年と1990年でほぼ一致しているが、これも同居児の集計対象年齢が1995年で19歳まで、1990年で15歳までと差があるためである。

- ② パリティ1は20代で上昇した後、30歳ころから低下する。これは第2子の出生のためである。その後、35～40歳の間に再び上昇するが、これもパリティ0と同様、同居児表の集計対象年齢の制限のため、その年齢を超えた者が集計対象とならないためである。
- ③ パリティ2以上は単峰型となっており、おおむね40歳ころがピークである。

### 3.4 結果の結合

上記の結果は国勢調査の各年の同居児表に基づいた単純な推計結果であり、一定年齢(おおむね40歳頃)を超えた年齢では、集計対象となる子供(同居児と非同居児)の年齢制限のため、実際のパリティ別割合とみなすことはできない。そこで、各年の結果を結合して年齢コーホートごとのパリティ別比率を作成することとした。

具体的方法は次のとおりである。

- ① パリティ0は各年の同一コーホートで最も比率が低くなった値をつなげる。
- ② パリティ1は各年ともに30歳ころから第2子出生のため比率が低下するので、各年の同一コーホートで30歳過ぎに最も比率が低くなった値をつなげる。



図2 推計結果 (パリティ1)

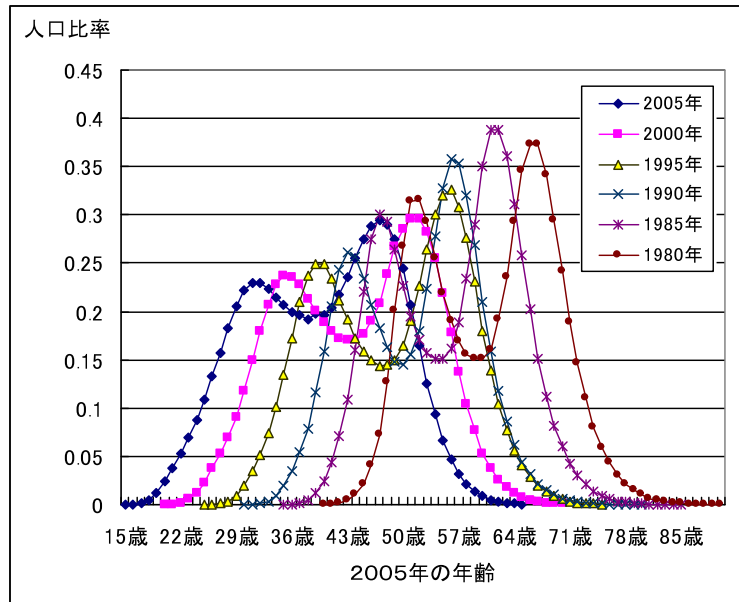
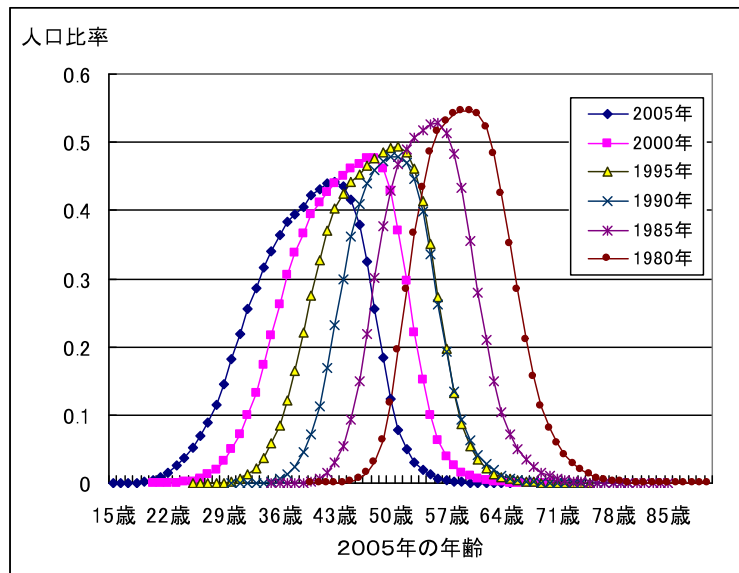


図3 推計結果 (パリティ2)



③ パリティ3以上は各年の同一コーホートで最も比率が高くなった値をつなげる。

このようにしてつなげた結果は、つなげたところの年齢で不自然な動きをするとともに、年齢別の各パリティ別の比率の合計が1にならない年齢が出てくることから、足して1にならない年齢についてはその前後の年齢で3歳移動平均を行い、さらに各パリティの合計

図4 推計結果 (パリティ 3)

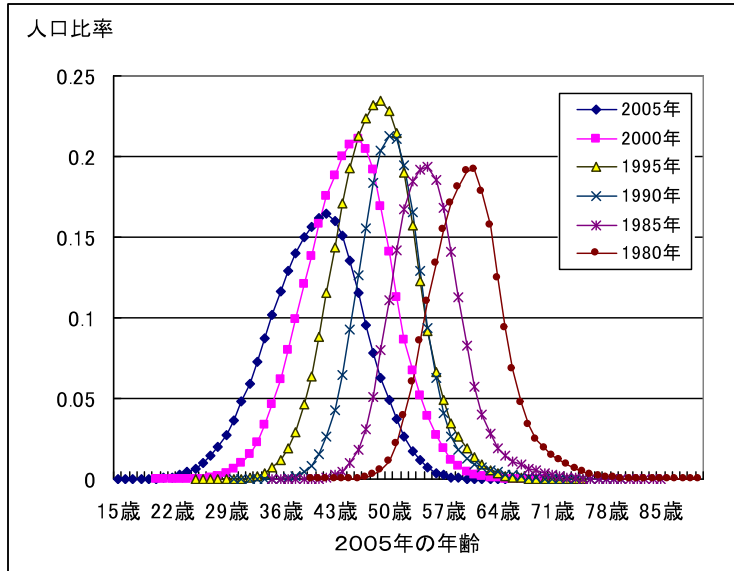
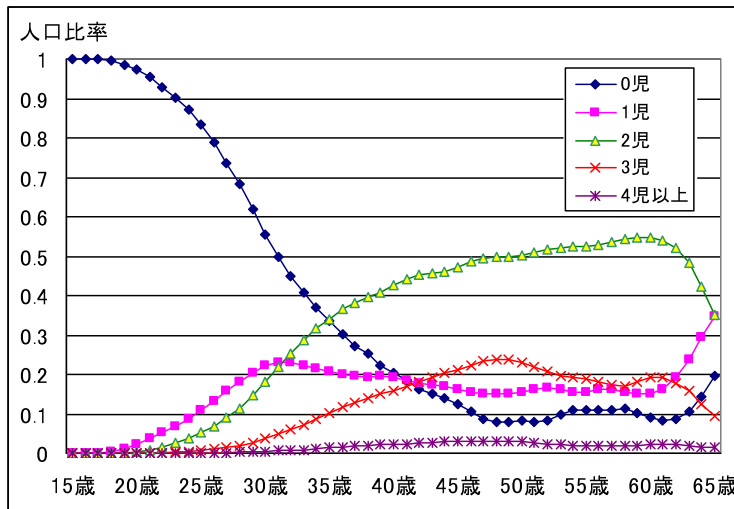


図5 2005年のパリティ別人口比率 (推計結果)



値で割って、合計が1になるよう調整した。2005年の結果を図5として掲げている。

#### 4. 結果の評価

##### 4.1 出生動向基本調査との比較

ここでは上記の結果がどの程度の精度であるかについて検証する。まず、既存の統計データと比較しよう。2005年に国立社会保障・人口問題研究所が実施した「出生動向基本調査」の結果と2005年に関する推計結果を比較したのが表4と表5である。両者を比較する上

表4 出生動向基本調査との比較-その1 2005年の一人当たり出生児数(人)

年齢	出生動向 基本調査(a)	国勢調査 推計結果(b)	差率 (a)/(b)
20～24歳	0.84	0.88	0.95
25～29歳	1.08	1.00	1.08
30～34歳	1.47	1.39	1.06
35～39歳	1.85	1.76	1.05
40～44歳	2.00	1.98	1.01
45～49歳	2.15	2.14	1.00

資料: 国立社会保障・人口問題研究所「第13回出生動向基本調査」, 2007年

(注) 出生動向基本調査は夫婦の出生数, 国勢調査は既婚者の出生数

国勢調査のパリティ4以上はパリティ4として算出

表5 推計結果と出生動向基本調査との比較-その2 2005年のパリティ別比率

	推計結果				
	パリティ0	パリティ1	パリティ2	パリティ3	パリティ4以上
20～24歳	0.31	0.50	0.17	0.02	0.00
25～29歳	0.31	0.39	0.24	0.04	0.00
30～34歳	0.18	0.33	0.37	0.09	0.01
35～39歳	0.09	0.25	0.47	0.16	0.02
40～44歳	0.04	0.21	0.52	0.21	0.03
45～49歳	0.02	0.17	0.54	0.25	0.03
	出生動向基本調査				
	パリティ0	パリティ1	パリティ2	パリティ3	パリティ4以上
20～24歳	0.33	0.51	0.15	0.01	-
25～29歳	0.30	0.37	0.28	0.04	0.01
30～34歳	0.18	0.31	0.39	0.11	0.01
35～39歳	0.10	0.20	0.49	0.18	0.03
40～44歳	0.08	0.14	0.53	0.22	0.04
45～49歳	0.06	0.11	0.50	0.29	0.04

資料: 国立社会保障・人口問題研究所「第13回出生動向基本調査」, 2007年

(注) 出生動向基本調査は夫婦, 推計結果は既婚者を分母としている

で注意しなければならないことは, 第1に, 出生動向基本調査は夫婦が対象であるのに対して, 推計結果は離別者と死別者を含めた既婚者が対象となることである。このため, 一人当たり出生児数については推計結果のほうが若干少なめになることが予想される。第2に, 出生動向基本調査のサンプル数がかなり小さい点である。例えば, 20～24歳ではサンプル数は134しかなく, 最も多い35～39歳でも1372にすぎない。したがって, 出生動向基本調査の誤差率は高く, 調査ごとにかんがりのブレが生じる可能性が予想される。

以上の点に留意した上で, 2005年の結果を比較すると, 両者はかなり近い数値となっている。あえて気になる差が生じているところを挙げるとすれば, ①20～24歳の一人当たり出生児数について推計結果が大きくなっている点と, ②40歳以上で, パリティ0について推計結果が小さく, 逆にパリティ1は推計結果が大きくなっている点である。

#### 4.2 人口動態統計による推計値との比較

日本人人口総数のパリティ別人口比率は、人口動態統計からも推計が可能である。その方法については石川 (1983) に述べられているので、説明は省略する。ここでは、人口動態統計による推計値と本稿における推計結果を比較する。ただし、国勢調査の母親の年齢別同居児と人口動態統計の母親の年齢別出生児とは一致しないことには注意を要する。図 6 はそれを確認するためのレキシス図である。T 年における人口動態統計による母親の年齢  $a$  歳の出生数は、この図でいうと四角形 ABCD 内で生じたものであるのに対して、T 年における国勢調査による  $a$  歳の女性の「0 歳」の同居児は IJLK 内の出生である。この差は出生が急激に変化する若年層では無視できないものとなることが予想できる。ただし、母の出生年齢がピークを過ぎると逆のやり戻しが生じることから、最終的な結果 (すなわち生涯出生率) については、両者はほぼ一致するとみて差し支えない<sup>8)</sup>。

ここでは、若年層のコーホート出生率が重要であるという観点から、人口動態統計の母親の年齢別、出生順位別の年間出生数を配分して、可能な限り 10 月 1 日現在の女性の年齢コーホートの出生数に合うように補正した。(具体的な補正方法については末尾の (補足) を参照されたい。) また、人口動態統計からパリティ別人口を推計するには、過去の長期にわたって母親の年齢別、出生順位別の毎年の出生数が必要であるが、公表データの不足により推計上の制約がある。一つは、1954 年～1978 年の統計が第 5 子以上でまとめられている点である。このため、パリティ 0 からパリティ 4 までしか正確には推計できず、第 5 子以上はすべてパリティ 5 として推計している。二つめは、1954 年～1964 年は母親の年齢が 5 歳階級でしか得られない点であり、ここでは 1965 年の年齢各歳の分布で配分した。

このように加工した人口動態統計から推計される 2005 年におけるパリティ別人口比率と本稿の推計結果を比較したのが図 7～図 11 である。参考までに、人口動態統計を上記のような補正を行わない場合の結果についても (非補正) として図示し、上記の補正を行った値 (補正) と併せて掲載している。

この結果から、パリティ 0～2 とともに 40 歳位まで人口動態統計の補正值と本稿の推計値とは、かなり一致していることが読み取れる。ただし、人口動態統計の非補正值とは、予想どおり若年層でかなりの差が認められる。また、パリティ 3 は 40 歳を超えてもかなり一致している。また、一人当たり出生児数 (コーホート出生率) は 50 歳近くまでほぼ一致している (表 6 及び図 11 参照)。さらに、本稿の推計結果と直接の関係はないが、人口動態統計による推計値は、分母となる年齢別人口がその前後の年齢との間に大きな差が生じる年齢 (例えば「ひのえうま」年の出生人口とその前後の年齢) では分母と分子の違いによる誤差が累積するため、かなりのずれが生じていることもこれらの図から明らかである。

<sup>8)</sup> これについては廣嶋 (2006) も同様のことを述べている。

図6 レキシス図

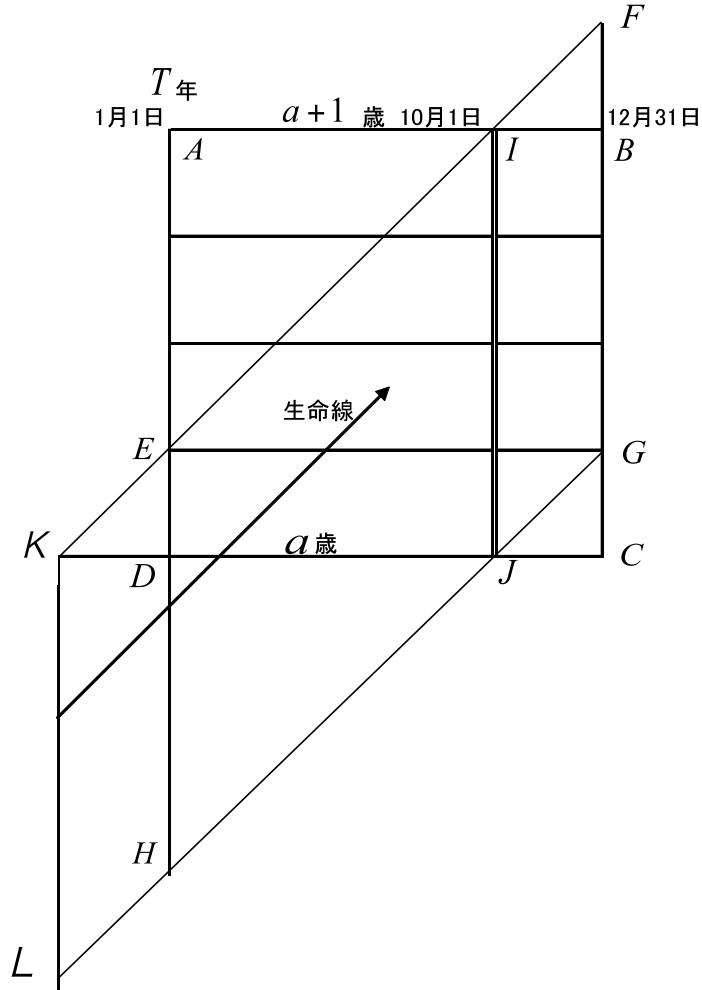


表6 主要年齢の一人当たり出生児数の推計値と人口動態統計との比較 (2005年) (人)

	推計値 (a)	人口動態 (非補正)(b)	人口動態 (補正)(c)	差率	
				(b)/(a)	(c)/(a)
20歳	0.03	0.05	0.04	1.55	1.19
25歳	0.23	0.28	0.24	1.18	1.03
30歳	0.71	0.78	0.71	1.10	1.01
35歳	1.25	1.28	1.25	1.02	1.00
40歳	1.61	1.59	1.51	0.99	0.94
45歳	1.86	1.85	1.83	0.99	0.98
50歳	1.98	1.98	1.96	1.00	0.99
55歳	1.85	2.03	1.98	1.09	1.07

資料: 人口動態統計

図7 推計結果と人口動態統計による推計値の比較(パーティ 0) -2005 年

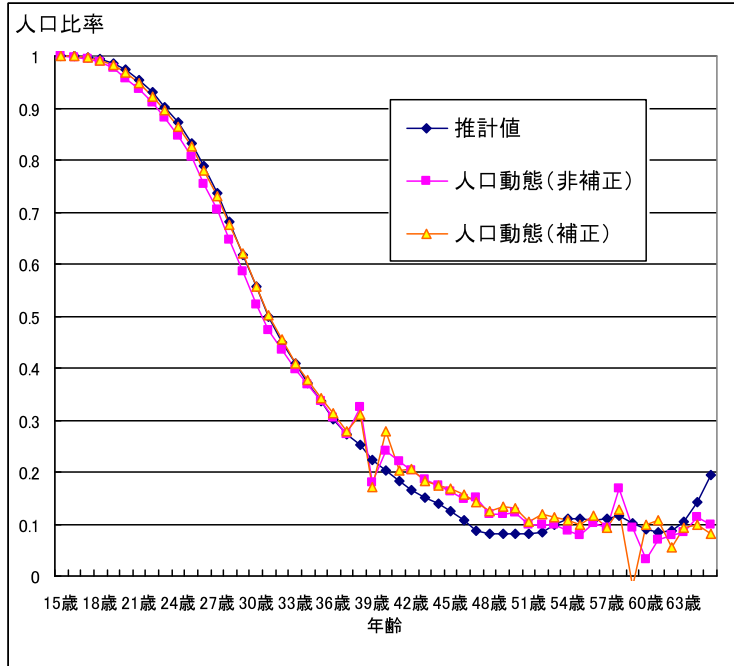


図8 推計結果と人口動態統計による推計値の比較(パーティ 1) -2005 年

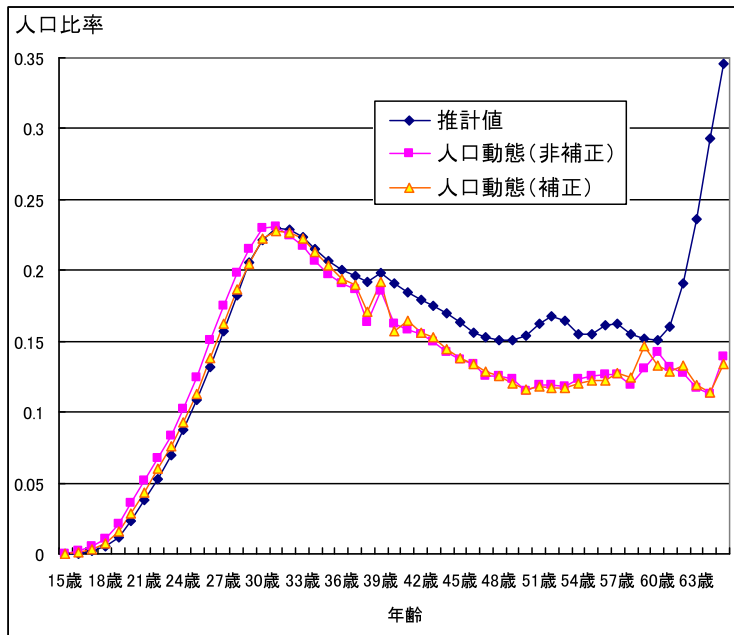


図9 推計値と人口動態統計による推計値の比較(パリティ2) -2005年

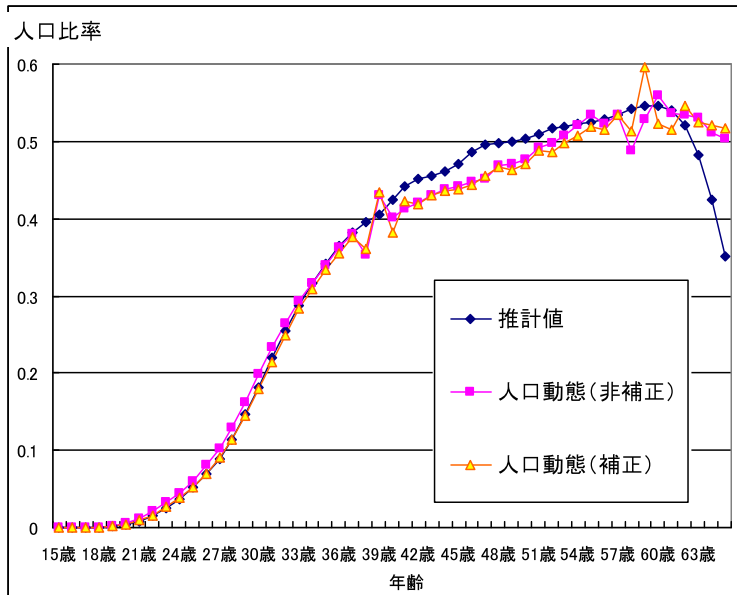
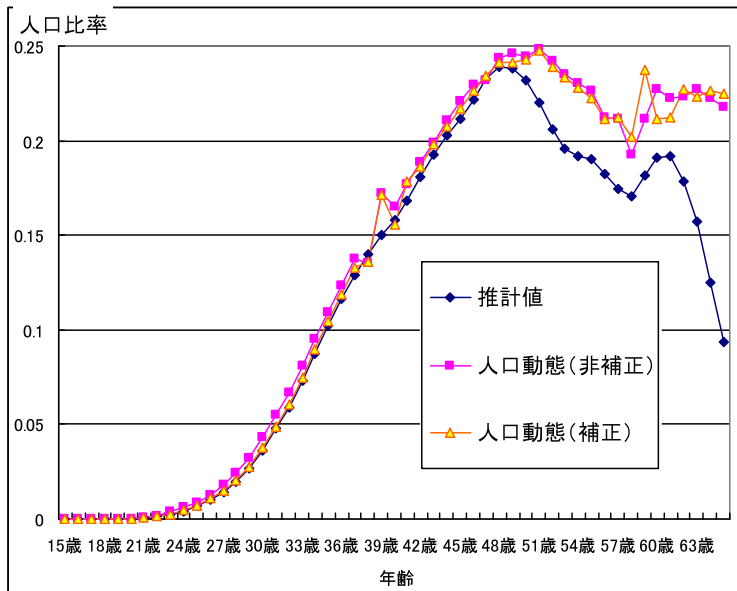


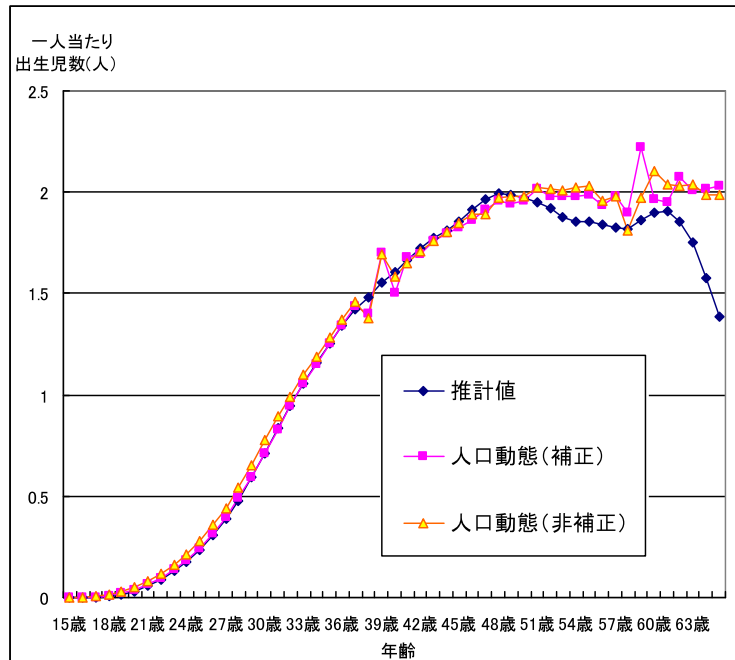
図10 推計値と人口動態統計による推計値の比較(パリティ3) -2005年



#### 4.3 評価

以上の結果を踏まえて、推計結果について考察する。第1に、40歳までの既往出生児数別割合については、推計結果は十分利用可能な精度が確保できている。ただし、人口動態統計と比較すると、40歳を超えると推計結果の方がパリティ0では低く、パリティ1と2では高

図 11 推計値と人口動態統計の推計値の比較(一人当たり出生児数) -2005 年



くなっている。その差はパリティ 0 で 0.05 程度, パリティ 1 で 0.02~0.03 程度, パリティ 2 で 0.03~0.04 程度 (いずれも「ひのえうま」年出生とその前後の年齢を除く。) である。この差は単純な誤差の範囲以上と考えられる。しかし、一人当たり出生児数で見ると、40 歳以上の階層で生じる差は大きくても 0.05 人程度であるから、それほど大きな差ではなく、50 歳を過ぎてから 0.1 人を超えて、比較的大きな差となってくる。このことは、40 歳以上の階層でパリティ 0, 1, 2 の比率に問題があるのかもしれないが、そのトータルであるコホート出生率には問題はないということを示唆している。

それでは、なぜ 40 歳以上のパリティ別比率の推計結果に問題が生じているのであろうか。以下、その原因を考察する。

推計結果がパリティ 0 で低く、パリティ 1 と 2 で高いことは、子供の死亡と非同居児の補正の際の累積値 (3 ページ推計式の  $MR_{j,k}^T$ ) において  $MR_{j,1}^T$  と  $MR_{j,2}^T$  の値が大きかったためである。 $MR_{j,k}^T$  のうち死亡者のウエイトはそれほど大きくないことから、この値は非同居児によって混乱させられたと推測できる。すなわち、非同居児について母親の出生児数として 3 以上に分布すべきところを、1 又は 2 の、どちらかというところと少ないところ分布してしまったためである。

では、どうしてそうなるのであろうか。表 3 によると、非同居児の同居児に対する割合は 15 歳を過ぎるとかなり大きいことが認められる。その割合は、2005 年において 1~15 歳が



5.2%であるのに対し、16～20歳は23.5%に達している。これは、子供が中学や高校を卒業すると、進学や就業のため親から離れて生活する者が多くなることを示している。特に、高校を卒業する18歳以上で高く、20歳では54.7%（表3には示していない。）と、半数以上が非同居児となっている。推計ではこれらの者の出生順位は、その者が生まれた時の母親の年齢の出生順位の分布と同じ分布をすると仮定している（2.2の③の仮定）。しかし、もし、兄弟姉妹が多い家庭では子供がある年齢に達したとき親と同居しないことを選択する傾向が強いすれば、この仮定は当てはまらなくなる。さらに、子供を持つ夫婦が離婚し、複数の子供を父親と母親が分けて引き取った場合も同様なことが生じる。この誤差が累積して40歳以上のところで出てきたと推察される。ただし、この誤差も母親の年齢の若い階層（40歳未満）では、上記の誤差原因のうち離婚に係るところで生じる者が多いことと、その絶対量もそれほど大きくはないと予想されるため、それほど目立ったものとはなっていない。

この問題が本稿の推計の致命的な欠陥となってしまうのかといえば、そうでないと考えて差し支えない。その理由は、パリティ別人口を提供する大きな目的の一つは追加出生率を計算する分母となる人口を得ることであり、40歳を超えての出生率は、近年上昇気味ではあるものの、出生のピークとなる年齢における値に比して格段に低いからである。また、この誤差はパリティ別人口には影響するが、コーホート出生率（一人当たり出生児数）には影響しないということもある。したがって今後、仮パリティ表が定期的に提供され、当該推計によるパリティ別人口比率が安定することになれば、40歳以上でも十分利用することができる可能性もある。なお、一人当たり出生児数が50歳以上で人口動態統計との差が大きくなるのは、推計に当たって、パリティ4以上をパリティ4として推計したことが影響しているとみられる。

## 5. 推計結果に基づくコーホート出生率の動向と追加出生率<sup>9)</sup>について

これまで、国勢調査の同居児表から推計された女性のパリティ別人口について、推計方法、推計結果について検討してきた。その結果、2005年の推計においては、パリティ別女性人口割合については40歳まで、一人当たり出生児数についてはほぼ50歳まで利用可能であることを確認した。ここでは、その結果に基づいて、これまでに研究者によって明らかにされたことも含めて、最近のわが国のコーホート出生率と追加出生率の動向について見てみる。

### 5.1 パリティ別人口の動向

まず、本稿の推計結果に基づいて1980年以降の国勢調査の各年におけるパリティ別人口の動向（年齢を20歳～39歳に限る、ただし、1980年は年齢20歳～35歳とする。）を図12～図16に示す。

<sup>9)</sup> この用語（追加出生率）については、単に「追加出生率」という言い方も考えられる。しかし、従前、この研究を行った石川（1983）は追加出生率と称していることから、今回はそれをを用いることとした。

これから分かることは、近年、子供を出生していない(パリティ0)者の割合が20歳代後半から30歳代前半を中心として急速に上昇していることであり、2005年においては31歳でも約半数(0.498)の女性がパリティ0に留まっている。20歳代後半におけるパリティ0の比率の上昇は1985年から1995年にかけて大きく、最近ではそれが徐々に30歳代後半にまで及んできていて、39歳でも0.2を超えている。このままでは5人に1人が子供を生涯にわたって出生しないことになる。この25年間で最も比率が上昇したのは28歳で、1980年の0.275から2005年の0.681へと0.406の上昇となっている。すなわち、この年齢では、一人以上の子供を出産していた女性の割合は、1980年にはおよそ4人のうち3人であったが、2005年にはおよそ3人のうち1人へと大きく低下している。

パリティ1の人口比率はかなり複雑な動きをしている。それは、パリティ0から1へ移行してくる者の減少とパリティ1から2へ移行する者の減少が絡み合っているためである。すなわち、23歳から29歳まではパリティ0に留まる者の増加によりほぼ低下傾向にあるが、30歳と31歳については、1995年もしくは2000年まで上昇して、その後低下に転じている。一方、32歳から39歳についてはパリティ2に移行する者の減少によって上昇しており、出生期間の後期に当たる30歳代後半については、0.15近辺の比率であった1995年までから2005年にかけて0.20近辺にまで上昇している。この状況が続けば、女性の5人に1人は、生涯の子供数が1人となる可能性が高い。

パリティ2は20歳代前半を除いて、ほぼすべての年齢で低下している。とくに28歳から32歳の年齢層での低下が大きく、30歳ではこの25年間に0.485から0.182へ0.303低下している。また、30歳代後半では1980年から90年頃には0.5を超えていたが、2005年には0.4を割るに至るまで低下している。

パリティ3とパリティ4以上は水準が異なるものの、似た動きをしている。すなわち20歳代後半はほぼ低下、30歳代は一時的に上昇していたが、2000年からはすべての階層で低下しており、その低下幅も大きい。30歳代後半のパリティ3はかつては0.2あったが2005年には0.15を割っている。

以上のことから、近年の女性の子供の産み方の特徴として以下の点が指摘できる。

- ① 20歳代後半から30歳代前半にかけて、子供を持たない者が増加しており、30歳前後で半数の女性が出生をしておらず、子供をほぼ産み終える40歳前後の約2割の者が出生していない。
- ② 子供を産んだとしても1子だけに留める者が増加しており、生涯の子供数が1人である女性が全体の5人に1人の割合に達しようとしている。
- ③ 子供を2人以上出生した者の比率は近年急速に低下しており、子供が2人又は3人いる30歳代後半の女性は、1990年から95年にかけては7割前後だったが、2005年に

図12 年齢別パーティ0人口比率の推移

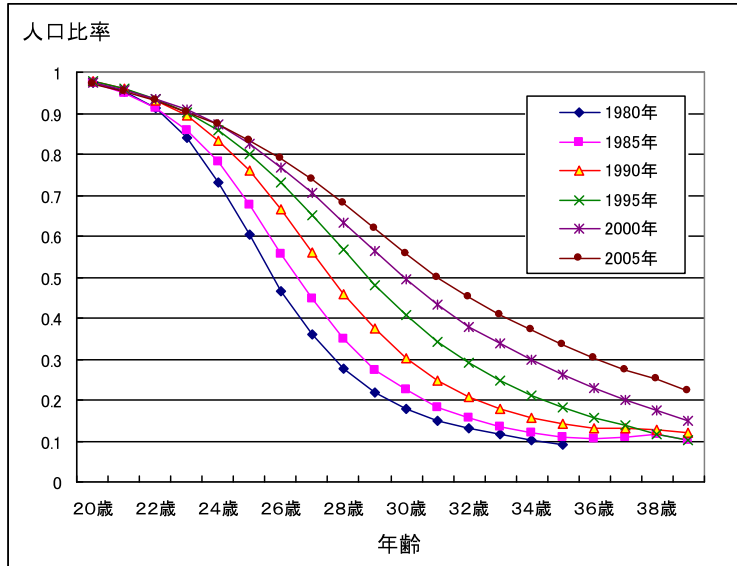
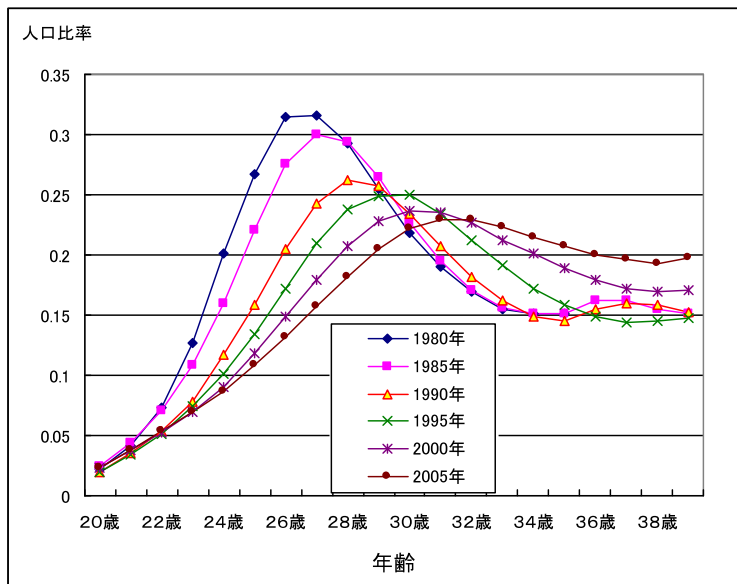


図13 年齢別パーティ1人口比率の推移



は5割程度にまで低下してきている。

## 5.2 一人当たり出生児数の動向

表7は主要な年齢について、図17は国勢調査の各年における年齢別の一人当たり既往出生児数(以下、単に「出生児数」と言う。)を示したものである。これをみても明らかのように、近年の女性一人当たり出生児数の減少は著しい。とくに30歳前後の減少は大きく、年

図 14 年齢別パリティ 2 人口比率の推移

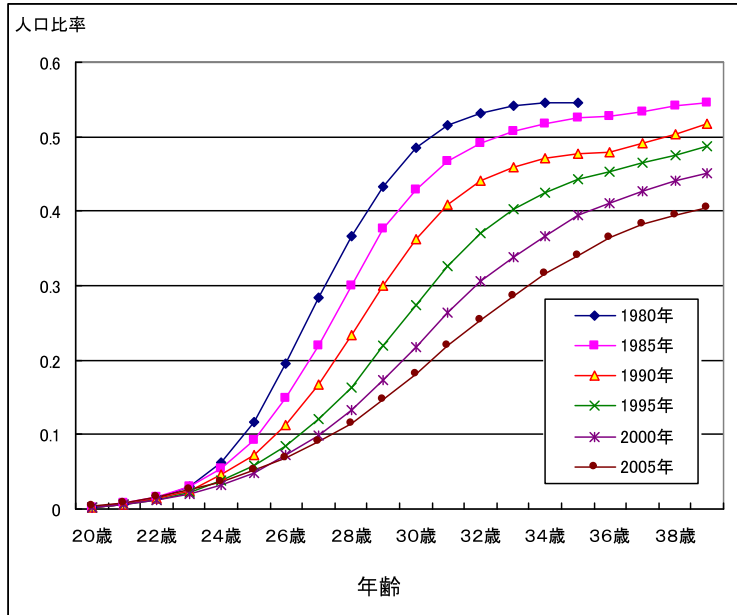
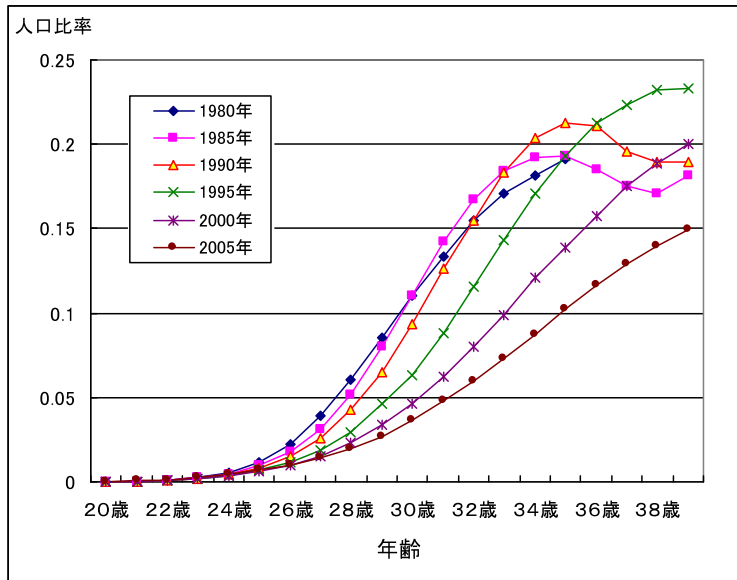


図 15 年齢別パリティ 3 人口比率の推移



年齢別出生率がピークとなる 30 歳においては、1980 年からの 25 年間に 1.55 人から 0.71 人へと半分以下となっている。20 歳以上の一人当たり出生児数のこの 25 年間の動きを図 17 に示す。年齢階層ごとにみると、1985 年には 20 歳代で減少が始まり、時が経つとともに、減少が次第に高い年齢層へと移行して、2005 年には 40 歳代前半においても減少が始まってい

図16 年齢別パリティ4以上人口比率の推移

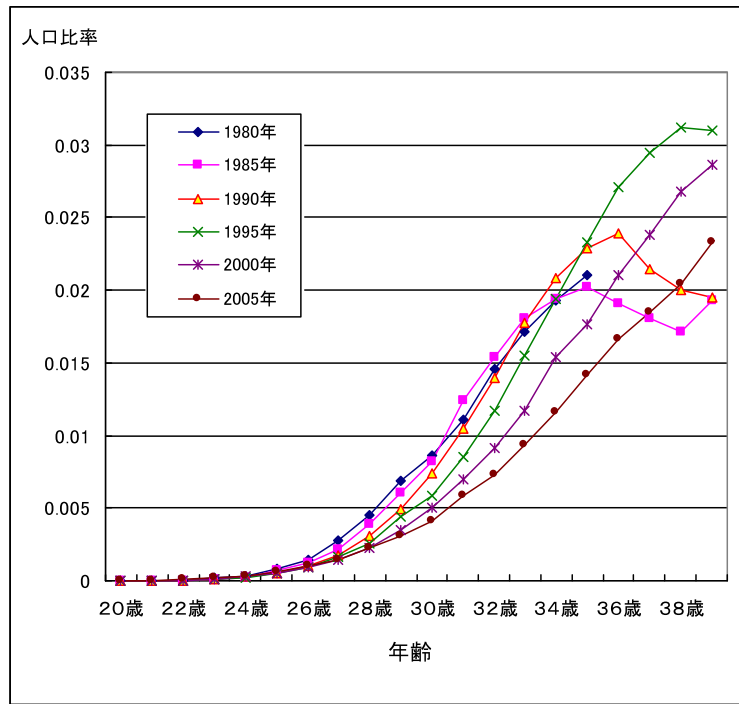


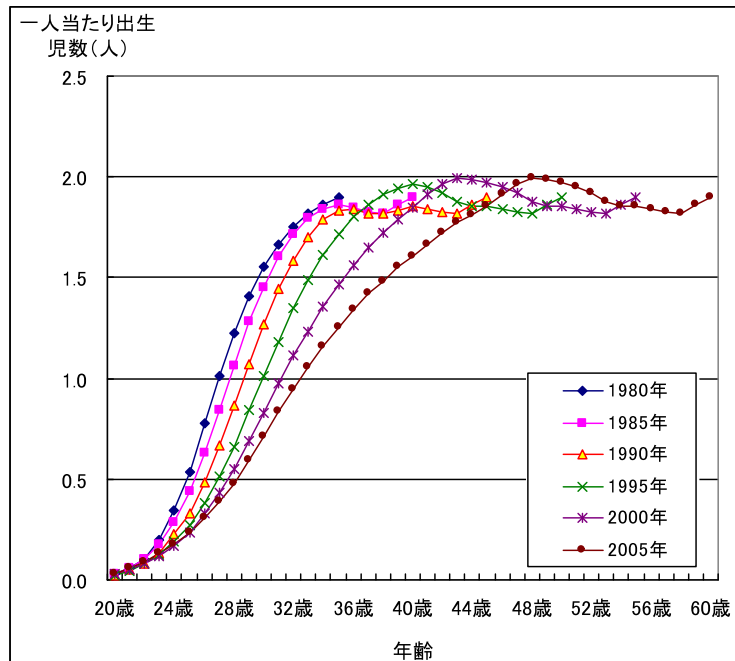
表7 主要年齢の女性一人当たり出生児数(推計値, 1980年~2005年)

	1980年	1985年	1990年	1995年	2000年	2005年
全人口						
20歳	0.03	0.03	0.03	0.02	0.03	0.03
25歳	0.54	0.44	0.33	0.27	0.24	0.23
30歳	1.55	1.45	1.27	1.01	0.83	0.71
35歳	1.90	1.86	1.83	1.72	1.46	1.25
40歳	—	—	1.85	1.96	1.85	1.61
45歳	—	—	—	1.85	1.98	1.86
50歳	—	—	—	—	1.85	1.98
既婚者						
20歳	0.45	0.55	0.56	0.61	0.66	0.74
25歳	0.92	0.86	0.83	0.80	0.81	0.91
30歳	1.75	1.69	1.57	1.38	1.25	1.18
35歳	2.03	2.02	2.02	1.96	1.78	1.64
40歳	—	—	1.98	2.13	2.07	1.91
45歳	—	—	—	1.97	2.14	2.08
50歳	—	—	—	—	1.98	2.14

る。他方、26歳以下では最近、減少に歯止めがかかった気配もみられる。ただし、これはあくまで歯止めであって反転にまでは至っていない。

図18~図22の出生年別(以下「出生コーホート」という。)にみると、1958年出生コーホートまでは、生涯にほぼ2人の出生を維持していた。この世代までは、女性は平均して約2人の子供を出生していたことになる。しかし、1959年又は1960年出生コーホート以降、一人当たり出生児数の減少が始まり、1965年出生コーホートは40歳時点でも1.6人の出生

図 17 一人当たり出生児数の推移



にとどまっている。40歳以降の出生はほとんど見込めないことから、今後このコーホートの未婚者が結婚したとしてもキャッチアップが生じる見込みは薄い。

図 23 は既婚者一人当たりの出生児数である。これは女性全体 (図 17) とは少し様相が異なる。大きく異なるのは若年層であり、24歳以下については増加していて、最近ではそれが27歳にまで達している。これは「婚前妊娠」(おめでた婚) による影響とみられる。他方、28歳以上は既婚者においても一人当たり出生児数が最近かなり低下していて、ほぼ出生を終える40歳~45歳においても2000年から2005年にかけて減少している。この年齢階級における未婚率は2005年時点で10%を超えており、これらの者が今後結婚したとしても、分母人口が増えるだけとなって、既婚者一人当たりの出生児数は更に減少する可能性すらある。

一人当たり出生児数の動向をまとめると以下のとおりである。

- ① 女性一人当たり出生児数は26歳以下では減少が止まった気配がみられるものの、全体としては30歳前後を中心に大きく減少している。
- ② 出生年別では、1958年までの出生コーホートについては40歳までにほぼ2人の子供を出生していたが、1959年出生コーホートから減少が始まっている。
- ③ 既婚者の一人当たり出生児数は若年層では増加も見られるが、全体としては減少傾向

図18 出生年別の一人当たり出生児数の推移(その1)

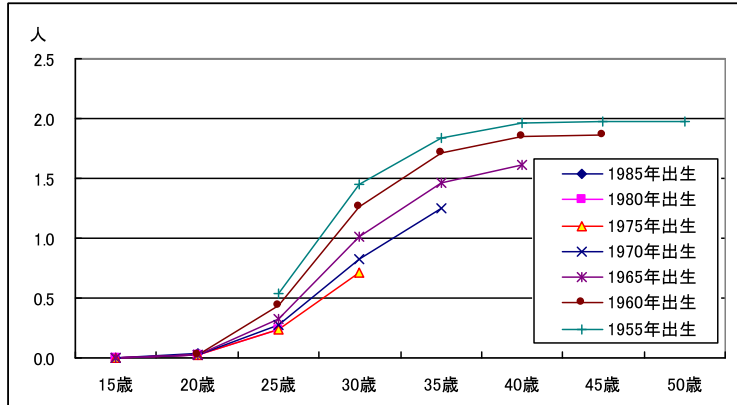


図19 出生年別の一人当たり出生児数の推移(その2)

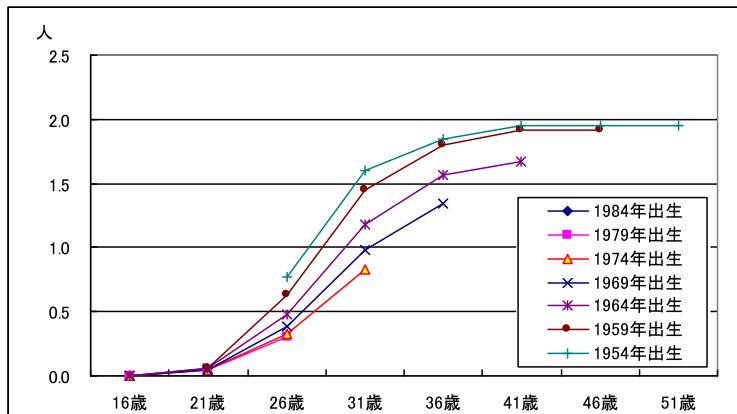


図20 出生年別の一人当たり出生児数の推移(その3)

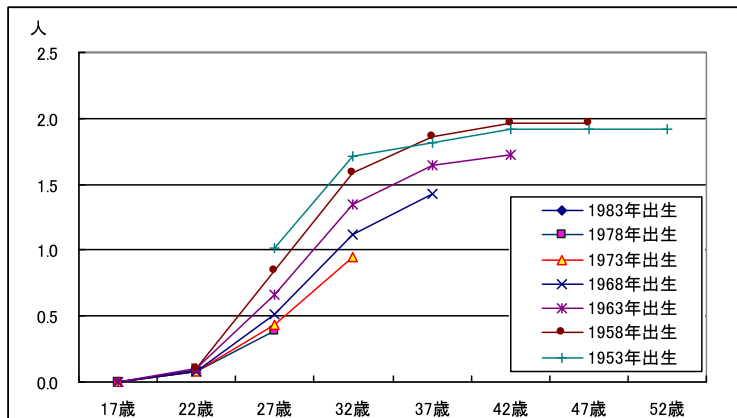


図 21 出生年別の一人当たり出生児数の推移 (その 4)

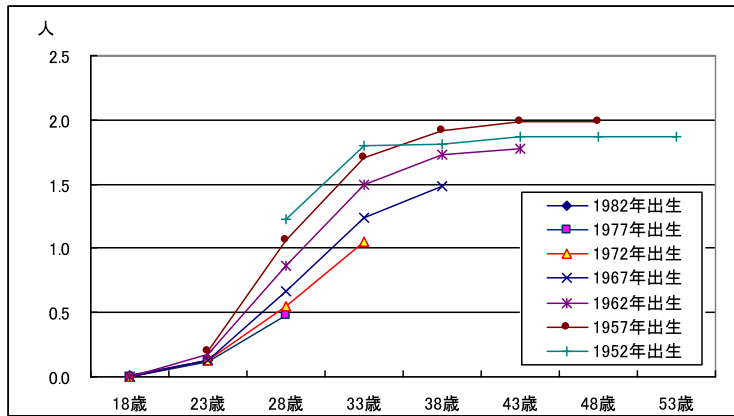
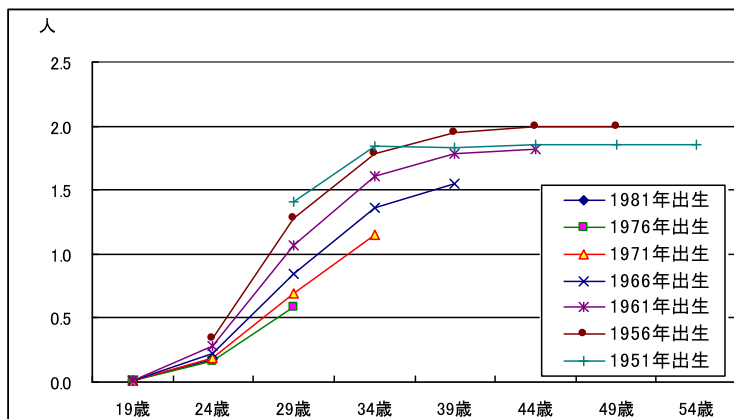


図 22 出生年別の一人当たり出生児数の推移 (その 5)



である。ほぼ出生を終える 40～45 歳でも減少が始まり、今後の回復は見込めそうにない。

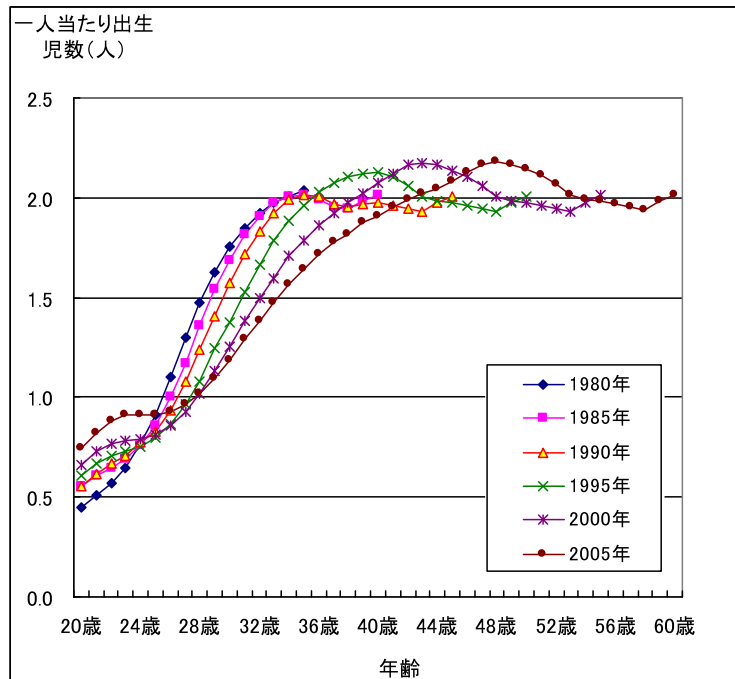
### 5.3 追加出生率の動向

本稿のパリティ別人口の推計は、追加出生率計算のための分母人口を提供することも目的の一つである。ここでは、推計したパリティ別人口を用いて追加出生率の動向をみることにする。用いるデータと計算方法は、①推計値を分母として、②国勢調査の翌年の人口動態統計による出生順位別出生数を分子とした結果である<sup>10)</sup>。ここで問題となるのは、国勢調査の年齢別人口と人口動態統計の母親の年齢別出生数は厳密には一致しないことである。今回は追加出生率の絶対的水準をみるのではなく、主にその変動をみることにしたため、人

<sup>10)</sup> これについては、過去に追加出生率を計算した石川 (1985) も同様に国勢調査の翌年の人口動態統計を用いている。



図23 既婚者の一人当たり出生児数の推移



口動態統計のデータを補正せずそのまま用いることとした。また、40歳以上に関しては、分母となるパリティ別人口の推計結果に若干の問題あることが認められており、40歳を超えた出生は僅少であるので、この年齢層を除外し、40歳未満のみを対象として計算した。

その結果は図24から図26に示すとおりである。いくつかの年齢と年代で不自然な動きがあるが、これはほとんどが「ひのえうま」年とその前後に出生したコーホートの分母・分子のずれによるものである。第1子出生確率は、24歳から30歳までの低下が顕著である。特に26歳については、1981年から2006年の25年間で約4分の1に低下し、31歳と32歳についても、2001年から晩婚化に伴って低下が始まっている。他方、23歳以下では下げ止まりがみられ、34歳以上ではわずかではあるが上昇の気配がある。

第2子についてみると、おおむね第1子と同様であり、30歳前後でかなり低下し、23歳未満と30代後半で上昇している。ピークは1981年に28歳で0.305あったが、その後急速に低下し、2001年には30歳でちょうど0.2を維持しているに過ぎず、2006年には全ての年齢で0.2を切ったことが注目されよう。また、追加出生確率が高い年齢層は20代前半へと移行し、2006年には22歳で0.192と最も高く、20歳代から30歳代前半までの値がフラットになってしまっていることも併せて興味深い。これは第1子から第2子への移行が年齢に関係なくなっていることを示しており、一時的な動きかどうか今後の観測が必要である。

第3子についてみると、29歳から32歳までについては1986年から1991年まで上昇した

図 24 第 1 子追加出生率の推移

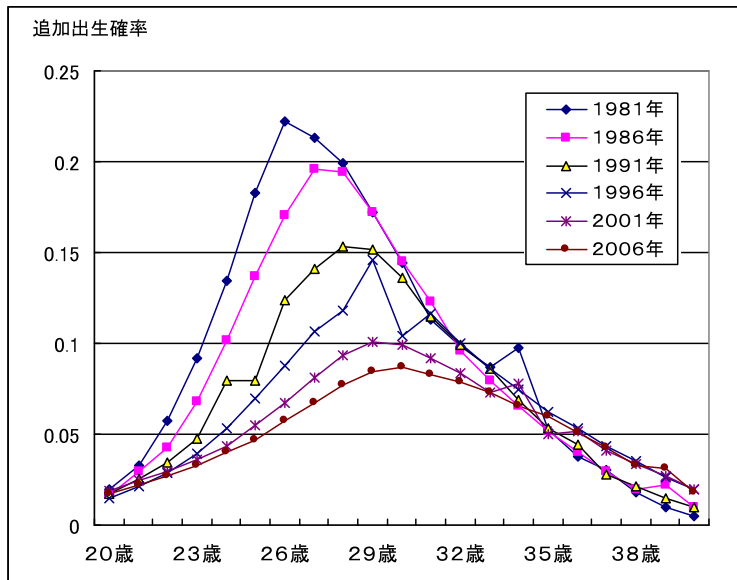
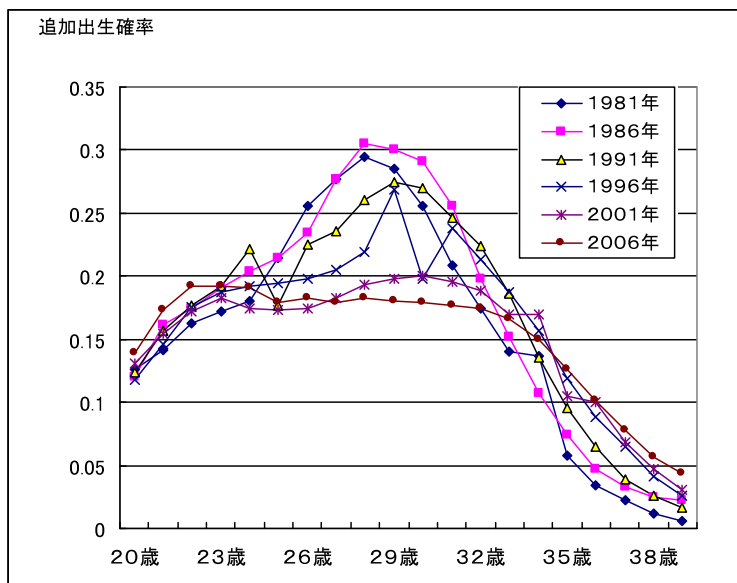
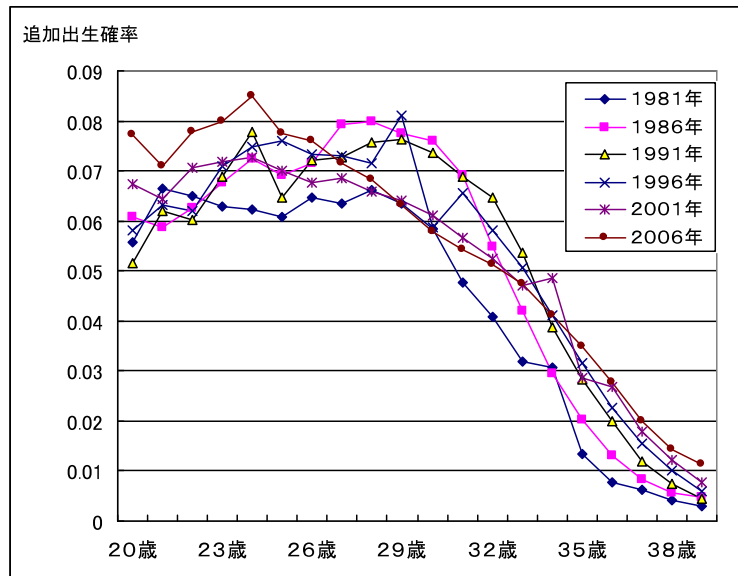


図 25 第 2 子追加出生率の推移



時期もあったが、やはり最近は低下している。また、26歳未満と35歳以上については2006年が最も高い。すなわち、若年層は第2子と同様、早めに多くの子を産んでいることを示しており、場合によってはこれらの者は今後、多産となることもあり得る。30歳代後半の上昇は結婚と出産年齢の遅れによるキャッチアップともみられるが、そもそも分母の人口の減少による可能性もある。

図 26 第3子追加出生率の推移



追加出生率についてまとめると以下のとおりである。

- ① 第1子出生率は20代後半で大きく低下している。
- ② 第2子、第3子ともに30歳前後で低下しているが、20歳代前半と30歳代後半ではむしろ上昇している。ただし、30歳代後半の上昇は分母人口が減少している中での上昇であり、パリティの拡大に寄与しているとは言い難い。

## 6. おわりに

国勢調査の同居児表からコーホート出生率の指標となるパリティ別人口を推計し、その結果に基づいて近年のわが国の出生の動向について検討した。その結果は、まず第一に、同居児法に基づくパリティ別人口は40歳までの階層については十分な精度が見込まれることが判明した。国勢調査では1970年以降、既往出生児数の調査を行っていないが、今後の国勢調査においても引き続き同居児表で仮パリティ表が提供されれば、既往出生児数を調査したのとほぼ同じ結果が提供されることになる。

推計結果に基づく近年のわが国の出生の動向に関しては、第1に子供を産まない女性が以前は1割程度であったのに対して、近年は2割程度にまで上昇していること、子供を2人以上産んだ女性の割合が、従前の7割以上から5割程度にまで低下し、生涯の子供数が一人の者が増加していること、一方で、若い世代では低出生率に下げ止まりの気配も見られることなどが判明した。

このほか、1958年出生コーホートまでは平均でほぼ2人の子供を出生していたが、1959

年出生コーホートからは一人当たり出生児数の低下が始まり、同時に既婚出生率の低下も生じていることから、結婚によるキャッチアップの可能性も低いこと、若年層では婚前妊娠の影響と見られる既婚出生率の上昇がみられるなど、既に出生動向基本調査などで明らかにされていることも今回の推計結果で確認された。

これらの結果は 2005 年までの国勢調査に基づくものである。最近の人口動態統計によれば、期間出生率である TFR は 2005 年の 1.26 を底として上昇に転じている。これはコーホート出生率の上昇をもたらす可能性を示唆しているが、一方でこの間の経済状況の好転による一時的な反転の可能性もある。しかし、2008 年からは、100 年に一度といわれる大不況に陥った現在の経済状況の中で、2009 年以降の出生の動向がわが国のコーホート出生率にどう影響を与えるか注目すべきところである。

#### 謝辞

本稿の作成にあたりましては、統計局国勢統計課審査発表係からデータの提供等の援助をいただきました。また、査読者の方には貴重なご意見、ご示唆をいただきました。これらの方々に対しまして深謝の意を表する次第です。

#### (補足) -人口動態統計の補正方法-

本研究は国勢調査の 10 月 1 日現在における女性の年齢別既往出生児数を推計するものである。人口動態統計の補正は人口動態統計の母親の年齢別、出生順位別出生児数を各年の 10 月 1 日現在の母親の年齢コーホートからの出生児数に組み替えるという方法により行っている。実際の推計は、各年の、出生順位ごとに行っているが、ここでは分かりやすくするため、その両方の変数を省略している。具体的には補足図の  $a$  歳の年間出生児数 ( $ABCD$  内の出生児数 =  $B_a$ ) を  $IJ$  線を横切るコーホートの出生児数 ( $FGHE$  内) に組み替えた。その方法は

- ①  $a$  歳の出生児数  $B_a$  を  $a$  歳の若い方から  $m_{a,1}$  (図では  $EGCD$ )、 $m_{a,2}$ 、 $m_{a,3}$ 、 $m_{a,4}$  の 4 期に分ける。

- ②  $a$  歳内は直線的に変化するとして、

$$m_{a,1} = (m_{a-1,4}) + (B_{a-4} \times m_{a-1,4}) \times 1 \div 16$$

$$m_{a,2} = (m_{a-1,4}) + (B_{a-4} \times m_{a-1,4}) \times 3 \div 16$$

$$m_{a,3} = (m_{a-1,4}) + (B_{a-4} \times m_{a-1,4}) \times 5 \div 16$$

$$m_{a,4} = (m_{a-1,4}) + (B_{a-4} \times m_{a-1,4}) \times 7 \div 16$$

- ③  $m_{a,1}$  の実際の  $IJ$  コーホートの  $a$  歳での出生数は  $EGJD$  であるので  $IJ$  コーホー

トの  $m_{a,1}$  内の出生数  $B_{a,m_{a,1}}$  は

$$B_{a,m_{a,1}} = m_{a,1} \times 3 \div 4 + m_{a,1} \div 4 \times (B_a \div (B_a + B_{a-1}))$$

同様に,  $IJ$  コーホートの  $m_{a,2}$  内の出生数  $B_{a,m_{a,2}}$  は

$$B_{a,m_{a,2}} = m_{a,2} \times 3 \div 4 + m_{a,2} \div 4 \times (B_{a-1} \div (B_a + B_{a-1}))$$

以下,  $B_{a,m_{a,3}}, B_{a,m_{a,4}}$  は

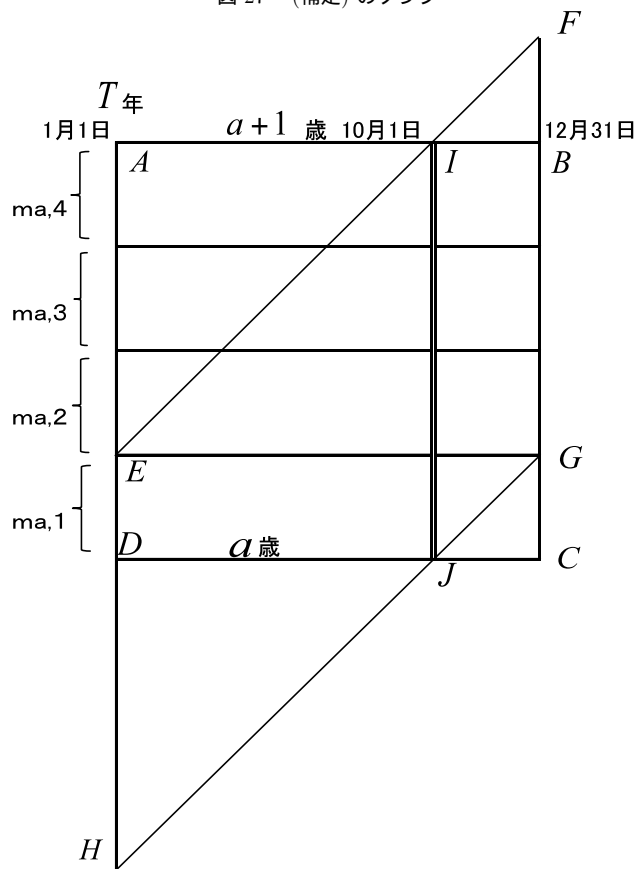
$$B_{a,m_{a,3}} = m_{a,3} \times 1 \div 2 + m_{a,3} \div 4 \times (B_{a-1} \div (B_a + B_{a-1}))$$

$$B_{a,m_{a,4}} = m_{a,4} \times 1 \div 4 + m_{a,4} \div 4 \times (B_{a-1} \div (B_a + B_{a-1}))$$

としている.

また,  $m_{a,1}$  から  $m_{a,4}$  で  $IJ$  コーホートからの出生とならないものは,  $IJ$  の前後のコーホートに入れている.

図 27 (補足) のグラフ



参 考 文 献

- 廣嶋清志・三田房美 (1995) 「近年における都道府県別出生率格差の分析」 『人口問題研究』第 50 巻第 4 号, 1-30 頁
- 廣嶋清志 (2006) 「長期時系列の人口統計-出生と結婚のコーホート統計」 『統計』第 57 巻第 9 号, 8-14 頁
- 伊原一 (2008) 「同居児法による産業別出生率の 2005 年推計試算」 『日本人口学会 第 60 回大会報告要旨集』 104 頁
- 石川晃 (1983) 「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, 58-63 頁
- 伊藤達也 (1975) 「同居児法と人口動態復元法-人口動態調査資料による人口動態情報の内容と精度」 『医学のあゆみ』第 132 号, 第 13 号, 949-954 頁
- 伊藤達也・山本千鶴子 (1977) 「同居児法による最近の差別出生力の計測」 『人口問題研究』第 142 号, 16-36 頁
- 伊藤達也 (1980) 「同居児法の精度」 『人口問題研究』第 156 号, 63-70 頁
- 河野綱果・石川晃 (1985) 「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, 19-39 頁
- 河野綱果・石川晃 (1986) 「出生力における年齢, パリティ, 時間」 『人口問題研究』第 178 号, 18-32 頁
- 厚生省人口問題研究所 (1990) 「わが国女子の出生力表: 1950~88 年-出生力構造の分析」 『研究資料』第 263 号
- 厚生労働省大臣官房統計情報部 (2006) 「平成 17 年度 出生に関する統計-人口動態統計特殊報告」
- 国立社会保障・人口問題研究所 (2007) 「平成 17 年第 13 回出生動向基本調査 (結婚と出産に関する全国調査) - 第 1 報告書」 『調査研究資料』第 23 号
- Lee-Jay Cho, Robert D. Retherford, Minja Kim Choe (1986) "The Own-Children Method of Fertility", University of Hawaii Press
- 松村迪雄 (1980) 「同居児法による我が国の出生率の推計-昭和 50 年国勢調査に適用した結果について」 『統計局研究彙報』第 34 号, 65-79 頁
- 松村迪雄 (2000) 「国勢調査からみた我が国人口の姿 (9) -出生率」 『統計』第 51 巻第 2 号, 36-38 頁
- 大林千一 (1979) 「同居児法による期間出生力の推計について」 『統計局研究彙報』第 33 号, 1-14 頁
- ロバート・D・ラザフォード・伊原一他 (2004) 「日本における教育別出生力の推移 (1966~2000 年)」 『総務省統計研修所, 自主研究, 「我が国の統計事情に関する研究成果」』, 統計研修所 HP