

タイ国中央平原の農村の変貌*

新 谷 正 彦

1. はじめに

小稿の目的は、経済発展がタイ国中央平原に位置するスパンブリ県の農村に、どのような影響を与えたかを労働雇用の面に焦点を合わせて分析することである。また、タイ農業の投入・産出推計系列を用いた筆者の最近の研究⁽¹⁾は、農家家計が労働投入に関して合理的に行動している点を示したが、小稿はその結果をマイクロデータより検証する点をも、目的としている。

タイ経済は、1997年、東南アジア諸国の経済危機の端緒となったが、その後、成長軌道に戻り、過去4半世紀の間に、低所得国より中所得国へ、また、農業国より工業国へ転換を遂げたといえよう。経済発展の過程で、農業部門は非農業部門へ労働力と賃金財である食料を始めとして、原材料や資本を供給し、非農業部門の発展に貢献してきた点は周知のことである。経済発展が非農業部門の賃金率の上昇をもたらし、これが農業部門から非農業部門への労働移動を引き起こす。そして、農業部門の賃金率の上昇をも引き起こし、農業技術の転換を誘発してきた。この場合、非農業部門の発展が、農業部門のそれに比べて著しく速い場合、すなわち、農業部門の技術的対応が農業部門の賃金率の上昇に遅れた場合、農業部門に労働の過剰就業の状態を作り出す。日本、台湾、韓国において、それが観察された⁽²⁾。タイにおいても同様の状況が観察されるか、興味ある課題である。

分析は、タイ国内務省が、1986年より2年毎におこなっている村落基礎デー

タ調査 (Kor Chor Chor 2 (Soon) Kho) と、タイ国カセサート大学の Somporn Isvilanonda 等が1987年と1998年とにおこなった農家経済調査の個別結果表とを用いておこなわれる。

以下、2において、スパンブリ県の経済的变化を概観し、3において、村落基礎データベースを利用して、村落における変化を把握する。そして、4において、農家経済調査を用い、農家家計の合理的行動に関する分析をおこなう。そして、5はむすびにあてられる。

2. スパンブリ県の変貌

スパンブリ県は、バンコク都の北北西にあり、県庁所在地スパンブリ市まで、バンコクより約100キロ離れており、農業県として位置づけられている。しかし、タイ経済の発展とともに、スパンブリ県経済における農業部門のウエイトは低下しつつある。その点を、以下、概観しよう。

a. 人口と労働力の推移

表1は、1960-2000年の期間について、各人口センサスに表れたスパンブリ県の人口の推移を示したものである⁽³⁾。総人口は、1960年の約49.1万人より年平均複利成長率1.4%で2000年の約85.6万人まで増加した⁽⁴⁾。1960-1970年の期間に、表示の全年齢層で、人口の増加が観察される。しかし、出生率の低下により、1970年以降2000年まで、0-3歳人口および4-6歳人口が減少し続け、加えて、1980年以降2000年まで7-12歳人口および13-14歳人口も減少し続けた点が観察される。逆に、15歳以上の生産年齢人口の増加と、61歳以上人口の高い成長率が観察される。

生産年齢人口の増加は、当然、労働力の増加となって表れる。非農業部門の発展の著しいバンコク都や、隣接のアユタヤ県への移動が存在するが、県内に

タイ国中央平原の農村の変貌

表1 スパンブリ県の年齢別人口の推移（1960-2000年、男女合計）

		0-3歳 (1)	4-6歳 (2)	7-12歳 (3)	13-14歳 (4)	15-60歳 (5)	61歳以上 (6)	合計 (7)
実数 (人)	1960年	58,467	49,329	82,087	21,804	255,547	24,018	491,252
	1970年	66,086	53,558	99,718	28,633	281,792	32,221	562,008
	1980年	65,375	48,639	105,797	36,949	404,357	48,315	709,432
	1990年	49,554	42,263	100,305	33,382	499,539	72,471	797,514
	2000年	46,137	39,658	83,951	28,926	557,868	99,409	855,949
構成比 (%)	1960年	11.9	10.0	16.7	4.4	52.0	4.9	100.0
	1970年	11.8	9.5	17.7	5.1	50.1	5.7	100.0
	1980年	9.2	6.9	14.9	5.2	57.0	6.8	100.0
	1990年	6.2	5.3	12.6	4.2	62.6	9.1	100.0
	2000年	5.4	4.6	9.8	3.4	65.2	11.6	100.0
成長率 (%)	1960-70年	1.2	0.8	2.0	2.8	1.0	3.0	1.4
	1970-80年	-0.1	-1.0	0.6	2.6	3.7	4.1	2.4
	1980-90年	-2.7	-1.4	-0.5	-1.0	2.1	4.1	1.2
	1990-00年	-0.7	-0.6	-1.8	-1.4	1.1	3.2	0.7
	1960-00年	-0.6	-0.5	0.1	0.7	2.0	3.6	1.4
成長 寄与率 (%)	1960-70年	10.8	6.0	25.0	9.7	37.0	11.7	100.2
	1970-80年	-0.5	-3.3	4.1	5.6	83.6	11.0	100.5
	1980-90年	-17.9	-7.2	-6.2	-4.0	108.6	27.9	101.1
	1990-00年	-5.8	-4.4	-27.8	-7.6	100.0	46.8	101.2
	1960-00年	-3.7	-2.9	0.5	2.0	82.6	21.3	100.0

(資料) 国家統計局、『スパンブリ県人口センサス』、各年版。

(注) 実数値は単年値である。成長率は、指定年次間の年平均複利成長率である。成長寄与率は、産業合計の成長率に対する各産業成長の寄与率であり、ウェイトとして、成長率計算時の始点と終点の構成比の平均値が使用された。

においても労働力の著しい増加が観察される。表2は、1960-2000年の期間におけるスパンブリ県の産業別労働力の推移を示したものである⁽⁵⁾。表2によれば、スパンブリ県の総労働力は、1960年の約24.5万人より年平均複利成長率1.8%で2000年の約49.3万人まで増加した。

1960-2000年の期間における各産業労働力の年平均複利成長率は、農業において1.0%であり、鉱工業において4.5%であり、建設業において8.2%であり、公益産業において3.2%であり、商業サービス業において3.5%であって、建設業の成長率が最大であり、鉱工業のそれが続いた。特筆すべき点は、農業労働力は1960年の20.3万人より年率2.0%で1990年の36.8万人まで増加し、1990年を頂点としてそれが減少に転じ、年率2.0%で減少し続けて、2000年に、それは

表2 スパンブリ県の産業別労働力の推移（1960-2000年）

		農業 (1)	鉱工業 (2)	建設業 (3)	公益産業 (4)	商業・サービス業 (5)	産業合計 (6)
実数 (人)	1960年	203,207	5,180	903	2,734	32,487	244,511
	1970年	218,093	7,847	2,122	3,142	29,021	260,225
	1980年	296,330	10,590	4,813	4,738	62,419	378,890
	1990年	367,762	19,668	10,714	6,527	66,219	470,890
	2000年	300,510	30,437	21,398	9,801	130,426	492,572
構成比 (%)	1960年	83.1	2.1	0.4	1.1	13.3	100.0
	1970年	83.8	3.0	0.8	1.2	11.2	100.0
	1980年	78.2	2.8	1.3	1.3	16.5	100.0
	1990年	78.1	4.2	2.3	1.4	14.1	100.0
	2000年	61.0	6.2	4.3	2.0	26.5	100.0
成長率 (%)	1960-70年	0.7	4.2	8.9	1.4	-1.1	0.6
	1970-80年	3.1	3.0	8.5	4.2	8.0	3.8
	1980-90年	2.2	6.4	8.3	3.3	0.6	2.2
	1990-00年	-2.0	4.5	7.2	4.1	7.0	0.5
	1960-00年	1.0	4.5	8.2	3.2	3.5	1.8
成長 寄与率 (%)	1960-70年	94.8	17.4	8.5	2.6	-21.9	101.3
	1970-80年	65.9	2.3	2.3	1.3	28.7	100.6
	1980-90年	77.6	10.1	6.7	2.0	4.1	100.6
	1990-00年	-308.2	51.2	52.5	15.5	315.1	126.2
	1960-00年	40.1	10.6	11.0	2.9	39.8	104.4

(資料) 国家統計局、『スパンブリ県人口センサス』、各年版。

(注) 実数値は単年値である。成長率は、指定年次間の年平均複利成長率である。成長寄与率は、産業合計の成長率に対する各産業成長の寄与率であり、ウエイトとして、成長率計算時の始点と終点の構成比の平均値が使用された。

30.1万人となった点である。

しかし、総労働力に対する農業労働力の構成比は、1960年に83.1%を占め、その後も、それは、1970年に83.8%、1980年に78.2%、1990年に78.1%、および2000年に61.0%となり、スパンブリ県内労働力の大半を農業部門が雇用し続けてきたことがわかる。

b. 県内総生産の推移

表3は、1975-2000年の期間におけるスパンブリ県の1988年固定価格の産業別県内総生産 Gross Provincial Product (以下、GPP と略す) の推移を示したものである⁽⁶⁾。タイ国における1974年のGPP推計値が最初であり、観察対

タイ国中央平原の農村の変貌

表3 スパンブリ県の産業別県内総生産の推移（1975-2000年、1988年価格、5カ年平均値）

		農業 (1)	鉱工業 (2)	建設業 (3)	公益産業 (4)	商業・サービス業 (5)	県内総生産 (6)
実数 (百万 バーツ)	1975年	1,694	300	132	233	901	3,260
	1980年	2,722	416	234	498	2,433	6,304
	1985年	5,069	869	600	778	5,176	12,494
	1990年	5,154	2,576	1,012	697	7,341	16,781
	1995年	5,759	7,056	1,420	1,247	9,363	24,844
	2000年	6,802	8,176	999	1,505	9,235	26,716
構成比 (%)	1975年	52.0	9.2	4.1	7.1	27.6	100.0
	1980年	43.2	6.6	3.7	7.9	38.6	100.0
	1985年	40.6	7.0	4.8	6.2	41.4	100.0
	1990年	30.7	15.4	6.0	4.2	43.7	100.0
	1995年	23.2	28.4	5.7	5.0	37.7	100.0
	2000年	25.5	30.6	3.7	5.6	34.6	100.0
成長率 (%)	1975-85年	11.6	11.2	16.3	12.8	19.1	14.4
	1980-90年	6.6	20.0	15.8	3.4	11.7	10.3
	1985-95年	1.3	23.3	9.0	4.8	6.1	7.1
	1990-00年	2.8	12.2	-0.1	8.0	2.3	4.8
	1975-00年	5.7	14.1	8.4	7.7	9.8	8.8
	成長 寄与率 (%)	1975-85年	37.3	6.3	5.0	6.0	45.9
1980-90年	23.7	21.3	7.5	2.0	46.7	101.2	
1985-95年	5.7	57.9	6.6	3.8	33.9	108.0	
1990-00年	16.6	59.1	-0.1	8.2	19.1	102.9	
1975-00年	25.2	32.0	3.7	5.6	34.6	101.2	

(資料) Statistical Data Bank and Information Division, National Statistical Office の内部資料。

(注) 実数は指定年次を中点とする5カ年平均値である。ただし、1975年値は、1975-1977年平均値であり、2000年値は、1998-2000年平均値である。成長率は、指定年次間の年平均複利成長率である。成長寄与率は、産業合計の成長率に対する各産業成長の寄与率であり、ウェイトとして、成長率計算時の始点と終点の構成比の平均値が使用された。

象期間に限られるが、1975-2000年を観察対象とした表3においても、スパンブリ県の経済構造の変化を十分に観察できる。

表3によれば、スパンブリ県の1988年固定価格のGPPは、1975年の32.6億バーツより、約8.8%という高率の年平均複利成長率で成長して、2000年に267.2億バーツとなった⁽⁷⁾。1975-2000年の期間における各産業のGPPの成長率は、農業において5.7%であり、鉱工業において14.1%であり、建設業において8.4%であり、公益産業において7.7%であり、および商業サービス業において9.8%であって、農業の成長率が最低であった。1975-2000年の25年間におけ

る各産業のGPP成長率の差は、県全体のGPPに対する各産業のGPPの構成比を表3に示すように変化させた。すなわち、農業のそれは1975年の52.0%から2000年の25.5%へ、同様に、鉱工業のそれは9.2%から30.6%へ、建設業のそれは4.1%から3.7%へ、公益産業のそれは7.1%から5.6%へ、商業サービス業のそれは27.6%から34.6%へと変化した。1975年時点において、タイ国全体のGDPに占める農業のGDPの構成比24.2%⁽⁸⁾と、スパンブリ県のそれ52.0%とを較べると、スパンブリ県における農業のウエイトがいかに高かったかが分かる。また、2000年におけるスパンブリ県の農業の構成比が25.5%となり、25年後のスパンブリ県における農業のそれが、1975年の全国平均と対応した数値となったといえる。

1975年当時、最大のGPPの構成比を占めていた農業は、1980-1985年の期間のいずれかの時点で、その位置を商業サービス業に譲り、1990-1995年の期間のいずれかの時点で、構成比第2位の位置を鉱工業に譲り、スパンブリ県が農業県であるといえども、農業の相対的位置は、低下を続けたといえる。その結果、2000年における農業のGPPの構成比は、25.5%で、1975年当時の全国平均の姿となった。

各産業の労働生産性の成長率は、各産業のGPP成長率と労働力成長率の差として推定できる。表2の産業別労働力の1970年値と1980年値との平均値を1975年の労働力の推定値とした場合、1975-2000年の期間の各産業別労働力の年平均複利成長率は、農業において0.6%であり、鉱工業において4.9%であり、建設業において7.6%であり、公益産業において3.7%であり、商業サービス業において4.3%であり、産業全体の成長率が1.7%であった。したがって、1975-2000年の期間における農業の労働生産性成長率は、表3の1975-2000年の期間のGPP成長率を用いて、5.1%であり、鉱工業のそれは9.2%であり、建設業のそれは0.8%であり、公益産業のそれは4.0%であり、および商業サービス業のそれは5.5%であり、産業全体で7.1%であった。したがって、農業労働生産性

は、産業平均に対して2ポイント低い、公益産業や商業サービス業のそれに較べて、遜色ない成長率を示した。

表2と表3との産業別労働力構成と産業別GPPのそれとの変化の比較より、農業における労働生産性が他産業のそれと較べて相対的に低く、スパンブリ県内においても農業部門から非農業部門への労働力の移動の誘因であったことを想像させる。しかし、上記農業部門の労働生産性の成長率は、非農業部門の発展に対して、農業部門内においても農業発展のための努力がなされた点を想像させる。以下、農家レベルでの対応を観察しよう。

3. 村落データベースから観察される農家の対応

タイ国内務省が、各村落の生活実態調査を実施し、政策の立案や実施政策の評価のために、1990年より2年毎に実施されている村落基礎データ調査(Kor Chor Chor 2(Soon) Kho)の結果を用いて農家の変貌を観察する。なお、同調査は、1986年と1988年とにおいても試行期間として実施され、また、1998年に、それは経済危機の影響で実施されず、その後、1999年と2001年とに、それは実施され、これら調査結果は村落基礎データベースとして利用可能である⁽⁹⁾。データの利用可能な期間が1986-2001年の期間であり、タイ経済の変化が農村に与えた影響を、村落基礎データベースに十分反映していない点が心配される。しかし、表2と表3との観察から、この期間においてもスパンブリ県経済が大きく変化しており、農家家計がその変化に対応し、その結果が調査結果に反映していると考えられる。

表1に観察された県人口増加より、各村落における人口と世帯数の増加が生じたと想像される。また、そのことによって行政単位の合理化のために、村落の分割がおこなわれた。この点は、村落基礎データベースにおけるスパンブリ県内の村落数が、1986年：767、1988年：782、1990年：807、1992年：827、1994

表4 スパンブリ県の賃金率度数分布の推移（1990-2001年）

階 級	1990年 (1)	1992年 (2)	1994年 (3)	1996年 (4)	1999年 (5)	2001年 (6)
0 ^h -ツ以下	10	48	23	24	12	35
0 ^h -ツを超え	0	1	0	1	0	0
10 ^h -ツを超え	0	0	2	1	0	0
20 ^h -ツを超え	4	1	0	1	0	0
30 ^h -ツを超え	189	9	0	0	0	0
40 ^h -ツを超え	348	264	103	2	1	1
50 ^h -ツを超え	150	176	157	42	0	0
60 ^h -ツを超え	84	200	167	65	0	0
70 ^h -ツを超え	11	92	231	175	43	8
80 ^h -ツを超え	5	8	38	77	2	1
90 ^h -ツを超え	5	25	109	354	317	279
100 ^h -ツを超え	0	0	2	33	10	9
110 ^h -ツを超え	0	2	4	76	178	209
120 ^h -ツを超え	0	1	4	27	236	181
130 ^h -ツを超え	0	0	0	1	3	25
140 ^h -ツを超え	0	0	1	5	113	207
150 ^h -ツを超え	1	0	0	0	2	5
160 ^h -ツを超え	0	0	0	0	0	1
170 ^h -ツを超え	0	0	0	0	5	5
180 ^h -ツを超え	0	0	1	0	0	1
190 ^h -ツを超え	0	0	1	0	5	18
200 ^h -ツを超え	0	0	0	0	1	4
平均値（単位： ^h -ツ/日）	52.0	62.6	73.9	93.8	118.2	125.1
標準偏差	11.3	13.4	17.4	17.6	20.6	23.5
賃金率記載サンプル数	797	779	820	860	916	954
全サンプル数	807	827	843	884	928	989

（注）平均値および標準偏差は、賃金率未記載のサンプルを除外したサンプルより計算された。
階級の0パーツ以下は賃金率未記載のサンプル数を示す。

年：843、1996年：884、1999年：928、2001年：989と増加し続けた点より確認できる。

表4は、村落基礎データベースにおけるスパンブリ県内各村落の名目賃金率（パーツ/日）の度数分布の推移を、1990-2001年の期間について示したものである。なお、ゼロパーツ以下の階級における度数は、賃金率未記載のサンプル数を示している。表3に観察された非農業部門の発展は、村落内の賃金率の上昇をもたらしている状況を、表4は良く示している。表4の下段に示される平

タイ国中央平原の農村の変貌

表5 スパンブリ県村落平均世帯員数の分布の推移 (1986-2001年)

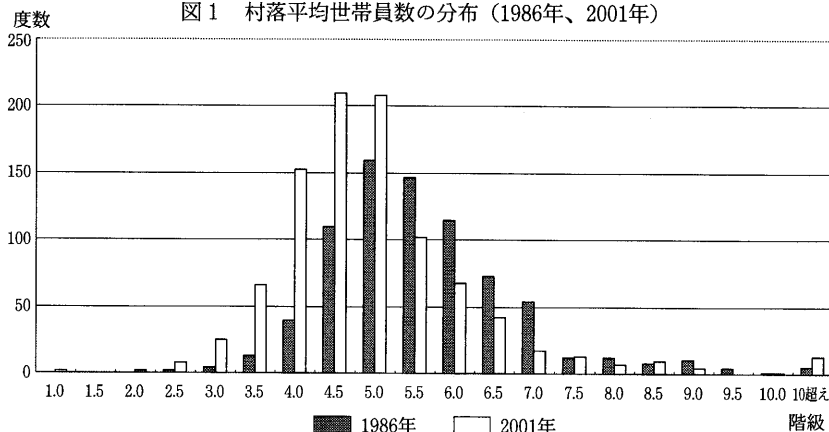
階 級		1986年 (1)	1988年 (2)	1990年 (3)	1992年 (4)	1994年 (5)	1996年 (6)	1999年 (7)	2001年 (8)
	1.0人以下	0	1	1	0	0	0	0	42
1.0人を超え	1.5人以下	0	1	0	0	0	0	0	0
1.5人を超え	2.0人以下	0	0	0	0	0	0	5	2
2.0人を超え	2.5人以下	2	1	3	2	0	3	3	8
2.5人を超え	3.0人以下	4	3	5	7	6	10	14	25
3.0人を超え	3.5人以下	13	8	14	16	22	30	58	66
3.5人を超え	4.0人以下	39	34	46	76	87	110	154	152
4.0人を超え	4.5人以下	110	115	96	135	174	196	216	210
4.5人を超え	5.0人以下	159	146	150	148	174	158	183	208
5.0人を超え	5.5人以下	146	160	173	157	132	140	132	102
5.5人を超え	6.0人以下	115	127	122	110	96	100	61	68
6.0人を超え	6.5人以下	73	81	79	67	51	54	49	42
6.5人を超え	7.0人以下	54	45	51	39	32	39	23	17
7.0人を超え	7.5人以下	12	23	22	21	16	12	10	13
7.5人を超え	8.0人以下	12	15	18	22	10	8	8	7
8.0人を超え	8.5人以下	8	12	10	8	15	12	5	9
8.5人を超え	9.0人以下	10	4	2	6	5	1	2	4
9.0人を超え	9.5人以下	4	4	5	1	8	7	1	0
9.5人を超え	10.0人以下	1	0	5	2	2	1	2	1
10.0人を超え		5	2	5	10	13	3	2	13
合 計		767	782	807	827	843	884	928	989
平均世帯員数		5.4	5.4	5.4	5.3	5.2	5.0	4.7	4.8

(注) 階級の単位は、世帯当たり平均世帯員である。各度数は、村落数である。平均世帯員数は、サンプルの算術平均値として計算された。2001年の1.0人以下の階級に40個の未記入サンプルが含まれる。

均賃金率は、賃金率記載のサンプルの算術平均値として計算されたものである。この平均賃金率は時間の経過とともに上昇を示し、賃金率の上昇は、種々の形で生産面や雇用面で波及し、各村落内の世帯の所得を上昇させたことを想像させる。

表2と表3とから類推された各産業の労働生産性の上昇、および、表4の賃金率の上昇は、各村の各世帯の所得を上昇させたことがわかった。所得の上昇とともに世帯当たり家族構成員の減少(核家族化)が先進諸国において広く観察された。上記、所得上昇の類推から、スパンブリ県内においても、同様に、世帯当たり家族構成員の減少が観察されるであろうか。表5は、村落基礎デー

図1 村落平均世帯員数の分布（1986年、2001年）



データベースにおける各村落の人口をその世帯数で除して推定した各村落の平均世帯員数の度数分布を、1986-2001年の期間について示したものである。表4によれば、度数分布の山が、時間の経過とともに、上昇している点が観察される。すなわち、各村落の平均世帯員数の減少傾向を読みとることができる。表5の最後の行は、各村落の平均世帯員数の算術平均値として計算されたスパンブリ県内の村落における平均世帯員数を示しており、1990年以降、平均世帯員数の減少が観察される。この点をさらに視覚に訴えるために、1986年と2001年との平均世帯員数のヒストグラムが図1に描かれている。図1によれば、1986年と2001年との間で、明らかに平均世帯員数の減少が生じている点を確認できる。これらの観察結果より、スパンブリ県においても、所得の上昇とともに世帯当たり家族構成員の減少が生じたといえる。

表6は、スパンブリ県村落内における全世帯に対する農家世帯比率と、全世帯に対する複数の職業を持つ世帯比率との相対度数分布の推移を示したものである。なお、表6の上半分における1986年、1988年と1990年との農家世帯比率のところは、専業農家世帯比率となっているので注意が必要である。まず、表6の上半分における1992-2001年の期間によれば、農家世帯比率がゼロ%以下、

タイ国中央平原の農村の変貌

表6 スパンブリ県村落内における農家比率と複数の職業を持つ世帯比率との相対度数分布の推移 (1986-2001年)

	階 級	1986年	1988年	1990年	1992年	1994年	1996年	1999年	2001年
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
農家比率	0%以下	38.5	40.3	37.3	3.1	2.4	3.8	3.7	4.5
	0%を超え 10%以下	8.7	12.0	14.1	1.6	1.4	1.9	1.2	2.3
	10%を超え 20%以下	6.8	8.8	7.1	2.1	3.4	2.5	2.3	2.2
	20%を超え 30%以下	4.8	6.6	7.6	2.1	2.3	2.3	3.8	3.3
	30%を超え 40%以下	5.5	4.7	5.6	3.4	2.8	3.5	3.7	2.5
	40%を超え 50%以下	5.2	5.5	5.2	5.0	5.5	5.4	6.5	5.9
	50%を超え 60%以下	5.5	5.5	6.4	7.7	9.0	7.1	7.5	9.1
	60%を超え 70%以下	5.2	6.3	5.1	9.2	8.9	9.5	9.8	11.6
	70%を超え 80%以下	6.4	5.1	4.6	14.3	15.2	15.8	13.7	15.9
	80%を超え 90%以下	7.8	2.8	4.7	18.3	19.7	19.8	22.2	19.4
	90%を超え 100%以下	5.6	2.3	2.4	33.4	29.4	28.3	25.8	23.3
合 計	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	
平均 値	30.1	23.1	24.7	73.3	72.4	71.0	70.5	69.2	
	階 級	1986年	1988年	1990年	1992年	1994年	1996年	1999年	2001年
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
複数の職 業を持つ 世帯比率	0%以下	5.1	2.4	3.8	2.2	2.4	4.2	2.4	3.2
	0%を超え 10%以下	12.9	7.2	8.1	6.3	4.0	4.2	5.3	7.3
	10%を超え 20%以下	9.4	9.3	9.0	7.3	8.5	5.8	7.4	10.4
	20%を超え 30%以下	6.3	7.3	5.7	7.9	5.7	7.7	9.6	9.4
	30%を超え 40%以下	8.0	6.1	4.5	6.8	7.1	7.2	7.0	8.3
	40%を超え 50%以下	5.5	5.5	6.4	6.5	8.4	8.1	10.0	9.8
	50%を超え 60%以下	5.3	5.0	7.7	6.0	9.6	8.5	9.4	9.4
	60%を超え 70%以下	3.8	7.4	8.9	8.7	9.0	9.6	9.6	8.7
	70%を超え 80%以下	9.1	11.0	9.9	9.6	10.7	11.0	11.9	10.3
	80%を超え 90%以下	10.7	16.6	14.4	14.6	11.9	14.3	13.5	10.2
	90%を超え 100%以下	24.0	22.1	21.6	24.2	22.7	19.5	14.0	13.0
合 計	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	
平均 値	53.7	59.4	58.2	60.9	60.6	59.5	56.1	52.2	

(注) 農家比率中、1986年と1988年と1990年とは、専業農家比率となっている。

平均値は、サンプルの算術平均値として計算された。

すなわち、農家世帯が存在しない村落が増加傾向にある点が観察される。また、村落内における非農家世帯が増加傾向にある点も観察される。この点は、表6の上半分における最後の行に示される全サンプルの算術平均値として計算された農家世帯比率の平均値が、1992年より2001年まで低下し続ける点の観察によって確認できる。

表6の下半分は、全世界帯に対する複数の職業を持つ世帯比率の相対度数分布

の推移を示したものである。同部分の観察より、明白な変化を読みとり難いが、三つの階級を合計（70%を超え100%以下）すれば、複数の職業を持つ世帯比率の相対度数は、1986年：43.8%、1988年：49.7%、1990年：45.8%、1992年：48.4%、1994年：45.2%、1996年：44.7%、1999年：39.4%、2001年：33.5%と、2/3以上が複数の職業を持つ世帯を有する村落が減少傾向にあるといえる。表6の下半分における最後の行に示される全サンプルの算術平均値として計算された複数の職業を持つ世帯比率のサンプル平均値は、1986-1992年の期間に増加し、1992-2001年の期間に減少を示す。経済の発展とともに、所得の増加を求める農家世帯は副業を増加させ、時間の経過とともに、副業が主となり、農業が副となる世帯や、また、農業を辞めてしまう世帯の出現が、表6の下半分におけるこれらの観察結果をもたらしたといえる。

表4に観察された賃金率の上昇に対し、農業生産活動をおこなっている農家世帯はどのような対応をとらねばならないであろうか。農業生産における労働生産性を上昇させねばならない。労働生産性を上昇させる手段として、土地生産性の上昇と、土地・労働比率の上昇とが考えられる。土地・労働比率の上昇、すなわち、農家世帯の経営土地規模の拡大に関する情報は、村落基礎データベースに見られない。しかし、土地生産性上昇に関する情報は、村落基礎データベースに存在する。水稻生産における土地生産性上昇を以下、観察することにしよう。

表7は、村落基礎データベースにおけるスパンブリ県内各村落の平均水稻単収（＝土地生産性、単位：kg／ライ）の度数分布の推移を、1986-2001年の期間について示したものである⁽¹⁰⁾。なお、50kg以下の階級における度数は、単収未記載のサンプル数を含んでいる。表7によれば、各年とも各年の村落の単収の分布は、単峰でなく、単収の高い方で一つの大きい峰と低い方で一つの小さい峰とからなる双峰で分布し、時間の経過とともにその分布型が下方へ変化している（単収が上昇する）点が観察される。すなわち、各村落の平均単収の

タイ国中央平原の農村の変貌

表7 スパンブリ県の水稻単収度数分布の推移 (1986-2001年)

階 級	1986年 (1)	1988年 (2)	1990年 (3)	1992年 (4)	1994年 (5)	1996年 (6)	1999年 (7)	2001年 (8)
50kg以下	55	66	90	120	186	185	125	145
50kgを超え 100kg以下	7	5	10	1	6	1	5	6
100kgを超え 150kg以下	16	4	3	2	7	1	8	4
150kgを超え 200kg以下	52	22	26	15	7	4	6	4
200kgを超え 250kg以下	44	27	30	21	21	11	9	9
250kgを超え 300kg以下	66	54	63	36	40	27	8	10
300kgを超え 350kg以下	23	27	34	20	13	26	5	7
350kgを超え 400kg以下	43	56	74	28	32	19	22	20
400kgを超え 450kg以下	13	22	31	23	14	22	18	14
450kgを超え 500kg以下	107	97	121	91	74	49	22	12
500kgを超え 550kg以下	21	32	32	24	24	7	5	1
550kgを超え 600kg以下	167	151	145	143	103	105	65	59
600kgを超え 650kg以下	37	44	37	73	49	47	35	31
650kgを超え 700kg以下	82	116	58	150	134	138	149	181
700kgを超え 750kg以下	15	19	18	28	35	46	101	112
750kgを超え 800kg以下	13	23	18	43	79	133	235	256
800kgを超え 850kg以下	1	5	5	6	7	21	49	38
850kgを超え 900kg以下	4	11	12	3	11	33	54	69
900kgを超え 950kg以下	1	0	0	0	1	8	5	10
950kgを超え 1000kg以下	0	1	0	0	0	1	2	1
1000kgを超え	0	0	0	0	0	0	0	0
平均値(単位: kg/ライ)	488.6	534.7	501.4	575.1	587.3	647.7	703.7	716.7
標準偏差	180.0	168.4	167.1	156.8	176.6	170.0	161.3	152.0
単収記載サンプル数	712	716	717	707	657	699	803	844
全サンプル数	767	782	807	827	843	884	928	989

(注) 単収はライ当たりkgである。平均値および標準偏差は、単収未記載のサンプルを除外したサンプルより計算された。階級の50kg以下は単収未記載のサンプル数を含む。

上昇傾向を読みとることができる。表7の下段に、各村落の平均単収の算術平均値として計算されたスパンブリ県内の村落における平均単収を示しており、それは1986年の488.6kgから2001年716.7kgまで平均水稻単収の増加が観察される。

水稻単収の増加のために、高収量品種の採用や、化学肥料の使用とその増投、および農薬の使用等が考えられる。1992年の村落基礎データベースにおけるスパンブリ県内各村落水稻生産農家において、ほとんど100%に近い農家がこれらを採用し、かつ使用している点が確認できる。水稻作の肥料使用額記載村落

におけるライ当たり平均肥料投入額は、1992年：301バーツから、1994年：317バーツ、1996年：348バーツ、1999年：392バーツ、2001年：486バーツへと増加し続けた。これらの点が表7に観察される水稲単収の連続的な増加をもたらしたといえよう。

村落基礎データベースにおける情報から陽表的に、農家世帯の合理的な行動を示す情報が得られないので、次節で、農家経済調査の個別結果表を用いて、それを示すことにしよう。

4. 農家経済調査から観察される農家の変貌

a. 水稲生産関数の計測

農家家計が合理的に行動しているかどうかを知るために、小稿において、農家家計が労働投入を合理的におこなっているかどうかを調べる。労働投入の合理性の指標として、農家の労働の限界生産力と賃金率とを用いられる。すなわち、両者が等しくなるように労働投入がなされていれば、農家家計の労働投入が合理的であるといえる。

小稿において、spanburi県における農業生産の大きな位置を占める水稲を対象とし、農家の水稲生産における労働の限界生産力と賃金率とを比較する。水稲生産における労働の限界生産力を推定するために、水稲の生産関数が必要である。

以下、タイ国カセサート大学の Somporn Isvilanonda 等が1987年と1998年とに、spanburi県でおこなった農家経済調査の個別結果表を用いて、生産関数の計測とその分析がおこなわれる⁽¹¹⁾。調査対象村に、灌漑地域として、(1) Wang Yang 村 (Sri Prachan 郡) と、非灌漑地域 (天水田地域) として、(2) Sa Ka Chome 村 (Don Chedi 郡) と、および、洪水常襲地域として、(3) Jora Khae Yai 村 (Bang Plama 郡) とが選択されている。

要素間の代替の弾力性が1である点や関数型が古いといった批判もあるが、労働の限界生産力の推定に際し、何ら制約とならないので、推計結果の頑健性に優れた次式で示されるコブ・ダグラス型生産関数が選択された。

$$\ln Q_i = a_0 + a_1 \ln F_i + a_2 \ln C_i + a_3 \ln K_i + a_4 \ln L_i + a_5 \ln A_i + \sum_j b_j D_{ji} + u_i \quad (1)$$

ただし、 Q_i ：産出量、 F_i ：肥料投入額、 C_i ：農薬投入額、 K_i ：資本投入量、 L_i ：労働投入日数、 A_i ：作付け面積、 D_{ji} ：j番目のシフト変数、 $a_0, a_1, a_2, a_3, a_4, a_5, b_j$ ：推定すべきパラメータ、 u_i ：確率誤差項、添え字 i は i 番目のサンプルを示す。

なお、生産関数の計測に際し、産出量として、生産額と生産量とが用いられた。また、資本投入量として、資本1：農業に関する機械の資産額、と資本2：資本1の10%に、ガソリン使用額と、トラクター、脱穀機およびコンバインの利用額とを加算した額を用いた。

生産関数のシフト変数として次のダミー変数が導入された。Sa Ka Chome 村を基準として、Wang Yang 村をダミー変数：村落1とし、Jora Khae Yai 村をダミー変数：村落2とした。これらのダミー変数は、非灌漑地域を基準として、ダミー変数：村落1が、灌漑地域を示すダミー変数でもあり、ダミー変数：村落2が、洪水常襲地域を示すダミー変数でもある。1987年調査時点では、水稲作付けに際し、田植と直播とが混在していた。したがって、直播を基準として、雨期作における在来品種の田植をダミー変数：田植1とし、乾期作における田植をダミー変数：田植2とした。1998年調査時点において、乾期に二作あり、乾期第1作を基準として、雨期作をダミー変数：雨期作とし、乾期第2作をダミー変数：乾期作2とした。

Somporn Isvilanonda 等のデータを用いた生産関数の計測結果として、1987年の結果が表8に、そして1998年の結果が表9に示される⁽¹²⁾。なお、1農

表8 水稲生産関数の計測結果(1987年)

回帰式番号	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
被説明変数	ln(生産額)	ln(生産額)	ln(生産額)	ln(生産額)	ln(生産量)	ln(生産量)	ln(生産量)	ln(生産量)
ln(肥料)	0.046 (3.927)	0.050 (4.464)	0.049 (4.290)	0.052 (4.772)	0.053 (4.666)	0.056 (5.090)	0.057 (5.067)	0.058 (5.442)
ln(農薬)	0.020 (1.168)		0.020 (1.155)		0.011 (0.615)		0.010 (0.574)	
ln(資本1)	0.007 (0.676)	0.005 (0.477)			0.007 (0.756)	0.006 (0.660)		
ln(資本2)			0.136 (1.841)	0.133 (1.792)			0.138 (1.890)	0.136 (1.874)
ln(労働)	0.431 (2.961)	0.435 (2.991)	0.397 (2.746)	0.402 (2.772)	0.465 (3.240)	0.467 (3.268)	0.431 (3.023)	0.433 (3.049)
ln(土地)	0.499 (3.347)	0.514 (3.451)	0.428 (2.801)	0.441 (2.892)	0.472 (3.210)	0.480 (3.284)	0.401 (2.663)	0.408 (2.723)
ダミー変数								
村落1	0.118 (1.437)	0.144 (1.824)	0.113 (1.413)	0.142 (1.866)	0.117 (1.444)	0.131 (1.683)	0.111 (1.408)	0.125 (1.678)
村落2	0.620 (3.347)	0.660 (4.642)	0.564 (3.850)	0.604 (4.199)	0.552 (3.833)	0.573 (4.106)	0.500 (3.443)	0.518 (3.670)
田植1	-0.003 (-0.009)	-0.031 (-0.084)	0.088 (0.241)	0.062 (0.170)	-0.047 (-0.130)	-0.061 (-0.170)	0.044 (0.124)	0.032 (0.089)
田植2	0.095 (0.356)	0.116 (0.433)	0.057 (0.217)	0.077 (0.292)	0.074 (0.279)	0.085 (0.322)	0.036 (0.138)	0.048 (0.176)
定数項	3.763 (13.482)	3.753 (13.429)	3.527 (11.527)	3.520 (11.486)	2.420 (8.790)	2.415 (8.802)	2.184 (7.234)	2.180 (7.247)
自由度調整済 み決定係数	0.865	0.865	0.869	0.869	0.871	0.872	0.875	0.876
生産弾性値 の和	1.003 (0.047)	1.004 (0.070)	1.030 (0.644)	1.028 (0.602)	1.008 (0.181)	1.009 (0.194)	1.037 (0.815)	1.035 (0.797)

(注) カッコ内の数値はt値である。ただし、生産弾性値の和のカッコ内の数値は、和が1である検定の際のt値である。

家の雨期作と乾期作とは合計して計測に用いられている。サンプル数は、1987年に110であり、1998年に103である。

1987年の計測結果である表8によれば、農薬と資本1とのパラメータの推定結果に、ゼロと有意差が認められないが、それ以外の生産要素に関するパラメータの推定結果は、ゼロと有意差が認められ、その大きさも経済学的に意味ある結果となっている。表8の最後の行は、生産弾性値の和と、和が1との有意差を検定するt値である。見かけ上、生産弾性値の和は1より大となっているが、

表9 水稲生産関数の計測結果(1998年)

回帰式番号	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
被説明変数	ln(生産額)	ln(生産額)	ln(生産額)	ln(生産額)	ln(生産量)	ln(生産量)	ln(生産量)	ln(生産量)
ln(肥料)	0.144 (2.312)	0.130 (2.109)	0.151 (2.419)	0.135 (2.177)	0.125 (1.982)	0.109 (1.749)	0.130 (2.071)	0.113 (1.800)
ln(農薬)	0.058 (1.142)		0.066 (1.576)		0.065 (1.568)		0.073 (1.722)	
ln(資本1)	0.080 (1.092)	0.079 (1.074)			0.053 (0.716)	0.052 (0.697)		
ln(資本2)			0.061 (1.046)	0.043 (0.752)			0.057 (0.971)	0.037 (0.646)
ln(労働)	0.455 (2.163)	0.451 (2.134)	0.417 (1.933)	0.428 (1.969)	0.556 (2.614)	0.551 (2.575)	0.516 (2.374)	0.528 (2.405)
ln(土地)	0.231 (1.166)	0.285 (1.458)	0.247 (1.261)	0.315 (1.636)	0.152 (0.761)	0.213 (1.076)	0.154 (0.781)	0.229 (1.177)
ダミー変数								
村落1	2.581 (5.404)	2.957 (7.410)	2.471 (4.703)	2.961 (6.937)	2.710 (5.615)	3.130 (7.747)	2.560 (4.838)	3.099 (7.191)
村落2	2.641 (4.937)	3.004 (6.368)	2.490 (4.218)	2.972 (5.834)	3.003 (5.556)	3.409 (7.137)	2.822 (4.745)	3.352 (6.517)
雨期作	-0.027 (-0.087)	-0.010 (-0.032)	-0.054 (-0.171)	-0.040 (-0.126)	-0.111 (-0.349)	-0.092 (-0.287)	-0.124 (-0.391)	-0.109 (-0.340)
乾期作2	-0.307 (-1.026)	-0.280 (-0.931)	-0.291 (-0.970)	-0.262 (-0.868)	-0.307 (-1.013)	-0.276 (-0.906)	-0.295 (-0.977)	-0.263 (-0.863)
定数項	-0.843 (-1.447)	-1.277 (-2.569)	-0.517 (-0.755)	-1.102 (-1.902)	-2.644 (-4.494)	-3.131 (-6.221)	-2.325 (-3.371)	-2.969 (-5.073)
自由度調整済み決定係数	0.863	0.862	0.863	0.861	0.865	0.863	0.866	0.863
生産弾性値の和	0.968 (-0.246)	0.945 (-0.418)	0.942 (-0.0450)	0.921 (-0.606)	0.951 (-0.377)	0.925 (-0.567)	0.930 (-0.539)	0.907 (-0.708)

(注) かつこ内の数値はt値である。ただし、生産弾性値の和のかつこ内の数値は、和が1である検定の際のt値である。

統計的に1と差が認められず、生産関数は、一次同次であるといえる。村落ダミー変数のパラメータの推定結果は、期待どおり正の値で、ゼロと有意差が認められ、非灌漑地域に対して灌漑地域と洪水常襲地域との優位性を示している。田植ダミー変数のパラメータの推定結果は、ゼロと有意差が認められず、労働節約的な直播が普及する背景を示しているといえる。自由度調整済み決定係数も、すべての回帰式において、ほぼ、0.87であり、上記の結果から、1987年に関する水稲の生産関数の計測結果は、ほぼ妥当な結果であると判断できる。したがっ

て、被説明変数に生産額を用いた場合における生産弾性値の推定値は、肥料：0.05，農薬：0.02，資本：0.07，労働：0.42，および土地：0.47となる⁽¹³⁾。そして、同様に、被説明変数に生産量を用いた場合のそれらは、肥料：0.06，農薬：0.01，資本：0.07，労働：0.45，および土地：0.44となる。

筆者の管見によれば、先行研究として次の計測がある。タイの中央平原の1981/1982作物年度の調査データによる Kongsawas の研究(1985)は、コブ・ダグラス型生産関数の生産弾性値として、経常財：0.02，資本：0.02，労働：0.31，および土地：0.63を得ている⁽¹⁴⁾。スパンブリ県内の Rai Rot 村(Don Chedi 郡)における1983年の農家経済調査による福井の研究(1986)は、灌漑地域に対して、同じく、経常財：0.31，資本：0.03，労働：0.28，および土地：0.33を得ている⁽¹⁵⁾。

これらの生産弾性値を小稿の計測結果と比較してみると、資本の生産弾性値が小さい点で共通している以外、三者三様である。これら先行研究の労働の生産弾性値に較べて、小稿の労働の生産弾性値が大きく推定されている点の特徴となっている。調査対象地域と調査時点とが異なるという点で、小稿の計測結果が正しいとして分析を進めることにしよう。

1998年の計測結果である表9によれば、農薬と資本と土地のパラメータの推定結果に、ゼロと有意差が認められないが、それ以外の生産要素に関するパラメータの推定結果は、ゼロと有意差が認められ、その大きさも経済学的に意味ある結果となっている。表9の最後の行における生産弾性値の和は、見かけ上、1より小となっているが、統計的に1と差が認められず、生産関数は、一次同次であるといえる。村落ダミー変数のパラメータの推定結果は、1987年の場合と同様に、正の値で、ゼロと有意差が認められ、非灌漑地域に対して灌漑地域と洪水常襲地域との優位性を示している。雨期作ダミー変数と乾期作2ダミー変数とのパラメータの推定結果は、ゼロと有意差が認められない。ただし、係数の符号が総てマイナスとなっており、乾期第1期作以外の作付けが生産効率

が低いことを示唆している。自由度調整済み決定係数も、すべての回帰式において、0.86～0.87であり、上記の結果から、1998年に関する水稻の生産関数の計測結果は、ほぼ妥当な結果であると判断できる。したがって、被説明変数に生産額を用いた場合における生産弾性値の推定値は、肥料：0.14、農薬：0.06、資本：0.07、労働：0.44、および土地：0.27となる。そして、同様に、被説明変数に生産量を用いた場合のそれらは、肥料：0.12、農薬：0.07、資本：0.05、労働：0.54、および土地：0.19となる。1998年の計測結果と比較すべき先行研究を持ち合わせていないので、小稿の計測結果が正しいとして分析を進めることにしよう。

1987年の計測結果と1998年のそれとを比較すれば、見かけ上、肥料と農薬と労働の生産弾性値はわずかに大きくなり、資本のそれはほぼ同じであり、土地のそれは小さくなった点が観察できる⁽¹⁶⁾。1987年と1998年との間で、賃金率が上昇し、労働投入が大きく減少した事実に対して、労働使用的技術進歩の存在は奇異に感じられる。それぞれの時点における労働の生産弾性値の差はわずかであり、それぞれの推定値は誤差の範囲内にあり、パラメータは同一であるかもしれない。この点については、今後の課題とし、推定された労働の生産弾性値を用いて分析を進めることにしよう。

b. 労働の限界生産力と賃金率との比較

労働投入の合理性の指標として、農家の労働の限界生産力と賃金率とを用い、両者が等しくなるように労働投入がなされていれば、農家家計の労働投入が合理的であるといえる。この場合、どのような生産弾性値と賃金率とを用いるかによって、結果が異なる。小稿において、生産額を労働投入日数で除した労働生産性と、生産額を被説明変数とした場合の労働生産弾性値との積を、労働の限界生産力の推定値とした。

サンプル農家は、種々の農作業で労働力を外部から雇用し、対応した賃金率

図2 賃金率の度数分布（1987年）

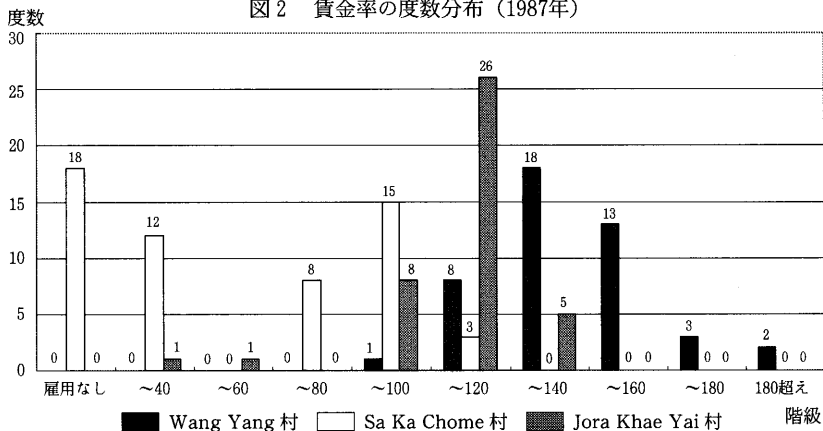
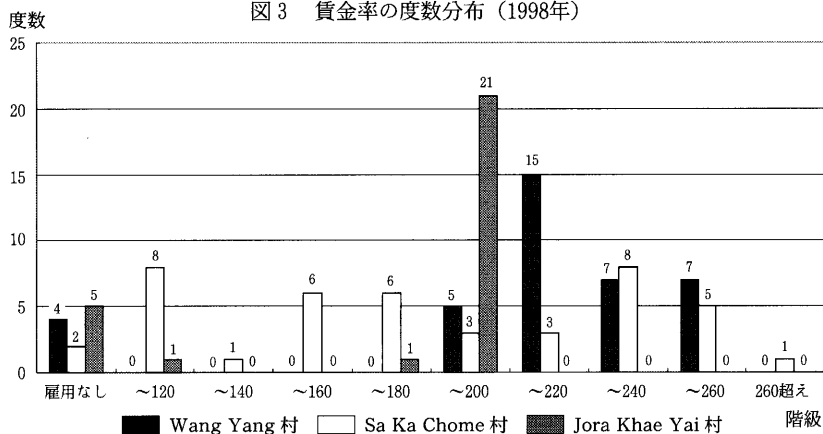


図3 賃金率の度数分布（1998年）



を支払っている。したがって、各作業における雇用日数をウェイトとし、雇用した各作業の賃金率を加重平均して、これを各農家の労働雇用賃金率とした。推定された賃金率の分布は、1987年に対して図2に、また1998年に対して図3に示されている。両年とも、村落によって、賃金率の分布に差が存在している点が観察される。ちなみに、雇用のないサンプルを除外して、村落別平均1日当たり賃金率を計算すれば、1987年において、Wang Yang 村：136.4バーツ、

Sa Ka Chome 村：73.5パーツ，Jora Khae Yai 村：106.8パーツであり，1998年において，Wang Yang 村：221.1パーツ，Sa Ka Chome 村：186.2パーツ，Jora Khae Yai 村：193.7パーツであった。1987-1998年の期間に生じた賃金率の上昇が理解できる。しかし，両年とも，三つの村落間で平均賃金率に差が観察される。灌漑地域である Wang Yang 村の賃金率が一番高く，非灌漑地域である Sa Ka Chome 村のそれが低く，洪水常襲地域である Jora Khae Yai 村のそれが上記二村落の間にある。これは，雇用作業時期，および，雇用作業内容によって，差をもたらしたと考えられる。土地生産性も，Wang Yang 村，Jora Khae Yai 村，Sa Ka Chome 村の順となっていることから，雇用側の労働評価もこの順となり，賃金率に差がでたと考えられる。

労働の限界生産力を賃金率で除した比率を用いて，労働の限界生産力と賃金率との比較をおこなう。この場合，労働の限界生産力／賃金率 ≥ 1 であれば，農家の労働投入が合理的であるといえる。また，労働の限界生産力／賃金率 < 1 であれば，農家の労働投入が合理的でなく，過剰に労働投入をおこなっているといえる。なお，比較に際し，雇用のない農家の賃金率として，村落内で一番低い賃金率が用いられた。これは，次の理由による。労働雇用のない農家における自家農業の労働の限界評価が一番安い賃金率より低く，一番安い賃金率でさえ，雇用をしない状況であるが，この労働の限界評価が不明である。したがって，この労働の限界評価の代用として，村落内の一番安い賃金率を用いることとなった。

図4は，1987年における労働の限界生産力／賃金率比率の分布を村落別に示したものである。図4によれば，Sa Ka Chome 村で，比率が1.8を超える農家が多数観察される以外，三村落とも，比率が近似的な形で分布している点が観察される。誤差を考慮して，比率が1.8以上のサンプルを数えると，Wang Yang 村：33個，Sa Ka Chome 村：36個，Jora Khae Yai 村：18個となり，各村落のサンプル数に占める割合は，Wang Yang 村：73%，Sa Ka Chome 村：64

図4 労働の限界生産力と賃金率との比較（ヒストグラム、1987年）

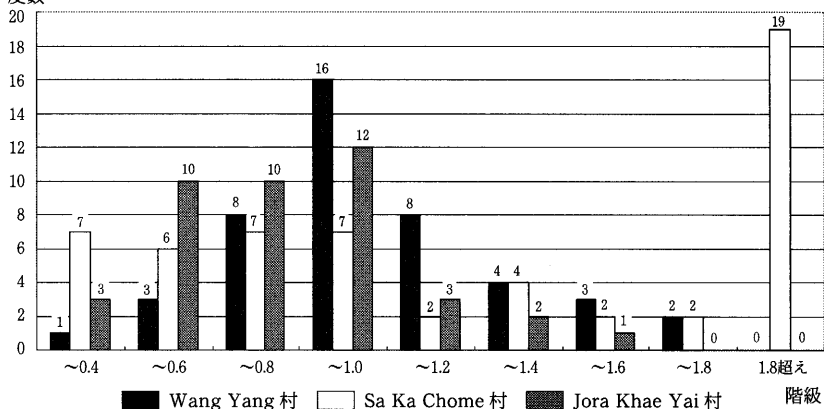
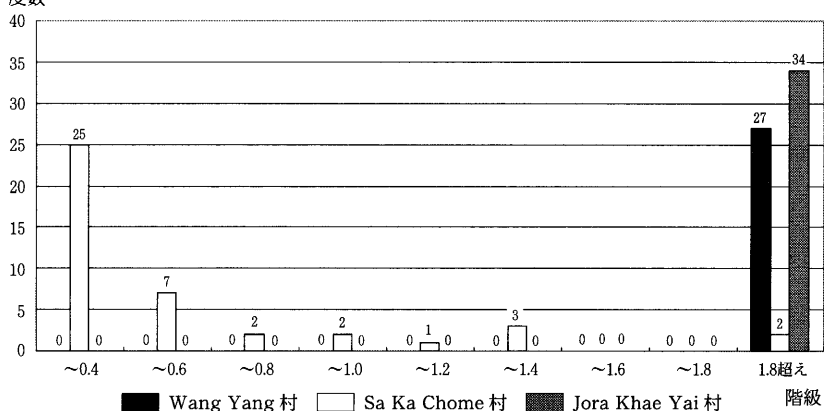


図5 労働の限界生産力と賃金率との比較（ヒストグラム、1998年）



%, Jora Khae Yai 村: 44%となる。Jora Khae Yai 村では、サンプルの過半数で、労働投入が過大になっているが、Wang Yang 村と Sa Ka Chome 村とでは、サンプルの過半数以上が、労働投入に際して合理的であったといえよう。前節で引用した福井の研究(1986)の生産弾性値と彼の1983年当時のデータとより労働の限界生産物を推定すれば、灌漑地域における労働の限界生産物は、56パーツ/日となった。灌漑地域における賃金率は57パーツ/日⁽¹⁷⁾であ

り、灌漑地域において労働の限界生産物と賃金率が近似的となり、労働の投入が合理的におこなわれていたといえ、非灌漑地域においてそうでなかった。福井のこの結果は、小稿の上記結果を支持しているといえる。

図5は、1998年における労働の限界生産力／賃金率比率の分布を村落別に示したものである。図5によれば、Wang Yang村とJora Khae Yai村との総てのサンプルは、比率1.8を超えている点が観察されている。しかし、Sa Ka Chome村において、比率が1.8以上のサンプルは、わずか8個のみで、村落のサンプル数に占める割合は、19%に過ぎない。したがって、Wang Yang村とJora Khae Yai村とにおいて、総てのサンプルが、労働投入に際して合理的であったといえよう。また、Sa Ka Chome村において、多くのサンプルが、労働投入に際して過剰に投入しているといえる。

1987年と1998年との間で、Wang Yang村とJora Khae Yai村との農家家計が、経済環境の変化に直面して技術的に対応できたのに対して、Sa Ka Chome村の農家家計が、それをできなかったことが上記結果をもたらしたといえる。その理由として、次の点が考えられる。Somporn Isvilanonda等(2000)によれば、1987年より1998年までの間に、村落別水稻生産のヘクタール当たり平均全労働投入日数は、Wang Yang村で57.5日より8.0日に減少し、Jora Khae Yai村で37.0日より6.2日に減少しているのに対し、Sa Ka Chome村では39.8日より12.9日までしか減少できなかった。特に、収穫と脱穀時に、Wang Yang村で28.7日より0.1日へ、そして、Jora Khae Yai村で21.9日より2.2日へ減少させることができたのに対し、Sa Ka Chome村で27.5日より7.0日までしか減少できなかった点が、大きいといえる。収穫と脱穀時における労働投入の減少に、Wang Yang村とJora Khae Yai村とにおいて、収穫用のコンバインが使用されているのに対して、Sa Ka Chome村においてそれが使用されていない点が原因であるといえよう。また、1998年に降水量が少なく、非灌漑地域に属するSa Ka Chome村における1998年の水稻単収が、1987年の約

半分にまで落ち込んだことも大きな原因であるといえよう。この点は、表9における村落ダミー変数の係数が表8のそれらより大きくなっている点からもよくわかる。

5. むすび

タイ経済は、過去4半世紀の間に、低所得国より中所得国へ、また、農業国より工業国へ転換を遂げたといえよう。スパンブリ県の1988年固定価格の県内総生産GPPは、1975-2000年の期間に、約8.8%という高率の年平均複利成長率で成長した。1975-2000年の25年間における各産業のGPP成長率の差は、県全体のGPPに対する農業のGPPの構成比を1975年の52.0%から2000年の25.5%へ減少させた。

農業労働力は1960年の20.3万人より年率2.0%で1990年の36.8万人まで増加し、1990年を頂点としてそれが減少に転じ、年率2.0%で減少して2000年に、それは30.1万人となった。しかし、総労働力に対する農業労働力の構成比は、1960年に83.1%を占め、その後、それは減少し続けたものの、2000年においても、61.0%を占め、スパンブリ県内労働力の大半を農業部門が雇用し続けてきた。

1986年より2年毎に実施されている村落基礎データ調査(Kor Chor Chor 2(Soon) Kho)のスパンブリ県の部分によれば、次の点が観察される。人口の増加とともに、世帯数が増加し、効率的な行政のために分村がなされ、村落総数が、1986年の767より2001年の949まで増加し続けた。1990-2001年の期間における各村落の名目賃金率(パーツ/日)の度数分布の推移によれば、村落間の賃金格差を伴いながら、時間の経過とともに平均賃金率の上昇を示した。賃金率の上昇は、種々の形で生産面や雇用面で波及し、各村落内の世帯の所得を上昇させた。1986-2001年の期間における各村落の平均世帯員数の度数分布から、各村落の平均世帯員数の減少傾向を読みとることができた。所得の上昇と

ともに世帯当たり家族構成員の減少が生じた結果である。村落内における全世帯に対する農家世帯比率の相対度数分布の推移から、農家世帯が存在しない村落が増加傾向にあり、また、村落内における非農家世帯が増加傾向にある点も観察された。

賃金率の上昇に対し、農家家計は農業生産における労働生産性を上昇させねばならない。労働生産性を上昇させる手段として、土地生産性の上昇と、土地・労働比率の拡大とが考えられる。1986-2001年の期間について県内各村落の平均水稲単収（＝土地生産性）の度数分布の推移の観察によれば、平均水稲単収は単収の高い方で一つの大きい峰と低い方で一つの小さい峰とからなる双峰で分布し、時間の経過とともに、各村落の平均単収の上昇傾向を読みとることができる。水稲単収の増加のために、高収量品種の採用や、化学肥料の使用とその増投、および農薬の使用等が確認された。

経済環境の変化が、賃金率の変化に表れ、この変化に農家家計が合理的に対応できたかどうかを、水稲生産における労働投入の合理性を指標として、マイクロデータで検証した。マイクロデータとして、Somporn Isvilanonda 等が1987年と1998年とに、スパンブリ県でおこなった農家経済調査の個別結果表が用いられた。

まず、水稲生産のコブ・ダグラス型生産関数が計測され、1987年の場合、生産弾性値の推定値として、肥料：0.05、農薬：0.02、資本：0.07、労働：0.42、および土地：0.47が得られた。また、1998年の場合、肥料：0.14、農薬：0.06、資本：0.07、労働：0.44、および土地：0.27が得られた。

次に、各サンプル農家家計に対して、労働の限界生産力が推定され、それらが賃金率と比較された。その結果、1987年と1998年ともに、全サンプルでみた場合、約2／3の農家家計が労働投入を合理的におこなっており、残り約1／3が過剰な労働投入をおこなっているという結果を得た。村落別にみた場合、1987年において、洪水常襲地域である Jora Khae Yai 村の半数近くの農家家

計で、過剰労働投入が観察されたが、1998年において、非灌漑地域（天水田地）である Sa Ka Chome 村のほとんどの農家家計で、過剰労働投入が観察された。1998年に他の2村の農家家計が経済変化に対応できたのに対して、Sa Ka Chome 村のほとんどの農家家計が対応できなかった理由として、収穫・脱穀時にコンバインを使用ができなかったことと、降水量が少なく、単収が例年の半分近くまで低下したことによる。Sa Ka Chome 村の改善策として、灌漑施設投資が必要であり、収穫・脱穀時にコンバインの導入が必要であるとの結論を得た。

* 小稿は、日本学術振興会科学研究費補助金、「農村開発データベースを用いたタイ農業部門の過剰就業に関する数量的研究」（課題番号：14560193、代表者：新谷正彦）における研究成果の一部である。農村開発データベースの利用に際し、カセサート大学の Dr. Saroj Aungsumalin を中心とした Dr. Rangsan Pitypunya 等カセサート大学経済学部協同組合理科の先生方から多大の援助をいただいた。また、1987年と1998年とにスパンブリ県でおこなわれた農家経済調査の個別結果表の利用に際して、大塚敬二郎政策研究大学院大学教授、Somporn Isvilanonda カセサート大学経済学部助教授、および Mahabu Hossain 国際稲作研究所社会科学部長から、使用許可と支援を頂いた。記して、感謝の意を表す次第である。

1 Masahiko Shintani, *The Process of Agricultural Growth in Thailand: Analysis of Long-Term Economic Statistics for the Period of 1950-1997*, Kyushu University Press, Fukuoka, 2003, Chapter 4.

2 Ryoustin Minami, *The Turning Point in Economic Development: Japan's Experience*, Kinokuniya, Tokyo, 1973. 陳俊勳「台湾の経済発展と労働市場構造」『アジア経済』, Vol.24, No.5, 1983年, 30-41頁。金昌男「韓国の経済発展と労働市場構造」『アジア研究』, Vol.30, No.2, 1983年, 1-42頁。

3 各人口センサスの実施に際し、調査時点や定義の変更等が存在するが、表1では無調整である。また、公表された刊行物のタイトルも変更されているが、小稿では、「人口センサス」と呼称している。

4 成長率は、指定年次間の年平均複利成長率として計算された。以下、同じである。

5 人口センサスに記載されている経済活動人口を労働力と見なしている。各人口セ

タイ国中央平原の農村の変貌

- ンサスにおける定義や調査時点についての変更は、15歳以上を抽出した以外、無調整である。なお、1960年と1990年とは、雇用者数となっている。
- 6 数値は、指定年次を中点とする5カ年平均値である。ただし、1975年値は、1975-1977年平均値であり、2000年値は、1998-2000年平均値である。県内総生産のデータは、国家統計局の Statistical Data Bank and Information Division から得た。
 - 7 成長率は、指定年次間の年平均複利成長率として計算された。以下、同じである。
 - 8 新谷正彦『タイ農業の成長過程：1950-1996年一長期経済統計の推計と分析一』、西南学院大学研究叢書、No.32、2000年、表1-1、3頁。
 - 9 村落基礎データ調査については、河野泰之、永田好克(1992)、永田好克(1994)を参照されたい。河野泰之、永田好克「タイ国東北部農村の生業構造に基づく村落類型」『東南アジア研究』、Vol.30、No.3、1992年、241-271頁。永田好克「村落データベースの背景と手順」『コラート研究』ニューズレター、No.6、1994年、161-170頁。
 - 10 ライはタイ国における面積の単位で、1ライが0.16ヘクタールに等しい。
 - 11 1987年と1998年とにおこなわれた農家経済調査については、Somporn Isvilanonda, Sarun Wattanutchariya and Kejiro Otsuka (1992), Somporn Isvilanonda and Sarun Wattanutchariya (1994), および Somporn Isvilanonda, Alia Ahmad and Mahabub Hossain (2000) を参照されたい。Somporn Isvilanonda, Sarun Wattanutchariya and Kejiro Otsuka, "Modern rice technology and regional factor price differential in Thailand", *Southeast Asian Journal of Agricultural Economics*, 1992, Vol.1, No.2, pp.137-150. Somporn Isvilanonda and Sarun Wattanutchariya, "Modern Variety Adoption, Factor-Price Differential and Income Distribution in Thailand", Cristina C. David and Kejiro Otsuka, ed., *Modern Rice Technology and Income Distribution in Asia*, 1994, Lynne Rienner Publishers, London, pp.173-219. Somporn Isvilanonda, Alia Ahmad and Mahabub Hossain, "Recent Changes in Thailand's Rural Economy: A case Study of Six Villages", Paper presented at the Third Conference of the Asian Society of Agricultural Economists, Jaipur, India, October 18-20, 2000.
 - 12 当初、1987年の計測に際し、Somporn Isvilanonda 等から提供されたサンプルの内、水稲作のあるサンプルすべてを用いて計測をおこなった。しかし、経済学的に、意味あるパラメータの推定値を得ることができなかった。1987年当時、水稲近代品種が、灌漑地域である Wang Yang 村において普及期であり、Wang Yang 村のサンプル中、水稲近代品種と水稲在来品種との採用が半々であった。したがって、水稲近代品種の普及に際し、技術的に混乱期であったと仮定し、Wang Yang 村の

水稲近代品種採用サンプルを計測サンプルから除外して、表8の結果を得た。

- 13 これらの数値は、平均値として算出された。
- 14 Arpom Kongsawas, "The Effect of Mechanization of Productivity and Income of Rice Farms in the Central Plain, Thailand, Crop Year 1981/82", 1982, Master thesis, Kasetsart University.
- 15 福井清一「農業の近代化と農地保有形態」山田三郎他『中部タイ稲作農村の経済変容』東京大学東洋文化研究所報告, 第7輯, 1986年, 93-115頁。
- 16 二時点間のパラメータの大きさを比較する場合, チャウテストをおこなう必要がある。しかし, 今回はデフレータの取り扱いで問題があり, テストを割愛した。
- 17 福井等の調査結果が総て利用可能であり, 105サンプル中, 61サンプルにおいて雇用総日数と賃金総額とが記載されている。61サンプルの賃金総額合計をその雇用総数合計で除して, 平均賃金率を推定した。山田三郎他, *op. cit.*, 1986年, 117-327頁。