

バングラデシュの農村における出生力

筒井 琢磨,* 五十嵐 忠孝,** 坪内 良博**

Fertility in Bangladesh Villages

Takuma TSUTSUI,* Tadataka IGARASHI,** Yoshihiro TSUBOUCHI**

Two sets of data were obtained on Bangladesh villages: a genealogical table of inhabitants of one village, Gobarchitra; and survey data on two villages, Gobarchitra and Panchkitta, obtained by using questionnaires. By analyzing these data, we examined the high fertility of the two villages.

First, we used the genealogical data on Gobarchitra. Using a patrilineal table, we tested the reproductivity of the male population. Over five generations, we checked four pairs of father-son generations. By several estimation methods, we obtained several values.

Second, we used survey data on the two villages. Questionnaires asked all the married

females about their birth histories. Compared with nation-wide data, two villages showed comparatively high fertility. There was a difference in fertility between the two villages, which appeared to result from a difference in mean age at first marriage. No other factors were identified. From cohort analysis, we concluded that those two villages had traditionally different levels of mean age at first marriage.

As for the government's family planning program, neither village showed much effect. Generally, there is a high relation between the diffusion of a family planning program and education. Unfortunately, we could not examine this as we had no data on education.

はじめに

この地域はイギリスの植民地だったことから、比較的古くから出生に関するデータが収集されてきている。これらのデータによると、高出生率は昔から続いており、その水準はほとんど落ちていない。ここでなぜ、政府の努力にも関わらず出生力が落ちないのかが問題とされ、問題解決に向けてさまざまな論議が展開されている。そして、家族計画プロ

グラムが十分成果を挙げられないことが大きな原因とみなされている [Rahman 1986: 3]。

本稿の目的は、バングラデシュのある農村について、人口学的視点からその高出生力を検証することである。そして、家族計画プログラムがどのくらい浸透しているのかを確認したい。

我々は、チャンドプール県ゴボールチトラ村について2種類のデータを得ることができた。1つは家系譜のデータである。ただし、このデータの情報は、父系親族についてのものに限られる。もう1つは、既婚女性全員に対する、回想法による調査票を用いた聞き取り調査の結果である。後者については、コミラ県パーチキッタ村についても同じ調査票を

*京都大学文学部; Faculty of Letters, Kyoto University, Yoshida-Honmachi, Sakyo-ku, Kyoto 606, Japan

**京都大学東南アジア研究センター; The Center for Southeast Asian Studies, Kyoto University

用いてデータを得ることができた。バングラデシュではイスラムの風習が根強く、部外者が村の婦人と直接会話することが不可能である。そのため現地の女性を通じての間接的な聞き取り調査にならざるを得ず、データの信頼性は高くない。

家系譜も、調査票による調査結果も両方とも上述のような制限された情報であるが、ある程度、過去に遡る情報を含んでおり、これらを分析することによって、この村の出生力の変化（あるいは無変化）の方向が確認できると考えられる。限られた地域でのデータなので、バングラデシュ国全体に一般化することはできないが、他地域の調査報告とあわせて、この国の人口学的変化の様子をかなり大ざっぱに推測しようというのが本報告の2番目の意図である。

I ゴボールチトラ村における家系譜 上の世代拡大

過去の人口増加を系譜を手がかりに探る手法が提唱されている[坪内 1986: 35-42]。ゴボールチトラ村(以下G村)についての過去の公式人口統計が存在しないので、また、キリスト教圏のように教会に教区の記録が残されているわけでもないので、この系譜が過去の再生産状況を知る唯一の手がかりとなる。まずこの検討を始めた。

今回得られたデータは、調査時点(1988年)に存在した11の父系親族集団の5世代分のデータである(古い世代から順に第Ⅰ世代、第Ⅱ世代、……第Ⅴ世代と名付けておく)。この父系親族集団は bari と呼ばれ、バングラデシュの親族集団の基本構成単位になっている。

これらの bari 毎の家系譜は男子を中心とした樹系図になっており、女子が出現するとそこで枝が止まっている。この系譜から得られた情報は次の通りである。個人情報として

は性別、調査時点での生死、調査時点での年齢(死亡者は死亡時点での年齢)である。世代情報としては、男子に連なる子供数である。系譜には男子に連なる子供としての女子は存在するが、その結婚・出産についてはまったくわからない。この系譜からは、父・息子の再生産状況はつかめるが、女子の系譜を辿ることは不可能だということである。各個人が村内にとどまっていたか、それとも村外に出ていたかもわからない。現存する世代は村内にいたことが確認されているだけである。なお、現存する世代は各 bari とともに第Ⅲ世代から第Ⅴ世代の中に収まっている。

この系譜からは女子の系譜を知ることができないのに加えて、幼くして死亡した子供や、村から出ていった男子が抜けている可能性がある。このため再生産率は低めに算出されることになる。

表 1 系譜資料より得られた各世代の子供数
G村

	世 代				
	Ⅰの子	Ⅱの子	Ⅲの子	Ⅳの子	Ⅴの子
男 子	59	102	210	155	—
女 子	60	121	203	123	—
合 計	119	223	413	278	—
性 比	0.983	0.842	1.034	1.260	—
父親数	15	34	73	76	—
男子/父	3.93	3.00	2.88	2.04	—
合計/父	7.93	6.56	5.66	3.66	—

注：第Ⅰ世代がいちばん古い世代

まず、各世代の子供数を見てみることにする(表1)。子供は先ほども述べたように父親についてわかるのみであり、女子に連なる子供は不明である。このように父系を重視したデータは女子の出生の記録が欠損している可能性がある。今回の分析目的に女子数は必要ないが、出生性比に関して系譜の信頼性を確認できることになる。そこで生まれた子供の性比を調べてみると、極端に女子が少ないということもない。従って、この系譜の信頼

性は高いと考えられる。第Ⅳ世代の子供数が少ないが，第Ⅴ世代はまだ若く，再生産の中途であるためである。そのため，以降の分析においても第Ⅴ世代／第Ⅳ世代の比は参考のために表示するが使わないことにする。

表 2 各世代の男子数（全体）G村

bari 番号	I	Ⅱ	Ⅲ	Ⅳ	Ⅴ
1	2	8	8	10	7
2	1	4	12	29	6
3	1	3	5	13	27
4	2	6	7	12	
5	1	4	16	27	21
6	3	13	14	14	7
7	1	5	2	5	
8	1	3	10	20	38
9	1	3	10	32	34
10	1	4	9	14	2
11	1	5	8	34	15
計	15	58	101	210	157
息子／父比	3.87	1.74	2.08	0.75	

次に，各世代の男子のみに注目すると表2のようになる。隣合わせの世代の比，つまり，息子／父比は男子の置き換え率，つまり純再生産率として読むことができる。この世代毎の男子数は，総数であって，実際の親子

表 3 各世代の男子数（連続性のある者のみ）G村

bari 番号	I	Ⅱ	Ⅲ	Ⅳ	Ⅴ
1	2	3	4	4	—
2	1	4	9	6	—
3	1	3	5	9	—
4	2	2	2	—	—
5	1	4	11	8	—
6	3	5	8	3	—
7	1	1	2	—	—
8	1	3	6	16	—
9	1	3	10	14	—
10	1	3	5	1	—
11	1	3	8	8	—
計	15	34	70	69	—
息子／父比	2.27	2.06	0.99		

対の数より多くなっている。そこで，親子として連続している者のみを数えたのが表3である。第Ⅳ世代の数が第Ⅲ世代よりも小さいが，まだ第Ⅴ世代を再生産していない者が除外されているためである。もちろん，再生産を完結すると第Ⅲ世代よりも多くなると考えられる。分析では第Ⅳ世代／第Ⅲ世代の比も使わないことにする。

これらの数値を基に，年平均人口増加率を算出してみた。ただし，この系譜からでは，

表 4 年平均人口増加率（全数）G村

	息子／父比	世代間隔（年）		
		25	30	35
3 世代間幾何平均	2.41	3.52%	2.93%	2.51%
3 世代間算術平均	2.56	3.76%	3.14%	2.69%

注：表2に基づいて計算

表 5 年平均人口増加率（親子で連続する者のみ）G村

	息子／父比	世代間隔（年）		
		25	30	35
2 世代間幾何平均	2.16	3.08%	2.57%	2.20%
2 世代間算術平均	2.16	3.09%	2.57%	2.20%

注：表3に基づいて計算

子供出生時の父親年齢がわからないので世代間隔を推定できない。そこで常識的に25年から5年おきに3段階の世代間隔を設定して計算を行なった。表4は男子全員を数えた表2に、表5は親子として連続した男子のみを数えた表3に対応する。後に調査票を用いた調査結果の分析を行う際にこの数値について検討してみることにする。

II 回想法聞き取り調査による出生力分析

一連の調査は、1987-88年にかけて、同一形式の調査票を用いて、G村とパーチキッタ村（以下P村）で行われた。対象者は14歳以上の既婚女性である。質問は結婚状態、出生、家族計画について聞かれている。調査員として、現地で比較的学歴の高い既婚女性が採用された。G村では18歳の女性選ばれている。P村では、14歳以上の未婚女性の一部にも質問がされた。全員ではないが14歳以上の未婚女性のデータが得られたわけであるが、これらは対照群として若干の役に立つことになる（singulate mean age の計算）。

最初に、データの信頼性について触れなければならない。

第一に、調査法が対象婦人に過去の出産歴を問う回想法であることを念頭に置かなければならない。調査時に生存している子供については、それぞれの子供の調査時年齢という形で別の情報源を得ることができる。一方、途中死亡した子供については、調査時に生存していた子供を基準にしたパリティ順と、死亡時年齢、死亡暦年という3種の情報を対象婦人の記憶にのみ頼ることになった。例えば生後数日で死亡した子供が複数存在すると、とくに対象婦人が高齢の場合、記憶があやふやで混同してしまっている可能性が非常に高いと考えられる。

第二に、対象婦人自身の年齢の信頼性が問題となる。本人年齢は分析の中心的データで

ある。ところが、得られたデータの分布を見てみると、末尾の一の位の数字が0と5に片寄っている。0と5への集中は低年齢者よりも高齢者に顕著である。また一般的に、高齢者の申告年齢は実際よりも高めの長寿傾向を示すことが考えられる。一方低年齢者については、例えばP村で「20」歳への集中が見られる他は比較的拡散している。

調査時生存している子供の年齢も、対象者本人の年齢と同様の傾向を示すと考えられる。以上のことは、出生力の分析に次の3点で大きく影響することになる。

- ①得られたデータから死亡した子供のデータが抜け落ちている可能性がある。
- ②死亡子供データがあっても、その出生のタイミング、生存期間が実際とズレている可能性がある。
- ③生存、死亡全ての子供について、出生暦年、生存期間と実際がズレている可能性がある。

①は出生数が実際よりも少なく申告されることを表し、出生率が実際よりも低く算出してしまうという点で重要である。②③によっては、該当年齢層から多少前後することによって、年齢別出生率や出生間隔が影響されるという問題が生じる。

2つの村のデータを比較することの目的は、次の通りである。異なる性格の村の出生力状況を比べることによって、出生力を規定する諸要因についての考察を容易にすることである。

出生力の指標として女性1人当たりの生産数を用いることにする。対象女性を下位分類した際は、それぞれの下位集団内での女性1人当たりの生産（live-birth）数が比較される。

表6a、表6bは2つの村から得られた、対象者についての基本的属性のメディアンと平均値である（特異な数値の影響を軽減するために、メディアン同士を比較した。ただし、

表 6a 回答者属性 G村

	調査時年齢	初婚年齢	生産数	生存子供数	死亡子供数
中 央 値	34.75	14.78	5.68	4.57	1.18
平 均 値	38.79	13.76	5.30	4.20	1.10

表 6b 回答者属性 P村

	調査時年齢	初婚年齢	生産数	生存子供数	死亡子供数
中 央 値	30.27	16.54	4.72	3.81	0.98
平 均 値	36.18	15.80	4.37	3.41	0.96

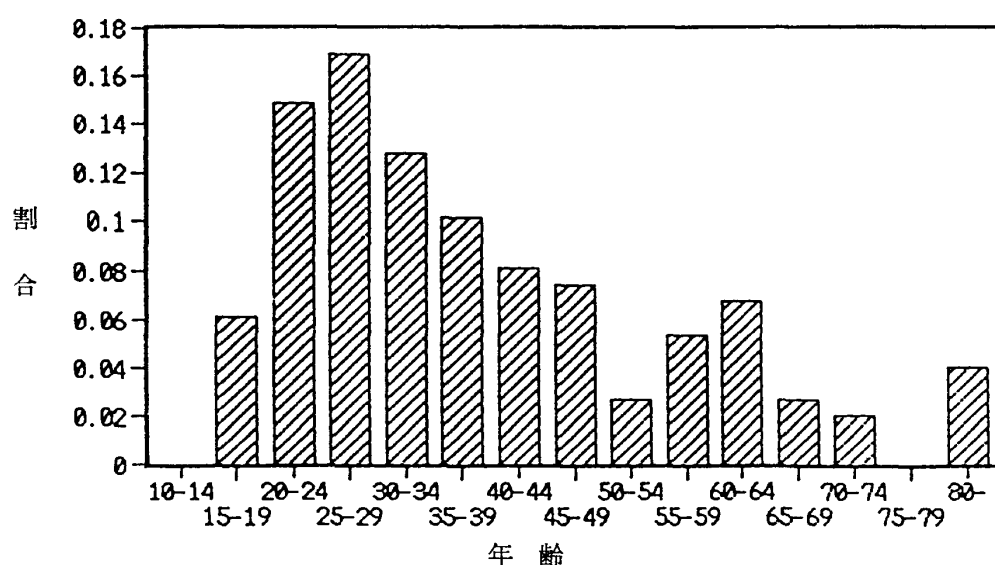


図 1a 対象者年齢分布 G村

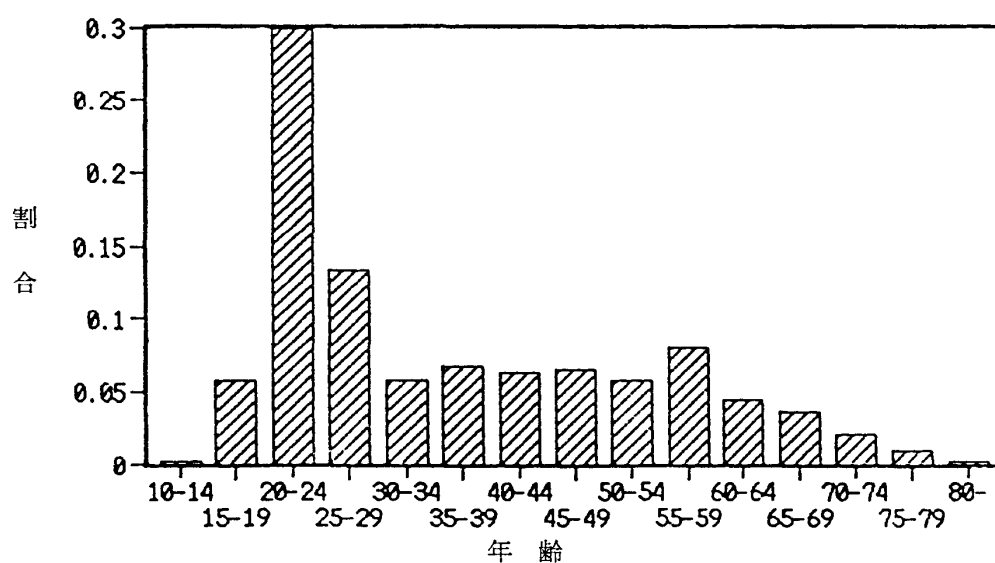


図 1b 対象者年齢分布 P村

統計学的検定を行う際には、平均値とそれに基づく分散を使用した)。これによれば、2つの村の間で約1人分の出生力差がある（t検定で1%水準で統計学上の有意差あり）。以下、この出生力差が何に起因しているのかということ进行分析の中心課題としたい。

まず、対象者年齢が、メディアンで約4歳G村の方が高いことを考慮しなければならない。年齢が高いということはそれだけ出産経験が多い可能性が高いということである。4年で1人差は十分説明可能な数値である。ところで、対象者年齢分布を見てみると、P村の分布は少し異常な分布であることがわかる（図1b）。20-24歳年齢層に全体の約3割にあたる対象者が集中していることになる。ほぼ同時期に行われた別の調査の結果 [Nishimura *et al.* 1989: 14] によると、このような異常な分布はみられない。ただし、この別調査結果は既婚・未婚を問わず全女性についてのものであり、14歳以上の既婚女性という限定をつけた今回のデータと直接比較することがためられる。しかし、14歳未満ではともかく、14歳以上の女性の未婚率はこの国ではかなり低い、つまりほとんどの女性が結婚しているのです、比較にそれほど問題はないと思われる。そこで両結果を比較してみると、すぐ下の年齢層から、25-29及び30-34歳の年

齢層が少なすぎるのがわかる。従って、20-24歳と答えた対象者は実際にはもう少し上かあるいは下の年齢層に分散しているはずである。そのため、平均年齢は実際には少し変わってくる。過小申告が多ければ、実際の平均年齢は上昇して、両村の平均年齢の差は縮まることになる。上述の別調査結果に従えば、過大申告をした対象者よりも、過小申告をした対象者の方が多いとみられるので、年齢差は縮まるだろう。

一方、G村の対象者年齢分布は図1aの通りである。別調査結果 [Kaida *et al.* 1988: 17-18] と比べても、とくに異常な分布とは考えられない。

結局、両村の平均年齢の差が出生力の差に結びつくとの解釈は可能だが、P村の方のデータに疑問があることに留意しなければならない。

次に、初婚年齢を独立した質問項目で尋ねているので、それを比較すると、約2歳の差が出た。P村ではメディアン16.54歳に対し、G村では14.78歳という結果だった。一般に妊孕力が10代後半から20代前半にかけてでピークに達するのを考慮すると、この差が両村の出生力の差に結びついている可能性が非常に高い。バングラデシュでは元々初婚年齢が低かった。最近になって上昇傾向が見られ

表7 平均初婚年齢

結婚年数	G村 平均初婚年齢	P村 平均初婚年齢	結婚年次	全国 平均初婚年齢
0- 5	17.5	17.3	1985	18.0
6-10	15.2	15.7	1980	16.4
11-15	14.6	14.8	1975	16.4
16-20	14.3	14.7		
21-25	14.1	15.6	1965	14.8
26-30	14.3	15.7	1961	13.9
31-35	12.6	16.6		
36-40	14.3	16.5	1951	14.4
41-	9.9	14.6	1941	13.7

注：全国データ [BBS 1986: 105]

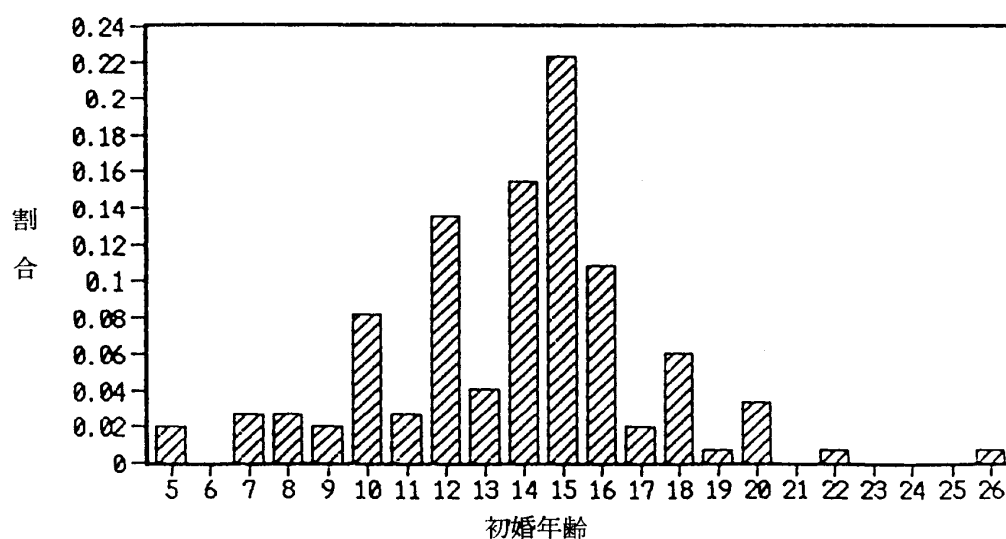


図 2a 対象者初婚年齢分布 G村

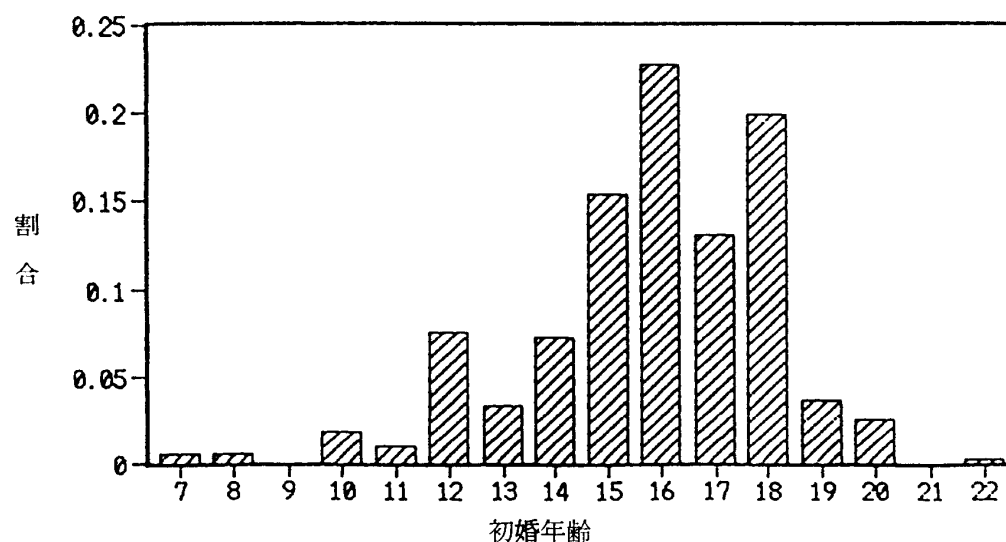


図 2b 対象者初婚年齢分布 P村

る。全国調査の結果 [BBS 1986: 105] では、1965年に14.8歳だったが1985年には18.0歳になっている。表7は結婚年数5年毎の平均初婚年齢である。これによると、G村では昔から初婚年齢が全国平均よりも低かったことになる。一方P村では1965-75年の間に全国平均を下回るようになったが、元々初婚年齢は高かったことがわかる。

図2a, 図2bはそれぞれG村, P村の初婚年齢の分布図である。メディアン, 平均値の差を受けて、G村のピークは15歳のところにある一方、P村のピークは16歳のところにあ

り、2番目のピークが18歳のところにある。

一般に、初婚年齢と出生力は密接な関係があるとされている。初婚年齢が低いと、

- 1 結婚年数が増える
- 2 生理学的に妊娠可能性が高い期間に妊娠することができる

という関係が考えられる。

P村のデータには、14歳以上の未婚女性が含まれている。恐らく、計算に必要な14歳以上の全女性が網羅されている可能性は低い。結婚時の *singulate mean age* を計算してみると、18.13歳である。全国調査の結

表 8 結婚年数と生産数の関係

結婚年数	G村生産数	P村	全国	都市部	農村部
0-4	0.86	0.63	0.69	0.69	0.69
5-9	1.94	2.20	2.04	2.06	2.08
10-14	4.08	4.24	3.53	3.42	3.55
15-19	4.22	4.96	5.06	4.97	5.08
20-24	6.71	6.84	5.97	5.94	5.98
25-29	7.50	6.52	6.62	6.64	6.62
30-34	9.10	7.35	7.25	6.85	7.32
35-	7.46	6.37	7.85	7.13	7.63
計	5.30	4.37	3.74	3.65	3.76

注：全国データ [BBS 1986: 130]

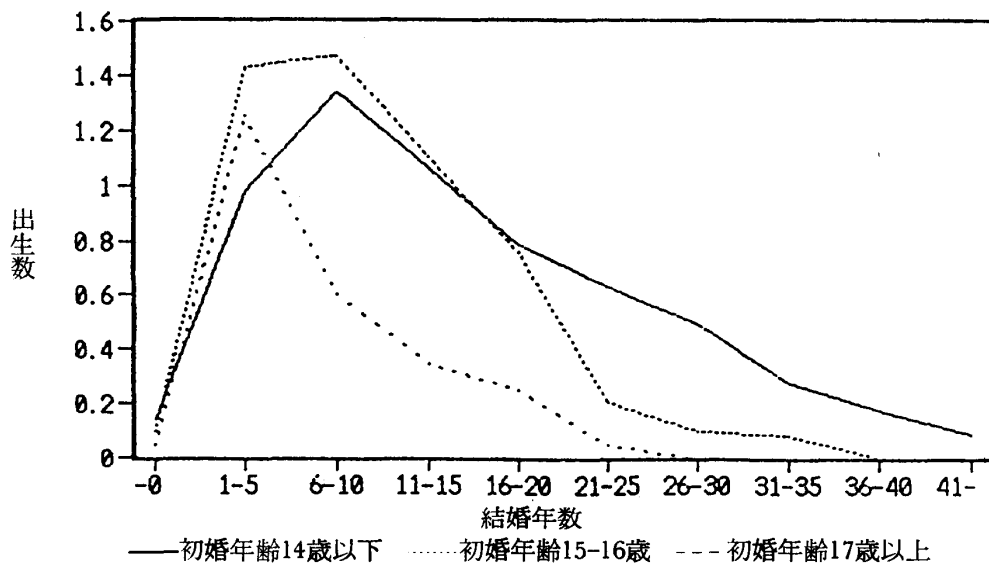


図 3a 初婚年齢グループ別出生数分布 G村

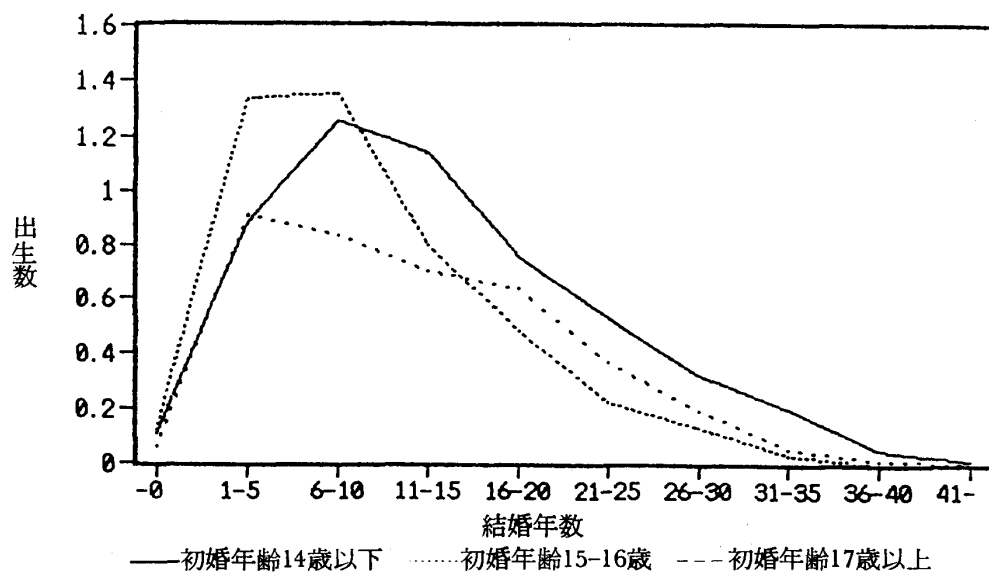


図 3b 初婚年齢グループ別出生数分布 P村

果では、1985年に女性18.0歳であった〔BBS 1987: 49〕。P村の数値は実際にはもっと低くなるだろうから、全国レベルと比べて同等か少し下回るものと考えられる。

結婚年数が増えるにつれて累積生産数は増える。全国データと比較したのが表8である〔BBS 1986: 130〕。結婚年数35年以上で生産数が両村で下がっている。これは年長コホートの生産数が少なかったと考えるよりも、古いコホートで特に死亡した子供が欠落していることの1つの証拠と考えることができる。両村の生産数は、結婚年数35年以上を除けば、全国レベルよりも高いことがわかる。

初婚年齢の低さが出生率に与える影響を調べるために、初婚年齢の低いグループ(初婚年齢14歳以下)、中程度のグループ(15-16歳)、高いグループ(17歳以上)の3グループに分けて、それぞれの結婚年数毎の生産数を算出した。

G村について(図3a)。生産数のピークは3グループともほぼ同じ程度だが、初婚年齢の高いグループは急速に落ちる。低いグループは中程度のグループよりもピークは低いが、結婚年数16年以上経ってから落ち方が緩やかである。結局、累積生産数では低いグループの方が中程度のグループを上回る。G村全体の生産数は、高いグループが全体に占める割合が小さいため、前2グループの生産数の多さにひきずられていると考えられる。

P村について(図3b)。初婚年齢の高いグループの生産数が少ない。ピークが1を割っており、G村の同グループと比べても少ない。結婚年数が増すにつれて生産数が落ちる傾向がそれほど急ではなく、かえってG村の同グループよりも累積生産数は多くなる。しかし、同じ村内の他2グループに比べると少ない。さらに、このグループが全体に占める割合が大きいと、全体として出生率がおさえられていると考えられる。

バングラデシュには、妊娠可能な状態に

なったときすでに結婚していなければ、その親に災いが生じるという俗信が存在する〔Maloney *et al.* 1981: 84〕。ベンガル地方では幼児婚が盛んであるが、この俗信は幼児婚の風習を反映している。初潮前に結婚する風習は2つの村でもよく見られる。G村ではとくに多く、37.0%の女性が初潮前に結婚している。一方、P村では18.6%である。初潮前結婚年齢の平均はG村では10.7歳、P村で12.5歳と、初婚年齢と同様約2歳の開きがある。初潮前後結婚別に対象者の年齢の分布を見ると、初潮前結婚者は全年齢層に散らばっているが、初潮後結婚者は両村で若い年齢層に多くなっている。このことは初潮後結婚が近年増加の傾向にあることを示している。

初潮前結婚の出生率に与える影響を調べるため、初潮前婚集団と初潮後婚集団に分けて生産数を比較してみる。まず、単純に比較したのが表9a、表9bである。両村とも、初潮前集団の方が生産数が多い。G村の方がP村よりも生産数が多く、前者の方が初潮前集団と初潮後集団の差が大きい。次に、両集団に初婚年齢の差があると高い方の集団の出生力が低くなるという影響を受けるので、両集団とも初婚年齢15歳以下に限定して比較した。また、初潮後婚集団の現在年齢分布が若

表 9a 初潮前後婚別の生産数 G村

結婚年数	初潮前婚(N=54) 初潮後婚(N=92)	
	生産数	生産数
- 0	0.17	0.09
1- 5	0.83	1.34
6-10	1.39	1.22
11-15	1.33	0.76
16-20	0.98	0.53
21-25	0.74	0.21
26-30	0.63	0.11
31-35	0.00	0.00
36-40	0.63	0.07
41-	0.13	0.00
合計	6.83	4.32

表 9b 初潮前後婚別の生産数 P村

結婚年数	初潮前婚(N=69) 初潮後婚(N=301)	
	生産数	生産数
- 0	0.10	0.09
1- 5	0.70	1.19
6-10	1.20	1.12
11-15	1.19	0.75
16-20	0.83	0.56
21-25	0.61	0.27
26-30	0.36	0.15
31-35	0.16	0.05
36-40	0.06	0.00
41-	0.00	0.01
合計	5.20	4.19

年層に片寄っていて、まだ産み終わっていないと考えられる集団が占める割合が高いため、現在年齢50歳以上について完結出生力を比較することにした。この現在年齢でのコントロールの結果、古い世代は初潮前婚が多いというコホート効果の影響も除外できることになる。結果は表 10a, 表 10b の通りで、以下それぞれの村について考察を行う。

G村では、現在年齢50歳以上で、初婚年齢15歳以下の初潮前婚集団の出生率が7.71に対し、比較対象である初潮後婚集団の出生率は6.63と、1人以上の差がみられた。ただし、統計学的には有意ではない(t検定5%水準で有意でない)。初潮前に結婚しておくことによって、妊娠可能期間を有効に過ごすことができるという風習の効果が実際に存在する可能性を指摘するにとどめておこう。

P村では、初潮前婚5.77に対し、初潮後婚8.40と、かえって初潮後婚の方が高い出生率を見せている(t検定5%水準で有意)。P村の初潮前婚経験者と初潮後婚経験者を比較してみると、前者の方で離婚経験がやや高いことがわかる。一般的に離婚経験者は生産数が少ないという傾向がみられる[Chaudhury *et al.* 1980: 97]。しかし、P村の現在年齢50歳以上の初潮前婚経験者は3人と少ないた

表 10a 初婚年齢・現在年齢別の生産数 G村

全 体		例数	子供数	生産数
初潮前結婚	5-15歳	54	372	6.88
初潮後結婚	10-26歳	92	399	4.34
	10-15歳	56	249	4.45
	16-26歳	36	150	4.17
50歳以上		例数	子供数	生産数
初潮前結婚	5-15歳	24	185	7.71
初潮後結婚	10-26歳	11	72	6.55
	10-15歳	8	53	6.63
	16-26歳	3	19	6.33

表 10b 初婚年齢・現在年齢別の生産数 P村

全 体		例数	子供数	生産数
初潮前婚	7-15歳	63	332	5.27
初潮後婚	10-22歳	301	1264	4.20
〃	10-15歳	74	391	5.28
〃	16-22歳	227	873	3.85
50歳以上		例数	子供数	生産数
初潮前婚	7-15歳	26	150	5.77
初潮後婚	10-22歳	64	435	6.80
〃	10-15歳	10	84	8.40
〃	16-22歳	54	351	6.50

め、離婚経験をこの場合の出生率を低める主要因としてみなすわけにはいかない。結局、P村での初潮前婚経験者の低出生率を説明できる手がかりは今回のデータからは得ることができなかった。

2つの村の再生産率を調べるために、1986年の年齢別出生率を求めた(表 11a, 表 11b)合計特殊出生率(TFR)はG村で6.20, P村で9.38になる。全国では1984年で4.83である[BBS 1986: 126-127]。都市部と農村部を分けた数値では、同年の前者が3.10, 後者が5.08であって、これらと比較しても両村の出生率は高い。ただし、両村の数値は既婚女性が母数となっていることに注意しなければならないが、バングラデシュは生涯未婚率が非常に低い国なので、比較に際しそれほど問題

表11a 合計特殊出生率（TFR） G村

女子年齢	女子数 (1)	子供数 (2)	(2)/(1) (3)	(3)×5 (4)
0-14	1	0	0.00	0.00
15-19	11	3	0.27	1.36
20-24	26	12	0.46	2.31
25-29	26	3	0.12	0.58
30-34	17	4	0.24	1.18
35-39	12	1	0.08	0.42
40-44	14	1	0.07	0.36
45-49	8	0	0.00	0.00
50-	33	0	0.00	0.00
TFR =				6.20

表11b 合計特殊出生率（TFR） P村

女子年齢	女子数 (1)	子供数 (2)	(2)/(1) (3)	(3)×5 (4)
0-14				
15-19	22	4	0.18	0.91
20-24	115	50	0.43	2.17
25-29	51	19	0.37	1.86
30-34	22	10	0.45	2.27
35-39	26	4	0.15	0.77
40-44	25	1	0.04	0.20
45-49	25	4	0.16	0.80
50-54	22	1	0.05	0.23
55-59	31	1	0.03	0.16
TFR =				9.38

はないだろう。P村の数値は高すぎるように思われる。これは調査時点で1歳児をピックアップした際の問題と考えられる。調査期間の関係で前後の年齢の子供が混入している可能性がある。また、P村の出産年齢がかなり高齢にまで及んでいる。これは年齢申告の信頼性の低さを物語っているのだが、高齢出生力を過大評価することになる。

表12で女性の総再生産率を算出した。すべての子供の性比はG村で1.16, P村で1.05と、前者が少し高いと思われるがそれほど異常な数値ではない。欠落データが片方の性に片寄っていないことを表している。総再生産率

表12 総再生産率（GRR）と年平均人口増加率
G村, P村

	G村	P村
男児数	421	857
女児数	363	815
性比	1.160	1.052
総再生産率（GRR）	2.45	2.13
ln（GRR）	0.897	0.758
世代間隔	25.92	30.55
年平均人口増加率	3.46%	2.48%

（GRR）は、前者の村で2.45、後者で2.13である。全国では1984年に2.34、農村部では2.47である〔*ibid.*: 128〕。G村では全国と同じレベルかやや低く、P村では低い。あと世代間隔がわかれば年平均人口成長率が求められる。ところが年齢別死亡率が与えられていないため、出産期間中女性は死なないものと仮定する。この仮定の下で算出された人口成長率はG村で3.46%, P村で2.48%である。P村では、先に見たようにかなり高齢に達するまで出産を続けていることになっているため、世代間隔が長く、30年を越えている。そのため、人口成長率も低めに出ている。

G村の父系系譜から得られた人口成長率を比較してみると、算出方法がまったく異なるにもかかわらず、似たような数値が出ているとがわかる。女性よりも男性の方が世代間隔が長いとすると、連続性を重視した息子／父比を基にした数値は少し低めに出ている（前掲の表5）。

さいごに、両村の初婚年齢と子供数をコホート別に集計した結果が表13a, 表13bである。これによると、P村では元々初婚年齢が高く、現在の水準とあまり変わらない。一方、G村では初婚年齢がかなり低かったが、最近になってやや高くなってきた傾向がみられる。2つの村の出生力の違いは初婚年齢の高低以外に要因を見つけることができなかった。コホート分析によって、2つの村の初婚年齢の違いは昔からのものであることがわか

表13a コホート別初婚年齢・生産数 G村

コホート（出生年）	初婚年齢	生産数	コホート（出生年）	初婚年齢	生産数
1970-74年			1940-44年		
中央値	14.50	0.88	中央値	12.90	9.50
平均値	14.29	0.57	平均値	13.40	9.00
1965-69年			1935-39年		
中央値	15.60	2.50	中央値	8.00	7.00
平均値	15.56	2.00	平均値	9.00	6.50
1960-64年			1930-34年		
中央値	15.50	3.88	中央値	14.50	7.50
平均値	15.69	3.28	平均値	13.86	7.00
1955-59年			1925-29年		
中央値	15.39	4.90	中央値	11.50	6.75
平均値	14.89	4.16	平均値	10.91	6.18
1950-54年			1920-24年		
中央値	15.08	7.38	中央値	12.00	7.67
平均値	13.88	6.29	平均値	11.50	8.25
1945-49年			-1919年		
中央値	15.50	7.75	中央値	8.67	9.33
平均値	14.67	7.56	平均値	8.20	8.90

表13b コホート別初婚年齢・生産数 P村

コホート（出生年）	初婚年齢	生産数	コホート（出生年）	初婚年齢	生産数
1965-74年			1935-39年		
中央値	17.34	1.28	中央値	16.63	7.70
平均値	16.75	0.90	平均値	15.85	6.73
1960-64年			1930-34年		
中央値	16.12	3.60	中央値	17.33	7.50
平均値	15.30	3.05	平均値	15.40	7.00
1955-59年			1925-29年		
中央値	16.17	5.64	中央値	17.33	7.50
平均値	15.35	4.95	平均値	16.32	6.82
1950-54年			1920-24年		
中央値	16.08	7.50	中央値	16.50	6.00
平均値	15.52	6.57	平均値	15.40	5.90
1945-49年			-1919年		
中央値	16.29	7.20	中央値	13.50	5.83
平均値	15.80	6.67	平均値	14.35	5.47
1940-44年					
中央値	16.17	7.75			
平均値	15.93	6.87			

表14a 家族計画知識・使用経験と初婚年齢・現在年齢・生産数 G村

	知識あり (N=97)			知識なし (N=50)		
	初婚年齢	現在年齢	生産数	初婚年齢	現在年齢	生産数
中央値	15.22	29.13		12.71	49.00	
平均値	14.54	32.21	4.57	12.18	51.84	6.64
		49歳以下	4.19		49歳以下	6.46
		50歳以上	8.00		50歳以上	7.04
	使用経験あり (N=13)			使用経験なし (N=134)		
	初婚年齢	現在年齢	生産数	初婚年齢	現在年齢	生産数
中央値	15.25	29.50		14.67	35.67	
平均値	14.62	31.31	4.00	13.65	39.62	5.40
		49歳以下	4.31		49歳以下	4.77
		50歳以上	0.00		50歳以上	7.34

表14b 家族計画知識・使用経験と初婚年齢・現在年齢・生産数 P村

	知識あり (N=312)			知識なし (N=67)		
	初婚年齢	現在年齢	生産数	初婚年齢	現在年齢	生産数
中央値	16.45	27.80		16.89	56.25	
平均値	15.72	32.92	4.19	16.07	51.97	5.36
		49歳以下	3.63		49歳以下	3.94
		50歳以上	7.16		50歳以上	5.95
	使用経験あり (N=52)			使用経験なし (N=327)		
	初婚年齢	現在年齢	生産数	初婚年齢	現在年齢	生産数
中央値	16.36	28.00		16.55	30.94	
平均値	15.67	32.48	4.13	15.80	36.89	4.44
		49歳以下	3.92		49歳以下	3.60
		50歳以上	9.50		50歳以上	6.51

った。つまり、両村はそれぞれ伝統的に初婚年齢の分布が決まっているのであり、出生力の違いはその伝統的な慣習を反映したにすぎないと考えられる。なぜ、両村でそのような慣習が存在するかについては、別の歴史的な分析アプローチが必要であろう。

次に、家族計画プログラムに関する質問について考察することにする。G村では、避妊の知識があると答えた人は66.2%いる。一方P村では82.3%にも及ぶ。避妊器具を使用し

たことがある人は、それぞれ9.5%, 13.7%でかなり低い。知識がある人も、使用したことがある人も比較的年齢が若い人たちに片寄っている(表14a, 表14b)。知識の有無・使用経験の有無と子供数の関係が表14a, 表14bで示してある。両村とも明らかに知識があったり、使用経験がある人の方が子供数が少ない。ただし、調査時年齢がコントロールされていないので注意しなければならない。高年齢層はすでに出生を完結しているため子供

数は多いのだが、知識がない人や、使用経験がない人が高年齢層にかたまっていると、知識のない人や使用経験のない人の子供数は高年齢層の多子供数に引きずられて多くなるのである。年齢をコントロールした結果が表14a, 表14bである。50歳未満と50歳以上にわけると、両者の子供数の差はかなりある一方、知識のあるなし、使用経験のあるなしの間にはほとんど差がみられなくなったか、逆転してしまっている。つまり予想通り、年齢が媒介していた、見かけだけの相関関係にすぎなかったことがわかる。

教育程度が家族計画に関する知識・実践とかなり高い連関があり、また、出生率とも高い連関を持つことが知られている。今回のデータでは教育程度についての情報を得ることができなかった。

結局、家族計画プログラムは両村では浸透しておらず、出生力を抑える積極的な働きをしているとは考えられないということが確認された。家族計画プログラムの普及の限界について、両村ですでに検討されている[Nishimura *et al.* 1989; Kaida *et al.* 1988]。両村とも普及センターから物理的に遠いことと、現地のワーカーの未熟さが指摘されている。現地ワーカーの属性の違いによる家族計画プログラム普及度の違いに関する研究が行われている[Rahman 1986]。ワーカーの訓練も重要な要素の1つであるが、もう1つ、bari に対する考慮も重要であると思われる。バングラデシュにおいては、bari が生活の基本的単位になっていて、個人あるいは夫婦への影響度が高い。従って、家族計画プログラムも個人あるいは夫婦を単位にするより、bari を単位とした方が浸透しやすいと考えられる。

さいごに

本稿では、2つのデータを用いて、バング

ラデシュのある農村の高い出生率を検証した。

最初のデータからは男子の再生産率という指標が浮かび上がった。推定方法を何通りにもしてあるので、幅を持った捉え方しかできないが、後述の女子の再生産率と比較しても、それほど矛盾した結果は出ていない。

2番目のデータは2つの村から得られた。指標として、平均子供数、合計特殊出生率(TFR)を得て、バングラデシュ全国と比較したが、両村とも全国平均よりも高い出生力水準にあることがわかった。2つの村の間にはなお、出生力に違いがあるが、その差は初婚年齢の差以外に説明できる要因は見いだせなかった。また重要なことは、この2つの村の高い出生力、若い初婚年齢は古いコホートから伝統的に見られるということである。

家族計画プログラムの普及度を確かめるデータが得られたが、これらからわかることは、まだ十分にプログラムは普及していないことである。

今後、より一層の研究がすすめられるためには、同一地域での継続した調査が必要であろう。家族計画プログラムの浸透をはかる際にも、農村の持つ伝統的な性格を考慮しなければならず、決して一朝一夕に達成されるものではないことを今回の分析結果から窺い知ることができよう。

引用文献

- Bangladesh, Bureau of Statistics (BBS). 1986. *Statistical Yearbook of Bangladesh*. Dhaka: Bangladesh Bureau of Statistics.
- . 1987. *Statistical Pocket Book of Bangladesh*. Dhaka: Bangladesh Bureau of Statistics.
- Chaudhury, Rafiqul Huda; and Ahmed, Nilufer Raihan. 1980. *Female Status in Bangladesh*. Dhaka: Bangladesh Institute of Development Studies.
- Kaida, Yoshihiro; and Hossain, S.M. Altaf, eds. 1988. *Gobarchitra Village in Chandpur*.

- Dhaka: Japan International Cooperation Agency.
- Maloney, Clarence; Aziz, K.M. Ashraful; and Sharker, Profulla C. 1981. *Beliefs and Fertility in Bangladesh*. Dhaka: Asiatic Press.
- Nishimura, Hiroyuki; Kumagai, Hiroshi; Usami, Koichi; and Solaiman Md. 1989. *Three Villages in Comilla*. Dhaka: Japan International Cooperation Agency.
- Rahman, Makhlisur. 1986. *Tradition, Development, and the Individual*. Canberra: Australian National University.
- 坪内良博. 1986. 『東南アジア人口民族誌』東京: 勁草書房.