

第3章

ベトナム農村における出稼ぎ行動とその要因分析 ——紅河デルタ・タイビン省の事例——

辻 一成

要約：

本稿では、紅河デルタ地域のタイビン省における行政村レベルでの調査データをもとに、出稼ぎ行動の実態を把握しその要因分析を試みる。2000年代に入り、ベトナム農村では次第に工業化・都市化が進んでいるが、その進展の程度は地域によって異なる。地域の工業化・都市化の程度の差違は、農村の就業構造、とりわけ農民の出稼ぎ行動にも影響を与える要因になりうる。タイビン省は、工業化・都市化の程度が相当に異なる農村が併存する典型的な地域である。これを事例として農民の出稼ぎ行動の実態を分析し、その行動を規定する要因を明らかにすることは、紅河デルタ地域全体の農村部における出稼ぎ行動のありようを考察する上でも有益な示唆を得られるものと考えられる。

キーワード：

農村工業化, 農家経済, 出稼ぎ, タイビン省

1. はじめに

1.1. 研究の背景

ドイモイ以降、ベトナムの経済は急速に成長した。特に2000年以降においては、工業化、すなわち製造業・建設業を中心とする第2次産業部門の成長が、都市部のみならず農村部においても顕著な経済発展の牽引役になっている。

農村部の工業化は農家の経済構造にも大いに影響を与え、農民世帯の生計維持戦略を変化させているとみられる。この農村部世帯の生計維持戦略の変化については、すでに以前から農村部からの移住者の動向に関する多くの統計調査や研究が行われている。そのなかで、たとえば Dang [2001a] は次のような指摘をしている。1) 1984年～1989年の5年間における移住者(migrants)の総数は160万人に上り、これは当時政府の移住プログラムによ

る計画数を上回っていた。主たる移住先は、繊維工業や食品加工業などの軽工業が発展した南部の都市地域であった。2) 1994年～1999年には、5歳以上の国内移住者総数は450万人となり、そのうち55%が同一省内、残り45%が省外への移住であった。また省外への移住者の67%は北部から南部などへの地域外移住者であった(Dang [2001a: 21-35])。

以上の実態分析に加えて、Dang [2001b]ではさらに、農村都市間の移住の可能性を高める要因に関して移住者を送り出す農村側の視点から検討されている。それによると、移住には、1) 年齢、性別、婚姻の有無、学歴など個人属性が有意に影響すること、2) 農地資源の制約や家族の過去の移住経験など世帯属性が有意に影響すること、3) ただし、それらの要因は、性別による社会的な役割の違いにより、影響の仕方は男女間で異なることが指摘されている(Dang [2001b: 53-69])。

一方、近年の国内移住については、GSO [2009b]が、2007年4月1日からの1年間に115万人の国内移住があったとしている。また同報告では以前の研究にはみられなかった新しい事実も指摘されている。すなわち、第1に、これまでの農村部から都市部への移動より、農村部から農村部への移動が主流になったこと、第2に、農村部から農村部への移動は男性よりも女性が多くなったこと、第3に、就学と就業を目的とする15-29歳の若年層の移動が59.2%にのぼり、中心になったことなどである。

1.2. 本稿の目的

上記のDang [2009b]は、北部紅河デルタのタイビン省の農家世帯を事例とした分析であり、本研究にとっても有益な情報を与えてくれる。しかし、Dangの研究当時と現在ではタイビン省の社会経済的状況も大いに变化した。特にタイビン省内部でも一定程度の工業化と都市化が進展したことは重要な変化である。このことによって、農家世帯の移住行動にも変化が生じていると考えられる。それゆえ、タイビン省内の工業化の程度がどのように国内移住と人々の生計戦略のあり方に影響しているのか、2010～2011年の調査データをもとに分析することが本稿の目的である。

以上をふまえ、本研究では、タイビン省からの国内移住の現状について行政村(Xa、以下では村と略記する。)単位の調査を行い、統計的分析によって移住発生の要因を明らかにすることを試みた。ただし、ここでは個人属性や世帯属性までは十分に考慮していない。したがって、これはあくまで上記課題に接近するための準備的考察の結果である。

なお、本稿では、労働移住者を住民登録を出身地に残したまま1年間に6か月以上就労のために省界を超えて地元を離れている人と定義した。つまり、この労働移住者には農作業や家族行事のために一時的に地元出身地に戻る人が含まれる。要するに、本稿でいう労働移住者とは出稼ぎ者のことである。

2. 調査地の概要とデータ及び分析方法

2.1. 調査地の概要

始めに、タイビン省の地理的、社会経済的な概要を説明しておくのと次のとおりである。

タイビン省は紅河の最下流に立地し、東はバクボ湾に臨む海岸線である。北はフンエン省、ハイズオン省、ハイフォン省と接している。また西はハナム省、南はナムディン省と省境を分ける（地図1）。

地図1 タイビン省の位置



表1によると、タイビン省のGDPは、紅河デルタ地域13市省の中では第7位である。GDPに占める農林水産業の割合は同13市省の中でもっとも高く、38.4%となっている。一方、製造業・建設業のGDPシェアは27.6%で下から2番目である。結果として1人当たりGDPは約800万ドンに過ぎず、紅河デルタ地域13市省の中では下から5番目となっている。

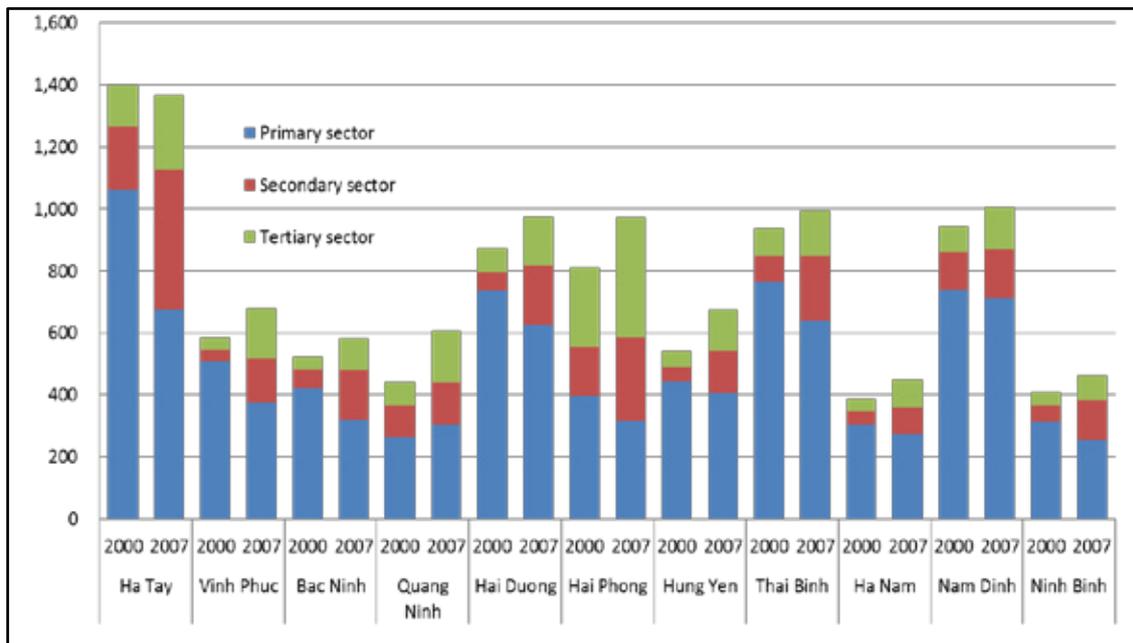
表1 紅河デルタ地域における経済状況の特別市・省別比較 (2007年)

	GDP (10億ドン)	GDPに占める産業部門別の割合			1人当たり GDP (1000ドン)
		農林水産業 (%)	製造・建設業 (%)	サービス業 (%)	
ハノイ市	107,744.0	1.3	41.2	57.5	32,756
ハティ省	21,359.5	26.7	42.0	31.3	8,340
ピンフック省	18,183.7	14.3	61.1	24.7	15,275
バクニン省	7,068.5	34.5	9.4	56.1	6,871
クアンニン省	18,942.0	7.1	55.9	37.0	17,255
ハイズオン省	18,243.0	25.5	44.0	30.5	10,528
ハイフォン省	31,265.1	10.9	37.6	51.5	17,106
フンエン省	12,271.7	28.9	41.1	30.0	10,611
タイビン省	14,841.0	38.4	27.6	34.0	7,941
ハナム省	6,203.6	26.2	42.1	31.8	7,516
ナムディン省	14,639.9	29.6	35.1	35.3	7,352
ニンビン省	7,309.5	27.3	39.1	33.6	7,862
紅河デルタ計	278,071.5	13.9	41.5	44.6	14,261
紅河デルタ計 (ハノイを除く)	170,327.5	24.5	39.5	36.0	10,606

(出所) 『63省市の社会経済統計データ』 GSO[2009]より筆者作成。

図1は、紅河デルタ地域の各省における産業別就業構造を示している。タイビン省の第1次産業の就業人口割合は64.4%と、紅河デルタ地域の他省と比較して高い水準である。つまり、タイビン省の主要産業は依然として第1次産業であり、このような地理的、社会経済的特徴のため、2008年にはタイビン省から年間1万1000人以上の出稼ぎ者があったとされる(GSO[2009b:108])。

図1 紅河デルタ地域における省別の就業構造変化



(出所) 表1と同じ

(注)：縦軸の単位は1000人

2.2. データ及び分析方法

本研究では、出稼ぎの状況と、村レベルでの人口、土地資源、農業生産、社会経済、社会ネットワーク及び長距離移動手段に関する情報を得るために、省内の286村から66村を選び、2010年12月に各村の行政担当者または農協組合長に調査票を用いたインタビュー調査を行った。調査対象66村の省全体に占めるカバー率は、村数で23.1%、土地面積で25.2%、人口で26.0%である(表2)。ただし、調査対象村を市・県別にみると若干の偏りがみられる。

また、本研究では上記の調査以外に2011年8月に補充調査を実施し、それぞれ数人の行政担当者と農民に対して出稼ぎと農家世帯の生計戦略に関する聴取調査を行った。

表2 調査対象 66 村の省全体に占めるカバー率（村数、土地面積、人口）

区分	市・県名	村総数	調査対象 村数	調査対象村のカバー率		
				村数 (%)	土地面積 (%)	人口 (%)
市	タイピン市	19	1	5.3	14.1	7.6
県	クインフ県	38	4	10.5	10.0	10.9
	フンハ県	35	6	17.1	18.5	20.0
	ドンフン県	44	9	20.5	27.8	24.1
	タイトゥイ県	48	16	33.3	36.2	38.6
	ティエンハイ県	35	15	42.9	35.5	50.9
	キエンソン県	37	9	24.3	24.1	29.0
	ヴトゥ県	30	6	20.0	23.4	24.9
省計		286	66	23.1	25.2	26.0

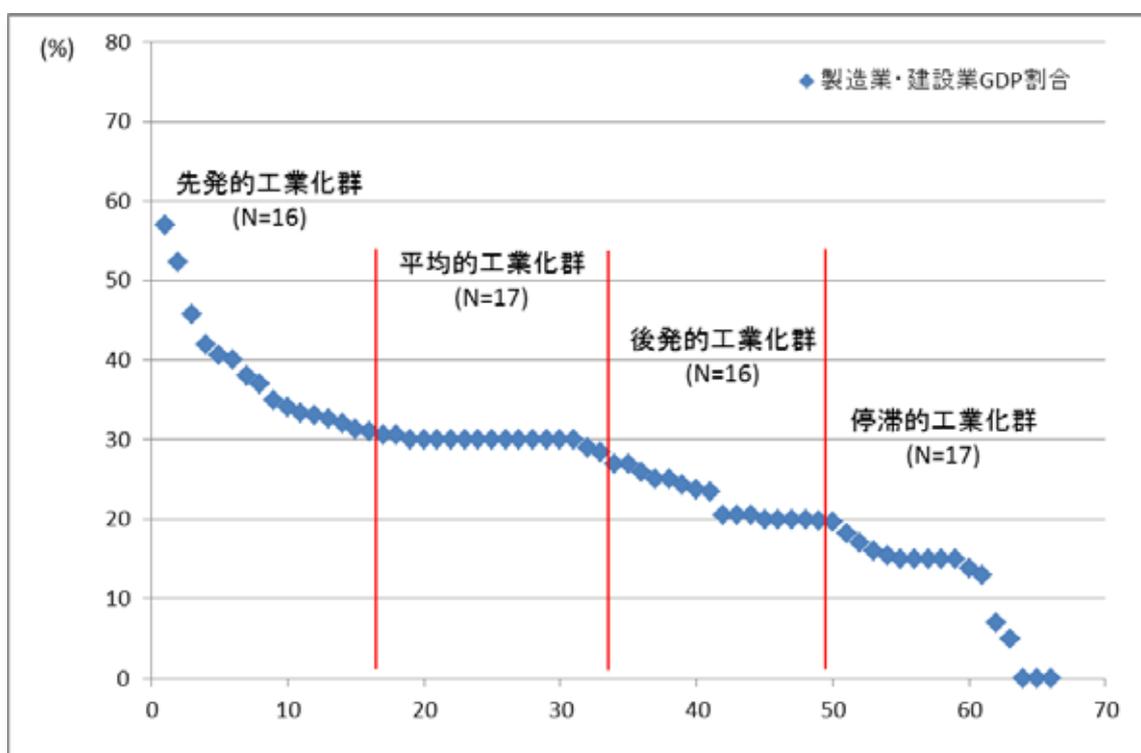
（出所）タイピン省統計年鑑（2009）及び現地調査（2010）より筆者作成。

次節以下では、以上で説明したデータを用いてタイピン省における出稼ぎの要因分析を行う。用いた統計的手法は主として一元配置の分散分析と重回帰分析である（第3節）。なお、同分析は、図2に示すとおり、各村の総生産額に占める製造業・建設業の生産額割合（工業化率）が、調査対象村によって大きく異なっている点を考慮し、村レベルでの出稼ぎの動向は当該村の工業化の程度と何等かの関連があるという仮定にもとづいて、工業化率の違い基準として調査対象村を4つのグループに区分して行った¹。以下では区分した4つのグループを、「先発的工業化群」、「平均的工業化群」、「後発的工業化群」、「停滞的工業化群」とそれぞれ呼称する。

最後に第4節で、第3節の結果と上記の補充調査によって得られた情報を加味して、分析結果の考察を行う。

¹ この区分は統計的検定によって有意であることを確認した（ $P < 0.05$ ）。

図2 工業化率の違いによる調査対象行政村の分類



(出所) 現地調査 (2010) の結果より筆者が作成。

3. 分析結果

3.1. 村の立地

表3は、省経済の中心地であるタイビン市と各県の県庁所在地までのアクセス距離によって調査対象各村の立地条件の良否を示している。一般的傾向として、相対的に工業化が進んだ群に分類される村ほど、就業機会と市場機会に比較的恵まれているとみられる都市化地域の近傍に立地している。ただし、工業化率の高い先発的工業化群の村の半数は、省と各県の中心部からのアクセス条件の不良な地域にある。このことから、農村地域における工場の立地は、市場への製品輸送コストの節約以外に、工場用地や労働力など生産要素の調達コストを節約する動機によっても進展していることが予想される。

表3 省内都市化地域へのアクセス条件別にみた調査対象村の分布

省内都市化地域への アクセスの良否	先発的 工業化群	平均的 工業化群	後発的 工業化群	停滞的 工業化群
良好な村	4	2	0	2
やや良好な村	2	5	7	3
やや不良な村	2	7	4	5
不良な村	8	3	5	6
計	16	17	16	17

(出所) 図2と同じ

(注) アクセスの良否の基準は便宜的に次のとおりとした。「良好」: いずれも直線距離でタイピン市から12キロメートル以内でかつ各県の中心地から6キロメートル以内に立地する行政村、「やや良好」: タイピン市から12キロメートル以内で県の中心地からは6キロメートル以上に立地する行政村、「やや不良」: タイピン市から12キロメートル以上で県の中心地から6キロメートル以内に立地する行政村、「不良」: タイピン市から12キロメートル以上で県の中心地からも6キロメートル以上に立地する行政村

3.2. 出稼ぎのパターン

表4は、工業化群ごとに、調査対象村の出稼ぎのパターンを示したものである。これによると、先発的工業化群の出稼ぎ者の割合がやや高くみえるが、他の工業化群と比較して有意な差はなかった。また、全データを用いて家族の中に少なくとも1人の出稼ぎ者がいる世帯数割合の平均値を推定した値は53.7%~64.5%(信頼係数0.95)となった。

出稼ぎ先は、国内の都市部と工業区の割合が高く、すべての工業化群で30%から47%の割合に達している。ただし、工業区については都市部と農村部両方に立地していることが考えられるため、今回収集したデータでは、その割合を都市部と農村部に区別して明らかにすることはできなかった。しかし、今日次第に工業区の立地が農村部にまで広がっていることを考慮すると(GSO[2009b: 106])、農村部への出稼ぎ者割合はさらに高くなることが考えられる。

出稼ぎ者が就業している産業部門をみると、製造・建設・鉱工業部門への就業割合が最も高く、次いでサービス業部門、農林水産業部門となっている。また、この傾向に工業化群の間の有意差は認められなかった。そこで、タイピン省からの出稼ぎ者のうち製造業、建設業、鉱工業などの第2次産業部門への就業者の割合を、全データを用いて推定した結果は65.1%~71.4%(信頼係数0.95)となった。

表4 工業化率の違い(工業化群)別にみた出稼ぎパターンの比較

	先発的 工業化群	平均的 工業化群	後発的 工業化群	停滞的 工業化群
出稼ぎ者がいる世帯数の割合(%)				
年間9か月以上の出稼ぎ者が1人以上いる世帯数	34.3	25.2	25.7	29.9
年間6か月以上9か月未満の出稼ぎ者が1人以上いる世帯数	34.8	28.0	30.5	26.4
出稼ぎ者がいない世帯数	28.0	44.4	43.4	43.6
出稼ぎ者の行先別割合(%)				
国内・都市部地域	40.7	31.2	36.4	43.4
国内・農村部地域	12.2	15.5	17.2	17.2
国内・工業区	44.7	47.4	40.9	36.3
国外	2.5	3.8	5.5	3.1
出稼ぎ者が就業している産業部門(%)				
農林水産業	5.2	10.9	11.3	5.9
製造・建設・鉱工業	71.7	67.8	66.5	67.1
サービス業	23.1	21.3	22.8	26.4

(出所) 図2と同じ

(注1) 分析はまずバートレット検定により分散の均一性を確認し、分散が均一ならば一元配置の分散分析を適用し、統計的に有意な場合($P<0.05$)にチューキー・クレーマー検定により多重比較を行った。一方、分散が均一でない場合はクラスカル・ウォリス検定を適用し、統計的に有意な場合($P<0.05$)にはスティール・ドゥワス検定により多重比較を行った。

(注2) * $P<0.05$; ** $P<0.01$.

3.3. 出稼ぎの説明変数

以上の結果のとおり、工業化の程度の違いは、出稼ぎのパターンについて特に顕著な違いをもたらしていない結果となった。

そこで次に、出稼ぎ者の行動に影響を与える要因になるとみられる人口、土地資源、経済状況、及び社会的ネットワークや長距離輸送手段に関する変数について検討した。表5には工業化群ごとに各変数の平均値を示している。これによると、2つの変数(農家人口率と農林水産業部門GDP割合)の平均値を除いて、いずれも統計的な有意差はみられなかった。

表5 工業化の程度の違い別にみた変数の平均値

	先発的 工業化群	平均的 工業化群	後発的 工業化群	停滞的 工業化群
1. 人口に関する変数				
総戸数(戸)	2,071.4	2,008.1	1,863.2	1,863.2
農家戸数(戸)	1,728.3	1,824.8	1,718.2	1,580.4
農家率(%)	87.6	92.0	92.1	89.3
総人口(人)	7,615.1	7,282.7	6,722.8	6,470.2
人口密度(人/km ²)	1,270.4	1,241.8	1,069.0	1,078.6
農家人口(人)	6,011.5	6,743.4	5,812.4	5,210.4
農家人口率(%)	82.4	92.6*	86.2	80.2*
農家1戸当たり平均世帯員数(人)	3.5	3.7	3.3	3.2
2. 土地資源に関する変数				
総面積(ha)	605.3	590.7	621.2	623.0
総農地面積(ha)	389.6	400.6	405.9	363.4
農家1戸当たり農地面積(ha/戸)	0.228	0.223	0.248	0.235
農民1人当たり農地面積(ha)	0.056	0.058	0.065	0.060
3. 地域経済に関する変数				
GDP(10億ドン)	102.98	68.94	60.60	58.58
1人当たりGDP(100万ドン)	12.73	9.56	9.00	9.18
農林水産業GDP(10億ドン)	32.87	31.63	33.09	36.74
農民1人当たり農業GDP(100万ドン)	5.74	4.79	6.04	8.18
農林水産業部門GDP割合(%)	39.5**	46.5 ^{+,++}	55.7 ^{**,+}	64.8 ^{**,++}
製造・建設・鉱工業部門GDP割合(%)	38.4**	29.9**	22.7**	11.8**
サービス業部門GDP割合(%)	21.9	23.6	21.1	23.0
4. 社会的ネットワーク及び長距離輸送手段に関する変数				
長距離輸送事業者数(事業者)	2.6	2.1	3.2	1.1
長距離輸送事業者の車両保有台数(台)	3.8	3.8	3.8	1.3
1事業者当たり保有車両台数(台)	0.7	1.0	1.0	0.5

(出所) 図2と同じ

(注1) 前掲表4の注1)と同じ

(注2) 前掲表4の注2)と同じ

3.4. 重回帰分析

次に、前項でみた変数が出稼ぎ形成の説明要因であるといえるか、要因といえるならばどの程度の影響を及ぼしているかを検討する。そのため、ここでは、出稼ぎ者のいる農家率（年間6か月以上の出稼ぎ者が1人以上ある農家率）を従属変数、表5に掲げた変数に村別の立地条件（前掲表3）と各村の主要農産物（コメとコメ以外）をダミー変数として加え、それらを独立変数とする最小二乗法による重回帰分析を行った。

重回帰分析はまず調査対象66村から得られたデータ全部をプールして行い、続いて4つの工業化群ごとにそれぞれ実施した。後者の結果を比較することによって、工業化の程度の異なる村における出稼ぎ行動に影響を及ぼす要因の違いを明らかにすることにした。

まず、66村全体をプールして行った回帰分析の結果を、表6の冒頭に示している。推計した偏回帰係数によって従属変数（出稼ぎのある世帯数割合）に影響する要因の効果を解釈すると以下のことがいえる。まず、出稼ぎのある世帯数割合には、村の立地が影響していることが示唆された。特にタイピン市からは比較的離れているが各県の中心地に近い村では、出稼ぎのある農家率は有意な負の影響を受ける。また、人口密度は有意な正の影響を及ぼす要因である。つまり、人口密度が高いほど、出稼ぎのある農家率が高まることを意味しており、この結果は論理的に理解できる。総面積も有意な正の影響を与える結果となったが、これを合理的に解釈することは難しい。いずれにしても、推計した重回帰式の調整済み決定係数は0.279となり、モデルの説明力は必ずしも良好とはいえなかった。

そこで次に、工業化群別に重回帰分析を実施したところ以下の結果となった（前掲表6）。

まず、先発的工業化群においては、農家人口率が有意な負の影響を及ぼしているが、これは論理的に整合する結果である。農家1戸当たり世帯員数は正の影響を与える要因であるが、これも農家世帯の中の余剰労働力が出稼ぎに従事するとみられるため、合理的であると判断できる。農民1人当たり農地面積も有意な正の影響を及ぼしているが、これを解釈するにはやや注意が必要であろう。なぜなら、一般的には農民は経営耕地の乏しさゆえに農業での完全就業が制約され、他産業への就業を余儀なくされると考えられるためである（Dang [2001b: 64]）。しかし、推計された偏回帰係数の符号はそれとは反対の結果を示した。筆者はこの結果について、近年の農業における機械化の進展が関係していると考えているが、この点については後に改めて指摘する。1人当たり農業GDPが出稼ぎ率の高さに負の影響を及ぼすのは納得できる結果である。サービス業部門のGDP割合も有意な正の影響を及ぼす。先発的工業化群に分類される村のサービス業部門は、他の工業化群と比較して、ビジネスのネットワークが相対的に広域化していると考えられ、この部門の就業者からもたらされる情報の多さが出稼ぎに影響を与えている可能性がある。

平均的工業化群に関しては、まずタイピン市に近く県の中心地からは遠いという立地条件が出稼ぎに有意な正の影響を及ぼす要因となっている。総農地面積は有意な負の影響を

及ぼす要因であり、これは合理的に解釈できる。長距離輸送1事業者当たり車両保有台数も有意な正の影響を及ぼしている。以上の決定要因を併せて考えると、平均的工業化群に分類された村では徐々に都市化の進展がみられ、省外の就業機会への輸送手段や情報に対するアクセスが次第に良好になってきていることが、出稼ぎの増加につながるものと解釈される。

後発的工業化群についてみると、農家人口率と総農地面積が有意な正の影響を及ぼす要因となった。言い換えると、この工業化群に分類された村では、より農業に依存しているほど出稼ぎに積極的であるといえる。逆にいえば、相対的に工業化した村の住民は、出稼ぎよりもむしろ、地元での就業を志向する傾向があるとみられる。その他の有意な決定要因は解釈しやすい。すなわち、農民1人当たり農地面積は出稼ぎに対して負に影響する要因であるが、これは経営耕地が小さいほど出稼ぎが増加することを示している。農林水産業の生産額の割合も負に影響する要因であるが、逆にみると当該村内あるいは周辺の村に農業以外の就業機会が少ない場合には出稼ぎ行動を選択せざるをえないと考えられる。

最後に停滞的工業化群をみると、この群に分類された村では、タイピン市から遠く各県の中心から近い場合、出稼ぎは有意な負の影響を受ける。農家人口は有意な正の影響を及ぼす。これは、相対的に農業以外の就業機会が乏しい停滞的工業化群の村では、農家人口の増加が出稼ぎのプッシュ要因になるためであるとみられる。農家1戸当たり世帯員数は有意な負の要因であり、農民1人当たり農地面積は有意な正の要因である。これら2つの要因の解釈にはやや注意が必要である。前者は、一般的な理解に反して、農家の世帯員数が多いほど出稼ぎが少なくなることを意味する。この点については2つの解釈の可能性がある。一つは、農民世帯が豊富な家族労働力を前提にして、出稼ぎではなく農業収益を高めるためにより労働集約的な農業に振り向ける場合である。別の解釈は、十分な農地を相続できずに独立したばかりの若年者が出稼ぎに出る場合である。村の人口増加と農地の制約を考慮すると、後者の解釈が合理的なように考えられる。一方、農民1人当たり農地面積が有意に正の影響を及ぼす点については、やはり稲作の機械化の進展と一定の関係があるとみられるが、そうだとすれば、先の豊富な農家世帯員数を集約的農業に振り向ける行動をとるという解釈とはやや矛盾する。したがって、この点を明らかにするには、さらに詳しい調査が必要である。最後に、第2次産業部門GDPの割合が有意に正の影響を及ぼす点については、停滞的工業化群の村の人々は、もし村内にある程度の工業化が進むなら、農業と非農業のバランスをとって地元で就業することを選択する傾向にあることを示唆しているものと考えられる。

表6 重回帰分析（減少法）による出稼ぎのある農家率の要因分析

独立変数	偏回帰係数	標準誤差
1. 調査対象行政村全体 [N=63]		
省内都市化地域へのアクセス条件		
やや良好	9.903	6.183
やや不良	-16.931**	6.181
不良	<i>ref</i>	
人口密度（人/km ² ）	0.031**	0.011
総面積（ha）	0.054**	0.019
農林水産業 GDP（10億ドン）	-0.729	0.373
農民1人当たり農林水産業 GDP（100万ドン）	3.251	1.787
長距離輸送事業者保有車両台数（台）	0.813	0.526
定数	-5.736	21.964
決定係数 R ² =0.361, 自由度調整済み決定係数 R ² =0.279		
2. 先発的工業化群の行政村 [N=16]		
省内都市化地域へのアクセス条件（ダミー）		
良好	16.319	8.259
不良	<i>ref</i>	
農家世帯人口率（%）	-1.207**	0.319
農家1戸当たり世帯員数（人）	14.915*	6.216
農民1人当たり農地面積（ha）	645.065*	210.739
主要農産物（ダミー）		
コメ	36.272*	15.233
コメ以外	<i>ref</i>	
農民1人当たり農林水産業 GDP（100万ドン）	-4.143*	1.523
サービス業 GDP 割合（%）	1.241*	0.522
定数	39.464	32.588
決定家数 R ² =0.797, 自由度調整済み決定係数 R ² =0.619		
3. 平均的工業化群の行政村 [N=17]		
省内都市化地域へのアクセス条件（ダミー）		
やや良好	24.591*	8.309
不良	<i>ref</i>	
総農地面積（ha）	-0.086*	0.032
長距離輸送1事業者当たり保有車両台数（台）	10.557**	3.254

定数	69.668**	12.902
決定係数 $R^2=0.628$, 自由度調整済み決定係数 $R^2=0.542$		
4. 後発的工業化群の行政村 [N=16]		
農業就業人口率 (%)	0.763*	0.304
総農地面積 (ha)	0.057*	0.024
農民 1 人当たり農地面積 (ha)	-810.209**	215.505
農林水産業 GDP (10 億ドン)	-0.480*	0.214
長距離輸送事業者数 (事業者)	3.216*	1.025
定数	25.777	38.444
$R^2=0.7811$, 自由度調整済み決定係数 $R^2=0.672$		
5. 停滞的工業化群の行政村 [N=17]		
省内都市化地域へのアクセス条件 (ダミー)		
良好	-29.444	20.735
やや良好	16.958	10.880
やや不良	-25.586*	10.659
不良	<i>ref</i>	
農業就業人口 (人)	0.011*	0.003
農家 1 戸当たり世帯員数 (人)	-28.056*	8.190
農民 1 人当たり農地面積 (ha)	1126.747*	340.335
主要農産物 (ダミー)		
コメ	25.336	16.351
コメ以外	<i>ref</i>	
製造・建設・鉱工業部門 GDP 割合 (%)	-3.004**	0.770
定数	33.804	26.977
決定係数 $R^2=0.8245$, 自由度調整済み決定係数 $R^2=0.624$		

(出所) 図 2 に同じ

(注 1) 調査対象全村による分析では、欠損データがある 3 村を除く 63 村で分析した。

(注 2) * $P<0.05$; ** $P<0.01$

4. まとめと考察

近年、ベトナム農村では、農家世帯の生計戦略が多様化している。大量の出稼ぎ者の発生はひとつの象徴的な現象である。また、この現象は今後の農村経済の発展方向を見る側面からだけでなく、国民経済全体の持続的な発展という面でも強い関心がもたれる。

本稿では、タイビン省での事例調査を通じて、農村地域における出稼ぎの現状を明らかにし、地域の工業化の程度の違いに配慮しつつ、その要因分析を行った。

その結果、全体としては次の点が明らかになった。すなわち、地域の人々の出稼ぎ行動は、より高い所得機会を求めて一般的にはアクティブになっていると思われる。その理由のひとつは、出稼ぎ所得は稲作粗収入の約2倍にもなり、毎月の現金収入があることも農民世帯にとって魅力的であるためである(2011年補充調査時の行政担当者の回答)。また、農民世帯から出稼ぎが増える要因については、ある種の社会的ネットワークが果たす役割も大きい。すなわち、省外の就業機会に関する情報をもつ業者の存在が共通して重要な要因の一つとなっている。この点については、農民に出稼ぎを斡旋し、彼らを省外の就業先まで輸送するサービスを行う事業者の活動が活発になっている(2011年補充調査時の複数農民の回答)。

一方、出稼ぎの発生に影響するいくつかの要因は、村の工業化の程度の違いによって、正の影響を及ぼす場合もあれば負の影響を及ぼす場合もある。とくに、先発的工業化群に分類された村の出稼ぎ発生に対して、農民1人当たり農地面積は正の影響を及ぼしている。これは論理的には一般に矛盾する結果であろう。しかし、複数の農民に対する筆者の聴取調査によれば、家族の中に複数の男性出稼ぎ者をもつ農民世帯では、例外なく、農地の借り入れを通じて農業生産についても規模拡大を図っていた。このことは、これらの世帯が出稼ぎと農業経営の規模拡大を両立していることを意味する。稲作における一定の機械化の進展がこれを可能にしていると解釈できるかもしれない。ただし、この解釈は調査対象としたすべての村で通用するわけではない。したがって、この点はさらに事例を増やし詳細な分析を行う必要がある。

地域の都市化に直面して、出稼ぎを志向するかどうかについては、2つの傾向があるようにみられる。一つは先発的工業化群の積極的な対応であり、もう一つは後発的工業化群の消極的な対応である。これら相反する傾向は興味深い結果である。今後の分析がさらに必要であるが、タイビン省の農民は、農業・農村志向から工業・都市志向への移行の時期にあるといえるのかもしれない。

この点に関連しては、現在、1993年の農地配分から14年が経過し、農地を配分されていない若年世代が就業年齢に達してきていることもある。今後は、とくにこうした農村部の若年世代に都市的生活様式や農外職業選択の関心が高まることが十分に考えられる。このことは村の出稼ぎ行動の態様にも影響を及ぼすことになるであろう。以上のような点に

については、さらに個人属性や世帯属性を考慮した分析を深める必要性を示唆していると思われる。

参考文献

< 英語 >

- Dang, Nguyen Anh [2001a], 'Internal Migration in Vietnam', in Dang, Nguyen Anh (eds.) *Migration in Vietnam: Theoretical approaches and evidence from a survey*, Hanoi: Transport Communication Publishing House
- [2001b], 'Rural Labor Out-migration in Vietnam: A Multi-level analysis', in Dang, Nguyen Anh (eds.) *Migration in Vietnam: Theoretical approaches and evidence from a survey*, Hanoi: Transport Communication Publishing House
- General Statistical Office (GSO) [2009a], *Socio-Economic Statistical Data of 63 provinces and cities*, Hanoi: GSO
- [2009b], *The 2009 Population Change, Labour Force and Family Planning Survey: Major Findings*, Hanoi: Statistical Publishing House
- Thai Binh Statistical Office [2010], *Thai Binh Statistical Yearbook 2009*, Hanoi: Thai Binh Statistical Office
- Tsuji, Kazunari [2008] 'Structural Changes in Economic Efficiency of Rice Farming and Farm Household Economy: A case of Lac Dao commune, Van Lam, Hung Yen province, the northern Vietnam', in JSPS Asia-Africa Science Platform Program (eds.) *Proceedings of the "Hybrid Rice and Transformation of Farming System" for JSPS International Seminar 2008*, Fukuoka: Kyushu University