

東北タイ・ドンデーン村：人口動態（第2報）

—死亡・出生率による人口移動の推定—

福井捷朗*

Don Daeng Village in Northeast Thailand: Population (2)

—An Estimate of Migration by Mortality and Fertility Rates—

Hayao FUKUI*

The population dynamics of Don Daeng, a rice-growing village in Northeast Thailand, was studied as part of an integrated village study program in 1981-1984. The mortality and fertility rates since the 1930s were determined from data obtained by interviewing 232 ever-married women who gave birth to 876 children, while those for the preceding periods were estimated from the village population in three separate years and by extrapolation of the trend since the 1930s, which was adjusted for the results of the national censuses.

From the mortality and fertility rates thus estimated for four periods, the village population at the end of each of the periods was calculated by assuming a closed population during that period. The differences between the actual and calculated populations indicate roughly the tendency for emigration or immi-

gration during the period.

The results are summarized below.

Period	Rate of increase p.a.%		Net migration (persons p.a.)
	calculated	actual	
1870/1912	2.21	3.81	+ 2.7
1912/1944	2.21	3.75	+ 7.4
1944/1964	3.20	1.36	-17.5
1964/1983	2.20	0.60	-16.7

Immigration dominated until the early 1940s, when paddy acreage could no longer be expanded, and since then emigration has taken place. Until recently, most emigrants have made for frontier lands. It appears that a wave of pioneer peasants from the Chi valley in the Khorat plateau reached Don Daeng in the late 19th century, and proceeded further westward.

ドンデーン村における死亡、出生に関する分析は、「東北タイ・ドンデーン村：人口動態（第1報）」として、本誌23巻3号（特集：東北タイ・ドンデーン村）において発表した。しかし、その分析には不完全な点があったので、本論文ではそれらの補足、訂正をし、次いで、閉鎖人口仮定を設けた純移動の

推定を行う。なお、この村の他の側面、調査の性格などは、上記の特集号を参照されたい。

I 村人口の推移

現在のドンデーン村の基となった最初の移住者がこの地に移住してきたのは、およそ120年程前といわれている。当初の移住者は、その出身地、移住者集団によって三つのグルー

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

プに分けられていたという。第1のグループは、東方約100 kmのローイエトを出身地とし、妻を亡くした男とその4人の息子、4人の親族という構成であったという。第2のグループは、同じく東方60 kmのマハーサラカムからの5世帯からなる集団であったといわれる。第3のそれは、マハーサラカム県でもコンケン県に接するコスムピサイ郡からの集団で、その員数は不詳である [Kaida et al. 1983]。しかし、彼らの開いたといわれる水田の規模は、他の二つのそれと大きくは異なるから、集団の大きさも極端に異なったものと考えする必要はなさそうである。

これらの情報から当時の人口を推計することは、もとよりできない。しかし、ドンデーン村創始期人口の仮定をあえて設けるとするならば、1870年の村人口を50人としても、あながち法外な誤りではないと思われる。

1912年の4月に村に大火事があった。当時すでに48戸あった家のうち、20戸が焼失したといわれる。この火事の後、10世帯が現在の隣村であるドンハン村の位置に移動し、派生村を形成した。一戸一世帯、世帯当人数を平均5人とし、上と同様に強引ながら人口を仮定すると、火事の直前が240人、派生村形成後の本村人口が190人となる。

今回調査の一環として屋敷地の移動を調査した。それによって、1944年当時の屋敷地の数と位置が確定された。この情報と、過去に遡って作成された系図との突き合わせによって、当時の戸数104戸、人口618人がえられている。水野は、1964年の雨季に人口を調査している。それによると寺に在住する18人を除いて、810人を数えている。1983年にわれわれによって行われた調査によると、村人口は907人であった [Kuchiba et al. 1983: Table V-1]。以上によって、信頼性に問題はあがるが、1870、1912、1944、1964、1983年の5時点における村人口の推定値あるいは実

表1 村人口の推移と増加率

時 点	戸数	平均世帯人数	人口	間隔(年)	年平均増加率(%)
1870	?	?	50?	42	3.81?
1912 (分村前)	48	5?	240?	32	3.76?
(分村後)	38	5?	190?		
1944	104	5.94	618	20	1.36
1964	132	6.14	810	19	0.60
1983	176	5.15	907		

測値がえられる。これらに基づいて時点間の年平均増加率を計算した結果を、表1に示した。

タイ国における最初の全国規模の人口センサスは、1911年に行われた。それ以前の人口については、さまざまな推定がなされている。小林は、諸家の説を人口学的に検討した結果、19世紀前半の年平均自然人口増加率を0.64パーセント、後半のそれを2.0パーセントと推定するのが妥当であるとした。そして、この世紀中の急激な増加率の上昇は、死亡率の低下よりは、『全くの憶測に過ぎないが』出生率の上昇に主として依存していたのではないかとしている。また、センサス後、第2次大戦前までは、19世紀後半と同じく2パーセント前後の増加率で推移し、戦後になって3パーセントを超えるようになる。この第2の飛躍には、出生率の変化よりは死亡率の低下が大きく影響しているとしている [小林 1984: 35-46]。以上のような全国の趨勢を背景として、上述のドンデーン村の人口の推移を考えてみよう。

村の創始期以来1912年までの年平均増加率は4パーセントに近い。このような高い率は、閉鎖人口集団では考えられない。かなりの数の移入者があったことを意味する。前報でも

触れたように、ドンデーン村への開拓農民の移入は少なくとも1920年代まで続いたことが知られている。3.81パーセントという率は、この事実と矛盾しない。1912年から1944年までの32年間の平均増加率は、3.76パーセントと計算された。先に述べた通りこの期間全体をとれば、移入者は減少し、農地面積の増加が顕著であり、また、1940年代以降は移出者が増加したことが知られている。おそらくこの期間を通じて衛生・医療の改善による死亡率の低下が予想されるが、避妊はいまだ行われなかった。

以上のような一般的状況の反映として、この間の増加率3.76パーセントを考えるべきであろう。

1944年以降は、それまでと様相を一変し、増加率が激減する。この間に死亡率は低下の傾向を続けたであろうし、避妊は1970年代後半以降にしか一般化しなかった。したがって、これまでとは逆に人口の移出が卓越したと考えられ、その傾向は、1964年以来さらに強まったと思われる。

1964年と今回調査とでは、人口数のみならず年齢、性別の構成をも比較することができる。それを図1に示す。

以下の人口分析に共通することであるが、小人口の分析にあっては無作為変動の影響が大きい。図1の二つの人口ピラミッドにあっても、凸凹があって全体の傾向を把握しにくいのは無作為変動のせいである。にもかかわらず、1964年のピラミッドが富士山

型に近いのに対し、1983年のそれは10歳以下の人口数が尻すぼみで裾野が広がっていないことが見て取れる。先述した避妊の普及の時期から判断して、これは避妊に伴う現象と思われる。二つのピラミッドを比較したとき気がつくもうひとつの違いは、20歳から35歳までの層が1983年には1964年よりも増加していることである。

以上に、いささか強引な仮定を設けながら村の創始期以来の人口の推移を概観した。こ

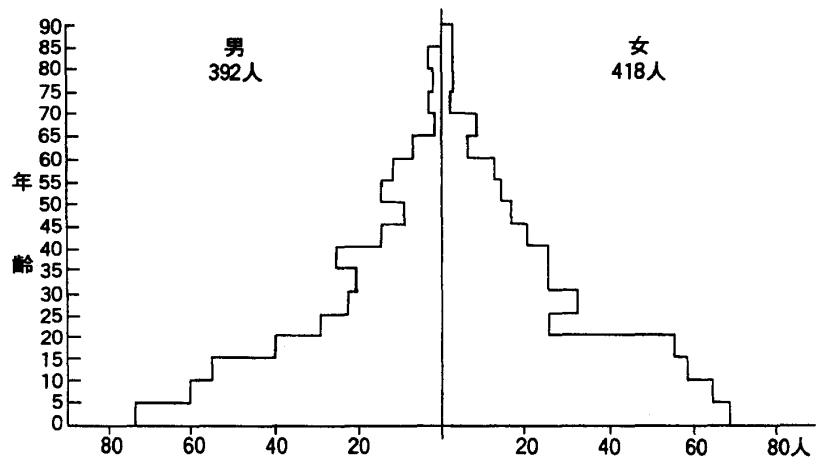


図1-a 1964年在村人口ピラミッド
〔水野 1981：第1章表3〕に基づいて作図

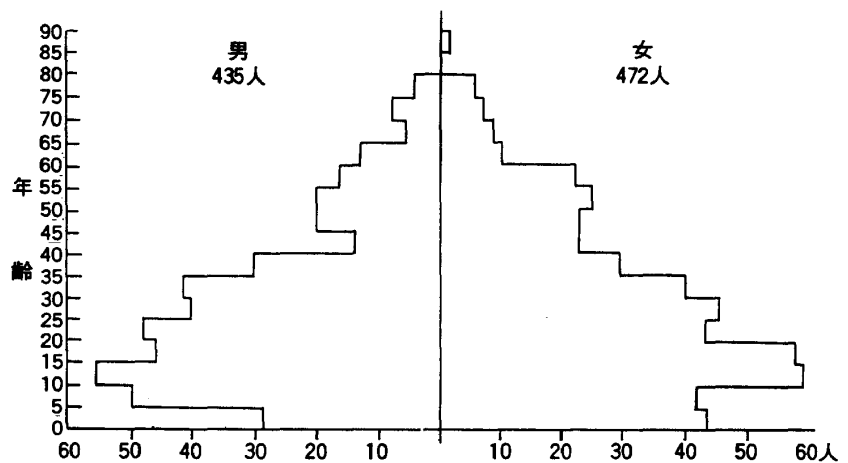


図1-b 1983年在村人口ピラミッド
〔「全戸調査」による〕

の概観は、ドンデーン村の開放社会性を示唆する。

コラート高原にラーオ系住民が大々的に移住するようになったのは、たかだか18世紀後半以降といわれている。しかし、タイ・ラーオ社会は基本的には水稻を栽培する定着農耕民社会であり、また、バンコクを中心とする政治、経済、文化の影響圏に東北タイが繰り込まれてから久しい。したがってドンデーン村は、人類学者がしばしば対象とするような政治的、経済的、文化的に孤立し、それだけで完結するような閉鎖的社会では決してない。このような意味でドンデーン村が開放的社会であるのは、いうをまたない。しかし上述の村人口の推移が示唆することは、ドンデーン村の開放性が人の社会的移動にまで及ぶことである。

かなり閉鎖的な社会にあっても、結婚に伴う限られた地理的範囲内における移動はあるが、この要因は人口増加に対しては通常は中立的である。近代化の影響によって閉鎖系から開放系へと変化する社会の人口に関して問題となるのは、ほとんどの場合、農村から都市への一方的な人口流出である。ドンデーン村の場合、18世紀後半以降のラーオ人のコラート高原への移住が近代化の影響によるものでない限り、近代化以前から人口的にも開放的であった可能性がある。換言すれば、人口停滞あるいは微増を特徴とする閉鎖的な伝統的村落社会が、近代化の影響下に人口増加を伴いつつ開放的社会に移行するといったパラダイムだけでは、この村を捉え切れないかも知れないのである。少なくとも人の出入りの激しさに関しては、ドンデーン村と大都会の一面とはそうは変わらないかもしれないのである。だとしても村落社会が人々の生活に深くかかわりをもつとすれば、それは一体どういう仕方なのであるかが問われねばなるまい。

このように考えてくると、人口の推移をさらに詳しく検討することがドンデーン村の基本的構造を知るのに必要となる。人口の規模は、死亡、出生、移動の3要素によって定まる。ドンデーン村の人口規模の変化をこれら3要素に分解し、以下に追究する。

なお、1981-1983年にわたるドンデーン村での諸調査の中で、人口に関連するデータは、以下の三つの調査に含まれている。第1は、1981年に行われた全戸調査である。第2は、1983年後半に行われた結婚経験女性全員の面接調査である。第3は、同じく1983年に行われた家族史調査である。これら三つのデータ源をそれぞれ「全戸調査」、「母親調査」、「家族史調査」と呼び、「母親調査」の結果を死亡率の推定に用いた〈子供データ〉と、出生率の推定に用いた〈母親データ〉とに二分する。これら3種の調査によるデータの性質と限界については、前報で述べたところであるので、ここでは省略する。

Ⅱ 死 亡 率

人口データ、とくに死亡に関するデータを解析する有力な方法として、生命表 (life table) を作成するのが人口学における常套手段である。生命表とは、ある一定の死亡確率が与えられたとき、同時に出生した一定数の人口集団 (出生コホート) がどのようにその数を減じていくのかを示すものである。したがって、生命表を実際に得られたデータから作成するには、十分な数からなるコホートについて、その全員が死亡するまでの出生と死亡に関する情報がなければならない。このような手続きを経て生命表を作成することの実際上の困難はしばらくおくとして、そのような表を「コホート生命表」と呼ぶこととする。

人口に関する情報は、通常は人口センサス

(国勢調査)と人口動態調査とによって集められる。前者はある一定時点における人口、後者はセンサス時期を含む比較的短期間(通常は1年)の間に生じた出生と死亡に関する情報とからなる。これら2種類の情報をもとに上述の意味におけるコホート生命表を作成することは、厳密に言えば不可能である。その主たる理由は、同一コホートの時系列データではないことである。

この問題は、異なったコホートの死亡確率を順に繋ぎあわせることによって解決されたとする。すなわち、 q_0 (生命表0歳死亡確率)は調査基準年内に出生したコホートの死亡率によって、 q_1 は基準年の前年に生まれたコホートの死亡率によって、 q_2 は2年前に生まれたコホートの死亡率によって、それぞれ推定する。いずれにせよ、〈共時的〉データを〈通時的〉データに読み換えて、

換言すれば、コホートを人為的に合成して作成された生命表を「期間生命表」と呼ぶこととする。普通、単に「生命表」といわれるものは期間生命表のことである。

ところで〈子供データ〉は、876人からなり、その出生年は1923年から1983年にわたる。その中の122人は、1983年の調査時点までにすでに死亡しており、その死亡時年齢が知られている。このように数十年間にわたる

個人毎のデータが存在するのであるから、合成コホートによる期間生命表をもって代用する必要はない。完全なコホート生命表ではなくとも、ある年齢までのコホート生命表ができそうである。

しかし、小人口ゆえの問題がある。例えば、単年コホートではその絶対数があまりにも少なく、無作為変動のため、よい結果がえられとは思えない。単年コホートの反対の極として、全員をひとつのコホートとすることもできる。まず、このコホートによる生命表を作成してみよう(表2)。

表にみられるように、年齢が増すにつれ絶対数が減少し、死亡者数が0となる。その場合、死亡確率は0と計算されるが、死亡確率が0となることは、本来、いかなる年齢階級についてもありえないことである。無作為変

表2 <子供データ>全期間(1923-1983)をひとつのコホートとしたときのコホート生命表

生命表年 齢 (X)	x 歳 到達者 (S)	現在(1983年末) 階級(x)内にあ るべき者 (W)	階級(x) 通過者 (S-W)	死亡者 (D)	q_x	l_x	d_x
男性							
0	420	5	415	31	0.075	100,000	7,470
1	384	26	358	14	0.039	92,530	3,618
5	344	52	292	11	0.038	88,912	3,349
10	281	52	229	2	0.009	85,562	747
15	227	58	169	2	0.012	84,815	1,004
20	167	51	116	1	0.009	83,811	723
25	115	40	75	1	0.013	83,089	1,108
30	74	31	43	1	0.023	81,981	1,907
35	42	20	22	0	0.000	80,074	0
女性							
0	451	6	445	22	0.049	100,000	4,944
1	423	37	386	16	0.041	95,056	3,940
5	370	42	328	5	0.015	91,116	1,389
10	323	55	268	2	0.007	89,727	670
15	266	68	198	1	0.005	89,057	450
20	197	59	138	0	0.000	88,608	0
25	138	48	90	1	0.011	88,608	985
30	89	39	50	0	0.000	87,623	0
35	50	19	31	0	0.000	87,623	0

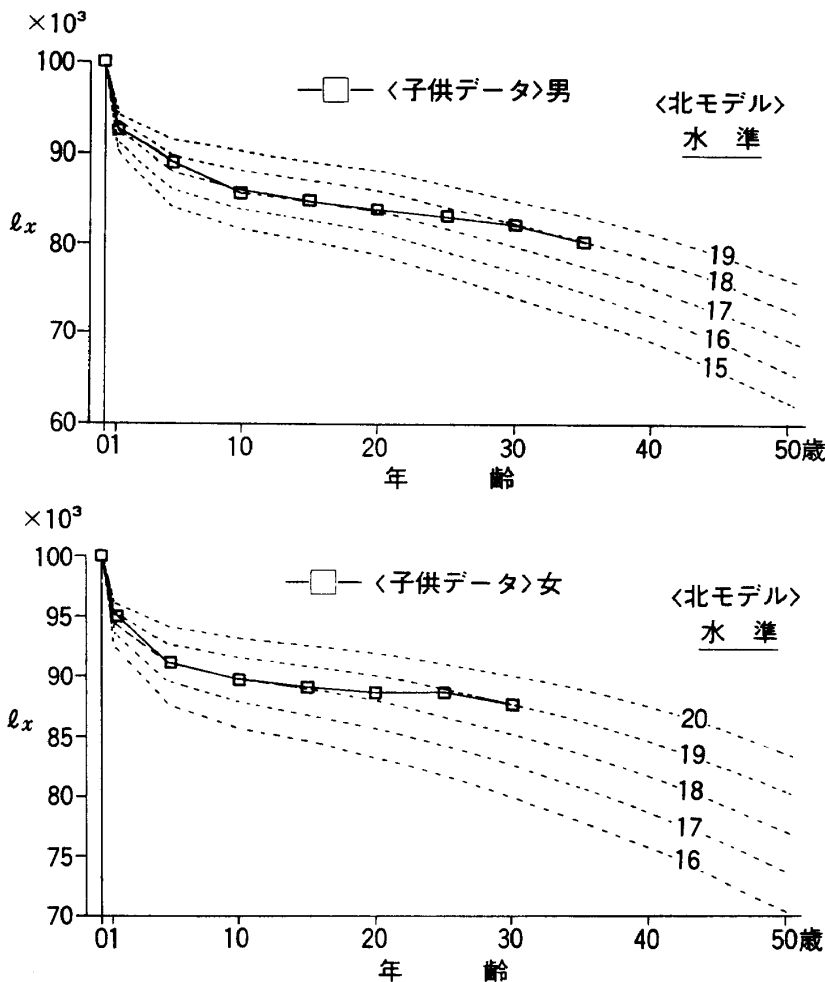


図2 モデル生命表との比較

動のなせる悪戯である。表に35歳までしか示されていないのは、無作為変動の効果が比較的小さいと思われる年齢までしか示す意味がないからである。なお、男女の出生総数が876人に満たないのは、5人の性別不明者があるためである。これらはすべて乳児死亡であり、したがって、表に示された0歳死亡確率は、これら5人の性別が判明しているとしたときのそれよりも幾分小さい。その違いの程度は、 q_x で、0.005ポイント、 l_x でいえば-500ポイント程度である。

いま、表2の関数値を Coale-Demeny のモデル生命表 [Coale and Demeny 1966] 中の四つのシリーズのいろいろな平均余命水準と比較してみると、〈北モデル〉シリーズ

のある水準に近似していることが分かった。図2にいくつかの水準の l_x 値との比較を示した。

男女ともに曲線の基本的な形は、モデルと同じである。すなわち、少なくとも30あるいは35歳以下に関する限り、子供データに含まれた集団の年齢と死亡確率の関係は、人類一般のそれと較べてとくに変わったものではない。この現象が無作為変動による偶然の結果であると考えるよりは、その規模が小さいにもかかわらず、この集団は年齢-死亡率関係を大きく歪めるような突発的なできごとを経験しなかったと考える方が当をえていると思われる。

図中の子供データに対応する曲線は、男性では水準17ないし18、女性では水準

18ないし19である。これらの水準は、出生時平均余命の56.3-58.8歳（男性）あるいは62.5-65.0歳（女性）にあたる。子供データに対応する曲線が30あるいは35歳以降もこれらの水準の曲線から遠く離れないとするならば、この集団の平均余命は、これらの範囲内にあるとすることができる。

以上に述べてきたことは、子供データの全員をひとつのコホートとした生命表によるものである。この程度の規模の集団であれば、少なくとも30歳までの5歳刻みの生命表においては、無作為変動の影響をある程度までに抑えることができそうなことが分かった。しかし、全員をひとつのコホートとしている以上、その分析は期間中の死亡確率の変化につ

表3 <子供データ>10年コホートのコホート生命表

生命表 年 齢 (X)	x 歳 到達者 (S)	現在(1983年末) 階級(x)内にあ るべき者 (W)	階級(x) 通過者 (S-W)	死亡者 (D)	q_x	l_x	d_x
1934-1943年コホート							
0	58	0	58	5	0.086	100,000	8,621
1	53	0	53	4	0.075	91,379	6,897
5	49	0	49	3	0.061	84,483	5,172
10	46	0	46	0	0.000	79,310	0
15	46	0	46	1	0.022	79,310	1,724
20	45	0	45	0	0.000	77,586	0
25	45	0	45	1	0.022	77,586	1,724
30	44	0	44	0	0.000	75,862	0
1944-1953年コホート							
0	131	0	131	6	0.046	100,000	4,580
1	125	0	125	6	0.048	95,420	4,580
5	119	0	119	5	0.042	90,840	3,817
10	114	0	114	2	0.018	87,023	1,527
15	112	0	112	1	0.009	85,496	763
20	111	0	111	1	0.009	84,733	763
25	110	0	110	0	0.000	83,969	0
30	110	70	40	1	0.025	83,969	2,099
35	39	39	0	0	0.000	81,870	0
1954-1963年コホート							
0	242	0	242	20	0.083	100,000	8,264
1	222	0	222	13	0.059	91,736	5,372
5	209	0	209	8	0.038	86,364	3,306
10	201	0	201	2	0.010	83,058	826
15	199	0	199	1	0.005	82,231	413
20	198	110	88	0	0.000	81,818	0
1964-1973年コホート							
0	253	0	253	14	0.055	100,000	5,534
1	239	0	239	4	0.017	94,466	1,581
5	235	0	235	2	0.009	92,885	791
10	233	107	126	0	0.000	92,095	0
1974-1983年コホート							
0	178	11	167	8	0.048	100,000	4,790
1	159	63	96	2	0.021	95,210	1,984
5	94	94	0	0	0.000	93,226	0

ば10年期間内に生まれ
た者をコホートとする
コホート生命表を作成
することである。結果
を表3に、表中の l_x 値
を図3に示す。

表に示された分の l_x
値を図にすると、その
曲線は部分的で、かつ
滑らかではないが、そ
れでもモデル曲線とほ
ぼ同じ軌跡を描く。図
に示された中ではもっ
とも早い出生コホート
の曲線がもっとも低い
位置にあり、最近の20
年間に生まれたコホー
トのそれらは、ほとん
ど差がなく、ともにも
っとも高い位置にある
。そして、それらの中
間のコホートの曲線は
中間に位置する。ただ
し、1944-1953年コホ
ートのそれは1954-
1963年コホートのそれ
より高い位置にあり、
時間とともに死亡水準
が改善される傾向(平
均余命が長くなる傾
向)がここでは逆転し
ている。この点につい
て表3を子細に検討す
ると、1944-1953年コ
ホートの0歳死亡確率
がその前後のコホート

いては何も語らない。かといって単年コホ
ートでは数が少なく、無作為変動のため解析困
難である。したがって考えられる方法は、単
年よりも長く全期間より短いある期間、例え

のそれらより際立って低いためであることが
分かる。このコホートの1歳以上の死亡確率
は、とくに低いわけではない。

タイ国の1970年センサスに基づき、フィー

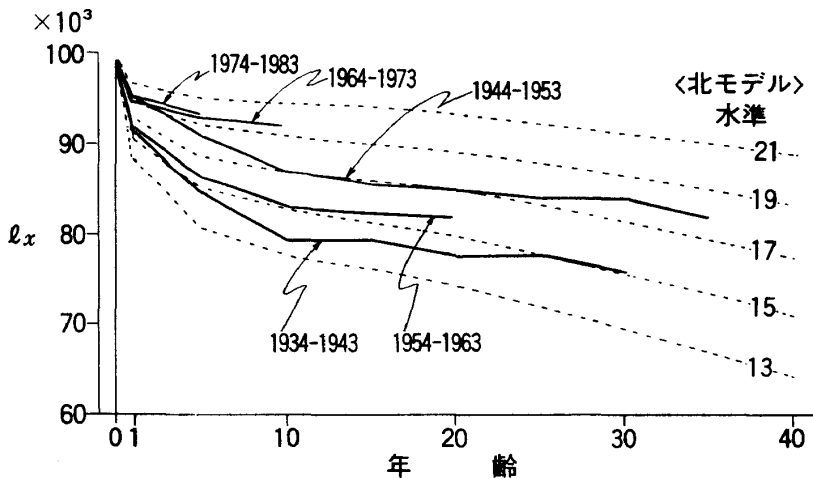


図3 <子供データ>10年コホートの生命表 l_x 値

表4 タイ国1970年センサスに基づく0歳死亡確率の推定値

1970年センサス時 をさかのぼる年数	乳児死亡率 q_0		
	全国平均	農村地域	東北部
2.1			0.0670
2.4	0.0584	0.0622	
4.2	0.0685		
6.4	0.0768		
8.9	0.0880		
11.9	0.1011		
14.7			0.1185
15.1	0.1052		
15.2		0.1112	

出典：[小林1984：186-187]

ニの方法によってノデルらが推計した乳児死亡率 q_0 を小林が紹介している [小林1984：186-187]。それを表4に示す。これらの値と表3のドンデーン村の値とを比較してみると、1970年に近いところでは、ドンデーン村の値がやや低い程度で比較的良好に一致するが、以前にさかのぼるとかなり低く、とくに問題の1944-1953年コホートの値は低い。これらを踏まえたうえで、ドンデーン村のデータをいかように解釈すべきであろうか。二つの問題がある。ひとつは乳児死亡数の調査洩れの問題である。もうひとつは無作為変

動である。

1944-1953年コホートの出生は、30-40年以前である。したがって、かれらについての情報は、現在少なくとも50歳、多くは60歳を超えた母親からえられたものである。乳児死亡について多少の聞き落としがあっても不思議ではない。しかし、そのもうひとつ前のコホートの0歳死亡確率は、とくに低いとはいえない。

したがって、1944-1953年コホートの0歳死亡について調査洩れを否定はできないが、無作為変動の可能性もある。1944-1953年コホートの0歳死亡確率が全体の傾向と一致するためには、表の死亡数6人にさらにたかだか5-6人が加わればよい。この程度の差が無作為変動によって起こる確率が如何ほどであるのかは容易には推定できない。いずれにせよ、過去およそ半世紀にわたって、必ずしも一様ではなかったかもしれないが、死亡率は低下したと結論できよう。ただし、この低下傾向が1940年以前から続いているものかどうかは、子供データからは残念ながら確認できない。第2次大戦後のタイ全国人口増加率の伸びに死亡率の低下が顕著な貢献をしたという小林の観察は先に引用した通りであるが、同氏は、タイにおける死亡率の低下が1920年代からすでに始まっていたとも述べている [小林 1984：245]。そうだとすると、ドンデーン村は東北タイ農村部という最後進地域にあるのであるから、この村の死亡率が低下し始めたのは1940年をそう遠くは遡れないと思われる。また、1960年代中頃以降には死亡率の低下の速度が鈍ってきている。すなわち、この村の死亡率の低下は比較的短期間に急速に進行したといえよう。

図3にはモデル生命表の l_x 値（同水準の

男女シリーズの平均値)との比較も示されている。それによると、1934-1943年コホートは水準14、1964年以降の出生コホートは水準19に対応しそうである。それぞれの水準を平均余命(男女平均)で表すと、50.8歳と63.2歳となる。子供データを構成する者のうち、第2次大戦前の出生者と1960年代以降の出生者との間には、平均余命で少なくとも10歳以上の差があるといえる。もし、乳児死亡の調査洩れが時間を遡るほど大きくなるという一般則がドンデーン村での母親調査にも該当するならば、その分だけ平均余命の伸びはもっと大きかったといえる。ただし、死亡に関する諸条件の改善が、この期間を通じて一様に進んだのかどうかは、明らかではない。そして、子供データの集団の死亡の様相とドンデーン村で実際に生起した死亡の様相とが大きくは異なる限り、以上の結論は村全体についても妥当しうる。

Ⅲ 出生率

出生に関する分析には、328人からなる母親データを用いた。これには子供のない既婚者、15歳以上の未婚者も含まれているので、〈母親〉のみのデータではないが、便宜的にこの名を使う。このデータに含まれる全員を基に計算される出生率は、全成人女性の出生率である。以下では、これを〈対女性出生率〉と呼び、全人口当たりの〈出生率〉と区別する。また、婚姻状態にある女性を基礎とした出生率も計算されるが、その場合には、〈有配偶出生率〉となる。

328人全員を対象に年齢階級別対女性出生率と、既婚者232人全員を対象に年齢階級別有配偶出生率を、それぞれ求めることができる。しかし、死亡の場合と同様に分析の目的は出生率の時間的変化であるから、これらの集団を何らかの仕方では時間軸に沿って分割

し、そのうえで出生率を求めねばならない。この分割には二通りが考えられる。ひとつは、死亡の場合と同じく女性あるいは母親自身の出生コホートによる分割である。この場合、出生可能性のなくなる年齢(50歳)あるいは調査時現在における年齢までの各コホートの出生状況を追跡することになる。すなわち、この分割法による年齢階級別出生率は、同一集団の出生率ではあるが、異なる歴年の出生率である。別の分割の仕方は、期間をまず設定し、期間内の出生数と女性の延年数とから出生率をうる。この場合、各年齢階級別出生率は、同時期のものではあるが、母親の属するコホートは異なる。

通常的人口動態調査では、データの制約から後者の方法を採らざるをえないのであるが、母親データでは前者が可能である。この間の事情は、コホート生命表と期間生命表との関係と平行的である。ここではまず、5年間隔の女性の出生コホート毎の対女性出生率を計算してみよう。ただし、1923年以前の出生コホートについては、その絶対数が小さいので、1904-1923年の出生者をひとつのコホートとした。

表5にその結果を示した。表の最右欄の〈期間〉は、そのコホートに含まれる最年長者が年齢階級の最初の年齢に達する年から、最年少者が年齢階級の最後の年齢を終わるまでの期間を示す。最初のコホートを除いて、コホートの刻みも、年齢階級の刻みもともに5年であるから、期間の長さは10年となり、次の年齢階級に対応する期間と5年ずつ重なる。そして、それぞれの期間に対応する出生は、その期間の主として中央付近に集中している。

図4に年齢階級別の出生率を示す。各コホートを表す折れ線は、25歳未満の年齢では差も相対的に小さく、かつ規則的な関係を示さないので、コホート間に有意差があるとは思

表5 コホートの対女性出生率

コホートの生年	年齢階級	出生数	延年数 (人年)	出生率	期 間
1904-1923	15-19	7	135	0.052	1919-1943
	20-24	32	135	0.237	1924-1948
	25-29	36	135	0.267	1929-1953
	30-34	36	135	0.267	1934-1958
	35-39	30	135	0.222	1939-1963
	40-44	23	135	0.170	1944-1968
	45-49	6	135	0.044	1949-1973
	計	170	945	1.259 × 5=6.295	
1924-1928	15-19	4	95	0.042	1939-1948
	20-24	27	95	0.284	1944-1953
	25-29	34	95	0.358	1949-1958
	30-34	29	95	0.305	1954-1963
	35-39	25	95	0.263	1959-1968
	40-44	8	95	0.084	1964-1973
	45-49	0	95	0.000	1969-1978
	計	127	665	1.337 × 5=6.685	
1929-1933	15-19	7	120	0.058	1944-1953
	20-24	34	120	0.283	1949-1958
	25-29	42	120	0.350	1954-1963
	30-34	28	120	0.233	1959-1968
	35-39	26	120	0.217	1964-1973
	40-44	5	120	0.042	1969-1978
	45-49	2	120	0.017	1974-1983
	計	144	840	1.200 × 5=6.000	
1934-1938	15-19	5	110	0.045	1949-1958
	20-24	22	110	0.200	1954-1963
	25-29	30	110	0.273	1959-1968
	30-34	24	110	0.218	1964-1973
	35-39	11	110	0.100	1969-1978
	40-44	8	110	0.073	1974-1983
	計	100	660	0.909	
	1939-1943	15-19	5	95	0.053
20-24		25	95	0.263	1959-1968
25-29		24	95	0.253	1964-1973
30-34		12	95	0.126	1969-1978
35-39		2	95	0.021	1974-1983
計		68	475	0.716	
1944-1948	15-19	14	145	0.097	1959-1968
	20-24	44	145	0.303	1964-1973
	25-29	36	145	0.248	1969-1978
	30-34	14	145	0.097	1974-1983
	計	108	580	0.745	

(次頁につづく)

えない。それ以上の年齢では、有意差がありそうである。しかも、最高年齢層である1904-1923年コホートを除外すると、若いコホートほど低い出生率を示す一定の傾向がみられる。そして、若いコホートほど出生率の低下し始める年齢が早くなる。最高年齢コホートの出生率がそれに続くコホートのそれよりやや低いのが、無作為変動あるいは調査洩れによるものなのか、この時期に出生率の向上があったのかは、容易に判断できない。

以上に検討してきた対女性出生率は、有配偶者率と有配偶出生率との関数であるから、以下にこの両者を検討してみよう。

図5に対女性出生率の計算に用いたと同じコホート毎の有配偶者率を示した。2, 3のコホートを示す折れ線がやや上あるいは下にずれており、無視できないほどの差を示すが、一定の傾向を示さない。したがって、有配偶者率に時間に沿った変化の傾向があったと結論することはできない。おそらく、対女性出生率に対する有配偶者率の影響はなかったと結論した方が良いと思われる。すなわち、教育水準の上昇にともなっていて初婚年齢が上昇するとよくいわれるが、ドンデーン村についてはいまだそのような傾向は顕著ではないといえる。また、高い死亡率による有配偶者率の低下(夫との死別)も、死亡率の変化がそれほど顕著でなかったか、あるいは再婚によって顕在化しなかったものと思われる。

対女性出生率の変化に対する有配偶者率の変化の影響がないとすれ

表5 (つづき)

コホートの生年	年齢階級	出生数	延年数(人年)	出生率	期間
1949-1953	15-19	4	180	0.022	1964-1973
	20-24	34	180	0.189	1969-1978
	25-29	26	180	0.144	1974-1983
	計	64	540	0.356	
1954-1958	15-19	16	230	0.070	1969-1978
	20-24	30	230	0.130	1974-1983
	計	46	460	0.200	
1959-1963	15-19	6	220	0.027	1974-1983
	計	6	220	0.027	

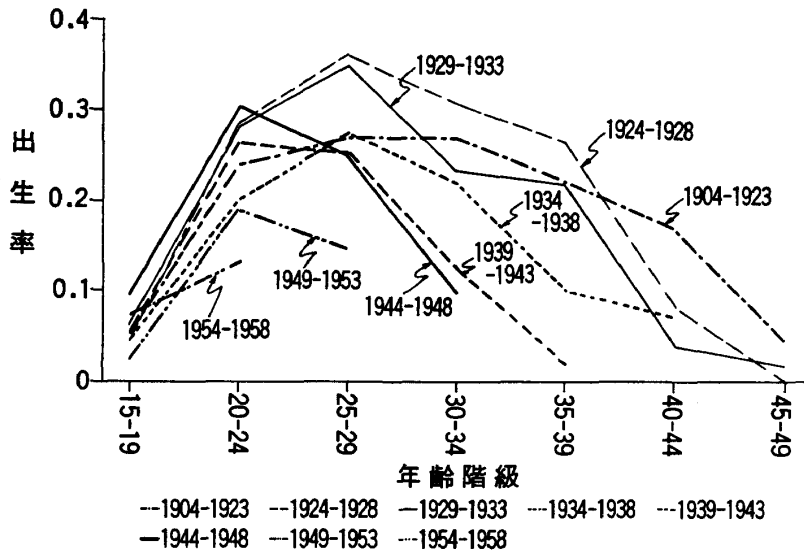


図4 コホートの対女性出生率

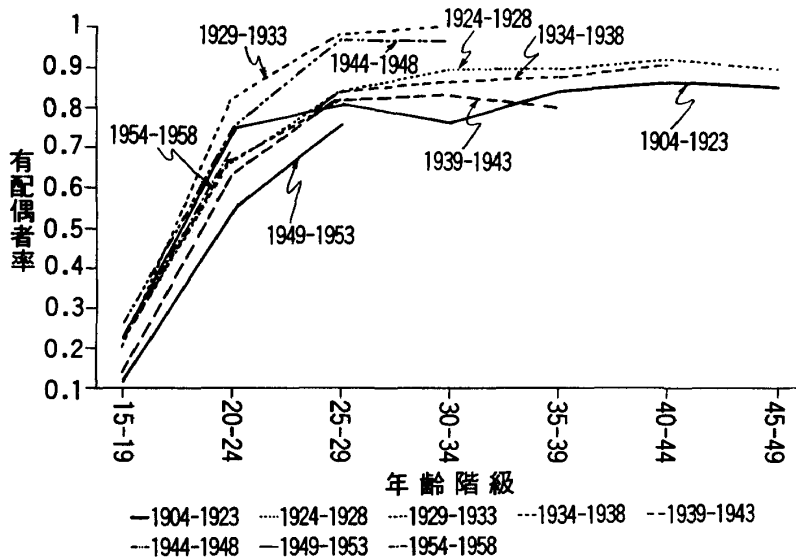


図5 コホートの有配偶者率

ば、有配偶出生率は対女性出生率と同じ傾向を示すはずである。それを、図6に示す。最年長コホートを除いては、若いコホートほど出生率は低く、また、低下を始める年齢も若くなる。この点は、対女性出生率の場合とまったく同じである。なお、15-19歳の出生率は、極めて少ない例から計算されたものであるから、あまり重要視することはない。

最年長コホートの20歳代の出生率がやや低いことも、対女性、有配偶出生率を通じて共通している。このコホートは、1904-1923年に生まれているから、彼女らが20歳代であったのは1924-1953年で、その期間中央は1938-1939年である。コホート出生率と対応する期間との関係については先述した通りであるから、彼女らの20歳代の出生経験は、時期としては1930年代後半から1940年代前半に集中している。この時期は、先述したようにドンデーン村からの移出が卓越してくる時期であり、また、第2次大戦の戦中を含む。したがって、この時期の出生率がそのすぐ後の時期のそれより低いことは、大いにありえそうなことである。もしこういった理由でこの時

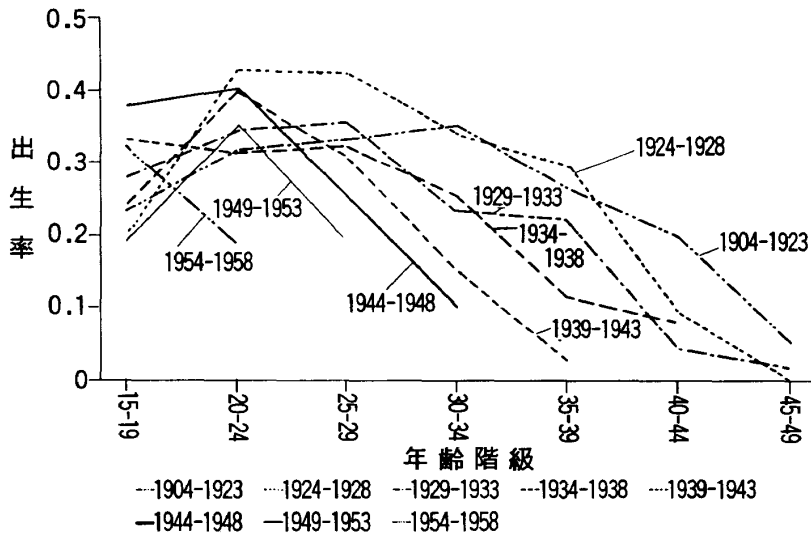


図6 コホートの有配偶出生率

期の出生率が低かったとするなら、さらにそれに先立つ時期の出生率が同じく低かったとはいえない。

ドンデーン村で観察されたこの期間の低出生率は、やや期間はずれるが、全国出生率の推定値と類似のパターンを示す。すなわち、小林がもっとも良いとした国連 ESCAP 推計値は、1942年と1950年の間に顕著な出生率の低下があったことを示している。もっと

も、これを戦争の影響であるとするには、日本に較べてあまりにも長期にわたっている点で、小林は多少の疑問を抱いてはいる [小林 1984: 51-52]。いずれにせよ、ドンデーン村においても類似の低下があったらしいといえよう。

にもかかわらず結局、母親データからは、ある時期以降の出生率

の低下を確認はできるが、それ以前の出生率が一定であったのかどうかは、確認できない。

さて、1924年以降に生まれた母親による出生率の低下に戻ろう。この世代の母親のコホート出生率は、先に述べたような規則性をもって低下するのであるが、この規則性は、ある時期から一斉に避妊が行われるようになったことを示唆する。このことを確認するた

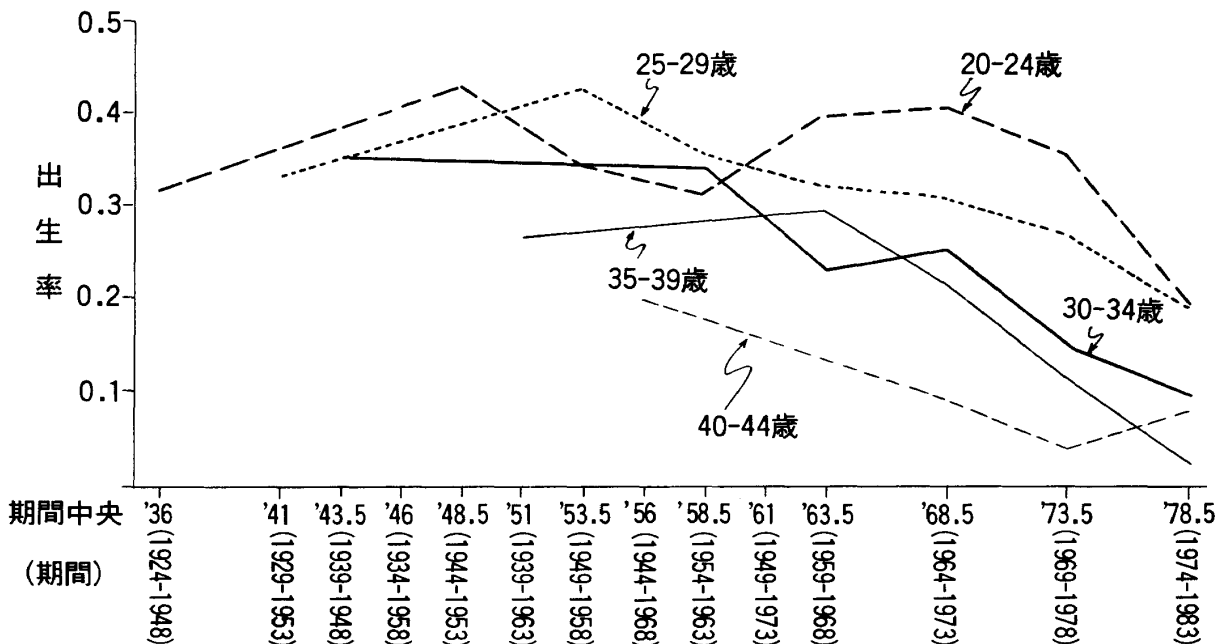


図7 期間でみた年齢階級別コホート有配偶出生率

め、コホート出生率をそれらに対応する期間によって配列し直し、図7に示した。この図では、各年齢階級別の婚姻内出生率が折れ線で表されている。ただし、15-19歳並びに45-49歳の出生率は、絶対数が小さいため乱高下が激しく、かつ、一定の傾向を示さないのので、図には描かれていない。

先に〈一斉に〉避妊を実施するようになった可能性を示唆したが、図7によれば、必ずしもそうではない。すなわち、20歳代前半の出生率が明らかに低下するのは1974-1983年期間（期間中央1978-1979年）になってからであるが、それ以上の年齢階級のそれが低下するのは1969-1978年期間（同1973-1974年）からである。避妊は、まず年配の女性によって行われ、次第に若い層へ及んだことが示唆される。

この点を避妊実施率から確かめてみよう。ここにいう避妊実施率とは、母親調査に基づく延避妊実施年数を延有配偶年数で除した率をパーセントで示したものである。それを表6に示す。全年齢階級に関する避妊率は、

1969年から1976年までは着実に増加したが、それでも20パーセントを超えていない。しかし、1977年以降急速に増加し、1983年には60パーセントに近い値を示している。1976年までの緩やかな普及期を前期、以降の急速な普及期を後期とすると、前期においては、25-39歳とくに25-29歳の年齢層に避妊が行われなかったといえる。それに対し後期には、避妊は全年齢層に行き渡っている。避妊がその中でもとりわけ高い率を示すのは、30-34歳の層である。前期の25-29歳層、後期の30-34歳層は、実は同一のコホートである。政府機関などによる避妊普及事業が、まずこの年齢層を対象として行われた結果かもしれない。

以上のように、少なくとも第2次大戦後から続いた高い対女性出生率は、ようやく1970年代に入ってから低下し始めるのであるが、この低下はもっぱら有配偶出生率の低下によっており、有配偶者率はほとんど関与していない。そして、その有配偶出生率の低下の様相は、その細部に至るまで避妊普及の様相に一致することから、ドンデーン村における少なくとも戦後の出生の諸相は、もっぱら避妊の普及によって決定されていると結論できる。

表6 避妊実施率 (%)

年	年 齢 階 級							15-49
	15-19	20-24	25-29	30-34	35-39	40-44	45-49	
1969	0.0	4.3	7.1	5.0	0.0	0.0	0.0	2.7
1970	0.0	5.0	11.8	13.0	11.1	0.0	0.0	6.9
1971	0.0	3.9	16.7	13.6	13.3	0.0	0.0	7.4
1972	0.0	0.0	25.0	14.3	6.7	3.7	0.0	8.5
1973	0.0	5.6	21.4	6.7	21.1	4.2	0.0	10.0
1974	0.0	0.0	27.6	14.3	15.0	9.1	0.0	10.9
1975	18.2	4.3	20.7	29.4	18.2	10.5	0.0	13.8
1976	11.1	8.0	18.8	44.4	19.1	18.8	0.0	16.3
1977	20.0	15.6	18.5	50.0	35.0	12.5	7.4	22.4
1978	0.0	31.2	29.6	53.6	12.5	35.0	8.3	28.6
1979	33.3	41.4	32.3	58.6	28.6	28.6	13.6	35.5
1980	100.0	46.1	25.8	70.0	47.1	31.8	15.8	41.5
1981	100.0	56.5	44.1	63.6	66.7	33.3	25.0	50.0
1982	0.0	58.3	66.7	72.4	75.0	50.0	12.5	58.2
1983	0.0	39.1	67.6	75.0	82.1	26.7	40.0	57.7

IV 閉鎖人口仮定による純移動の推定

人口規模が死亡、出生、移動の三者によって定まるものであるなら、人口数と前二者に関わる十分な情報が与えられれば、間接的にはあるが移動を推定できるはずである。すなわち、ある期間の期首と期末の人口数が与えられ、その間の出生率と死亡率とが判明していれば、移動がないものとしたときの期末人口（閉鎖人口仮定による推定人口）と実際

表7 閉鎖人口仮定による移動の推定：1964年在村者について

1984年 年齢	1964年在村人口			1984年推定人口			1983年在村人口			推定移動数		
	男	女	計	男	女	計	男	女	計	男	女	計
20-24	73	67	140	65.5	43.0	126.5	48	43	91	-18	-18	-36
25-29	60	62	122	55.0	45.0	112.8	39	45	84	-16	-13	-29
30-34	56	57	113	50.9	40.0	103.7	40	40	80	-11	-13	-24
35-39	39	53	92	34.9	28.0	83.4	30	28	58	-5	-20	-25
40-44	29	25	54	24.9	21.0	46.8	12	21	33	-13	-1	-14
45-49	23	31	54	19.3	21.0	46.0	21	21	42	2	-6	-4
50-54	20	25	45	16.2	23.0	37.2	21	23	44	5	2	7
55-59	25	25	50	19.2	20.0	39.5	16	20	36	-3	0	-4
60-64	15	19	34	10.6	9.0	25.1	11	9	20	0	-6	-5
65-69	9	16	25	5.6	8.0	16.5	5	8	13	-1	-3	-4
70-74	16	13	29	8.1	7.0	15.4	8	7	15	0	0	0
75-79	14	12	26	5.1	6.0	10.1	4	6	10	-1	1	0
80-84	7	4	11	1.9	0.0	3.3	0	0	0	-2	-1	-3
85-89	1	5	6	0.0	1.0	0.0	0	1	1	0	1	1
90以上	5	4	9	0.0	0.0	0.0	0	0	0	0	0	0
合計	392	418	810	317.2	272.0	666.3	255	272	527	-62	-77	-139

の期末人口との差は、期間中の移動による差引増減の方向とその規模について何らかの情報を与えるはずである。

すでにみたように、子供データと母親データに依存する限り、死亡確率については1930年代生まれのコホートまで、出生率については1920年代生まれのコホートまでしか過去に遡れない。また、在村人口については、1944年以前については、極めて荒っぽい推定しかできないし、1944年については人口構造の詳細は不確かである。したがって、もっとも信頼できそうなデータのある1964年以降について、まず分析を試みる。

1964年以降に関して、閉鎖人口を仮定した人口推定の手順は、以下の通りである。

まず、1964年に在村していた者について、死亡による減少を推定する。当時の人口の年齢構成が水野によって報告されているから、それぞれの年齢階級がモデル生命表の北モデルのどの水準に近い減少パターンを迎えるかを、先の図3から判定する。その結果、1964

年に0-19歳であった者は水準16、20歳以上の者は水準14に対応すると判定された。ついで北モデル生命表の対応する水準の5年刻みの生存年数(${}_5L_x$)を、男女それぞれに用いて、各年齢階級(x 歳から $x+4$ 歳)毎に、

$$\begin{aligned} & \text{1984年推定人口} \\ & = \text{1964年人口} \times ({}_5L_{x+20}/{}_5L_x) \end{aligned}$$

を計算する。

1984年の推定値を求めたのは、もっぱら計算が繁雑になるのを避けるためである。結果を表7に1983年実人口との比較とともに示す。¹⁾

1964年にすでに出生していた者については死亡が関与するだけであるから、以上のように推定は比較的簡単な手順でできる。しかし、1964年以降に出生した者についての推定手順は、やや複雑になる。それは一種のシミュレーションといってよい。

1) 1983年の年齢階級別在村者数は、1983年年齢によるものであり、推定値の年齢とは1年ずれがある。

表8 1964年在村女性による出生数の推定

1964年年齢 (生年)	年齢 階級	生存 者数	経過 年数	出生 率	出生 数	期 間
(1959-1964)	0-4	67.0	-	-	-	-
	15-19	62.1	5.0	0.027	8.4	1974-1984
	20-24	61.0	2.5	0.130	19.8	1979-1984
(1954-1959)	5-9	62.0	-	-	-	-
	15-19	60.0	5.0	0.070	21.0	1969-1979
	20-24	59.0	5.0	0.130	38.3	1974-1984
	25-29	57.8	2.5	0.144	20.8	1979-1984
(1949-1954)	10-14	57.0	-	-	-	-
	15-19	56.2	5.0	0.022	6.2	1964-1974
	20-24	55.2	5.0	0.189	52.2	1969-1979
	25-29	54.1	5.0	0.144	39.0	1974-1984
	30-34	52.8	2.5	0.097	12.8	1979-1984
(1944-1949)	15-19	53.0	2.5	0.097	12.9	1964-1969
	20-24	52.1	5.0	0.303	78.9	1964-1974
	25-29	51.0	5.0	0.248	63.3	1969-1979
	30-34	49.8	5.0	0.097	24.2	1974-1984
	35-39	48.5	2.5	0.021	2.5	1979-1984
(1939-1944)	20-24	25.0	2.5	0.263	16.4	1964-1969
	25-29	24.4	5.0	0.253	30.8	1964-1974
	30-34	23.6	5.0	0.126	14.9	1969-1979
	35-39	22.8	5.0	0.021	2.4	1974-1984
	40-44	21.9	2.5	0.073	4.0	1979-1984
(1934-1939)	25-29	31.0	2.5	0.273	21.2	1964-1969
	30-34	30.1	5.0	0.218	32.8	1964-1974
	35-39	29.1	5.0	0.100	14.5	1969-1979
	40-44	27.9	5.0	0.073	10.2	1974-1984
	45-49	26.7	2.5	0.017	1.1	1979-1984
(1929-1934)	30-34	25.0	2.5	0.233	14.6	1964-1969
	35-39	24.2	5.0	0.217	26.2	1964-1974
	40-44	23.2	5.0	0.042	4.9	1969-1979
	45-49	22.2	5.0	0.017	1.9	1974-1984
(1924-1929)	35-39	25.0	2.5	0.263	16.4	1964-1969
	40-44	24.0	5.0	0.084	10.1	1964-1974
	45-49	23.0	5.0	0.000	0.0	1969-1979
(1919-1924)	40-44	19.0	2.5	0.170	8.1	1964-1969
	45-49	18.2	5.0	0.044	4.0	1964-1974
(1914-1919)	45-49	16.0	2.5	0.044	1.8	1964-1969

まず、1964年在村女性人口が、それ以降のように死亡によって減少していくかを推定する。その方法は、基本的には上述の通りである。ただし、一足飛びに20年後を推定するのではなく、5年刻みで順に推定する。各5年毎の年齢階級別の女性数が求められれば、それに階級を通過し終わるに要する年数を乗じて延年数をえ、さらに先に求めたコホート年齢階級別出生率(表5)を乗じて出生数が推定されうる。このようにして計算した結果を表8に示す。

さて、以上の手続きによって母親コホート毎の出生数が推定されたが、表8に示されたように、それらが生起しえた期間は5年あるいは10年期間で与えられている。10年期間の出生数を2分して5年期間に割り当て、それぞれの5年期間毎に合計すると、以下のようなになる。

期 間	出生数
1979-1984	123.2
1974-1979	147.6
1969-1974	179.9
1964-1969	185.9

これが1964年にすでに出生していた女性による1984年までの出生の推定値である。ところで、1964-1969年に出生した者は1984年には15-19歳で、すでに出生年齢に達しているから、この年齢層に含まれる生存女子による出生を加算しなくてはならない。その数は、5.9人となる。これを1979-1984年出生数に加算し、129.1人をうる。

以上によって推定した時期別総出生数を、先の男女出生比をもって男児、女児出生数に分け、それぞれに

表9 1964年以降出生による1984年人口の推定

出生期間 1984年 年齢	出生数（推定）			1984年（推定）			1983年（実数）			1983年 - 1984年 差		
	男	女	計	男	女	計	男	女	計	男	女	計
1964-1969 15-19	89.6	96.3	185.9	79.5	87.1	166.6	46	57	103	-33.5	-30.1	-63.6
1969-1974 10-14	86.7	93.2	179.9	77.8	85.0	162.8	55	58	113	-22.8	-27.0	-49.8
1974-1979 5-9	71.2	76.4	147.6	64.6	70.4	135.0	50	42	92	-14.6	-28.4	-43.0
1979-1984 0-4	62.3	66.8	129.1	58.0	62.9	120.9	29	43	72	-29.0	-19.9	-48.9
合 計	309.8	332.7	642.5	279.9	305.4	585.3	180	200	380	-99.9	-105.4	-205.3

ついて、モデル生命表の水準19にしたがって1984年の生存者数を求める。20歳以上の場合と同じく、1983年実人口との比較で推定数を示すと表9のようになる。先の表7と合わせれば、1984年の推定人口の全年齢階級にわたる構成が分かる。

1964年実人口810人、1983年実人口907人、1984年推定人口1,251.6人に基づき、これらの間の年平均人口増加率を求めると、1964-1983年実人口増加率は年0.60パーセント、1964（実）-1984（推）年では2.20パーセントとなる。後者の増加率を用いて1983年人口を推定すれば、1,224.7人となる。実人口との差は、318人（ $318/1,225=26.0\%$ ）である。子供データと母親データによる死亡確率、出生率の推定が実際にドンデーン村で生じた死亡と出生にも適用できるとすれば、1964-1983年間の人口の社会的移動は、およそ300人強の〈潜在的〉純移出を結果し、その割合はおよそ4人に1人であったらうと結論できる。ここに〈潜在的〉というのは、移出した女性が移出後に出生した子供も移出として勘定されていることによる。1964年在村者だけについて考えれば140人（ $140/666=21.0\%$ ）、5人に1人の純移出となる。

図8に1984年推定人口と1983年在村人口のピラミッドを示す。これによって移動者の年齢構成を〈ある程度〉知ることができる。

〈ある程度〉というのは、比較する年が1年ずれていることを別にしても、図に示されたのはあくまで〈純移動数〉であって〈移動数〉そのものではないことと、示されているのは移動者の現在の年齢であって移動時年齢ではないことによる。これらのことに留意しながら、図8を検討してみよう。

1984年推定人口のピラミッドは、実人口のそれと同じく裾野が広がっていない。これは、避妊による出生率の低下を推定にも取り入れた当然の結果である。20歳未満の年齢層（1964年以降の出生）では、どの年齢階級でも移出が移入を大きく超えている。この移出に〈潜在的〉移出が含まれることは前述したが、その数がかかりにのぼるであろうことは、この年齢層の母親にあたる年齢層（20歳以上）において女性の純移出数が大きいことによっても推察される。

20歳以上についても、ほとんどの年齢階級で移出が移入を上回っている。しかし、男では1984年年齢が45歳以上、女では40歳以上になると純移出数は格段に減少する。とくに50-54歳の年代では、1983年在村人口の方が1984年推定人口をわずかではあるが上回る。しかし、本図作成に際しての諸仮定、小人口の分析につきものの無作為変動を考えれば、この差が有為であるとはいえないであろう。いずれにせよ、ある年齢以上で純移出が減少

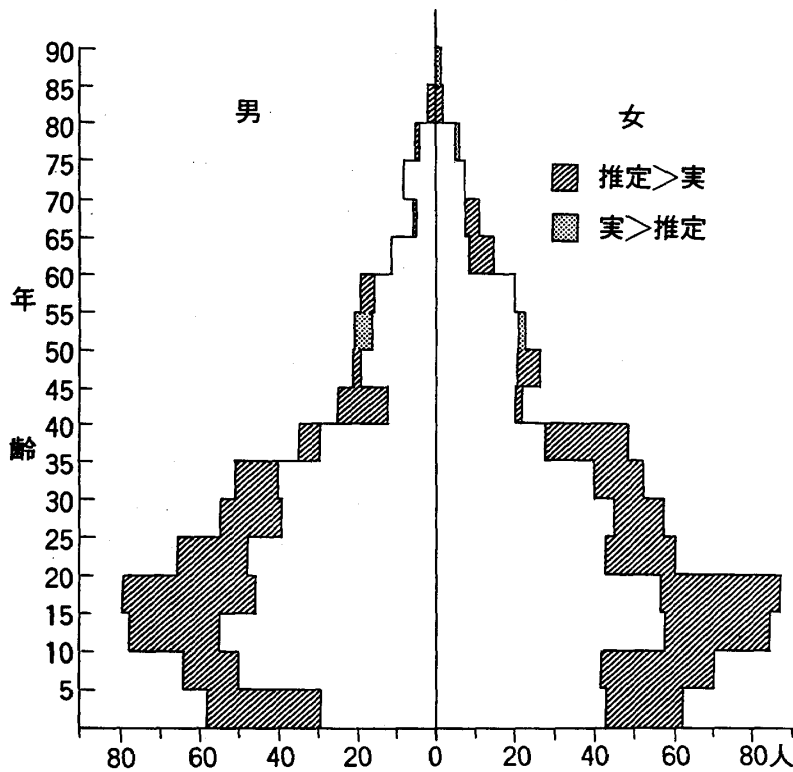


図8 閉鎖人口仮定による1984年推定人口と1983年実人口の比較

することは、興味あることと思われる。すなわち、村の経済構造の変容を反映して離村者が近年増加したことを意味するのかもしれない。あるいはまた、1964年当時20歳代で出稼ぎなどで一時離村していた者が、1983年には帰村していたためかもしれない。後者の解釈が妥当ならば、現在20-40歳の年代で純移出が多いのも、幾分割り引いて考えねばならない。つまり、この年代の移出のかなりの部分が一時的なものである可能性があるからである。

図8は、結局のところ、閉鎖人口仮定のもとでの推定値と実測値とを比較したものであるから、その差を人口の社会的移動量に読み替えるには、少なくとも潜在的移出と一時的離村に留意しなくてはならない。その結果、20歳未満については、潜在的移出のため純移出は図に示されたより小さいと思わねばならないだろう。20-40歳については、多分一時的

離村が多いであろうから、この図によって示された趨勢を将来に延長することは妥当ではないと思われる。逆に40歳以上の年代に関しては、一時離村者の帰村のため、過去のある時期の純移出の多さがこの図では表されていないと考えるべきであろう。

以上が1964年以降の期間について閉鎖人口仮定を置いて移動の概要を知ろうとした結果である。では、それ以前の時期についてはどうであろうか。

表1にドンデー村の開村以来の五つの時点における在村人口を推定あるいは実測して示した。この五つの時点の間の四つの期間毎に出生率と

死亡確率の推定値を何らかの方法で設定できれば、その間の自然人口増加率が計算され、それによって期首人口として仮定した人口が、移動がなかったとしたとき、期末にはどの程度になっているはずであるかを計算することができる。

本題にはいる前に、出生、死亡、増加率の三者の関係について基本的なことを簡単に考えておこう。これら三者は、長期間にわたってそれらが変化しないと仮定したとき、初めて一定の関係に達する。すなわち、出生率と死亡率とがまったく同じ二つの集団であっても、その初期条件としての年齢構成が異なっていれば、異なった増加率を結果するはずである。しかし、何世代にもわたって一定の出生、死亡率を維持すれば、やがては一定の年齢構成の集団となり、増加率もある値に収斂する。このようになった状態を安定人口(stable population)という。

このように、出生、死亡率から自然増加率を求めることに意味があるのは、安定人口を仮定することに意味がある場合に限られる。出生、死亡率が急速に変化しつつある期間を対象とするときには、たとえ増加率が計算されても、その意味するところは限定される。そのような場合に出生・死亡と増加・人口構成を関連づけるには、初期条件を出発点として短期間毎の変化を順に追いかけていかねばならない。すなわち、シミュレーションによらねばならない。先に、閉鎖人口仮定の下におけるドンデーン村の1964-1984年人口変化を推定したが、それは、極めて簡略化されてはいるが、後者の考え方に従ったものである。

では、1964年以前のドンデーン村の人口について安定人口を仮定して増加率を計算する意味はあるのであろうか。

表5、図7によれば、出生率が低下を始めたのは、少なくとも1964年以後である。それ以前の期間については、期間としては1930、1940年代に、出生コホートとしては1924年以前出生の女性の出生率がやや低く、それは全国的な傾向に一致する。ドンデーン村におけるこの時期の出生率低下が、全国傾向がそうであったと同じく、戦争中の一時的現象であるとすれば、1964年以前のドンデーン村の出生率は、長期的には、この期間にもっとも高い出生率を記録した1924-1928年コホートのそれと仮定してもよい。その合計特殊出生率は6.685である。

子供データによって死亡水準が推定できるもっとも年長のコホートは、1934-43年生まれの集団で、その生命表水準は14である（図3）。1944-1964年期間については、この水準を適用しても事実と大きく異なることはあるまいと思われる。しかし、この水準をさらに遡る期間にあてるとは、おそらくできない。なぜならば、小林がもっとも妥当であるとする国連 ESCAP 推計によれば、1920年

以来の全国平均死亡率はほぼ直線的に低下を続けているからである。そして同氏は、1937年における出生年齢にある女性の死亡確率を生命表水準で表現すると、およそ8であるとしている〔小林 1984：48, 345〕。ここでは、1912-1944年のドンデーン村の生命表女性死亡水準は8であったと仮定する。

1870-1912年については、さらに低い生命表死亡水準を考えねばならないかも知れない。しかし、先述のように全国自然増加率は、この期間にすでに2パーセント水準に達しており、ドンデーン村でもそうであったとするならば、粗再生産率を3.455とする限り、生命表死亡水準として8以下を考える必要はない。よって、1944年以前の期間には、おしなべて生命表水準8を採用する。

以上のように出生率については、長期間にわたってそれほど変化がないように思われ、一応もっともらしい値を設定できる。しかし、死亡率については変化の幅も大きく、設定された値も恣意的である。したがって、これらをもとに安定人口を仮定し、増加率を求めることに疑義が残る。しかし、外に移動の間接的推測を可能ならしめる適当な方法がないので、留保条件をつけながら増加率を計算した。

以上のような仮定をもとに求められたドンデーン村開村以来の五つの時点と四つの期間の在村人口、閉鎖人口仮定による人口の推定値、それらの差による移動の概数を表10に示す。表の左側の在村人口とその増加率は、表1からのものである。中ほどに出生と死亡の仮定を示し、それらの仮定による人口と増加率を示す。在村人口と閉鎖人口仮定による人口の差を、年当たりの純移動者数として最右欄に示す。この数字は、移出者にあつては、移出女性が移出後に出生した子供を含む〈潜在的〉純移出者数を意味することは、先述の通りである。逆に移入者にあつては、移入女

表10 閉鎖人口仮定から推定した人口移動

年	在 村 人 口		出生・死亡の仮定		閉鎖人口仮定における		純移動の年当 概数
	推定/実測	年増加率(%)	粗 再 生産率	死亡水準	増加率(%)	人口数	
1870	50?						
		3.81?	3.455	8	2.21		+ 2.7
1912 (分村前)	240?					125	
(分村後)	190?						
		3.75	3.455	8	2.21		+ 7.4
1944	618					382	
		1.36	3.455	14	3.20		-17.5
1964	810					1,160	
		0.60	シミュレーション		2.20		-16.7
1983	907					1,225	

性が移入後に出生した子供を含む〈潜在的〉純移入者数である。

この表中の数字は、移動の時期別様相について、在村人口数とその増加率とだけからでは分からなかった現象を示唆する。ひとつは、開村から1912年の大火事までより、それ以後1944年までの方が、それぞれの期間全体を取れば、移入が盛んであったらしいことである。開拓村としてドンデーン村が存在したのは、そんなに遠い昔ではなかったと思われる。そして、移入卓越期から移出卓越期への変化は、極めて短期間の間に起こったことが示唆される。もうひとつの興味ある現象は、最近20年間の高率の純移出はけっして新しいことではなく、すでに戦後間もなくからそうであったらしいことである。このことは、農村から都市への移出以外に、農村から農村へ、すなわち、開拓移住という形の移出を示唆する。もしこのような想像が的を射たものであるなら、開拓前線がドンデーン村に至り、それを越えてさらに進んでいったことを考えてもよいだろう。

もっとも、上述のような想像を結論とするには、あまりにも仮定や推論が多過ぎる。閉鎖人口仮定による間接的な移動の推定は、移動の直接的データによって確認されねばなら

ない。

謝 辞

京都大学東南アジア研究センター坪内良博教授、同五十嵐忠孝助教授には、人口分析の初歩から草稿のチェックまで迷惑のかけ通しであった。心から感謝したい。

参 考 文 献

Coale, A.J.; and Demeny, P. 1966. *Regional Model Life Tables and Stable Populations*. New Jersey: Princeton University Press.

Fukui, H. et al., eds. 1983. *A Rice-Growing Village Revisited: An Integrated Study of Rural Development in Northeast Thailand*. Kyoto: The Center for Southeast Asian Studies, Kyoto University.

Kaida, Y. et al. 1983. Chapter II Basic Mapping. In *Rice-Growing Village Revisited: An Integrated Study of Rural Development in Northeast Thailand*, edited by H. Fukui et al. Kyoto: The Center for Southeast Asian Studies, Kyoto University.

小林和正. 1984. 『東南アジアの人口』東京:創文社.

Kuchiba, M. et al. 1983. Chapter V Socioeconomic Features of the Village Life. In *A Rice-Growing Village Revisited: An Integrated Study of Rural Development in Northeast Thailand*, edited by H. Fukui et al. Kyoto: The Center for Southeast Asian Studies, Kyoto University.

水野浩一. 1981. 『タイ農村の社会組織』東京:創文社.