

Title	徳川時代農村の人口再生産構造：武蔵国甲山村, 1777-1871年
Sub Title	Population reproduction in a Tokugawa village, 1777-1871
Author	鬼頭, 宏
Publisher	慶應義塾経済学会
Publication year	1978
Jtitle	三田学会雑誌 (Keio journal of economics). Vol.71, No.4 (1978. 8) ,p.613(173)- 624(184)
JaLC DOI	10.14991/001.19780801-0173
Abstract	
Notes	資料
Genre	Journal Article
URL	<a href="https://koara.lib.keio.ac.jp/xoonips/modules/xoonips/detail.php?koara_id=AN00234610-19780801-0173">https://koara.lib.keio.ac.jp/xoonips/modules/xoonips/detail.php?koara_id=AN00234610-19780801-0173</a>

慶應義塾大学学術情報リポジトリ(KOARA)に掲載されているコンテンツの著作権は、それぞれの著作者、学会または出版社/発行者に帰属し、その権利は著作権法によって保護されています。引用にあたっては、著作権法を遵守してご利用ください。

The copyrights of content available on the KeiO Associated Repository of Academic resources (KOARA) belong to the respective authors, academic societies, or publishers/issuers, and these rights are protected by the Japanese Copyright Act. When quoting the content, please follow the Japanese copyright act.

# 徳川時代農村の人口再生産構造\*

—武蔵国甲山村, 1777~1871年—

鬼 頭 宏

## 1

徳川時代後半の全国人口は、ほとんど停滞的であったと言われている。1721年から1846年に至る125年間に3.23%、年率にして僅か0.3%の増加にすぎない。これと対照的に、明治・大正期の人口成長はめざましく、一推計によると1865年から第1回国勢調査が行なわれた1920年までの増加率は62.7%、年率8.9%にも達したことになる。<sup>(1)</sup>

わが国の近代的人口成長が、いつ、どのように開始されたのかに関して、未だ定説はない。人口成長の始動がみられたと考えられる、幕末から明治初年の時代(1850年代、1860年代)の、全国人口の動向を教えてください資料が欠如しているからである。

しかしながら、この期間が全く、資料の空白状態であるというわけではない。1872年に近代的戸籍制度が実施されるまで、宗門改帳は多くの地域で、ひきつづいて作成されていた。町や村単位であるとはいえ、問題の期間の人口動向を、これによって知ることができる。

本稿も、宗門改帳を利用して、幕末から明治初年に至る約1世紀間の武蔵国一農村の人口動向を明らかにしようとする試みのひとつである。ここでは、夫婦と個人の人口学的追跡調査から得られた、人口の再生産構造を中心に報告したい。

## 2

武蔵国大里郡<sup>かぶとやま</sup>甲山村は、荒川に近い関東平野の西縁

に位置し、熊谷と松山を結ぶ往還に沿う純農村である。この村の支配関係は何度か変更されたが、17世紀以降は次のとおりである(『大里郡吉見村誌』による)。慶長6(1601)年~正保4(1647)年:天領、正保4(1647)年~元禄11(1698)年:忍藩領、元禄11(1698)年~延享4(1747)年:天領、延享4(1747)年~宝暦13(1764)年:佐倉藩領、そして我々の観察対象になった17世紀末以降は、宝暦13(1764)年から天保2(1830)年まで天領であったのち、天保2(1820)年に一部(167石余)が旗本領(大久保氏)となった。残りの天領部分(182石余)も天保12(1840)年には旗本領(筒井氏)となった。

資料として利用した宗門改帳は、安永6(1777)年から明治4(1871)年に至る95年間の65年度分である。<sup>(2)</sup>全期間の資料残存率は68.4%であるが、19世紀については80.3%と、かなり良好な史料と言える。宗門改帳の記載内容は他の地域のもの比べて、とくに変わるころはないが、異動理由の記載は不完全である。連年の帳簿をつき合わせると、同一人物の年齢誤記が多いという問題もあったが、個人追跡を行なう場合には、資料に初出(出生や転入による)した時の年齢を基準に訂正を加えた。また出生児は数え年3歳で資料に登場するので、出生年度は2年溯らせた。

まずこの村の人口変化をみておこう。1777年に246人で出発した人口は、(1)18世紀末天明期の激減(1792年:178人)、(2)1816年のピーク(223人)への回復、(3)1830年代天保期のトラフ(1840年:190人)、(4)幕末・明治初期の回復、増加という局面を経て、1871年には233人へと増加した。ピークとトラフを結んだ各局面の人口成長率(年率)は第1表に示したとおりである。18世紀末から19世紀後半にかけての、この村の人口変化は、

\*本稿は、昭和52年度慶應義塾学事振興資金による「関東地方の歴史人口学的研究」の一部である。

注(1) (安川・広岡, 1972)による。

(2) 埼玉県立文書館蔵。

第1表 人口成長率

期 間	年平均成長率(%)
1777~1792	-2.19
1792~1816	0.94
1816~1840	-0.67
1840~1871	0.66
1871~1884	1.39

全国人口のそれとよく一致している。天明期、天保期の人口減少は自然災害によってもたらされたと考えられるが、打撃からの回復は比較的速やかである。

一社会の人口は、社会増減および自然増減によって決まる。人口変動の内容については、他出と死亡が資料の上で区別困難であるから、ここでは立ち入った考察はしないことにする。そこで、人口の再生産力を含め、増加要因を総合的に表わす指標である、普通出生率(crude birth rate)を見ておきたい。

普通出生率は人口規模が小さいので変動幅が大きい。5ヶ年移動平均値から読みとることのできる趨勢は次のとおりである。(1)1790年代末には10%を下まわる低水準だったが、19世紀にはいると25%前後に上昇した。(2)人口がピークに達した1820年頃、出生率も25~30%の高水準にあった。(3)1830年頃から人口は減少するが、出生率はそれに先がけて低下して、1830年にトラフをつくっている(18%)。(4)1830年代から40年代にかけて、出生率の変動は多少の起伏はあるものの人口がトラフから回復するのに寄与したが、それが本格的に上昇しはじめた1850年代には、出生率は却って低下し、20%を割った。(5)1860年代になると出生率は平均的な水準(20~25%)に戻った。この期の人口増加は明治期にまでそのまま持続していったと思われる。

このように、概して普通出生率の水準と人口変化の間には密接な関係があるようである。もっとも両者は相互に影響しあっており、出生率が人口変化に寄与する面と、反対に人口規模が出生率に影響を与える面とがあることに注意しておこう。

普通出生率は、人口の性別構成、年齢構造などによって影響を受けており、母親の出産力そのまま表現されているものではない。したがって、年々の出生率水準がどのように実現されたものかについて調べる必

要がある。出生率を決定する上で、基本的な要素は女子の生物学的な出産力である<sup>(3)</sup>。しかし出産が実現するには、第1の関門として家族の形成、すなわち結婚が前提条件として必要である。さらに、婚内における出産の意志決定も、生物学的な潜在出産力をコントロールするものとして重要な因子だろう。以下、この二つの問題をとり上げて検討を加えることにする。

3

出産の場合は、結婚によって用意される。したがって、結婚をめぐる諸情況は出生率水準を左右することになるだろう。ここでは結婚率、有配偶率、結婚年齢等の指標について、その動向と出生率との関連をみてゆくことにしたい。

第2表 結婚率と終了率(人口千につき)

年 代	結 婚 率	終 了 率
1795~1800	11.4	9.6
1801~1810	12.3	8.2
1811~1820	7.5	11.2
1821~1830	7.9	9.8
1831~1840	8.3	10.6
1841~1851*	9.1	4.0
1852~1860*	7.0	5.8
1861~1870	12.7	15.0
全期間平均	9.5	9.3

(注) \*1850年、51年は史料が無いので年代をこのように分けた。

結婚率 第2表に示したとおり、総人口に対する結婚件数で表わした結婚率は人口回復期の1790年、1800年、1860年代で高く、人口規模がある程度高い水準に達していた1810~1840年には低かった。夫婦の離別または死別によって生じる結婚の終了数を、人口千人について示した終了率は、人口の高水準期に高く、低水準期に低い。結婚率と対照的な動きを見せているが、両者の関係はそれほど直接的ではないだろう。結婚率は、主に経済状態と関連が深く、終了率は死亡率との関連が深い。また結婚率は出生率に大きな影響を与える可能性があるが、終了率は、離死別がとくに出産可能期間(ここでは16~50歳)に集中していない限り、さほど意味はない。

注(3) ここで言う「生物学的出産力」は、出生抑制を受けていない人口の出産力の意味である。アンリはこれを「fécondité naturelle」(自然出生率)と呼んだ(L. Henry, 1972: pp. 121-122). 出生抑制が行なわれている場合のそれは、「fécondité dirigée」(計画出生率)である。

徳川時代農村の人口再生産構造

平均夫婦組数 1世帯1夫婦の単婚家族世帯がこの村の平均像である。平均夫婦組数の年次変動は、ごく短期的な動きを捨象すると、人口トレンドにはほぼ一致している(1771年:1.02組, 1808年:0.88組, 1811年:1.09組, 1822年:0.86組, 1829年:0.98組, 1834年:0.74組, 1836年:0.88組, 1840年:0.68組, 1865年:1.16組, 1871年:0.94組)。ただし、人口が1830年代に減少する以前の1810年代に、平均夫婦組数が小さくなっていくことに注意しておこう。

有配偶率 第3表には、男女別に10年期ごとの有配偶率が示されている。女子については出産可能年齢(16~50歳)を、男子については、女子より5歳上の21~55

第3表 有配偶率(%)

年 代	男 子		女 子	
	全年齢	21~55歳	全年齢	16~50歳
1777~1800	39.25	54.61	41.84	63.75
1801~1810	37.77	55.95	46.33	71.56
1811~1820	36.31	53.20	46.10	76.43
1821~1830	32.05	55.45	41.99	68.63
1831~1840	29.53	53.18	39.14	67.51
1841~1850	30.26	47.97	36.38	61.68
1851~1860	39.25	53.81	48.19	71.05
1861~1871	39.81	59.55	46.25	67.30
全期間	35.53	54.22	43.28	68.49

歳の年齢階級を、別掲してある。有配偶率の動きは、平均夫婦組数の変化に似ている。1810年代以降、男子(全年齢)の低下が著しく、30年代には30%を割った。女子も20年代から低下し、40年代までその傾向は続いた。男女ともに1850年代には速やかに回復しているのは、夫婦組の純増(結婚率-終了率)があったからである。

人口再生産に重要な年齢階級(男:21~55,女:16~50)についてみると、男女ともに1840年代の、離死別増加による落ちこみとその前後の動向は、同様であるが、1810年代に女子有配偶率が著しく高まった点が目をひく。1850年代とともに、人口成長への過程で女子の人口再生産の場への参画が要請された結果であろう。結婚年齢にもこの点が明らかに現われている。

結婚年齢 村内で発生した114件の結婚について、初婚年齢と再婚を含めた全事例に関する平均結婚年齢を第4表に示した。全期間の平均初婚年齢は男:25.5歳(72例),女:18.3歳(24例),平均結婚年齢は男:25.9歳,女:21.9歳だった。前者は事例数が少ないので、後者の動きを追ってみよう。変動幅に男女で多少

第4表 結婚年齢(かぞえ歳)

年 代	平均初婚年齢		平均結婚年齢	
	男 子	女 子	男 子	女 子
1791~1800	26.3	17.5	29.3	23.4
1801~1810	25.1	18.2	26.5	20.2
1811~1820	22.2	18.0	22.2	19.0
1821~1830	20.5	18.7	30.0	22.7
1831~1840	23.9	21.7	27.3	21.5
1841~1850	28.8	19.0	30.1	25.4
1851~1860	23.4	18.5	25.1	19.7
1861~1871	27.8	19.5	29.7	22.7
全期間	25.5	18.3	25.9	21.9

の開きがあるが、変化の方向は同じである。1820年までは、男子で7歳、女子で4歳以上低下して、このことが有配偶率を上昇させ、出生の増加をもたらしたであろう。人口が比較的高い水準で停滞、そして減少していった1820年以降は再び結婚が遅くなり、1840年代には男:30.1歳,女:25.4歳で、平均値よりも4歳ほど高齢化した。1850年代の回復期には大幅に低下したが、60年代には、男女ともに平均年齢を上まわった。

個々の要因について時期を追って推移をみてきたが、これらは出生率にはどのように反映したのだろうか。結婚率、有配偶率、平均夫婦組数が大きければ人工的制限要因が加わらない限り、出生率水準が高くなることは容易に推測できるし、結婚年齢の低下も出生数の増加に結びつく。しかしながら、結論をいうと、この村の幕末~明治初年の時期に、結婚をめぐる諸指標と出生との結びつきは単純ではなく、その時々によって、強められもし、弱められもしといわざるをえない。

18世紀末の人口危機の後、結婚の条件が緩和されて結婚年齢の低下、有配偶率の上昇がみられ、人口は急速に回復した。この期間、1820年までは出生率との(正の)相関関係は強かったといえる。1820年を過ぎると有配偶率、夫婦組数の低下、結婚年齢の上昇にみられるように、結婚の条件は困難になったようである(出生率が比較的高い水準にあったのは、後に見るように婚姻出生率の高さによるものだろう)。1830年代の人口減少からの、本格的な立直りは1850年以後やってくる。この時、結婚年齢の低下と、有配偶率・夫婦組数の平均水準への復帰がみられた。

第5表には、結婚率、平均夫婦組数、女子の結婚年齢、16~50歳女子の有配偶率および婚姻出生率が、普通出生率との間にどの程度の相関関係を持っていたかを示している。10年期の平均値によって対応させた8

第5表 出生率と諸指標の相関関係

	普通出生率	結婚率	平均夫婦組数	女子の結婚年齢	16~50歳女子有配偶率	婚姻出生率
全期間平均	21.21 ‰	9.54 ‰	0.931 組	21.93 年	73.33 ‰	133.9 ‰
相関係数	—	-0.208	-0.182	-0.134	0.354	0.864
判定	—	no	no	no	no	*

(注) no=有意な相関なし, \*=有意(1%有意水準)

期についての相関関係は、婚姻出生率(16~50歳の妻の出生率)を除いて、いずれも有意ではなかった。このことは、短期的にはともかく長期的には、結婚が出産に直接結びつくものではなく、婚姻出生率が一貫して重要な因子だったことを示している。

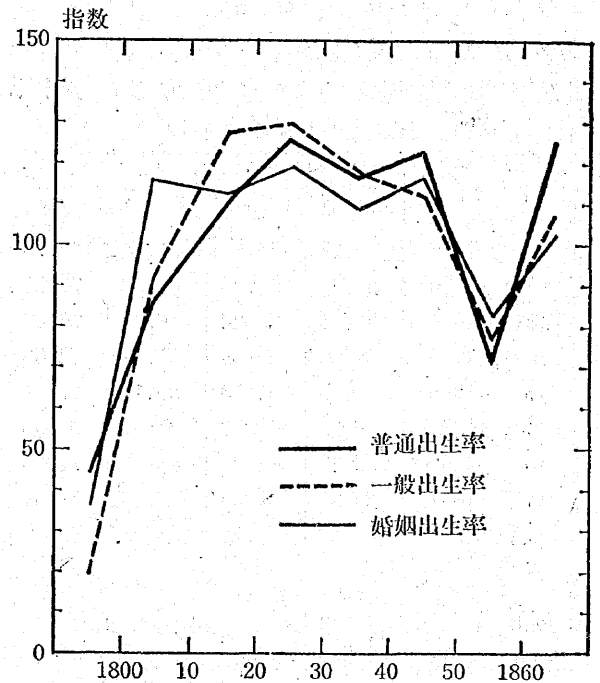
4

この村の普通出生率が、長期的には婚姻出生率によって規制されていることは、相関係数の高さ( $r=0.864$ , 1%水準で有意)に現われているが、第1図によっても確かめることができる。図には普通出生率、一般出生率、婚姻出生率が、全期間の平均値を100とする指数によって、10年期ごとに示されている。一般出生率(general fertility)は、性別構成と年少人口と老年人口の影響を除くために算出された出産可能年齢(ここでは16~50歳)の女子人口に関する出生率、婚姻出生率(marital fertility)は、出産可能年齢にあって結婚している女子に関する出生率である。三つの出生率の動きには若干のずれがあるものの、長期的には同一の傾向にあると言ってよいだろう。すなわち、普通出生率は妻の出産力(婚姻出生率)によって決定されているのである。

それでは婚姻出生率は、全期間の平均133.9%に対して最低59%、最高167%と、なぜ大きく変動するのだろうか。婚姻出生率は、性比、年齢構造、有配偶関係を考慮したものだから、生物学的な出産力に大きな変化がなかったとするならば、結婚を出産につなぐ婚内の出産コントロールの存在が、当然予想される。婚姻出生率がどのような機構で決定されるかについては、夫婦の人口学的行動を追って、詳しく調べてみなければならない。

観察対象になった夫婦組は234例である。内訳を示すと、1792~1871年の観察期間以前に結婚したもの(A)73組、期間内に結婚し、かつ終了したもの(B)127組、期間後まで結婚が継続したもの(C)34組である。なお、Bのうち妻の出産可能期間以後(50歳以上)まで結婚が続いた完結家族(completed family)は38組、非完結

第1図 普通出生率・一般出生率・婚姻出生率の指数の動向



注(1)全期間の平均値(普通出生率: 21.2‰, 一般出生率89.9‰, 婚姻出生率: 133.9‰)を100とする、各期の指数で表わした。  
(2)一部、推定値も含む。

第6表 階層別出生数

階層分類	(1) 夫婦	(2) 出生のあった夫婦	(3) 出生	(4) (3)/(1)	(5) (3)/(2)
I UC	14	6	19	1.36	3.16
C	9	8	39	4.34	4.94
合計	23	14	58	2.52	4.14
II UC	35	21	65	1.86	3.10
C	27	25	96	3.56	3.84
合計	62	46	161	2.60	3.50
合計 UC	49	27	84	1.71	3.11
C	36	33	135	3.75	4.09
合計	85	60	219	2.58	3.65

(注) UC=非完結家族, C=完結家族

徳川時代農村の人口再生産構造

第7表 妻の結婚年齢別出生数

結婚年齢	11~15	16~20	21~25	26~30	31~35	36~40
完結家族	—	4.94	3.40	4.00	1.67	—
非完結家族	2.00	1.85	1.00	0.80	0.40	—
合計	2.00	2.75	1.71	2.40	0.88	—

第8表 結婚継続年数別出生数

継続年数	0~5	5~10	10~15	15~20	21~25	25~30	30~35
出生数	0.42	1.44	0.82	2.67	3.50	3.83	4.94

(注) 妻の出産可能期間(16~50歳)の継続年数。

家族は89組である。

出生数 村内で結婚し、終了した夫婦(Bに分類されるもの)の出生数は、平均2.58人である。子どもを持たなかった夫婦を除いた平均出生数は3.65人になる(第6表)。1795年の所有石高を基準にして、5石以上<sup>(4)</sup>の階層(Ⅰ)と5石未満の階層(Ⅱ)の二つに夫婦を分けると、平均出生数はⅠ:2.52人、Ⅱ:2.60人でほとんど差はないが、子どもを持った夫婦の平均出生数はⅠ:4.14人、Ⅱ:3.50人と、若干の階層差が認められる。完結家族をとれば、平均出生数(Ⅰ:4.34、Ⅱ:3.56)にも、子どもを持った夫婦の出生数(Ⅰ:4.94、Ⅱ:3.84)にもともに階層間格差が明らかである。

平均出生数は、妻の結婚年齢、結婚継続期間、および妻の出産力の影響を受けている。前二者については第7表と第8表に示されているように、妻の結婚年齢が低いほど、また継続期間が長いほど出生数は多くなる傾向がある。それではこの村の出生数の階層差は何が原因になっているのだろうか。第9表によれば、女子の結婚年齢はⅠ:21.4歳、Ⅱ:22.0歳で、ほとんど

第9表 階層別の平均結婚年齢と継続期間

階層	夫婦*	平均結婚年齢		平均継続年数
		男子	女子	
Ⅰ	19	26.11	21.42	13.63
Ⅱ	57	28.49	21.98	16.35

(注) \*結婚年代が明らかなケースのみ。

差がないが、妻の50歳までの結婚継続年数はⅠ:13.6年、Ⅱ:16.4年と、5石未満層で約20%長い。予想とは全く逆で、結婚年齢と継続期間から、出生数の格差を説明することはできない。むしろ妻の出産力に原因を求めべきだろう。

出産力 第10表に妻の年齢階級別出産率を示してある。出産率は、年齢別出生数を当該年齢階級の妻の結婚年数で除して得られる、1年あたりの出生確率である。全出産可能期間(16~50歳)の合計出産率(予想出生数=各年齢階級の出産率の合計を5倍したもの)は4.61人、平均出産率は0.132で、これは今までに知られている近世日本の他の農村地域と比べて、もっとも低い水準<sup>(5)</sup>に属している。

注(4) 小野文雄は耕馬所有と小作関係から、天明2(1782)年の土地所有反別8反以上を自作・地主層、3反以上8反未満を自・小作層、3反未満を小作・日傭層とした。これから判断すると、所有石高5石以上層(Ⅰ)は、ほぼ地主・自作層に相当するものと考えられる。

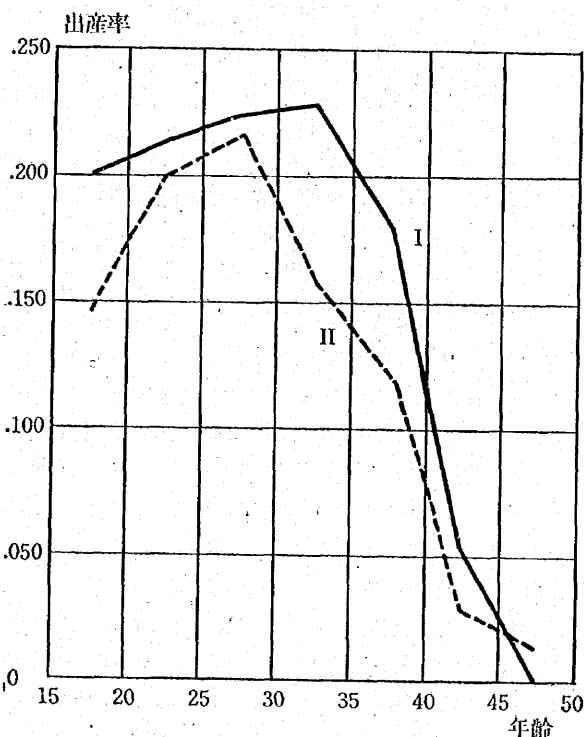
(5) 21歳から50歳までの合計出産率で比べると甲山村:3.8人に対して、例えば信濃国横内村(1800年以後出生の母につき):4.2人(速水, 1973), 美濃国西条村(1773年・1835年出生の母につき):5.9人(速水, 1973), 尾張国神戸新田(1800年以後出生の母につき):6.1人(速水, 1967)である。

甲山村の出産率が低いことの原因として、出生児の登録の問題がある。甲山村では出生児が数え年3歳になってから、宗門改帳に登録されている。他地域では普通、2歳から登録されるので、この差異が出生率に現われている可能性は大きい。過小評価の程度は数え年2歳児の死亡率を考慮することで、推測できるだろう。例えば2歳児の年齢別死亡率は、19世紀の信州横内村で40.4%、木曾湯舟沢村(1675~1796年)でも39.2%だったから、仮に40%とすれば甲山村の出生児数、したがって出産率は1.04倍(1÷(1-0.04))しなければならない。また尾州神戸新田(19世紀, 89%)の例に準じると、1.10倍する必要がある。しかし、この点を考慮して出産力を修正しても、まだ甲山村の水準は低いグループに属すだろう。

第10表 妻の年齢階級別出生率

階層	妻の年齢階級							合計出生率	
	16~20	21~25	26~30	31~35	36~40	41~45	46~50	21~50	16~50
I	0.200	0.213	0.224	0.228	0.179	0.054	0.000	4.49	5.49
II	0.143	0.199	0.215	0.158	0.118	0.028	0.013	3.66	4.37
合計	0.161	0.202	0.217	0.169	0.129	0.034	0.010	3.81	4.61

第2図 妻の年齢階級別出生率



(注) I : 5石以上層, II : 5石未満層。

問題の階層間格差については、第2図に描かれているように、46~50歳を除く他のすべての年齢階級で、階層IがIIよりも高い。全年齢階級の平均で、IはIIより26%も上まわっている。この差は合計出生率でI : 5.49, II : 4.37と、およそ1人の違いになって現われてくる(21~50歳ではI : 4.49, II : 3.66)。ところで階層IIの出生率は、どの年齢階級においても差が大きいわけではない。年齢別に比較すると、21~30歳までの20代には、両階層の出生率に大きな差はなく、IIはIの94.7%に達している。これに対して、16~20歳では71.5%、31~50歳では68.8%でしかない。同一階層内で、31~50歳の出生率が21~30歳に対してどの程度になるかをみると、Iでは52.8%なのに対して、IIでは

38.3%まで落ちこんでいる。このように階層IIでは30歳以前と以後の出生力の差が大きく、このことが合計出生率の階層差につながっているのである。

別の見方をすると、階層Iでは合計出生率の39.8%が21~30歳階級に集中しているが、階層IIでは約半数の47.4%にものぼり、階層IIにおいては出産の役割の大半が、この年齢階級に期待されていたと言える。

5.

年齢階級別出生率の階層間格差と、婚内出生率の変動をもたらした原因には、次の三要因が考えられる。

- (1) 生物学的出生率水準の、栄養・体力、居住環境、労働強度などによる変動、格差。
- (2) 宗門改帳に記録されなかった当歳児・2歳児の死亡率水準。
- (3) 潜在的な出生力の、意図的・人為的コントロールの存在。

ここでは(1)と(2)について論及せず、(3)についてだけ検討を加えようと思う。これは(1)、(2)の要因が重要でないということを意味するものではない。気候の悪化、凶作、流行病は乳児死亡率を高めるだろうし、栄養、生活水準、労働環境は、乳児死亡とともに、受胎・妊娠・出産の過程を通じて母の生物学的出生率に影響を及ぼすだろう。二つの要因を考察対象としないのは、我々が依拠している宗門改帳の史料的制約からにすぎない。また、年齢階級別出生率を比較すると、階層IIの21~30歳の高まりと30歳以降の低水準という曲線の動きに、不自然な変化を感じるからである。<sup>(6)</sup>

三番目の人為的出生コントロールの存否を確かめる手掛りとして、出生間隔と出生性比の検討から始めよう。出生が選択されたものならば、出生間隔・性比に不自然なばらつきが生じると考えられるからである。

出生間隔 観察された全事例の平均出生間隔は旧暦

注(6) アンリによれば、妻の年齢階級別出生率は年齢とともに低下するが、20歳以後の変化曲線は、出生抑制が無い場合は凸型になり、出生抑制が行なわれている場合には若年層(25~30歳頃)の低下が大きいために、凹型になる(L. Henry, 1972 : p. 122)。



第11表 平均出生間隔 (年)

	出生順位								合計
	結婚~1	1~2	2~3	3~4	4~5	5~6	6~7	不明	
件数	17	17	12	10	6	4	7	1	74
I. 年数	31	69	56	41	18	11	19	5	250
平均	1.82	4.06	4.67	4.10	3.00	2.75	2.71	5.00	3.38
件数	63	55	41	29	18	8	2	19	235
II. 年数	167	189	172	113	75	32	6	85	839
平均	2.67	3.44	4.25	3.90	4.17	4.00	3.00	4.47	3.57
件数	80	72	53	39	24	12	9	20	309
合計 年数	198	258	228	154	93	43	25	90	1,089
平均	2.48	3.58	4.30	3.95	3.88	3.58	2.78	4.50	3.52

年で3.52年だった。結婚から第1子誕生まで(第1子出生間隔と呼ぶことにする)はどの順位間よりも短かく(2.48年)、第1~2子(第2子出生間隔)以後は57%ほど長い(3.89年)。しかし順位が遅くなるにつれて間隔が長くなるという傾向は認められなかった。階層間の比較では、I:3.38年、II:3.57年で、5石未満層で若干長いようである。第1子出生間隔はI:1.82年、II:2.67年で階層IIが長く、第2子から第4子出生間隔まではI:4.26年、II:3.79年でIIが短かく、第5子出生間隔以後、再び階層IIの出生間隔が長い(I:2.82年、II:4.04年)。このことから直ちに何らかの結論を導くことは難しいが、事例数の豊富な階層IIでは、順位の遅い子どもの出生間隔が引き伸ばされているとみることができる。また、第1子出生間隔と第5子出生間隔以後でIIの方が長いことは、出生順位と母親の出産年齢が厳密には対応しないとしても、年齢別出生率における階層間格差の程度と矛盾しないだろう。

階層IIでは出生が高順位になるにしたがって間隔が長くなるとともに、多くの子どもを持つ夫婦の数もIに比べて少なくなっている。6子以上を持つ夫婦は、I:14.9%(11例)、II:4.3%(10例)であった。母親の最終出産年齢は、I:34.29歳、II:33.76歳だが、非完結家族についてはI:27.67歳(6例)、II:30.67歳(21例)、完結家族についてはI:39.25歳(8例)、II:36.36歳(25例)、で、50歳まで結婚が継続した完結家族で約3歳の差がみられる。このことも平均出生数で1人前後の差があること(I:4.94人、II:3.84人)と矛盾はしない。要するに、順位の遅い子どもの生み方に、階層によって出産行動のちがいがあられるものと思われる。

**出生性比** これまでの観察から、宗門改帳上の出産力には階層間格差が存在していることは明らかになったが、それが意図的な出生抑制によるものか、栄養・居住環境などのちがいによってもたらされる、無意識的なものかについては触れられなかった。前工業化社会で出生抑制が行なわれる場合には、しばしば「間引き」の方法が選ばれた。避妊技術が未発達な社会では、出生児を「間引く」ことによって子ども数を制限することが、有効、かつ母体にとって安全だった。そして男児よりも女児に対して選択的に「間引き」が行なわれることが多かったと考えていだろう。したがって我々の史料から、出生性比にアンバランスが認められるならば、「間引き」による人口制限の存在を示すことができるだろう。

全出生児の性比(女児に対する男児の比率)は118で、現代日本の水準(およそ105)よりも若干高いようだが、事例数からいって、これだけでは性の選択があったか否か速断できない。母親の出産年齢や子どもの出生順位、出生年代などを考慮した上で、階層間の比較を試みることにしよう。

まず第12表によって、母親の年齢階級別出生性比を

第12表 母の出産年齢別出生性比

出産年齢	I			II		
	男	女	性比	男	女	性比
16~20	6	4	150	10	11	91
21~30	19	24	79	73	69	106
31~50	16	14	114	68	41	166
合計	41	42	98	151	121	125



調べてみると次の点が指摘できる。(1)30歳以下の出生児には男女数に大きな偏りはなく、階層間にも差は認められない(出生性比は、全体:100, I:89, II:104)。(2)31歳以上ではI:114, II:166と少なからぬ開きが認められる。ただし事例数の差が大きいためか、カイ二乗検定によると統計的には有意な差ではない( $\chi^2=0.455, P=0.500$ )。(3)同一階層内で出産年齢別に性比をみると、階層Iでは16~30歳:89, 31~50歳:114で、31歳以後で若干高くなっている。しかし統計的には有意ではない( $\chi^2=0.102, 0.500 < P < 0.750$ )。(4)階層IIでは、16~30歳:104, 31~50歳:166と高年齢でかなり高い性比を示している。統計的にはかならずしも有意ではないが、31歳以後の出生児に、女兒が不自然に少ない傾向を認めていいだろう( $\chi^2=3.033, P=0.086$ )。とするならば、階層IIにおいては有配偶女子の年齢階級別出産率が31歳以後急落していたことを、女兒出生数の少なさ、ひいては「間引き」形態での人口制限に結びつけて考えることができる。

このような人口制限が行なわれていたとするならば、母親の出産年齢よりは、出生順位との関係が強いはずである。そして事実、出生順位を考慮すると性比に階

層差を明瞭に読みとることができる。第13表に示された表頭の出生順位は、兄弟の死亡を考慮したもので、出生児が生まれた時に生存している兄弟の何番目にあたるかを示している(生残児順位)。出生順位と性比の関係を考察した結果は次のように要約できる。(1)階層をはずして第1子および第2子を第3子以降の性比と比べても、有意な差は認められない( $\chi^2=2.34, 0.10 < P < 0.25$ )。(2)階層Iでは、第1子・第2子の性比と、第3子以降の性比との間に差はないと言える。第3子以降の性比80は、やや低い、これは出生数が少ないためかも知れない。(3)階層IIでは、第3子以降と、第1子・第2子との間に有意な差が認められた( $\chi^2=5.13, 0.010 < P < 0.025$ )。(4)第1子・第2子の性比には、階層Iとの間に差異はない。(5)第3子以降の出生性比には、格差が明らかに認められた( $\chi^2=3.96, 0.025 < P < 0.050$ )。(6)さらに、妻が40歳になるまで結婚が継続した場合の最終出生児の性比は異常に高い。階層Iの事例はあまりにも少ないので何とも言えないが、階層IIの最終出生児の性比は279(男児:39, 女児:14)で圧倒的に男児が多い。最終出生児の性が選択されていたと考えることは、統計的にも許されるだろう(かりに正常な出生性比を105とすると、 $\chi^2=5.60, P=0.011$ で、ほぼ有意である)。

以上のように、性比のアンバランスは階層IIの第3子以降に集中しており、遅い順位の子ども、とくに最終出生児の「出生」が抑制されていたと言える。この結果は、母親の出産年齢別性比の観察から得られた結果と整合的である。

さらに出生性比のアンバランスは、出生率が著しく低水準だった人口減少期に大きい(第14表)。その時期は1790年代と1850年代である。この時、出生性比は190にも達し、他の期間の107に対し、女兒の「出生」が相対的に少なかった( $\chi^2=2.88, P < 0.100$ )。また他の期間において階層間格差はない(I:94, II:111)が、当期間には性比の差が大きくなっている(I:114, II:229)。とくに階層IIにおいては、他の時期と比べて著しく男女出生数が不均等で(1790年代+1850年代:229, 他期:111)、統計的に有意な差異が認められる( $\chi^2=3.81, P <$

第13表 出生順位別性比

	出生順位(1)					最終 (2) 出生児
	1	2	1+2	3以上	合計	
I 男	14	9	23	16	39	6
女	14	8	22	20	42	5
性比	100	113	105	80	93	120
II 男	41	34	75	56	131	39
女	45	31	76	29	105	14
性比	91	110	99	193	125	279
合計 男	55	43	98	72	170	45
女	59	39	98	49	147	19
性比	93	110	100	147	116	237

注(1)出生時の生残順位。

(2)妻が40歳になるまで結婚が継続したケース。

第14表 期間別出生性比

階層	全 期 間			1791~1800年 1851~1860年			その他の期間		
	男	女	性比	男	女	性比	男	女	性比
I	41	42	98	8	7	114	33	35	94
II	151	121	125	32	14	229	119	107	111
合計	192	163	118	40	21	190	152	142	107

0.050)。

出生性比に関する一連の観察から、性比を攪乱するような手段による「出生」抑制、すなわち女兒の制限が行なわれていたことが明らかになった。制限はもっぱら、階層Ⅱにおいて第3子以後の女兒に対して選択的に加えられ、かつ時期も限定されていた。出産率の階層間格差は、意識的な制限の結果であると推定されるのである。

6

出産力にみられる階層性は、村内の社会変動にどのように結びつくだらうか。第15表には、数え年3歳で宗門改帳に出現した「出生児」が、次代を再生産するまでにたどる人口学的経過が示されている。採用され

第15表 1791~1831年出生児の人口学的経過

階層	出生	15歳以下の死亡・他出			16歳時 在村者	村内で 結婚	
		5歳以下	10歳以下	15歳以下			
Ⅰ	男	24	2	3	—	19	13
	女	17	1	—	2	14	2
	合計	41	3	3	2	33	15
Ⅱ	男	76	10	1	3	62	31
	女	61	9	8	6	38	9
	合計	137	19	9	9	100	40
合計	男	100	12	4	3	81	44
	女	78	10	8	8	52	11
	合計	178	32	12	11	133	55

たのは1791~1831年の出生コーホート(178人)で、史料の終わる1871年までに、もっとも遅く生まれた女兒

も41歳に達しており、出産の主要期間をはほぼ終えている。

表によれば15歳までに死亡するか他出した者の比率は、全出生児30.9%であり、階層間に差はない。16歳以後も村内に居住して、村内で結婚した者の比率(全体で30.9%)にも、階層間に有意な差を認め難い。男女を比較すると、16歳以上の在村者比率(男:81.0%,女:66.6%)にも、村内で結婚した者の比率(男:44.0%,女:14.1%)にも、明瞭な格差が認められた。

人口再生産力を厳密に比較するには世代を統一して扱う必要がある。ここでは、1871年まで存続した家系について、1792年の戸主を祖先とする家系図を再構成し、その孫世代(F<sub>2</sub>世代)の人口学的経過を検討しよう。F<sub>2</sub>世代を選んだのは、出生期間が1780~1850年で、観察期間中に出生が完了すること、また他の世代よりも、村内における結婚行動の追跡が良好にできるからである。

F<sub>2</sub>世代の人口学的経過は第16表に示されている。それによると、(1)F<sub>2</sub>世代133人のうち、24.1%が15歳以下で死亡、または他出によって史料から消えている。16歳以上の在村者101人のうち43人(出生児の32.4%)が村内で配偶者を迎え、115人のF<sub>3</sub>世代を得た。1夫婦あたり出生数は2.78人、出生のあった者については3.38人(平均子ども数)である。F<sub>2</sub>世代1人あたり出生数は0.86で1を割っているから、F<sub>2</sub>世代の人口再生産力は、次代を維持するのに十分ではないことになる。しかし、F<sub>2</sub>世代の結婚は観察期間中に完結していないので、実際には、かろうじて可能だったとみるべきである。

(2)階層ⅠとⅡのあいだでは、夫婦あたり出生数、平均子ども数、祖先(P世代)あたりF<sub>3</sub>世代数のいずれに

注(7) 史料を、総体的、表面的にみただけでは現れない事柄も、さまざまな小グループに分割した上で比較することによって、明らかにされることがある。スミスは濃尾平野の一農村について、きょうだい組ごとに詳細な性比の検討を行なった結果、間引きによる出生抑制があったことを立証した(Smith, 1977: Chapter Five, pp. 59-85)。またハンリーは、岡山、三河の農村の母親をいくつかのコーホート・グループ(出生年代および結婚年代による)ならびに石高階層に分類して、出生性比を調査した結果、一農村では子ども数が十分であると感ぜられる時には男児のみが選択される傾向があり、このような行為によって、性比が影響を受けることが認められている(Hanley, 1977: pp. 176-183)。

(8) この再生産力測定の方法は、小林和正「家系図資料による人口再生産構造の研究」に示唆された。1792年の戸主(P世代)は全部で41人(世帯)あったが、13系統は絶家・他出したため、1871年まで継続した28系統が観察対象になった。

(9) F<sub>2</sub>世代の出生年代は、最も早いもの1780年、遅いもの1850年、結婚年代(ただし村内で結婚したもののみ)は1796~1869年である。したがって、史料終了時に未婚だが将来結婚することになった者、および継続中の結婚もあった。F<sub>2</sub>世代の夫婦組は、再婚も含めた延数で54件(44人)、結婚継続状況によって分類すると、妻の出産可能年齢の上限(50歳)までに終了したもの(B):30件、50歳以上まで継続した完結家族(Ⓓ):12件、50歳以前に1871年を迎え、結婚継続中に史料が終了したもの(C):12件である。

(10) 注(9)で示したCに分類される夫婦が、40歳まで結婚を継続したと仮定すると、出生数は14~18%ふくらませなければならぬ。計測されたF<sub>2</sub>世代1人あたり出生数0.865は、1に近くなる(0.986~1.021)。

第16表・F<sub>2</sub>世代の人口学的経過

階層	出生	15歳以下の死亡・他出			16歳時 在村	村内 で(子を 結婚 出生)	出産児数	平均出生数		
		5歳 以下	10歳 以下	15歳 以下				夫婦あたり	出生した 者につき	先祖1人 あたり
I 男	14	1	2	—	11	7(4)	9 <sup>〃</sup>			
女	14	1	—	2	11	3(3)	11 <sup>〃</sup>			
合計	28	2	2	2	22	10(7)	33 <sup>〃</sup>	3.33	4.71	5.50
II 男	63	9	1	2	51	25(21)	38 <sup>〃</sup>			
女	42	6	3	5	28	8(6)	7 <sup>〃</sup>			
合計	105	15	4	7	79	33(27)	82 <sup>〃</sup>	2.48	3.04	3.90
合計 男	77	10	3	2	62	32(25)	47 <sup>〃</sup>			
女	56	7	3	7	39	11(9)	18 <sup>〃</sup>			
合計	133	17	6	9	101	43(34)	115 <sup>〃</sup>	2.78	3.38	4.26

(注) 1)男児のみの集計。2)女児のみの集計。3)出生児の男女合計数。

おいても、IがIIを上まわっている。F<sub>2</sub>世代あたりではI:1.179, II:0.781で、階層IIはIを割っていた。

(3)男女間では、F<sub>2</sub>世代あたりの同性出生数は、男:0.610, 女:0.321と女子がきわめて低い。この数値は、出生性比が男女同数とすれば、0.5で再生産率=1になるから、家の継承がもっぱら男系子孫によって担われていることを示している。村内で結婚したF<sub>2</sub>世代は、男:41.6%, 女:19.7%だった。

(4)男女間の再生産力格差は、階層Iではさほど大きくなかった(男:0.643, 女:0.786)。これに対して階層IIでは、男:0.603, 女:0.167と女系子孫の再生産力が著しく低い。これは村内で結婚した者の比率の低さと、女子の女児出生数の少ないことの双方からもたらされたものである。

以上の観察事実から、村内の人口再生産構造に関して次のように要約できるだろう。村内で次代を再生産する役割は、もっぱら男子に期待されており、階層間の格差も大きかった。男女の合計で見ると、15歳以下の死亡・他出には差がなく、したがって16歳以上の在村率もI:78.3%, II:75.2%とほぼ同率だった。村内で結婚した者の比率は、I:35.1%, II:31.4%で若干、Iが上まわるが、出生のあった者の比率(I:25.0%, II:25.8%)には差がまったく認められない。このことから、F<sub>2</sub>世代1人あたり出生数で表わした再生産力の格差は、もっぱら婚内の出産力によって説明されることがわかる。

出生児の人口学的経過、とくに出産力にみられる階層間格差は、村内における家の存続に強い影響を与えることになる。階層Iのように、F<sub>2</sub>世代1人あたり出生数が1より大ならば、人口の拡大再生産であり、世代が重なるにしたがって同一血族に属する者の数は増加するだろう。反対に、それが1を割っている階層IIでは、子孫が減少していくことになる。事実、観察期間内の世帯数の変動に、出産力格差の現われをみることができ。1792年のP世代の世帯数は41あったが、80年後の1871年にはその子孫の世帯は35へ減少した。<sup>(11)</sup>変動の内訳は、分家による増加:6, 絶家・他出による減少:12だが、階層差は大きい。階層Iは7世帯から3世帯の分家を出し、分家のうち1世帯が消滅したので1871年には9世帯に増えた。P世代世帯の絶家はなく、80年間、家は継承されていた。階層IIは、34世帯から3軒の分家を出したが、11軒が消滅したので8世帯の減少となった。とくに持高2石未満層では分家による増加はなく、22世帯のなかからの9世帯(40.9%)もの消滅をみた。世帯の減少傾向が下層ほど大きいことは、生活基盤が土地に置かれておらず、脆弱であることを意味している。また、家の消長は何らかの理由による転出のためかも知れないが、子孫が絶えること、すなわち人口再生産ができなかったことも重要な原因である。階層Iの世帯数増加倍率(1.29倍)と階層IIのそれ(0.76倍)が、それぞれF<sub>2</sub>世代1人あたり出生数に近似していることは、この村の家の消長が

注(11) 1871年の35世帯は、系統的にはP世代28人の子孫である。なお1871年には、村外からの純増12世帯を加えて、1777年の水準(47)が維持されていた。

徳川時代農村の人口再生産構造

人口再生産力と関係あることを示している。<sup>(12)</sup>

7

1792~1871年の甲山村の出産力は、低い水準にあると同時に、階層間格差が存在していた。格差の原因の一部は人口制限に求められる。人口制限は「間引き」による方法で行なわれ、女兒が選択的に制限されたようである。また人口制限はいつも同程度にあったわけではなく、1790年代と1850年代に集中していた。出産力格差は、村内における子孫の再生産、さらに家の継承にも階層差をもたらした。人口再生産力が抑えられていた、石高の低い階層では、村内で子孫を維持することが不可能になったケースも多いと考えられる。人口制限によって、村内人口は明治期にはいるまで一定の上限以下にとどめられていたが、村内では人口再生産を主に担う階層と、そうではない階層に二分されていたことになる。

ところで、出生率が婚姻構造によって直接影響されず、婚内の出生抑制が主たる規制要因として働いていたという特徴は、社会の中で適齢にある男女の大半が結婚するようになってから現われてきたものである。またこれは、世帯構成が複数の夫婦単位（正確には親と

独身の子どもからなる、conjugal family unit)を持つ複合家族世帯 (Multiple family household) から、1組の夫婦単位と、片親あるいは未婚のきょうだいからなる拡大家族 (Extended family household)、さらに核家族世帯 (Simple family household) へと比重が移った時に採用されるようになった人口制限の方法である。例えば、木曾・湯舟沢村で出生率が、おもに婚内の人口制限によって調節されるようになったのは、18世紀後半、1770年代以降である。それ以前は、社会階層間の婚姻構造の不平等を通して、人口再生産力が調整されていた節がある(鬼頭, 1974)。さらに時代を遡ると、多数の隷属労働力(名子, 下人)が存在し、かつ複合家族世帯が支配的だった近世初頭の村落社会では、身分や家族内の地位による有配偶率の格差が一層大きく、人口再生産は特定の階層に委ねられるのが一般的であった。<sup>(13)</sup>

したがって、甲山村で観察された、出産力の意図的な抑制と緩和が、大半の適齢男女の結婚を前提にした、婚内の人口制限の形をとったことは、きわめて「近世的」な人口学的行動だったことになる。さらに付言すると、このような方法による経済的環境への適応は、1人当り所得水準の維持、さらに向上を保証したし、明治期の人口成長にとって都合のよい、先行条件にな

注(12) もとより「生物学的血統」が絶えることと「絶家」とは同義ではない。近世日本社会においては家の継承が重要だったために、養子縁組による擬制的な血縁関係を結ぶことによって家の存続を計ることが、一般に行なわれていたからである。甲山村における家の継承において、P世代の血統の子孫による例が圧倒的で、反対に養子縁組による例は少ない(1792年全世帯の9.8%, 存続した31世帯の13%)。また養子による家の継承に関して、両階層間に差異を見出すことも困難である(下表)。したがって、この村では人口再生産力が家の存続可能性を左右する主要因であったと考えてよい。

階層	家の継承	P世代人数 (1792年)	創出された分家	消滅した分家	存続世帯数 (1871年)
I	a. 血縁子孫	6	3	1	8
	b. 養子縁組	1	0	0	1
	c. 絶家・他出	0	0	0	0
II	a. 血縁子孫	21	3	1	23
	b. 養子縁組	3	0	0	3
	c. 絶家・他出	10	0	0	0

人口再生産率の階層間格差が、世帯の継承および絶家・分家に与える影響にかんしては、すでに速水融「人口学的指標における階層間の較差—濃州西条村の農民—」が詳細な観察結果を報告している。ことでも甲山村の場合と同様の観察結果が得られており、「下層においては絶家が多く、上層では分家が多いのは、明らかに階層間における再生産率の較差に由来するものである」と結論されている(速水, 1973: p. 187)。西条村の合計出生率(16~50歳)は地主・自作層: 7.70(人)、中間層: 7.12(人)、水呑層: 6.87(人)であった。

(13) 例えば17世紀末の木曾湯舟沢村では、男子21~55歳の既婚率は直系親族: 72.2% (うち後継者: 79.5%, 非後継者: 38.0%), 傍系親族: 47.6%, 隷属家族: 24.6% (鬼頭, 1974)。また1633年肥後玉名郡内8ヶ村では、15歳以上の男子の既婚率は、直系親族(非後継者を除く): 88.6%, 非後継者・傍系親族: 18.2%, 隷属家族: 10.5%だった(皆川, 1961)。世帯規模やその類型と人口再生産の関連については(鬼頭, 1974)、(鬼頭, 1976)を参照のこと。

ったと考えられる。

後者の役割については、若干、解説が必要かも知れない。婚姻出生率の意図的な「抑制」が一般的に行なわれている社会で、速やかな人口成長が容易に実現されると考えるのは、次のような理由に基づいている。(1)出生「抑制」が存在するという事は、人々の人口学的行動が経済的環境に対して、敏感に反応しているということである。そのような態度が滲透している社会では、幕末～明治初年のように経済成長が予想されるか、実現しはじめた時に、速やかな対応がひき起されるだろう。(2)潜在的な出産力が抑制されていたのだから、それを上げる余力は十分に残されていた。(3)近世初頭に見られた複合家族世帯の分解、隷属労働力身分の経営的独立というような社会構造の大変化がなくても、出生率の変更は可能だから、人口成長の実現に摩擦が生じることがない。

〔参考文献〕

Hanley, Susan B., 1977, "The Influence of Economic and Social Variables on Marriage and Fertility in Eighteenth and Nineteenth Century Japanese Villages," in Ronald Demos Lee (ed.) 1977, *Population Patterns in the Past*, New York.

速水融, 1967, 「徳川後期尾張一農村の人口統計統篇」『三田学会雑誌』60巻10号。

—, 1973, 『近世農村の歴史人口学的研究』。

—, 1973, 「人口学的示標における階層間の較差—濃州西条村の農民—」徳川林政史研究所『研究紀要』昭和48年度。

Henry, Louis, 1972, *Démographie Analyse et Modèles*, Paris.

鬼頭宏, 1974, 「木曾湯舟沢村の人口統計—1675～1796年—」『三田学会雑誌』67巻5号。

—, 1976, 「徳川時代農民の世帯と住居—肥後藩人畜改帳の統計的研究—」梅村又次・他編『数量経済史論集Ⅰ・日本経済の発展』。

小林和正, 1965, 「家系図資料による人口再生産構造の研究—下北地方—農村部落調査より—」『人口問題研究』96号。

皆川勇一, 1961, 「肥後藩人畜改帳の人口学的分析」『人口問題研究所年報』5号。

小野文雄, 1954, 「近世関東農村における豪農の成立と経営について—大里郡吉見村根岸家の資料を通して—」『埼玉大学紀要・人文社会科学編』3号。

Smith, T. C., 1977, *Nakahara Family Farming and Population in a Japanese Village, 1717-1830*, Stanford.

安川正彬・広岡桂二郎, 1972, 「明治・大正年間の人口推計と人口動態」『三田学会雑誌』65巻2・3号。

(慶應義塾高等学校教諭)