

ないため、見分けることができるとしている。

このATFRは「もしタイミングの変化が無く、現在の出生行動が続いたなら観察されたとであろう合計出生率」を表すものである。つまり、PTFRの「年齢別出生率に変化がなければ」という仮定に「もし出生タイミングに変化がなければ」という仮定を付け加えたものである。従ってボンガーツ等は「この調整によってCFRを推計しようとしたわけではない(Bongaarts and Feeney 1998 p.290)」と述べている。

彼らはこの指標を読む上で3つの注意点を述べている (Bongaarts and Feeney 1998, 2000)。

1. この指標は従来のPTFRからタイミング効果を取り除いたものであるが、これは「仮に年齢別出生率が将来も不変であったら」という、架空の出生率である。
2. 確かにライダーの影響を受けてはいるが、彼の考えとは異なっている。我々の論文では、quantum と tempo をPTFRの構成要素として扱っている。
3. このシンプルな調整式には、出生行動についていくつかの仮定を設けている。それは、1. 年齢別出生率は全年齢において一定の割合で変化する、2. 年齢別出生率は全年齢において同程度変化する、3. 出生順位別平均出生年齢の変化は直線的である、という3つである。

### 3. 日本における調整合計出生率

日本における調整合計出生率を算出したところ、図1および表2のようになった。調整合計出生率と期間合計出生率の差が期間出生率におけるタイミング効果である。この差は近年、縮小傾向にある。1955-2003年の期間における調整合計出生率と期間合計出生率の差の平均は0.12であり、このことから、もし1955年以降の期間に出生タイミングの遅れが生じなかったならば、期間合計出生率は現在よりも幾分高い水準にあったであろうといえる。しかしタイミング効果は、1955年には0.25あったが1975年には-0.01まで減少した。その後増加したが、1989年の0.26をピークに2000年では0.04にまで減少している。この結果、特に1990年代末から2000年では出生タイミングによる期間出生率への影響はないといってもよいほどの水準になっている。しかしながら2000年以降、合計出生率は低下していながら調整合計出生率は逆に大きく上昇しており、2003年における合計出生率と調整合計出生率との差は0.17にまで拡大している。これは2000年以降、特に第1子の平均出生年齢が急激に上昇したことによる影響が大きい(図2)。

また、興味深いことに「ひのえうま」後の1969年から1975年の間、期間合計出生率と調整合計出生率は逆転し、むしろ調整出生率の方が低くなっている。この時期はちょうど第二次ベビーブームの頃である。出生順位別の平均出生年齢の変化をみると、この期間はほぼ全ての出生順位において平均出生年齢は若返っている(図2)。この期間において期間出生率と調整出生率が逆転したのは、1960年代中頃に平均初婚年齢が低下したことに伴っ

て、結婚後の平均出生年齢、特に出生数が多い第1子、第2子の平均出生年齢も低下したためと考えられる（別府 2001）。

1975年以降になると期間出生率は人口置き換え水準以下となり、1981年から84年にかけて一時的に上昇したが、85年以降は低下の一途をたどっている。一方の調整出生率は、1975年から1983年にかけて期間出生率と同様、若干上昇した。調整出生率は1983-88年の期間は1.9を若干上回る水準で比較的安定し、出生率も置き換え水準付近にあった。したがって1980年代における期間出生率の変化は、そのほとんどが出生タイミングの変化により引き起こされたと考えられる。

しかし、1988年以降は期間合計出生率と調整合計出生率がともに急速に低下し、2000年には期間合計出生率が1.36、調整合計出生率は1.40と、両者の差はほとんどなくなった。ただし2002年、2003年の調整合計出生率は上昇傾向を示しており、近年出生の延期（もしくは取り消し）が一段と加速している様子が示されている。こうした結果は、1990年以降における期間合計出生率の低下が、それまでの低下要因とは根本的に異なり、もはや出生タイミングの遅れだけによって起きているのではないことを示しているのではなかろうか。この点は筆者が昨年度の研究において行った出生率変動に対する所得効果の分析からも、1990年の前後でそれまでとの傾向に変化があるようだと指摘がなされている（別府 2004）。阿藤が述べているように、1990年代に大きな価値観の変化があったのかもしれない（阿藤 1997）。

日本では非嫡出子は全出生の2%未満にすぎず、出生は事実上、配偶関係に規定されている。しかし多くの出生率指標は配偶関係を考慮に入れない。日本のような社会の場合、今日のように生み盛りの年齢において有配偶率が大きく低下すると、それだけで出生率は低下することになる。また、この有配偶率の低下が初婚年齢の上昇＝晩婚化であるのか、生涯未婚者の増加＝非婚化であるのかは、依然不透明である。将来も現在のように非嫡出子が少ない状態が続くとすると、現在の平均初婚年齢の上昇が晩婚化によるものであれば将来に出生遅れの取り戻しがあるが、仮にすべてが非婚化によるものであればその人たちは一生涯出生を行わないために、出生率がさらに低下する可能性がある。

ところで、戦後日本の出生率の推移の中で大きな特徴である「ひのえうま」の1966年には、調整値の方が0.11上回るだけで期間出生率と調整出生率の両者には、ほとんど差は生じなかった。この結果は、「ひのえうま」の出生率低下が出生タイミングの調節によるという研究（大谷 1993）に反する。おそらくこれは調整合計出生率算出に際しての仮定に起因するものであろう。ボンガーツとフィーニーは、「出生率が急激に変化しコーホート効果が無視できないほど大きい時には、調整がうまくいかないことがある」と述べている（Bongaarts and Feeney 1998）。「ひのえうま」はまさにこのケースであると考えられる。

ボンガーツとフィーニーが考案したこの出生タイミングの調整式は、期間出生率のタイミング効果を取り除くことができるようにした、という点において画期的である。指標の算出に必要なデータが少なく、また計算も容易である。しかしこのモデルでは年齢別の出

生率を用いず、また平均出生年齢の変化をすべて出生タイミングの変化として認識している。近年の日本では、晩婚化・晩産化と同時に未婚化・無子化も進展しており、得られた結果をそのまま解釈することは難しい。

この指標については若干の議論がある。この批判は指標の仮定に対してのものと、この指標自体に対してのもの2つがある (Imhoff and Keilman 2000, Kim and Schoen 1999, 2000)。既に述べたように、調整合計出生率の算出には三つの仮定がある。キムとショーン Y. J. Kim and R. Schoen はこのボンガーツ=フィーニー・モデルについて、「彼らの仮定は強すぎる (Kim and Schoen 1999)」と述べている。彼女らは、「ボンガーツ=フィーニー・モデルは、出生タイミングがU字 (または逆U字) 型に変化するときには、たとえ変化が少しずつだとしても不安定になる (Kim and Schoen 1999)」と指摘している。これはボンガーツ・フィーニーモデルが、出生率の変化は直線的であると仮定していることによる。

その上で彼女らは「基本的に、ボンガーツ=フィーニー・モデルはある一年間の行動に基づいて算出されるため、出生タイミングを表す指標としては不十分であり、現実的ではない。そのような仮定の当てはまらないところでは指標が不安定になり、出生率の水準や動向の特徴をほとんど捉えることができない」と指摘している。また、この指標では平均出生年齢の上昇はすべて晩産化で説明される。ここに未婚化の影響が入らないのはもちろんだが、妊孕力の低下による出生率低下も考慮外である。このように、ボンガーツとフィーニーの考案した調整合計出生率はどの人口に対しても無条件で適用できる指標ではないということには、注意が必要であろう。

なお、この指標はあくまで期間出生率からタイミング効果を除いたものである。そのため調整合計出生率と完結出生率は当然一致しない。このところを誤り、完結出生率の推計ができないと批判することは、元来ボンガーツらが意図したものではなく、またこの指標の意味するところでもないために、やや的外れである。

#### 4. コーホート出生率低下と無子人口割合

図2には調整出生率と合計出生率のほか、コーホート出生率も示している。コーホート出生率と期間出生率は、それぞれ扱っている時間の概念が異なるために直接比較を行うことは難しい。ここではコーホート出生率を、各コーホートが平均出生年齢の近似値と考えられる28歳時点における年次に示している。なお、本来であればコーホート出生率に49歳時の累積出生率を用いるべきであるが、40歳時のものと49歳時のものではその差が極めて小さく、また40歳時の累積出生率を用いればより長期間の分析が可能になるため、本研究ではコーホート出生率に40歳時の累積出生率を用いている。

期間出生率が低下しているのは此処で改めて述べるまでもなく、周知の事実である。しかしながらこの図を見ると、1982年頃までは2.0程度で安定していたコーホート出生率に

についても顕著な低下傾向が認められる。出生率のタイミング効果の項でも触れたように、コーホート出生率に変化がなく、タイミング変動のみが生じている場合、期間出生率はタイミング変動が収まれば自然とコーホート出生率の水準に回復する。しかしコーホート出生率が低下しているとなると、仮にタイミング変動が収まったとしても、出生率は低下もしくは低位安定となり、人口置き換え水準ないし置き換え水準付近までの持続的な回復は見込まれない。

こうしたコーホート出生率の顕著で持続的な低下は、何によってもたらされているだろうか。本研究ではパリティ（出生順位）の視点から、特に無子の人の割合について分析を試みた。マクロデータを用いてのこうした試みはこれまでほとんど行われていないが、出生動向の分析において、重要な資料を提供できることが考えられる。ただし、国勢調査で出産歴を調査しなくなってしまったために、既存のマクロデータから単純に無子人口の割合を算出することは不可能である。

そこで本研究ではホイザーR. L. Heuser が考案した方法を応用して分析を行っている。ホイザーはそれぞれの年齢の出生順位別出生率を累積し、全ての女性が出生する状態である 1.0 からその累積出生率を引いた差を求め、この数値によって各出生順位別出生率を割ることにより年齢別・パルティー 1 (PPR1) の出生率を算出した (Heuser 1976)。累積出生率と 1 からの差がパルティー 0 の割合になる。式に示すと次のとおりである。ただし  $x$  は年齢、 $B_x^1$  は第 1 子の出生数、 $P_x^F$  は年齢  $x$  歳における女性人口、

$\sum_{15}^x \frac{B_x^1}{P_x^F}$  は第 1 子についての 15 歳から  $x$  歳までの累積出生率である。

$$PPR1(x) = \frac{\left( \frac{B_x^1}{P_x^F} \right)}{\left( 1 - \sum_{15}^x \frac{B_x^1}{P_x^F} \right)} \quad [4]$$

この方法は、対象となる人口に全配偶関係の女性を用いているが、日本の出生行動の特色である非嫡出児の少なさを考慮した際、出生力分析は全女子ではなく有配偶女子に限定したほうがより現実に近い分析を行える (別府 2003)。ただしコーホートで結婚状態を考慮した分析を行おうとすると、コーホートの有配偶率なりを別に推計する作業が必要となる。そのため本研究では配偶関係についてはあえて考慮せずに分析を行っている。

さて、表 3 は上記の式 [4] を用いて算出された第 1 子出生率をもとに、無子人口について生命表形式を用いてあらわしたものである。人口学では 15 歳以前では出生行動は行われないと仮定するため、ここでの分析も 15 歳以上に対し行っている。表 3 において  $lx(B0)$  欄は一般の生命表の  $lx$  にあたり、15 歳人口を 10 万人とした時、死亡が発生しない世界において与えられた年齢別の第 1 子出生確率によって第 1 子を生まない人、無子の状

態でとどまる人を示している。第1子出生確率は式〔4〕から算出された出生率を出生確率に変換したものである。出生率と出生確率の変換式は、次の式〔5〕で表される。B1欄は、表3の上におけるモデル上の第1子出生数である。

$$\text{第1子出生確率}(x) = \frac{(PPR1(x))}{\left(1 + \frac{PPR1(x)}{2}\right)} \quad [5]$$

表3のlx(B0)欄は10万人が出生行動の結果残留する数を示すことから、10万で除した値はその年齢まで無子でいる人の割合を示すことになる。この点は通常生命表と同様である。さて、1950年コホートにおける無子人口の変化を見ると、20歳では全体の98%が無子であり、10歳代での出生は少数であったことが伺える。しかし25歳では54%、30歳では14%、35歳では8%程度にまで低下していた。つまり25歳までに半数近くは1人目の子どもをもっており、1950年に生まれた世代の女性の85%程度の人には30歳までに1人目の子どもをもっていたと分析された。

しかし若いコホートになるにしたがって無子状態にとどまる人口の割合が高まっている。20歳時点ではあまり変化がないものの、25歳では1950年の54%から1960年は71%、1970年では82%と大きく上昇していることがわかる。30歳時点でも1950年の14%から1960年は30%、1970年では51%となり、現在では30歳時点でも子どもがいない女性が全体の半数以上に達していることが分析された。

1970年コホートはまだデータが揃っていないが、それまでのコホートの変化を見る限り、空欄に入る数値はさらに高くなることが十分に予想される。過去の趨勢を参考に簡単な推計を行ったところ、1970年出生コホートは40歳時点で29%、50歳時点でも27%程度が無子状態に留まると分析された。1960年出生コホートの50歳時無子率が14%であることを考えると、1960年以降に出生したコホートにおいて無子率が急速に上昇しており、かつこの現象が若い年齢だけでなく40歳時や50歳時といった生涯無子率にも大きく影響している様子が示された。

こうした無子人口割合の急増は出生率の低下に大きな影響を及ぼす。さらにいえば、期間出生率指標であれば出生タイミングの変動などから一時的な変動として無子率が高くなることも考えられるが、表3で行った分析はコホートであり、こうした無子率の傾向というものが社会に定着してきていることを示唆するものとなっている。

## 5. まとめと今後の課題

以上、期間出生率に対しての出生タイミング変化の効果とコホートにおける無子人口割合の変化について分析した。期間出生率に対し、出生タイミングが遅れることによる見かけ上の低下効果は幾分あるだろうことが示されたが、しかし出生タイミングに変化がなかったとしても出生率の劇的な上昇は考えにくいことが示された。また、これまではコホ

ホート出生率が 2.0 程度で安定しており、将来の出生率回復理論もこのことに依拠していた部分が少なくないことから、出生率が将来において上昇することは楽観できないことも示された。

無子人口割合の分析からは、コーホートにおいて生涯を無子で終える人の割合が急増している様子が示され、「子どもを減らす」のではなく「子どもを産まない」という選択がなされていることが示唆された。このことを少子化対策と関連させて考えると、従来いわれている「子どもを産みやすい環境の整備」だけでなく、こうした「産まず嫌い」の人たちに対しどういった政策的対応が求められており可能であるかを再検討する必要があることを示していると考えられる。

今回の無子人口割合の分析は、女性の配偶関係構造の変化を考慮しないモデルを用いて分析しているが、非嫡出出生割合が 2% を切る水準にある日本のような社会を分析する場合、配偶関係構造の変化を分析に入れることは非常に重要である。また、第 1 子を産み終えた人がその後、第 2 子、第 3 子についてどういった出生行動をとっているかも大変興味深い。こうした分析は、次年度の課題となる。

#### 参考文献

- 阿藤誠. 1997. 「日本の超少産化現象と価値観変動仮説」『人口問題研究』第 53 巻 1 号.
- 岩澤美帆. 2002. 「近年の期間 TFR 変動における結婚行動および夫婦の出生行動の変化の寄与について」『人口問題研究』第 58 巻第 3 号.
- 大谷憲司. 1993. 『現代日本出生力分析』関西大学出版部.
- 廣嶋清志. 1999. 「日本の少子・高齢化の人口学的分析」『長寿・社会研究所 家庭問題研究所 研究年報』第 4 巻, 兵庫県長寿社会機構.
- . 2000. 「1970 年代半ばからの合計出生率低下: コーホート出生率によるシミュレーション分析」『経済科学論集』第 26 号, 島根大学法文学部.
- 福田亘孝. 1999. 「日本における第一子出産タイミングの決定因」『人口問題研究』第 55 巻第 1 号.
- 別府志海. 2001. 「近年における出生率変動のタイミング効果」『人口学研究』第 28 号.
- . 2003. 『日本における少子化の人口統計学的研究 — 生命表形式による結婚・出生力の分析 —』麗澤大学博士論文 (未公刊).
- . 2004. 「出生率変動と経済要因に関する研究: イースタリン仮説の検証」厚生科学研究(主任研究者: 河野稠果)『出生率回復の条件に関する人口学的研究』2003 年度報告書.
- Bongaarts, J. and G. Feeney., 1998, "On the Quantum and Tempo of Fertility", *Population and Development Review*, Vol.24, No.2. New York: Population Council, pp.271-291.

- , and ———, 2000, “On the Quantum and Tempo of Fertility: Reply” , *Population and Development Review*, Vol.26, No.3. New York: Population Council, pp.560-564.
- Heuser, Robert L. 1976. *Fertility Tables for Birth Cohorts by Color: United States, 1917–1973*. Rockville, Maryland: National Center for Health Statistics.
- van Imhoff, E. and N. Keilman., 2000, “On the Quantum and Tempo of Fertility: Comment”, *Population and Development Review*, Vol.26, No.3. New York: Population Council, pp.549-553.
- Kim, Y. J. and R. Schoen., 1999, “Changes in Timing and the Measurement of Fertility”, Unpublished.
- , and ———., 2000, “On the Quantum and Tempo of Fertility: Limits to the Bongaarts-Feeney Adjustment” , *Population and Development Review*, Vol.26, No.3. New York: Population Council, pp554-559.
- Ní Bhrolcháin, M., 1992, “Period Paramount? A Critique of the Cohort Approach to Fertility”, *Population and Development Review*, Vol.18, No.4. New York: Population Council, pp.599-629.
- Ryder, N. B., 1956, “Problems of Trend Determination during a Transition in Fertility”, *Milbank Memorial Fund Quarterly*, Vol. 34, No.1, pp.5-21.
- ., 1964, “The Process of Demographic Translation” , *Demography*, Vol.1, No.1, pp.74-82.
- ., 1980, “Components of Temporal Variations in American Fertility” , in R. W. Hiorns (ed.), *Demographic Patterns in Developed Societies*, London: Taylor & Francis, pp.15-54.

表2. 期間合計出生率および調整合計出生率の推移：1955-2003年

年次	調整値						実測値					
	調整合計 出生率	第1子	第2子	第3子	第4子	第5子～	期間合計 出生率	第1子	第2子	第3子	第4子	第5子～
1955	2.5103	0.8189	0.6336	0.5086	0.2941	0.2551	2.3695	0.7207	0.6019	0.4628	0.2882	0.2959
1956	2.4029	0.8213	0.6459	0.4288	0.2746	0.2323	2.2228	0.7391	0.5942	0.3988	0.2444	0.2463
1957	2.2266	0.8499	0.6391	0.3543	0.2045	0.1788	2.0430	0.7224	0.5880	0.3473	0.1922	0.1931
1958	2.2884	0.8808	0.7018	0.3570	0.1806	0.1682	2.1103	0.8103	0.6316	0.3392	0.1644	0.1649
1959	2.2466	0.9206	0.7161	0.3199	0.1429	0.1470	2.0388	0.8377	0.6302	0.3071	0.1329	0.1309
1960	2.1104	0.9423	0.6826	0.2838	0.1005	0.1012	2.0039	0.8670	0.6485	0.2838	0.1066	0.0981
1961	2.1466	0.9886	0.7241	0.2669	0.0872	0.0799	1.9608	0.8700	0.6661	0.2615	0.0880	0.0751
1962	2.1464	0.9838	0.7705	0.2587	0.0719	0.0615	1.9757	0.9150	0.6857	0.2458	0.0726	0.0566
1963	2.1968	1.0148	0.8165	0.2545	0.0669	0.0442	2.0047	0.9336	0.7185	0.2418	0.0649	0.0459
1964	2.1822	0.9887	0.8290	0.2644	0.0607	0.0394	2.0493	0.9591	0.7544	0.2406	0.0583	0.0370
1965	2.1972	0.9739	0.8653	0.2707	0.0579	0.0293	2.1393	0.9934	0.8134	0.2464	0.0550	0.0311
1966	1.6836	0.8161	0.5932	0.1998	0.0475	0.0270	1.5776	0.7998	0.5398	0.1718	0.0414	0.0248
1967	2.2175	0.9787	0.9077	0.2639	0.0470	0.0202	2.2254	0.9982	0.8987	0.2560	0.0489	0.0236
1968	2.1800	0.9571	0.8608	0.2900	0.0527	0.0195	2.1333	0.9667	0.8435	0.2552	0.0469	0.0211
1969	2.0675	0.9267	0.7967	0.2794	0.0469	0.0177	2.1311	0.9452	0.8445	0.2738	0.0479	0.0197
1970	2.0661	0.9065	0.8036	0.2912	0.0487	0.0162	2.1349	0.9428	0.8437	0.2824	0.0473	0.0187
1971	2.0581	0.8860	0.8231	0.2856	0.0479	0.0155	2.1578	0.9303	0.8643	0.2970	0.0484	0.0178
1972	2.0122	0.8560	0.8020	0.2894	0.0468	0.0181	2.1425	0.9331	0.8421	0.3009	0.0487	0.0177
1973	2.0214	0.8817	0.7784	0.2972	0.0488	0.0154	2.1407	0.9258	0.8329	0.3121	0.0512	0.0187
1974	1.9583	0.8882	0.7299	0.2740	0.0472	0.0190	2.0489	0.9060	0.7956	0.2849	0.0458	0.0165
1975	1.8991	0.9074	0.7232	0.2186	0.0359	0.0141	1.9089	0.8620	0.7593	0.2361	0.0370	0.0145
1976	1.8968	0.9012	0.7409	0.2100	0.0311	0.0136	1.8521	0.8292	0.7483	0.2268	0.0345	0.0133
1977	1.9488	0.9135	0.7749	0.2161	0.0320	0.0124	1.8006	0.7947	0.7361	0.2247	0.0327	0.0124
1978	1.9130	0.8535	0.7899	0.2267	0.0326	0.0103	1.7917	0.7852	0.7346	0.2290	0.0316	0.0114
1979	1.9033	0.8400	0.7858	0.2367	0.0287	0.0120	1.7694	0.7812	0.7151	0.2319	0.0307	0.0104
1980	1.8733	0.8263	0.7517	0.2549	0.0319	0.0086	1.7458	0.7850	0.6916	0.2294	0.0303	0.0096
1981	1.9346	0.8796	0.7553	0.2585	0.0323	0.0089	1.7415	0.7917	0.6797	0.2300	0.0307	0.0093
1982	1.9246	0.8669	0.7430	0.2690	0.0360	0.0097	1.7698	0.7976	0.6910	0.2394	0.0324	0.0095
1983	1.9749	0.8698	0.7674	0.2907	0.0383	0.0088	1.8006	0.8089	0.6983	0.2500	0.0341	0.0093
1984	1.9642	0.8672	0.7595	0.2867	0.0415	0.0093	1.8109	0.7979	0.7063	0.2609	0.0361	0.0096
1985	1.9552	0.8647	0.7553	0.2856	0.0402	0.0094	1.7636	0.7610	0.6949	0.2627	0.0358	0.0092
1986	1.9527	0.8629	0.7498	0.2900	0.0412	0.0088	1.7232	0.7421	0.6748	0.2610	0.0363	0.0090
1987	1.9297	0.8388	0.7442	0.2982	0.0378	0.0107	1.6907	0.7214	0.6623	0.2624	0.0359	0.0087
1988	1.9038	0.7944	0.7529	0.2997	0.0477	0.0091	1.6564	0.6991	0.6475	0.2638	0.0372	0.0089
1989	1.8285	0.7700	0.7121	0.2959	0.0417	0.0087	1.5719	0.6699	0.6053	0.2515	0.0367	0.0085
1990	1.7464	0.7442	0.6727	0.2786	0.0422	0.0088	1.5426	0.6632	0.5871	0.2462	0.0378	0.0084
1991	1.7151	0.7398	0.6520	0.2735	0.0409	0.0088	1.5348	0.6800	0.5723	0.2372	0.0367	0.0085
1992	1.7093	0.7869	0.6160	0.2544	0.0428	0.0092	1.5022	0.6760	0.5565	0.2248	0.0364	0.0085
1993	1.6757	0.7798	0.6060	0.2421	0.0385	0.0094	1.4583	0.6670	0.5372	0.2112	0.0345	0.0083
1994	1.7043	0.7985	0.6220	0.2337	0.0399	0.0102	1.4999	0.6934	0.5499	0.2113	0.0361	0.0091
1995	1.5634	0.7334	0.5739	0.2084	0.0380	0.0097	1.4217	0.6603	0.5205	0.1969	0.0351	0.0089
1996	1.6245	0.7559	0.6178	0.2069	0.0352	0.0088	1.4254	0.6591	0.5320	0.1919	0.0335	0.0088
1997	1.5114	0.6860	0.5805	0.2025	0.0338	0.0086	1.3882	0.6486	0.5147	0.1838	0.0323	0.0087
1998	1.5012	0.6827	0.5818	0.1928	0.0334	0.0104	1.3840	0.6567	0.5095	0.1783	0.0312	0.0084
1999	1.4198	0.6596	0.5431	0.1789	0.0306	0.0076	1.3422	0.6498	0.4887	0.1665	0.0289	0.0083
2000	1.4002	0.6687	0.5136	0.1768	0.0330	0.0080	1.3592	0.6617	0.4949	0.1647	0.0296	0.0082
2001	1.3620	0.6702	0.4871	0.1666	0.0298	0.0082	1.3339	0.6551	0.4837	0.1586	0.0285	0.0081
2002	1.4194	0.7306	0.4964	0.1558	0.0274	0.0091	1.3186	0.6593	0.4748	0.1497	0.0269	0.0079
2003	1.4626	0.8083	0.4810	0.1402	0.0255	0.0075	1.2904	0.6382	0.4740	0.1445	0.0260	0.0078

実測値に関する資料：厚生労働省『人口動態統計』、総務省『人口推計年報』。  
1970年以前の各年値は国立社会保障・人口問題研究所 石川 晃 の計算による。



表3. コーホート別無子率の推移

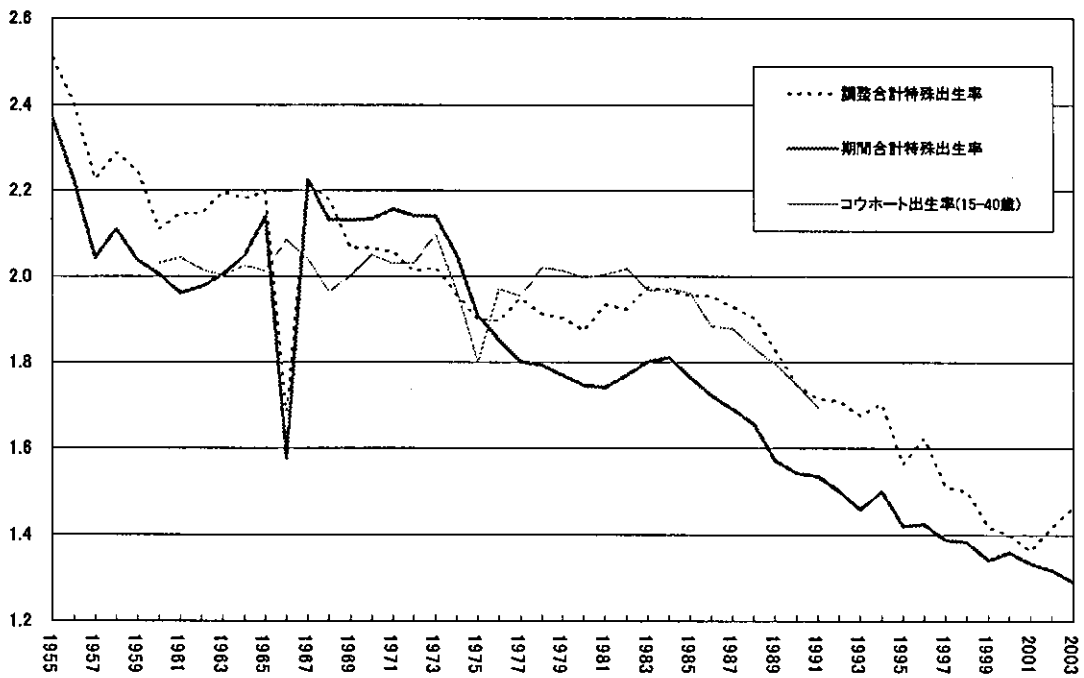
出生年 年齢	1950			1955			1960		
	b(B0)	出生確率	B1	b(B0)	出生確率	B1	b(B0)	出生確率	B1
15	100000	0.00005	5	100000	0.00009	9	100000	0.00005	5
16	99995	0.00025	25	99991	0.00031	31	99995	0.00041	41
17	99970	0.00149	149	99960	0.00173	173	99954	0.00161	161
18	99821	0.00476	475	99787	0.00553	552	99793	0.00416	415
19	99346	0.01193	1185	99235	0.01312	1302	99378	0.00978	972
20	98160	0.02675	2625	97933	0.02501	2450	98406	0.01954	1923
21	95535	0.05261	5026	95483	0.04417	4217	96483	0.03396	3277
22	90509	0.09596	8685	91266	0.07040	6425	93206	0.05397	5031
23	81824	0.15572	12741	84840	0.10859	9213	88175	0.08342	7356
24	69682	0.21766	15036	75627	0.15307	11576	80820	0.11947	9655
25	54046	0.25061	13545	64051	0.18948	12136	71165	0.14855	10572
26	40502	0.25839	10465	51915	0.21267	11041	60593	0.16962	10278
27	30036	0.24271	7290	40874	0.21344	8724	50315	0.17495	8803
28	22746	0.21758	4949	32150	0.20064	6451	41513	0.16494	6847
29	17797	0.19028	3387	25699	0.17406	4473	34666	0.14524	5035
30	14411	0.15977	2302	21226	0.14146	3003	29631	0.12712	3767
31	12108	0.13178	1596	18223	0.11316	2062	25864	0.10852	2807
32	10513	0.10904	1146	16161	0.09222	1490	23058	0.09132	2106
33	9366	0.09215	863	14671	0.07412	1087	20952	0.07573	1587
34	8503	0.07668	652	13583	0.06199	842	19365	0.06771	1311
35	7851	0.06034	474	12741	0.04987	635	18054	0.05427	980
36	7378	0.05093	376	12106	0.04132	500	17074	0.04578	782
37	7002	0.03890	272	11606	0.03228	375	16293	0.03415	556
38	6729	0.02898	195	11231	0.02447	275	15736	0.02689	423
39	6534	0.02189	143	10956	0.01975	216	15313	0.01961	300
40	6391	0.01477	94	10740	0.01259	135	15013	0.01481	222
41	6297	0.00954	60	10605	0.00840	89	14790	0.00921	136
42	6237	0.00535	33	10516	0.00541	57	14654	0.00605	89
43	6204	0.00320	20	10459	0.00272	28	14566	0.00340	49
44	6184	0.00206	13	10430	0.00141	15	14516	—	—
45	6171	0.00066	4	10416	0.00078	8	—	—	—
46	6167	0.00024	1	10407	0.00027	3	—	—	—
47	6165	0.00014	1	10405	0.00017	2	—	—	—
48	6165	0.00007	0	10403	0.00011	1	—	—	—
49	6164	0.00008	1	10402	—	—	—	—	—
50	6164	0.00000	0	—	—	—	—	—	—

出生年 年齢	1965			1970		
	b(B0)	出生確率	B1	b(B0)	出生確率	B1
15	100000	0.00006	6	100000	0.00013	13
16	99994	0.00055	55	99987	0.00069	69
17	99939	0.00218	218	99918	0.00205	204
18	99721	0.00564	562	99713	0.00465	464
19	99159	0.01195	1185	99250	0.00974	967
20	97974	0.01889	1851	98283	0.01647	1619
21	96123	0.02753	2646	96664	0.02477	2394
22	93477	0.03781	3534	94270	0.03210	3026
23	89942	0.05364	4824	91244	0.04198	3830
24	85118	0.07315	6226	87414	0.05888	5147
25	78892	0.09188	7249	82267	0.07142	5875
26	71643	0.11236	8050	76392	0.08593	6564
27	63593	0.12345	7850	69828	0.09601	6704
28	55743	0.12569	7006	63124	0.10408	6570
29	48736	0.12921	6297	56554	0.10395	5879
30	42439	0.11195	4751	50675	0.09784	4958
31	37688	0.09900	3731	45717	0.08621	3941
32	33957	0.08184	2779	41776	0.07573	3164
33	31178	0.06998	2182	38612	0.06647	2567
34	28997	0.05753	1668	36045	—	—
35	27328	0.04977	1360	—	—	—
36	25968	0.04113	1068	—	—	—
37	24900	0.03262	812	—	—	—
38	24088	0.02612	629	—	—	—
39	23459	—	—	—	—	—
40	—	—	—	—	—	—
41	—	—	—	—	—	—
42	—	—	—	—	—	—
43	—	—	—	—	—	—
44	—	—	—	—	—	—
45	—	—	—	—	—	—
46	—	—	—	—	—	—
47	—	—	—	—	—	—
48	—	—	—	—	—	—
49	—	—	—	—	—	—
50	—	—	—	—	—	—

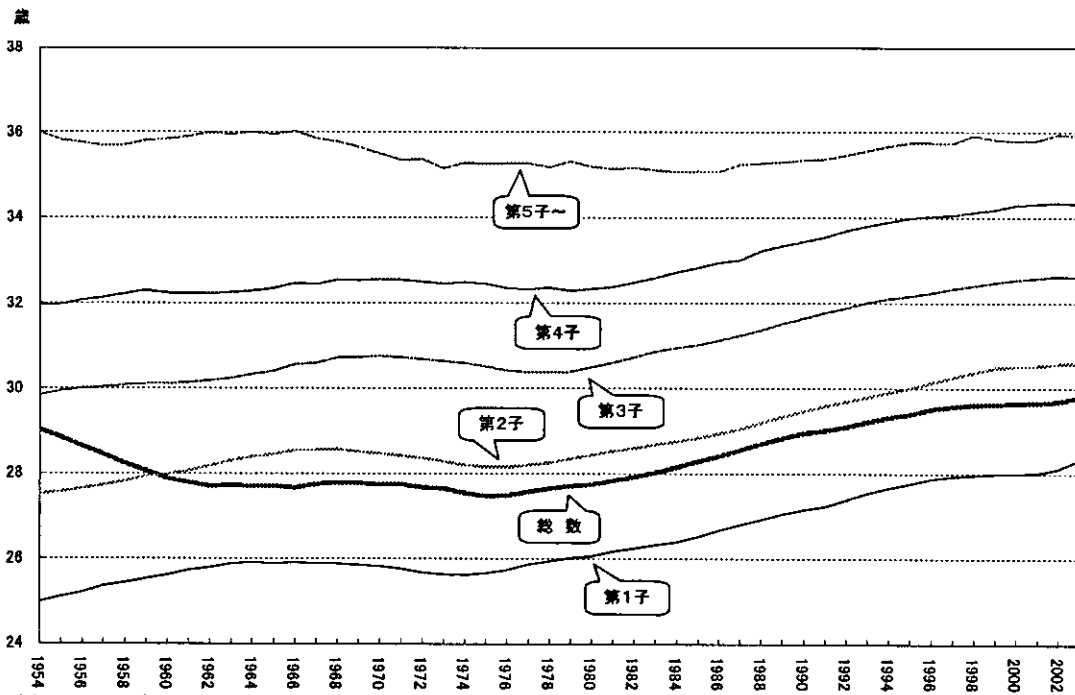
資料: 厚生労働省『人口動態統計』, 総務省『人口推計年報』。

図1. 期間合計出生率、調整合計出生率およびコウホート出生率の推移：1955—2003年



注：コウホート出生率は40歳時の累積出生率を、出生コウホートの28歳時の年次にあわせた。  
 資料：厚生労働省『人口動態統計』、総務省『人口推計年報』。  
 1970年以前の各年値は国立社会保障・人口問題研究所 石川 晃 の計算によるもの。

図2. 出生順位別平均出生年齢の推移：1954—2003年



資料：厚生労働省『人口動態統計』、総務省『人口推計年報』。  
 1970年以前の各年値は国立社会保障・人口問題研究所 石川 晃 の計算による。

## 資料 コーホートサイズと出生指標 —日本における低相関性の確認—

金子隆一（国立社会保障・人口問題研究所）

### 1 はじめに

イースタリンによる相対所得仮説、いわゆるイースタリン仮説(Easterlin hypothesis、Easterlin 1966, 1978, 1980)によれば、人口サイズの小さな世代では高出生率を、逆に大きな世代では低出生率を示し、出生力は世代毎に循環するという<sup>1</sup>。実際、戦後のアメリカではベビーブーム baby boom をはじめとする 1980 年代までの出生率変動について、イースタリン仮説がよくあてはまることが示されてきた。また、個人レベルのデータによる分析でも、仮説の前提となる子ども時代の家庭の生活水準と成人後の出生力との相関などがある程度見いだされている(Ermish 1979, Oppenheimer 1974, Ohbuchi 1982 など)。しかしながら、世代の人口サイズ（コーホートサイズ）と出生力との関係については、上記のアメリカの例を除いて必ずしも明確な関係が特定されていない。これに関しては社会慣習や微妙な社会経済的、文化的差異を正しく考慮することで関係性が認められるとする主張(Pampel 1993 など)と、認められないとする主張(Rindfuss ら)が見られる。わが国では大淵(Ohbuchi 1982)などの分析があるが、コーホートサイズと出生力との関係について否定的である。

本付論では、日本におけるコーホートサイズと出生力の関係性についての分析の基礎として行われた女性コーホートサイズと、出生順位別合計出生率、平均出生年齢、標準偏差との相関関係に関する統計的観察の結果を分析資料の一部として報告しておく。わが国の場合、終戦時期(1945-46)、ベビーブーム(1947-49)、丙午(1966)などにおける出生変動は急激であり、コーホートサイズ変動の効果特定には他の国に見られない有利な特徴がある。イースタリン仮説のコーホートサイズによる出生循環の予測が有用な程度に妥当なものであるためには、この日本のデータによる（逆）相関の存在が必要条件である。もしコーホートサイズと出生力との間に単純な関係が見いだせないとすれば、仮に他の要因の下に相関の存在が証明されたとしても、有用性は限られたものであろう。

ただし、これらを調べる際、わが国の出生率の公表統計に見られる人口動態統計による出生数と、国勢調査ならびに推計人口による人口の測定時期の不整合に起因するコーホート出生率の見かけの変動は、コーホートサイズと出生力の関係性に影響を与える。本稿では、年央人口を推計して用いることによって補正を行った。その結果は、わが国で信頼しうるデータのみによる 1935 年生まれ以降の女性コーホートデータについて、コーホートサ

<sup>1</sup> イースタリンによれば、各世代の平均的生活水準は所属するコーホート（世代）の人口サイズに依存して決まり、サイズが小さいほど生活水準は高い。そして生活水準が高いほど出生力が高いので、サイズの小さなコーホートは出生力が高い傾向にある。すると次世代の人口サイズは大きくなり、成人してからの生活水準は低くなる。しかも、個人の物質的願望は子ども時代を過ごした家庭の生活水準に依存するから、親世代が人口の小さい世代であれば、期待水準は高くなり、低い傾向にある次世代の生活水準との相対ギャップはますます広がり、結婚の遅延、女性の労働参加などから出生率は下がる。

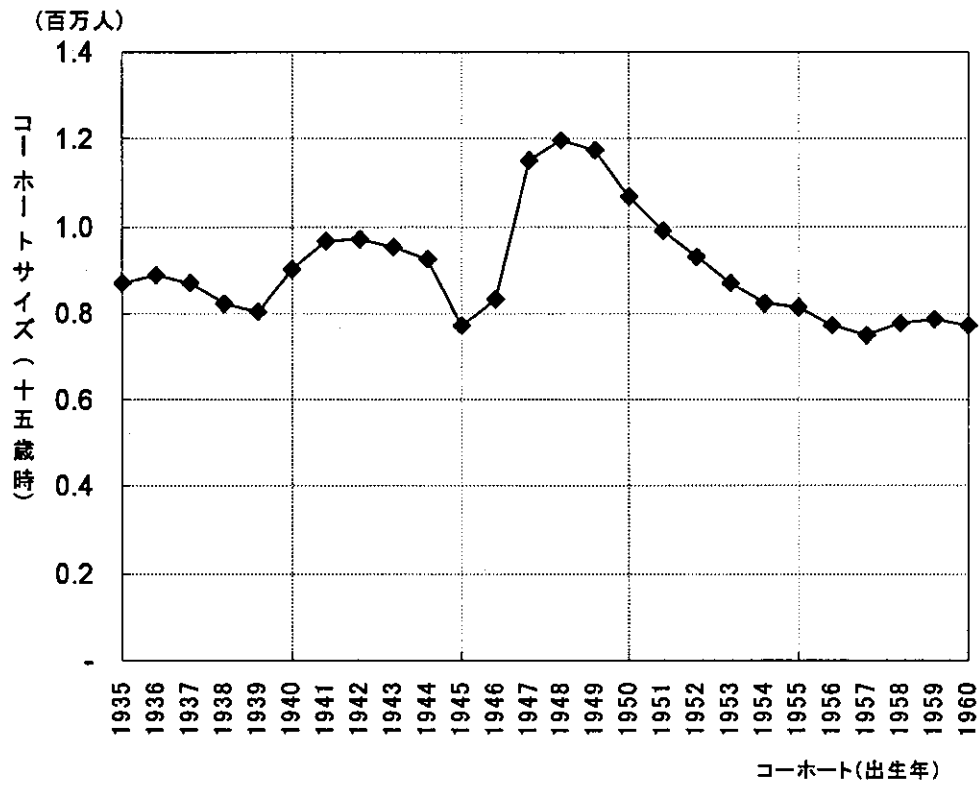
イズの出生力に対する相関は見いだされなかった。このことからコーホートサイズには、少なくとも世代の人口サイズを循環させる程度の出生行動に対する効果はないと考えざるを得ない。現在の低出生下において、イースタリン仮説に基づいた出生率の自動的反騰の期待は持つべきではないものと考えられる。

## 2 方法とデータ

本稿では、コーホートサイズと出生力の特性を表す代表的な三つの指標との関係を概観する。それらは、(1)合計出生率、(2)平均出生年齢、(3)出生年齢標準偏差であり、(1)は出生力の量的特性を、(2)(3)は出生行動のタイミング特性を示し、(2)は行動の時期、(3)は行動のペースを表している。まず、これらの指標の時系列的（コーホートの）な推移を示し、コーホートによる変動を観察する（2(1) 出生力指標のコーホート変動の観察）。わが国の場合、終戦時期(1945-46)、ベビーブーム(1947-49)、丙午(1966)などにおける出生変動は急激であり、これのともなうコーホートサイズ変動（図1）の十分な効果が存在すれば、これらのコーホートで出生率指標にも変動が見られるはずである。次にコーホートサイズと出生力指標の間で相関分析を行った（2(2) コーホートサイズと出生力指標の相関分析）。すなわち、相関係数、決定係数を算出し、その統計的有意性の検定を行った。

これらの分析の対象データとしては、コーホート別の出生順位別、年齢別出生率を算出した。算出には、人口動態統計による1950年以降の出生順位別にみた母の年齢別出生数、ならびに国勢調査と10月1日推計人口（現総務省統計局による推計値）による年齢別日本人人口（女性）を用いた。ただし、わが国の出生率の公表統計に見られる人口動態統計による出生数と、国勢調査ならびに推計人口による人口の測定時期の不整合に起因するコーホート出生率の見かけの変動は、コーホートサイズと出生力の関係性に影響を与えたため、本稿では、上記人口データを元に、年央人口を推計して用いることにより公表値とは異なる出生率を算出し、分析にはこれを用いた。

図1 女性コーホートサイズ(15歳時)の変動



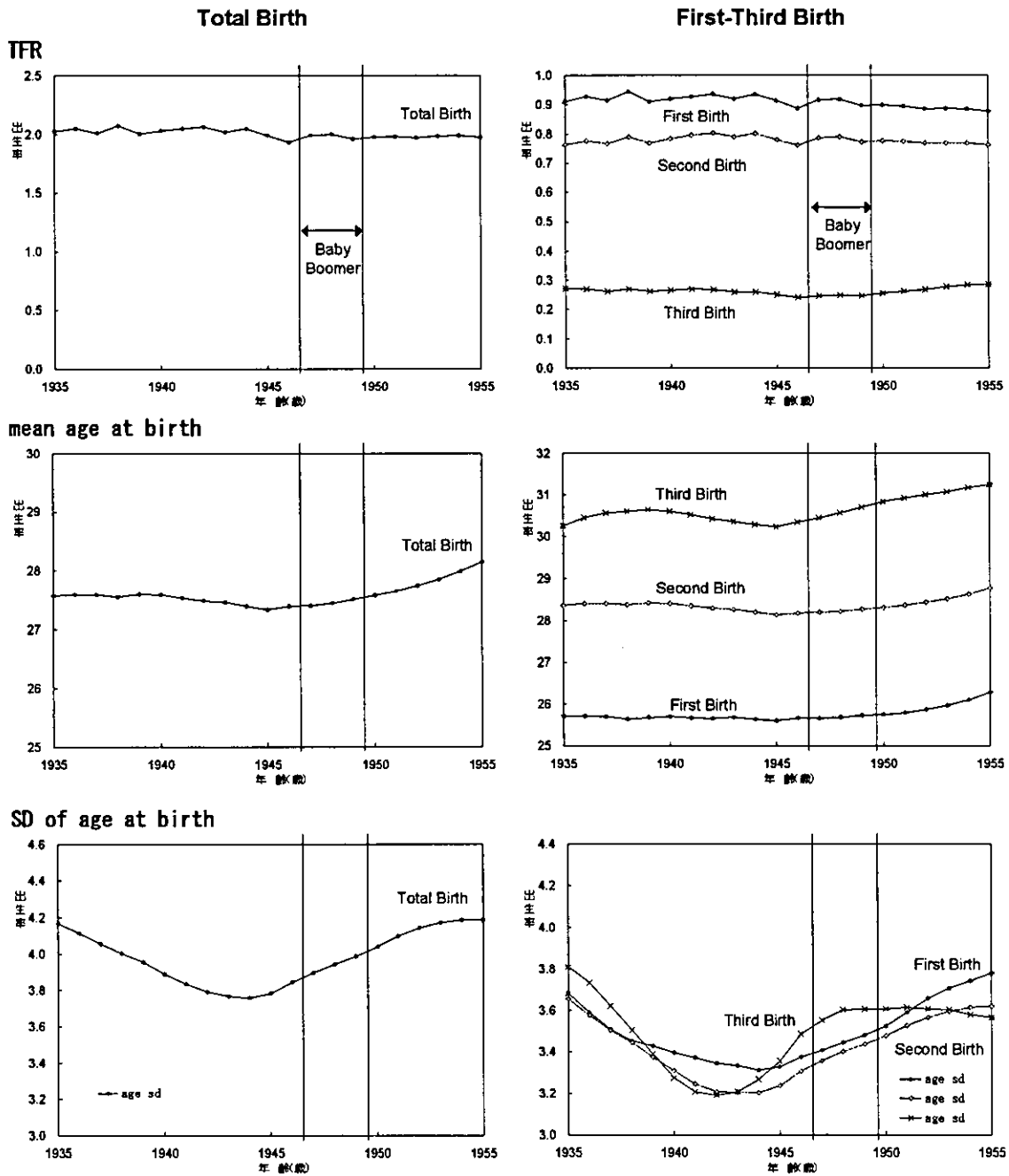
注：「国勢調査」および「推計人口」（ともに総務省統計局）による各年次、日本人女性人口から、女性出生コーホート15歳時点の人口を推定したもの。

### 3 結果

#### (1) 出生力指標のコーホート変動の観察

わが国女性コーホートの出生力の特性を表す代表的な三つの指標(1)合計出生率、(2)平均出生年齢、(3)出生年齢標準偏差について、そのコーホート推移を観察した図を示した(図2)。ただし、ほぼ出生過程を終えた1955年生まれコーホートまでを示している。指標のうち、(1)はコーホートの出生力の最終的な量的特性を、(2)出生行動の時期に関する特性のうち行動の時期を、(3)は同じく行動ペースを表すものである。

図2 出生力指標(出生順位第1~3子)のコーホート推移



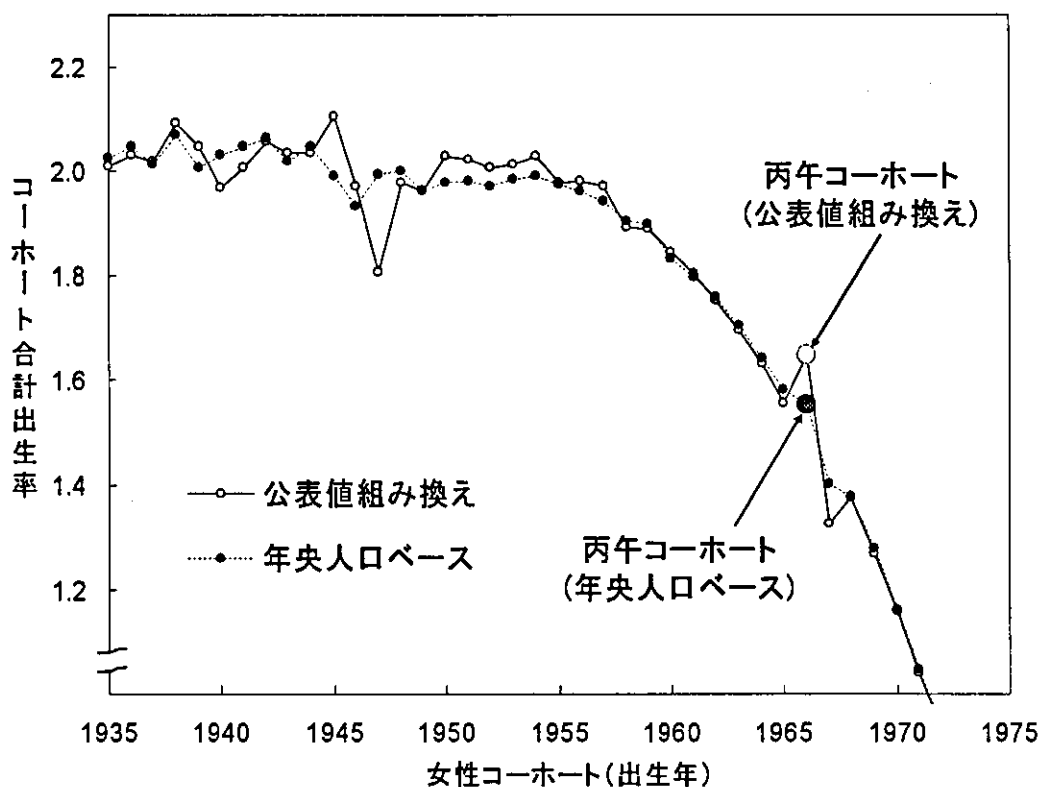
コーホートサイズにこれら指標に対する効果があれば、その変動(図1)に対応してこれらの指標にも変動が見られるはずである。とりわけ、終戦時期(1945-46)、ベビーブーム(1947-49)、少産化期(1950-57)のそれぞれの時期に出生したコーホートでは、コーホートサイズの変動が著しい。図ではベビーブーム世代を縦の領域として示した。

しかしながら、これら著しいコーホートサイズの変動にもかかわらず、どの指標にもそれらに対応した変動は見られない。合計出生率(TFR)において終戦時期に出生したコ

一ホートにわずかな変動が見られるが、これはおそらく統計データ上の誤差に起因する部分が多いであろう（本資料では、出生率算出の際に出生数観察時期と整合性を確保するために年央人口の推計を行って用いているが、終戦時期に見られるような極端に短期間の急なコーホートサイズ変動がある場合には、これでも不十分な可能性が高い）。したがって、これらのコーホート時系列観察においては、コーホートサイズの主要出生力指標に対する効果はまったく視認されず、その存在は否定されざるを得ない。

なお、上記の観察は出生過程をほぼ完結した1955年生まれまでの世代に限定して観察したが、コーホートサイズ変動に関するわが国特有の事例として、丙午（ひのえうま）の年（1966年）生まれの変動が挙げられる。この丙午コーホートは、未だ出生過程途上であるが、ここでは現在までの合計出生率について、その変動を観察することにしよう。ただし、年齢別出生率について公表値を用い、これを組み換えてコーホート出生率を得ると、出生数統計と人口統計の対象時期の違いから人為的な誤差が生じ、これをコーホート効果と見誤る危険がある。図3には、その累積出生率の推移と今年年央人口をベースに算出した同指標を比較して示した。丙午前後出生のコーホートのサイズの変動は、先の終戦時期出生のコーホートと同様に非常に短期間の急な変化であるため、年央人口を用いてもなお誤差が想定されるが、しかしその変動はわずかなものであり、公表値ベース出生率の変動のほとんどが人為的な誤差であることが明らかとなっている。そして仮に年央ベース出生率に見られる変動がコーホートサイズによる効果であるとしても、それはわずかなものに過ぎない。

図3 コーホート合計出生率：公表値と年央人口ベースの比較



注：女性のコーホート別、年齢別累積出生率（最新データここでは2003年一から得られる年齢までの年齢別出生率を累積したもの）について、公表値を組み換えて用いた場合と、年央人口を用いて算出した値を用いた場合の比較。

## (2) コーホートサイズと出生力指標の相関分析

わが国で信頼できるデータが得られる1935年以降生まれの女性単年コーホートについて、コーホートサイズと出生順位別の(1)合計出生率、(2)平均出生年齢、(3)出生年齢標準偏差との相関係数、ならびに決定係数を求めた結果を表1に示した。また、図3に第3子までのコーホートサイズとそれぞれの指標との散布図を示した。

以下、出生行動の主要な部分を占める第3子までについて見よう。まず表1における合計出生率出生率については、コーホートサイズと統計的に有意な相関を示すのは1954年までを対象とした場合の第3子と、59年までを対象とした場合の第2～3子である。ただし、後者の第2子は仮説に反する方向（正相関）に有意性が表れている。また、図3散布図においても、コーホートサイズとコーホート出生率にはむしろ正相関の傾向が認められる。すなわち、わが国でこれまでに得た時系列データに関する限り、イースタリン仮説から期待されるコーホートサイズと出生率の逆相関性は見いだせない。

平均出生年齢については、1959年コーホートまでを対象とした場合に、比較的高い相関が見られる。これは比較的小さいサイズの小さな1950年代半ば以降生まれの世代で、平均出生年齢が目立った上昇を始めたことにより、小さいサイズと高い平均年齢のデータが追加され



たことによるものであり、普遍的な傾向を表すものとは言い難い。出生年齢の標準偏差については、有意性のある相関がほとんど見いだせず、高めの相関が見られる 1959 年までを含んだ場合についても、平均出生年齢と同様見かけの効果と考えられる。したがって、図 3 の散布図において平均出生年齢、標準偏差について認められる傾きの傾向も、見かけのものであり、これを安定的な相関関係と見誤ることに注意しなくてはならない。

以上のように、単純なマクロ指標どうしの関係としては、コーホートサイズと出生指標の間には、安定した相関関係は見いだせない。

表1 コーホートサイズの出生順位別出生力指標に対する  
相関係数、および決定家数

(1) 合計出生率

	相関係数			決定係数 (%)		
	対象コホート(出生年)			対象コホート(出生年)		
	1935-49年	1935-54年	1935-59年	1935-49年	1935-54年	1935-59年
全出生順位	-0.20	-0.18	<u>0.22</u>	4	3	<u>5</u>
第1子	-0.09	0.00	<u>0.38</u>	1	0	<u>15</u>
第2子	<u>0.28</u>	<u>0.30</u>	<u>0.53</u> **	<u>8</u>	<u>9</u>	<u>29</u> **
第3子	-0.41	-0.47 *	-0.60 **	17	22 *	36 **
第4子	-0.49	-0.49 *	-0.39	24	24 *	15
第5子以上	-0.55 *	-0.45 *	-0.16	31 *	20 *	3

(2) 平均出生年齢

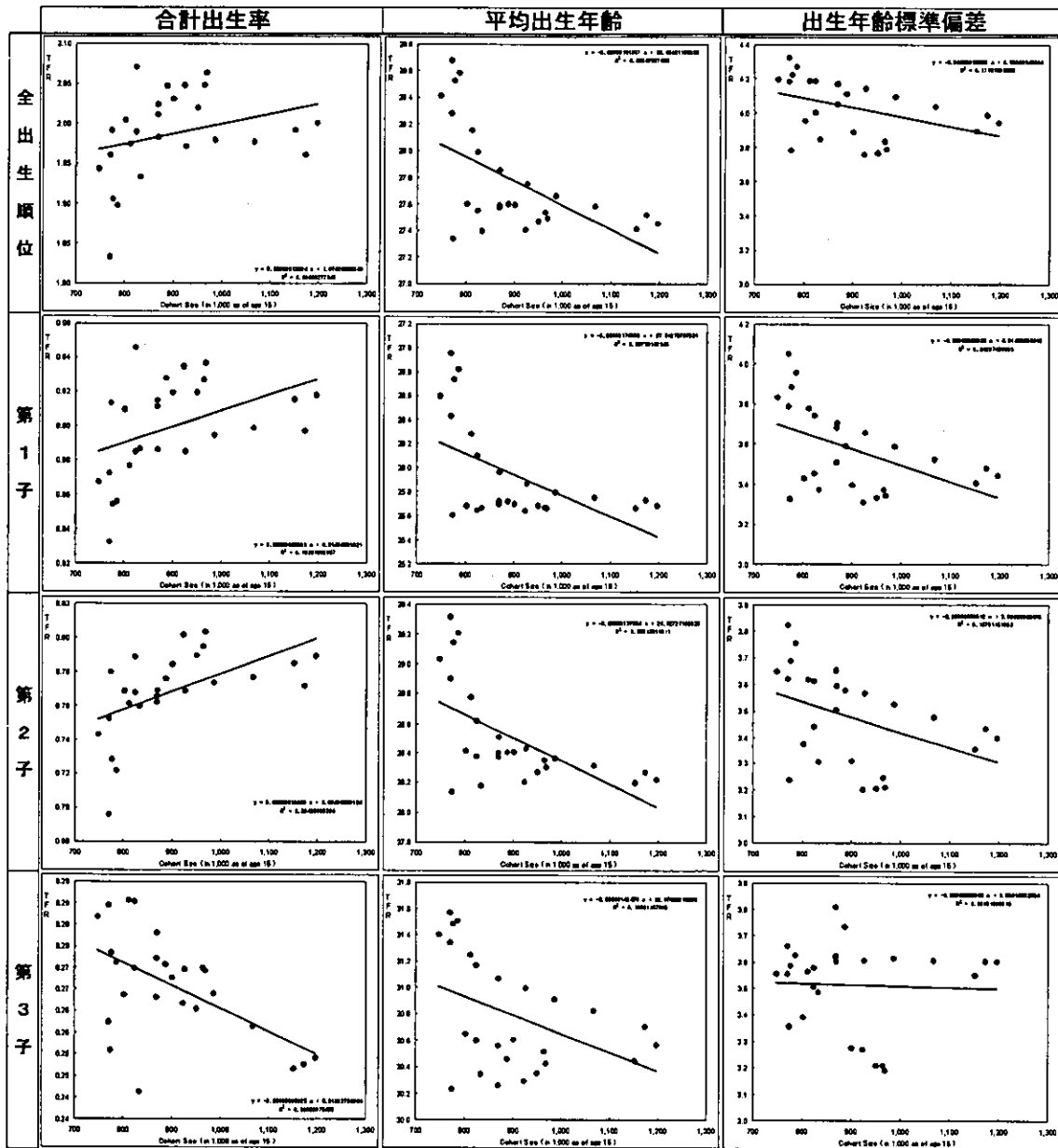
	相関係数			決定係数 (%)		
	対象コホート(出生年)			対象コホート(出生年)		
	1935-49年	1935-54年	1935-59年	1935-49年	1935-54年	1935-59年
全出生順位	-0.17	-0.25	-0.55 **	3	6	30 **
第1子	<u>0.31</u>	-0.13	-0.51 **	<u>10</u>	2	26 **
第2子	-0.30	-0.36	-0.58 **	9	13	33 **
第3子	0.33	0.05	-0.38	11	0	15
第4子	0.70 **	0.26	-0.23	50 **	7	5
第5子以上	0.33	0.05	-0.41 *	11	0	16 *

(3) 標準偏差

	相関係数			決定係数 (%)		
	対象コホート(出生年)			対象コホート(出生年)		
	1935-49年	1935-54年	1935-59年	1935-49年	1935-54年	1935-59年
全出生順位	-0.03	-0.10	-0.37	0	1	14
第1子	-0.01	-0.12	-0.46 *	0	2	21 *
第2子	-0.02	-0.08	-0.36	0	1	13
第3子	0.14	0.12	-0.00	2	2	0
第4子	0.40	0.36	0.26	16	13	7
第5子以上	0.38	0.34	0.33	15	12	11

注：\* 印は、相関の存在が統計的に有意な数値（\* 5%水準、\*\* 1%水準）。またイースタリン仮説に反する方向の数値は斜体下線で示した。各観察対象のコホート数はそれぞれ15, 20, 25となる。

図3 コーホートサイズ、出生力指標(出生順位第1~3子)の散布図  
1935-60 年生まれ女性コーホート



#### 4 まとめ

イースタリン仮説による出生率循環の可能性について、わが国の出生率データを用いて、最も基礎となるコーホートサイズと主要なコーホート出生率3指標との相関関係についての観察を行った。その際、出生率の公表統計に見られる人口動態統計による出生数と、国勢調査ならびに推計人口による人口の測定時期の不整合に起因するコーホート出生率の見かけの変動を抑制するため、年央人口の推計を行い、これによるコーホート別出生率の推定を行った。その結果、わが国で信頼しうるデータのみによる1935年生まれ以降の女性コーホートデータについて、コーホートサイズの出生力に対する相関は見いだされなかった。このことからコーホートサイズには、少なくとも世代の人口サイズを循環させる程度の出生行動に対する効果はないと考えざるを得ない。イースタリンとその支持者が指摘するように、コーホートサイズの様々な社会経済行動（たとえば労働参加率など）や意識（たとえば社会生活上のストレスの感じ方など）を介しての出生への影響は、社会経済過程の説明としてたいへんに興味深いものであるが、人口変動の見通しを求める立場からは、それは程度も働き方も決定的なものではないため、他の多くの主要でない要因と同様、単独で特別な地位を与えるべきものではないと言える。

#### 参考文献

- Easterlin, R. A., 1966, "On the relation of economic factors to recent and projected fertility changes," *Demography*, 3(1):131-153.
- , R. A., 1978, "The economics and sociology of fertility: A synthesis," in C. Tilly (ed.), *Historical Studies of Changing Fertility*, pp.57-133. Princeton: Princeton University Press.
- , R. A., 1980, *Birth and Fortune*, New York, Basic Books.
- Ohbuchi, H., 1982, "Empirical Tests of the Chicago Model and Easterlin Hypothesis: A Case Study of Japan," *Jinkougaku Kenkyu* (The Journal of Population Studies), Vol. 5, pp.8-16.
- Pampel, Fred C., 1993, "Relative Cohort Size and Fertility: The Socio-Political Context of the Easterlin Effect," *American Sociological Review*, Vol. 58, No. 4, pp. 496-514.