

第1章

現代ベトナム農業における 経営規模の拡大とその雇用吸収力

高橋 暁

はじめに

今日、コメ輸出国として世界に存在感を示すベトナムは、コーヒー（2011年世界輸出高第2位）、コショウ（同2位）、カシューナッツ（同1位）、天然ゴム（同4位）など多くの農作物においても世界有数の輸出国となっており、農業が経済発展に重要な役割を果たしていることが知られる⁽¹⁾。

他方、1996年6月から7月にかけて開催された共産党第8回党大会では2020年までに工業国となることが目標として定められ、工業化・近代化路線が今日までとられている⁽²⁾。こうした工業化・近代化が進められるなかで、ベトナム経済を支えてきた農林水産業や農村も著しく変化してきた。とくに農村では土地利用権の流動化にともなう土地なし層の発生、農業近代化を担う商業的な大規模農家、とりわけチャンチャイ（trang trai）とよばれる大規模私営農場の発展が見られるようになり⁽³⁾、農業近代化の新たな担い手として注目されベトナム政府も育成に力を入れている⁽⁴⁾。

こうした工業化・近代化にともなう大規模経営化を中心とした農業、農村の変化は、一般的に第1次産業への従事者が工業化とともに減少し、土地が流動化して生産性の高い農家に集中、農業機械化とあわせて商業的な大規模

経営が拡大するという道筋が想定されている。この背景には、小農は非効率で遅れているとして近代的な大規模経営の発展を志向したほうがよいという見方がある（World Bank 2007, 90-92, 97-99）。しかし実際には、小規模農家が資源を効率的に利用し生産性が高いことが多々みられ、それは今日「農家経営規模と土地生産性には逆相関関係（the inverse relationship）が存在する」という古典的命題として知られている⁽⁵⁾。「逆相関関係」が存在するなかでの大規模経営発展は、農地の生産能力を最大限活用するために必要な効率的な資源配分を実現していないことになり問題となる。後にみるように、今日のベトナムでも「逆相関関係」が確認されるにもかかわらず、大規模経営が増加している。ゆえに本章の第1の問題は、こうした問題意識ののっとり、なぜ大規模経営がベトナムで増加しているのか「逆相関関係」の視点から解答を探ることにある⁽⁶⁾。

本章の第2の問題は、大規模経営、とりわけチャンチャイの雇用吸収力についてである。ルイス流の二重構造モデルが示唆するように、工業化・近代化を進めれば農業に代表される伝統部門（その多くは農村にある）の就業人口が工業に代表される近代部門へ流出するため、いずれは減少し、伝統部門における労働の限界生産性上昇につながる。しかし、ベトナムでは工業化が進展しながらも農村人口が固定化し、農村に多くの労働力が滞留したままになっている。

さらに、近年、農村から都市に働きに出た労働者が、インフレーションの昂進により都市部での物価が高騰、実質賃金が低下し農村在住家族への送金が難しくなるだけでなく自身も都市部での生活を維持できなくなり農村に戻るといった現象が頻発している⁽⁷⁾。こうした帰還移動が農村人口の固定性にも反映していると考えれば、農村人口の固定性は近代部門への労働供給問題にとどまらず、農村での過剰労働に対し、いかに雇用機会を与えるかという問題につながる。本章ではこうした農村過剰人口の雇用先として、農村大規模経営、とりわけチャンチャイに着目し、その雇用吸収力をも探りたいと考える。

以上のふたつの問題に解答を与えるべく、本章では2001年、2006年、2011年に行われた農村農水産業センサスの省別データ、および2002年、2004年に実施された Vietnam Household Living Standards Survey (VHLSS：以下略称で呼称)の貴重な家計レベルマイクロデータを用いる。

前者は1994年以来5カ年計画にあわせてほぼ5年ごとに行われている全国的な大規模悉皆調査である。公表されているのは全国あるいは省 (tinh) 別に集計されたセミマクロデータがほとんどであるが、農業経営や生産要素に関連する情報が得られ回も重ねていて異時点間の比較も可能な貴重なデータである。後者は1992～1993年、1997～1998年に行われた2回の Vietnam Living Standard Survey (VLSS)の流れをくむ調査であるが、2002年以降、2年おきに実施されている VHLSS シリーズは明確にパネルデータ化を想定して調査が設計されており、最新の調査結果は2010年のものが利用可能である。本章では2万9532家計の VHLSS2002、9188家計の VHLSS2004のうち、調査時点で農業生産従事者が属した家計をマッチングし、パネルデータを作成して分析を行っている。分析対象期間は変容著しい農業、農村問題を扱うという性質上、2000年から2011年の直近約10年間をおもな対象としている。

以下、第1節では農家経営規模の大規模化、チャンチャイの発展という現象を確認したうえで、ベトナムにおける「逆相関関係」を確認する。第2節では、第1節で確認された「逆相関関係」が存在するにもかかわらずベトナムにおいて農業の大規模経営化が進展する理由を考察し、大規模経営が存立し得る条件を探る。そのうえで大規模経営のひとつの形態として期待されるチャンチャイに焦点を当て、工業化過程で問題となっている農村雇用問題解決の糸口として、その雇用吸収力の評価を行う。

第1節「逆相関関係」の要因とその地域的差異

1. 農業経営規模の拡大とチャンチャイの発展

最初に農家の経営規模がベトナム各地でどのように変化したのか確認する。表1は2001年から2006年までの経営規模階層別の農家数変化をみたものである。これにより直ちに判明するのは、次の2点である。第1に2001年から2006年にかけて全般的に土地なし層は減少傾向にあったが、北中部・中部沿岸地域、中部高原地域などでは増加しており、メコンデルタ地域では減少しているものの数が依然として多い。第2に紅河デルタ地域を除くすべての地域で、3ヘクタール以上の大規模経営層の増加が2001年から2006年にかけてみられる。

第1の点は土地利用権の流動化、耕地細片の交換・集中、さらには農村労働市場の発展と関連する現象であり、チャンチャイの発展とも大きく関連している（第2節で詳述）。ベトナムの場合、大規模経営のひとつの分水嶺が3ヘクタールの農地経営面積にあると考えられるが、1990年代後半から注目されるようになったチャンチャイも、認可基準に3ヘクタール以上の栽培面積をもつ農家という項目が含まれている（とくに南部⁽⁸⁾）。ゆえにチャンチャイは、今日における大規模農業経営の象徴的存在となっており、本章でも大規模経営農家の部分集合として、統計が比較的容易に得られることもあり分析対象としている。

チャンチャイの認可基準は、2000年6月23日の農業農村開発省・統計総局合同通知69号（69/2000/TTLT-BNN-TCTK）にて初めて設定され、2003年7月4日農業農村開発省通知74号（74/2003/TT-BNN）にて改正、2011年4月13日農業農村開発省通知27号（27/2011/TT-BNNPTNT）にて再改正された⁽⁹⁾。そのためチャンチャイ数の異時点比較は基準の違いを考慮することが必要である。以上に注意し、チャンチャイ数の推移を表2で確認してみよう。まず2001年

表1 経営規模別農家数の変化 (2001~2006年)

	土地なし	0.2ha 以下	0.2-0.5ha	0.5-1ha	1-2ha	2-3ha	3-5ha	5-10ha	10ha 以上	合計
2001 (単位: 戸)										
紅河デルタ地域	9,428	1,320,362	1,400,191	114,429	7,563	1,253	1,011	213	51	2,854,501
北部山岳丘陵地域	6,865	377,625	730,005	364,102	175,995	43,879	19,653	4,014	190	1,722,328
北中部・中部沿岸地域	33,467	689,138	1,291,820	408,129	123,014	33,552	17,228	4,797	650	2,601,795
中部高原地域	13,269	44,375	133,039	198,688	204,424	62,228	29,788	7,027	958	693,796
東南部地域	86,917	66,276	121,429	137,403	138,246	53,855	33,916	12,016	2,327	652,385
メコンデルタ地域	294,715	190,477	512,927	532,320	408,896	143,481	66,307	14,729	1,463	2,165,315
全国	444,661	2,688,253	4,189,411	1,755,071	1,058,138	338,248	167,903	42,796	5,639	10,690,120
2006 (単位: 戸)										
紅河デルタ地域	5,682	1,047,080	1,015,532	92,020	7,345	1,166	628	194	44	2,169,691
北部山岳丘陵地域	3,559	356,598	751,127	398,526	203,649	55,197	24,469	4,688	288	1,798,131
北中部・中部沿岸地域	38,457	620,442	1,167,891	394,345	144,129	41,334	22,562	7,374	1,072	2,437,606
中部高原地域	17,878	37,379	114,927	191,613	237,665	100,741	49,864	14,282	1,617	765,966
東南部地域	82,762	59,287	94,021	115,576	125,525	53,986	38,310	15,720	3,325	588,512
メコンデルタ地域	251,900	196,036	480,887	477,124	366,615	133,331	71,489	17,040	1,932	1,996,354
全国	400,238	2,316,822	3,624,385	1,669,204	1,084,958	385,755	207,322	59,298	8,278	9,756,260
2001-2006変化率										
紅河デルタ地域	-0.397	-0.207	-0.275	-0.196	-0.029	-0.069	-0.379	-0.089	-0.137	-0.240
北部山岳丘陵地域	-0.482	-0.056	0.029	0.095	0.157	0.258	0.245	0.168	0.516	0.044
北中部・中部沿岸地域	0.149	-0.100	-0.096	-0.034	0.172	0.232	0.310	0.537	0.649	-0.063
中部高原地域	0.347	-0.158	-0.136	-0.036	0.163	0.619	0.674	1.032	0.688	0.104
東南部地域	-0.048	-0.105	-0.226	-0.159	-0.092	0.002	0.130	0.308	0.429	-0.098
メコンデルタ地域	-0.145	0.029	-0.062	-0.104	-0.103	-0.071	0.078	0.157	0.321	-0.078
全国	-0.100	-0.138	-0.135	-0.049	0.025	0.140	0.235	0.386	0.468	-0.087

出所) 2001年の農家数はGSO (2003, 178-185), 2006年はGSO (2007c, 187-190)。

(注) 1) 紅河デルタにははまる各地域区分は最新の2011年の基準に合わせている。以降の図表も同様。

2) 表中網掛け部分は2001~2006年にかけて増加した階層であることを示している。

3) ここでは土地なし層が農家数に含まれているが、それは農村農水産業センサスにおける農家の定義が、「家計構成員の全てあるいはほとんどが直接的、間接的に農業労働に従事している家計、主たる所得を農業生産から得ている家計」としており、農地経営規模により規定されていないことによる (GSO 2003, 714; 2007c, 477)。

から2006年にかけてチャンチャイの数が大きく上昇しているが、これはチャンチャイの認定基準が緩和されたことが背景にあると考えられる。すなわち2000年6月基準では生産額と経営規模の双方について基準が設けられていたが、2003年7月基準からは生産額と経営規模のどちらか一方の基準を満たすことで認定されるようになった。

第2にそうしたチャンチャイ数の変化のほとんどがメコンデルタ地域のチャンチャイ数の変化で説明できることである。2001年、2006年、2011年のい

ずれも、メコンデルタ地域のチャンチャイがかなりの数にのぼることがみてとれる。またチャンチャイの業態別シェアを確認してみると、①作物栽培が、時期を通じて大部分を占めているが、そのシェアは減少しており全体的に業態の多様化が見られること、②中部高原の多年生作物栽培のように地域によってチャンチャイの業態に特徴が見られること、そして③北部を中心に畜産の割合が大きくなっていることなどがわかる。とくに③については政府も国内市場の大きい畜産の奨励に力を入れていることが反映されたものと考えることができる (Bo ke hoach va dau tu va Tong cuc thong ke 2009, 42, 83)。また表1で3ヘクタール以上層が全国的に増加していたのはチャンチャイの経営規模に関する認定基準が南部を中心に3ヘクタール以上とされているためであろう。なお2011年は2001年、2006年にくらべてチャンチャイ数が激減しているが、これは2011年4月のチャンチャイ認定基準が厳格化されたことに由来する。先述したチャンチャイ数の異時点比較を安易に行うことができない所以である。以上のように2000年以降のベトナム農村は農家の大規模経営化、とりわけ業態多様化をともなうチャンチャイの発展という現象がひとつの大きな特徴となっている。

2. ベトナムにおける「逆相関関係」の存在

しかし「逆相関関係」がある場合、チャンチャイのような大規模経営の発展は容易ではなく、矛盾する現象となる。実際に2001年と2006年に実施された農村農水産業センサスの省別データによりベトナムにおいて「逆相関関係」が確認されるかみてみよう。図1は2001年と2006年の土地面積で示される経営規模と土地生産性の関係を省別にみたものである。一見してわかるのは全国レベルで「逆相関関係」は確認され (いわゆる「石川カーブ」(Ishikawa 1967, 74, 78; 石川 1990, 74-77) と同様の近似曲線が描かれる)、2001年から2006年にかけて維持されていることである。すなわち「逆相関関係」が2001年、2006年と確認されるにもかかわらず、ベトナムではチャンチャイを含む

表2 チャンチャイの分布

(単位：農場)

	作物栽培			畜産	林業	水産業	複合	合計
	単年生作物	多年生作物	合計					
2001 (2006年6月基準)								
紅河デルタ地域	185	574	759	158	125	1,492	163	2,697
	0.07	0.21	0.28	0.06	0.05	0.55	0.06	1.00
北部山岳丘陵地域	51	706	757	67	604	131	914	2,473
	0.02	0.29	0.31	0.03	0.24	0.05	0.37	1.00
北中部・中部沿岸地域	1,837	1,863	3,700	391	617	2,702	389	7,791
	0.24	0.24	0.47	0.05	0.08	0.35	0.05	1.00
中部高原地域	416	5,293	5,709	84	114	43	85	6,035
	0.07	0.88	0.95	0.01	0.02	0.01	0.01	1.00
東南部地域	1,483	7,457	8,940	883	100	518	390	10,831
	0.14	0.69	0.83	0.08	0.01	0.05	0.04	1.00
メコンデルタ地域	17,782	685	18,467	178	108	12,130	307	31,190
	0.57	0.02	0.59	0.01	0.00	0.39	0.01	1.00
全国	21,754	16,578	38,332	1,761	1,668	17,016	2,248	61,017
	0.36	0.27	0.63	0.03	0.03	0.28	0.04	1.00
2006 (2003年7月基準)								
紅河デルタ地域	337	629	966	7,583	303	3,838	2,532	15,222
	0.02	0.04	0.06	0.50	0.02	0.25	0.17	1.00
北部山岳丘陵地域	136	1,183	1,319	1,041	752	295	443	3,850
	0.04	0.31	0.34	0.27	0.20	0.08	0.12	1.00
北中部・中部沿岸地域	5,162	3,461	8,623	2,459	1,446	4,141	709	17,378
	0.30	0.20	0.50	0.14	0.08	0.24	0.04	1.00
中部高原地域	1,062	7,009	8,071	554	21	37	47	8,730
	0.12	0.80	0.92	0.06	0.00	0.00	0.01	1.00
東南部地域	1,545	8,424	9,969	3,021	80	766	241	14,077
	0.11	0.60	0.71	0.21	0.01	0.05	0.02	1.00
メコンデルタ地域	24,333	2,145	26,478	1,936	38	24,634	1,356	54,442
	0.45	0.04	0.49	0.04	0.00	0.45	0.02	1.00
全国	32,575	22,851	55,426	16,594	2,640	33,711	5,328	113,699
	0.29	0.20	0.49	0.15	0.02	0.30	0.05	1.00
2011 (2011年4月基準)								
紅河デルタ地域			42	2,454	3	922	90	3,511
			0.01	0.70	0.00	0.26	0.03	1.00
北部山岳丘陵地域			35	514	6	22	13	590
			0.06	0.87	0.01	0.04	0.02	1.00
北中部・中部沿岸地域			764	502	38	254	187	1,745
			0.44	0.29	0.02	0.15	0.11	1.00
中部高原地域			2,138	367	0	10	13	2,528
			0.85	0.15	0.00	0.00	0.01	1.00
東南部地域			3,439	1,854	3	56	35	5,387
			0.64	0.34	0.00	0.01	0.01	1.00
メコンデルタ地域			2,247	657	0	3,258	105	6,267
			0.36	0.10	0.00	0.52	0.02	1.00
全国			8,665	6,348	50	4,522	443	20,028
			0.43	0.32	0.00	0.23	0.02	1.00

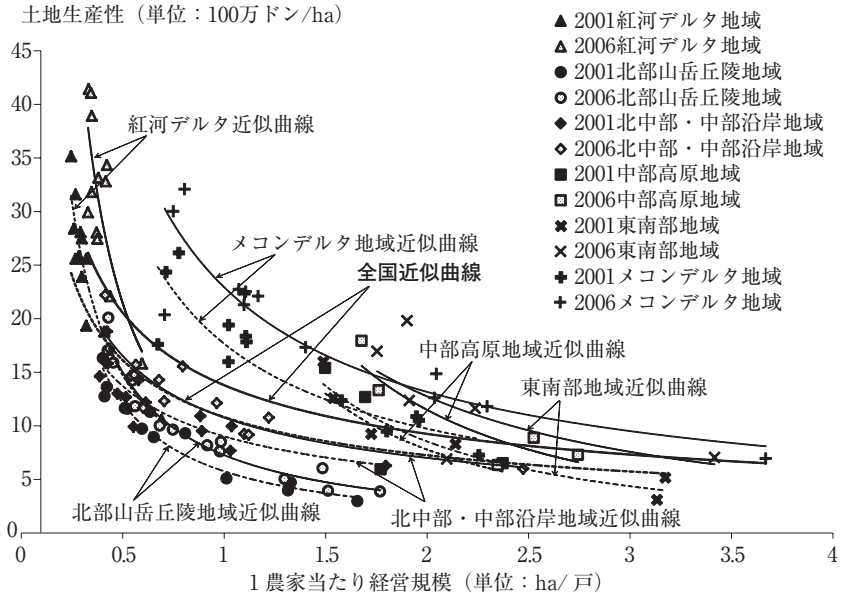
(出所) 2001年はGSO (2003, 432-434)、2006年はGSO (2007a, 349-354)、2011年はGSO (2012, 275-276)。

(注) 1) 下段ボールドの数値はチャンチャイの業種のシェアを示す。

2) 2001年のチャンチャイ数は2000年6月のチャンチャイ認定基準、2006年は2003年7月の基準、2011年は2011年4月の基準である。

3) 2011年は単年生作物栽培農場、多年生作物栽培農場に分けたデータが得られなかったため作物栽培農場数合計のみあげている。

図1 経営規模と土地生産性の逆相関関係



(出所) 1 農家当たり経営規模は GSO (2007c, 37-38) の2001年と2006年の耕地面積を GSO (2003, 178-181) の2001年農家数, GSO (2007c, 187-190) の2006年農家数でそれぞれ除し求められた。土地生産性は GSO (2006, 207-208) (2009, 225-226) から1994年固定価格による2001年, 2006年の農業総生産額をそれぞれ得て先述の耕地面積を除いて求められた。

(注) 図中の破線は2001年の近似曲線, 実線は2006年の近似曲線である。

大規模経営農家が増加していたことを示唆している。

しかし, より子細に図1を確認すると, やや異なる側面が現れる。図1で地域別にプロットされたデータ, 近似曲線をみると, 紅河デルタ地域は2001年, 2006年とも急勾配の「逆相関関係」を示すようにデータが分布しているが, 他地域は2001年, 2006年とも「逆相関関係」はあるものの, その勾配はいずれも紅河デルタ地域より緩やかにみえる。とりわけメコンデルタ地域では, 近似曲線の位置から高い農業生産水準にあることが窺え, かつ勾配が他地域にくらべ緩やかである。このように一見, 「逆相関関係」が存在してい

るようにみえるが、地域別にみれば、その程度に大きな差異があること、なかでもメコンデルタ地域においては「逆相関関係」の程度は弱く、大規模経営の進展にともなう高い農業発展段階にあることが示唆されており、チャンチャイがメコンデルタで発展していることと整合的である。また以上のことは、ベトナム農業の地域的多様性を考慮して「逆相関関係」を確認することが重要であることをも意味している。

ではこうした「逆相関関係」はどのような要因によって現出しているのだろうか。既存研究では、「逆相関関係」の要因として、これまでおもに3つの観点から検証が進められてきた¹⁰⁾。第1の観点は、土地の肥沃度（農地の本質的な質）が高い地域では¹¹⁾、多くの人口を扶養可能で人口成長も速いことから、土地の細分化による農業経営の小規模化を促し、小規模経営ほど土地肥沃度が高く「逆相関関係」が現出するというものである（土地肥沃度差説）。この考え方は、レイノルズ（L. Reynolds）やラル（D. Lal）によって「石川カーブ」と呼ばれた石川滋の人口圧力と土地生産性の直角双曲線の関係（Ishikawa 1967, 74, 78；石川 1990, 74-77）や、人口圧力と土地利用率向上の結果による土地生産性上昇の関係を示したボーズラップの仮説と基本的には同種のものである（Boserup 1965）¹²⁾。第2の観点は要素市場、とくに労働市場の不完全性に「逆相関関係」の要因を求めるものである（労働市場の不完全性説）。とくに大規模農業経営に関しては、雇用労働監視説がある。すなわち家族労働と異なり雇用労働は農作業のモラルハザードを起すため、雇用主である大規模農家の労働監視費用が大きくなり、シャドープライスが雇用労働の市場賃金よりも高くなる。ゆえに経営規模が大きくなったとしても追加的な雇用が困難となり、労働集約的な農業ができなくなるため、「逆相関関係」が現出するとするものである。第3の観点は、農家経営規模の指標である農地面積の測定誤差（measurement error）が見せかけの「逆相関関係」に反映する可能性にふれたものである（測定誤差説）。以上のうち、第1と第2の観点については重要な「逆相関関係」の要因として伝統的に議論が重ねられてきた。すなわち、第1の観点は土地の肥沃度が高ければ土地生産性が

高いという一見当たり前の議論が含まれているが、一般に農地の本質的質を観測することが難しいために労働市場の不完全性等他の要因の効果を明確に評価できないという問題があった（Bhalla 1988など）。また農地の本質的質の把握に必要とされる農地の土壌成分に関するデータ、もしくはパネルデータも一般に入手が困難であり、分析を難しくしている。土壌成分のデータは直接農地の本質的質をコントロール可能であるが、これができない場合は、パネルデータにより本質的な農地の質を時間 t で変化しない農家 i の個別特性と考え、観察できない潜在変数 (latent variable) としてコントロールする。この場合、具体的には以下のようなモデルを推定する。

$$y_{it} = a + \beta h_{it} + \mu_i + v_{it} \quad (1)$$

$$i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T$$

a : 定数項, y_{it} : 単位経営面積当たり年間農業総産出高,

h_i : 土地面積でみた農家経営規模

(1)式の μ_i でとらえられる観察不能な異時点間で変化しない農家固有の効果 (固定効果; fixed effect) に農地の本質的な質が反映される (v_{it} は攪乱項)。本章では、農地の土壌成分に関するデータを利用することができないため、パネルデータを用いた方法をとる。すなわち、VHLSS 2002および2004のデータを家計レベルでマッチングしてパネルデータを作成し、(1)のモデルを地域別に推計した。なおパネルデータ作成の対象となった家計は各調査時点でコメを作付していた稲作農家に限定されている。これは既存研究ではあまり注意が払われていないが「逆相関関係」に農家の作付選択が影響することを考慮したためである⁽³⁾。また稲作の経営面積が得られないため、ストックとしての単年生作物土地面積、および当該面積でコメ総産出量を割ったものをそれぞれ稲作の経営面積、土地生産性の代理値とし分析に適用した⁽⁴⁾。結果は表3に示されている。

ここから以下のことがわかる。すなわち、①東南部地域、メコンデルタ地域を除き、プーリング帰帰モデル、固定効果モデル、変量効果 (random ef-

表3 「逆相関係」の要因

面積当たり米総産出 (y: トン/ha)	全国				紅河デルタ地域				北中部山岳丘陵地域				北中部・中部沿岸地域			
	PR	FE	RE	RE	PR	FE	RE	RE	PR	FE	RE	RE	PR	FE	RE	
面積当たり米総産出 (y: トン/ha)	-1.395	-1.812	-1.481	-9.804	-9.222	-28.912	-9.804	-9.804	-8.272	-8.284	-8.455	-8.455	-3.721	-3.797	-3.781	
(α_1 : ha)	(-5.62)***	(-3.60)***	(-5.76)***	(-2.71)***	(-2.56)**	(-3.60)***	(-2.71)***	(-2.71)***	(-7.24)***	(-4.08)**	(-7.29)***	(-7.29)***	(-5.79)***	(-3.11)***	(-5.74)***	
単年作物経営面積 2乗	7.87×10^{-10}	9.33×10^{-10}	8.60×10^{-10}	-1.80×10^{-9}	-3.76×10^{-9}	3.49×10^{-8}	-1.80×10^{-9}	-1.80×10^{-9}	2.03×10^{-8}	2.73×10^{-8}	2.18×10^{-8}	2.18×10^{-8}	2.84×10^{-9}	2.32×10^{-9}	2.88×10^{-9}	
(α_2)	(2.15)**	(1.24)	(2.26)**	(-0.04)	(-0.08)	(0.48)	(-0.04)	(-0.04)	(3.17)***	(2.99)**	(3.39)***	(3.39)***	(4.26)***	(1.48)	(4.20)***	
農家家族労働	0.53	1.407	0.612	2.281	2.235	3.435	2.281	2.281	0.785	1.166	0.855	0.855	0.440	1.345	0.508	
(α_3 : 人)	(7.03)***	(10.97)***	(7.95)	(9.90)***	(9.76)	(9.30)***	(9.90)***	(9.90)***	(7.10)**	(6.85)**	(7.58)***	(7.58)***	(2.58)	(4.58)***	(6.20)***	
灌漑費用	24.919	14.183	24.036	19.257	19.215	23.164	19.257	19.257	15.951	4.401	14.359	14.359	20.937	7.910	19.666	
(α_4 : 水作経営費における割合: %)	(15.01)***	(5.14)***	(14.23)***	(4.80)***	(4.79)***	(3.89)***	(4.80)***	(4.80)***	(5.17)***	(0.86)	(6.62)***	(6.62)***	(6.62)***	(1.70)**	(6.20)***	
定数項	5.313	3.931	5.195	4.989	4.991	5.945	4.989	4.989	5.531	4.680	5.418	5.418	5.610	4.671	5.580	
(α_5 : 人)	(24.48)***	(11.88)***	(23.27)***	(9.03)***	(9.08)***	(7.01)***	(9.03)***	(9.03)***	(15.98)***	(9.25)***	(15.09)***	(15.09)***	(11.41)***	(6.04)***	(11.11)***	
R ²	0.061	0.060	0.060	0.082	0.092	0.074	0.082	0.082	0.177	0.129	0.176	0.176	0.065	0.038	0.065	
N	5,320	5,320	5,320	1,452	1,452	1,452	1,452	1,452	820	820	820	820	1,256	1,256	1,256	
Hausman 統計量																
Breusch-Pagan 統計量																
				1.03											8.14***	

面積当たり米総産出 (y: トン/ha)	中部高原地域				東部地域				メコンデルタ地域			
	PR	FE	RE	RE	PR	FE	RE	RE	PR	FE	RE	RE
面積当たり米総産出 (y: トン/ha)	-4.548	-6.617	-4.708	0.478	2.219	3.920	2.361	2.361	2.219	3.920	2.361	2.361
(α_1 : ha)	(-5.77)***	(-3.86)***	(-5.66)***	(0.64)	(2.96)***	(3.01)***	(3.12)***	(3.12)***	(2.96)***	(3.01)***	(3.12)***	(3.12)***
単年作物経営面積 2乗	6.83×10^{-9}	1.41×10^{-8}	7.32×10^{-9}	-9.56×10^{-10}	-4.28×10^{-10}	-2.53×10^{-9}	-9.56×10^{-10}	-9.56×10^{-10}	-6.25×10^{-9}	-9.85×10^{-9}	-6.60×10^{-9}	-6.60×10^{-9}
(α_2)	(3.26)**	(2.70)**	(3.27)**	(-1.08)	(-0.48)	(-2.01)**	(-1.08)	(-1.08)	(-3.08)**	(-2.94)***	(-3.20)***	(-3.20)***
農家家族労働	0.429	0.512	0.442	0.706	0.622	1.189	0.706	0.706	0.869	1.167	0.892	0.892
(α_3 : 人)	(2.18)**	(1.62)	(2.20)**	(2.49)***	(2.31)**	(2.28)**	(2.49)***	(2.49)***	(4.67)***	(3.27)**	(4.66)***	(4.66)***
灌漑費用	6.145	6.958	6.344	92.817	95.934	80.229	92.817	92.817	30.002	34.912	30.457	30.457
(α_4 : 水作経営費における割合: %)	(0.80)	(0.68)	(0.84)	(8.43)***	(8.43)***	(5.63)***	(8.40)***	(8.40)***	(4.47)**	(3.19)***	(4.46)***	(4.46)***
定数項	5.451	5.928	5.472	2.086	2.331	3.805	2.086	2.086	5.51	3.804	5.380	5.380
(α_5 : 人)	(7.29)***	(4.70)***	(7.00)***	(0.75)***	(3.50)***	(0.75)***	(2.97)***	(2.97)***	(10.79)***	(4.42)***	(10.19)***	(10.19)***
R ²	0.151	0.126	0.150	0.273	0.276	0.229	0.273	0.273	0.079	0.075	0.0792	0.0792
N	290	290	290	206	206	206	206	206	896	896	896	896
Hausman 統計量												
Breusch-Pagan 統計量												
				5.17								
												7.85***

(出所) VHLSS2002および2004に基づき筆者作成。

(注) 1) カッコ内の数値はt値を表し, *は10%水準で, **は5%水準で, ***は1%水準で有意なことを示す。
 2) PRはプーリング回帰モデル, FEが固定効果モデル, REは変量効果モデルを示す。

fect) モデルで単年生作物経営面積の係数の符号が負であり、「逆相関関係」が確認される。②「逆相関関係」が確認される地域では、中部高原地域を除き、ハウスマン (Hausman) 検定が有意となり固定効果モデルが支持される。③農家家族労働、灌漑費用はおおむね正で有意であるが、中部高原地域のみ灌漑費用が有意ではない、というものである。①については、少なくとも稲作については東南部地域、メコンデルタ地域で「逆相関関係」が解消されており、とくに後者では、効果は逡減するものの、正の相関がみられ大規模経営にも適した環境にあることがわかる¹⁵⁾。この点はメコンデルタ地域における大規模経営の増加、チャンチャイの発展を裏付けるものである。また②から中部高原地域、東南部地域、メコンデルタ地域を除き、異時点間で不変である土地の本質的質を考慮しても、なお「逆相関関係」が残っていることを示唆しており、労働市場の不完全性もしくは雇用労働監視の問題が「逆相関関係」に影響を及ぼしていることが知られる¹⁶⁾。最後に③から、農家の家族労働投入および灌漑投資は、それぞれ雇用労働監視問題の解決、追加的な農地の質向上という形で、土地生産性向上に効果的であることが示唆される¹⁷⁾。とくに雇用労働監視問題の解決については、次節で詳述される。以上の分析から、総じて「逆相関関係」には本質的な土地の質のみでは説明できない雇用労働監視問題も重要な要因となっていること、メコンデルタ地域における大規模経営農家、チャンチャイが発展し得る環境を確認し得たといえよう。

第2節 チャンチャイの雇用吸収力

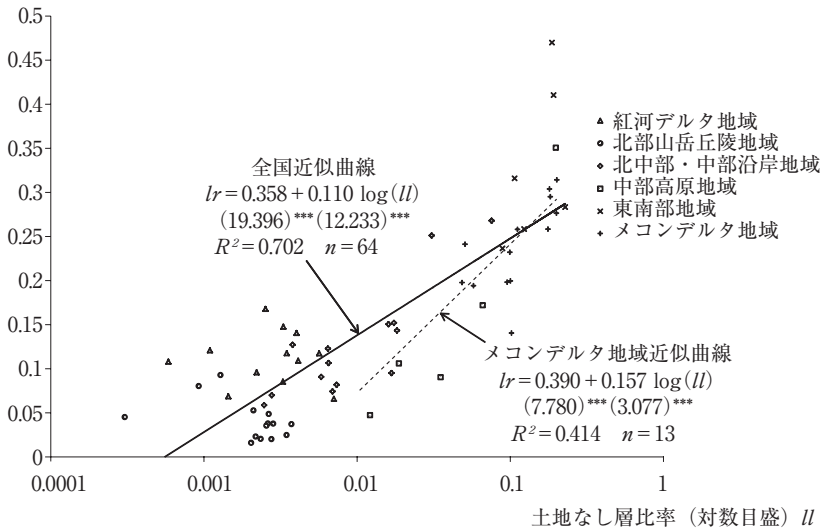
1. なぜ大規模経営化が進展するのか——農村労働市場の発展——

では「逆相関関係」がある地域でチャンチャイを含む大規模経営農家は、なぜ発展することが可能であったのだろうか。とりわけメコンデルタ地域は「逆相関関係」をどのように克服し、農業の大規模経営化につなげたのであ

ろうか。すでに本質的な農地の質、労働市場の不完全性が「逆相関関係」に影響を与えることに言及し、とくに後者は、大規模経営の発展に対し直接的な制約をもたらす雇用労働監視問題として、ベトナムでも「逆相関関係」の大きな要因となっていることを指摘した。したがって、大規模経営の発展は、農地集約と農業労働者の雇用に合わせ雇用労働監視問題を克服することで可能となったと考えられる。

ベトナムでは1993年の土地法による組織、個人に対する長期の土地利用権付与および土地利用権の交換、譲渡、貸借、相続、担保化、さらに2003年11月の新土地法で土地利用権の商品化（市場取引化）が認められることで、土地利用権の流動化が進んできた（石田 2006, トラン・ヴァン・トゥ 2010, 第4章, 第8章）。これにより農地集約が進められ、大規模経営農家発展の下地となったのである。また土地利用権の流動化は、大規模経営農家を生み出す一方で土地なし層の発生を生み、ベトナム政府の大きな関心事となった。すなわち農家の階層分化が進み、土地なし層となった者は貧困層へと没落するという考え方である。しかし Ravallion and van de Walle (2008, Ch.6) はこの考え方に異議を唱え、土地なし層はむしろ労働市場の発展を促し、能力に見合った新しい雇用機会を得て貧困にはなっていないことを示した。これは脱農し都市や農村で非農業に従事するか、比較的高い賃金で農業労働者となっていることを意味する。農家経営規模が大きくなると家族労働に不足が生じ雇用労働に依存せざるを得ないから、そうした農家は土地なし層に由来する農業労働者を雇用することで、家族労働不足を補ったと考えられる。実際、図2に見られるごとく土地なし層が多い省では、雇用労働力を利用している農家が多い。大規模経営やチャンチャイが発展しているメコンデルタでは、その近似曲線から、この傾向がより顕著であることもわかる。加えて、既述のごとく近年インフレーション昂進による都市部から農村部への帰還労働者が増加しており、大規模経営農家、チャンチャイの新たな雇用労働力の源泉となり得る。こうした労働市場の発展が農地集約とともに大規模経営の発展を促した大きな要因である。

図2 農家における雇用労働力の利用と土地なし層の関係（2006年）

雇用労働比率 lr 

（出所）雇用労働比率はGSO（2007c, 185-186）の農家の家族労働者数と雇用労働者数のデータから総労働者数を求め、後者を除すことで求められた。また土地なし層比率はGSO（2007c, 187-190）の土地なし層の数を農家総数で除して求めた。

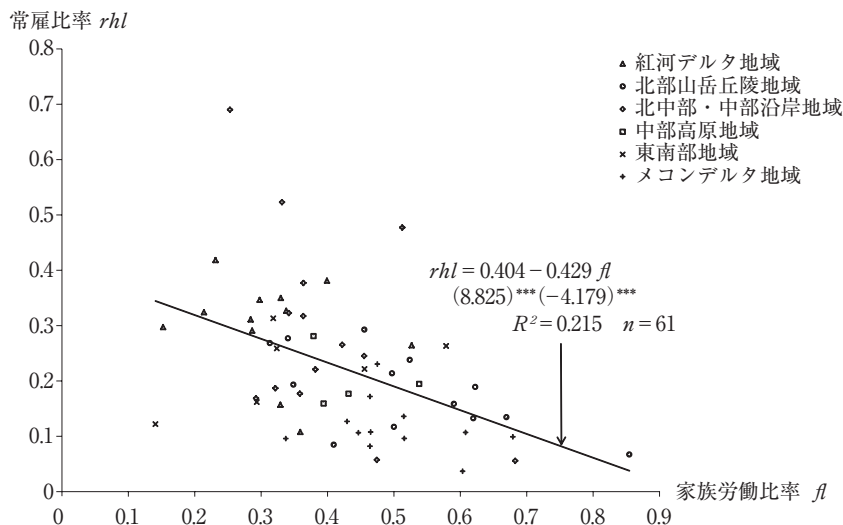
（注）近似曲線の式において括弧内の数値は t 値を表し、***は1%水準で有意なことを示す。また R^2 は自由度修正済み決定係数、 n は標本規模である。

だが大規模経営農家の雇用労働力利用は、「逆相関関係」で議論したように雇用労働の監視問題を生じさせる。この問題はどのように克服したのであろうか。雇用労働監視問題を解決する方法のひとつは、雇用労働の監視費用を抑えるため土地利用権を貸出し、適正経営規模に抑えるというものである（Eswaran and Kotwal 1985b）。しかし、この方法は大規模経営農家が土地利用権の借入によって成立する可能性を否定するものであるし、実際、南アジアの逆小作（reverse tenancy）の事例もある（藤田 1993, 94; Eastwood, Lipton and Newell 2010, 3365）。むしろ大規模経営農家にとって雇用労働監視問題を解決するより重要な方法は、以下のふたつであろう。

第1に雇用労働力として常雇（permanent labour）を用いることである。す

なわち年間を通して農家に雇用される長期契約労働者の常雇は、家族労働に近い存在であり、農作業におけるモラルハザードを起こしにくい (Eswaran and Kotwal 1985a)。ゆえに常雇には雇用労働監視問題があまりともなわず家族労働を代替する労働力として大規模経営農家に重宝されることとなる。図3は2001年のチャンチャイにおける家族労働比率と常雇雇用比率の関係を省別データによりみたものである。この図から家族労働比率が小さく(大きく)なるにつれて常雇雇用比率が大きく(小さく)なること、換言すれば家族労働と常雇に代替関係があることがわかる。つまりチャンチャイは、家族労働

図3 チャンチャイにおける家族労働力と常雇の関係(2001年)



(出所) 常雇比率は GSO (2003, 435-437) から常雇数と総労働者数を得、前者を後者で除して求められた。家族労働比率も同様に同じ資料から家族労働者数を得、総労働者数で除して求められた。

- (注) 1) ここでの家族労働者数は農場主家計の労働者 (lao dong cua ho chu trang trai) である。
 2) ここでのチャンチャイとは2000年6月基準によるものである。
 3) 総労働者数には農繁期等に雇用される臨時雇 (lao dong thue muon thoi vu) も含まれているが、臨時雇の調査日前12カ月の労働日数を150日 (日本でも農業専従者と季節労働者の境界は150日である) で除し常雇と比較可能なように臨時雇数が調整されている。
 4) 近似曲線の式においてカッコ内の数値は t 値を表し、***は1%水準で有意なことを示す。また R^2 は自由度修正済み決定係数、 n は標本規模である。

不足をモラルハザードが少ない常雇を雇用することで補い、雇用労働監視問題を解決していることが示唆されるのである¹⁸⁾。ただし、作付や収穫といった農繁期は、常雇のみでは足りず季節労働者のような臨時雇（casual labour）を雇い入れる必要がある。臨時雇にはモラルハザードにともなう雇用労働監視問題が生じるから、大規模経営農家が発展するためには つぎにあげる第2の方法が重要となる。

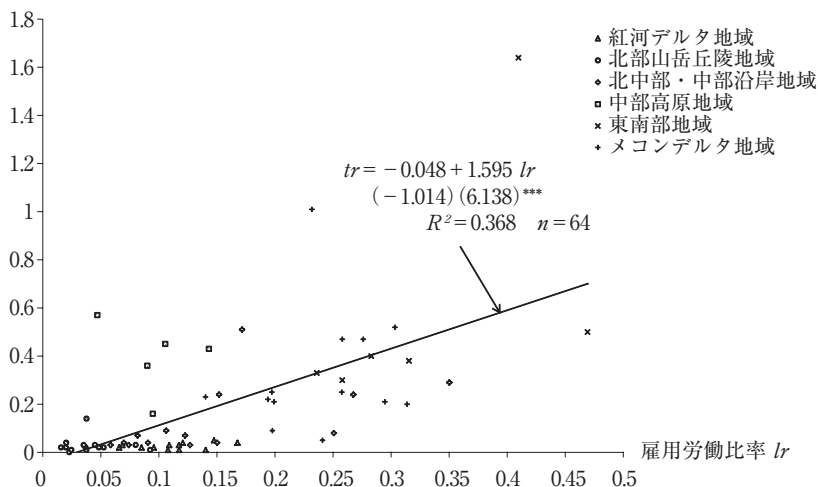
それは農業機械の利用である。ベトナムでは1988年の10号政治局決議により農家の農業機械の所有が認められたが（Nguyen Sinh Cuc 1995, 94）、それ以降、農業機械の普及やトラクター等による賃耕が進んだ¹⁹⁾。農業機械の導入は、家族労働による雇用労働監視の費用を引き下げることにも貢献する。すなわち臨時雇の雇用労働者にはモラルハザードが考えられるので、農作業のうち丁寧で繊細な作業が必要なものには家族労働が、それ以外のものには雇用労働が割り当てられる傾向がある（Eswaran, M. and A. Kotwal 1985a）。家族労働と雇用労働は非代替的であるため、家族労働が農業機械の導入により省力化し、雇用労働監視への注力（労働監視努力）をあげ、雇用労働のモラルハザードを防ぐことにつながる。事実、図4で農家における2006年の雇用労働力利用と大型トラクター所有台数の関係を見ると、農家が雇用労働者を多く雇い入れている省ほど大型トラクター普及台数が多い傾向がみてとれる²⁰⁾。すなわち大型トラクターの導入により雇用労働監視問題を克服した証左といえよう。以上のように大規模経営農家は土地利用権の流動化、雇用労働の利用とそれにとともなうモラルハザードの克服により発展してきたといえるのである。

2. チャンチャイの雇用吸収力

ところで農村の大規模経営農家、とくにチャンチャイは農村の過剰労働力を吸収する担い手としての役割も期待されている。この背景には、工業化を進展させるべき農村の過剰労働力が滞留していることを示唆する農村人口の

図4 農家における雇用労働力と大型トラクターの利用（2006年）

大型トラクター普及台数 tr （単位：台/100戸）



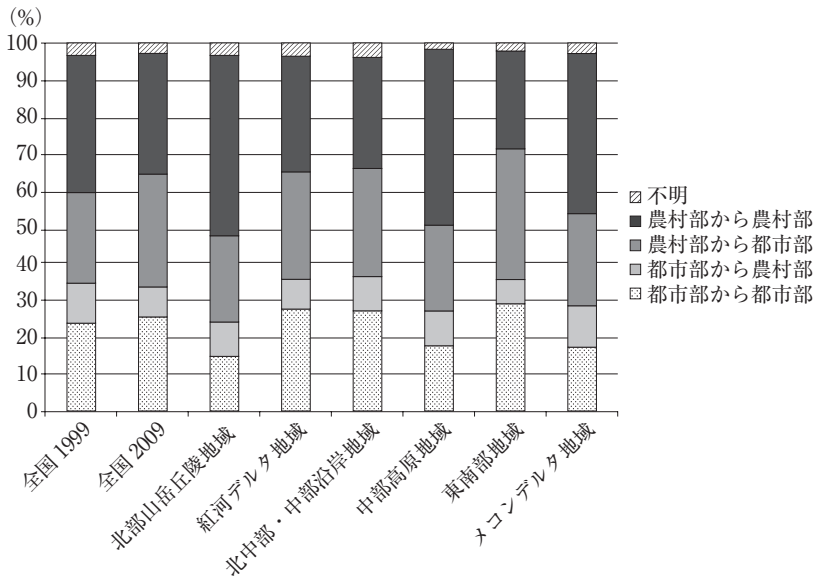
（出所）大型トラクター普及台数はGSO（2007c, 197-198）、雇用労働比率は図2に同じ。

- （注）1）近似曲線の式において括弧内の数値は t 値を表し、***は1%水準で有意なことを示す。また R^2 は自由度修正済み決定係数、 n は標本規模である。
- 2）ここでの大型トラクターとは35馬力以上のものを示す。

固定性に加え、近年の物価高騰による農村部への帰還移動が、農村の過剰就業状態に拍車をかけていることがある。図5は2004年4月1日から2009年同日までの5年間に、どの方向の人口移動が多かったか割合でみたものである。なお全国における1994年3月31日から1999年同日までの移動もあげることで異時点間の比較も可能にしている。この図からまずわかるのは全国レベルで農村から都市への移動割合が漸増しているのに対し、農村間移動の割合は減少していることである。この点だけ見れば、工業化にともない農村から都市への移動が進んでいるように見える。しかし、農村間移動の割合は依然として高く、とりわけ北部山岳丘陵地域、中部高原地域、メコンデルタ地域、ハノイ、ハイフォンやダナン、ホーチミンなどの大都市を擁しない地域で高い割合となっている。また農村間移動者数を実数で見れば全国1999で169万302人、全国2009は220万4430人となり、むしろ51万4128人増加している。さら

に都市部から農村部への移動割合も全国レベルでは、1999年のデータと2009年のデータを比較し、やや減少しているようにみえるが、実数では前者が49万3039人、後者が54万7626人と5万5000人弱増加している。これは総人口移動が全国1999の453万7246人から全国2009の672万4958人に増加したことが背景にあり、一見すると農村部から都市部への移動が進んでいるようにみえるが、実際は必ずしもそうになっていないことに注意が必要である。以上の観察は、農村部に過剰労働力を抱え、帰還移動者も増加しているというこれまでの言及と整合的である²⁰⁾。

図5 人口移動の方向と地域の特徴



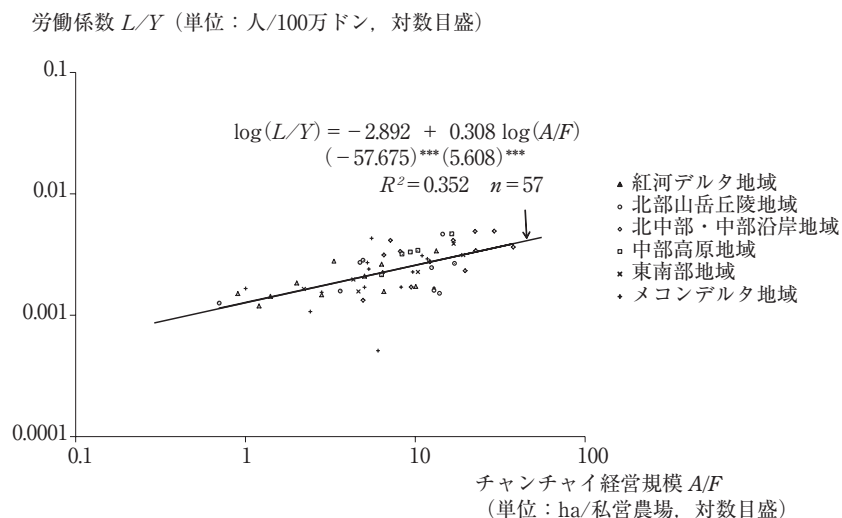
(出所) Ban chi dao tong dieu tra dan so va nha o trung uong (2010, 278-280)。全国1999のみ GSO (2001, 216)。

(注) 全国1999は1994年3月31日の常住地と1999年3月31日の常住地が異なる人口を移動とみなしている。その他全国2009年をはじめとする地域別の図は2004年4月1日の常住地と2009年4月1日の常住地が異なる人口を移動とみなしている。「常住地が異なる」とは、ここでは「常住する行政村レベルの行政区が異なること」を意味する。行政村レベルの行政区とは、行政村(社: xa), 坊 (phuong), 町 (市鎮: thi tran) である。詳しくは Ban chi dao tong dieu tra dan so va nha o trung uong (2010, 75-76)。

こうした農村の過剰労働力に対し、はたして大規模経営農家は十分な雇用機会をもたらすことが可能であろうか。この問いを解明するため、大規模経営の代表的形態であるチャンチャイの雇用吸収力を把握することを試みた。図6はチャンチャイの雇用吸収力をみるため横軸にチャンチャイの平均経営規模、縦軸に労働係数をとり、省別データをプロットしたものである。この図からわかることは、明らかにチャンチャイの経営規模が大きくなれば、労働係数で表現された雇用吸収力が上昇するということである。

別の観点からチャンチャイの雇用吸収力を考えてみよう。チャンチャイの雇用吸収力が高いということは、農村のチャンチャイに雇用が吸収され農村

図6 チャンチャイの雇用吸収力 (2011年)



(出所) チャンチャイ経営規模は Ban chi dao tong dieu tra nong thon, nong nghiep va thuy san trung uong (2011, 96-97), 労働係数は同じく Ban chi dao tong dieu tra nong thon, nong nghiep va thuy san trung uong (2011, 90-91, 100-101) から1チャンチャイ当たり労働者数 L を1チャンチャイあたりの総産出額 Y で除して求められた。

(注) 1) 近似曲線の式においてカッコ内の数値は t 値を表し、***は1%水準で有意なことを示す。また R^2 は自由度修正済み決定係数、 n は標本規模である。

2) この図は両対数目盛になっているので、あてはめた直線の傾きは労働係数に対する平均経営規模の弾力性となっている

から都市への移動が抑えられる可能性につながる。たとえばハノイ、ダナン、ホーチミンという北部、中部、南部の大都市に向けた各省からの移動を考えたとき、チャンチャイの数が多い省ほど上記各都市へ移動する人数は少なくなるはずである。この仮説を検討するため、各省からハノイ、ダナン、ホーチミンへの流入現象に重力モデル (gravity model) が適用できると考え、それに所得格差や流出元の工業化率、チャンチャイの効果を加えた以下の推計を行った。なお推計には人口移動者数 0 を打ち切り (censored) とみなしたトービット・モデル (Tobit model) を用いている²²⁾。

$$M_{ij}^* = a + x_{ij} \beta + u_{ij}$$

$$M_{ij} = \max(0, M_{ij}^*) \quad (2)$$

結果は表 4 にまとめられている。まずわかるのは重力モデルで想定されている効果 (人口規模は移動に正の影響、距離は負の影響) は、各省からハノイ、ダナン、ホーチミンへの流入、いずれもおおむね確認できるが、人口規模についてはホーチミン流入についてのみ有意にならなかった。人口圧の高い紅河デルタ地域にあるハノイへの流入では 1 % 有意なので、流出元の人口圧効果 (プッシュ要因) が結果に表れた可能性がある。流出元と流入先の所得格差 (一人当たり月次所得の比率) は、比較的所得の省が多い中部にあるダナンへの流入に想定された効果が表れた。しかしホーチミン流入には効果がなく、ハノイへの流入にいたっては、むしろ所得格差が大きいほど移動の制約となるという結果となった。これはホーチミンへの移動が多い南部諸省では比較的所得の高い省が多いからかもしれない。ハノイへの流入については労働者の移動に加え、公務員や学生の移動も多いことが所得格差の効果を弱めている可能性もあるが、移動に制約をかけることまでは説明できない。ただ近年の物価や家賃の高騰によるハノイやホーチミンの住環境悪化は、説明要因のひとつとして考えられる。都市部で物価にあわせ賃金が上昇したとしても、それ以上に物価や家賃が高騰し、都市部での生活や農村部への送金が難しくなっていること、とくに宅地面積の狭小なハノイでは家賃が高騰していることなどを考えると²³⁾、ハノイへの流入に制約がかかるのも不思議ではな

表4 主要都市への人口流入とチャンチャイの雇用吸収効果 (2009~2010年)

	(1)	(2)	(3)
	ハノイ流入モデル	ダナン流入モデル	ホーチミン流入モデル
人口規模	0.000	0.000	0.000
(2009年: $pop_i \cdot pop_j$)	(5.15)***	(1.78)*	(1.53)
距離 (km: $dist_{ij}$)	-6.239	-8.087	-7.067
	(-7.50)***	(-5.42)***	(-3.98)***
1人あたり月次所得の比率	-1,819.279	1,543.673	-2,081.977
(2010年: $r_{inc_{ij}}$)	(-2.64)**	(2.05)**	(-1.36)
工業化率 (2009年: r_{ind_i})	-173.082	12.571	-229.448
	(-3.72)***	(0.34)	(-1.95)*
チャンチャイ数 (2009年: $tr09_i$)	0.088	0.022	-0.568
	(0.59)	(0.14)	(-2.03)**
定数項	4,451.706	163.312	13,525.43
	(2.90)***	(0.10)	(3.03)***
標本規模	62	62	62
疑似 R^2	0.119	0.059	0.024
対数尤度	-264.558	-270.647	-533.749

(出所) 各省からハノイ、ダナン、ホーチミン各中央直轄市への流入者数を示す被説明変数 M_{ij} は Viet Nam, Tong cuc thong ke (2011, 241-252), 人口規模は GSO (2011a, 58-59) に掲載されている各省の人口 pop_i にハノイ、ダナン、ホーチミン各中央直轄市の人口 pop_j を乗じて導出。1人あたり月次所得 (2010年価格評価1000ドン) の比率 $r_{inc_{ij}}$ は GSO (2011b, Table5.4) の省別データを用いて「流入先 j の一人あたり月次所得/流出元 i の月次所得」として計算された。工業化率 r_{ind_i} は GSO (2011a, 306-307, 437-438) の1994年価格評価の省別工業総生産額、農業総生産額を用いて前者を後者で除した比率を流出元 i それぞれについて計算して導出した。チャンチャイ数 $tr09_i$ (2003年7月基準) は GSO (2011a, 299-300)。距離 $dist_{ij}$ はハノイ、ダナン、ホーチミンの各中央直轄市から各省の省都までの距離とし、ウェブ上の地図サービス (Google Maps: <http://maps.google.co.jp/> 2013年2月18日閲覧) を利用して実際に測定して得た。

- (注) 1) i は流出元の省, j は流入先の中央直轄市である。したがって (1) は j がハノイ, (2) はダナン, (3) はホーチミンとなる。
- 2) 被説明変数 M_{ij} は2009年4月1日時点と2010年4月1日時点の居住地を比較したとき、前者と後者が異なり、かつ後者が (1) はハノイ, (2) がダナン, (3) がホーチミンになっている人口である。
- 3) 表中各モデルの上段の数字は人口移動0の場合を打ち切りデータとみなしたトビーット・モデルの係数、括弧内は t 直、*は10%水準で有意、**は5%水準で有意、***は1%水準で有意であることを示す。
- 4) 人口規模の係数がすべてのモデルで0.000となっているが、これは小数第3位までで表示できない正の値であることを示す。

い。流出元の工業化率については、紅河デルタ地域からの流入者が多いハノイへの流入について強い負の効果が見られた。これは紅河デルタで発展している専業村 (lang nghe) の影響が考えられる²⁴⁾。ダナンへの流入において流出元の工業化率は有意とならなかったが、ダナンへの流出者が多い中部諸省では、そもそも工業化率がそれほど高くない (たとえば中部高原地域など)。またホーチミンへの流入については、工業化率が比較的高い東南部諸省の効果が反映されたと考えられる。

では肝心のチャンチャイの効果はどうであろうか。これはチャンチャイが全国で最も発展しているメコンデルタ地域からの流入者が多いホーチミンへの流入について、その効果が顕著に表れた。すなわちホーチミンへの流入についてはチャンチャイが多い省ほど、その流入を抑える (負の影響を与える) ことがみてとれる。これは、農村部におけるチャンチャイの雇用吸収力を反映しているといつてよいであろう。

おわりに

以上、ベトナムの農村において大規模経営農家、とくにチャンチャイと呼ばれる私営農場が発展している現象に着目してきた。最後にこれまでの分析で得た結論を簡単にまとめながら、今後の課題を展望したい。

まず第1節では、大規模経営農家、チャンチャイの発展要因について論じられた。そこで注目した論点のひとつは、ベトナムで確認された大規模経営農家の発展と「逆相関関係」の存在は相反する矛盾した現象ではないかという疑問である。この問題に対して、メコンデルタ地域のように大規模経営農家やチャンチャイが発展した地域ほど「逆相関関係」の程度が弱いこと、大規模経営化は「逆相関関係」の要因のひとつとされる雇用労働監視問題を克服することで可能となることを示した。すなわち大規模経営農家やチャンチャイは、土地利用権の流動化により土地の集約を進め、おもに土地なし層を

由来とする雇用労働力を利用して家族労働の不足を解決した。ただ雇用労働力の利用には高い労働監視費用がともなう。そこで農業機械等を利用し、雇用労働監視問題を克服するメカニズムを作動させ、大規模経営化を進め得たのである。

続いて、こうして発展した大規模経営農家、チャンチャイが、ベトナムで大きな問題となっている農村過剰労働力を十分に吸収することが可能な担い手なのか確認した。分析の結果、大規模経営の代表的形態であるチャンチャイの高い雇用吸収力が確認され、農村から都市部への移動を抑える効果があることも示唆された（第2節）。

このように大規模経営農家やチャンチャイの発展は、「逆相関関係」に反する社会的に非効率な資源配分を示す現象ではなく、競争力ある農民が経営効率化し得た結果の現象と解釈される。それはマクロ的には「逆相関関係」の地域的多様性という形で表れており、とくにメコンデルタ地域は、大規模経営農家やチャンチャイの発展する環境下にあった。

また、そうした大規模経営は、農村の過剰労働力を吸収する重要な担い手であることが期待される。ただこうした農村での雇用吸収は、工業化をめざすベトナムにとって本当に望ましいのか議論の余地は残る。本来、工業化の重要な担い手となるべき労働力の移動機会を少なくし、農村人口の固定性を助長することがあり得るためである。大規模経営農家やチャンチャイが発展することにより農業の競争力が高まることは、工業化の進展にどのような影響を及ぼすのか、農村人口の固定性をもたらす要因と併せ、今後議論が必要であろう。

最後に、今後の農業発展と工業化の進展を見据えるためには、ベトナム農業の競争力と地域的多様性の関連を理解することが重要である。たとえば、農業の地域的多様性を反映する作付構成が、ベトナム農業の競争力にどのような影響を与えているのか、本章では必ずしも十分に検討することはできなかった。それゆえ、こうした点は今後の課題として引き続き追究していきたい。

〔注〕

- (1) FAO (2013, 35) によると2012年のベトナムのコメ輸出量はおよそ770万トンであり、インドに次いで2位である(タイは690万トンで同年3位)。輸出額でみた場合2011年はタイ、インドに次いで第3位になっている(International Trade Centerのデータベース http://www.trademap.org/tm_light/Index.aspx (2013年2月17日閲覧)より)。コーヒー、コショウ、カシューナッツ、天然ゴムの輸出順位も同データベースを利用。
- (2) 寺本ほか(2011, 17-18)および白石・竹内(1999, 第2章)を参照。「工業国」とは「機械化と科学・技術の発展の上に成立し、生産額と労働人口の双方において工業(とサービス業)が非常に大きな比重を占める経済」とされる(白石・竹内1999, 37)。
- (3) 「チャンチャイ」の邦訳として「私営農場」が利用されることもあるが(たとえば荒神2010など)、混乱を防ぐため他章と同様に、本章でもそのまま「チャンチャイ」と呼称する。
- (4) Nguyen Sinh Cuc (2003, 61)によれば、政府によるチャンチャイの正式な認知は1998年11月の共産党政治局6号決議(*Nghi quyết số 06/NQ-TW ngày 10/11/1998 của Bộ chính trị về một số vấn đề phát triển nông nghiệp và nông thôn*)とされる。また同資料p.451から2000年2月のチャンチャイに関する政府3号決議(*Nghi quyết số 03/NQ-CP ngày 02/2/2000 của Chính phủ về kinh tế trang trại*)がチャンチャイ奨励の法的な基礎づけとなったことがわかる。
- (5) 伝統的には下記の式における係数 β が負になれば、「逆相関関係」があるとして検証されてきた。

$$y_i = a + \beta \ln h_i \quad (1')$$

a : 定数項, y_i : 単位経営面積当たり年間農業総産出高,

h_i : 土地面積でみた農家経営規模

以下、カギカッコつきで「逆相関関係」という場合は、土地生産性と農家経営規模の逆相関関係を示すものとする。

- (6) 本章は農業経営規模の現状を土地生産性という効率性の視点から評価し、その妥当性を考察したものである。そうした視点の問題もあり、大規模農家と小規模農家が「同じ市場」で競争しているか否かは明示的に考察されておらず、ベトナムの事情を踏まえて慎重に検討すべき今後の課題と考えている。たとえば競争を前提とした適者生存原理による大規模農家の発展の説明は、安易にはできないだろう。なお、競争を考慮した場合、小規模農家あるいは大規模農家の有利性を議論するためには、土地生産性のみならず農業生産の投入面にかかる分析(費用分析)も必要である。ゆえに我々は、本章で主たる分析対象地域となるメコンデルタ地域について、VHLSS2004(本文参照)を用い、単位面積当たりコメの農業経営費用(C_1 : 100万ドン/ha; 種子, 苗, 肥料, 農薬, 除草剤, 農具, 燃料, 修理維持費, 資本減耗分, 土地賃貸費, 資本財賃貸費, 役畜賃貸費, 雇用労働用役費, 灌漑費, 税金, 貸借金の利息支払い, その他費用から構成される)と農業経営規模(A : 単年生作物用地面積 ha)の関係について簡単な回帰分析を行った。なお農業経営費用は一月当たりに換算されている。分析結果は下記の通りである。

$$C_1 = 0.709 - 0.012 \ln A \quad (2)$$

(40.43) *** (0.73) $n = 830, R^2 = -0.0006$

係数は統計的に有意でなく、モデルそのものも説明力を何ら有していないことから、メコンデルタのコメ生産については、少なくとも単位面積当たりの農業経営費では農業経営規模間の差がないことが窺われる。ただし上記農業経営費用を農家自家労働の評価分（自家労賃：VHLSS2004から得たメコンデルタの賃金労働における1人当たり平均月次賃金による評価）を考慮した生産費（ C_2 ）に置き換えて分析すると結果はやや異なる。すなわち

$$C_2 = 1.074 - 0.674 \ln A \quad (3)$$

(31.87) *** (-20.68) *** $n = 830, R^2 = 0.3405$

となり、大規模経営ほど生産費が低くなることを示唆する。これは見積もられた自家労賃が大規模農家ほど低いことに起因すると考えられ、本文中で指摘されるように、農業機械の利用等により自家労働投入が大規模経営ほど集約的でなくなることも整合的と思われる。本文中の分析では、変数を適切にコントロールした結果、メコンデルタでは「逆相関関係」の解消が見られたが、この分析結果は費用面からまたメコンデルタにおける農業経営規模の拡大を支持するものといえよう。

- (7) たとえば、2008年2月22日付の <http://vietbao.vn/> の記事、“TP. HCM: Cong nhan rung rung bo viec, ve que (ホーチミン市：労働者がどんどん仕事を捨て田舎に帰る).” 2008年2月27日付の *Ngui lao dong* (『労働者』誌 <http://nld.com.vn/>) “Vi sao cong nhan bo viec? (なぜ労働者は仕事を捨てるのか)”, そして <http://www.baomoi.com/> の2011年3月9日付 “Luong khong “kham” noi gia, nhieu cong nhan tinh bo viec (給与が物価に追いつかず多くの労働者が仕事を捨てる計画をたてる).” など（いずれも2013年2月17日閲覧）。消費者物価指数はIMF (<http://www.imf.org/external/data.htm> 2013年2月17日閲覧)によると2000年を100としたとき2011年は248.625となっており、物価の高騰がうかがわれる。
- (8) 1993年の土地法により、土地利用権の上限が各農家3ヘクタールと定められたことは、その象徴的事象といつてよいであろう（トラン・ヴァン・トゥ 2010, 185）。なおチャンチャイ認可基準の詳細については高橋（2012）を参照。
- (9) 具体的な改正内容については高橋（2012）を参照。
- (10) 「逆相関関係」の要因に関する既存研究の詳細なサーベイは高橋（2006; 2012）を参照のこと。
- (11) 藤田（1993, 134）がいうように土地の質に反映される肥沃度差には1）灌漑等、土地改良投資に原因がある肥沃度差、2）それ以外の原因による土地本来の肥沃度差がある（たとえば土地本来の土壌の質など）。ここでいう農地の本質的な質とは2）に該当する。Barrett, Bellemare and Hou（2009）では、灌漑地の種類別データ（天水灌漑か、湧水灌漑か、あるいはダムなどによる重力灌漑か）、土壌成分のデータが用いられており、1）、2）双方が考慮された分析となっている。
- (12) この点については石川（2006, 46）でも言及されている。ポーズラップ仮説については藤田（1993, 149-150）も参照のこと。
- (13) 経営面積、作物の作付構成も農家が決めるものであることに由来する内生性の問題、作物の作付構成変化による土地生産性への影響（黒崎 2000; 2004）を考慮し、基

幹作物であるコメ生産に限定して考えた。なお、藤田（1993）は、作付構成が「逆相関関係」に影響することを明示的にとり上げた数少ない研究である。

- (14) ここでの「ストックとしての単年生作物土地面積」とは、藤田（1993, 154）がふれているように、作付面積ではない（すなわち単年生作物の二期作、三期作を考慮した延べ面積ではない）、農家が所有経営（ベトナムの場合、厳密には土地利用権を保有）する農地面積を意味する。また前注でふれたように、ベトナムの多くの地域では、代表的な単年生作物がコメであるため、上記の単年生作物用農地面積をコメ作付用農地面積（水田面積）の代理値とし、コメの総産出量を割ることで、コメの土地生産性としている。コメ作付の地域別差異が推計のバイアスをともなう可能性が否めないが、いずれの地域も2002年時点でコメが単年生作物のうち最大の割合を占めていたことから、ある程度許容されると思われる（Nguyen Sinh Cuc 2003, 676-677, 685-686, 708-709）。
- (15) この点は1994～2001年までを検証した高橋（2006）の分析結果とも整合的である。すなわちメコンデルタの稲作に従事する大規模経営農家は多期作化による土地利用率向上により、土地生産性を上げており、今回の結果もそれを裏付けるものである。
- (16) 「逆相関関係」が確認される地域のうち中部高原のみ変量効果モデルが支持される。変量効果モデルでは農家固有の効果が確率変数であることを示しており、土地の本質的な質のように異時点間で不変である農家固有効果をコントロールできない。この背景には、土地の質、雇用労働監視の効果が交わり合っていること、中部高原の稲作が個々の農家にとってリスクの高いものであることや、コーヒーなど多年生作物の生産が発展していることが考えられるが、詳しい追究は今後の課題としたい。
- (17) 中部高原地域は少数民族が多く、地理的に灌漑が難しいこともあり2001年の灌漑面積率は全国のなかで最も低い。すなわち農地全体で5.75%（36.15%）、単年生作物用農地で12.17%（48.08%）、稲作地で29.58%（62.99%）（GSO 2001, 493-494, カッコ内は全国）。したがってVHLSSの調査時点では灌漑を用いた稲作体系が、十分ではなかったことが影響していると思われる。
- (18) ただし2001年において、メコンデルタ地域のチャンチャイでは常雇の雇用は相対的に少なく、臨時雇の方が重要であった（GSO 2003, 435-437から、常雇比率は全国で0.16、最も高い紅河デルタ地域で0.30に対し、メコンデルタ地域では0.10である）。実際、図3と同じ分析をメコンデルタ地域のデータのみに適し直線回帰を行っても統計的に有意な結果は得られなかった。したがって次に述べる農業機械の利用がメコンデルタ地域では重要となる。なおチャンチャイにおける常雇、臨時雇別の雇用者数は2001年の農村農水産業センサス結果から得られる。それによると2001年全国におけるチャンチャイ雇用者総数は36万8650人、うち常雇は5万9166人、臨時雇（常雇換算）14万870人である。
- (19) 筆者が2002年9月に当時のカントー省オーモン県を訪れた際、クーロンデルタ稲作研究所で省を越えてトラクターの賃耕が進展していることを聞いた。近年でもメコンデルタ地域ではトラクターによる賃耕、コンバインによる賃刈が広く行われているという（本書第2章を参照）。また過剰労働力が言及される環境下で、農業機械のような省力技術が導入されることは矛盾に感じられるかもしれない。この問題については、石川（1990, 第4章）もしくは速水佑次郎やV. M. Ruttanなど（たとえば Otsuka

and Runge 2011, Ch.7 所収の Ruttan 論文) により比較的早期から追究されてきた。その骨子は、高収量品種の導入等によりコメ等作物の多期作化が進むと、農作業はかえって労働使用的となり、雇用労働力の使用とトラクター等農業機械の導入を両立させる可能性があるということである。実際、本章で扱う2000年代については土地利用率(作付延べ面積/農地面積)のデータが得られず直接把握はできなかったが、注15でふれたように、1994年から2001年にかけては、少なくともメコンデルタ地域において、大規模農家ほど多期作化等によって土地利用率をあげていることがわかっている(高橋2006)。

(20) メコンデルタ地域のみデータでも直線回帰を行い、近似曲線を求めたが有意な結果とならなかった。これはメコンデルタには大規模経営やチャンチャイが多く、雇用労働力の利用や大型トラクターの普及も進んでいるという地域的な同質性のため、データにあまり変動がないことに起因すると思われる(GSO 2007c, 197-198)によれば、2006年におけるメコンデルタの大型トラクター普及台数は100農家当たり0.17台に対し、メコンデルタでは0.35台である(注19も参照)。また図4と同様の分析を同じ資料を用いて小型トラクター(12馬力未満)、中型トラクター(12~35馬力)についても行ったが、雇用労働比率との有意な関係は見出せなかった。

(21) 農村部に過剰労働力がどの程度滞留しているか推計することは紙幅の関係上、別の機会にゆずるが、ベトナム統計総局が都市農村別の失業率、不完全就業率を報告している(注19)ので(GSO 2011a, 120)、さしあたり農村部の過剰労働力把握のためにあげておきたい。すなわち2010年の農村失業率は2.30%、不完全就業率は4.26%である。地域別ではメコンデルタが農村失業率、不完全就業率とも最も高く、それぞれ3.45%、6.35%である。農村部における過剰労働力の滞留(特にメコンデルタ)が示唆される結果であり、農村部の雇用吸収を考察する意義がここから窺われる。なお失業率、不完全就業率の定義は下記の通りである。最初に失業者数について。これは、働いていないが働く意思をもち、働きたいと思っている者、所得が得られる職を探している者(これまで働いたことがない人も含む)を指す。また、以下の条件の者も含む。仕事を一時的に休んでおり、元の仕事を続けることの保障が必ずしもあるとは限らないが、依然として働く意思をもっている、あるいは職を探している者、仕事を一時的に休んだ後、新しい職が決まったため、参照期間(調査時点より前7日間)に職探しを行っていない者、職を辞め、給与/賃金も支払われていない者、職をみつけないことができると信じており、積極的に職探しを行っていない者(健康上の制約、不適切な資質などによる)。以上の条件に該当する15歳以上の人口が失業者数である。この失業者数を労働力人口(経済活動人口)で割ると失業率が定義される。

不完全就業人口は参照期間において職を持っており、以下の3つの条件全てを満たす人々を含む。第1に、追加の時間で働く意思を持つ者：(i) 時間を増やすため(幾つかの)時間外労働を行ないたいと思う者；(ii) 時間外に働くことができる別の仕事で職の1つを置き換えたいと思う者；(iii) 現在の職の1つについて時間を増やしたいと思う者；(iv) もしくは上記3つが合わさった場合。第2に、時間を追加して仕事をすることができる者、すなわち、(たとえば1週間で)雇用機会がある場合に時間外労働を行う意思がある者。第3に、参照期間中、すべての仕事について定められた労働時間よりも低い状態で働いていた者。この不完全就業者数を労働力人口あるいは

は就業者数で割ったものが不完全就業率となる。

- (22) (2)式の M_{ij} は i 地点から j 地点への人口移動を表しており、 x_{ij} には人口規模、距離、流出元と流入先の所得格差（1人当たり月次所得の比率）、流入元の工業化率、チェーンチャイ数が含まれる。なお a は定数項、 u_{ij} は攪乱項である。
- (23) たとえば公安のホームページ <http://www.cand.com.vn/>（2013年2月18日閲覧）にある2009年8月13日付“Ha Noi: Thieu nha tro cho nguoi lao dong（ハノイ：労働者の宿泊施設が不足）”の記事からもその様子がわかる。
- (24) 専業村（工芸村）については坂田（2009）等を参照のこと。

〔参考文献〕

<日本語文献>

- 石川滋 1990. 『開発経済学の基本問題』 岩波書店.
- 石田暁恵 2006. 「土地回収制度を中心とするベトナムの土地制度変化に関する一考察」『アジア経済』47(8) 8月2-26.
- 黒崎卓 2000. 「農業発展と作付変化——パンジャープ農村の100年——」『経済研究』51(3) 7月193-208.
- 2004. 「作付シフトによる農業の発展——南アジアの経験分析——」法政大学比較経済研究所・尾高煌之助編『近現代アジア比較数量経済分析』法政大学出版局 191-215.
- 荒神衣美 2010. 「大規模市場農場の成長と農業近代化」『アジア研ワールド・トレンド』(177) 6月8-11.
- 坂田正三 2009. 「ベトナム紅河デルタ地域の農村工業——リサイクル村の発展に見る小規模経済主体の戦略——」坂田正三編『変容するベトナムの経済主体』研究双書 No.579 アジア経済研究所 223-249.
- 白石昌也・竹内郁雄編 1999. 『ベトナムのドイモイの新展開』アジア経済研究所.
- 高橋壘 2006. 「現代ベトナムにおける『逆相関関係』の存在とその要因——メコンデルタ農業における経営規模の拡大と雇用——」『東南アジア研究』44(2) 9月223-249.
- 高橋壘 2012. 「現代ベトナム農業における大規模経営化と雇用吸収——省別データを用いた考察——」坂田正三編『ベトナムの農村発展——高度経済成長下の農村経済の変容——』調査研究報告書 アジア経済研究所 21-51.
- 寺本実・岩井美佐紀・竹内郁雄・中野亜里 2011. 『現代ベトナムの国家と社会——人々と国の関係性が生み出す〈ドイモイ〉のダイナミズム——』明石書店.
- トラン・ヴァン・トゥ 2010. 『ベトナム経済発展論——中所得国の罫と新たなドイモイ——』勁草書房.
- 藤田幸一 1993. 『バングラデシュ農業発展論序説——技術選択に及ぼす農業構造の影響を中心に——』農業総合研究所.

<ベトナム語文献>

Ban chi dao tong dieu tra dan so va nha o trung uong（中央人口住宅センサス指導委員会）

2010. *Tổng điều tra dân số và nhà ở Việt Nam năm 2009: Các kết quả chủ yếu* (2009年ベトナム人口・住宅センサス——主要結果——). Ha Noi: Ban chỉ đạo tổng điều tra dân số và nhà ở trung ương.
- Ban chỉ đạo tổng điều tra nông thôn, nông nghiệp và thủy sản trung ương (中央農村農水産業センサス指導委員会) 2011. *Báo cáo sơ bộ kết quả tổng điều tra nông thôn, nông nghiệp và thủy sản năm 2011* (2011年農村農水産業センサス結果速報). Ha Noi: Ban chỉ đạo tổng điều tra nông thôn, nông nghiệp và thủy sản trung ương.
- Bộ Kế hoạch và Đầu tư và Tổng cục Thống kê (ベトナム計画投資省・統計総局) 2009. *Tổng quan kinh tế-xã hội Việt Nam (2006-2010)* (ベトナム社会経済概要(2006~2010)). Ha Noi: Nhà xuất bản Thống kê (統計出版社).
- Viet Nam, Tổng cục Thống kê (ベトナム統計総局) 2011. *Điều tra biến động dân số và kế hoạch hóa gia đình 1/4/2010: Các kết quả chủ yếu* (2010年4月1日家族計画および人口動態調査——主要結果——). Ha Noi: Tổng cục Thống kê.

< 英語文献 >

- Barrett, Christopher B., Marc F. Bellemare and Janet Y. Hou 2010. "Reconsidering Conventional Explanations of the Inverse Productivity: Size Relationship." *World Development* 38(1) Jan.: 88-97.
- Bhalla, S. S. 1988. "Does Land Quality Matter? : Theory and Measurement." *Journal of Development Economics* 29(1) July: 45-62.
- Boserup, E. 1965. *The Conditions of Agricultural Growth: The Economics of Agrarian Change under Population Pressure*. London: G. Allen & Unwin (安澤秀一・安澤みね 訳『農業成長の諸条件——人口圧による農業変化の経済学——』ミネルヴァ書房 1975年).
- Eastwood, R., M. Lipton and A. Newell 2010. "Farm Size." In *Handbook of Agricultural Economics*, vol. 4, edited by P. Pingali and R. Evenson. Amsterdam: Elsevier.
- Eswaran, M. and A. Kotwal 1985a. "A Theory of Two-Tier Labor Markets in Agrarian Economies." *American Economic Review* 75(1) Mar.: 162-177.
- 1985b. "A Theory of Contractual Structure in Agriculture." *American Economic Review* 75(3) June: 352-367.
- FAO (Food and Agriculture Organization) 2013. *Rice Market Monitor* 16(1) Jan.
- GSO (General Statistical Office) 2001. *Population and Housing Census Vietnam 1999: Completed Census Results*. Ha Noi: Statistical Publishing House (英越併記).
- 2003. *Results of the 2001 Rural, Agricultural and Fishery Census*. Ha Noi: Statistical Publishing House (英越併記).
- 2006. *Statistical Yearbook of Vietnam, 2005*. Ha Noi: Statistical Publishing House (英越併記).
- 2007a. *Results of the 2006 Rural, Agricultural and Fishery Census, vol. 1: General Results*. Ha Noi: Statistical Publishing House (英越併記).
- 2007b. *Results of the 2006 Rural, Agricultural and Fishery Census, vol. 2: Rural Situation*. Ha Noi: Statistical Publishing House (英越併記).
- 2007c. *Results of the 2006 Rural, Agricultural and Fishery Census, vol. 3: Agriculture*,

- Forestry and Fishery*. Ha Noi: Statistical Publishing House (英越併記).
- 2009. *Statistical Yearbook of Vietnam 2008*. Ha Noi: Statistical Publishing House (英越併記).
- 2011a. *Statistical Yearbook of Vietnam 2010*. Ha Noi: Statistical Publishing House (英越併記).
- 2011b. *Result of the Vietnam Household Living Standards Survey 2010*. Ha Noi: Statistical Publishing House (英越併記).
- 2012. *Results of the 2011 Rural, Agricultural and Fishery Census*. Ha Noi: Statistical Publishing House (英越併記).
- Ishikawa, S. 1967. *Economic Development in Asian Perspective*. Tokyo: Kinokuniya.
- Nguyen Sinh Cuc 1995. *Agriculture of Vietnam 1945-1995*. Ha Noi: Statistical Publishing House (英越併記).
- 2003. *Vietnam Agriculture and Rural Area in the Renovation Period [1986-2002]*. Ha Noi: Statistical Publishing House (英越併記).
- Otsuka, K. and C. F. Runge 2011. *Can Economic Growth Be Sustained?: The Collective Papers of Vernon W. Ruttan and Yujiro Hayami*. Oxford: Oxford University Press.
- Ravallion, M. and D. van de Walle 2008. *Land in Transition: Reform and Poverty in Rural Vietnam*. Washington, D.C.: World Bank.
- World Bank 2007. *World Development Report 2008: Agriculture for Development*. World Bank (田村勝省 訳『世界開発報告——開発のための農業——』一灯舎 2008年).