

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——*

高 橋 塁**

The Inverse Relationship in Agriculture in Viet Nam: Farm Size and Employment in the Mekong River Delta *

TAKAHASHI Rui **

This paper aims to clarify factors in the expansion of farm size in Vietnam's Mekong River Delta through an analysis of the inverse relationship between farm size and land productivity. The Agricultural Censuses of 1994 and 2001 show that both the number of landless persons and the number of medium or large-size farmers (operating over 3 ha) grew steadily after the implementation of the land law in 1993. Using these data, I confirmed the inverse relationship between farm size and land productivity in the mid-1990s, showing that the labour input of large-size farmers was lower than that of small-size farmers due to labour constraints and the cost of monitoring hired labour.

Based on a survey of recent controversies over the inverse relationship, I then analyzed contributing factors using the household panel data of the Vietnam Living Standards Survey and found that labour market imperfection seemed to contribute more strongly to the inverse relationship than land fertility. The reason farmers had been able to expand the size of operated lands, despite the inverse relationship, was the development of the agricultural labour market and agricultural mechanization. Large farmers could practice double cropping using labour made plentiful through landlessness and by reducing the effective cost of hired labour through mechanization.

I also confirmed that the inverse relationship was sustained in 2001; however, it was merely a “spurious inverse relationship” caused by differences in cropping patterns and behavior between large and small farmers. The high intensity of land utilization through the practice of double cropping has alleviated the disadvantage of large-size farmers. Therefore, the change in agricultural structure behind the increase in farm size is not inefficient.

* 本稿の準備過程において丁寧なご指導をくださった清川雪彦先生、適確なコメントをくださった黒崎卓先生、王健氏（城西大学）、本誌レフェリーの先生方、そしてベトナム生活水準調査データを手入手する際に助けてくださった菊池正氏（慶應大学）、グエン ティ トゥ トゥイ氏（JICA ハノイ事務所：2001年当時）に併せて謝意を表したい。

** 一橋大学経済研究所；Institute of Economic Research, Hitotsubashi University, 2-1 Naka, Kunitachi City, Tokyo 186-8603, Japan
e-mail: rui_ta@qc4.so-net.ne.jp

Keywords: Mekong River Delta, inverse relationship, *tràng trại* (farming), agricultural labour markets, agricultural census, Vietnam Living Standards Survey, cropping pattern, landlessness

キーワード: ベトナム・メコンデルタ地域, 逆相関仮説, チャンチャイ, 農業労働市場, 農業センサス, ベトナム生活水準調査, 作付構成, 土地なし層

I 問題の所在

A. メコンデルタ地域における農業経営規模の拡大と土地なし層の増加

1986年来, ベトナムではドイモイ (đổi mới: 刷新) の名の下, 改革開放政策が推し進められ, その漸進的ではあるが着実な改革は, 90年代に入っても年率8パーセント以上もの高い経済成長率をもたらした。¹⁾ わけても農業部門の改革はこの高い成長率の原動力となったことは周知の事実である。

1988年4月5日の10号政治局決議 (Nghị quyết 10 của Bộ Chính trị Trung ương Đảng) に始まった一連の農業改革は,²⁾ それまでの農業集団化を断念し農業経営主体として「農家」を認め,³⁾ 各農家に土地利用権を配分して農民の農業生産誘因を向上させることで, 農業産出量の増大に結びついた [Pingali and Vo Tong Xuan 1992]。だが土地利用権の交換・譲渡・賃貸借・相続・担保化を認めた1993年7月の新土地法制定頃を皮切りに, 徐々に土地なし層や小規模農家が増加する一方, 農業経営規模を拡大する農家が現れるようになった。近年, この二極化傾向は強まっており, とりわけベトナム南部メコンデルタ地域 (図1参照) においてその傾向は顕著であるといえる。

いま図2にもそれは明示されているごとく, 土地なし層を含む0.5ヘクタール未満の層と3ヘ

1) 例えば石川 [1999: 22-23] によれば1991~95年の年平均でGDP成長率は8.2パーセントとされている。なお1996年から2000年までの第6次5カ年計画初期草案において, ベトナム政府は年率10~11パーセントもの野心的な成長率を掲げており, この時期のベトナムの好調な発展を特徴づけているといえよう [同上書: 21]。

2) 1988年以前にも1981年1月13日に共産党書記局100号指示 (Chỉ thị 100 CT/TW của Ban Bí thư Trung ương Đảng) により, 作物収穫ノルマの超過分を個人あるいは労働グループが自由に処理可能とすることで生産誘因効果をねらったが, 依然として合作社 (Hợp tác xã) を中心とする農業集団化の枠内であったため生産誘因効果の維持が難しく, 根本的な改革には至っていなかった。詳しくは Nguyen Sinh Cuc [1995: 85-88] を参照のこと。

3) 農業を営む家計には10~15年という長期の土地利用権が配分されると同時に, 農具, 農業機械や役畜等の資本財については完全な所有が認められた [Nguyen Sinh Cuc 1995: 94-95]。なお後に土地利用権の期間は1993年新土地法の下で1年生作物の作付地20年, 多年生作物の作付地50年へと拡大されることとなる。また土地利用権の配分の方法は各村などの裁量にまかされることが多かった。このことについてはメコンデルタの事例ではないが, 田中 [1999] が参考になる。

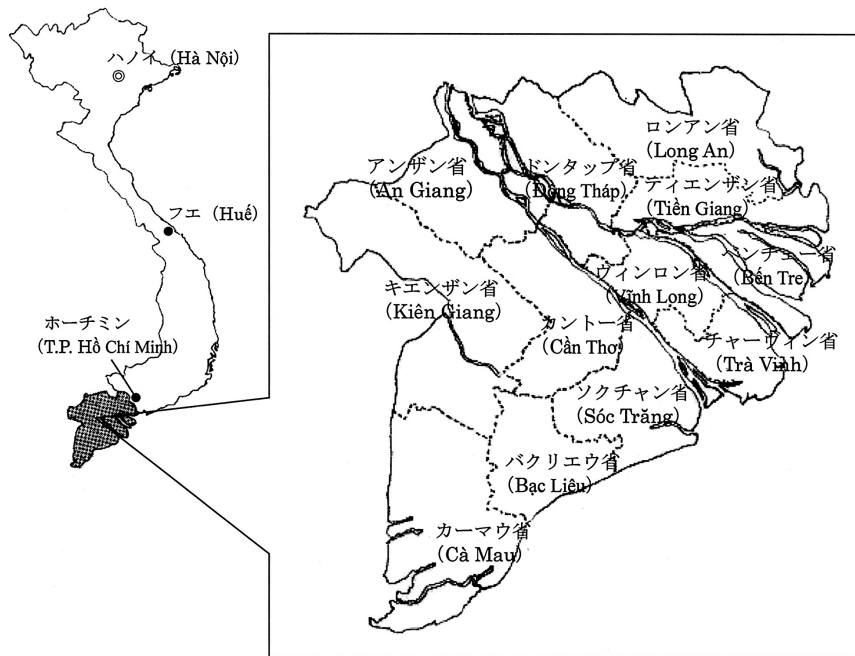


図1 メコンデルタ地域諸省 (2001年)

出所：筆者作成。

注：カーマウ省とバクリエウ省は1997年にミンハイ省 (Minh Hải) が分離して成立。

クタール以上の比較的経営規模の大きい層が1994年から2001年にかけて増加していることがみてとれる。また2001年に実施された農業センサスにおいて、ベトナム全体で見た場合の土地なし層の比率は4パーセント、3ヘクタール以上層の比率は2パーセントであるから、メコンデルタ地域と比較した場合 (それぞれ14パーセント、4パーセント)、いかに同地域において土地なし層の増加と経営規模の拡大が突出して進んでいるかが容易に理解されよう [Viet Nam, General Statistical Office 2003: 182-185]。

こうしたメコンデルタにおける土地なし層の増加は、近年の貧困問題に対する関心の高さから盛んに取り上げられ議論されてきた。例えば、土地なし層は日雇い労働者になることが多いため、当該層の増加によって農村労働市場が競争的となり、雇用機会が限られてくることが懸念されている。⁴⁾ 貧しい層にとっては、移動費用等の問題もあり、農村外で雇用機会を得ること

4) たとえば Turk [1999: 40-42] では、メコンデルタ東部チャーヴィン省の土地なし層が日雇い労働者となる様子について克明に触れられている。土地なし層が出現する理由は様々であるが、チャーヴィン省の事例では何らかの危急の状況に陥り、土地利用権の窮迫的販売に至らざるをえなくなったことや (1993年土地法の下でも土地利用権の売買はとくに制約されていない)、土地利用権が担保となってしまうことがあげられている。近年の土地なし層の増加については山崎 [2004] も参照のこと。

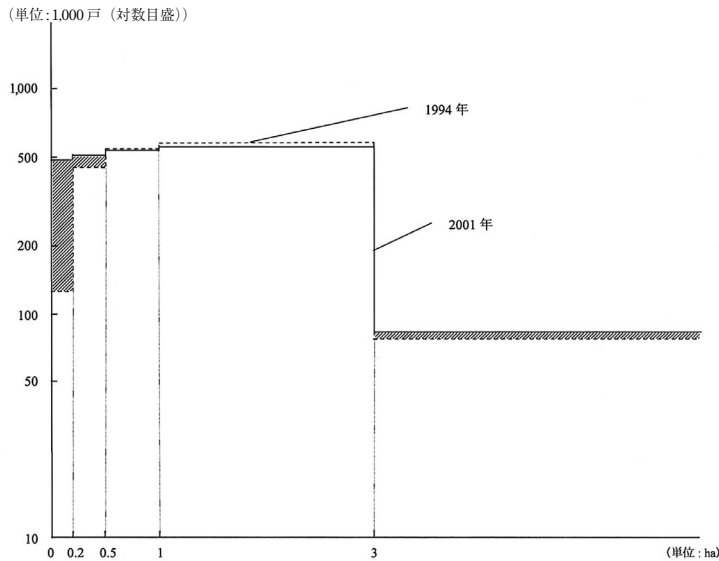


図2 メコンデルタ地域における農業経営規模の分布 (1994～2001年)

出所：1994年は Việt Nam, Tổng Cục Thống Kê [1995: 446-447], 2001年は Việt Nam, General Statistical Office [2003: 179, 181]。

- 注：1) 図中の0～0.2 haの層には土地なし層 (0 ha) も含む。なお土地なし層は1994年で全体の1%, 2001年で14%に増加している。
- 2) 図中の斜線部分は1994年 (点線で示された分布) から2001年 (実線で示された分布) にかけて度数が増加した部分を示す。
- 3) 1994年の原資料では農村部の農家数のみで表示されているのに対し, 2001年の原資料では農村部のみならず省全体の農家数で表示されているため, 分布の比較に制約がある。しかしメコンデルタ地域においては, ほとんどの農家 (9割強) は農村部に属すると考えられるため, 分析に大きな影響はないと考えられる。

が往々にして難しいため, 農村内で雇用機会を得られるか否かは切実な問題であるといえよう。

だが, 他方において貧困問題の研究ではあまりふれられることのない3ヘクタール以上の中・大規模農家の発展を考えたとき, 彼らがこうした農村の豊富な労働力を吸収し, 土地なし層を含む貧困層に貴重な雇用機会を与えているという側面があることは重要である。事実, 1998年11月10日の政治局6号決議 (Nghị quyết 6 của Bộ Chính trị Trung ương Đảng) 以降, メコンデルタ地域では3ヘクタール以上の経営規模をもち商業的農業を営む農家はチャンチャイ (Trang trại: farming) とよばれ, ベトナムの農業発展を担う層として注目されてきている [Việt Nam, Viện Khoa Học Xã Hội tại Thành Phố Hồ Chí Minh 2002: 193-209]。⁵⁾ ゆえに中・大

5) 1993年の土地法の下では1年生作物の保有土地面積は3ヘクタールが上限であったが, 図2で見たように実際には3ヘクタール以上の層も存在していた。1998年の6号決議はこの状況をいわば公に追認したものといえよう (Nguyễn Sinh Cúc [2003: 438] も参照)。その後政府によりチャンチャイ層

規模農家の発展に着目し、その要因を考慮することは極めて重要であるといえるのである。換言するならば、なぜメコンデルタ地域において中・大規模経営が発展してきているのか、問われなければならないといえよう。

B. 農業経営規模と土地生産性の逆相関関係

しかし、途上国における農業経営規模の拡大は、これまでの研究から社会的に効率的な資源配分と矛盾しているという見解が根強い。すなわち農業経営規模と土地生産性の逆相関関係の存在、いわゆる逆相関仮説 (Inverse Relationship Problem) である。Sen [1962] によりインドを事例にして唱えられたこの仮説の検証は、

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

y_i ：単位経営面積あたり年間農業総産出， h_i ：土地面積で見た農家経営規模

という(1)式の係数 β を検討することに定式化され、1950年代以降に行われたインドにおける農家経済調査 (Studies in the Economics of Farm Management) の結果にもとづき、膨大な研究が報告された。⁶⁾ その後、インドのみならず Berry and Cline [1979: Ch4] により、他の途上国 (ブラジル、コロンビア、フィリピン、パキスタン、マレーシアなど) についても逆相関関係の存在が確認されることとなった。これらの実証研究が示唆するように、逆相関関係が実在するのであれば、農業経営規模の拡大は、農地の生産能力を最大限活用するために必要な社会的に効率的な資源配分を、表面上は実現していないこととなり問題となる。

そこで我々もまた、1994年におけるメコンデルタ地域の省レベルマクロデータを用いて、土地生産性と農業経営規模 (代理変数として各省における農家1戸あたり農地面積を採用) の関係を把握してみた。その結果が図3である。これらの結果から明らかなように、メコンデルタ地域の11省のデータはきれいな右下がりの曲線を示しており、したがって土地生産性と農業経営規模の間には逆相関関係があることが示唆される。ゆえに、以上のことを念頭においたとき、なぜメコンデルタ地域において中・大規模経営が発展してきているのかという強い疑問

の発展が積極的に後押しされることとなり、2000年2月2日にはベトナムにおける農業近代化モデルとしてのチャンチャイ層発展に関する首相決定第3号 (Nghị quyết 3 của Thủ tướng Chính phủ) が出されることとなった。同年6月23日には統計総局 (Tổng cục Thống kê) と農業農村開発省 (Bộ Nông nghiệp và Phát triển nông thôn) の間で第69号省間通達 (Thông tư liên tịch 69) が出され (おそらくは統計による把握のため)、チャンチャイの定義が明確に定められることとなった (例えば南部で1年生作物を栽培するチャンチャイは5,000万ドン以上の産出額をあげ、3ヘクタール以上の経営規模をもつ) [ibid.: 440-441, 450-451]。

6) 代表的な研究書としてはBharadwaj [1974] があげられる。なお藤田 [1993: 第5章] は主にインドを対象にした逆相関関係の研究について詳細な文献調査を行っており、大いに参考になる。

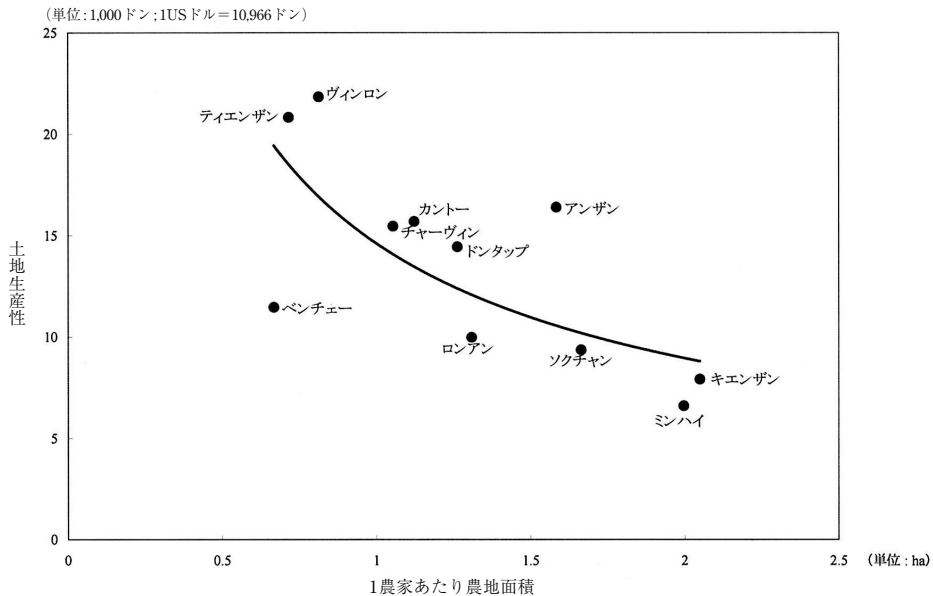


図3 メコンデルタ地域における経営規模と土地生産性の逆相関 (省別: 1994年)

出所: 土地生産性は農地面積1ha当たり1994年農業総産出 (1994年価格評価), 経営規模は1農家当たり農地面積。農地面積は *Việt Nam, Tổng Cục Thống Kê* [1995: 44], 農業総産出は *Viet Nam, General Statistical Office* [2000a: 144], 農家数は *Việt Nam, Tổng Cục Thống Kê* [1995: 446] の農家総数から土地なし層を除いた値を用いた。

注: 1) 農業総産出の原データはミンハイ省ではなく1997年に分割されたバクリエウ省とカーマウ省のものとして得られるが, ここではそれら2省の合計をミンハイ省の農業総産出とみなしている。

2) 農家数はデータ制約もあり1994年農業センサスから得ているが, この調査は農村部を対象としており, ゆえにここでの農家とは, 農村部に属し, 家計構成員による労働の大部分が農業に投入されるか, 所得の大半を農業から得ている家計 (農家を定義する農業労働時間や所得の明確な数値基準は定められていない) を指していることに留意が必要である。詳しくは *Việt Nam, Tổng Cục Thống Kê* [1994: 62-63] などを参照。なおこの農家の定義は2001年農業センサスにおいてもほとんど変わっていない。

を持って先述の問題を改めて提起せざるを得ないのである。

そこで本稿ではこの問題に解答をあたえるべく, 1994年および2001年に実施された農業農村センサス (*Tổng Điều tra Nông thôn, Nông nghiệp và Thủy sản*) 結果を中心にした省別マクロデータに加え, 1992年から93年にかけて世界銀行の協力で行われた第1回ベトナム生活水準調査 (*Viet Nam Living Standards Survey: VLSS*) および1997年から98年にかけて行われた第2回調査の家計レベルマイクロデータを主な資料として用い, メコンデルタ地域を対象に詳細な分析を試みている。また本稿の分析対象期間は, 1993年新土地法制定以後に土地なし層, 3ヘクタール以上層が顕著に増えてきている事実をふまえ, マクロデータが利用可能な1994年

から2001年頃までを主な分析対象期間と想定している。

以下、IIではメコンデルタ地域における逆相関関係の原因をさぐるため、既存研究を吟味したうえで、マイクロデータを用いたパネル分析を行い、逆相関関係の原因諸説のメコンデルタ地域における妥当性を探る。それをうけて、IIIではマクロレベルとマイクロレベルで確認された逆相関関係が、中・大規模農家と小規模農家の行動原理の違い、および作付における1年生作物と多年生作物の違いから、いわば「見せかけ」のものになったことを示し（逆相関関係の質変化）、結論として中・大規模農家の発展とは矛盾していないことを示す。

II 逆相関関係はなぜ存在するか —— 既存仮説の吟味

A. 土地肥沃度差仮説

土地面積ではかった経営規模と土地生産性の間になぜ逆相関関係（以下、逆相関関係と呼称する）が存在するかという問題については、これまでも夥しい数の研究蓄積があるが、近年、その方向性は大きく二つの方向に定まってきているように思われる。一つは土地の肥沃度差（land fertility）による説明であり、もう一つは後述する労働市場の不完全性（ときに labor dualism とも呼ばれる）による説明である。

Sen [1964] は、後述の労働投入の差による説明とともに、土地の肥沃度差を基にした説明を行った。すなわち土地の肥沃度が高い地域においては、多くの人口を扶養できるがゆえ、人口の成長速度も速く、その人口圧力から土地の細分化を促すというものである。⁷⁾ したがって先の図3のごとく、クロスセクションでマクロの水準から見た場合は、この土地肥沃度差説のように、長期的に形成された各地域（図3の場合は各省）の肥沃度の差にこの逆相関関係が帰着される可能性が必ずしも否定できない。

また農業経営規模の決定主体は当然農家であり、土地の肥沃度自体も、そもそも農家ごとに異なることがありうるから、本来であれば農家レベルで逆相関関係を検証することが望ましい（すなわち小規模農家ほど肥沃度の高い土地を保有する傾向があるか否かを検証する）。したがって近年、農家レベルのマイクロデータが利用可能な環境が整ってきたこともあり、土地の肥沃度差が逆相関関係の原因となっているのか否か農家レベルから検証する研究が多くなってきて

7) ベトナム北部の紅河デルタ（図1でいえばハノイ周辺にあたる）の場合は、ベトナムの中で最もよくこの仮説が適合しているように思われる。すなわちデルタ開発の歴史が古く、米の重要産出地帯でもあるこの地域は、平方キロメートルあたり1,204人（2004年）もの人口密度を持ち [Viet Nam, General Statistical Office 2005: 39], ゆえにその人口圧力から農地は細分化され、ほとんどの農家（2001年の農業センサス結果によれば95パーセント以上）が0.5ヘクタール以下の経営規模である。

いる。その際、重要な論点は、藤田 [1993: 134] で指摘されているように、土地の肥沃度差が1) 灌漑など人為的要因に起因するものと、2) それ以外の土壌などに代表される土地本来の要因に起因するもの（本質的な土地の質：intrinsic land quality）へと分けられるが、後者の情報は通常の農家経済調査ではまず得られないため、逆相関関係の原因として土地の肥沃度差が真に重要なものになっているのかどうか、データによって十分に検証できないという問題である。⁸⁾

この議論に先鞭をつけたのがおそらく Bhalla [1988] であろう。彼は通常は得ることが困難な、インドの農家レベルにおける本質的な土地の質に関するデータ（Fertilizer Demand Survey）を用いて、⁹⁾ 本質的な土地の質と経営規模の間に負の相関があることを示した。それを踏まえ Bhalla and Roy [1988] では、逆相関関係の要因として、後述する労働市場の不完全性仮説ではなく、土地の肥沃度差仮説を支持する結論を導き出している。

他方、Bhalla が用いたようなデータは通常は得ることが難しいため、本質的な土地の質を統計的手法でコントロールしようとする努力もなされている。その一つが Benjamin [1995] である。この研究では、1980年のジャワ（Java）における調査（SUSENAS survey）の情報をを用いて、直接変数として把握されない本質的な土地の質が、逆相関関係の検出にバイアスをもたらすことを考慮し、操作変数（Instrumental variable）を導入することによってそれをコントロールすることを行っている。一般に適切な操作変数を見つけることは難しいが、この研究では鍵となる操作変数を県（kabupaten）レベルの人口密度として検討した。その結果、Bhalla 同様、本質的な土地の質は逆相関関係に重要な要因を与えることが示唆された（しかし操作変数の妥当性が問題にされる）。

最後に、もしパネルデータなどが得られるのであれば、土壌条件など本質的な土地の質は異時点間で変化することはないと想定し、各農家の固定効果（Fixed effect）としてコントロールできるとする考え方がある。Benjamin の場合、クロスセクションデータであったがゆえ操作変数法が用いられたが、分析に合った操作変数を探すには、対象地域の特徴を考慮するなど一般に大きな労力を要する。したがって、パネルデータが利用可能であるならば、固定効果を用いることは、本質的な土地の質を最も容易にコントロールする手法の一つであるといえよう。

8) 土地の改良投資として代表的な灌漑は、メコンデルタの場合、メコン河から運河を通じて分水する重力流下水方式（gravity flow）であり、この場合は経営規模に関係なく運河・水路を通じて等しく灌漑水がいきわたる [藤田 1993: 135]。経営規模が異なる農家間で問題となるのは水路から圃場への揚水の差であるが、メコンデルタの場合、これはむしろ灌漑労働投入に関連するため、労働市場の不完全性仮説に含めて議論されるべきであろう。メコンデルタの水田灌漑率は2001年でおよそ68パーセントである [Viet Nam, General Statistical Office 2003: 494]。

9) このデータでは本質的な土壌の質として、肌理（soil texture）、土壌の色（soil color）、土壌の深さ（depth of soil）、塩分（soil salinity）、排水条件（surface drainage）、浸透度（rate of percolation）などが得られている。

この手法を初めて用いたのは管見の限り、Carter [1984] であろう。彼は1969-70年～71-72年にわたる3カ年のインド・ハリヤーナ州における農家経済調査のデータを用い、土地の本質的な質が、異時点間で変わらない村固有の効果に現れると考えて検証を行った。彼の場合は、農家ではなく村の固定効果として土地の本質的な質の差をコントロールしたが、¹⁰⁾ それでもなお逆相関関係が残るという（つまり土地の本質的な質の差のみでは説明できない要因がある）結果となった。この後 Rasmus [1998] が IFPRI（国際食糧政策研究所：International Food Policy Research Institute）の5カ年にわたるパキスタン農家のパネル調査データを用い、農家レベルで固定効果を考えて検討したところ、やはり土地の本質的な質を考慮してもなお強い逆相関関係が残るという結論を導いた。最近では Lamb [2003] が、インドで1975～85年にわたって収集された ICRISAT（国際半乾燥熱帯農作物研究所：International Crops Research Institute for the Semi Arid Tropics）の農家レベルデータに対し、パネルデータ手法を適用して逆相関関係を検証している。ただし彼はパネルデータ手法（変量効果 Random effect と固定効果）を経営規模に関する農家固有の測定誤差の把握に用いており、本質的な土地の質は、筆（plot）レベルで土壌条件などの情報が豊富に含まれる ICRISAT データの特長を生かし、それらの情報を分析の変数に含めることで直接的にコントロールしている。この点において Lamb の研究は、それまでの同種の研究と一線を画したものとなり、土地の質や後述する労働市場の不完全性に加え、測定誤差も逆相関関係の要因となりうる可能性を示唆した。¹¹⁾

以上のように、分析対象地域や手法によって結論にちがいはあるものの、本質的な土地の質を考慮することは、不可欠のように思われる。本稿でも、第1回および第2回のベトナム生活水準調査に回答したメコンデルタにおける1年生作物栽培農家を異時点間でマッチングさせ、パネルデータを作成したうえで、この問題に対する検討を行っている。

B. 労働市場の不完全性仮説

次に重要な逆相関関係の原因として考えられるのは、労働市場の不完全性仮説である。Sen

10) Carter が用いたデータは3カ年それぞれにおいて農家を抽出したものであるから、厳密にはパネルデータとはいえない。それでも各村は異時点間の同定が可能であるため、村レベルの「パネルデータ」として分析が行われている。なお一つの村内で土壌条件等、本質的な土地の質は大きく変わることはないと考えられるから、村レベルの固定効果であっても、本質的な土地の質は十分把握可能と思われる。農家レベルの固定効果を用いるのは、土地の本質的な質のほか、異時点間で変化しない農家固有の特徴や測定誤差などもコントロールできるからである。

11) Lamb が指摘するように、土地の本質的な質も土地の賃借等を通じ時間によって変化しうることが考えられるから、その点においてもパネルデータ手法に土地の本質的な質に関するデータを加えることは望ましい。このように土地の本質的な質に関するデータが得られるならば、Lamb の手法はもっとも望ましいものであるが、既述のように土地の本質的な質のデータを得ることは難しく、また土地の賃借等は本質的な土地の質にそれ程差がない同一村内で行われることが多いと考えられるから、本稿では農家レベルの固定効果を分析に用いている。

[1962] は逆相関関係に初めてふれた際、この仮説を提示した。すなわち労働市場の不完全性のため、小規模な農家は余暇の限界効用を考慮したとき、市場賃金率よりも低い労働限界生産物（いわゆるシャドープライス）となることから、小規模農家は労働集約的になるという説である。¹²⁾ この仮説は、現在では非分離型のハウスホールドモデルという形に定式化された説明（たとえば Benjamin [1992] など）が行われていることは周知の通りである。

他方、中・大規模農家が雇用労働を用いる場合、家族労働とは異なり、農作業のモラルハザードが起る可能性があり、ゆえに労働を監視する費用が大きくなって、雇用主にとってのシャドー賃金が雇用労働の市場賃金率よりも高くなるという問題が生じる。したがって経営規模が大きくなっても、追加的に雇用労働を投入することができなくなるのである。この監視費用の増加による雇用労働制約の問題については Feder [1985] や Taslim [1989]、農業労働市場が常雇（Permanent labor）と臨時雇（Casual labor）の二重構造となる理由を検討した Eswaran and Kotwal [1985a]、また同様の論理で小作制度選択について分析を行った Eswaran and Kotwal [1985b] などにおいて、その存在や理論的説明がなされてきた。

以上の研究を通じて、逆相関関係が起る理由としては、一つに小規模農家に特有の自家労働の過小評価、そして二つに大規模農家における市場賃金率よりも高い雇用費用という労働市場の不完全性に起因した原因が考えられるのである。本稿では農家レベルの仮説としてこれを概ね支持し、以下、ベトナムのメコンデルタの事例に戻り、先の図3にみられた逆相関関係の原因を検証してゆく。

C. メコンデルタ地域における逆相関関係の要因

これまで、土地生産性と農業経営規模の逆相関関係は、第一に土地の肥沃度差、そして第二に労働市場の不完全性に起因する二つの原因が考えられるとして、既存研究の吟味を行ってきた。ここではそれらをふまえ、実際にメコンデルタの1年生作物栽培農家について第1回（1992-93年調査）および第2回（1997-98年調査）のベトナム生活水準調査のデータを農家レベルでマッチングさせることでパネルデータを作成し、分析を行った。¹³⁾

パネルデータを作成した目的は、先述したように土地の本質的な質は異時点間で変わらないと考え、農家レベルの固定効果で処理可能であると考えたからである。分析に用いた推定モデ

12) 実証分析としては Bardhan [1973] も参照。なおこの議論は Sen によって途上国の枠組みで定式化されたものの、論理自体は初めてのものではなく、Chayanov [1923] が既にロシアの農民の事例に基づいて言及していたものであることに留意されたい。Benjamin [1992: 1995] を参照のこと。

13) 1年生作物栽培農家を対象にしたのは、分析の単純化とともにメコンデルタの基幹作物が稲であることを考慮してのことである。なおベトナム生活水準調査は2002年以降も行われ、現在はパネル調査を意識した2年ごとの調査として計画されている。筆者はこれら2002年以降の調査報告書（Việt Nam, Tổng Cục Thống Kê [2004] など）を入手しているものの、まだ一般に公開されていないマイクロデータの入手には成功しなかったため、本稿では1997-98年調査までのマイクロデータを用いる。

ルは以下の通りである。¹⁴⁾

$$y_{it} = \alpha + x'_{it}\beta + \mu_i + \nu_{it} \quad (2)$$

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

ここで y_{it} は土地生産性すなわち1年生作物の総産出／1年生作物経営面積（圃場面積：作付面積ではない）を表し、 x'_{it} にあたる説明変数は、1年生作物経営面積の対数である。その他 α は定数項、 ν_{it} は誤差部分となっている。

またこのモデルで特徴的なのは、農家の固有効果を表す μ_i である。これが異時点間で変動のないパラメータとしてとらえられれば（すなわち固定効果モデル）、観察不能な土地の本質的な質の効果をコントロールすることが可能となり、理論上は逆相関関係を析出する係数 β のバイアスを防ぐことができる。なおここでの N は農家数、 T は調査時点を表し1992-93年、1997-98年の2期（ $T=2$ ）を表している。

表1 メコンデルタにおける主な1年生作物の農家1戸あたり産出額¹⁾（単位：1,000ドン）

作 物	1992-93年 ²⁾	1997-98年
米 (Rice) ³⁾	4,412.52	10,170.14
玉蜀黍 (Corn; Maize)	29.41	41.16
甘藷 (Sweet potato)	3.75	1.94
キャッサバ (Cassava; Manioc)	10.79	10.75
キャベツ・コールラビ・カリフラワー (Cabbage; Kohlrabi; Cauliflower)	5.34	1.90
トマト (Tomato)	5.98	30.12
空芯菜 (Water morning glory)	11.46	36.04
豆類 (生; Fresh legume)	11.90	12.46
豆類 (乾燥; Dried legume)	52.93	21.22
香辛料 (Herb; Spice)	1.69	10.74
大豆 (Soy bean)	23.92	17.07
落花生 (Peanut)	0.00	8.83
甘蔗 (Sugar cane)	187.67	1,243.48
蘭草 (Rush)	0.90	15.84

出所：1992-93年および1997-98年ベトナム生活水準調査のデータより筆者計算。

注：1) メコンデルタにおける1年生作物栽培農家442戸について平均産出額が計算されている。

2) 1992-93年の農家1戸あたり産出額は1998年ドンで評価されている。

3) 米の産出額は、1992-93年は春米 (Spring rice)・秋米 (Autumn rice)・冬米 (Winter rice)・陸稲 (Rice on swidden land)・通年米 (Total annual rice)、1997-98年は春米・秋米・冬米・通年梗米 (Total annual ordinary rice)・通年糯米 (Total annual glutinous rice)・通年特殊米 (Total annual specialty rice) の合計である。なお通年米、通年梗米、通年糯米、通年特殊米について質問票には詳しく触れられていないが、春米、秋米、冬米とは別の品種として位置づけられており、そこから「通年米」は浮稲などの最晩生の品種を指すと思われる。また特殊米というのは香り米などを指すと思われる。

14) パネルデータ分析については、Baltagi [2001] など標準的なテキストを参照のこと。

さらに1992-93年から1997-98年にかけて空芯菜・トマトなどの蔬菜類、甘蔗や蘭草などの工芸作物、そして米の産出額が大きく増加していることから（表1参照）、作付構成の変化も考えられよう。一般に経営面積も作物の作付構成も農家が決めるものであるから、その内生性を考慮して、 y_{it} については、メコンデルタ地域の主要作物である米だけの総産出／1年生作物経営面積にかえたものも計算されている。¹⁵⁾ それにより y_{it} を米だけの総産出／1年生作物経営面積にかえて計算してみても、1年生作物の総産出／1年生作物経営面積の場合とあまり異なる結果が得られている（表2参照）。

なお1992-93年と1997-98年の間に高収量品種に代表されるような農業技術の発展があれば、それが逆相関関係に与える影響を検討する必要があるだろう。しかし、メコンデルタ地域ではかなり早い段階から高収量品種が植え付けられており、¹⁶⁾ 後述するように経営規模にかかわり

表2 逆相関関係の要因

	面積当たり1年生作物総産出 (y_1 : 1,000 ドン/㎡)		面積当たり米総産出 (y_2 : 1,000 ドン/㎡)	
	FE	RE	FE	RE
1年生作物経営面積 (x ; ㎡: 対数)	-4.291 (-7.77)***	-2.706 (-8.54)***	-3.216 (-7.85)***	-1.987 (-8.60)***
定数項	39.44 (8.15)***	25.57 (9.16)***	29.70 (8.27)***	18.95 (9.30)***
R^2	0.209	0.134	0.213	0.137
N	458	458	458	458
Hausman chi2 (1d.f.)	12.28***		13.19***	

出所：筆者作成。

注：1) y_1 の総産出は以下のように計算された。1997-98年の場合、1年生作物の各品目ごとに農家の販売価格を庭先価格として求め、自家消費を含む年間産出額を評価した。また自家消費のみを行っている農家については、各村ごとに先の庭先価格（品目別）の平均を求め、それを利用して評価した。さらに自家消費だけ行う農家のみの村については、品目別に標本農家全体の販売価格平均を求め、それを用いて評価した。なお総産出額の評価では、中間生産物とみなされる飼料、労働者への賄い分、種子も評価され、産出から控除されている。1992-93年の場合は、原データに各村の庭先価格で評価した年間産出額があるためこれを用いた。また総産出額は98年ドンで実質化されている。 y_2 における米のみの総産出も y_1 の総産出と基本的に同様の方法で計算された。

2) 経営面積は土地利用権を与えられている土地に加え、借り入れた土地および購入した土地を含む。

3) FEは固定効果モデル、REは変動効果モデルを示す。

4) 括弧内はt値であり、***は1パーセント水準で有意であることを示す。

15) 分母部分は、米だけの経営面積を用いることが望ましいが、1992-93年調査データにおいてその情報は得られないため、1年生作物経営面積を採用している。ただ実際の分析には、米が基幹作物であることもあり、それほど大きな影響はないと思われる。

16) メコンデルタでは1960年代末にIR系に代表される稲の高収量品種が導入され、以後南部ではクローンデルタ稲作研究所 (Cuu Long Rice Research Institute) を中心にOM品種（研究所の所在地オモン；Ô Mônの頭文字に由来）など多くの品種が開発され、2000年までにメコンデルタの面積の70パーセント以上に植えつけられ広く普及している（注8でふれた灌漑の普及も参照）。近年の新品種の利用についてはViệt Nam, Viện Khoa Học Xã Hội tại Thành Phố Hồ Chí Minh [2002: 148-159]を参照のこと。

なく高い普及率をもつ。ゆえに特定の階層に偏った農業技術発展の影響がここに強く出るとは考えにくいことも付言しておこう。

さて以上を踏まえた上で、(2)式の推計結果が報告されている表2を見てみよう。この表には(2)式について固定効果モデルと変量効果モデルの二つの手法を用いて推計された結果が報告されている。それによれば、土地生産性を1年生作物の総産出／1年生作物経営面積、米だけの総産出／1年生作物経営面積とした双方において、土地生産性と経営面積の間に強い逆相関関係があることが確認される。またハウスマン検定 (Hausman's specification test) の結果からもわかるように、説明変数と相関をもつ観察されない変数の存在が確認され、ゆえに固定効果モデルを支持する結果となっている (1パーセント水準で有意)。

つまりこのことは、土地の本質的な質を考慮した上でも、なお逆相関関係がみられるということを示唆しているといつてよい。したがって、メコンデルタ地域における逆相関関係の原因として、土地の肥沃度差仮説は否定されたことになり、労働市場の不完全性仮説が支持されるといつてもよいと考えられるのである。

III 農業労働市場の発展と逆相関関係の質変化

A. メコンデルタ地域における農業労働市場の発展

以上の分析で、メコンデルタ地域における土地生産性と農業経営規模の逆相関関係は確認され、さらにその原因は、土地の肥沃度差に求められるよりも、それ以外の労働市場の不完全性などに求められることが示唆された。ここで我々が初めに提起した問題を想起すれば、では逆相関関係が存在するとして、何ゆえメコンデルタ地域において3ヘクタール以上層が増加してきているのであろうか。

それに対する一つの解答として、いま労働市場の不完全性仮説に逆相関関係の原因を求めたとき、我々はメコンデルタ地域における農業労働市場の発展という事実に着目せざるをえないのである。いま数少ない統計情報のなかから、メコンデルタにおける1996年と2001年の農林水産部門の雇用者数（農林水産業の自営 self-employment も含む）を確認してみると、それぞれ468万5,150人から522万7,208人へ増加していることがわかる [Viet Nam, Center for Informatics, Ministry of Labour-Invalids and Social Affairs 2004: 142]。1996年から2001年にかけて農林水産部門の雇用者数が増加しているのは西部高原地域を除いてはメコンデルタ地域のみであり、ゆえにメコンデルタ地域における農業労働市場の発展が示唆されよう。その農林水産業の雇用者数のうち賃労働者のものを推定してみたものが図4である。これによると、全国的には農林水産部門における賃労働者は、工業部門やサービス部門などの発展により減少傾

向にあるものの、メコンデルタ地域においては農林水産部門における賃労働者の雇用が増加していることが知れよう。

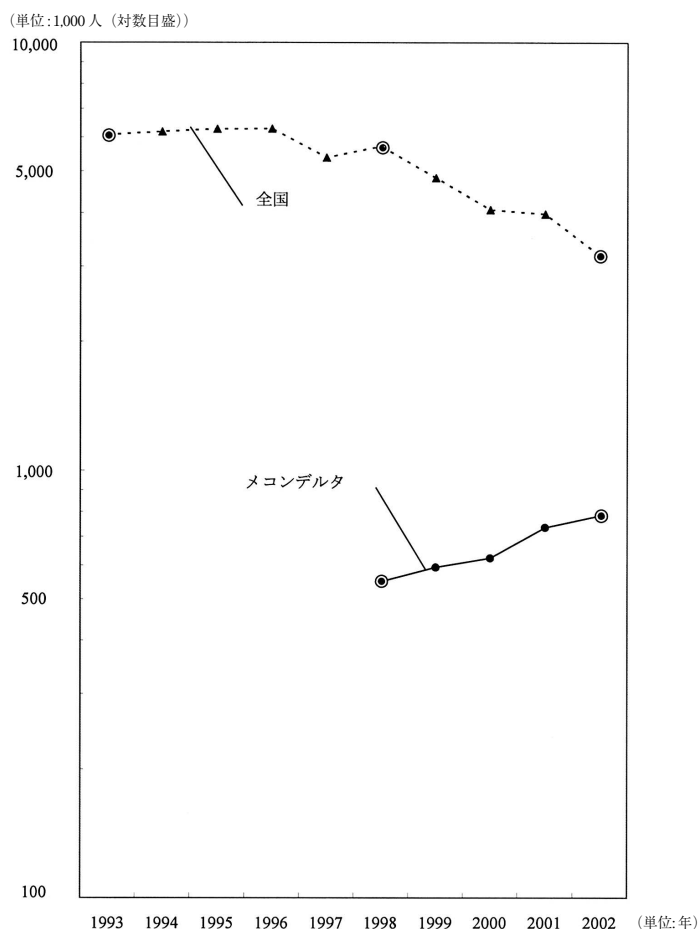


図4 メコンデルタ地域における農業労働者の雇用者数推移

出所：全国の農業労働者雇用者数は以下のようにして導出された。まず農業部門の雇用が農業自営と農業（賃金）労働者からなると考え、農業自営業者比率を1993年，1998年はGallup [2004: 57] から，2002年はViệt Nam, Tổng Cục Thống Kê [2004: 51] から，他の年は線形内挿を行うことで求めた。それらを Viet Nam, Center for Informatics, Ministry of Labour-Invalids and Social Affairs [2004: 138] の全部門雇用者数に乗じて農業自営業者数を導出，それを同書の農林水産業雇用者総数から除いて農業労働者数を推計した。メコンデルタ地域の場合は Viet Nam, General Statistical Office [2000b: 165], Việt Nam, Tổng Cục Thống Kê [2004: 51] からそれぞれ1998年，2002年の農業労働者比率を直接求め，それらを全国の場合と同様，全部門雇用者数に乗じて農業労働者数を導出した。なおデータの制約からメコンデルタ地域の1998年における値は，農業以外の賃労働者も含みうるため，過大評価の可能性がある。しかし，メコンデルタでは農業が主な産業であることや，過大評価であったとしても1998年から2002年にかけて，農業労働者の雇用者数が増加傾向にあったことは変わらないと考えられるため，ここでの議論に影響はないと思われる。

注：図中の●は原資料に掲載のデータから計算された数値であることを示す。

このようにメコンデルタ地域においては、農業労働市場の発展が知られるが、それでは、農業労働市場の構造、すなわちメコンデルタ各地における中・大規模農家における雇用状況はどのようなになっているのであろうか。いま表3に2001年におけるメコンデルタ各省の代表的な3ヘクタール以上層、すなわちチャンチャイによる農業労働者の平均雇用者数があげられている（チャンチャイについては注5）なども参照）。それによると、臨時雇（季節労働者など）を中心に、カントー省のように雇用者数が多い地域と、バクリエウ省やカーマウ省のように雇用者数が少ない地域に二分される。しかし家族労働も含めた全労働者数で考慮すると、そのような差はほとんどなくなるから、家族労働の不足に対し、チャンチャイは労働市場から農業労働力を弾力的に得ていることが示唆される。¹⁷⁾ ベンチエー省はやや家族労働者数も含めた値が少ないものの、モラルハザードを起こしにくい常雇の雇用者数が比較的多いから [Eswaran and Kotwal 1985a]、それによって家族労働不足に対処していると思われる。

表3 メコンデルタ地域における農業労働市場構造

省	1. 平均経営規模	2. 常雇	3. 臨時雇	4. 常雇・臨時雇 合計	5. 全労働者数 (家族労働含む)
ベンチエー	5.10	1.21	1.55	2.75	3.50
ドンタップ	5.15	0.19	1.92	2.11	5.38
アンザン	4.84	0.74	1.90	2.64	5.83
チャーヴィン	4.02	1.07	2.28	3.36	6.03
ロンアン	7.93	0.69	2.74	3.43	6.49
キエンザン	4.73	0.56	3.13	3.69	6.79
バクリエウ	4.06	0.48	1.08	1.56	6.85
ヴィンロン	3.83	0.66	2.70	3.36	6.90
ソクチャン	5.57	0.84	3.55	4.40	8.16
カーマウ	4.96	0.52	1.39	1.91	8.77
ティエンザン	5.33	0.77	2.70	3.47	8.86
カントー	4.08	1.00	5.93	6.93	9.86

出所：[Viet Nam, General Statistical Office 2003: 419, 431, 437]。

注：1) 第1列の平均経営規模は作物栽培に従事するチャンチャイ1戸あたりの農地面積（単位はha）である。

2) 表中、第2～5列の数値は作物栽培に従事するチャンチャイ1戸あたりの雇用者数（単位は人）である。

3) 臨時雇の雇用者数は常雇と比較可能のように年単位に換算されている。

17) 常雇や臨時雇の雇用者数、全労働者数における各省の差には、チャンチャイの平均経営規模の差による部分も考えられる。ただ表3から、各省の平均経営規模はロンアン省を除き4～5ヘクタール程度で大差はなく、また常雇や臨時雇の雇用者数（あるいは全労働者数）との間にも明確な関係は見出せない。これは労働市場の発展度や農業機械の普及度における各省ごとの差とも関連していると思われる。

以上のごとく、メコンデルタ地域では雇用者数からみて農業労働市場が発展してきているといえよう。¹⁸⁾ だが先にもふれたように雇用労働、とくに臨時雇を用いるには監視費用が増加するはずである。メコンデルタ地域で雇用労働を用い、経営規模を拡大した農家はいかにしてこの問題を解決したのだろうか。

B. 雇用労働監視問題の解決

雇用労働の監視費用問題を解決するためには、通常二つの方法があるとされる。一つは小作契約を行い、農地を貸し出すことによって経営規模の拡大を抑え、労働雇用に関する困難を抑える方法である。もう一つは、トラクターなど農業機械を導入することによって家族労働のボトルネックを解消し、雇用労働監視に伴う費用を引き下げる方法である。

まず前者の小作契約の可能性から考慮していこう。雇用労働監視の問題などは、モラルハザードに伴って生じる、いわゆる取引費用 (transaction cost) の概念を用いた小作制度選択の理論や実証として、すでに Alston [1981] や Eswaran and Kotwal [1985b] あるいは Taslim [1989] などによってとりあげられている。その骨子は経営規模が拡大して、雇用労働の監視費用等が上昇するようであれば、その分耕地を貸し出し、適正な経営規模とする方がよいというところにある。

ベトナムにおいても1993年以降土地利用権の貸借が認められたため、土地利用権の賃貸市場が発展していても不思議ではない。例えば、本稿で用いている1997-98年のベトナム生活水準調査の結果によれば、メコンデルタ地域において土地利用権を貸し出している農家は6パーセントにすぎないが、小作地率でみれば17パーセントとなっている [Viet Nam, General Statistical Office 2000b: 214, 217]。これはインドにおける小作地率10パーセント前後と比較しても遜色ない。¹⁹⁾ だが90年代に同じメコンデルタ地域のロンアン省、カントー省の農家を調査した山崎 [2004] によれば、家族労働力の欠損などによる窮迫的賃貸もそれなりに多いことが指摘されており、経営規模の大きい農家が行う賃貸が主流とは必ずしもいえない。

他方、トラクターに代表される農業機械は、注3) でもふれたように農家の完全所有が認められたため、1990年代に普及がすすんだ。トラクターについては日本製の中古や中国製の乗

18) 市場が発展しているなかでの農民の心理状態を調査した Việt Nam, Trung Tâm Khoa Học Xã Hội và Nhân Văn Quốc Gia [2002: 148] は、メコンデルタ地域に限定しない全ベトナムについてのものだが、興味深い情報を提供してくれる。それによれば雇用労働を扱うことに対する農民の態度は43.8パーセントが「受入れられる (Có thể chấp nhận được)」, 33.6パーセントが「普通のことである (Bình thường)」としている。ゆえに77.4パーセントの農民が雇用に対して肯定的である。こうした農民の意識はベトナム全土において農業労働市場が発展してきていることの証左ともいえよう。

19) 全国で見たときの小作地率は7パーセントに過ぎないので [Viet Nam, General Statistical Office 2000b: 214]), ベトナム全体で見た場合は必ずしも土地利用権の賃貸市場が発展しているとはいえない。なおインドの小作地率については大野 [1988: 63] などを参照のこと。

用および小型のものが市場に出回り、メコンデルタ地域ではオペレーターつきでの賃耕市場も発展している。²⁰⁾ したがってトラクターを導入することで、経営規模を維持したまま、雇用労働に伴う監視費用の増加を解消する方向に向ったことは、インドの逆小作 (Reverse tenancy) の事例をみるまでもなく、²¹⁾ 十分首肯できることであろう。

そこで我々は逆相関関係に関する労働市場の不完全性仮説、すなわち農業経営規模が大きくなるほど (小さくなるほど)、労働投入量が少なくなる (多くなる) という問題が、トラクター導入によって解消されるのか否か、1年生作物を栽培する全ての農家を対象に1997-98年の生活水準調査データを用いた回帰分析により検討してみた。以下がその結果である。なお解釈を容易にするため、各係数は基準化されており、ベータ係数として表示されている。

$$1/op = -0.633 op - 0.101 td + 0.254 op \cdot td - 0.121 rtd + 0.091 op \cdot rtd \quad (3)$$

$$(-6.16)^{***} \quad (-1.25) \quad (3.08)^{***} \quad (-2.16)^{**} \quad (0.87)$$

$$R^2 = 0.258 \quad n = 442$$

1/op：労働投入 (人日：家族労働，雇用労働，交換労働の合計) / 農業経営面積 (m²)

td：トラクター所有ダミー (1 = 所有) rtd：農業機械賃借ダミー (1 = 利用)

R²：自由度修正済み決定係数 n：観測数

括弧内はt値，***は1パーセントで有意 **は5パーセントで有意

この結果によれば、たしかに経営面積が大きくなるほど、労働投入量が少なくなる関係が見出されるものの、経営面積とトラクター所有ダミーの交互作用が正に有意に効いていることから、トラクターの所有は労働投入の制約を解消する方向に動くことが知られる。また農業機械賃借ダミーについては、トラクターの所有よりも効率が悪いいため、経営規模との交互作用は有

20) 12馬力以下の小型トラクターでチャンチャイ100戸あたり14台、12馬力より大きい大型トラクターで8台である [Viet Nam, General Statistical Office 2003: 477]。全国ではそれぞれ11台、8台であるから、特に小型トラクターの普及がメコンデルタ地域で進んでいる。常雇の雇用が比較的多かったベンチャー省では、やはりトラクターはそれほど普及しておらず、大型トラクターでチャンチャイ100戸あたり1台である (小型トラクターはなし)。また2002年9月、当時カントー大学と共同研究を行っていたJIRCAS (国際農林水産業研究センター) の仲介により、カントー省オモン県にあるクーロンデルタ稲作研究所を訪れた際、研究者にヒアリングを行いメコンデルタにおいて、かなりの程度トラクターによる賃耕サービスが普及している事実を聞きだすことができた。なお Việt Nam, Bộ Nông Nghiệp và Phát Triển Nông Thôn [1996] はベトナムに普及している農業機械の詳細がわかり有益である。

21) トラクターの導入により大規模農家が農地の貸し出しをやめ、逆に土地の借り入れを行っていく現象をさす。インド・ハリヤーナ州の事例によりこれを詳しく取り上げたものとして大野 [1988] をあげておきたい。

(単位:1,000ドン;1USドル=10,966ドン)

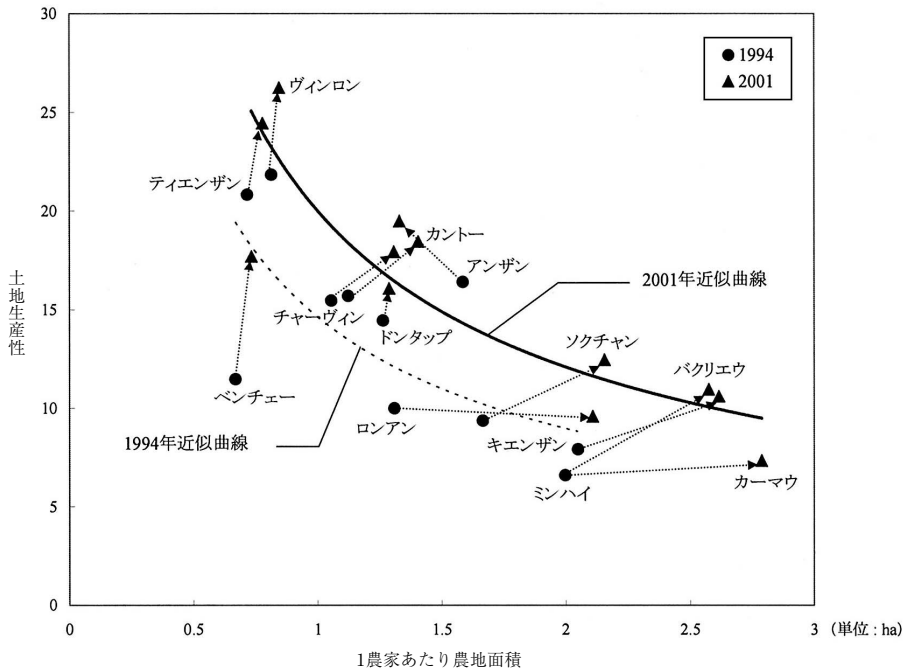


図5 土地生産性と経営規模の推移 (省別: 1994~2001年)

出所: 1994年の1農家あたり農地面積および土地生産性は図3に同じ。2001年の土地生産性は Nguyen Sinh Cuc [2003: 606-607] の農地面積 (原資料には養殖池等の面積も含まれるが、1994年と比較可能にするため、それらは除いている)、および Viet Nam, General Statistical Office [2005: 142] の2001年農業総産出 (1994年価格評価) から導出。また先の農地面積を Viet Nam, General Statistical Office [2003: 133] の農家数 (農村部) に「1-土地なし層比率」([*ibid.*: 179]) を乗じたもので除し、2001年の1農家あたり農地面積を導出した。

意に効いていない。定数項ダミーで処理したものが負で効いているのは、経営規模にかかわらず労働投入量を引き下げる効果があると思われる (トラクターの省力効果)。以上から、農業機械の導入は、経営規模が比較的大きい農家における雇用労働の困難を解消し、逆相関関係を緩和しようと解釈されるのである。

C. 逆相関関係における質の変化

これまでの分析でも明らかなごとく、農業労働市場の発展によりメコンデルタ地域では、チャンチャイなど、3ヘクタール以上の経営規模をもつ農家に雇用される労働者が増えていることが確認された。その際、雇用労働に伴う監視の問題は農業機械の導入等によって解決されることも議論してきた。もしこれまでの議論が正しければ、図3の1994年における逆相関関係

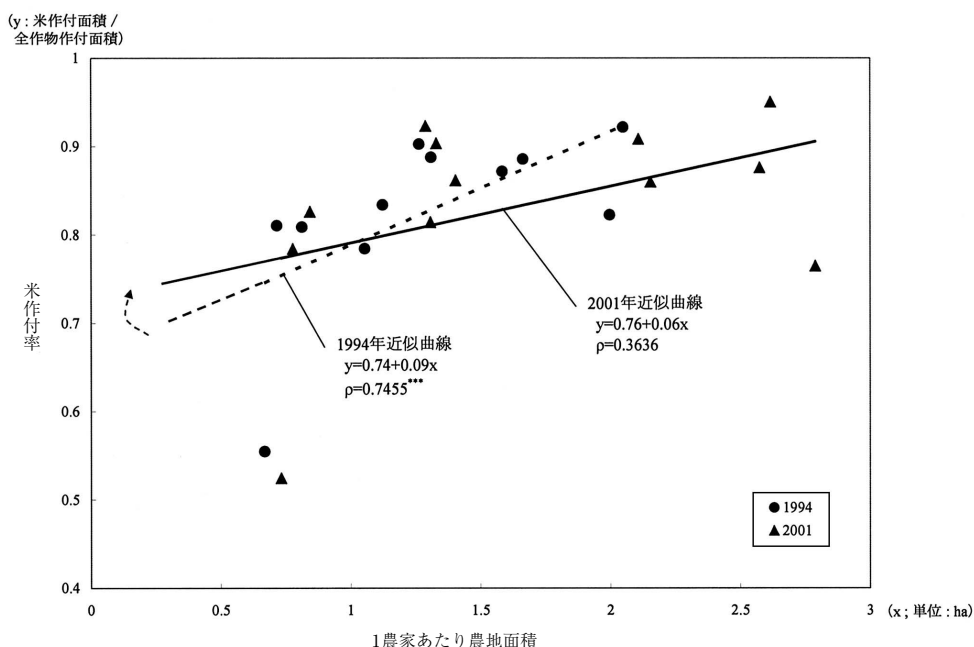


図6 米の作付率と経営規模（省別：1994～2001年）

出所：1994年および2001年の1農家当たり農地面積は図5に同じ。米作付率は米作付面積を全作物作付面積で除したものである。1994年の全作物作付面積と米作付面積は Viet Nam, General Statistical Office [2000a: 153, 198], 2001年は Nguyen Sinh Cuc [2003: 675, 686] による。

注：1) 図中の数式はノンパラメトリック（Nonparametric）手法の一つであるタイル（Theil, H.）の回帰手法により求められた近似曲線の式（タイルの手法については Neave and Worthington [1988: 192–201] を参照）。 ρ はスピアマンの順位相関係数（Spearman's rank correlation coefficient）を示す。以下の図についても同様。

2) *** は1パーセント水準で有意であることを示す。

が2001年では緩和し、それによって3ヘクタール以上層の増加が説明されよう。ゆえに、ここでは冒頭にあげた図3の逆相関関係が2001年にむけてどのように変化していったのか確認する。

図5には図3のデータに2001年のデータを加え、各省がどのような動きを示したのかが記されている。これによると逆相関関係は2001年においても依然として維持されていることがわかる。しかし、省別に見てみると、経営規模を拡大する省と経営規模は比較的小さいままでそれほどかわらず、土地生産性を上げている省とに概ね分けられることに気付くであろう。そこで逆相関関係の変化をより詳しく見るために、マクロの土地生産性を藤田 [1993: 154] にならい次のように分解する。

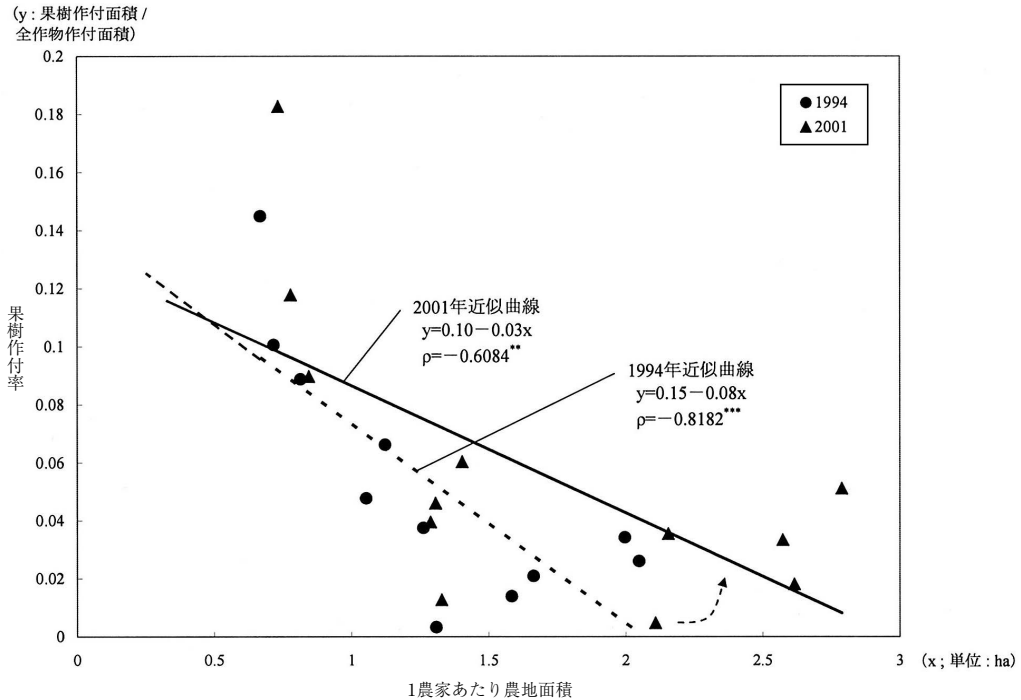


図7 果樹の作付率と経営規模（省別：1994～2001年）

出所：1994年および2001年の1農家当たり農地面積は図5に同じ。果樹作付率は果樹作付面積を全作物作付面積で除したものである。1994年の全作物作付面積と果樹作付面積は Viet Nam, General Statistical Office [2000a: 153, 347], 2001年は Nguyen Sinh Cuc [2003: 675, 748] による。

注：** は5パーセント水準で，*** は1パーセント水準で有意であることを示す。

$$\frac{\sum y_i}{A} = \frac{a}{A} \cdot \sum \frac{a_i}{a} \cdot \frac{y_i}{a_i} \quad (4)$$

a/A ：土地利用率 a_i/a ：作付構成（作付率） y_i/a_i ：個別作物の単収

A ：農地面積（純作付面積） a_i ：個別作物の延べ作付面積 ただし $a = \sum a_i$

$\sum y_i$ ：農業産出額 y_i ：個別作物の産出額

これにより土地生産性は土地利用率と作付構成，個別作物の単収によって決まることがわかる。まず作付構成に着目すると，図6および図7からわかるように，米は1994年において平均経営規模（1農家あたり農地面積）が比較的大きい省ほど作付する傾向にあったが，2001年においてはその傾向は弱くなっている（近似曲線の傾きが緩和）。図7の果樹は1994年では平均経営規模が小さい省ほど作付する傾向にあったのに対し，2001年では近似曲線の傾きが時計

高橋：現代ベトナムにおける「逆相関関係」の存在とその要因

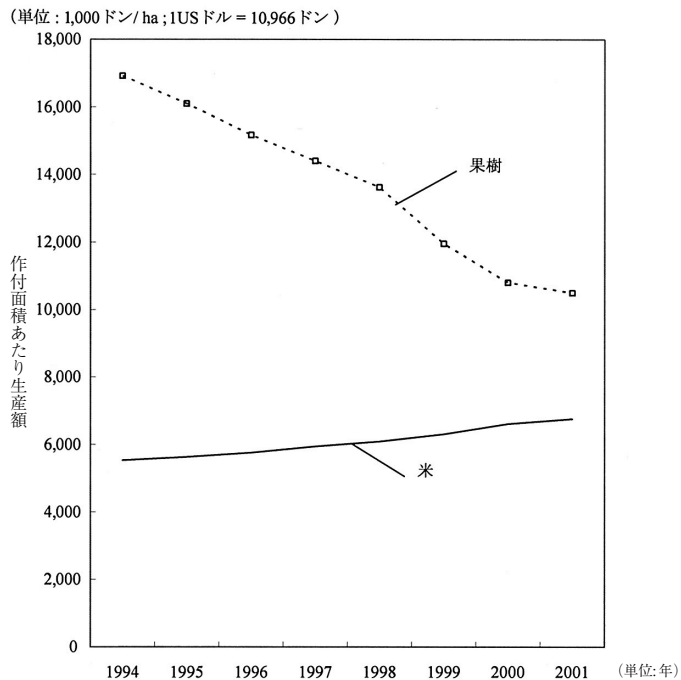


図8 メコンデルタにおける米および果樹の作付面積あたり生産額推移 (推定値)

出所：米の作付面積あたり生産額は以下のようにして導出された。まず Nguyen Sinh Cuc [2003: 659] より得た1994年固定価格による1994年から2001年までの糧食生産額に糧食生産量に占める米生産量比率をかけ、1994年から2001年までの米生産額を推定した。糧食生産量に占める米生産量比率は、1994年は Viet Nam, General Statistical Office [2000a: 178], 1995年から2001年は Nguyen Sinh Cuc [2003: 678] より計算した。次に米がベトナムの中でメコンデルタにどのくらい作付けられているかを示す面積比率（メコンデルタ作付比率）を1994年については Viet Nam, General Statistical Office [2000a: 197-198], 1995年から2001年までは Nguyen Sinh Cuc [2003: 685-686] から求め、それを先に求めた1994年から2001年までの米生産額の推定値にかけて、メコンデルタにおける米生産額を推定した。さらに、それをメコンデルタ作付比率導出の際に用いたメコンデルタ米作付面積で除し、メコンデルタにおける作付面積あたり米生産額の推定値を導出した。果樹の作付面積あたり生産額も同様に推定された。まず1994年から2001年までの果樹生産額（[ibid: 659]）に、果樹のメコンデルタ作付比率をかけて、メコンデルタ果樹生産額を推定した。果樹のメコンデルタ作付比率は、1994年については Viet Nam, General Statistical Office [2000a: 346-347], 1995年から2001年にかけては Nguyen Sinh Cuc [2003: 747-748] から導出した。得られたメコンデルタ果樹生産額を、果樹のメコンデルタ作付比率を導出する際に用いたメコンデルタ果樹作付面積で除し、メコンデルタにおける果樹の作付面積あたり生産額を推定した。

回りに緩やかになり、その傾向が弱まっている。すなわち米は2001年にかけて対的中・大規模農家よりも小規模農家に作付けられ、果樹は小規模農家よりも大規模農家に作付けられ

る傾向にあることが知れよう。²²⁾

こうした作付構成の効果が「逆相関関係の維持」に働いたことを示すために、我々は米と果樹の作付面積あたり生産額を確認した。その結果が、いま図8にあげられている。これによると果樹の作付面積あたり生産額は米のそれよりも高いものの、前者は1994年から2001年にかけて大幅に下落しているのに対し、²³⁾ 後者は漸増していることが見て取れよう。すなわち経営面積が小さい農家は、1994年の段階で作付面積あたり生産額の高い果樹を相対的に多く作付けていたことに加え、2001年においても、作付面積あたり生産額が大きく下落した果樹から、作付面積あたり生産額が上昇した米に作付をシフトしており、それが「逆相関関係の維持」に貢献していたと考えられるのである。

では、こうした小規模農家の米への作付シフトが何故おこったのだろうか。1995年から1997年にかけて、米および果樹の生産者価格指数をみたとき、前者は下落するものの、後者は上昇している（1995年の価格を100としたとき、米は1997年で96.1、果樹は117.0）[Viet Nam, General Statistical Office 2004: 1500]。したがって、この時期に価格の高い果樹へのシフトが全般的に多くなったことが考えられる。だが、果樹の生産者価格は1997年から2000年にかけて低下しており、他方、米の生産者価格は同期間で上昇している²⁴⁾（同様に1995年価格を100とした指数でみると、2000年において米は106.6、果樹は109.4）[loc. cit]。ゆえに、こうした価格変化もあり、米よりも市場情報に配慮することが必要で生産技術が相対的に難しく、比較的大きな資本が必要な果樹から、小規模農家は生産しやすい米をまた多く作付けるようになったことが考えられよう。2001年にかけて大規模農家が相対的に果樹を多く作付けているのは、米のような1年生作物に比べ、大きな資本を必要とし労働粗放的な果樹が大規模経営に適していたことに加え、多年生作物であることから、大規模な果樹経営の場合、作付転換もそれほど容易でないということが考えられる。すなわち価格の高い一時期に果樹が作付けられても、最初の数年間は樹木が若いために収穫が少なく、ある程度の年数を経た後の果樹生産で初期投資を回収するため、後に価格が下落したとしても、果樹生産からすぐに転換するのは大規

22) ほかに玉蜀黍、蔬菜・豆類、1年生工芸作物、多年生工芸作物の作付率と経営規模の関係をスピアマンの順位相関係数により確認したが、2001年の玉蜀黍の作付率を除きすべて有意な結果とならなかった。なお2001年の玉蜀黍は10パーセントの有意水準で弱い負の相関があるものの、タイルの回帰手法を用いて推定した式は y を玉蜀黍の作付率、 x を1農家当たり農地面積としたとき $y = -0.004x + 0.012$ となり、その係数から米や果樹と比較してほとんど効果がないことがわかる。

23) Nguyen Sinh Cuc [2003: 263-264] によると果樹や蔬菜は化学肥料や殺虫剤の過剰投与により品質が劣ることもしばしばで、競争力の欠如と市場の狭隘性を招いているとされる。事実、ベトナムの農業総産出に占める蔬菜と果樹産出のシェアは1996年に8.2パーセントであったものが、2001年には6.9%となり、図8の果樹の土地面積あたり産出額の下落に対応している [ibid.: 264]。

24) 同時期における米の価格上昇とそれによる米作農家の所得向上については、Nguyen Sinh Cuc [2003: 358] に比較的詳しくふれられている。なお果樹の価格下落の主要因として、市場が狭隘で供給過剰基調にあることがあげられている [ibid.: 264]。

模になるほど容易でないのである。

次に単収についてであるが、これはメコンデルタの最大作物にして、単収増の要因となる高収量品種の普及が進展している稲作部門について検討する必要がある。²⁵⁾ そこで平均経営規模（1農家あたり農地面積）と作付面積あたり米産出量との関係を1994年と2001年においてスピアマンの順位相関係数を用いて確認することを行った。²⁶⁾ その結果、前者は-0.413、後者は-0.291となり、両年とも有意な関係を見出すことはできなかった。これは稲作部門において、経営規模の小さい地域、大きな地域との間で単収差が確認できないことを意味し、また高収量品種は分割可能性が高く、経営規模に関係なく普及していることを示唆するものであろう。このことは多くの既存研究において、単収が土地生産性の経営規模間格差の規定要因とはなりにくい」と主張していることとも整合的である〔藤田 1993: 141, 155〕。

平均経営規模が大きい省は、前章までの議論の通り労働市場の発展による雇用労働力の利用による効果大きい。いま図9に1994年と2001年の2時点における土地利用率和1農家あたり農地面積で示された経営規模指標の関係が示されている。この図からただちに判明するごとく、1994年には土地利用率和経営規模の間に負の関係が確認されるものの、それは2001年にむけて緩和していることがみてとれよう。²⁷⁾ すなわち、2001年にかけて大規模農家ほど土地利用

25) ベトナムでは、耕作による総産出額の約60パーセントを糧食部門が占め、その糧食部門産出量の90パーセントが稲作部門である。またメコンデルタにおける米高収量品種の普及については注16)を参照。なお作物ごとに省別の産出額（産出量）のデータが、稲作部門以外満足に得られなかったこともあり、米の単収についてのみ検討されているが、米が最大作物で小規模農家にも大規模農家にも相対的に多く作付けられていることや、他の作物に比べて高収量品種の普及が進んでいることを考えれば、大きな問題ではないと思われる。

26) 平均経営規模のデータ出所は図5と同じ。作付面積あたり米産出量の計算には以下のデータが用いられた。米の作付面積は1994年が Viet Nam, General Statistical Office [2000a: 198], 2001年は Nguyen Sinh Cuc [2003: 686] から得られた。また米産出量は1994年が Viet Nam, General Statistical Office [2000a: 218], 2001年は Nguyen Sinh Cuc [2003: 690] から得られた。

27) 逆相関関係の緩和については、Feder [1985] が主張するように信用の問題も考慮に入れる必要がある。すなわち大規模農家の場合、土地などの所有資産が多いため信用を得るための交渉力が小規模農家よりも圧倒的に高い。ゆえに信用を考慮した場合は、大規模農家が借入れを行うことによって土地生産性を高めることが可能になるという、順相関の関係が見出されるはずである。そこで我々もまた信用を考慮した土地生産性と経営規模の関係を検討してみた。1997-98年の生活水準データを用いて回帰分析を行った結果、以下の式がえられた。

$$c/aop = 2.991 - 0.304 \ln aop + 0.203 ow_op \quad R^2=0.087 \quad n=442 \\ (6.31)^{***} (-6.42)^{***} \quad (1.10)$$

ここで c/aop は借入額（1,000ドン）/1年生作物経営面積（平方メートル）、 $\ln aop$ は1年生作物経営面積の対数、 ow_op は1年生作物所有面積（平方メートル）/1年生作物経営面積を示す。なお括弧内は t 値、***は1パーセントで有意、 R^2 は自由度修正済み決定係数、 n は観測数である。これによれば信用と経営規模の間には逆相関関係があるものの、所有面積（貸出した土地利用権の分は含め、借入れた分は含めないもの）/1年生作物経営面積とでは、符号は正であるが有意な結果はえられなかった。これは90年代後半に小規模層向けの信用やプロジェクト融資が進展していたこととも関連しているかもしれない。

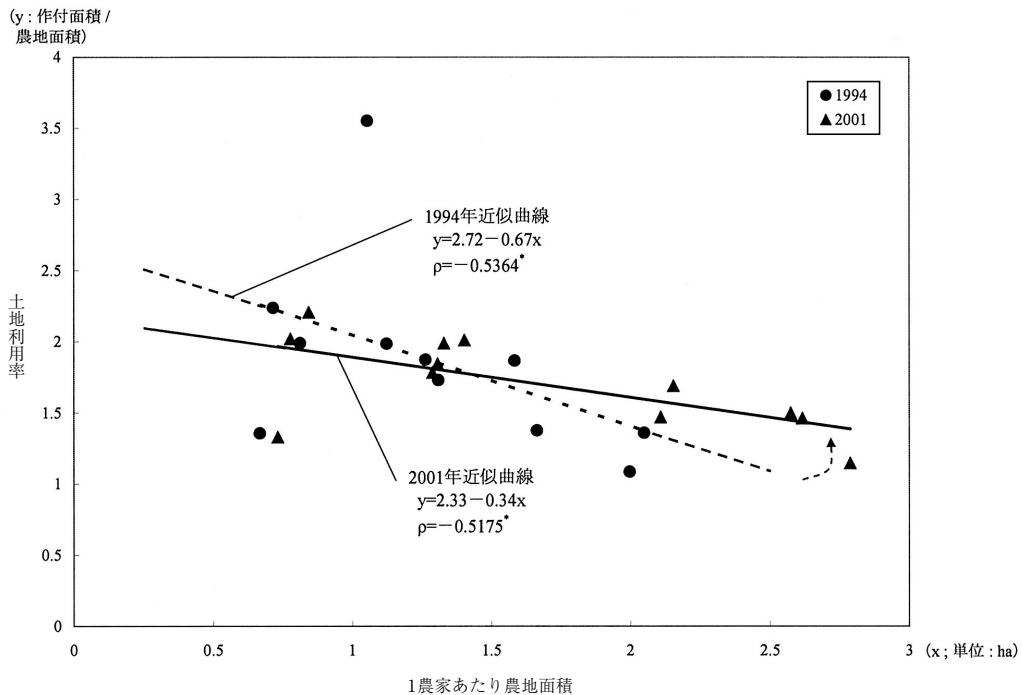


図9 経営規模と土地利用率の推移（省別：1994～2001年）

出所：1994年および2001年の1農家当たり農地面積は図5に同じ。土地利用率は全作物作付面積を農地面積で除したものである。前者の1994年におけるデータは Viet Nam, General Statistical Office [2000a: 153], 2001年のものは Nguyen Sinh Cuc [2003: 675] から得た。

注：1) 1994年全作物作付面積の原データはミンハイ省のものではなく1997年に分割されたバクリエウ省とカーマウ省のものとして得られるが、ここではそれら2省の合計をミンハイ省の全作物作付面積とみなしている。

2) *は10パーセント水準で有意なことを示す。

が向上する傾向にあることが知られるが、これは雇用労働の困難を解消し、労働のピーク時に雇用労働をあてることが可能になったためと思われる。小規模農家において土地利用率が減少したことについては詳しい情報がないものの、おそらくメコンデルタにおいて冠水などの被害をうけやすい3期目の米の作付は生産性が低いことから、2001年頃にそれを廃する動きがでてきたことの影響が考えられよう [Nguyen Sinh Cuc 2003: 261-262]。

以上のことを総括すると、図5において逆相関関係が維持されていたのは、小規模農家と大規模農家の行動原理の違い、および1年生作物と多年生作物の違いに起因していると思われる。すなわち米を中心とする1年生作物においては表2でも見たように、たしかに逆相関関係は存在していた。しかし、図9でも見たように、土地利用率の経営規模間格差は減少していたこと、および1年生作物を栽培する大規模農家が、農業機械化により労働投入を増やしていたことや

((3)式参照)、図4に見られる労働市場の発達を踏まえると、大規模農家において米の二期作が進展したと思われる。

他方、果樹などの多年生作物は先述したように2001年にかけて大規模農家に作付けられることが多かった。果樹の土地生産性は小規模農家が比較的多く作付けていた米と比較したとき、大きく減少していることから(図8)、1年生作物と多年生作物双方の効果を含む図5において、逆相関関係が維持されたように見えたといえよう。先にふれたように、1年生作物のみを考えれば、土地利用率が高まることで大規模農家の不利は緩和されており、ゆえに大規模農家が増加していたことと整合的であるといえるのである。

IV 結論と含意

最後に我々が得た結論を簡単にまとめながら、ベトナム農業発展に関する含意を引き出しておきたい。

本稿は1993年の土地法制定以降、土地なし層と3ヘクタール以上層が増えていることに着目し、とくにチャンチャイ層に代表される3ヘクタール以上層が何ゆえ増えているのかという問題を、多くの研究蓄積がある土地生産性と経営規模の逆相関仮説に照らし合わせながら検討することを課題とした。その際、分析では1994年と2001年の農業センサスに代表されるマクロデータと1992-93年、1997-98年における生活水準調査からのミクロデータという異なる観測レベルから検討してきた。そうすることによってマクロの現象とミクロの現象の統一的把握を行うことができたといえよう。

分析の結果、逆相関関係は小規模農家と大規模農家の行動原理の違い、および1年生作物、多年生作物の違いに起因する見せかけのものであることがわかり、3ヘクタール以上層の発展が社会的に非効率な資源配分につながっているとはいえないことがわかった。すなわち小規模農家には作付構成の変化による土地生産性上昇の効果が現れたが、1年生作物だけをみれば、中・大規模農家は、農業労働市場の発展によって多くの雇用労働を用いることが可能となり、土地利用率をあげることで土地生産性を高めることを可能にしたのである。

このように3ヘクタール以上の大規模農家層は、農村部において重要な農業労働者の雇用吸収先であるとともに、ベトナム農業の発展の担い手として期待されている。しかし、本稿でも見たようにその背景には土地なし層の出現があることもまた看過することができない事実である。すなわちチャンチャイのような大規模農家層による下からの農業発展が、真にベトナムの工業化と結びつくためには、土地なし層がどのようにして生まれたのか明らかにしていくことも必要不可欠といえよう。その意味では本稿の冒頭でもあげた Turk [1999] に代表される参

加型貧困調査 (Participatory Poverty Assessments) の情報は有益である。何らかのショック (天候・疾病・失職など) で貧困線以下に転落する脆弱性 (vulnerability) をもった層に着目するそうした研究と、大規模農家層に焦点をあてる本稿のような議論が補完しあうことで、はじめてベトナムの経済発展を適切に評価し、その道筋をあたえることができよう。今後は、そうした脆弱性をもつ層が、ベトナムの工業化過程にいかに取り込まれていくか注視していきたいと思っている。

参考文献

日本語文献

- 藤田幸一. 1993. 『バングラデシュ農業発展序説——技術選択に及ぼす農業構造の影響を中心に』東京：農業総合研究所。
- 石川 滋. 1999. 「ヴィエトナム市場経済協力の経験」『ヴィエトナムの市場経済化』石川滋；原洋之介 (編), 3-37ページ所収。東京：東洋経済新報社。
- 大野昭彦. 1988. 「インド・ハリヤーナー州における農業発展と土地賃貸市場」『農業発展における市場メカニズムの再検討』速水佑次郎 (編), 59-96ページ所収。東京：アジア経済研究所。
- 田中知美. 1999. 「ドイモイ (刷新) 政策下における紅河デルタの農地分配」『農業経済研究』71 (1): 14-27.
- 山崎良一. 2004 「ドイモイ期メコンデルタの農地規模別農家構成の変動——Can Tho 省, Long An 省を対象とした事例分析」『農業経済研究』75 (4): 155-165.

英語文献

- Alston, Lee J. 1981. Tenure Choice in Southern Agriculture, 1930-1960. *Explorations in Economic History* 18 (3): 211-232.
- Baltagi, B. H. 2001. *Econometric Analysis of Panel Data*. 2nd ed. Chichester: John Wiley and Sons.
- Bardhan, P. K. 1973. Size, Productivity, and Returns to Scale: An Analysis of Farm Level Data in Indian Agriculture. *Journal of Political Economy* 81 (6): 1370-1386.
- Benjamin, D. 1992. Household Composition, Labor Markets, and Labor Demand: Testing for Separation in Agricultural Household Models. *Econometrica* 60 (2): 287-322.
- . 1995. Can Unobserved Land Quality Explain the Inverse Productivity Relationship? *Journal of Development Economics* 46 (1): 51-84.
- Berry, R. A.; and Cline, W. R. 1979. *Agrarian Structure and Productivity in Developing Countries*. Baltimore: Johns Hopkins Univ. Press.
- Bhalla, S. S. 1988. Does Land Quality Matter? Theory and Measurement. *Journal of Development Economics* 29 (1): 45-62.
- Bhalla, S. S; and Roy, P. 1988. Mis-Specification in Farm Productivity Analysis: The Role of Land Quality. *Oxford Economic Papers* 40 (1): 55-73.
- Bharadwaj, K. 1974. *Production Conditions in Indian Agriculture: A Study Based on Farm Management Surveys*. London: Cambridge Univ. Press.
- Carter, M.R. 1984. Identification of the Inverse Relationship between Farm Size and Productivity: An Empirical Analysis of Peasant Agricultural Production. *Oxford Economic Papers* 36 (1): 131-145.
- Chayanov, A. V. 1923. *Die Lehre von der bäuerlichen Wirtschaft im Landbau*. Berlin: Paul Parey. (チャーヤノフ, A. V. 1957. 『小農経済の原理』磯邊秀俊；杉野忠夫 (訳). 東京：大明堂.)
- Eswaran, M.; and Kotwal, A. 1985a. A Theory of Two-Tier Labor Markets in Agrarian Economies. *American Economic Review* 75 (1): 162-177.
- . 1985b. A Theory of Contractual Structure in Agriculture. *American Economic Review* 75(3):

- 352-367.
- 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): 297-313.
- Gallup, J. L. 2004. The Wage Labor Market and Inequality in Vietnam. In *Economic Growth, Poverty, and Household Welfare in Vietnam*, edited by Paul Glewwe, Nisha Agrawal and David Dollar, pp. 53-93. Washington, D. C.: World Bank.
- Lamb, R. L. 2003. Inverse Productivity: Land Quality, Labor Markets, and Measurement Error. *Journal of Development Economics* 71 (1): 71-95.
- Neave, H. R.; and Worthington, P. L. 1988. *Distribution-Free Tests*. London: Unwin Hyman.
- Nguyen Sinh Cuc. 1995. *Agriculture of Vietnam 1945-1995*. Ha Noi: Statistical Publishing House.
- . 2003. *Vietnam Agriculture and Rural Area in the Renovation Period (1986-2002)*. Ha Noi: Statistical Publishing House.
- Pingali, P. L.; and Vo Tong Xuan. 1992. Vietnam: Decollectivization and Rice Productivity Growth. *Economic Development and Cultural Change* 40 (4): 697-718.
- Rasmus, H. 1998. Rural Market Imperfections and the Farm Size Productivity Relationship: Evidence from Pakistan. *World Development* 26 (10): 1807-1826.
- Sen, A. K. 1962. An Aspect of Indian Agriculture. *Economic Weekly* annual number: 243-246.
- . 1964. Size of Holdings and Productivity. *Economic Weekly* 16 (5,6,7): 323-326.
- Taslim, M.A. 1989. Supervision Problems and the Size-Productivity Relation in Bangladesh Agriculture. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 51 (1): 55-71.
- Turk, Carrie. 1999. *Voices of the Poor*. Ha Noi: World Bank.
- Viet Nam, Center for Informatics, Ministry of Labour-Invalids and Social Affairs (MOLISA). 2004. *Labour-Employment in Viet Nam 1996-2003*. Ha Noi: Labour- Social Publishing House.
- Viet Nam, General Statistical Office. 2000a. *Statistical Data of Vietnam Agriculture, Forestry and Fishery 1975-2000*. Ha Noi: Statistical Publishing House.
- . 2000b. *Viet Nam Living Standards Survey 1997-1998*. Ha Noi: Statistical Publishing House.
- . 2003. *Results of the 2001 Rural, Agricultural and Fishery Census*. Ha Noi: Statistical Publishing House.
- . 2004. *Vietnam Statistical Data 1976-2000. Vietnam Statistical Data in the 20th Century*, Vol. 2. Ha Noi: Statistical Publishing House.
- . 2005. *Statistical Yearbook 2004*. Ha Noi: Statistical Publishing House.

ベトナム語文献

- Việt Nam, Bộ Nông Nghiệp và Phát Triển Nông Thôn [農業農村開発省]. 1996. *Máy Nông Nghiệp: Dùng cho Hộ Gia Đình và Trang Trại Nhỏ* [農業機械 家庭と小農場のための利用]. Hồ Chí Minh: Nhà Xuất Bản Nông Nghiệp [農業出版社].
- Việt Nam, Tổng Cục Thống Kê [統計総局]. 1994. *Sổ Tay Điều Tra Viên Dùng trong Tổng Điều Tra Nông Thôn và Nông Nghiệp Việt Nam Năm 1994* [1994年農業農村センサス調査員マニュアル]. Hà Nội: Nhà Xuất Bản Thống Kê [統計出版社].
- . 1995. *Kết Quả Tổng Điều Tra Nông Thôn và Nông Nghiệp Năm 1994*, Tập I [1994年農業農村センサス結果報告書 第1巻]. Hà Nội: Nhà Xuất Bản Thống Kê [統計出版社].
- . 2004. *Kết Quả Điều Tra Mức Sống Hộ Gia Đình Năm 2002* [2002年家計生活水準調査結果]. Hà Nội: Nhà Xuất Bản Thống Kê [統計出版社].
- Việt Nam, Trung Tâm Khoa Học Xã Hội và Nhân Văn Quốc Gia [国家人文社会科学センター]. 2002. *Tâm Lý Nông Dân trong Thời Kỳ Đầu Phát Triển Kinh Tế Thị Trường* [市場経済発展初期における農民の心理]. Hà Nội: Nhà Xuất Bản Khoa Học Xã Hội [社会科学出版社].
- Việt Nam, Viện Khoa Học Xã Hội tại Thành Phố Hồ Chí Minh [ホーチミン市社会科学院]. 2002. *Nông Nghiệp Nông Thôn Nam Bộ: Hướng tới Thế Kỳ 21* [南部の農業農村 21世紀に向けて]. Hồ Chí Minh: Nhà Xuất Bản Khoa Học Xã Hội [社会科学出版社].