

東北タイ・ドンデーン村：人口動態（第1報）

福 井 捷 朗*

Don Daeng Village in Northeast Thailand: Population (1)

Hayao FUKUI*

At the end of 1982, 900 persons lived in Don Daeng. The 235 ever-married women among them had given birth to 865 children. Data on the 865 children indicated that life expectancy had risen by at least 10 years during the past three decades; from 55.7 or 53.2 to 65.7 years. Because marital fertility of the 235 women began to decline only in the past decade, the village population would have had increased substantially had it not been for emigration. Actually, however, the village population increased at the rate of a

mere 0.65 percent per annum in last 17 years. Of 641 living children of 176 householders in 1981, 190 left the village. About two-thirds of them were married. Of the married emigrants, about 60 percent were engaged in farming, half of them in neighboring villages and half in frontier provinces. Of the remaining married emigrants, and also the unmarried ones, most are engaged in urban areas, of which local towns in the Northeast region are as significant as the Bangkok metropolitan area.

I 人口関係データの収集

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」と呼ぶこととする。

全戸調査

全戸調査質問表のQ1-1からQ1-7では、主に人口に関することがらを聞いている [Fu-

kui *et al.* 1983: Appendix E]。それらでは、世帯構成員それぞれの性別、年齢、世帯主との続柄、既婚未婚の別、出生地など、社会学的調査に当然の基本事項が含まれている。この全戸調査における人口関係事項は、それだけにとどまらない。世帯主とその配偶者の結婚歴、それぞれの以前の結婚による子供の数も含まれる。また、世帯主の両親、きょうだいについても、性別、出生地、生死、それに生存の場合は、年齢、既婚未婚の別、現住地を尋ねている。

このように全戸調査は、通常 of 社会学的調査以上の人口関連事項を含んでいる。にもかかわらず、当初から人口調査としてデザインされた質問票ではないので、人口学の立場からみれば欠陥をもつ。まず、死亡した子供についての情報がない。これは、死亡に関する諸指標の推定をほとんど不可能にする。以前

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

の結婚による子供の数は分かっているが、その年齢は不明である。世帯主とその配偶者の結婚歴は尋ねられているが、世帯主でない既婚者についてはそうでない。これでは出生状況の推定も極めて不完全なものにならざるをえない。出生地が村外である者の入村年、離村者の離村年、再入村年などが知られていないので、人口移動を正確に再現することもできない。

全戸調査の人口学的欠陥は、ミッシングデータに関する点ばかりではない。人口学的調査にあっては当然払われるべき注意、例えば、乳幼児の死亡の見落としに対する注意が払われていない。これらの欠陥にもかかわらず、全戸調査は人口データ収集の貴重な出発点となった。以下に述べる母親調査や家族史調査は、全戸調査を補完するものである。これらの調査による情報は、全戸調査なかりせば、これだけの時間と労力とではおそらく収集不可能であったろう。

母親調査

1983年9月から12月にかけて、在村するすべての結婚経験女性を対象として面接調査を行なった。その総数は235人であった。質問は、結婚歴、すべての出産、死産、流産、墮胎、避妊具の使用経験を含んでいる。死亡した子供については、死亡年齢、死因について質問した。面接した235人の母親は、合計865人の子供を生んでいる。したがって母親調査は、2組のデータセットからなるといえる。ひとつは、母親自身に関するものであり、これは出産力の推定に用いられた。このデータを「母親データ」と呼ぶこととする。一方、子供に関する方を「子供データ」と呼ぶこととし、これは死亡状況の推定に用いられた。

母親データが、かつて在村したが現在は死亡または離村した者を含まないのは当然である。逆に、このデータに含まれる母親のいく

人かは、村外での出産経験をもつ。したがって、母親データに基づく出産力の推定値は、いかなる期間をとっても、また、いかなるコーホートをとっても、ドンデーン村で実際に生じた出産現象に正確に対応するものではない。しかしながら、不在者の出産経験に関する情報の収集の困難さとその信頼性の低さを考慮すると、在村者との面接による母親データが、この村の出産、死亡率の変遷を知るうえでもっとも良い推定値を与えうるものと考えられる。

家族史調査

全戸調査と母親調査の結果によってだけでも、家族史の相当部分の再構成が可能である。この両調査によって、かつて在村したことが知られているが死亡、離村した者の存在が相当部分明らかになった。これは、近親者が在村している場合が多いからである。問題は、子孫を残さなかった者の場合、および親族集団が近親者を村に残さずに移住した場合である。このような場合のチェックの意味で、家系図の作成が有効な手段である。

キリスト教国においては、村落人口の家系図は、小教区の教会に保存されている洗礼、結婚、葬儀の記録から再構成されることもあるが、ドンデーン村の場合、それに当たるような信頼性のある記録がない。家系図は、主に村の長老たちの記憶に頼って作成された。幸い、水野調査によって1964-1965年当時の在村者の個人名、家屋の所有者名とその配置が知られているので、記憶をチェックすることができた。また、およそ60年前の水田所有者図を長老たちが作成することができたので、それ以後の水田の相続、売買を逐一追跡することによっても遺漏を最少にすることができたと考えている。

以上のような配慮にもかかわらず、家族史データは、人口学的にはあまりにも信頼性が

なすぎると思われる。その主な理由は、乳幼児死亡者数の把握が極めて不十分であることにある。このデータを経済活動人口とみても、なお、時期別の各家族の構成員数の累計をもって村全体の人口とするには危険が大きすぎると考えられる。累計によって全体の人口を再構成しようとするよりも、各家族あるいは親族集団ごとに土地所有との対比を行い、人口／土地比の観点から分析を試みるのが今後の課題であると考えられる。

II 人口構成

1981年の全戸調査では、現住人口 901人、176世帯となっている [ibid.: Tables V-2, V-3]。水野は、1964年に810人、132世帯を数えている。17年間に、人口数で11パーセント、世帯数で33パーセントの増加である。この期間の年平均人口増加率は、0.65パーセントに過ぎない。この比較的低い人口増加率の原因と結果は、十分検討されるべきである。人口増加率に較べて世帯数のそれが大きいことは、平均世帯構成員数が少なくなったことを意味する。水野調査時は平均6.14人であったものが、1981年には5.12人になっている。この世帯規模の縮小は、単に子供の数の減少によるものではなく、拡大家族の核家族化をも

原因としていると思われる。したがって、その原因とそれが意味するものは、社会学的に興味のあるところであろう。

ここに述べる人口調査にあっては、基準時を1982年末とする。この時点での現住人口は、男性424人、女性476人、合計900人であった。その年齢構成を図1に示す。図で明らかのように、人口ピラミッドの表面の凹凸が激しい。また、ある年齢層では男女の比が釣り合っていない。これらは、小人口を対象とする限り避けられないことである。それにもかかわらず、最近10年間における出生率の低下がこの図からだけでもうかがわれる。

III 死亡率

死亡率の推定は、「子供データ」に基づいてなされた。すなわち、1983年に面接した235人の在村結婚経験女性がそれまでに出産した865人の子供を母集団として計算された。データの概要を、表1に示す。865人の子供のうちの最年長者は、1923年に生まれている。1923年から1982年末までの間に865人中の118人が死亡している。時間を遡るほど絶対数が減少する。それに従ってランダムな変動による効果が大きくなる。したがって、ある年以前は、分析が極めて困難となるであろうと思われる。このような母集団を対象として、Howell がアフリカのクング族の人口動態分析 [Howell 1979] に用いたとほぼ同じ手法によって、死亡に関する分析を行なった。

表2に、「子供データ」に含まれる全員について、最年長者の出生（1923年）以来1982年末までの全期間を対象とした生命表を示す。表中第3列の(B)項は、1982年末現在 x 歳である生存者と、(彼らと同年で x 歳で死亡した者の合計数である。生存者のうちの何人が x 歳の終わりまで生き延びるかが不明であるから、(B)項を差し引いた人数をもとに

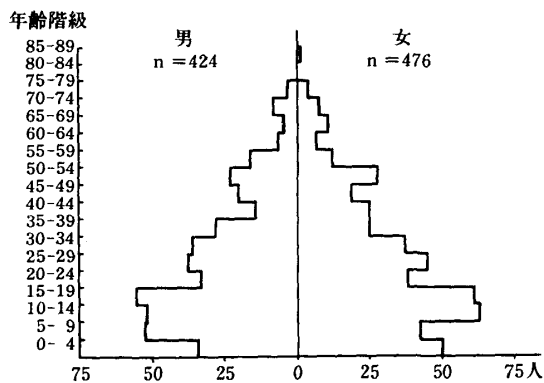


図1 現住人口の性・年齢構成 (1982年末現在)

表1 「子供データ」の概要

年	死亡数	出生数	少なくとも年内のある期間生存していた者の数
1923	0	1	1
1924	0	0	1
1925	0	0	1
1926	0	1	2
1927	0	1	3
1928	0	0	3
1929	0	4	7
1930	1	1	8
1931	0	2	9
1932	1	3	12
1933	1	1	12
1934	0	2	13
1935	3	6	19
1936	0	7	23
1937	1	6	29
1938	0	5	33
1939	0	8	41
1940	2	5	46
1941	2	8	52
1942	1	7	57
1943	1	4	60
1944	0	7	66
1945	1	7	73
1946	1	8	80
1947	4	12	91
1948	0	12	99
1949	0	15	114
1950	3	21	135
1951	1	14	146
1952	4	23	168
1953	1	13	177
1954	6	23	199
1955	4	17	210
1956	5	26	232
1957	3	24	251
1958	6	18	266
1959	2	25	285
1960	6	29	312
1961	2	24	330
1962	5	22	350
1963	5	32	377
1964	1	18	390
1965	6	31	420
1966	2	22	436
1967	2	39	473
1968	4	26	497
1969	3	25	518
1970	2	24	539
1971	4	22	559
1972	3	26	581
1973	1	21	599
1974	1	18	616
1975	1	23	638
1976	3	20	657
1977	3	18	672
1978	0	22	691
1979	4	19	710
1980	2	13	719
1981	0	17	734
1982	4	17	751
合計	118	865	

諸関数を計算した。ここに l_x の値は、 x 歳に達した生存者の割合を意味する。サンプルの絶対数が少ないことと、対象が生存している母親の子供に限られているというサンプルの性格から、ある年齢以上の死亡数が極端に少なくなる。10歳を超える年齢階級における死亡率計算は意味がないと考えられるので、以降の分析では10歳未満のみをとり扱う。

期間を10年に限り、期首を1923年から1973年まで順にずらせながら、それぞれの10年間について生命表を作成し、1, 5, 10歳時における生存率を求めた。それらを図2に示す。1950年代以降の10年間については、生存率は時間とともに高くなるが、1940年以前では乱高下が激しく、1940年から1950年に始まる10年間ではそれ以降より生存率が高い。初期の乱高下は、小サンプルによるランダム変動のためと思われる。中間期の高い生存率は、乳幼児死亡の見過ごしランダム変動効果のいずれか、あるいは両方に原因すると考えられる。いずれにせよ、一応信頼できそうなデータは30年間に限られる。以上の理由により、今後は1953年以降についての10歳未満の死亡率のみを考慮することとする。

最近の30年を前後15年間に二分し、それ

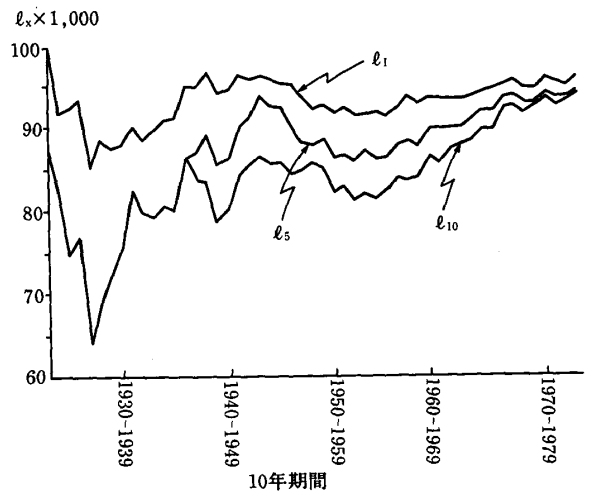


図2 「子供データ」に基づく10年間の生命表 l_x 値の変化

それぞれについて10歳時までの生命表関数を求め、表3に示した。また、それらの生存率を Coale-Demeny のモデル生命表 [Coale and Demeny 1966] 中の“Model North”シリーズの男女の平均値に当てはめたものを、図3に示した。最近の15年間に關しては、第20水準によくフィットする。この水準の0歳平均余命（平均寿命）は65.7歳である。東南アジア農村部で一般に期待される平均寿命よりもかなり高いというべきであろう。前半の15年間の曲線は、5歳までは第16水準によくフィットするが、10歳ではむしろ第15水準に近くなる。これは、この期間内に死亡率の変化があったためか、あるいはすでに15年の過去であっても乳幼児死亡の見過ごしがあったためと考えられる。いずれにせよ、この集団に關しては、過去30年間に少なくとも10歳以上の平均寿命の改善があったことになる。

また、図2の三つの曲線の勾配は、1960年代の終わりごろの10年間以降では極めて緩やかである。乳幼児の生存率は、少なくとも過去30年以上前から向上してきたが、1970年代になってからはそれ以上の向上はみられない。

表2 「子供データ」の全員、全期間（1923-1982年）に關する生命表関数值

年齢 (x 歳)	x 歳到達者数 (A)	現在 x 歳の者 (B)	x 歳終了時までの生死が分かっている者 $N=(A)-(B)$	x 歳死亡数	q_x	l_x	d_x
0	865	17	848	53	.063	100,000	6,250
1	795	17	778	9	.012	93,750	1,085
2	769	13	756	13	.017	92,666	1,593
3	743	17	726	5	.007	91,072	627
4	721	21	700	4	.006	90,445	517
5	696	17	679	8	.012	89,928	1,060
6	671	17	654	2	.003	88,869	272
7	652	22	630	6	.010	88,597	844
8	624	18	606	1	.002	87,753	145
9	605	20	585	1	.002	87,608	150
10	584	24	560	2	.004	87,458	312
11	558	21	537	1	.002	87,146	162
12	536	21	515	0	.000	86,984	0
13	515	21	494	1	.002	86,984	176
14	493	25	468	0	.000	86,808	0
15	468	37	431	0	.000	86,808	0
16	431	19	412	0	.000	86,808	0
17	412	28	384	2	.005	86,808	452
18	382	17	365	1	.003	86,356	237
19	364	28	336	0	.000	86,119	0
20	336	20	316	1	.003	86,119	273
21	315	17	298	0	.000	85,846	0
22	298	22	276	0	.000	85,846	0
23	276	23	253	0	.000	85,846	0
24	253	15	238	0	.000	85,846	0
25	238	24	214	0	.000	85,846	0
26	214	17	197	1	.005	85,846	436
27	196	12	184	1	.005	85,411	464
28	183	19	164	0	.000	84,946	0
29	164	10	154	0	.000	84,946	0
30	154	19	135	1	.007	84,946	629
31	134	12	122	0	.000	84,317	0
32	122	16	106	1	.009	84,317	795
33	105	14	91	0	.000	83,522	0
34	91	11	80	0	.000	83,522	0
35	80	8	72	0	.000	83,522	0
36	72	6	66	0	.000	83,522	0
37	66	7	59	0	.000	83,522	0
38	59	6	53	0	.000	83,522	0
39	53	4	49	0	.000	83,522	0
40	49	6	43	0	.000	83,522	0
41	43	6	37	0	.000	83,522	0
42	37	4	33	0	.000	83,522	0
43	33	5	28	0	.000	83,522	0
44	28	3	25	0	.000	83,522	0
45	25	5	20	0	.000	83,522	0
46	20	6	14	0	.000	83,522	0
47	14	3	11	0	.000	83,522	0
48	11	2	9	0	.000	83,522	0
49	9	1	8	0	.000	83,522	0
50	8	1	7	0	.000	83,522	0
51	7	1	6	0	.000	83,522	0
52	6	1	5	0	.000	83,522	0
53	5	3	2	0	.000	83,522	0
54	2	0	2	0	.000	83,522	0
55	2	1	1	0	.000	83,522	0
56	1	1	0	0	.000	83,522	0
57	0	0	0	0	.000	83,522	0
58	0	0	0	0	.000	83,522	0
59	0	0	0	0	.000	83,522	0

表3 「子供データ」に基づく15年間の生命表関数値

(A): 期間 1953-1967年

年齢 (x歳)	x歳到達者数 (A)	期間最終年にx歳の者 (B)	x歳終了時点での生死が分かっている者 N=(A)-(B)	x歳死亡数	q_x	l_x	d_x
0	363	39	324	26	.080	100,000	8,025
1	320	20	300	4	.013	91,975	1,226
2	310	29	281	8	.028	90,749	2,584
3	291	17	274	2	.007	88,165	644
4	286	28	258	1	.004	87,522	339
5	269	20	249	5	.020	87,183	1,751
6	254	21	233	2	.009	85,432	733
7	237	23	214	2	.009	84,699	792
8	219	23	196	0	.000	83,907	0
9	203	15	188	1	.005	83,907	446
10	191	24	167	2	.012	83,461	1,000

(B): 期間 1968-1982年

0	311	17	294	14	.048	100,000	4,762
1	317	17	300	2	.007	95,238	635
2	318	13	305	1	.003	94,603	310
3	333	17	316	1	.003	94,293	298
4	332	21	311	2	.006	93,995	604
5	337	17	320	1	.003	93,390	292
6	339	17	322	0	.000	93,098	0
7	343	22	321	2	.006	93,098	580
8	342	18	324	1	.003	92,518	286
9	346	20	326	0	.000	92,233	0
10	341	24	317	0	.000	92,233	0

1歳未満の死亡の減少によるよりは、むしろ、それ以上の年齢の児童の生存率の改善が有効であったと思われる。表4に、同じ期間の年齢階級別の死亡数の実数と死亡率を示した。この表では、特定の年に年齢を問わず多数が死亡した事実はみられない。

以上のような生存率あるいは死亡率の傾向は、ひとり対象集団についてのみではなくドンデーン村全体についても結論できるであろう。

IV 出 産 率

出産に関する分析には、235人の母親データを用いた。このデータに基づく出産率は、すべて結婚状態にある女性による出産率である。結婚した年、離婚、死別した年は、それぞれ0.5

年として結婚継続期間に算入した。結婚期間中でも配偶者と同居していなかった期間がある場合があるが、それらは無視した。逆に、婚姻外出産の可能性は、この村の場合、たとえばあったとしても無視しうる程度である。表5に母親データの概要を示す。235人のうち、1911年に17歳で結婚した者がもっとも早い。15歳未満で結婚した者および49歳を超えて出産した者はいない。表5の前半部分では絶対数が少なく、出産率を算出する意味がない。子供データの信頼性を検討した結果、過去30年以上を遡っては信頼できないと結論した。母親データも、子供データと同一の母親

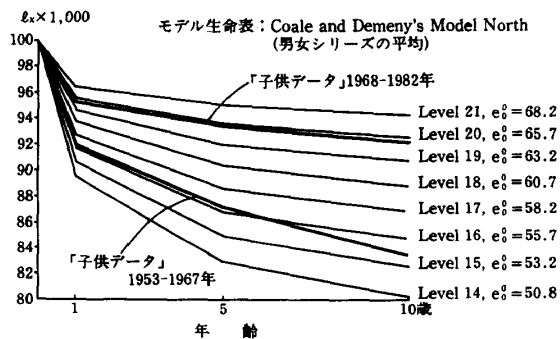


図3 「子供データ」に基づく15年間の l_x 値のモデル生命表との比較

先に示した図2あるいは表3からもうかがわれるように、過去30年間の生存率の向上は、

表4 「子供データ」に基づく年齢階級別死亡率

年	0 歳			1 - 4 歳			5 - 9 歳		
	死亡 数	延生存 年数	死亡 率	死亡 数	延生存 年数	死亡 率	死亡 数	延生存 年数	死亡 率
1953	1	13	80	0	72	0	0	48	0
1954	1	23	44	3	60	50	1	53	19
1955	3	16	194	1	70	14	0	60	0
1956	5	24	213	0	70	0	0	58	0
1957	0	24	0	0	64	0	2	80	25
1958	2	17	118	3	90	33	1	63	16
1959	1	25	41	1	60	17	0	98	0
1960	3	28	109	0	84	0	3	65	46
1961	1	24	43	0	100	0	1	93	11
1962	1	22	47	3	76	39	0	88	0
1963	3	31	98	2	88	23	0	85	0
1964	1	18	57	0	106	0	0	88	0
1965	2	30	67	2	76	26	2	103	20
1966	2	21	95	0	98	0	0	113	0
1967	2	38	53	0	96	0	0	88	0
1968	1	26	39	1	108	9	2	128	16
1969	3	24	128	0	106	0	0	100	0
1970	1	24	43	0	84	0	0	118	0
1971	0	22	0	2	120	17	1	100	10
1972	2	25	80	0	94	0	0	163	0
1973	0	21	0	1	90	11	0	105	0
1974	0	18	0	0	84	0	0	123	0
1975	1	23	44	0	80	0	0	100	0
1976	3	19	162	0	92	0	0	148	0
1977	1	18	57	1	74	14	0	123	0
1978	0	22	0	0	70	0	0	103	0
1979	2	18	111	0	88	0	1	98	10
1980	0	13	0	1	68	15	0	108	0
1981	0	17	0	0	60	0	0	103	0

死亡率：1,000人当たり

調査に依拠する以上、30年を限度とする。

表6に、1953年から1982年までの30年間の年齢別出生率を示した。例によって、サンプル数が少ないため不規則な結果となっているが、17歳から26歳にかけてもっとも高い率が持続されているといえよう。30年間を通じたTMF値 (total marital fertility rate の略。分析対象期間中に出生率に変化がなかったとしたとき期待される既婚者の平均ひとり当た

り生涯婚姻内出産回数) は7.382であった。しかし、実際にはこの30年間に出生率の変化があったと思われるので、単年ごとのTMF値を算出し、図4に示した。図の左側ではランダム変動効果と思われる乱高下がとくに大きい。少なくともここ4-5年の間に出生率の急速かつ顕著な低下があったことが明らかである。

表7に、10年ごとの年齢階級別婚姻内出生率を示す。最近の10年間のみがおよそ5と低い外は、9を超える。この出生率の低下は、すべての年齢層にわたる均等な出生率の低下によるものではない。若い母親の出生率の低下よりも高年齢のその低下がより顕著である。

以上にみたように、出生率は1970年代までは高く維持されてきたが、それ以降急速に低下しつつあり、今日なおその傾向は継続していると思われる。出生率の

急速な低下開始の時期と、ドンデーン村における避妊手段の普及開始時期とは、ほぼ一致する。また、若い妻たちは、数人の子供を生むまでは避妊手段を使用しないのがふつうである。避妊手段の使用については改めて論じることとするが、ここでは上述の出生率の低下傾向と避妊手段の使用状況とが極めてよく一致することを述べるにとどめる。なお、全女性の延生理的妊娠可能期間に対する延婚姻

表5 「母親データ」の概要

年	出生数	既婚女性数			合計
		15-24 歳	25-35 歳	36-49 歳	
1909	0	0	0	0	0
1910	0	0	0	0	0
1911	0	1	0	0	1
1912	0	1	0	0	1
1913	0	1	0	0	1
1914	0	1	0	0	1
1915	0	1	0	0	1
1916	0	1	0	0	1
1917	0	1	0	0	1
1918	0	1	0	0	1
1919	0	0	1	0	1
1920	0	0	1	0	1
1921	0	0	1	0	1
1922	0	0	1	0	1
1923	1	1	1	0	2
1924	0	1	1	0	2
1925	0	1	1	0	2
1926	1	2	1	0	3
1927	1	4	1	0	5
1928	0	6	1	0	7
1929	4	6	1	1	8
1930	1	6	2	1	9
1931	2	7	2	1	9
1932	3	6	2	1	9
1933	1	5	4	1	10
1934	2	6	5	1	12
1935	6	7	5	1	13
1936	7	8	6	1	15
1937	6	9	7	1	17
1938	5	9	8	1	18
1939	8	8	7	2	17
1940	5	7	9	2	18
1941	8	7	10	2	19
1942	7	4	13	3	20
1943	4	5	11	5	21
1944	7	7	12	4	23
1945	7	9	12	5	26
1946	8	9	13	6	28
1947	12	11	13	7	31
1948	12	15	12	9	35
1949	15	19	14	9	41
1950	21	23	13	11	47

年	出生数	既婚女性数			合計
		15-24 歳	25-35 歳	36-49 歳	
1951	14	23	13	13	49
1952	23	23	13	16	52
1953	13	18	21	15	54
1954	23	16	26	15	56
1955	17	17	29	16	61
1956	26	15	32	18	64
1957	24	12	36	18	66
1958	18	14	40	17	71
1959	25	16	42	18	76
1960	29	21	41	19	80
1961	24	23	38	22	83
1962	22	22	38	25	84
1963	32	16	38	30	83
1964	18	12	40	34	86
1965	31	14	39	36	89
1966	22	19	35	38	92
1967	39	22	33	39	93
1968	26	23	32	43	98
1969	25	24	30	47	100
1970	24	21	37	46	103
1971	22	26	38	42	105
1972	26	25	41	45	111
1973	21	24	41	52	116
1974	18	25	38	56	119
1975	23	27	41	59	127
1976	20	29	46	57	132
1977	18	34	48	55	137
1978	22	35	52	52	138
1979	19	33	54	53	140
1980	13	27	56	55	138
1981	17	21	62	52	135
1982	17	22	60	55	137
合計	865				

期間を決定する初婚年齢や全女性数に対する結婚女性数の割合に関しては、対象期間中に顕著な差異が認められない。したがって、有配偶女子出産率の傾向から村人口全体の出生率のそれを推定しても大きな間違いはないと考える。

表6 「母親データ」に基づく30年間の年齢別婚姻内出産率

(期間1953-1982年)			
年齢	出産数	延婚姻年数	婚姻内出産率
15	0	1.0	.000
16	1	7.5	.133
17	15	22.0	.682
18	12	39.5	.304
19	22	52.0	.423
20	22	72.5	.303
21	33	91.5	.361
22	38	109.5	.347
23	40	122.0	.328
24	45	127.5	.353
25	48	136.5	.352
26	46	135.5	.339
27	34	131.5	.259
28	35	125.5	.279
29	35	124.0	.282
30	31	119.5	.259
31	28	113.0	.248
32	20	110.0	.182
33	19	103.0	.184
34	21	100.5	.209
35	25	94.0	.266
36	14	89.0	.157
37	19	88.0	.216
38	12	84.0	.143
39	11	83.0	.133
40	12	82.5	.145
41	8	80.0	.100
42	10	81.0	.123
43	6	77.5	.077
44	3	72.0	.042
45	3	65.5	.046
46	1	60.0	.017
47	1	57.5	.017
48	3	56.0	.054
49	1	53.0	.019
合計	674	2967.0	7.382 (=TMF)

V 人口移動

上述した通り、出産率の低下が始まる1970年代までは死亡率のみが低下したのであるか

表7 「母親データ」に基づく10年間の年齢階級別婚姻内出産率

年齢階級	出産数	延婚姻年数	出産率
1953-1962年			
15-19	12	27.5	.436
20-24	51	143.5	.355
25-29	72	194.0	.371
30-34	47	146.0	.322
35-39	25	71.0	.352
40-44	12	65.5	.183
45-49	2	45.0	.044
合計	221	692.5	9.598 (=TMF)
1963-1972年			
15-19	17	46.0	.370
20-24	68	153.5	.443
25-29	64	175.5	.365
30-34	46	186.0	.247
35-39	50	192.0	.260
40-44	15	141.0	.106
45-49	5	64.5	.078
合計	265	958.5	9.025 (=TMF)
1973-1982年			
15-19	21	48.5	.433
20-24	59	226.0	.261
25-29	62	283.5	.219
30-34	26	214.0	.121
35-39	6	175.0	.034
40-44	12	186.5	.064
45-49	2	182.5	.011
合計	188	1316.0	4.988 (=TMF)

ら、もし移出がなかったならばそれ以前の時期に急速な人口増加に見舞われたはずである。しかし、最初に述べたように、水野調査時と今回調査との間の17年間に、わずか810人から900人へと村人口は増加したにとどまる。したがって、移出人口が相当数にのぼることが予想される。「子供データ」あるいは「家族史調査」の結果を用いた人口の移出入の分析



図4 「母親データ」に基づく単年 TMF (Total marital fertility rate) 値の変化

は、目下進行中である。ここでは1981年の全戸調査結果を用いて、当時在村していた世帯主の生存中の子供のうち、離村した者の現居住地と就業状況 [Fukui *et al.* 1983: Tables V-50 to V-55] を紹介し、移出の傾向について予備的考察を行う。

世帯主176人は、生存している子供641人をもつ。そのうちの190人、30パーセントが離村している。その性、年齢、既婚未婚別の構成を表8に示す。全離村者中の男女の比はおよそ100:70で、男が多い。既婚者は、男性74人、女性52人計126人で、男女合わせた既婚/未婚比はおよそ100:50で、既婚者が多い。15歳以下の離村は少なく、15-34歳がもっとも多く、35歳以上になると年齢が高くなるほど減少する。この傾向は、女性においてとくに著しい。男性では20歳未満、女性では15歳未満に既婚離村者はない。男女とも25歳を超える未婚者は少ない。

表8に示した離村者数は、いかなる期間をとっても、その期間中の全離村者数を意味するものでないことは自明である。比較的近年の離村者であっても、1981年時点でその両親を世帯主として村に残していない離村者としては次のようなケースが考えられる。まず、

年配の世帯主がその家族とともに離村した場合である。稲作農村であるドンデーン村でもこのようなケースが無視できないほど多いのは、後述するように、家族をあげて開拓地に向かう形での離村が存在するためである。また、結婚した子供夫婦に連れられて離村した者(残った世帯主の孫たち)の多くも、この表には含まれていない。したがって、15歳未満の離村者および35歳以上の離村者数は、比較的近年に限っても、ともに表8の数字より実際には大きいはずである。

表9に、離村者190人の現居住地と職業を性、既婚未婚者別に示す。前述した通り男性が女性より多く、その比は既婚者についても未婚者についても変わらない。しかし、既婚未婚の別と性別とによって、移住先、職種ともまったく異なった様相を呈する。

まず、未婚者についてみてみよう。未婚者で郡内の農村地帯に住む者は、男女を問わず非常に少数である。県外に居住する男性のうちの6人は、未成年あるいは学生である。所得のある未婚男性の大多数は給与所得者あるいは職人などとなり、主として県外、一部県

表8 世帯主の生存中の子供で離村した者の性別、年齢構成、既婚未婚の別

年齢階級	男 (内未婚者)	女 (内未婚者)	合計 (内未婚者)
0-4	1(1)	0(0)	1(1)
5-9	1(1)	0(0)	1(1)
10-14	2(2)	3(3)	5(5)
15-19	13(13)	17(12)	30(25)
20-24	29(17)	15(8)	44(25)
25-29	14(3)	13(2)	27(5)
30-34	18(0)	16(1)	34(1)
35-39	17(0)	4(0)	21(0)
40-44	10(0)	5(1)	15(1)
45-49	4(0)	5(0)	9(0)
50-54	2(0)	1(0)	3(0)
合計	111(37)	79(27)	190(64)

(1981年全戸調査 [Fukui *et al.* 1983: Tables V-52, V-53] による。)

表9 世帯主の生存中の子供で離村した者の現居住地と職業
（既婚男性<未婚男性>/既婚女性<未婚女性>：人）

居住地 職種	ドンハン区内	コンケン 市を除く 郡内地区	コンケン 市 内	県内他郡	県 外	計	合計
専業農 兼業農 農業雇用	12(1)/10(1)	4(1)/ 8(0)		6(0)/3(0)	14 (3)/14(0)	36 (5)/35 (1)	77
工場労働者	0(1)/ 0(0)	3(2)/ 0(0)	0(1)/0 (7)	0(1)/0(1)	7 (4)/ 0(0)	10 (9)/ 0 (8)	27
事務員		2(0)/ 0(0)	1(0)/0 (0)		0 (2)/ 0(0)	3 (2)/ 0 (0)	5
教員・警官				2(2)/0(0)	1 (2)/ 0(1)	3 (4)/ 0 (1)	8
運転手		2(0)/ 0(0)			3 (2)/ 1(0)	5 (2)/ 1 (0)	8
守衛		2(0)/ 0(0)	1(1)/0 (0)			3 (1)/ 0 (0)	4
職人		2(0)/ 0(0)	1(1)/1 (0)		0 (2)/ 0(0)	3 (3)/ 1 (0)	7
建設労務			1(0)/0 (0)	0(1)/0(0)	1 (1)/ 0(0)	2 (2)/ 0 (0)	4
女中		0(0)/ 1(0)	0(0)/0 (4)		0 (0)/ 1(2)	0 (0)/ 2 (6)	8
雑業			0(0)/0 (1)			0 (0)/ 0 (1)	1
主婦		0(0)/ 1(0)	0(0)/4 (0)		0 (0)/ 7(0)	0 (0)/12 (0)	12
学生			0(2)/0 (0)	0(1)/0(4)	0 (2)/ 0(1)	0 (5)/ 0 (5)	10
尼僧				0(0)/0(1)		0 (0)/ 0 (1)	1
無職		1(0)/ 0(0)	0(0)/0 (2)		0 (4)/ 0(1)	1 (4)/ 0 (3)	8
合計	12(2)/10(1)	21(3)/11(1)	4(5)/5(14)	9(5)/3(6)	28(22)/23(5)	74(37)/52(27)	190

(1981年全戸調査 [Fukui *et al.* 1983: Table V-54] による。)

内の都市部に居住する。一方、女性にあっては、学生、未成年を除くとコンケン市への集中度は非常に高く、彼女らは主として工場で働くか、女中となっている。

既婚者にあつては、区内、郡内の近隣村に居住する者が男女ともに多く、大部分が農業に従事している。しかし、コンケン市を除く郡内他区では男性の半数近くが非農業者である。彼らの多くは、区内のタープラの町周辺に住む。タープラは郡庁所在地ではないが、コンケン-バンコクをつなぐ幹線道路と鉄道に沿っており、コンケン市から10キロメートルしか離れていない。コンケン市の延長として工場や政府機関の進出がみられる町である。彼らを除いた郡内居住農業従事既婚者に限ってみれば、ほぼ男女同数であるといつてよい。このような近隣村で農業に従事する既婚男女の大部分は、結婚を契機とする離村者

と考えられる。もしそうだとすれば、この地方での原則である結婚後の妻方居住制は、少なくともドンデーン村からの婚出者で農業に従事する者に限っては当てはまらないことになる。非農就業者中に婚出者がいないわけではないが、ドンデーン村からの婚出にあつては、妻方居住の原則が崩れつつある可能性が大きい。比較のためドンデーン村への婚入者の出身地をみると [ibid.: Table V-7], 1981年に夫婦ともに在村していた148組の世帯主夫婦について、夫の半数以上が村外からの婚入であるのに対して、村外で生まれた妻は15パーセントに過ぎない。婚入者については、妻方居住の原則はほぼ貫かれているといえよう。

既婚者の移住先として郡内農村部に次いで重要なところは、男女を問わず県外である。表10に、既婚未婚者を合わせた県外移住者の

表10 世帯主の生存中の子供で県外へ移住した者の分布 (人)

移住地方	男	女	合計
<u>開拓余地のある地方</u>	<u>19</u>	<u>12</u>	<u>31</u>
ペチャブン	0	1	1
ル イ	9	2	11
ウドンタニ	3	6	9
チャイヤブム	7	3	10
<u>その他の東北部内諸県</u>	<u>14</u>	<u>8</u>	<u>22</u>
マハーサラカム	5	4	9
ナコンパノム	2	0	2
カラシン	2	1	3
ブリラム	1	0	1
スリン	0	1	1
ローイエット	1	0	1
ウボン	3	2	5
<u>首都圏</u>	<u>15</u>	<u>6</u>	<u>21</u>
バンコク	13	5	18
サムートプラカン	2	0	2
ナコンパトム	0	1	1
<u>その他の県</u>	<u>1</u>	<u>2</u>	<u>3</u>
<u>国外(イラク)</u>	<u>1</u>	<u>0</u>	<u>1</u>
合計	50	28	78

(1981年全戸調査 [Fukui *et al.* 1983: Table V-55] による。)

県別分布を示した。県外に移住した既婚者の半数以上は、農業に従事している。その数は、男性16人、女性14人である。開拓余地の大きい県とされたものは、東北部と中央平野との境界をなす地方の諸県である。これらの諸県への移住者数は、男性19人、女性12人である。したがって、県外移住者で農業に従事する者のほとんどは、開拓地に向かったものと考えられる。このことは、ドンデーン村からの開拓移民が依然として継続中であることを示している。タイラーオ社会では、このような開拓移住のことを「ハーナーディー(良い田を求める)」と呼ぶ。県内他郡へ移住した既婚者のほとんども、農業に従事している。このうちのいく分かは県内北部、西部の開拓

地に向かい、その他は婚出による離村と思われる。

既婚女性で非農就業している者の数は、非常に少ない。結婚あるいは開拓移民を契機として離村し農業に従事している以外の離村既婚女性のほとんどは、主婦として県外の都市あるいはコンケン市に居住していると思われる。一方、既婚男性で農業以外の職業に従事している者は、上述のタープラ町、コンケン市、県内他郡、県外に分散して居住している。そして、県外居住者の約半数は首都圏に、残りは東北部内他県の地方都市に住んでいると思われる。

VI 結 語

信頼できるデータが30年しかないにもかかわらず、ドンデーン村ではまず死亡率の低下が先行し、出産率の低下がそれに遅れてみられることがデータによって示された。また、死亡率の低下は1960年代の終わりをもってほぼ終息し、一方、出産率は現在なお低下を続けていることも示された。これだけをみれば、いわゆる人口転換 (demographic transition) と呼ばれる現象が典型的にドンデーン村でみられることになる。しかし、通常人口転換といわれるものは、もっと長い期間にわたるとされる。また、30年を超える村の人口動態についてははっきりしたことは何もいえないのである。例えば、死亡率の低下は、30年を超えずと以前から始まっていた可能性が大きい。データによって示されたドンデーン村の死亡、出産率の傾向は、より長い期間にわたる人口転換のある局面を捉えたものと考えべきである。

出産率の低下の時期と死亡率のそれとがずれている以上、この間に急速な人口増加があったはずである。しかし、実際には過去17年間に年率0.65パーセントでしか村の人口は増

加しなかった。これを1970年代以降の出産率の低下のみで説明することはできない。かなりの数の離村者があつたはずである。

離村者に関する予備的考察によれば、ドンデーン村からの離村には次のような特徴が認められる。第1は、開拓地への移住による離村である。既婚離村者の約30パーセントがこれに該当する。東北タイにおける伝統的な人口圧への対応の仕方が、ドンデーン村において今日でも行われていることを示している。第2は、近隣村間にみられる婚出、婚入による人口移動である。この形による移動は、村の諸条件が同じであれば相殺し合うはずである。分析不十分のためこの点に関しては断定的なことはいえないが、注目すべき傾向は、ドンデーン村への婚入に関しては妻方居住の原則が認められるのに対し、婚出にあつては男女比がほぼ1で、この原則が当てはまりそうにないことである。第3は、非農就業男性の居住地である。彼らは近在の町から首都圏までに分散している。首都圏あるいは発展のめざましいコンケン市周辺に必ずしも限定されていない。一般地方都市の重要性を示唆していると思われる。第4は、女性移住の多さである。婚出女性が多いことは上述した。開拓地移住者にあつても女性の比率は高い。非

農就業女性は、コンケン市で就業する独身女性にほぼ限られるが、それ以外に主婦として各地に分散している。出生率を決定するのが女性人口であることを考慮するとき、このような女性の移出が村人口の抑制にかなり貢献していると考えられる。

謝 辞

ドンデーン村研究グループには、人口学を知る者はいない。人口、とくに死亡、出生に関しては、データの収集法、解析法などすべて京都大学東南アジア研究センターの坪内良博教授のご教示を仰いだ。ここに深く感謝の意を表したい。

参 考 文 献

- Coale, A. J.; and Demeny, P. 1966. *Regional Model Life Tables and Stable Population*. Princeton, New Jersey: Princeton University Press.
- Fukui, H.; Kaida, Y.; and Kuchiba, M., eds. 1983. *An Interim Report/A Rice-growing Village Revisited: An Integrated Study of Rural Development in Northeast Thailand*. Kyoto: The Center for Southeast Asian Studies, Kyoto University.
- Howell, Nancy. 1979. *Demography of the Dobe !Kung*. New York: Academic Press.