

同居児法による「ひのえうま」の 出生変動の計測と分析

伊藤達也・坂東里江子

I はじめに

1966年は、60年一度の「ひのえうま（丙午）」の年にあたる。「ひのえうま」生まれの女兒は、「五黄の寅」生まれの女兒と同様に、配偶者として忌避されてきたといわれる。「ひのえうま」生まれ女兒の配偶者としての行動は、江戸時代の迷信とされているが、人口動態統計によると、1966年の出生数は136万人で、前年より46万人、25%の減少を示した。翌年の1967年の出生数は194万で、42%の反騰をみた。このようなことから、「ひのえうま」の出生変動の研究には、次のような意義が考えられる。

第1に、「ひのえうま」に関連する一連の出生変動は、人々の行動様式を研究する上できわめて重要な意義を持っている。それは、全国的に一定の条件が与えられたときの人々の反応が数量的に把握できるからである。「ひのえうま」の迷信は、要因として明確であり、その期間も1年と限定されており、反応の結果は人口動態統計などで明らかになっているので、これまでも研究の対象となってきた。しかし、これらの研究の多くは、「ひのえうま」の直後に発表されており、比較的簡単な指標による分析であった。

第2に出生変動プロセス解明に関する意義である。人口学では、出生変動の分析枠組がいくつか用意されてきている。したがって、これらの分析枠組に対応させながら、様々な人口学的指標が整理できるならば、「ひのえうま」による人々の意義的な出生調節のプロセスを解明することが可能になる。もし、それが可能となれば、戦後の出生低下、あるいは1970年代の出生変動の解明に役立つものと考えられる。

ところで同居児法は、人口静態に関する統計を作成する目的で実施された調査票を基に、十数年間の出生指標を計測する方法である。計測できる出生力指標は、調査票に記入されている調査項目にもよるが、最近では、年齢別出生率（ASBR）と年齢合計出生率（TFR）のほかに、結婚持続期間別出生率（MDSBR）と結婚合計出生率（TMFR）、年齢別出生順位別の出生率、出生確率、出生順位別率、出生間隔別の出生率と出生確率などを計測することが可能となってきた¹⁾。

昭和50（1975）年国勢調査以後、同居児に関する集計がおこなわれるようになった。また厚生省の実施する厚生行政基礎調査を基に各種の出生率を計測してきた。そこで、これらの結果をもとに、「ひのえうま」の出生変動に関する中間報告を行うことにした。

II 「ひのえうま」についてのこれまでの研究

西洋では例のない、意職的な出生調節が経験されたことから、これまでも様々な研究の報告があった。これらの研究は、第一に「ひのえうま」による出生変動を示すと共に、その地域差と社会経

1) 伊藤達也、「同居児法と人口動態復元法」、『人口と寿命』（医学の歩み、第132号、第13号）1985年、pp.949-954。および Lee-Jay Cho, Robert D. Retherford, Minja Kim Choe, *The Own-Children Method of the Fertility Estimation*, Honolulu, 1986.

済的格差を数量的に示したものの、第二に出生調節のプロセスを解明しようとしたもの、第三に「ひのえうま」についての出生意識と行動に関するものに分けられる。

1. 「ひのえうま」による出生変動の統計的研究

「ひのえうま」による出生変動の大きさを統計的に明らかにしようとする研究に、厚生省（1968）、青木・富沢（1968）、山口・金子（1968）、臼井ら（1976）がある²⁾。出生変動に関する地域相関分析をおこなったものもある³⁾。これらの研究では、出生変動を計測する指標として出生数の対前年比、年齢別出生率などが主に用いられている。

そこで、1966年の出生減少が歴史的にもかつ世界的にも例をみない25%減という大幅なものであったこと、出生の調節は、25歳から29歳までの女子が中心で、第2子と3子に大幅な減少のあったこと、前回の明治39年の「ひのえうま」の時に約2万6千と推定される出生届出の「ごまかし」は、1966年には約1万であったこと⁴⁾などが明らかにされている。地域的にみると、市部よりも郡部の方が減少率が大きいこと⁵⁾、四国地方と近畿南部地方で減少率が大きく、「大都市圏（東京、埼玉、神奈川、など）や僻地県（鹿児島、長崎、青森、など）では減少率が低いこと」、その地域性について、産業構成、教育程度などとの相関分析から、中間的な県での大幅な減少とその翌年の回復がみられたなどが明らかになっている⁶⁾。

これらの研究では主に出生児数の対前年比が多く用いられている。これは、1年間では人口構成の変化が小さいので、出生児数の変化が各階層別人口の出生行動の変化を表していると考えられるからである。すなわち、母の年齢別出生数の変化は年齢別出生率の変化を、同居期間別出生数の変化は結婚持続期間別出生率の変化を、それぞれ表すものとみることができるからである。

2. 出生調節のプロセスに関する研究

「ひのえうま」による出生変動の量的計測とともに、どのようにして出生の調節がおこなわれたのかを研究した論文は少ない⁷⁾。このような大きな出生数の変動は、出生過程の各段階において出生の調節がおこなわれたが、それを示す具体的なデータが少くないからである。

第1の出生調節は、結婚の調節である。受胎から出産までの期間は、9ヶ月ある。したがって「ひのえうま」の年に出産を避けるには、前年の4月から1966年の4月頃までの結婚を控えることである。第2は出産間隔の調節である。この出産間隔の調節方法には、受胎調節と受胎後の調節すなわち死産と人工妊娠中絶によるものがある。第3の方法は、出生後の調節いわゆる「届出のごまかし」である。さて、それぞれの調節の大きさはどのように測定されているのだろうか。

結婚の調節による効果測定は、婚姻届の月別変動を基におこなわれている。1965年の5月から66年

2) 厚生省大臣官房統計調査部（現、統計情報部）、『昭和41年の出生減少について』、1968年。村井隆重、「ひのえうま総決算」、『厚生指標』、第15巻第5号、1968年、pp.3-9。青木尚雄・富沢正子、「昭和41年の出生減少に関する一考察」、『人口問題研究所年報』第13号、1968年、pp.33-37。山口喜一・金子武治、「昭和41年を中心とした全国人口の再生産に関する主要指標」、『人口問題研究』第108号、1968年、pp.56-62。臼井竹次郎・方波見重兵衛・金子功、「ひのえうま生まれの統計」、『厚生指標』第23巻第3号、1976年、pp.3-13。

3) 井下理・南隆男・佐野勝男、「日本の「文化構造」の社会心理的研究—1966年丙午年の出生激減現象の分析をとおして—」、『モノグラフ・シリーズ』、No.6（AJM—#1）（年次不詳）、pp.41-71。

4) 村井、前掲（注2）、pp.4-6。

5) 臼井ほか、前掲（注2）、p.7。

6) 青木・富沢、前掲（注2）、pp.34-35。

7) 小野武雄、「“ヒノエウマ”は生きている、出生児数減少にみるその迷信」、『大阪の統計』第218号、1967年、pp.10-16。山口喜一、「最近の出生動向、とくに「ひのえうま」にまつわる出生減少について」、『人口問題研究所年報』第12号、1967年10月、pp.56-60。

の4月までの間、約1割の婚姻の減少があったが、これだけで「46万という出生減少を説明することはできない⁸⁾」としている。しかし、結婚1年未満の出生率が、表4に示したように、0.278であると、1965年の婚姻数が年間95万であるので、約1割の婚姻減少は約2万6千の第1子出生児数を減少させたことになる。これは年間の出生児数減少の約6%に相当する。

出生間隔の調節のうち受胎調節すなわち避妊の結果を直接計測することは困難である。しかし、母子手帳の発行数から妊娠数を推定し、大幅な避妊があったとしている⁹⁾。もう一つの出生間隔の調節の方法である人工妊娠中絶については、その届け出数が、1964年以降1966年まで低下傾向にあったことから、ほとんどその効果はみられなかったとしている¹⁰⁾。

さて最後の出生届の虚偽申告であるが、これは出生後の調節であるので、出生性比の統計を基に推定がおこなわれている。1906(明治39)年には2万6千の女児の届け出が前年と後年の出生として届け出されたが、1966年では9千~1万推定されている¹¹⁾。

以上のことから、1966年の出生減少は、避妊によるものが大部分で、それ以外の方法によるものは、10%以下と考えることが出来る。

なお、第3の研究テーマである「ひのえうま」についての出生意識に関する研究については、厚生省(1968)の他1編の論文を見い出したにすぎないので、ここではふれないことにする。

Ⅲ 資料と方法

1. 資 料

昭和50(1975)年の国勢調査以降、同居児法で必要な結果表が公表されている¹²⁾。また厚生行政基礎調査は、1974年、75、83年の調査について同居児法による出生率を計測した¹³⁾。そこで、今回は「ひのえうま」に最も近い1975年の国勢調査結果と1974年の厚生行政基礎調査の結果をもちいた。

2. 方 法

同居児法による年齢別出生率の計測方法は、既に明らかであるので、ここでは触れないことにする¹⁴⁾。

「ひのえうま」の出生変動の計測には、期間出生力指標に基づく方法と、コウホートごとにその変化を分析する方法がある。期間出生力指標による方法とは、出生児数、年齢別出生率あるいは結婚持続期間別出生率とそれらの合計出生率の経年変化から、「ひのえうま」による出生調節の量的大きさを計測する方法である。しかし、「ひのえうま」の影響は、1月から12月までの12か月の問題である。これが、単なる出生の前年への産みいそぎあるいは後年への産みのばしといった出生の調節のみであったのか、それとも完結出生児数へも影響したのか、を分けて考えるには、第2の方法であるコウホー

8) 山口, 前掲(注7), p.57.

9) 小野, 前掲(注7), p.16.

10) 山口, 前掲(注7), p.58.

11) 村井, 前掲(注2), p.4. 菱沼従尹は、1966年に関連する届け出の1万から1万1千と推計している(「ひのえうま」礼讃論, 『厚生指の指標』, 第15巻第12号, 1968年10月, pp.22-26.)

12) 昭和50(1975)年国勢調査では、第6巻, 特別集計結果, 母とその同居児, として発表されている。

13) 1974年の厚生行政基礎調査を用いたものは、伊藤達也, 「同居児法の新しい展開(その1) 結婚持続期間別出生率の計測方法とその精度」, 『人口問題研究』第175号, 1985年, pp.48-58. 1975年の厚生行政基礎調査は、伊藤達也・山本千鶴子, 「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, 1977年, pp.16-36. 1983年の厚生行政基礎調査による結果の一部は、伊藤達也, 「人口調査に基づく出生タイミング変化の計測方法」, 『人口問題研究』第179号, 1986年, pp.49-59.

14) 前掲注1)の文献および大林千一, 「同居児法による期間出生力の推定について」, 『統計局研究彙報』第33号, 1979年, pp.1-15.

ト的観察が必要である。

今回は、期間出生力指標によって分析をおこなった。それは、第1にこれまで産みいそぎあるいは産みのばしについてコホートの観察法がまだ開発されていないこと、第2に、同居児法による出生力の計測が調査時までの15年間に限定されるために、出生過程の全体が観察できないことによる。

また、出生順位を考慮した出生力指標たとえば出生順位別、出生間隔別出生率あるいはパリティ拡大率などは、この報告では一切用いていない。

3. 同居児法による出生力指標の問題点

同居児法による出生力指標にはいくつかの問題点がある。第1の問題点は、観察期間に若干のズレがあることにある。人口動態統計の出生統計は、暦年単位で集計されるので、年次別の出生力指標は、それぞれ1～12月についてのものである。しかし、同居児法では、出生期間は子供の年齢によって決まる。10月1日実施される国勢調査では、10月から9月までの12か月間、6月1日現在で調査が実施される厚生行政基礎調査では6月から翌年の5月までの12か月間が、それぞれの観察の期間となる。したがって人口動態統計による出生力指標に比べて、国勢調査では3か月、厚生行政基礎調査では約半年のズレがある。「ひのえうま」の影響は、1～12月を単位とするものであるため、国勢調査あるいは厚生行政基礎調査に基づく出生率は、期間ズレによって影響が相殺されるため、変化率はやや小さくなる。この点については次節で再度検討する。

第2の問題点は、同居児法による社会経済的属性別出生率あるいは地域別出生率は、すべて調査時の属性によることにある。したがって、女子の就業状態のように出生・育児にともなって変化する属性別出生率の解釈は留意が必要である。

IV 「ひのえうま」による出生児数と合計出生率の変化

1. 出生児数の変化

表1に、1963年から1968年までの出生児数の推移を示した。なお、国勢調査と厚生行政基礎調査から計測される出生率の期間にあわせて、10月～9月と6月～5月の2つの期間の出生児数も示した。

期間の違いによる出生児数の変動率は、2つの調査に基づく出生率の変化を評価する一つの尺度となる。例えば、厚生行政基礎調査による出生率の変化は観察期間のズレによって小さくなるが、その間の出生児数の変化よりも大きければ意味あるものと考えられることができるからである。

1966年の年間出生児数は、136万人で、前年より46万、25.4%減少した。1967年の出生児数は42.2%増加し、194万であった。これは、「ひのえうま」の減少を上回る増加がみられたことになる。出生の期間を前年の10月から9月までの12か月間とすると、年末と年始の変化が相殺されるために、1～12月を単位とするものより若干変化が小さくなる。「ひのえうま」の出生児数への

表1 出生児数の推移：；1963-1968年

年次	出生の期間		
	暦年 1月-12月	前年10月- 当年9月	当年6月- 翌年5月
登録出生児数 (1000)			
1963 (昭38)	1,660	1,653	1,656
1964 (39)	1,717	1,688	1,750
1965 (40)	1,824	1,797	1,608
1966 (41)	1,361	1,446	1,676
1967 (42)	1,936	1,857	1,853
1968 (43)	1,872	1,853	1,900
対前年増減率 (%)			
1964 (昭39)	3.4	2.2	5.7
1965 (40)	6.2	6.4	-8.1
1966 (41)	-25.4	-19.5	4.2
1967 (42)	42.2	28.4	10.6
1968 (43)	-3.3	-0.2	-2.5

影響は、1月～12月の期間では25%減となるが、観察の期間を10月～9月とすると20%減、そして6～5月の場合は8%減ということになる。すなわち、1965年10月から66年9月までの出生児数は145万となり「ひのえうま」の影響（対前年減少率）は19.5%となった。また、1966年10月から67年9月までの出生児数の回復率（対前年増加率）は28%である。さらに、厚生行政基礎調査の6月1日現在の年齢に応じて出生の期間を6月～5月とすると、「ひのえうま」の影響すなわち対前年減少率は8%で、回復率も10.6%と、影響も小さく計測される。

2. 合計出生率への影響

合計出生率とは、1人の女子あるいは1組の夫婦が、死亡・離婚することなく、観察期間の年齢別出生率あるいは結婚持続期間別出生率によって生涯を送った場合の生涯出生児数（期待出生児数）である。ここでは、年齢別出生率を15歳から49歳まで合計した数値を年齢合計出生率（合計特殊出生率、Total Fertility Rate, TFR）、結婚持続期間別出生率を結婚0年から約35年間合計したものを結婚合計出生率（Total Marital Fertility Rate, TMFR）といい、その両者を本稿では合計出生率と総称することにする。

「ひのえうま」の合計出生率への影響は、表2に示したように、人口動態統計に基づく1～12月の場合26%減、10～9月の加重平均の場合18%減であった。これに対して、1975年国勢調査に基づく年齢合計出生率の低下は、19.4%で加重平均値とほぼ同じであった。また昭和55年（1980）年国勢調査では1966年以降の出生率のみ計測可能である。そこで、1966年から67年の回復（対前年増加率）をみると26.8%で、昭和50（1975）年国勢調査の結果にきわめて近いものであった。これは国勢調査による出生率の精度が極めて高いことを示している。

厚生行政基礎調査の実施が6月1日であるため1966年の1月から12月までの出生変化は、1965年と1966年の2年次にわたることになる。1964年から68年までの5年間平均の結婚合計出生率は2.16であり、「ひのえうま」の影響を半分うけた1965年（6月から66年5月まで）の結婚合計出生率は2.00で、5年平均に対して0.16低下した。また、翌年の1966年の結婚合計出生率は2.03で、0.135低い水準で

表2 合計出生率の変動；1963-1968年

年次	年齢合計出生率 (TFR)				結婚合計出生率 (TMFR) 1)
	人口動態統計		国勢調査		厚生行政基礎調査 1974年調査
	暦年 (1-12月)	加重平均 2) (10-9月)	1980年調査 (20%抽出)	1975年調査 (1%抽出)	
1963 (昭38)	2.005	1.998	—	2.027	2.139
1964 (39)	2.049	2.038	—	2.000	2.257
1965 (40)	2.139	2.106	—	2.111	2.001
1966 (41)	1.578	1.718	1.678	1.702	2.028
1967 (42)	2.226	2.064	2.128	2.128	2.268
1968 (43)	2.134	2.157	2.092	2.102	2.260
対前年増減率 (%)					
1963 (昭38)	1.47	1.32	—	4.22	-2.73
1964 (39)	2.19	2.00	—	-1.36	5.52
1965 (40)	4.39	3.34	—	5.59	-11.34
1966 (41)	-26.23	-18.42	—	-19.40	1.35
1967 (42)	41.06	20.14	26.84	25.06	11.83
1968 (43)	-4.13	4.51	-1.68	-1.24	-0.35

1) 結婚合計出生率は、その期間の結婚持続期間別出生率による期待出生児数。

2) 加重平均の年齢合計出生率は、前年の年齢合計出生率を $\frac{1}{4}$ 、当年を $\frac{3}{4}$ として算出したもの。

あった。したがって結婚合計出生率でみると、「ひのえうま」の影響は少なくとも2年分の合計、すなわち0.297となり、これは5年平均の結婚合計出生率2.16の13.7%に相当するものであった。

こうしたことから、年齢合計出生率への影響は出生児数への影響とはほぼ同じ程度のものであったこと、しかし結婚合計出生率の低下率はこの期間の出生児数の減少を約5%上回るものであったことがわかった。

3. 年齢別出生率の変化

次に合計出生率の低下あるいは上昇が、どの年齢によって変化したのかをみてみよう。

表3は、1975年国勢調査に基づく全国の年齢（5歳階級）別出生率について、1964年から68年までの各年とその間の5年間の単純平均出生率、および5年平均の出生率と各年の出生率の差を示したものである。

1964年から1968年までの平均年齢合計出生率は1.99で、1966年の合計出生率は1.68であったので、5年平均の出生率に対しては0.31の低下であった。その低下は、出生率の高い20歳から34歳に集中している。とくに25歳から34歳の出生率の低下は大きく、0.034の低下を示した。この低下を5歳分に換算すると0.169となり、年齢合計出生率の低下0.307の55%を占めていた。

なお、郡部は、市部に比べ、年齢合計出生率はやや高く、「ひのえうま」の影響をより大きく受けていることがわかる。

表3 年齢別出生率と年齢合計出生率：1964～1968年

(%)

地域・年齢	年齢合計出生率と年齢別出生率						出生率の差（対5年平均）				
	1968	1967	1966	1965	1964	1964-68	1968	1967	1966	1965	1964
全国 TFR	2072.1	2106.4	1681.7	2099.4	1982.7	1988.4	83.6	117.9	-306.8	111.0	-5.8
15-19	4.3	4.5	4.5	5.2	4.9	4.7	-0.4	-0.2	-0.2	0.5	0.2
20-24	102.7	103.8	88.6	107.8	101.4	100.8	1.8	2.9	-12.2	7.0	0.5
25-29	196.8	203.0	154.5	198.7	188.0	188.2	8.6	14.8	-33.7	10.5	-0.2
30-34	87.6	86.5	68.1	84.6	79.2	81.2	6.4	5.3	-13.1	3.4	-2.0
35-39	19.7	19.5	17.5	19.8	18.3	19.0	0.7	0.5	-1.4	0.9	-0.7
40-44	3.0	3.3	2.8	3.3	4.1	3.3	-0.3	0.0	-0.5	-0.0	0.8
45-49	0.4	0.6	0.4	0.5	0.6	0.5	-0.1	0.1	-0.1	-0.0	0.1
市部 TFR	2029.4	2041.4	1665.0	2043.0	1913.4	1938.4	90.9	103.0	-273.4	104.6	-25.0
郡部 TFR	2267.0	2376.2	1762.2	2322.0	2243.3	2194.2	72.9	182.0	-431.9	127.9	49.2

4. 結婚持続期間別出生率の変化

結婚年数による影響の大きさをみるまえに、結婚年数による出生率の水準を、5年平均の出生率でみておこう。結婚1年目の出生率が393(‰)と最も高く、結婚5年未満の出生率は200(‰)台である。5年以上経過した夫婦は結婚年数が長くなる程、出生率は低くなっている。その結果、結婚5年目までの累積出生率は、結婚合計出生率の68%、10年目までの累積出生率は、その94%となる。このことは、出生の動向がその時点までの過去5年間の結婚の変動に大きく影響されることを示している。

「ひのえうま」の影響を結婚年数による違いでみると、1965年では5年未満の夫婦で出生率が大きく低下し、66年では3～7年目の夫婦に集中的に低下があらわれている。つぎに、「ひのえうま」による出生低下の回復状況をみると、67年では3～7年目の夫婦の出生率が上昇し、68年では5年未満の夫婦の出生力が回復している。このことから、出生低下のプロセスと対照的なパターンを示していることがわかる。

表4 結婚持続期間別出生率と結婚合計出生率：1964～1968年

(‰)

結婚 持続期間	結婚持続期間別出生率						出生率の差(対5年平均)				
	1968	1967	1966	1965	1964	1964-68	1968	1967	1966	1965	1964
T M F R	2260	2268	2028	2001	2257	2163	97	105	-135	-162	94
0	295	284	280	259	272	278	17	6	2	-19	-6
1	412	400	391	357	411	393	19	7	-2	-36	18
2	305	297	290	262	304	291	14	6	-1	-29	13
3	280	273	252	239	272	264	16	9	-12	-25	8
4	258	249	217	214	244	237	21	12	-20	-23	7
5	204	208	165	179	199	191	13	17	-26	-12	8
6	140	164	116	132	148	140	0	24	-24	-8	8
7	97	116	89	95	105	100	-3	16	-11	-5	5
8	76	81	66	70	81	75	1	6	-9	-5	6
9	59	58	45	44	62	54	5	4	-9	-10	8
10	42	37	31	37	44	38	4	-1	-7	-1	6
11	28	24	23	32	29	27	1	-3	-4	5	2
12	19	17	17	21	22	19	0	-2	-2	2	3
13	14	15	12	16	17	15	-1	0	-3	1	2
14	9	11	8	13	11	10	-1	1	-2	3	1
15+	2	3	2	3	3	3	-1	0	-1	0	0

V 「ひのえうま」の影響の社会経済的格差

これまでみてきた「ひのえうま」の全国的な影響が、社会経済的属性によってどのような格差があるのだろうか。今回分析に用いた社会経済的属性は、表5に示した、女子の就業状態と女子の職業、および世帯の経済構成を組み合わせたものである。

表5. 女子の就業状態・職業および世帯の経済構成別、年齢合計出生率：1964～68年

女子の就業状態・職業 および世帯の経済構成	年齢合計出生率(‰)						出生率の差(対5年平均)					SMAM (歳)
	1968	1967	1966	1965	1964	1963-68	1968	1967	1966	1965	1964	
全国	2072	2106	1682	2099	1983	1988	84	118	-307	111	-6	25.61
就業者総数	1924	2013	1593	2115	2007	1930	-7	82	-337	184	77	27.83
農林漁業関係職業	2580	2714	1959	2586	2623	2492	88	222	-533	93	130	22.21
生産運輸関係職業	2105	2218	1657	2245	2162	2078	28	141	-420	168	84	26.21
販売サービス関係職業	1866	1959	1585	2027	1808	1849	17	110	-264	178	-41	27.74
事務技術関係職業	1626	1646	1418	1869	1728	1657	-31	-11	-240	211	71	31.38
非就業者	2272	2275	1833	2150	2022	2110	161	165	-277	39	-88	22.88
農林就業者世帯	2478	2666	2008	2733	2782	2533	-56	133	-526	200	249	23.90
農林非農就業者混合世帯	2249	2370	1674	2233	2154	2136	113	234	-462	97	18	25.43
非農林就業者世帯	2076	2102	1694	2089	1952	1983	94	120	-289	106	-31	25.23
非農林業主世帯	2383	2299	1817	2366	2132	2199	184	99	-382	166	-68	25.44
非農林雇用者世帯	2025	2075	1682	2035	1925	1948	77	127	-266	86	-24	24.90
非農林業主雇用世帯	2061	2054	1635	2086	1898	1947	114	107	-312	139	-49	27.28
非就業者世帯	1712	1655	1466	1780	1547	1632	80	23	-166	148	-85	30.26

1. 就業状態による出生力水準の格差

はじめに出生力の格差を年齢合計出生率によってみてみよう。就業している女子の年齢合計出生率は、5年平均で1.93で、非就業者の2.11よりも低い。就業している女子の出生力を職業別にみると、農林業が2.49で最も高い。次いで、生産運輸(2.08)、販売サービス(1.85)となり専門技術的職業従事者を含む事務的職業が1.66で最も低い。さらに、女子が帰属する世帯の経済構成にみると、農林就業者世帯(2.53)と自営業者世帯(すなわち農林非農林混合世帯2.14と、非農林自営業者世帯2.20)の出生率が高く、雇用者世帯は出生率が最も低いことがわかる。

結婚合計出生率によって、女子の就業状態と帰属する世帯の経済構成による、出生力水準の格差をみると、年齢合計出生率とほぼ同様な傾向がみられる。すなわち、農耕世帯の出生率が最も高く、次いで自営業世帯、雇用世帯の順となっている。雇用者世帯、自営業世帯ともに、女子が就業している方が出生水準は低くなっている。

このような年齢合計出生率の格差をもたらす要因の1つが結婚年齢である。そこで結婚年齢パターンのちがいを、ここでは1975年のSMAM(「平均初婚年齢」)で代表させてみると、きれいな逆相関がみられた。すなわち、「平均初婚年齢」が高い集団ほど年齢合計出生率は低く、反対に「平均初婚年齢」が低い早婚の集団ほど年齢合計出生率が高くなっている。「平均初婚年齢」が27歳を上回ると、年齢合計出生率は2.0以下となっている。「平均初婚年齢」が30歳を超えた事務従事者は1.66であった。一方、農林就業者世帯と農林業に就業する女子は、「平均初婚年齢」が24歳未満で年齢合計出生率は約2.5であった。

2. 社会経済状態による「ひのえうま」の反応の違い

次に、「ひのえうま」の影響が、どのような社会経済的集団で大きいのか、そのことと出生率水準とどのような関係にあるのかをみてみよう。5年平均の年齢合計出生率と1966年における低出生率の関係をみると、図2に示したように、出生率水準の高い階層ほど出生率の低下が大きいことがわかる。また、1965年の出生率に対する1966年の出生率の低下率は、図2ほど明瞭ではないが、やはり出生率の高い集団ほど

図1 平均初婚年齢と5年平均の年齢合計出生率

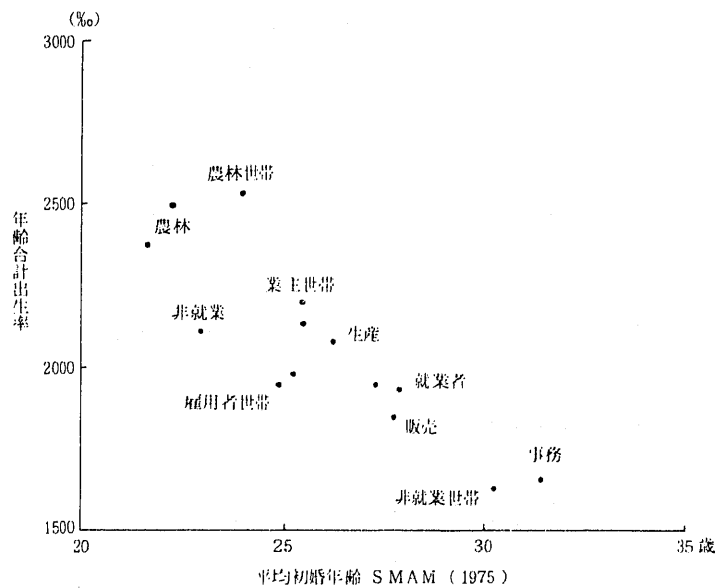
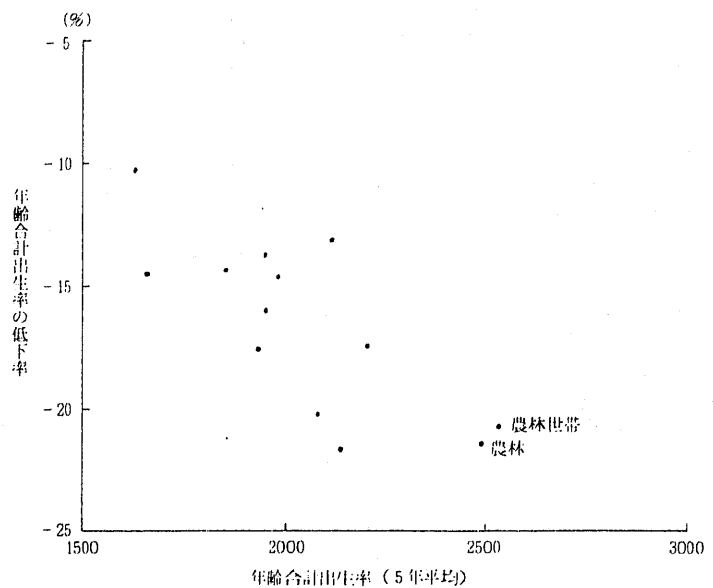


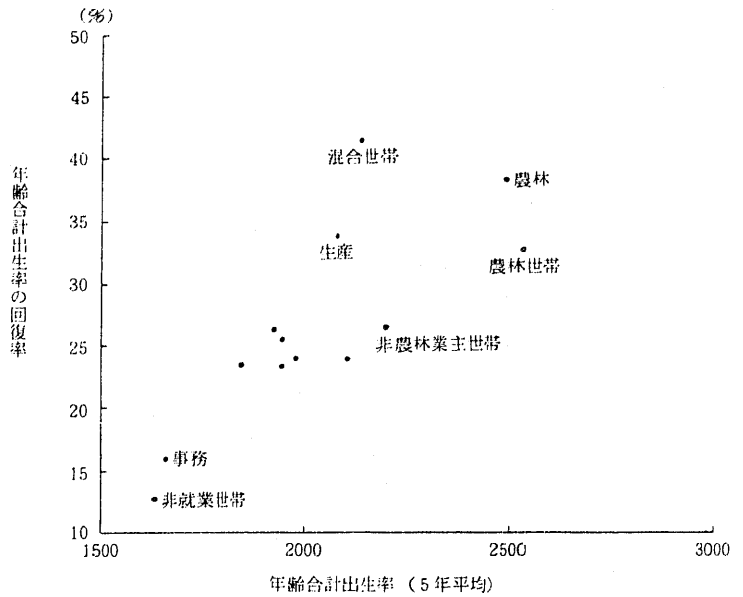
図2 出生力水準と「ひのえうま」による出生低下率(対5年平均)



低下率が大きい傾向がみられた。また、図3に、出生率水準と1966年から1967年にかけての出生率の回復率をみると、出生力水準の高い集団ほど回復も大きい。すなわち、「ひのえうま」の影響を大きく受けたのは、出生力水準の高い早婚の農家の女子であり、反対にあまり影響をうけなかったのは結婚年齢が高くしかも出生力水準の低い事務的職業に従事する女子であった。

要するに、出生力水準を女子の就業状態や職業によって分けて観察すると、結婚年齢と出生力水準との間に強い正の相関がみられるとともに、結婚年齢が低く、出生力水準の高い集団ほど「ひのえうま」による出生の低下とその後の回復が大きいことから、出生の調節がそれだけ自由に行なえたといえよう。

図3 出生力水準と「ひのえうま」の翌年の回復率（対前年）



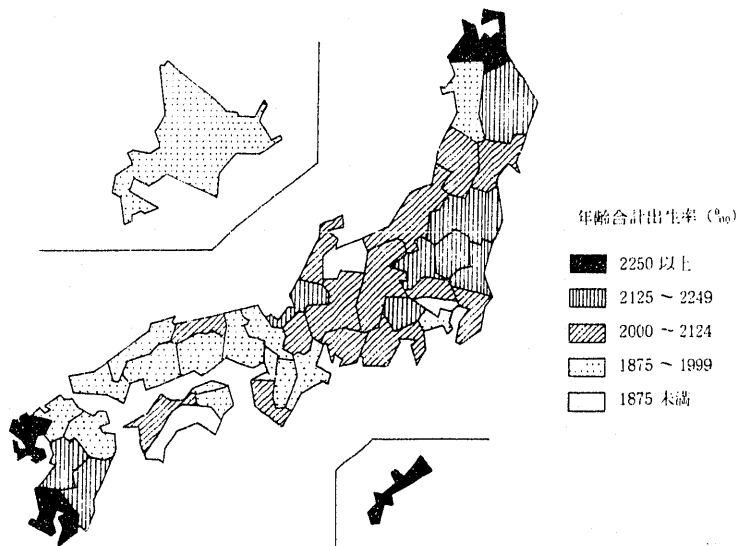
VI 「ひのえうま」の影響の地域的差異

1. 出生力水準の地域性

「ひのえうま」の影響に地域差があることが指摘されている。そこで「ひのえうま」の影響をみる前に、出生力水準の地域差をみておこう。図4に、1964年から68年までの5年間の平均年齢合計出生率を示した。

年齢合計出生率が2.125を上回る出生力水準の高い地域は、秋田県を除く北東北・北関東および山梨県と福井県、福岡と大分両県を除く九州・沖縄である。一方、年齢合計出生率が2.0未満の出生力水準の低い地域は、東日本に少なく、近畿から福岡県までの西日本地域に広く分布している。とくに、年齢合計出生率が1.875未満の府県は、東京(1.79)、富山(1.87)、高知(1.81)の三都県であった。また、2.0未満の出生力水準の低い地域は、北海道、秋田県、神奈川県および福岡県までの近畿以西に広く分布している。

図4 都道府県別、年齢合計出生率：1964～68の5年平均



2. 都道府県による「ひのえうま」の反応の違い

「ひのえうま」の出生低下を、社会経済的属性の場合と同様に、5年平均の年齢合計出生率に対す

る1966年の低下率をみると、20%以上低下した府県は、南近畿と四国に広く分布するとともに、群馬県、岐阜県、大分県が含まれる。低下率が18%~20%の府県は、中部地方に集中している。「ひのえうま」に対する反応が小さな府県は、大都市県とその周辺および「僻地県」（青森県、佐賀県、長崎県、鹿児島県、沖縄県）である。これは出生児数の変化とほぼ同一のパターンである¹⁵⁾。

図5 「ひのえうま」による年齢合計出生率の低下率

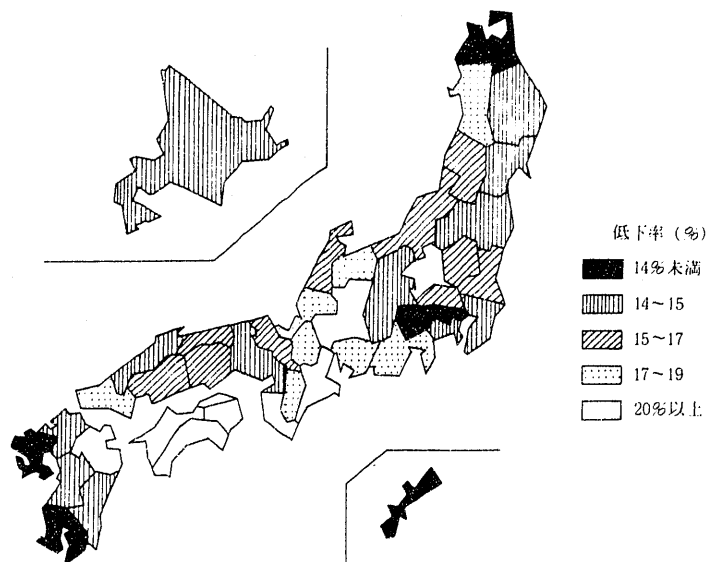
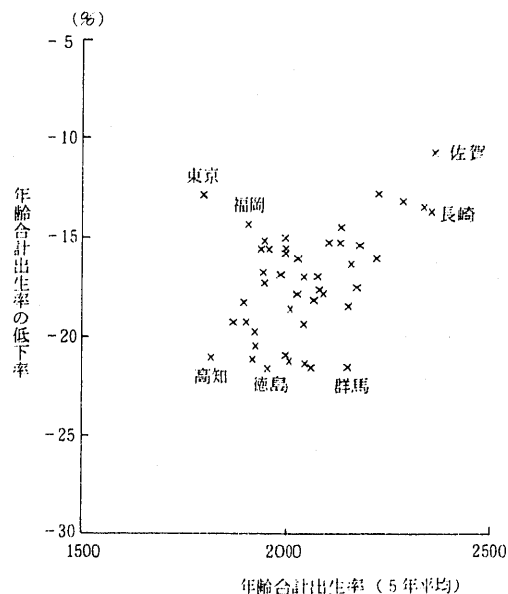


図6 出生力水準と1966年の低下(対5年平均)



5年平均の年齢合計出生率と、それに対する1966年の低下率の関係を示した図6によると、出生率の高い地域ほど出生率の低下が小さく、反対に低出生率地域ほど出生率の低下が大きいう関係が見られる。その代表的な県は、高出生で出生低下の小さいのは佐賀県、反対に低出生で出生低下の大きいのは高知県である。このような関係は、社会経済的観察の結果と相反するものである。次に、5年間の出生力水準と1965年から1966年にかけての低下率の関係をみると、図6でみたよりも、より強

図7 年齢合計出生率の回復率

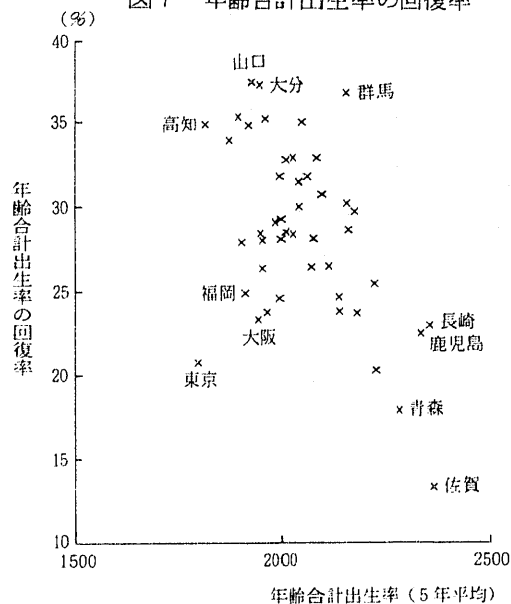
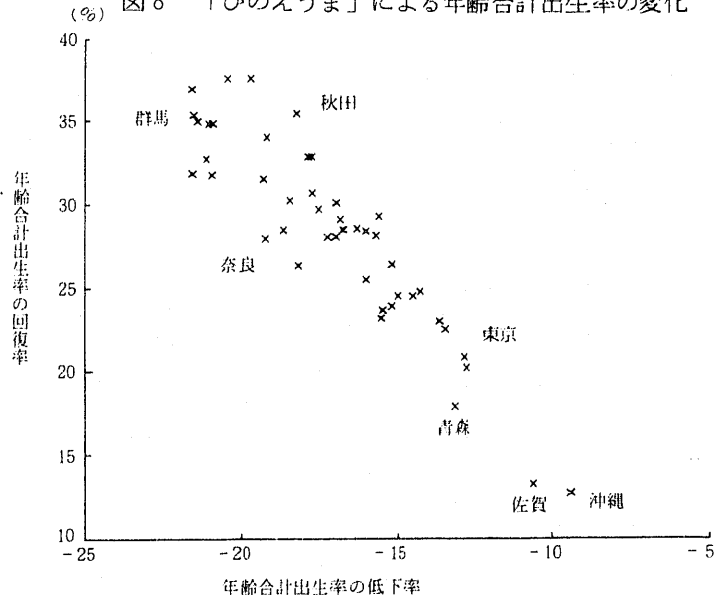


図8 「ひのえうま」による年齢合計出生率の変化



15) 青木・富沢, 前掲(注2), pp.34-35.

い相関が観察される。しかし、東京都あるいは福岡県は、出生率が低いにもかかわらず出生低下は小さかった。

1966年から67年への回復率を図7に示した。これによると図6とは反対に、出生力水準の低い都道府県ほど回復率が高く、出生力水準が高い府県ほど回復率は低くなっている。そこで、図8に、1965年から1966年への低下率との関係を示した。その結果、両者の間に強い関係が見られることから、「ひのえうま」に対する出生の調節には一貫したものが見られるといえる。

なお、社会経済的属性別の出生力水準は「平均初婚年齢」との間に強い相関が見られたが、都道府県別出生力水準と「平均初婚年齢」との間にはほとんど相関が見られなかった。

3. 都市規模から見た出生変動

これまで都道府県単位の出生変動を見てきたが、次に市町村単位の変動をみることにしたい。市町村を、はじめに大都市（東京都区部と政令指定都市）、大都市を除く大都市圏（南関東、東海、京阪神）、それ以外の非大都市圏の3つにわけ、次に大都市以外の市町村を、人口15万以上の市（中都市）、15万未満の市（小都市）、および町村にわけた。厚生行政基礎調査の市町村を表6のように7つに再分類し、1964年から1968年までの結婚合計出生率を計測した。

表6. 都市規模別の結婚合計出生率：1964～1968年 (%)

地 域	結 婚 合 計 出 生 率 (%)						出 生 率 の 差 (対 5 年 平 均)				
	1968	1967	1966	1965	1964	1964～68	1968	1967	1966	1965	1964
大都市	2,168	2,117	1,946	1,885	2,030	2,031	137	86	-85	-146	-1
中都市											
大都市圏	2,237	2,131	1,939	1,753	2,182	2,052	185	79	-113	-299	130
大都市圏外	2,157	2,189	2,002	1,982	2,218	2,109	48	80	-107	-127	109
小都市											
大都市圏	2,181	2,267	1,935	2,027	2,289	2,142	39	125	-207	-115	147
大都市圏外	2,319	2,287	2,088	2,058	2,274	2,205	114	82	-117	-147	69
町村											
大都市圏	2,372	2,514	1,897	2,081	2,157	2,208	164	306	-311	-127	-51
大都市圏外	2,408	2,477	2,168	2,142	2,506	2,339	69	138	-171	-197	167

各地域別の出生力水準は、5年平均の結婚合計出生率の高い方から、非大都市圏の町村、小都市、中都市、大都市圏の町村、小都市、中都市、そして大都市の順となっている。これは出生力が、人口規模だけでなく、大都市圏内に居住するの可否にも大きく影響を受けていることを示している。

「ひのえうま」の影響を、5年平均の結婚合計出生率に対する1965年と1966年の低下の合計としてみると、大都市圏内の町村（438%）と中都市（412%）の低下が最も大きく、低下率は約20%前後となっている。次いで、非大都市圏地域の町村（368%）と大都市圏内の小都市（322%）が約15%の低下を示している。出生力水準の最も低い大都市は、「ひのえうま」による出生低下も231%、11.4%と最も小さいものであった。

VII まとめ

今回、昭和50（1975）年の国勢調査と1974年の厚生行政基礎調査を用いて、女子の就業状態・職業・世帯の経済構成および都道府県別・都市規模別の出生力水準の計測をすると共に、「ひのえうま」による出生率の変動を、期間出生力指標によって分析を試みた。

その結果、第一に確認できたことは、出生児総数と年齢合計出生率の変化はほぼ平行であったことである。したがって、これまで出生児数の対前年比で指摘されたことは、年齢合計出生率でも、同様な結果が見られた。

第二に、「ひのえうま」影響は、出生児数と年齢合計出生率との間ではほぼ同じ水準の反応がみられたが、結婚合計出生率の変化は同じ期間の出生児数の変化よりも大きかったがこれが結婚内の出生調節すなわち避妊が大きかったことによるものといえよう。しかし、年間出生変動についての、各要素別寄与率を計測するには、結婚出生力についても暦年単位で計測することが必要である。

第三に、女子の就業状態・職業および世帯の経済構成別にみると、出生力水準と「ひのえうま」による出生率の変動との間に正の相関関係がみられた。すなわち、平均初婚年齢の低く合計出生率の高い階層ほど低下も回復も大きく、反対に平均初婚年齢が高く出生力の低い階層ほど「ひのえうま」による低下も回復も小さかった。

第四に、都道府県別に出生力水準と「ひのえうま」の影響をみると、社会経済的階層とは反対の動きが見られた。すなわち、年齢合計出生率が低い府県ほど「ひのえうま」による低下も回復も大きく、反対に出生力水準の低い南近畿・四国地方で出生力は大きく変化した。

第五に、市区町村を大都市圏内と圏外、および人口規模によって分けて出生力水準と「ひのえうま」の数字の大きさをみると、同じ人口規模でも大都市圏内にある市町村の方が出生力水準が低いにもかかわらず「ひのえうま」による出生変動は大きかった。

このようなことから、次のような課題がでてきた。それは、出生力水準と「ひのえうま」の変動が、社会経済階層別にみた場合と都道府県別にみた場合に正反対の結果がみられたことである。この現象を人口学的にどのように統一的に説明することが出来るのであろうか。この問題は、「ひのえうま」による出生変動に関する都道府県データによる地域相関分析の結果の評価に結びつくからである。

Fertility Change of the Year of "Hinoe-uma"

Tatsuya ITOH and Reiko BANDO

The year of 1966 was called "Hinoe-uma" in Japan. According to the widely prevalent superstition in Japan, a woman born in that year is destined to kill her husband (Yasukawa 1977). In 1966, both total number of births and birth rate were exordinalry dropped. Then many researchers tried to find out the effects of this superstition to the trends of birth and adjustment process of fertility. They used simple measurement index, i.e., annual change of births and birth rates, number of marriage.

We can derived not only age-specific birth rates and total fertility rates by region and socio-economic status, but also marriage duration specific birth rate and total marital fertility rates, using the own children method (Itoh 1985, Cho et al 1986). Then we used the 1975 Population Census prepared by the Statistics Bureau and the 1974 National Household Survey prepared by the Ministry of Health and Welfare to get fertility measurements ; age specific birth rates and marriage duration specific birth rates, by status of women and region at survey.

First, the trends of total fertility rates and total number of births were very similar. Then we confirmed many findings of previous works based on the annual change of births.

Second, a change of total marital fertility is greater than that of births and total fertility rates in the same period. It means the main cause of fertility change of "Hinoe-uma" is practicing contraception of couples ; mainly couples 2-6 years duration since marriage.

Third, according to the fertility change by socio-economic status of women, high fertility group (e.g., agricultural worker) showed greater change and lower fertility groups (professional, managers, clerical workers) showed less change.

Fourth, on the other hand, according to the fertility change by prefecture (*ken*), high fertility area showed less change and lower fertility area showed bigger change.

Fifth, according to the data taking account of metropolitan area and rural areas, women living in the metropolitan area were more accepted this superstition.

Finally, we found a conflict between the fertility change by women's status and regional fertility change. It is one evidence the limitation of areal correlation analysis.