

第 2 章

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—

高橋 壘

要約：

本章では、ベトナムにおいて近年見られる農家の大規模経営、とりわけチャンチャイ（trang trại）と呼ばれる私営農場の発展現象に焦点をあて、関連する以下の 2 つの問題を省別セミマクロデータにより明らかにする。第 1 に土地生産性と経営規模の「逆相関関係」と大規模農業経営の発展という矛盾する現象がなぜ併存しているのかという問題、第 2 に農村人口の固定性や都市から農村への帰還移動増加がもたらす農村過剰労働力に対して、十分な雇用吸収力を大規模経営農家がもっているかという問題である。分析の結果、1)「逆相関関係」が存在する中で大規模経営農家が発展したのは、農村労働市場の発展による雇用労働の利用と雇用労働監視問題を克服するメカニズム（農業機械の利用等）の導入によること、2) 大規模経営の典型的形態である私営農場は、十分な雇用吸収力をもつということ、がわかった。

キーワード：

農村人口の固定性、「逆相関関係」、私営農場（チャンチャイ）、帰還移動、雇用吸収

1. はじめに

2011 年にベトナムはドイモイ政策開始 25 周年を迎え、造語であった「ドイモイ（đổi mới）」という言葉もベトナムの経済発展とともに世界に広く知られるようになった。とりわけ 21 世紀に入りグローバル化が進展するなか、ベトナムも 2000 年 7 月の越米通商協定締結（2001 年 12 月発効）を皮切りに、2007 年の WTO 正式加盟など国際経済参入を本格化させ¹、世界におけるベトナムの存在感は増しつつある。近年においても、2007 年から 2008 年にかけての世界食糧危機に伴う米輸出規制が、農業生産に比較優位をもつ米輸出国としての存在感

¹ トラン・ヴァン・トゥ[2010：57-59；第 11 章]は、2000 年以降のベトナムの発展は「地域化（regionalization）を含むグローバル化（globalization）として特徴づけられる」としている。また寺本実・岩井美佐紀・竹内郁雄・中野亜里[2011：18]（寺本実執筆）も 2001 年 11 月に国際経済参入決議を共産党政治局が出したことに触れ「本格的な国際経済への参入期に入った」としている。

を世界に知らしめることとなった²。現在のベトナムは米（2011 年世界輸出高第 2 位）以外にもコーヒー（2010 年世界輸出高第 2 位）、コショウ（同 1 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世界有数の輸出国となっており、後述するように農業がベトナムの経済発展において重要な役割を果たしてきたことが知られる³。

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⁴。こうした工業化・近代化が進められる中で、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。特に農村では土地利用権の流動化に伴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（tràng trại）とよばれる大規模私営農場の発展は⁵、現在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その育成に力をいれている⁶。実際、大規模経営農家の数は後述するように増加してきている。

こうした工業化・近代化に伴う大規模経営化を中心とした農業、農村の変化の型は、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存立するという道筋が想定されている。日本の旧農業基本法が想定したこともそうであるし⁷、他の多くの国でも World Bank[2007 : 90-92]が指摘しているように、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てきた。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見られ、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⁸。「逆相関関係」は大規模経営の存立と発展に相反する現象であるが、ベトナムでは後に見るように「逆相関関係」が確認されるにも関わらず、大規模経営が増加している。本章の第 1 の問題は、こうした問題意識に則り、なぜ大規模経営がベトナムにおいて増加しているのか「逆相関関係

² FAO [2008 : 33]で 2008 年 3 月 26 日に米輸出に関する厳格な新規制が設けられたことについて触れられている。

³ FAO [2012 : 20]によると 2011 年のベトナムの米輸出量はおよそ 700 万トンであり、タイに次いで 2 位である。ただ米輸出の未来は必ずしも明るくはない。品質が悪いため国際価格が低く、輸出額でみた場合 2010 年はアメリカ、インド、パキスタンに次いで第 5 位になっている（International Trade Center のデータベース http://www.trademap.org/countrymap/Country_SelProduct_TS.aspx（2012 年 2 月 20 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じデータベースを利用。

⁴ 寺本実・岩井美佐紀・竹内郁雄・中野亜里[2011 : 17-18]（寺本実執筆）および白石昌也・竹内郁雄[1999 : 第 2 章]（白石昌也執筆）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（白石昌也・竹内郁雄[1999 : 37]（白石昌也執筆））。

⁵ 本章における私営農場という日本語の呼称は、荒神衣美[2010]に従う。

⁶ Nguyen Sinh Cuc [2003 : 61] によれば、政府による私営農場の正式な認知は 1998 年 11 月の共産党政治局 6 号決議（*Nghị 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 月の私営農場に関する政府 3 号決議（*Nghị quyết số 03/NQ-CP ngày 02/2/2000 của Chính phủ về kinh tế tràng trại*）が私営農場奨励の法的な基礎づけとなったことがわかる。

⁷ この点については速水佑次郎・神門善久[2002]等を参照。

⁸ 以下、鍵括弧つきで「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。

係」の視点から解答を探ることにある⁹。

本章の第2の問題は、大規模経営、とりわけ先述した私営農場の雇用吸収力についてである。ルイスやラニス＝フェイのモデル（Lewis [1954] [1958]、Ranis and Fei [1961]）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、ベトナムにおいては工業化が進展している中で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¹⁰。これと関連して近年、農村から出て働いていた労働者が物価高騰から都市部での生活を維持できず、農村部に戻るといふ帰還移動（return migration）も多々報道されている¹¹。すなわち帰還移動による農村部の雇用問題は深刻化することとなり、農村部における雇用を如何に進めるかが喫緊の課題となっている。本章ではこうした農村過剰人口の雇用先としても農村の私営農場に代表される大規模経営に着目し、その雇用吸収力をも探りたいと考える。

以上の2つの問題に解答を与えるべく、本章では2001年、2006年、2011年に行われた農林水産業・農村センサス（Tổng điều tra nông thôn, nông nghiệp và thủy sản）の省別データを主として用いる。この調査は、1994年以来5ヵ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¹²。公表されているのは全国あるいは省（tỉnh）別に集計されたセミマクロデータがほとんどであるが¹³、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。本来であれば農家、私営農場のマイクロデータがあることが望ましいが、そうしたデータは詳細な現地調査を経なければならず、本章はその準備段階として、まずは省別のセミマクロデータから先の2つの問題に関する全般的な傾向を調査するという位置づけもある。また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年間を主な対

⁹ 我々はかつてこの問題を1990年代のメコンデルタ地域について考察した（高橋壘[2006]）。本章はその問題意識を引き継ぎ2000年以降のベトナム全国へと一般化し、最新データを適用しようとする試みでもある。

¹⁰ この問題については早くから政府も認識していたことが Nguyen Sinh Cuc[2003: 251-254]からもわかる。なお農業人口（農村人口ではないことに注意）が一定のまま固定性をもつという本章と類似の現象については、特に戦前日本の特徴として議論されることが多い（梅村又次[1961: 第6章]）。なぜ戦前日本の農業人口が固定性をもったのかという議論は、農家の長子相続制を核に最近では Hayashi and Prescott[2008]で議論されている。また部門間労働移動に対する長子相続制の影響とその作用メカニズムについては斎藤修[2008: 第6章]で詳しく取り上げられている。以上のような観点から、本章で確認される農村人口の固定性がなぜ存在するのか、その要因を探ることも重要な論点であり、今後の研究課題としたい。

¹¹ 例えば、2008年2月22日付の <http://vietbao.vn/> の記事、“TP. HCM: Công nhân rừng rừng bỏ việc, về quê(ホーチミン市：労働者がどんどん仕事を捨てて田舎に帰る)” 2008年2月27日付の *Người lao động* (『労働者』誌 <http://nld.com.vn/>) “ Vì sao công nhân bỏ việc ? (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 “ Lương không “kham” nổi giá, nhiều công nhân tính bỏ việc (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2012年3月10日閲覧)。消費者物価指数は IMF (<http://www.imf.org/external/data.htm> 2012年3月10日閲覧) によると2000年を100としたとき2010年は209.496となっており、物価の高騰がうかがわれる。

¹² ベトナムの農林水産業・農村センサスについて詳細は高橋壘[2007]を参照されたい。

¹³ 省別の報告書もあり、省下の行政区分である県（huyện）レベル、行政村（xã）レベルのデータが得られるが入手にやや困難を伴うため、ここでは省別データが利用されている。

象としている。

以下、第 2 節ではベトナムにおけるこれまでの農業生産の発展を概観し、農村人口の固定性、農家経営規模の大規模化、私営農場の発展という各現象を確認したうえで、「逆相関関係」の存在とその時間的变化をみる。第 3 節では、第 2 節で確認された「逆相関関係」が存在するにも関わらずベトナムにおいて農業（あるいは農林水産業）の大規模経営化が進展する利用を考察し、大規模経営が存立しうる条件を探る。そのうえで大規模経営の 1 つの形態として期待される私営農場に焦点をあて、工業化過程のなか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。

2. 現代ベトナム農業の発展と大規模経営化

2.1. 現代ベトナム農業の発展と農村人口の固定性

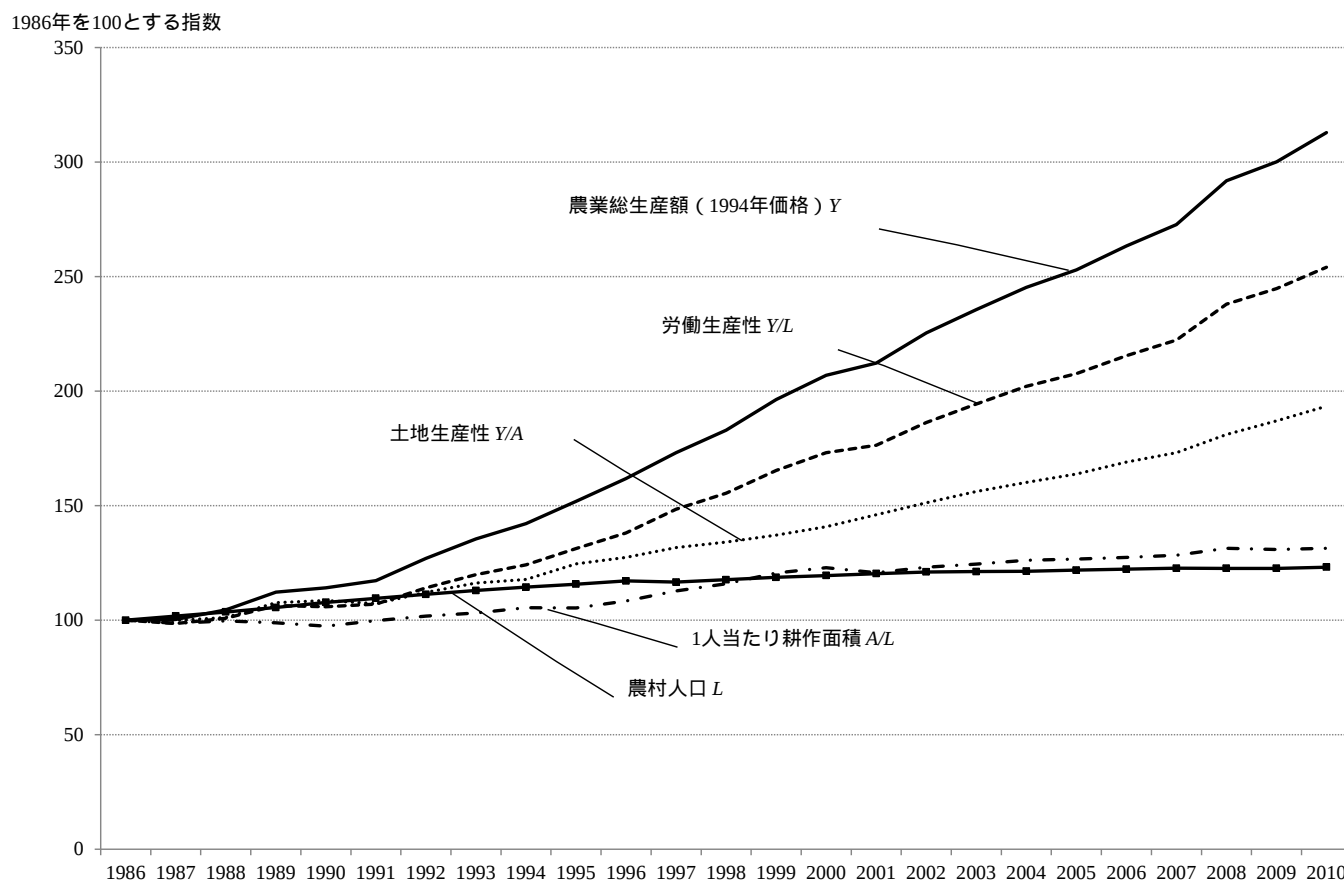
最初にこれまでのベトナム農業の発展とその特徴について簡単に確認しておこう。図 1 はベトナム農業の発展をドイモイ政策が開始された 1986 年から描いたものである。農業総生産額 Y は 1994 年固定価格で評価することにより実質化され、1986 年を 100 とする指数で表現されている。同様に L はデータの制約から農村人口の指数、土地生産性 Y/A は農作物耕作面積あたり農業総生産額の指数、労働生産性 Y/L は農村人口 1 人あたり農業総生産額の指数、そして土地労働比率 A/L は農村人口 1 人あたりの耕作面積の指数で近似されている。

この図からまずわかるのは従来から言われているように 1988 年の 10 号政治局決議（*số 10-NQ/TW, ngày 5 tháng 4 năm 1988*）で農家が個々の経営単位として認められて後、農業総生産額が急速な上昇に転じていること¹⁴、農業総生産額の上昇に合わせて労働生産性が伸びていることである。この点を $Y/L = Y/A \cdot A/L$ の関係を想定して考察すると、1 人あたり耕作面積は 2010 年に至るまでほとんど伸びていないので、労働生産性の伸びの大部分は土地生産性の伸びによって説明できることが示唆される。この点はアジアの他地域について従来から言われてきたことでもある（速水佑次郎・神門善久[2002：第 4 章]）。土地生産性の伸びは個別作物の単収上昇（品種改良等）によってもたらされる他¹⁵、黒崎卓の南アジアに対する一連の研究（黒崎卓[2000][2004]等）からも明らかなように付加価値の高い作物への作付シフト（作付構成の変化）によってもたらされる。ベトナムでは米だけの生産からコーヒーや果樹、畜産など主要輸出品、国内需要が大きい農産物の生産が農家に奨励され、多

¹⁴ 10 号政治局決議が農業の発展や農家の生活水準向上に与えた役割についてはすでに多くの文献で指摘されている。実証研究としては例えば Ravallion and van der Walle[2008：ch.3]を参照。

¹⁵ 例えば米の品種改良についてはカントー（Cần Thơ）中央直轄市にあるクーロンデルタ稲作研究所（Cuu Long Delta Rice Research Institute：CLRRI）で開発された OM 品種（研究所の所在地であった Ô Môn に由来）等が有名である。

図1 ベトナム農業の生産推移（1986-2010 年）



出所) 農業総生産額 Y は 1986-2000 年までは Vietnam, General Statistical Office[2004 : 1149]、2001-2010 年までは Vietnam, General Statistical Office[2011, p.305]。農村人口 L は 1986-2000 年までは Vietnam, General Statistical Office[2004 : 1067]、2001-2010 年までは Vietnam, General Statistical Office[2011 : 57]。耕作面積 A (農作物の作付面積) は 1986-2000 年までは Vietnam, General Statistical Office[2004 : 1158]、2001-2010 年までは Vietnam, General Statistical Office[2011 : 311]。以上で得られた Y 、 L 、 A を用いて労働生産性 Y/L 、土地生産性 Y/A 、1 人当たり耕作面積 A/L の計算が行われている。

注 1) 2010 年の Y 、 L 、 A は統計総局による推計値である。

2) 黒崎卓 [2004 : 194]で指摘されているように、労働生産性の計算に必要な L には農業就業人口等を用いた方がよいが、一貫した時系列データが得られなかったこともあり農村人口で近似している。

様化が促されてきた¹⁶。そのこともあって一国でみた場合、多様化は進展しているが、省や県ではたとえばダクラク (Đắk Lắk) 省のコーヒー、ビンフック (Bình Phước) 省のカシューナッツ、ラムドン (Lâm Đồng) 省、タイグエン (Thái Nguyên) 省の茶のように生産される農作物の特化が進んでいるのでセミマクロレベル、あるいは農家といったマイクロレベルでは付加価値の高い作物への特化が進んでいることが考えられる¹⁷。詳細な分析は別稿

¹⁶ 2008 年時点で問題となっていた食糧安全保障の件とともに、地域毎に作付に適した作物を栽培するという作付多様化の議論が第 10 期中央委員会第 7 回総会で行われ、2008 年 8 月 5 日中央委員会 26 号決議 (Ban chấp hành trung ương đã ban hành nghị quyết, ngày 5/8/2008, số 26-NQ/TW về nông nghiệp, nông thôn, nông dân) として公布されている (Việt Nam, Bộ kế hoạch và đầu tư và Tổng cục thống kê[2009 : 42])。

¹⁷ 2009 年においてコーヒーは全国で 103 万 5100 トン生産されているが、うちダクラク省 38 万トン (36.7%)、ラムドン省で 30 万トン (29.0%) が生産されている。茶は全国で 2009 年に 78 万 8800 トン生産されており、うちラムドン省で 19 万 140 トン (24.1%)、タイグエン省で 15 万 8700 トン (20.1%) 生産されている。カ

に譲るとして、このことが個別作物の単収増加のほかに土地生産性の向上に寄与したひとつの要因と考えられる。

第 2 に注意したいのは、このようにして上昇した労働生産性の一方で農村人口はほとんど減少していないということである。冒頭で触れたようにルイス流の二重構造モデルでは、伝統部門（農業に代表される）からの無制限労働供給が工業化の原動力であるが、いずれは転換点（turning point）を超え、伝統部門からの労働供給が枯渇し伝統部門の労働の限界生産性が上昇する段階に至ることが想定されている。工業化が進む中で農村人口の固定化が転換点に達していない状況の反映ならば、今後の工業化につながるものとして理解できる。しかし、先述した農村への帰還移動等を考慮すると工業化との関連や農村雇用の観点から農村人口の固定性は議論すべき重要な論点である。

すなわち近年、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（注 11 参照）。こうした帰還移動が図 1 の農村人口の固定性にも反映していると考えられるならば、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、如何に雇用機会を与えるかという問題につながる。

2.2. 大規模経営の効率性 — 「逆相関関係」の検討 —

2.2.1. 農業経営規模の拡大と私営農場の発展

以上のように深刻化する農村部の雇用問題を解決するものとして、さらには工業化過程における農業近代化を担う層として大規模経営農家、私営農場が大きな期待を集めている。

シューナッツは 2009 年に全国で 28 万 9670 トン生産されており、うちビンフック省で 13 万 4550 トン（46.5%）、ドンナイ（Đồng Nai）省で 4 万 800 トン（14.1%）の生産である。その他主要輸出品となっているコショウと天然ゴムについても見てみるとコショウは 2009 年で全国 10 万 5600 トンの生産、うちビンフック省 2 万 7840 トン（26.4%）、ジャライ省（Gia Lai）省 2 万 1730 トン（20.6%）、天然ゴムは全国 71 万 3700 トンの生産、うちビンフック省で 18 万 70 トン（25.2%）、ビンズオン（Bình Dương）省で 18 万 トン（25.2%）となっている。なお以上のデータは農業農村開発省（Bộ Nông nghiệp và phát triển nông thôn）のホームページ <http://www.agroviet.gov.vn>（2012 年 2 月 20 日閲覧）による。

また作付の集中度を確認するためハーシュマン＝ハーフィンダール指数（Hirschman=Herfindahl Index）を 1986 年から 2010 年まで作成し確認する作業を行った。すなわち米、トウモロコシ、甘藷、キャッサバ、棉花、サトウキビ、ラッカセイ、大豆、茶、コーヒー、天然ゴム、コショウ、その他作物の 13 品目について各品目作付面積の総作付面積に対するシェア α_i を計算し（ i は各品目を表す）、その 2 乗和を求めることでハーシュマン＝ハーフィンダール指数を求めた。この指数が高ければ集中、低ければ多様化を示す。作業の結果、1986 年に 0.461 であった指数は 1994 年に 0.45 を下回って低下傾向をたどり 2007 年に 0.331 となった以降は安定して推移したことがわかった。これにより 2007 年までは全国的に作付多様化の傾向を強めてきたことが知られる。なお指数の計算には、1986-2000 年は Vietnam, General Statistical Office[2004 : 1164-1240]、2001-2010 年は Vietnam, General Statistical Office[2011 : 322-368]に掲載されている各作物の作付面積を用いた。

表 1 経営規模別農家数の変化 (2001 - 2011 年)

										(単位: 戸)
	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										
紅河デルタ地域	9428	1320362	1400191	114429	7563	1253	1011	213	51	2854501
北部山岳丘陵地域	6865	377625	730005	364102	175995	43879	19653	4014	190	1722328
北中部・中部沿岸地域	33467	689138	1291820	408129	123014	33552	17228	4797	650	2601795
中部高原地域	13269	44375	133039	198688	204424	62228	29788	7027	958	693796
東南部地域	86917	66276	121429	137403	138246	53855	33916	12016	2327	652385
メコンデルタ地域	294715	190477	512927	532320	408896	143481	66307	14729	1463	2165315
全国	444661	2688253	4189411	1755071	1058138	338248	167903	42796	5639	10690120
2006										
紅河デルタ地域	5682	1047080	1015532	92020	7345	1166	628	194	44	2169691
北部山岳丘陵地域	3559	356598	751127	398526	203679	55197	24469	4688	288	1798131
北中部・中部沿岸地域	38457	620442	1167891	394345	144129	41334	22562	7374	1072	2437606
中部高原地域	17878	37379	114927	191613	237665	100741	49864	14282	1617	765966
東南部地域	82762	59287	94021	115576	125525	53986	38310	15720	3325	588512
メコンデルタ地域	251900	196036	480887	477124	366615	133331	71489	17040	1932	1996354
全国	400238	2316822	3624385	1669204	1084958	385755	207322	59298	8278	9756260
2011										
紅河デルタ地域	-	-	-	-	-	-	-	-	-	1911897
北部山岳丘陵地域	-	-	-	-	-	-	-	-	-	1886139
北中部・中部沿岸地域	-	-	-	-	-	-	-	-	-	2366285
中部高原地域	-	-	-	-	-	-	-	-	-	864746
東南部地域	-	-	-	-	-	-	-	-	-	573506
メコンデルタ地域	-	-	-	-	-	-	-	-	-	1981282
全国	-	-	-	-	-	-	-	-	-	9583855
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 Vietnam, General Statistical Office[2003 : 178-185]、2006 年は Vietnam, General Statistical Office[2007c : 187-190]、2011 年は Ban chi đạo tổng điều tra nông thôn, nông nghiệp và thủy sản trung ương[2011 : 80-83]。

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

2) 2011 年は経営規模別農家数のデータが得られなかったため、合計農家数のみあげている。

3) 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。

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、2001 年から 2011 年までの農家数の変化をみたものである。これにより直ちに判明するのは、工業化に伴い農家数漸減しているものの、その減少速度は 2006 年から 2011 年にかけて低下している¹⁸。第 2 に全般的に農家数が減少したものの中部高原地域や北部山岳丘陵地域など農家数の増加し続けている地域もある¹⁹。第 3 に土地なし層は 2001 年から 2006 年にかけて全般的に減少傾向

¹⁸ 2001 年から 2006 年にかけては全国で - 8.7%の減少、2006 年から 2011 年にかけて - 1.8% (すなわち (9583855 - 9756260) / 9756260) の減少と減少速度は鈍化している。なお農家が少なくなったことと農村人口が固定化することは必ずしも矛盾しない。農村工業や林業、水産業など農村で非農業に従事する者も多いからである。

¹⁹ 特に断りのない限り、地域区分は 2006 年 9 月 7 日の政府議定 92 号(*Nghị định 92/ND-CP ngày 7 tháng 9 năm 2006*) に基づき紅河デルタ地域 (Red River Delta ; Đồng bằng sông Hồng) 北部山岳丘陵地域 (Northern Midlands and Mountains ; Trung du và miền núi phía Bắc) 北中部・中部沿岸地域(North and South Central Coast ;

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、また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。そして、最後が最も重要であるが紅河デルタ地域を除くすべての地域において 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、後に農村—都市間の人口移動を確認する際に詳しくみるが、2006 年から 2011 年は急激な物価上昇期に対応しており、物価が比較的高い都市への移動と脱農に鈍化が生じた可能性が指摘される。第 2 の点は中部高原地域や北部山岳丘陵地域などコーヒーや茶といった輸出工芸作物生産が盛んな地域において農家が増加しており、先述した付加価値の高い生産に特化する農家の増加が示唆される。第 3 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（第 3 節にて再度詳しく取り上げる）私営農場の発展とも大きく関連している²⁰。

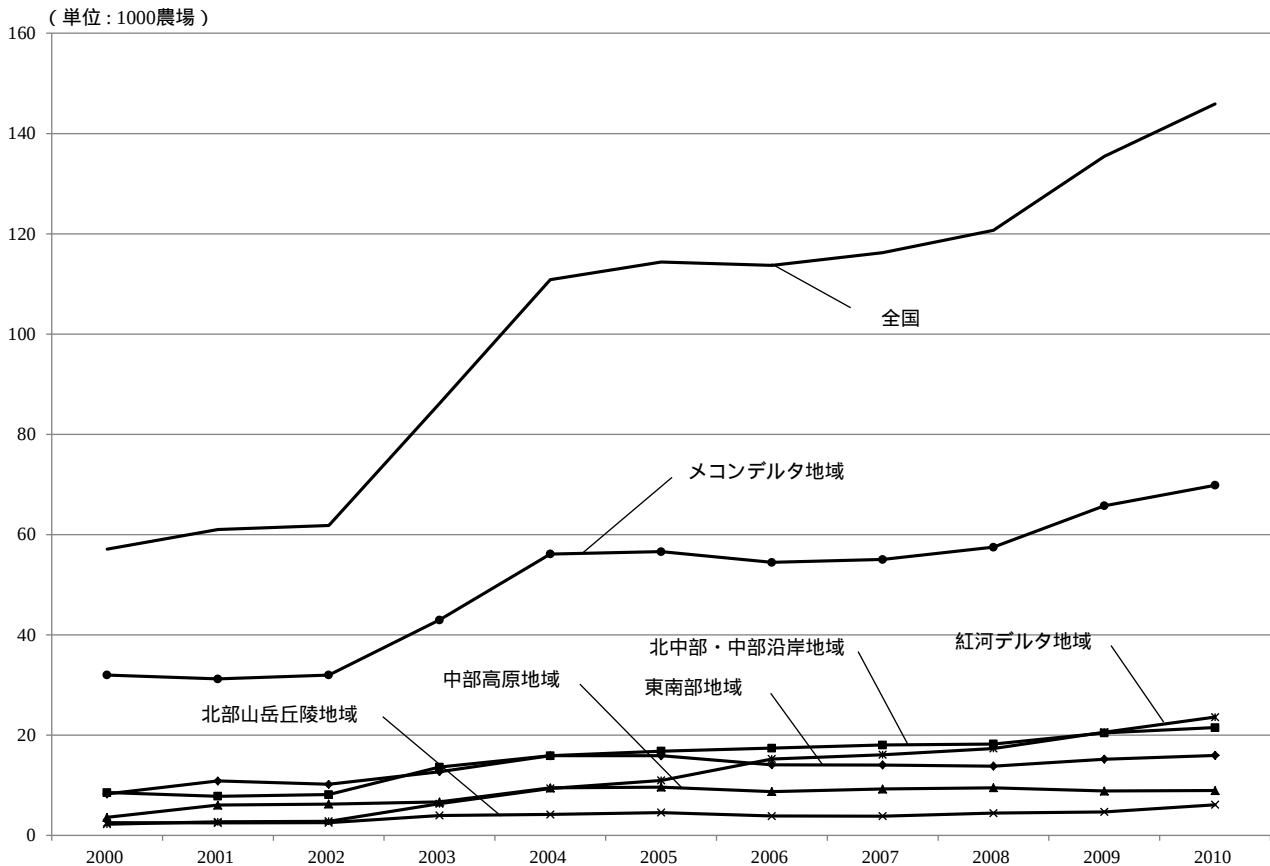
私営農場として農家が認可されるには一定の基準を満たさなくてはならない。この基準は 2000 年 6 月 23 日の農業農村開発省・統計総局 69 号合同通知（Thông tư liên tịch số 69/2000/TTLT-BNN-TCTK）にて初めて設定され、2003 年 7 月 4 日農業農村開発省 74 号通知（Thông tư số 74/2003/TT-BNN）にて改正、2011 年 4 月 13 日農業農村開発省 27 号通知（Thông tư số 27/2011/TT-BNNPTNT）にて再改正された。そのため私営農場数の異時点比較は基準の違いを考慮することが必要である。以上に注意し、私営農場の数の推移を図 2 で確認してみよう。まず 2002 年以降、私営農場の数が大きく上昇しているが、これは私営農場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²¹。すなわち 2000 年 6 月基準では生産額

Bắc Trung Bộ và Duyên hải miền Trung）、中部高原地域（Central Highlands；Tây Nguyên）、東南部地域（Southeast；Đông Nam Bộ）、メコンデルタ地域（Mekong River Delta；Đồng bằng sông Cửu Long）の 6 地域で分析を行っている。

²⁰ 以下の認定基準からもわかるように私営農場は農林水産家計に含まれているので、表 1 の農家数にも私営農場が含まれている。私営農場基準の変遷は次の通りである。（1）2000 年 6 月基準：以下の 2 つの基準を同時に満たす必要がある。1）年間の生産額：北部および中部沿岸地域で 4000 万ドン以上、南部および中部高原地域で 5000 万ドン以上。2）家計の生産規模：単年生作物栽培は北部および中部沿岸地域で 2 ヘクタール以上、南部および中部高原地域で 3 ヘクタール以上、多年生作物栽培は北部および中部沿岸地域 3 ヘクタール以上、南部および中部高原地域で 5 ヘクタール以上、コショウ生産は地域に関係なく 0.5 ヘクタール以上、畜産業は、大型家畜（牛等）飼育の場合、乳用畜、種畜飼育が常時 10 頭以上、肉牛飼育が常時 50 頭以上、中小家畜（豚、ヤギ等）の場合、乳用畜、種畜は 20 頭以上（ヤギは 100 頭以上）肉用畜は 100 頭以上（ヤギは 200 頭以上）、家禽飼育の場合、常時 2000 羽以上（生後 7 日未満は含まず）、林業は地域に関係なく 10 ヘクタール以上、水産業は水面面積が 2 ヘクタール以上（エビ養殖の場合 1 ヘクタール以上）、その他花卉栽培、養蜂等特別な業態は 1）の基準を適用。（2）2003 年 7 月基準：年間生産額あるいは家計の生産規模に関する 2000 年 6 月基準のどちらか一方を満たす必要があり、複合生産家計の場合は 2000 年 6 月基準の 1）で評価する。（3）2011 年 4 月基準：1）私営農場は、生産分野により作物栽培農場、畜産農場、林業農場、養殖・水産業農場、複合農場に分類し、上記分類に属する商品農林水産物の年間生産割合が全商品生産の 5 割以上の場合を専門農場、そうでない場合を複合農場とする（例えば畜産物が全商品生産の 5 割以上を占めた農場は畜産を専門とした畜産農場となる）。2）私営農場は以下の生産額と経営規模の両基準を満たす必要がある。個々の家計、事業所（cơ sở）の年間生産額が作物栽培、養殖・水産、複合生産の場合 7 億ドン以上、経営面積が東南部、メコンデルタ地域で 3.1 ヘクタール以上、他地域は 2.1 ヘクタール以上、畜産の場合、年間生産額が 10 億ドン以上、林業の場合は年間生産額が 5 億ドン以上、経営面積は 31 ヘクタール以上。以上の基準は、最低 5 年維持されるものとする。

²¹ 注 20 も参照。無論、基準緩和は私営農場発展の必要条件であるが、それのみで私営農場の発展を説明す

図 2 私営農場数の推移



出所) 2000 年から 2004 年までは Vietnam, General Statistical Office [2007d : 210-211] 2005 年から 2010 年までは Vietnam, General Statistical Office [2011 : 299-300]

注 1) 原典には明記されていないが、2006 年の農林水産業センサス等他の資料との比較からここでの私営農場は明らかに 2003 年 7 月の基準に基づいたものである。
2) 2010 年のデータは統計総局による推計値。

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 にそうした私営農場数の変化のほとんどがメコンデルタ地域の私営農場数の変化で説明できることである。この点について表 2 で仔細に見てみると、2001 年、2006 年、2011 年いずれにおいても、やはりメコンデルタ地域の私営農場がかなりの数にのぼることが見てとれる。また私営農場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私営農場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等がわかる。以上の点は先述した全国的にみた作付の多様化、地域的な特化の方向性にも合致したものである。特に 3) に

することはできない。2002 年以降の私営農場の持続的発展は、以降で議論する大規模経営に直接関連する「逆相関関係」の克服、換言すれば大規模経営特有の雇用労働監視問題を解決することが重要となってくる。

表 2 私営農場の分布

(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 (2000年6月基準)								
紅河デルタ地域	185	574	759	158	125	1492	163	2697
	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	2473
	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	1837	1863	3700	391	617	2702	389	7791
	0.24	0.24	0.47	0.05	0.08	0.35	0.05	1.00
中部高原地域	416	5293	5709	84	114	43	85	6035
	0.07	0.88	0.95	0.01	0.02	0.01	0.01	1.00
東南部地域	1483	7457	8940	883	100	518	390	10831
	0.14	0.69	0.83	0.08	0.01	0.05	0.04	1.00
メコンデルタ地域	17782	685	18467	178	108	12130	307	31190
	0.57	0.02	0.59	0.01	0.00	0.39	0.01	1.00
全国	21754	16578	38332	1761	1668	17016	2248	61017
	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	7583	303	3838	2532	15222
	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	1183	1319	1041	752	295	443	3850
	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	5162	3461	8623	2459	1446	4141	709	17378
	0.30	0.20	0.50	0.14	0.08	0.24	0.04	1.00
中部高原地域	1062	7009	8071	554	21	37	47	8730
	0.12	0.80	0.92	0.06	0.00	0.00	0.01	1.00
東南部地域	1545	8424	9969	3021	80	766	241	14077
	0.11	0.60	0.71	0.21	0.01	0.05	0.02	1.00
メコンデルタ地域	24333	2145	26478	1936	38	24634	1356	54442
	0.45	0.04	0.49	0.04	0.00	0.45	0.02	1.00
全国	32575	22851	55426	16594	2640	33711	5328	113699
	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			39	2396	3	923	145	3506
			0.01	0.68	0.00	0.26	0.04	1.00
北部山岳丘陵地域			38	506	6	21	16	587
			0.06	0.86	0.01	0.04	0.03	1.00
北中部・中部沿岸地域			756	512	38	258	183	1747
			0.43	0.29	0.02	0.15	0.10	1.00
中部高原地域			2138	366	0	9	15	2528
			0.85	0.14	0.00	0.00	0.01	1.00
東南部地域			3434	1844	4	55	52	5389
			0.64	0.34	0.00	0.01	0.01	1.00
メコンデルタ地域			2237	578	0	3167	326	6308
			0.35	0.09	0.00	0.50	0.05	1.00
全国			8642	6202	51	4433	737	20065
			0.43	0.31	0.00	0.22	0.04	1.00

出所) 2001 年は Vietnam, General Statistical Office [2003 : 432-434]、2006 年は Vietnam, General Statistical Office [2007a : 349-354]、2011 年は Ban chi đạo tổng điều tra nông thôn, nông nghiệp và thủy sản trung ương [2011 : 86-87]。

注 1) 下段ボードの数値は私営農場の業種のシェアを示す。

2) 2001 年の私営農場数は 2000 年 6 月の私営農場認定基準、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。

つ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 (Việt Nam, Bộ kế hoạch và đầu tư và Tổng cục thống kê[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私営農場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 年に比べて私営農場数が激減しているが、これは 2011 年 4 月の私営農場認定基準が厳格化されたことに由来する。先述した私営農場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伴う私営農場の発展という現象が 1 つの大きな特徴となっている。

2.2.2. 農業経営規模と土地生産性の「逆相関関係」

しかし大規模経営が発展するのはそう容易なことではない。すなわち一般にベトナムも含めた発展途上国では農業経営規模と土地生産性の「逆相関関係」が見られる場合が多いからである。この問題は Sen[1962]以降、基本的には下記の (1) 式の係数 β を検討することで定式化され南アジアを中心に多くの研究が行われてきた。

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

α : 定数項、 y_i : 単位経営面積あたり年間農業総産出額、 h_i : 土地面積でみた農家経営規模

その後、他の発展途上地域についても比較研究が行われるようになり、今日でも 2002 年のマダガスカルのデータを用いた Barrett, Bellemare and Hou[2009]など議論が続いている。近年の論点はこうした「逆相関関係」が存在することを前提として、その存在理由に焦点があてられており、大きく 3 つの観点から検証が行われている。第 1 は、「逆相関関係」の要因を土地肥沃度差に求める見方、第 2 の観点は、要素市場の不完全性を要因とする見方、そして第 3 はデータの測定誤差が見せかけの「逆相関関係」として反映されているとする見方である。

第 1 の観点は、土地の肥沃度が高い地域では多くの人口を扶養可能であり、人口の成長も速いことから土地の細分化を促すという考え方が根本にある (Sen[1964]など)。こうした考え方は、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]、石川滋[1990 : 74-77]) や²²、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

²² van der Eng[2004]、斎藤修[2008 : 141-142]でも Booth and Sundrum[1985 : 15-16]により「石川カーブ」と呼称された曲線について言及されているが、こちらは石川滋[1990 : 106]で描かれた耕地単位面積あたり労働投入と米単収の日本における変化経路を示した曲線である。本文中の「石川カーブ」とは異なることに注意されたい。

ズラップの仮説と基本的には同種のものである (Boserup[1965])²³。近年は農家が耕作する農地の筆ごとに異なる質を考慮し、農家レベルのマイクロデータを利用して農地の質が「逆相関関係」に与える影響を見る研究が主流である。Bhalla[1988]は、こうした農地の本質的な質の違い (intrinsic land quality) を考慮して、インドにおける農家レベルのマイクロデータ (Fertilizer Demand Survey) を用いた検証を行った²⁴。この研究の特長は農地の本質的な質を反映する 6 種の筆土壌データを農家別に得て分析を行ったことにある。この結果、農家レベルでも農地の本質的な質は「逆相関関係」の要因となっていることを導き出している。他方、こうした詳細な土壌データは一般に得ることが困難なため、統計的手法によって処理することも可能である。すなわち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。具体的には (1) 式にパネルデータを適用した以下のようなモデルを推定する。

$$y_{it} = \alpha + \beta \ln h_{it} + \mu_i + v_{it} \quad (2)$$

(2) 式の μ_i で捉えられる観察不能な農家固有の固定効果 (fixed effect) に農地の本質的な質が反映される (v_{it} は攪乱項)。この手法はパネルデータが必要な難点はあるが、Heltberg[1998]をはじめとして多くの研究で行われており、農地の質といった農家固有の要因をコントロールしても「逆相関関係」が見られるか否かが分析の焦点となる²⁵。もしこうした農家固有の要因をコントロールしてもなお係数 β に「逆相関関係」が大きく残るならば、農地の本質的な質等、農家固有の要因は「逆相関関係」の原因として弱いと判断されるためである。ただ後述するように、固定効果には農家レベルで測定された本質的な農地の質以外にも様々な農家固有の要因が含まれており、固定効果の解釈に恣意性が生じるためパネルデータの入手性ととも大きな問題となる。この問題は「逆相関関係」の第 2 の見方とも関連する。

第 2 の観点は労働市場や土地市場等、要素市場の不完全性を問題とするが、とりわけ労働市場の不完全性については、小規模農家側に焦点を当てるか、あるいは大規模農家側に焦点を当てるかで、さらに 2 つの視点に分けることができる。前者は労働市場の不完全性のため、小規模農家は余暇の限界効用を考慮するとき、市場賃金率よりも低い労働の限界

²³ この点については石川滋[2006: 46]でも言及されている。ボーズラップ仮説については斎藤修[2008: 3]、藤田幸一[1993: 149-150]も参照のこと。

²⁴ 藤田幸一[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。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。

²⁵ この手法は高橋壘[2006]において 1992-93 年、1997-98 年の VLSS (Vietnam Living Standard Survey) データを用いて作成された農家レベルのパネルデータにも適用された。

生産性（すなわちシャドープライス）に直面し労働集約的になることから「逆相関関係」がみられるとする。この見方は古くはChayanov[1923]、先述のSen[1962]でも唱えられた伝統的見方であるが、今日では非分離型のハウスホールドモデル(non-separable household model)としてよく知られるようになった²⁶。後者は大規模農家が雇用労働を多く利用する傾向であることに着目する。すなわち、雇用労働は家族労働と異なり農作業のモラルハザードを起こすため、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²⁷。Feder[1985]は大規模経営のこうした問題が「逆相関関係」の要因として重要であると指摘した。ほかにも土地市場や信用市場の不完全性に焦点をあてた研究もあるが²⁸、Barrett, Bellemare and Hou[2009]など近年の研究には、労働、土地といった個別の市場ではなく要素市場として一括りにし、分析を行うものもある。すなわち、要素市場の不完全性が農家固有の特徴に反映され则认为、農地の本質的質をコントロールする場合と同様、パネルデータを用いた分析が行われる。だがこうした方法は、そのままでは固定効果として捉えられたものが土地の本質的な質なのか要素市場の不完全性なのか解釈が難しい。ゆえにBarrett, Bellemare and Hou[2009]では、(3)式のように農地の質に関するデータ Q_{ijk} を得て農地の質を直接コントロールし、 λ'_{jk} で要素市場の不完全性をコントロールして「逆相関関係」の分析を行った²⁹。その結果、要素市場の不完全性説を採るという結論を導き出している。

$$y_{ijk} = \beta' x_{ijk} + \gamma A_{ijk} + \phi Q_{ijk} + \lambda'_{jk} + \omega_{ijk} \quad (3)$$

他方Lamb[2003]も 1975 - 1985 年にインドで集められたICRISAT (国際半乾燥熱帯農作物研究所 : International Crops Research Institute for the Semi-Arid Tropics) データにパネルデータ分析を適用して「逆相関関係」の検証を行った。この研究が出色なのは、「逆相関関係」の第3の観点も含めた考察を行ったことにある。すなわち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触れたのである。Lambは豊富な情報量をもつICRISATデータの特性を活かし、農地の質を土壤、

²⁶ 以下、必要に応じてこの説を「主体均衡説」と呼称する。なお Sen[1962]では余暇の限界効用ではなく労働の機会費用で考察している。ハウスホールドモデルについては黒崎卓[2001: 第1部]を参照。

²⁷ 発展途上国における家族経営農家の優位性、プランテーションの不利性について述べた速水佑次郎[2004: 291-295]、Hyami[2010]の考え方も基本的に同じ種類のものである。

²⁸ 例えば先述の Heltberg[1998]などがあげられる。近年の詳しいサーベイは Barrett, Bellemare and Hou[2009]も参照のこと。

²⁹ (3)式における添字の i は村 k で家計 j に耕作される農地の筆、 y_{ijk} は単位農地面積あたり産出額、 x_{ijk} は単位農地面積あたり要素投入、 A_{ijk} は単位農地面積あたり作付面積、 Q_{ijk} は農地の質、 λ'_{jk} は観察不能な農家固有の効果、 ω_{ijk} は攪乱項、 β 、 γ 、 ϕ は推計パラメータである。

農地価格、灌漑率により、また要素市場の不完全性を失業率、小作地率で直接コントロールしたうえで、固定効果モデルと変量効果 (random effect) モデルを適用した。その結果、変量効果モデルから農地の質と要素市場の不完全性の効果が合わさって「逆相関関係」の重要な要因となっていることを示している。しかし、Lambはさらに踏み込んで変量効果モデルと固定効果モデルの推計値が異なることに着目し、農地面積の測定誤差が固定効果モデルに深刻な推計バイアスをもたらす可能性を検討した³⁰。この点を検証するため操作変数 (instrumental variables : IV) を用いた固定効果モデルが再推計され、農地面積の測定誤差が農地の質、要素市場の不完全性ととも「逆相関関係」の大きな要因の 1 つであることを示したのである。一般に適切な操作変数を探すことは極めて困難なこともあり、最近の研究であるBarrett, Bellemare and Hou[2009]でも「逆相関関係」の要因として農地面積の測定誤差の可能性を認めつつも、その検討は見送られている³¹。

以上のように「逆相関関係」の要因に関する研究は、上記 3 仮説のどれが当てはまるかという観点から精緻な分析を追求する傾向が強まってきた。しかし、既存研究から共通してわかることは、上記 3 仮説で示された要因が排他的なもので、どの仮説が正しいかというのではなく、相互に要因が組み合わさり「逆相関関係」に影響を与えているということである。もちろん農地の質、要素市場の不完全性、測定誤差のどの要因が強く見られるかという問題はあるが、それも分析対象地域の事情やデータの質に大きく左右される。また各要因が「逆相関関係」にどの程度強く働いているか検討するには詳細なマイクロデータがなくては不可能である。したがって本章では上記 3 要因が組み合わさって「逆相関関係」に影響を与えているという観点から、ベトナムにおける大規模農家の発展を考慮する。その際、上記 3 要因のうち大規模農家の発展にとり特に大きな制約となる Feder[1985]の雇用労働監視問題に焦点を絞り議論する。

2.2.3. ベトナムにおける「逆相関関係」の変化

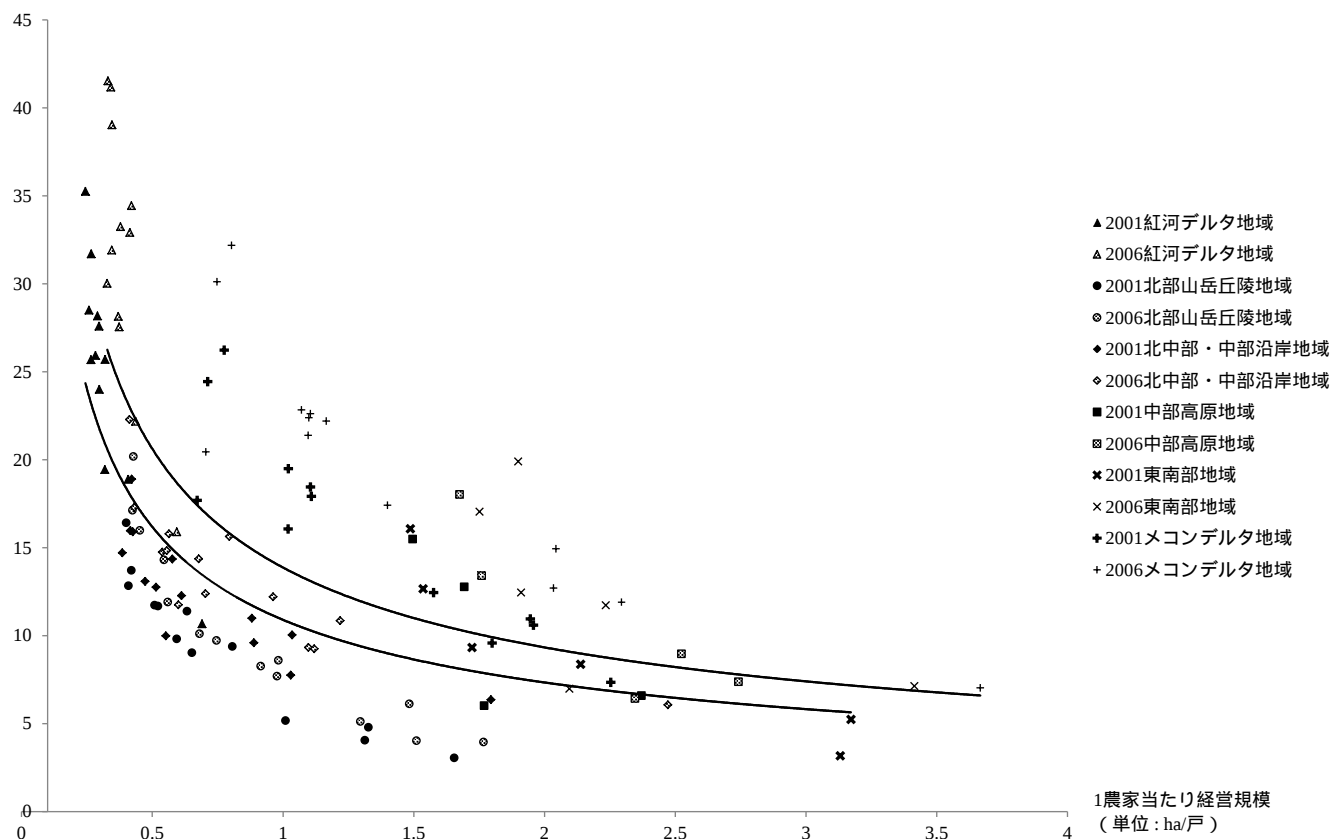
既にふれたように、ベトナムにおいて私営農場のような大規模経営が発展していることは「逆相関関係」と矛盾する現象である。実際に 2001 年と 2006 年に実施された農林水産業・農村センサスの省別データによりベトナムにおいて「逆相関関係」が確認されるか見てみよう。図 3 は 2001 年と 2006 年の土地面積で示される経営規模と土地生産性の関係を省別に見たものである。一見してわかるのは「逆相関関係」は確認され（先述した石川カ

³⁰ 測定誤差が固定効果モデルにおいて深刻な推計バイアスをもたらす問題については Wooldridge[2002 : 311-314]を参照のこと。

³¹ Barrett, Bellemare and Hou[2009]では農地の質、要素市場の不完全性をコントロールしたうえでもなお「逆相関関係」が残った。その原因として、農地面積の測定誤差の他、家計内資源配分が非効率であること（例えば居住地から近い圃場や長期間耕作し投資を行ってきた圃場を集約的に耕作するなど）が示唆されている。ただし測定誤差仮説と同様、この仮説も分析は行われていない。

図 3 経営規模と土地生産性の逆相関関係

土地生産性（単位：100万ドン/ha）



出所) 1 農家当たり経営規模は Vietnam, General Statistical Office [2007c : 37-38] の 2001 年と 2006 年の耕地面積を Vietnam, General Statistical Office [2003 : 178-181] の 2001 年農家数、Vietnam, General Statistical Office [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 Vietnam, General Statistical Office [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して求められた。

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。

ープ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関わらず、ベトナムでは私営農場を含む大規模経営農家が増加していたことを示唆している。

この矛盾した現象を解明すべく、より仔細に図 3 を再度確認してみよう。図 3 において地域別にプロットされたデータを見てみると、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」はあるが、その勾配はいずれも紅河デルタ地域より緩やかに見える。我々は、これらの観察を明確にするため、先述の (1) 式に従い、図 3 のデータの対数近似曲線を各地域について導出した。ここでは紅河デルタ地域と私営農場等、大規模農家が多く数も増加しているメコンデルタ地域と比較した結果を以下にあげる。なお h は 1 農家あたり経営規模、 y は耕地面積あたり農業総生産額、括弧内の数値は t 値 (***) は 1%水準、**は 5%

水準、*は 10%水準で有意、 R^2 は自由度修正済み決定係数、そして n は標本規模を表している。

紅河デルタ地域：

2001 年	$y = 1.323 - 20.583 \ln h$ (4)	
	(0.351) (-6.487) ***	$R^2 = 0.789 \quad n = 12$
2006 年	$y = -1.720 - 34.788 \ln h$ (5)	
	(-0.195) (-3.813) ***	$R^2 = 0.552 \quad n = 12$
2001 - 2006 年プール	$y = 12.829 - 14.673 \ln h$ (6)	
	(2.071) * (-2.567) **	$R^2 = 0.196 \quad n = 24$

メコンデルタ地域：

2001 年	$y = 18.511 - 12.639 \ln h$ (7)	
	(21.697) *** (-6.716) ***	$R^2 = 0.800 \quad n = 12$
2006 年	$y = 23.429 - 13.102 \ln h$ (8)	
	(23.326) *** (-7.068) ***	$R^2 = 0.803 \quad n = 13$
2001 - 2006 年プール	$y = 20.966 - 12.487 \ln h$ (9)	
	(24.644) *** (-7.358) ***	$R^2 = 0.689 \quad n = 25$

(4) 式から (9) 式までの紅河デルタ地域とメコンデルタ地域の対数近似曲線は、いずれも紅河デルタ地域で「逆相関関係」の程度が強く（負勾配が急）、メコンデルタ地域で弱い（負勾配が緩い）ことがわかる。北部山岳丘陵地域、北中部・中部沿岸地域、中部高原地域、東南部地域についても紅河デルタ地域との比較分析を行ったが、上記の結果とほぼ同様の結果が得られた³²。すなわち紅河デルタ地域に比べ、他の 5 地域は 2001 年から 2006

³² 紅河デルタ地域とメコンデルタ地域以外の対数近似曲線は以下の通りである。

北部山岳丘陵地域：	2001 年	$y = 6.586 - 8.229 \ln h$ (1)'	
		(16.974) *** (-12.306) ***	$n = 13 \quad R^2 = 0.926$
	2006 年	$y = 8.223 - 9.812 \ln h$ (2)'	
		(18.098) *** (-11.163) ***	$n = 14 \quad R^2 = 0.905$
北中部・中部沿岸地域：	2001-2006 年プール	$y = 7.464 - 8.734 \ln h$ (3)'	
		(19.360) *** (-12.422) ***	$n = 27 \quad R^2 = 0.855$
	2001 年	$y = 9.386 - 6.669 \ln h$ (4)'	
		(14.099) *** (-6.234) ***	$n = 14 \quad R^2 = 0.744$
中部高原地域：	2006 年	$y = 11.417 - 7.272 \ln h$ (5)'	
		(18.412) *** (-6.280) ***	$n = 14 \quad R^2 = 0.747$
	2001-2006 年プール	$y = 10.535 - 6.520 \ln h$ (6)'	
		(20.556) *** (-7.386) ***	$n = 28 \quad R^2 = 0.665$
	2001 年	$y = 20.878 - 18.039 \ln h$ (7)'	
		(3.063) * (-1.627)	$n = 4 \quad R^2 = 0.355$
	2006 年	$y = 26.108 - 19.729 \ln h$ (8)'	
		(5.950) *** (-3.590) **	$n = 5 \quad R^2 = 0.748$
	2001-2006 年プール	$y = 20.768 - 14.734 \ln h$ (9)'	
		(5.387) *** (-2.762) **	$n = 9 \quad R^2 = 0.453$

年にかけて「逆相関関係」は確認されるものの、その程度は弱く大規模農家の発展に対する制約が幾分少ないと考えられる。この点は、表 1 で 2001 年から 2006 年にかけて紅河デルタ地域を除く全ての地域において 3 ヘクタール以上の大規模農家が増加していた事実と整合的である。

3. 私営農場の雇用吸収力

3.1. なぜ大規模経営化が進展するのか？—農村労働市場の発展—

では紅河デルタ地域以外で私営農場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？我々は、既に農地の質、要素市場の不完全性、農地面積の測定誤差の 3 要因が組み合わさって「逆相関関係」に影響を与えると述べた。そうした要因のうち、大規模経営の発展に対し直接的な制約をもたらすものは要素市場の不完全性、とりわけ雇用労働の監視に起因する問題であった。ゆえに、紅河デルタ地域以外の農家は、農地の集約と農業労働者の雇用に合わせ、この雇用労働監視問題を克服することで大規模経営を可能にしたことが考えられる³³。

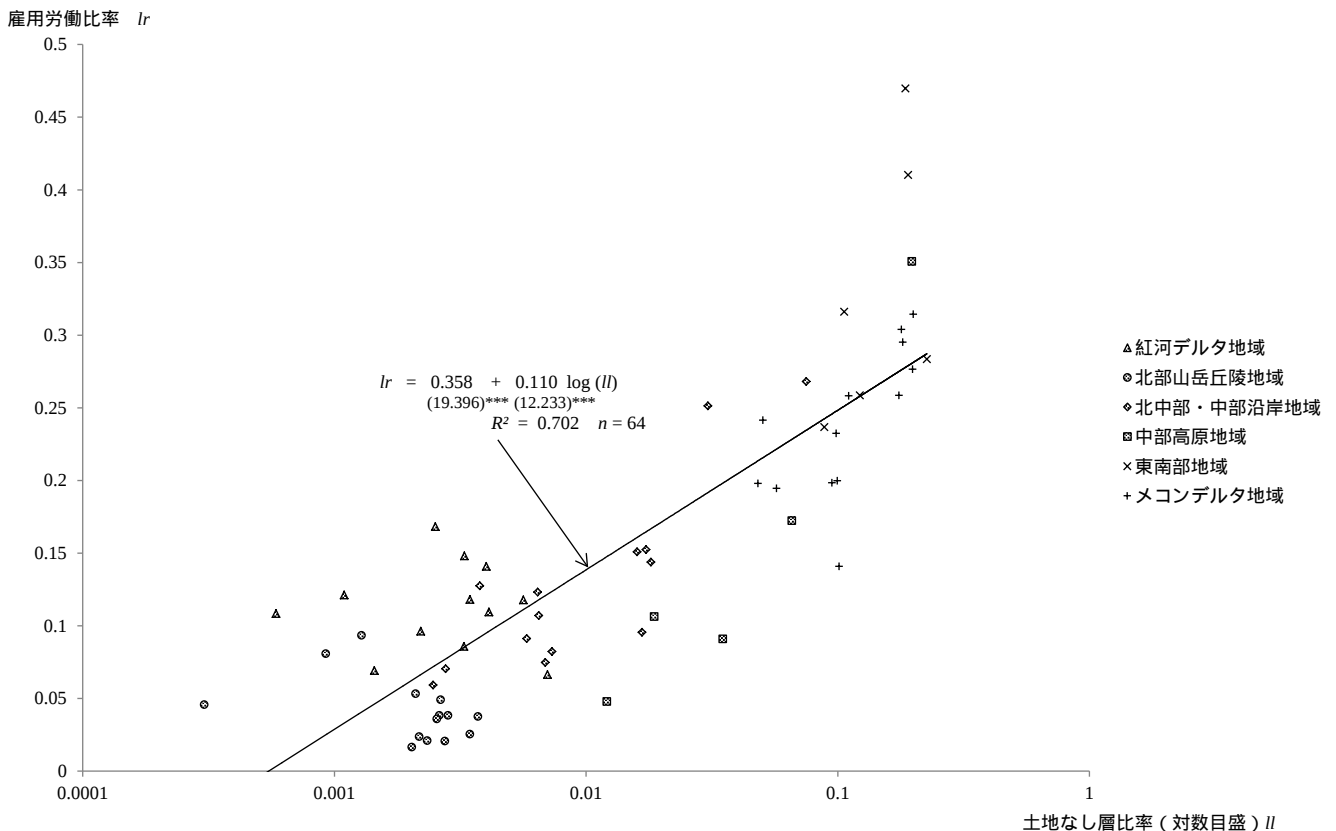
ベトナムでは 1993 年の土地法による組織、個人に対する長期の土地利用権付与および土地利用権の交換、譲渡、貸借、相続、担保化、さらに 2003 年 11 月の新土地法で土地利用権の商品化（市場取引化）が認められることで、土地利用権の流動化が進んできた³⁴。これに

東南部地域：	2001 年	$y = 18.639 - 12.873 \ln h$ (10)'		
		(9.212)*** (-5.096)***	$n = 6$	$R^2 = 0.833$
	2006 年	$y = 23.840 - 14.671 \ln h$ (11)'		
		(3.723)** (-1.835)	$n = 6$	$R^2 = 0.321$
	2001-2006 年プール	$y = 20.668 - 13.033 \ln h$ (12)'		
		(6.626)*** (-3.346)***	$n = 12$	$R^2 = 0.481$

³³ 紅河デルタ地域では均等主義的な耕地配分が往々にして見られたから（寺本実・岩井美佐紀・竹内郁雄・中野亜里[2011: 38-41]（竹内郁雄執筆））、土地集約を妨げる制度的な要因が大規模経営発展の制約として働いたと考えられるかもしれない。また全体的に経営規模が小さい中で「逆相関関係」が確認されたことから農地の質、主体均衡説に基づく要素市場の不完全性が他の要因に比べ強く働いている可能性もある。しかし、これらの点は紅河デルタ以外の地域で大規模経営農家が発展しやすいという本文の指摘を否定するものではない。また紅河デルタ以外の 5 地域で「逆相関関係」が残っているのは、大規模経営農家の雇用監視問題以外の要因（農地の質、要素市場の不完全性（主体均衡説）、農地の測定誤差）も影響を与えていると考えられる。各地域で、どの要因が「逆相関関係」に強く作用しているか知るには、既述のように詳細なマイクロデータが必要であるため、今後の検討課題としたい。

³⁴ 土地利用権の商品化については石田暁恵[2006]を参照。その他、土地利用権の流動化についてはトラン・ヴァン・トゥ[2010: 第 4 章；第 8 章]、Ravallion van der Walle[2008]を参照のこと。1993 年の土地法は 7 月 14 日制定、同年 9 月 27 日「農業生産を目的とする世帯・個人に対する農地の長期利用権分配に関する政府議定 64 号（*Nghị định của Chính Phủ số 64-CP ngày 27-9-1993 Ban hành bản quy định về việc giao đất nông nghiệp cho hộ gia đình, cá nhân sử dụng ổn định lâu dài vào mục đích sản xuất nông nghiệp*）」により施行された。2003 年新土地法は 11 月 26 日に制定、2004 年 10 月 29 日に「土地法施行に関する政府議定 181 号（*Nghị định của Chính Phủ số 181/2004/NĐ-CP ngày 29 tháng 10 năm 2004 về thi hành luật đất đai*）」により施行された。なお農地利用期間や利用面積の上限等、土地法に関連する問題や近年の現状については Nguyen Tan Phat[2009]を参照。

図4 農家における雇用労働の利用と土地なし層の関係（2006 年）



出所）雇用労働比率は Vietnam, General Statistical Office [2007c, pp. 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 Vietnam, General Statistical Office [2007c, pp. 187-190] の土地なし層の数を農家総数で除して求められた。

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。

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を進み、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4に見られるごとく土地なし層が多い省では、雇用労働を利用している農家が多い。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、私営農場の新たな雇用労働力の源泉となりうる。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農家の発展を促した大きな要因である。

だが大規模経営農家の雇用労働利用は、「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 1 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³⁵。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 (藤田幸一[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 2 つであろう。

第 1 に雇用労働として常雇 (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³⁶。ゆえに常雇には雇用労働監視問題があまり伴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 5 は 2001 年の私営農場における家族労働比率と常雇雇用比率の関係を見たものである。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。つまり私営農場においては家族労働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たことが示唆されるのである。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。この場合、臨時雇にはモラルハザードに伴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次にあげる第 2 の方法が重要となる。

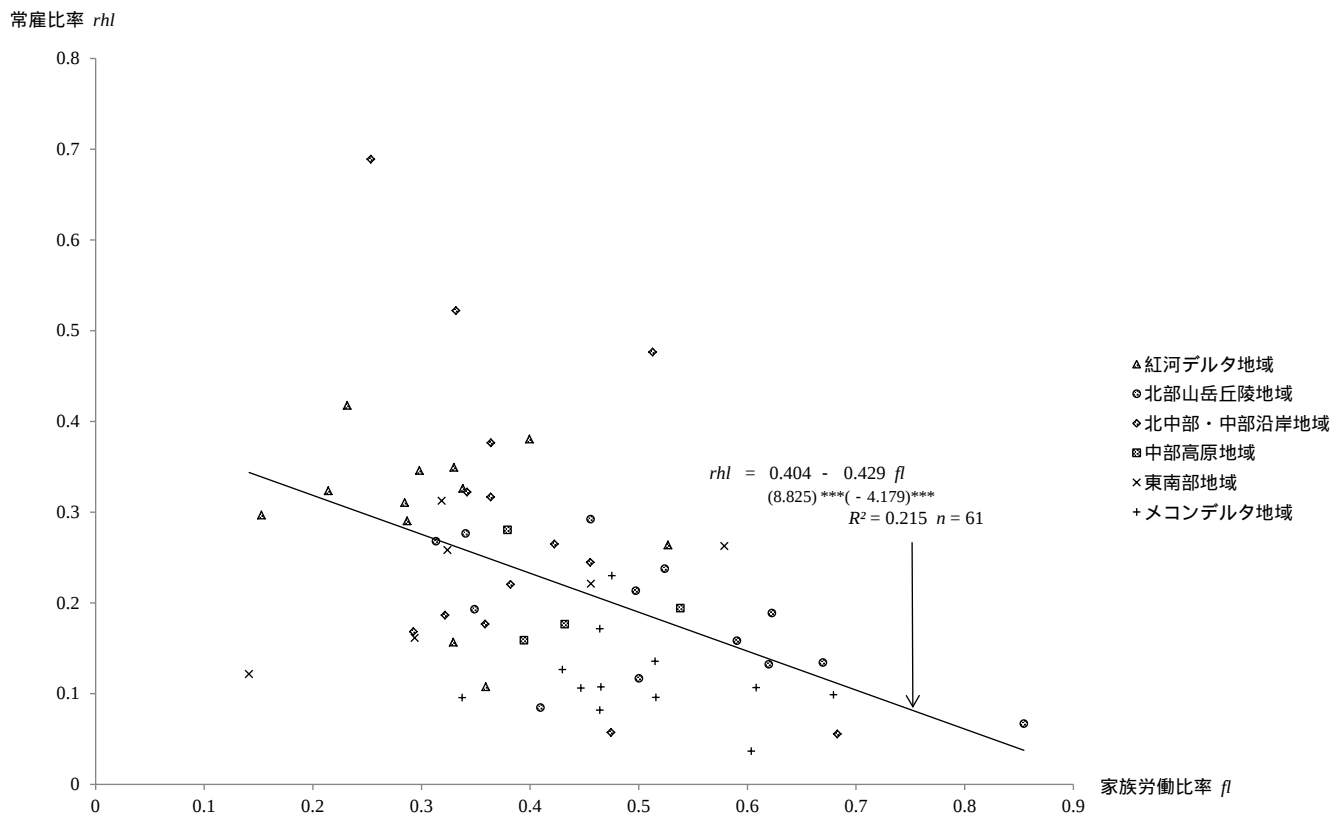
それは農業機械の利用である。ベトナムでは 1988 年の 10 号政治局決議により農家の農業機械の所有が認められたが (Nguyen Sinh Cuc[1995 : 94]) それ以降、農業機械の普及やトラクター等による賃耕が進んでいる³⁷。トラクター等の農業機械の導入は、家族労働によ

³⁵ このメカニズムを理論化したものとしては Eswaran and Kotwal[1985b]による小作制度選択の研究がある。農業機械化により労働監視費用が下がり、大規模農家が逆に農地を借り入れ、自作地を拡張するという逆小作現象もこの理論により説明可能である。また本章において、大規模経営農家、私営農場発展の要因を農業機械導入による雇用労働監視問題の解決に求める理論的根拠となっている。黒崎卓[2001 : 116-119]の解説や藤田幸一[1993 : 140]も参照のこと

³⁶ Eswaran and Kotwal[1985a]は、農場主は農作業のうち比較的監視しやすいものに臨時雇、重要な作業で監視がしにくいものには常雇を雇用することを理論的に示した。また戦前日本の農村で「年雇」と呼ばれた雇用形態はここでいう常雇の一種と見ることもできるが、尾高煌之助[2004 : 302-303]はこうした現物給与として住居空間、食事、衣服を提供される年雇は「疑似家族構成員の一種」と解釈するのが妥当としている (この点に関する議論は斎藤修[2008 : 213-216]も参照)。この観点も常雇は家族労働と代替的であるという見方につながる。なお雇用労働監視問題には業態も影響する。いわゆるマルチタスキング (multitasking) の問題である。例えば私営農場であれば、複数の業態を兼ねる複合農場より専門農場の方が、また次期以降の収穫を想定して注意深い作業が必要となる畜産や多年生作物栽培より単年生作物栽培の方が労働監視費用を少なくすることが可能であろう。Vietnam, General Statistical Office[2007c : 147 ; 149 ; 159 ; 161 ; 167] から 2006 年の全国レベルで単年生作物栽培私営農場、多年生作物栽培私営農場、畜産私営農場の労働係数 (農場あたり雇用者数 (人) / 農場あたり総産出額 (100 万ドン)) を計算すると、それぞれ 0.029、0.025、0.011 と単年生作物栽培私営農場の労働係数が最も高い。簡単な分析だが多年生作物栽培、畜産の労働監視費用の高さを示唆する結果である。この点については速水佑次郎[2004 : 294]も参照。

³⁷ 我々は 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

図 5 私営農場における家族労働力と常雇の関係 (2001 年)



出所) 常雇比率は Vietnam, General Statistical Office [2003, pp.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 động của hộ chủ trang trại) である。

2) ここでの私営農場とは 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 động thuê mướn thời vụ) も含まれているが、臨時雇の調査日前 12 ヶ月の労働日数を 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。

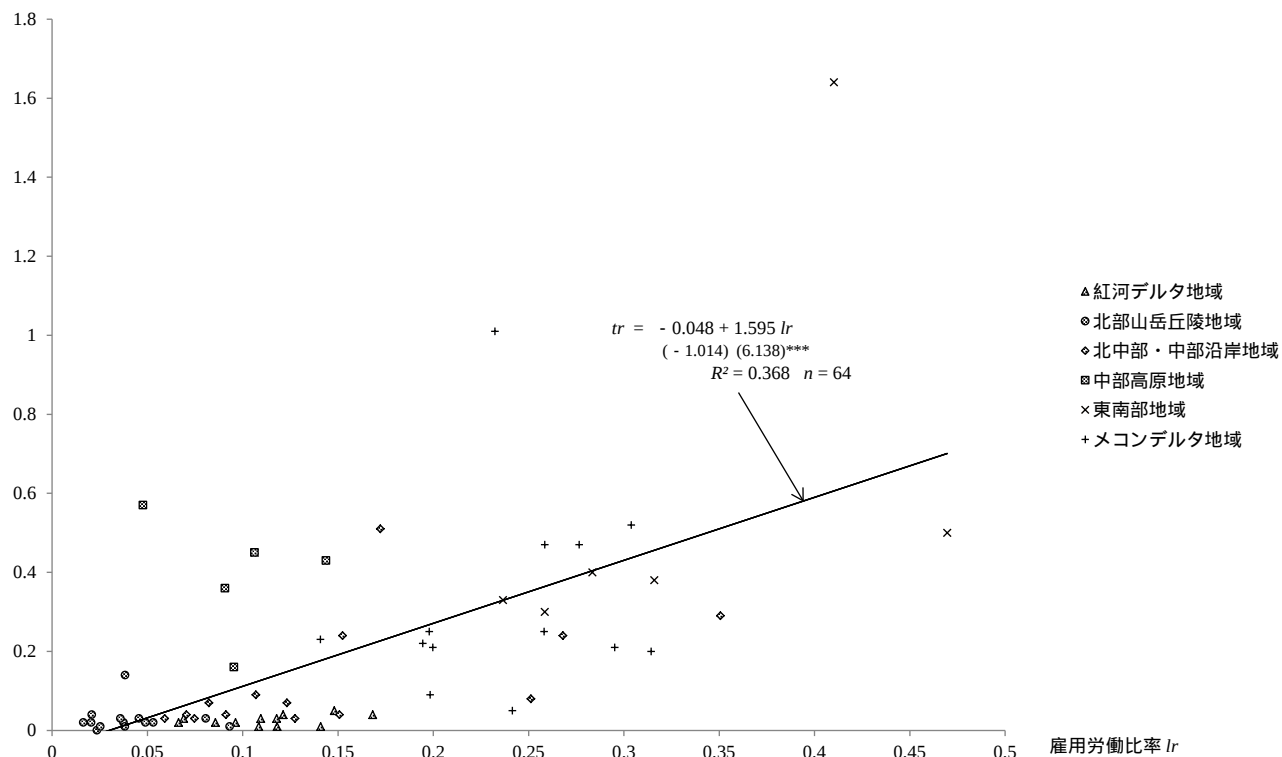
る雇用労働監視の費用を引き下げることには貢献する。事実、図 6 で農家における 2006 年の雇用労働利用と大型トラクター所有台数の関係を見てみると、農家が雇用労働を多く用いている省ほど大型トラクター普及台数が多い傾向が見て取れる³⁸。すなわち大型トラクター

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 (2012 年 2 月 25 日「ベトナムの農村発展」研究会におけるアジア経済研究所塚田和也氏の報告による)。

³⁸ なお図 6 と同様の分析を同じ資料を用いて小型トラクター (12 馬力以下) 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。なお図 6 において大型トラクターの普及台数が異常に高い東南部地域の省が見られるが、これはタイニン (Tây Ninh) 省のデータである (Vietnam, General Statistical Office[2007c : 197-198]) によれば 2006 年の 100 農家あたり大型トラクター台数は全国で 0.17 台であるのに対し、タイニン省は 1.64 台)。これは、タイニン省がベトナム有数のサトウキビ生産省であることによる (統計総局のホームページ <http://www.gso.gov.vn/> (2012 年 3 月 10 日閲覧) によれば、2009 年のサトウキビ生産高はタインホア (Thanh Hoá) 省の 168 万 9000 トン、ゲアン (Nghệ An) 省の 156 万 3800 トンに次ぐ 149 万 6900 トンで、全国のおよそ 1 割を占める)。タイニン省には、フランス

図 6 農家における雇用労働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 Vietnam, General Statistical Office [2007c, pp.197-198] 雇用労働比率は図 4 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。

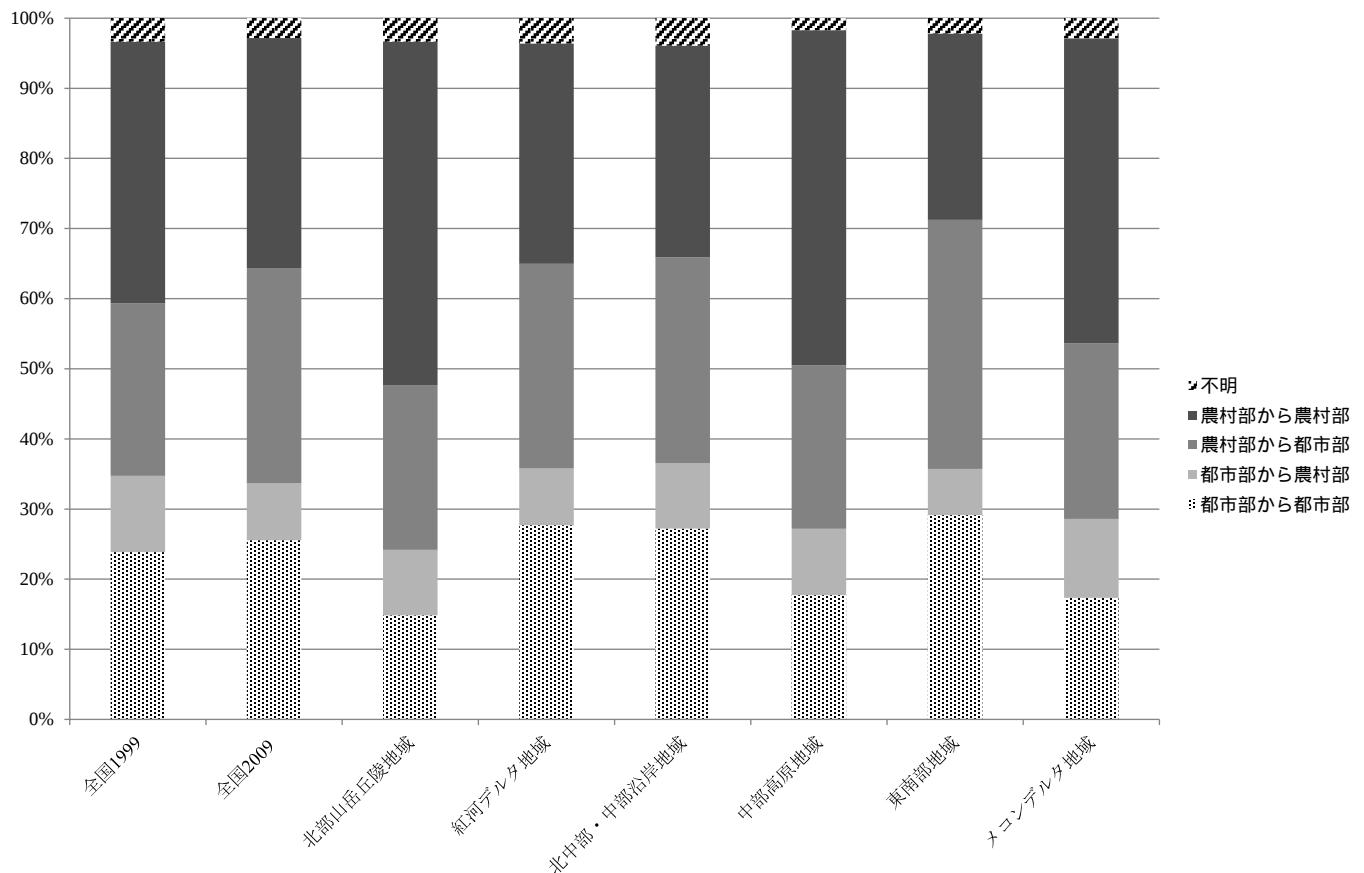
の導入により雇用労働監視問題を克服した証左といえよう。以上のように大規模経営農家は土地利用権の流動化、雇用労働の利用とそれに伴うモラルハザードの克服により発展してきたといえるのである。

3.2. 私営農場の雇用吸収力

ところで先に触れたように農村の大規模経営農家、とりわけ私営農場は農村の過剰労働を吸収する担い手としての役割も期待されている。図 1 で確認したように農村人口の固定

のブルボン (Bourbon) グループが 2007 年に 100%出資して設立したブルボンタイニン製糖会社 (Société de Bourbon Tay Ninh) 等があり、農家に対しサトウキビ生産の委託契約を行っている。製糖業では原料となる多くのサトウキビが必要となるため、生産委託農家に対してはブルボンタイニンが積極的に農地開発や技術指導、機械化支援を行っている(2011 年 8 月 15 日付 *Kinh tế nông thôn*(農村経済)の記事“*Tây Ninh: Cơ giới hóa vùng nguyên liệu mía* (タイニン省 : サトウキビ圃場の機械化) .” による。この記事は 2012 年 3 月 10 日現在、<http://kinhtenongthon.com.vn/Story/xaydungnongthonmoi/2011/8/29720.html> で読むことが可能。またブルボンタイニンのホームページ <http://www.bourbontn.com.vn> (2012 年 3 月 10 日閲覧) も参照のこと。

図 7 人口移動の方向と地域的特徴



出所) Ban chỉ đạo tổng điều tra dân số và nhà ở trung ương [2010 : 278-280] 全国 1999 のみ Vietnam, General Statistical Office [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 : xã) 坊 (phường) 町 (市鎮 : thị trấn) である。詳しくは Ban chỉ đạo tổng điều tra dân số và nhà ở trung ương [2010 : 75-76]

性は工業国を目指すベトナムにとって大きな問題となっている。近代部門に吸収され工業化を進展させるべき農村の過剰労働力が滞留したままであることが示唆されるためである。加えて繰り返し述べているように近年のインフレーションにより都市部での生活が苦しくなった労働者が農村部に帰還移動するという現象が多発しており、農村の過剰就業状態に拍車をかけている。図 7 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見たものである。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け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、工業化に伴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において高い割合となっている³⁹。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見えるが、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見えるが、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。

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？我々は大規模経営の代表的経営形態であり近年注目されている私営農場の雇用吸収力を把握する試みを行った。図 8 は私営農場の雇用吸収力を見るため横軸に私営農場の平均経営規模、縦軸に労働係数を取り、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、明らかに私営農場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。実際、あてはめた直線の傾きは正で統計的に有意であり、大規模私営農場の雇用吸収力が高いことを裏付けている。

別の観点から私営農場の雇用吸収力を考えてみよう。私営農場の雇用吸収力が高いということは、農村の私営農場に雇用が吸収され農村から都市への移動が抑えられる可能性につながる。例えばハノイ、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、私営農場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、我々は各省からハノイ、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、私営農場の効果を加えた以下の推計を行った⁴⁰。なお推計には人口移動者

³⁹ 都市部への移動（農村から都市、都市から都市）はハノイ、ハイフォンを擁す紅河デルタ地域、ダナンを擁す北中部・中部沿岸地域、ホーチミンを擁す東南部地域で割合が多くなっている。実数では、それぞれ 75 万 1525 人、51 万 3434 人、184 万 6612 人となり東南部地域での都市流入者が最も多い。しかし、こうした地域では都市から農村への移動も多い。特に紅河デルタ地域は 10 万 6650 人、東南部地域で 18 万 8374 人となっており 2 地域で全国の 6 割を占める。なお本文および脚注で用いた移動者数のデータは図 7 と同じものを利用した。

⁴⁰ 一般に重力モデルは以下のような関係を想定する。

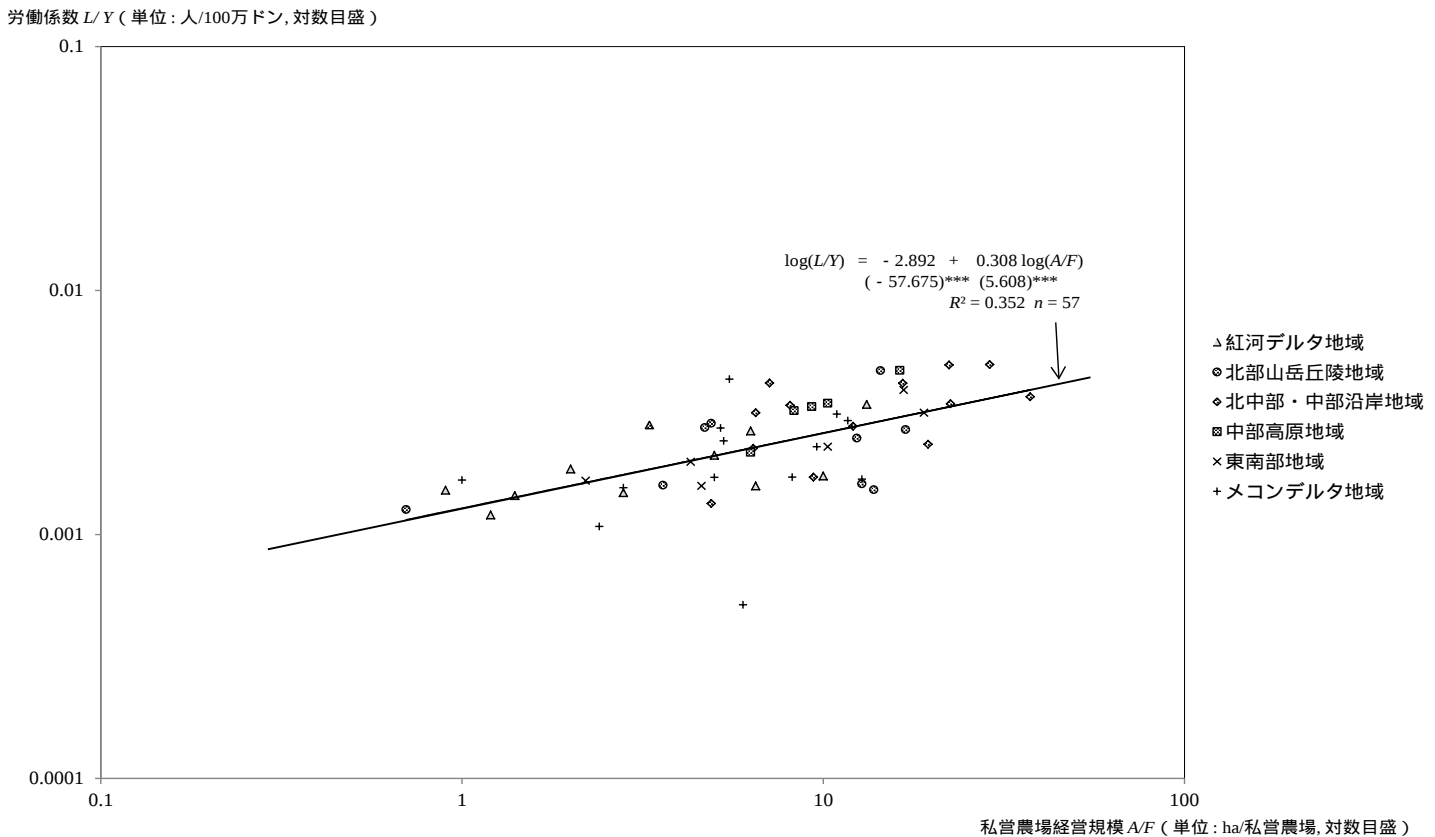
$$M_{ij} = f(p_i \cdot p_j / d_{ij}) \quad (13)'$$

ここで M_{ij} は地点から j 地点への人口移動を表しており、地点 i の人口 p_i 、地点 j の人口 p_j 、地点 i から j までの距離 d_{ij} の関数である。本章の分析では i が流出元の省、 j が流入先の都市（ハノイ、ダナン、ホーチミン）となる。（13）'式の関係は、流出元の人口圧が高ければ移動が多くなること、流出先の人口が多く大きな労働市場がある場合も移動が多くなること、距離は移動費用の代理変数となり、移動に減衰効果をもたらすことを示している。通常は（13）'式の両辺の対数を取り、（14）'式のような線形モデルを想定したうえで分析を行う。なお u_{ij} は攪乱項である。

$$\log M_{ij} = \alpha + \beta \log(p_i \cdot p_j) + \log d_{ij} + u_{ij} \quad (14)'$$

一般的な重力モデルでは、地点 i から j までの移動にどのような要因が貢献したか見るために i から j までの移動の全ての組み合わせを標本として分析が行われる。しかし、こうした分析方法は、特定の 2 地点間移動に特に強く働く変数がある場合、その効果が推計結果にバイアスを与える可能性がある。ゆえに近

図 8 私営農場の雇用吸収力（2011 年）



出所) 私営農場経営規模は Ban chi đạo tổng điều tra nông thôn, nông nghiệp và thủy sản trung ương [2011: 96-97]、労働係数は同じく Ban chi đạo tổng điều tra nông thôn, nông nghiệp và thủy sản trung ương [2011: 90-91; 100-101] から 1 私営農場あたりの総産出額 Y を 1 私営農場あたり労働者数 L で除して求められた。

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

数 0 を打ち切り (censored) データとみなしたトービット・モデル (Tobit model) を用いている。

年ではパネルデータを用いた固定効果により、こうしたバイアスに対処することが行われている。本章の対象となる省間移動の分析でも、そうした懸念があるため本来であればパネルデータを用いた分析が望ましい。しかし資料の制約からパネルデータの構築は難しかったので、代表性のある特定の地点間移動に絞って分析を行い、この問題に対処した。すなわち農村から都市への移動事例として代表性が比較的高いと考えられるハノイ、ダナン、ホーチミンへの流入を対象に分析を行ったのである。標本選択の恣意性とそれによる分析結果のバイアス問題が残るが、一次的接近としては十分であると考えられる。また先述のように対数を取り分析するのが普通であるが、 M_{ij} が 0 の場合は対数をとることができない。この問題に対処するため M_{ij} に 1 を加えた分析が行われることもあるが、十分な根拠があるわけではない。ゆえに本章の分析ではあえて対数をとらず、トービット・モデルにより重力モデルを構成する変数や我々が関心をもつ他の変数が、人口移動にどのような影響を与えるか分析を行っている。近年の重力モデルを用いた人口移動の分析については Lewer and van den Berg[2008]も参照のこと。なお本文中 (10) 式の x_{ij} には人口規模、距離、流出元と流入先の所得格差 (1 人あたり月次所得の比率)、流入元の工業化率、私営農場数が含まれる。

表 3 主要都市への人口流入と私営農場の雇用吸収効果 (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 (2009年: pop_i, pop_j)	0.000 (5.15) ***	0.000 (1.78) *	0.000 (1.53)
距離 (km: $dist_{ij}$)	- 6.239 (- 7.50) ***	- 8.087 (- 5.42) ***	- 7.067 (- 3.98) ***
1人あたり月次所得の比率 (2010年: $r_{inc_{ij}}$)	- 1819.279 (- 2.64) **	1543.673 (2.05) **	- 2081.977 (- 1.36)
工業化率(2009年: r_{ind_i})	- 173.082 (- 3.72) ***	12.571 (0.34)	- 229.448 (- 1.95) *
私営農場数 (2009年: $tr09_i$)	0.088 (0.59)	0.022 (0.14)	- 0.568 (- 2.03) **
定数項	4451.706 (2.90) ***	163.312 (0.10)	13525.43 (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 Việt Nam, Tổng cục thống kê [2011 : 241-252]、人口規模は Vietnam, General Statistical Office [2011: 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 Vietnam, General Statistical Office [c.2011 : Table1.3] の省別データを用いて「流出先 j の 1 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 Vietnam, General Statistical Office [2011 : 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。私営農場数 $tr09_i$ (2003 年 7 月基準) は Vietnam, General Statistical Office [2011 : 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/> 2012 年 2 月 20 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 (censored) データとみなしたトービット・モデルの係数、括弧内は t 値、*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。

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

$$M_{ij} = \max(0, M_{ij}^*) \quad (10)$$

結果は表 3 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、いずれにおいても概ね確認できるが、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（1 人あ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おいて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⁴¹、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 1 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、特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等を考えると⁴²、ハノイへの流入に制約がかかるのも不思議ではない。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工芸村（làng nghề）の影響が考えられる⁴³。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（例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。

では肝心の私营農場の効果はどうであろうか？これは私营農場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私营農場が多い省ほど、その流入を抑える（負の影響を与える）ことが見て取れる。これは、農村部における私营農場の雇用吸収力を反映しているといっていよいであろう。

4. 結びにかえて

以上、我々はベトナムの農村において大規模経営農家、特にチャンチャイと呼ばれる私营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。

⁴¹ 2012 年 2 月 25 日「ベトナムの農村発展」研究会におけるアジア経済研究所坂田正三氏のご指摘による。

⁴² 例えば公安のホームページ <http://www.cand.com.vn/>（2012 年 3 月 10 日閲覧）にある 2009 年 8 月 13 日付“Hà Nội: Thiếu nhà trọ cho người lao động（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。

⁴³ 工芸村については坂田正三[2009]等を参照のこと。

まず第 2 節では、大規模経営農家、私営農場の発展要因について論じられた。そこで我々が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あるという問題である。この問題に対して我々は、大規模経営が発展した地域ほど「逆相関関係」の程度が比較的弱いこと、大規模経営農家は「逆相関関係」の要因のひとつとされる雇用労働の監視問題を克服し発展を可能にしたことを示した。すなわち大規模経営農家や私営農場は、土地利用権の流動化により土地の集約を進め、主に土地なし層を由来とする雇用労働を利用して家族労働の不足を解決した。ただ雇用労働の利用には高い労働監視費用が伴う。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。

続いて我々は、こうして発展した大規模経営農家、私営農場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吸収することが可能な担い手であるのか確認した。分析の結果、大規模経営の代表的形態である私営農場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 3 節）。

このように大規模経営農家や私営農場の発展は、「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、むしろ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、工業化を目指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。農村人口の固定性をもたらす要因と併せ、議論が必要であろう。またどのような人が私営農場のような大規模経営を営んでおり、どのような人が雇用されているのか明らかにすることも今後詳しく検討されるべき課題である。さらに本章では省別に集計されたセミマクロデータを用いていることもあり、分析では厳密性よりも問題への一次的接近を重視する立場をとった。ゆえに、そうした立場から生じる課題もある。例えば先述したように「逆相関関係」の要因として、どの要因が強く働いているかは詳細なマイクロデータによる厳密な分析が必要であろう。今後、残された課題については、現地調査により情報を得て明らかにしていきたいと考えている。

参考文献

< 日本語 >

石川滋 [1990]『開発経済学の基本問題』岩波書店。

——— [2006]『国際開発政策研究』東洋経済新報社。

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 巻 8 号（8 月）、2-26 頁。

- 梅村又次 [1961]『賃金・雇用・農業』大明堂.
- 尾高煌之助 [2004]「『全部雇用』のメカニズムを探る」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.
- 黒崎卓 [2000]「農業発展と作付変化—パンジャブ農村の 100 年—」『経済研究』51 巻 3 号（7 月）, 193-208 頁.
- [2001]『開発のミクロ経済学—理論と応用—』岩波書店.
- [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.
- 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 号（6 月）, 8-11 頁.
- 斎藤修 [2008]『比較経済発展論—歴史的アプローチ—』岩波書店.
- 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』アジア経済研究所.
- 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 巻 2 号（9 月）, 223-249 頁.
- [2007]「ベトナムにおける農業センサスの実施とその評価—日本との比較にみる問題点—」『城西現代政策研究』1 巻 1 号（3 月）, 63-83 頁.
- 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.
- 速水佑次郎 [2004]『新版 開発経済学』創文社.
- 速水佑次郎・神門善久 [2002]『農業経済論 新版』岩波書店.
- 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>

- Ban chỉ đạo tổng điều tra dân số và nhà ở trung ương（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—). Hà Nội : 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（中央農林水産業・農村

- 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 年農林水産業・農村センサス結果速報). Hà Nội : Ban chỉ đạo tổng điều tra nông thôn, nông nghiệp và thủy sản trung ương.
- Việt Nam, 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]). Hà Nội : Nhà xuất bản thống kê (統計出版社).
- Việt 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—). Hà Nội : Tổng cục thống kê.

< 英語 > (一部その他の言語も含む)

- Barrett, C. B., M. F. Bellemare and J. Y. Hou [2009] “ Reconsidering Conventional Explanations of the Inverse Productivity – Size Relationship.” *World Development*. 38(1, Jan.), pp. 88-97.
- Bhalla, S. S. [1988] “ Does Land Quality Matter ? : Theory and Measurement.” *Journal of Development Economics*. 29 (1, July) , pp. 45-62.
- Booth, A. and R. M. Sundrum [1985] *Labour Absorption in Agriculture : Theoretical Analysis and Empirical Investigations*. Oxford : Oxford Univ. Press.
- 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).
- Chayanov, A. V. [1923] *Die Lehre von der Bäuerlichen Wirtschaft : Versuch einer Theorie der Familienwirtschaft im Landbau*. Berlin : P. Parey (磯辺秀俊・杉野忠夫 (訳) 『小農経済の原理』増訂版, 大明堂, 1957 年).
- Eastwood, R., M. Lipton and A. Newell [2010] “ Farm Size.” Pingali, P. and R. Evenson (eds.) *Handbook of Agricultural Economics*, vol. 4. Amsterdam : Elsevier.
- Eswaran, M. and A. Kotwal [1985a] “ A Theory of Two-Tier Labor Markets in Agrarian Economies.” *American Economic Review*. 75 (1, Mar.) , pp. 162-177.
- [1985b] “ A Theory of Contractual Structure in Agriculture.” *American Economic Review*. 75 (3, June) , pp. 352-367.
- FAO [2008] *Rice Market Monitor, April 2008*, vol.11, no.1. New York : FAO
- [2012] *Rice Market Monitor, December 2012*, vol.15, no.1. New York : FAO
- Feder, G. [1985] “ The Relation between Farm Size and Farm Productivity : The Role of Family Labor, Supervision and Credit Constraints.” *Journal of Development Economics*. 18 (2-3, Aug.) , pp. 297-313.
- Hayami, Y. [2010] “ Plantation Agriculture.” Pingali, P. and R. Evenson (eds.) *Handbook of*

Agricultural Economics, vol. 4. Amsterdam : Elsevier.

- Hayashi, F. and E. C. Prescott [2008] “ The Depressing Effect of Agricultural Institutions on the Prewar Japanese Economy.” *Journal of Political Economy*. 116 (4, Aug.) , pp. 573-632.
- Heltberg, R. [1998] “ Rural Market Imperfections and the Farm Size-Productivity Relationship : Evidence from Pakistan.” *World Development*. 26 (10, Oct.) , pp. 1807-1826.
- Ishikawa, S. [1967] *Economic Development in Asian Perspective*. Tokyo : Kinokuniya.
- Lamb, R. L. [2003] “ Inverse Productivity : Land Quality, Labor Markets, and Measurement Error.” *Journal of Development Economics*. 71 (1, June.) , pp. 71-95.
- Lewis, W. A. [1954] “ Economic Development with Unlimited Supplies of Labour.” *Manchester School of Economic and Social Studies*. 22 (2, May) , pp. 139-191.
- [1958] “ Unlimited Labour : Further Notes.” *Manchester School of Economic and Social Studies*. 26 (1, Jan.) , pp. 1-32.
- Lewer, J. J. and H. van der Berg [2008] “ A Gravity Model of Immigration.” *Economics Letters*. 99 (1, Apr.) , pp. 164-167.
- 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) .
- Nguyen Tan Phat [2009] “ Current Defects of Land Policy and Challenges to Development of Agriculture, Rural Area, and Peasants in Vietnam.” *Vietnam Economic Review*. 4(Apr.) , pp. 17-29.
- Ranis, G. and J. C. H. Fei [1961] “ A Theory of Economic Development.” *American Economic Review*. 51 (4, Sep.) , pp. 533-565.
- Ravallion, M. and D. van de Walle [2008] *Land in Transition : Reform and Poverty in Rural Vietnam*. Washington, D.C. : World Bank.
- Sen, A. K. [1962] “ An Aspect of Indian Agriculture.” *Economic Weekly*. annual number (Feb.) , pp. 243-246.
- [1964] “ Size of Holdings and Productivity.” *Economic Weekly*. 16 (5, 6, 7, Feb.) , pp. 323-326.
- van der Eng, P. [2004] “ Productivity and Comparative Advantage in Rice Agriculture in South-East Asia since 1870.” *Asian Economic Journal*. 18 (4, Dec.) , pp. 345-370.
- Vietnam, 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) .

- [2004] *Vietnam Statistical Data in the 20th Century*, vol.2. 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) .
- [2007d] *Statistical Yearbook of Vietnam 2006*. Ha Noi : Statistical Publishing House (英越併記) .
- [2009] *Statistical Yearbook of Vietnam 2008*. Ha Noi : Statistical Publishing House (英越併記) .
- [2011] *Statistical Yearbook of Vietnam 2010*. Ha Noi : Statistical Publishing House (英越併記) .
- [c.2011] *Summary Results of the Vietnam Household Living Standard Survey 2010* (英越併記) available at
http://www.gso.gov.vn/default_en.aspx?tabid=483&idmid=4&ItemID=11148
(2012 年 2 月 20 日閲覧) .
- 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) .
- Wooldridge, J. M. [2002] *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge : MIT Press.