

中国江蘇省における農地の流動化

—— 土地株式合作制度による取引費用の節減 ——

伊藤 順一¹・包 宗順²・倪 鏡³

Land Rental Development in Rural Jiangsu, China: Transaction Cost-saving Effects via the Rural Shareholding Cooperative System

Junichi ITO (Kyoto University)

Zongshun BAO (Jiangsu Provincial Academy of Social Sciences)

Jing Ni (Japan-Cooperative General Research Institute)

Preceding studies demonstrate that there are two important prerequisites that facilitate land rental in agriculture; one is outmigration of farm labor, and the other is the securement of farmers' land rights. This is especially true for the counties and/or regions where the farm sector is overemployed and farmland has yet to be privatized. Considering these empirical findings quite tenable, this paper pays special attention to rural shareholding cooperatives (RSCs) that have been established recently in rural China. Our econometric analyses suggest that RSCs play an important role in reducing transaction costs associated with land-use right movements, and thereby encourage land rental/consolidation activities and new entry of non-farm-household entities into farm management. Worthy of emphasis is the fact that RSCs help clarify farmers' property rights, through which they become better able to transfer their land-use rights without any hesitation.

Key words: Chinese agriculture, land rental, transaction costs, rural shareholding cooperatives

1. は じ め に

農地の貸借を通して、その利用効率を向上させるためには、農地の保有に関する権利を明確にすると同時に、利用権の譲渡を可能にしなければならない。こうした権利が曖昧に設定されていれば、農地取引は活発化せず、要素比率の差を原因とする生産性格差が経営間に温存される (Deininger et al. 2001)。

農地の流動化を促すもう1つの条件は、非農業部門

の成長とそれに伴う農地の出し手層の出現であり、農業が過剰就業の状態にある国・地域では、とくにそうである。多くの実証研究は、農業労働力の流出が農地市場の発展をもたらしたという因果関係を強く示唆している。経済成長に伴う労働力の減少が経営間で一樣でなければ、土地・労働比率に差異が生じ、その結果、農業の生産性にも格差が生まれる。労働力と農地のどちらか、あるいは双方の再配分によりこの格差は縮小するが、農業労働の機会費用が高ければ、人は経営間を移動しない。また雇用労働の監視費用が高く、その強制執行が困難であれば、生産性の平準化は農地の移動によって実現する (Cater et al. 2002; Eswaran et al. 1985; Otsuka 2007)。

もちろん貸借の場合においてすら、農地が要素比率や生産性の格差を完全に消し去るほど自由に動くことも稀である。土地はきわめて特殊な財であるから、そ

¹京都大学
jito@kais.kyoto-u.ac.jp

²江蘇省社会科学院
zsbao@hotmail.com

³JC 総研
ni-jing@jc-so-ken.or.jp

の取引にはコストがかかり、そのコストが禁止的に高ければ、農地は経営間を移動しない。情報の非対称性や取引における不確実性の存在が、競争的な農地市場の成立を阻んでいるのである。また仮に、相対取引により農地が動いたとしても、圃場の分散がそれに随伴すれば、農地の効率的な利用は期待できない。農地の取引を促進しながら、その面的な利用を確保するためには、市場の働きを補完する組織の存在が不可欠となる(Deininger et al. 2005; 生源寺 1998; Yao 2000)。

近年、中国の大都市近郊や沿岸部の農村および一部の穀倉地帯では、農地の流動化が加速的に進行している。その推進力となっているのは、農地制度改革と農業労働力の農外への流出である。前者については請負経営権の強化・安定化が、後者については農地の出し手層の出現が、農地を動かす重要なファクターとなっている(Benjamin et al. 2002; Brandt et al. 2004; Carter et al. 2002; Deininger et al. 2005; Jin et al. 2009; Kimura et al. 2011; Kung 2002; 劉 2012; Yao 2000; Zhang et al. 2004)。本稿ではこうした先行研究の主張を強く支持しながらも、第3の要因として、貸借を仲介する組織の役割に注目したい。結論を先取りしていえば、村ごとに設立された土地株式合作社が、農地の流動化やその面的な利用、農家以外の経営体の農業参入に絶大な効力を発揮している(註1)。

2. 中国の農地制度と農地流動化

中国における農地保有・利用の特徴は、社会主義の遺制である集団的土地所有を固守しながら、利用については集団経済組織(集団)による割替えと、市場メカニズムを活用した土地利用権の貸借を併存させてきた点にある。ただし現在、中国政府は請負期間中の割替えを禁じているから、地域差はあるものの、農地の利用を調整する機構は計画から市場へと移行したと考えてよい。

1) 集団的土地所有と割替え

1980年代前半に中国の農村社会を支配していた人民公社が解体し、生産請負制が導入されると、農業経営は劇的な変化を遂げる。穀物等の国家供出を条件として、農民は栽培する作物を自由に選択でき、農業純収益を自らの可処分所得とすることが許された。農村集団組織の解散により、農業の経営権と残余請求権が農民の手に移ったのである。これにより農業の生産性

は飛躍的に上昇したが、農地を処分する権利が集団に残ったため、この時代の改革は不完全であったと評価されることが多い(Cater et al. 2002; Lohmar 2006)。「統一経営」の主体である集団が農地を所有し、農家は「分散経営」の主体として、集団から経営権を請け負うという体制(「双層経営」)は、現在でも維持されており、中国共産党は農地の私的所有を組上に載せる気配さえ見せていない。

所有に関するイデオロギーとは別に、中国政府が農地の集団所有に固執する理由は、食糧(穀物)自給の堅持という国家目標に関係していると思われる。農地の私有化に伴う過度の転用により、食糧の供給基盤が脆弱化するといった事態が懸念されているのである。一方、私的所有権を設定し、農地を担保として利用することを認めれば、農民の信用制限が緩和されるが、農地の私有化は転用期待という厄介な問題を農民の経済計算に持ち込み、農地取引を阻害することがある。

現制度の下で、農地に関する農民の権利は請負経営権と土地利用権に分けられる。すでに生産割当と農業税が廃止されているから、請負経営権は農民戸籍を有する者に与えられた自然権とみなしてよい。一方、土地利用権とは耕作権のことであり、この移動が農地の流動化を意味する。この2つの権利は本来独立したものであるが、かつて、都市への出稼ぎ等で利用権を一時的に手放した農民は、集団から請負経営権をも放棄したとみなされることがあった(Brandt et al. 2004; 陳 2008)。

生産請負制が導入された当時、請負経営権の期間は3年であったが、1984年には15年に延長され、1993年には30年に再延長された。1998年に改正された「土地管理法」はこのことを明記すると同時に、集団が農民に対し請負経営権証書を交付するよう定めている。さらに、1993年に成立した「農業法」は請負経営権の相続を認めているから、農地に対する農民の権利は売却の自由を除き、限りなく財産権に接近したと考えるとよいであろう。

中国で農地の権利に関する議論を複雑にしているのは、集団が主導する割替えの実施である。割替えとは、農業所得の世帯間格差を是正する目的で、世帯員あるいは労働者1人当たりの請負経営面積を農家間で均等化する措置である。Zhang (2008)によれば、1980年代から90年代にかけて、村全体を巻き込んだ割替

(註1) 効率的な農地利用のポイントは、担い手への農地集積、農地の面的利用、法人の農業参入である。生源寺(1998)はこれにゾーニングを加えるが、中国の中央政府は、日本のような線引きに関する制度を設けていないように思われる。

えは8年から10年に1回の頻度で行われ、それよりも小規模な割替えが不定期に実施されてきた。ここで問題となるのが、割替えと貸借市場の機能的な関係である。冒頭で述べたように、労働市場が不完全でも農地の貸借が自由であれば、土地・労働比率の経営間格差は縮小し、資源配分の効率性が改善する。つまり、貸借市場の機能は所得格差の是正を目的とする割替えとは矛盾せず、むしろそれを代替する。

2003年に改正された「土地管理法」は、請負期間中の割替えを禁じている。にもかかわらず、農村では中央の意向に反し、農地の再配分が実施されてきた。地方官吏が割替えに固執する理由は、農地に関する権限を行使することで、集団への関与を残すためだといわれている。また上級政府による生産割当が厳しい地域では、生産性の向上を目的とする割替えが頻繁に行われてきた (Brandt et al. 2004)。しかし、集団における農業の比重が低下すると割替えの意義は薄れ、最近では貧困地域においてすら、その頻度や規模は縮小しているという (Deininger et al. 2005; Lohmar 2006)。

2) 農地の流動化

中国政府が利用権の取引、つまり農地の流動化を正式に認めたのは、1980年代半ば以降のことである。それまで政府が流動化に消極的であったのは、土地なし層の出現や農家間における所得格差の固定化といった事態の発生を危惧していたからである (Liu et al. 1998)。当初、中国政府が想定していた流動化は、農家間の相対取引に基づくもので、しかもそれは原則的に同一村内に限られていた。「土地管理法」の規定によれば、集団外の者が利用権を取得するためには、請負経営権をもつ村民の2/3以上の同意が必要となる。その結果、寶劔 (2012) が示すように、1980年代から90年代半ばにかけて、農地の流動化率はきわめて低い水準にとどまっていた。貸借の契約期間も1~2年と短く、取引相手の多くは近親者であったため、市場の広がりも限定的であった (註2)。もちろん、ヤミでの賃貸借は存在していたが、貸し手が次の割替え時における請負経営権の喪失を恐れたため、公になることは少なかった (Feng et al. 2008)。また利用権を一時的に手放す農民は、自分の請負農地が適正に利用されるよう、農地の借り手に報酬を支払うこともあったという (Zhang et al. 1992)。

市場を通じた農地の取引が活発化するのには、都市への出稼ぎ労働者が急増した1990年代後半以降のことである。土地利用権を手放す農家の増加が、貸借市場の発展をもたらしたのである。ただしこれは農地を動かす条件の1つにすぎない。利用権の一時的な放棄が請負経営権の喪失を意味していれば、いいかえれば、割替えに略奪的な要素が含まれると、農民は農地の貸し出しを躊躇する。とくに中国では戸籍管理制度の影響により、ほとんどの出稼ぎ農民が帰村を前提に出身地を離れるから、農地貸付けを促すためには請負経営権と利用権を完全に分離し、前者を強く保護する必要がある。そして実際に過去20年間の農地制度改革は、このような方向で実施されてきた。繰り返すが、その内容とは請負期間の長期化、その間の割替え禁止、請負経営権証書の交付および経営権の相続認可などである。要するに、権利の強化と労働市場の発展という農地の流動化を促す2つの条件が、遅くとも2000年代前半までには整ったのである。

3) 土地株式合作社の仲介と取引費用

土地株式合作制度とは、農地転用の正式なルートを通じる手段として1990年代初頭に広東省で考案され、その後、各地に普及した制度である。中国では集団が所有する農地を転用するためには、例外的な場合を除き (註3)、それをいったん国有地とする手続き (国家徴用) が必要となる。これが農地転用の正式なルートである。国家徴用により請負経営権を失った農民に対しては、転用以前の3年間における平均農業生産額の3~6年分に相当する額が補償金として支払われる (Po 2008)。

農地転用によって生じた利益はいったん地方政府の歳入となり、それを原資に補償金が支払われる。地域によって違いはあるが、補償額は土地価額の3~5%にすぎないから、地方政府には莫大な開発利益が転がり込む。これが近年、各地で頻発している紛争の原因となっている。司法制度が十分に機能しない中国で、地方官吏が農地利用の裁量を専有していることにも問題があるが (Ho et al. 2003)、社会主義の遺制である集団的土地所有が農村に浸透した市場経済と齟齬をきたし、それが紛争の根本的な原因となっていることは明らかであろう。

土地株式合作制度はこのような問題を解決し、転用によって発生した利益を農村内で公平に分配するため

(註2) Macours et al. (2010) は、農地に関する権利設定が不明確であれば、貸借の相手が近親者にとどまることを理論的に証明し、それを実証した。

(註3) たとえば、地元郷鎮企業による用地の取得がこれに当たる。

に考え出された制度である。農民は農地に対する権利を株式に転換し（註4）、開発プロジェクトの恩恵を配当という形で享受する。株式化されるのは請負経営権であるから、集団的土地所有という社会主義の根幹は維持される。土地株式合作制度が国家徴用のパイパスと呼ばれる所以である。Po（2011）によれば、土地株式合作社は株主によって自主的に管理・運営されており、そこへの参加（株式の取得）は農民の自由意志に任されている。また、合作社理事会の権限は村民委員会や党幹部からは独立しているという。ただし、土地株式合作制度の運用については地域差があり、農地取引を仲介する組織は合作社に限定されているわけではない。

土地株式合作制度は2000年代に入り、地方政府がその合法性を追認する形で普及していった。現在、同制度は農地の転用のみならず、その農業的利用にも効力を発揮している。土地株式合作社が直営農場を開設する場合もあれば、土地利用権を大規模農家や企業、農民專業合作社にまとめて貸与する場合もある。土地株式合作社が農地取引を仲介することで、團場の分散化が抑止され、農地の面的な利用が可能となったのである。集団が転用ではなく農地の農業的利用を選択する理由は、国家目標である食糧自給率の維持に関係している。「土地管理法」の改正法（1999年施行）は、省内において造成面積を上回る農地の潰廃を禁じており（「占補平衡政策」）、転用可否かの判断には上級政府の意向が反映される。ちなみに、団地的な農地移動を促す手段としては、このほかに「反租倒包」と呼ばれる制度がある。鄉村政府が請負経営権を回収し、それを大規模農家等に貸与する方法であるが、明らかにこれは現行制度が目指す請負経営権の強化・安定化とは矛盾する（陳2008）。中国政府は2001年11月の通達で、「反租倒包」による農地の移動を禁じている（劉2012）。

土地株式合作社の仲介は農地貸借に伴う取引費用を大幅に節減する。この場合の取引費用には、取引相手の探索費用や中途解約の補償金（離作料）のほかに、契約の作成や監視および執行などの機会費用が含まれる。そしてDeininger et al.（2005）やSkoufias（1995）のモデルが示すように、貸し手が負担する取引費用は地代収入を減少させ、借り手が負担する取引費用は支払い地代を増加させる。したがって、両者の

間で農地取引の経済的な条件が整っていたとしても、実際の取引量は取引費用が存在しない場合よりも少なくなる。

土地株式合作社が仲介する農地（利用権）の再配置は、同社に白紙委任されるので、当事者は契約の交渉に直接携わることなく取引に参加できる。また株式の取得により請負経営権と土地利用権が完全に分離されるので、農民は躊躇なく利用権の譲渡に同意できる（Zhang et al. 2004）。一方、土地株式合作社が農地の受け手との交渉を円滑に行うためには、その経営内容を正確に把握している必要がある。土地株式合作社が農場を直営していれば取引費用は不要であり、大規模農家や企業、農民專業合作社への情報アクセスが容易であれば、取引費用は節減される。既述の通り、集団外の者が土地利用権を取得するためには、村民の2/3以上の同意が必要であるから、村外から農業に参入する企業や農民專業合作社に対して、土地株式合作社が情報提供を要求することは可能であろう。また、契約の交渉や執行に要する費用が取引相手（農地の借り手）の経営規模と無関係であれば、土地株式合作社はできるだけ規模の大きな経営体に農地を貸与するはずである。大胆に推論すれば、取引費用の節減に最も効果があったのは、請負経営権の強化であるが、それは農民の株式取得によってさらに強固なものとなった。

3. 調査の方法と結果の概要

本稿の実証分析は、筆者が江蘇省の農村で独自に収集したデータを用いて行う。江蘇省（省都：南京市）は黄海に面する中国沿岸の富裕省で、13の市、100の県（県級市と区を含む）、900の郷鎮、1万5,255の村民委員会（村）から成る。省の総面積は10.26万km²、2012年末時点の総人口は7,920万人である。人口は稠密であるが、地勢は平坦で水利にも恵まれ、農林水産業の生産額は山東省、河南省に次いで国内第3位の地位にある（『中国統計年鑑』）。「魚米之郷」（水郷で米どころ）と呼ばれるほどの農水産業の適地であるが、同時に同省は中国屈指の商工業地帯でもある。省の中・南部に比べ、北部の経済発展が遅れているのも、江蘇省経済の大きな特徴の1つである。

第1図は江蘇省における農地流動化の状況を全国と比較したものである。全国の流動化面積は2006～2012年の間、370万haから1,853万haにまで増加し、

（註4）農民は農地ではなく、転用された土地に建設された工場や商業施設といった資産の株式を取得する場合もある。集団資産の分配率は様々であり、農民と集団が折半する場合もあれば、集団の持ち分が3割程度という場合もある（Po 2008）。

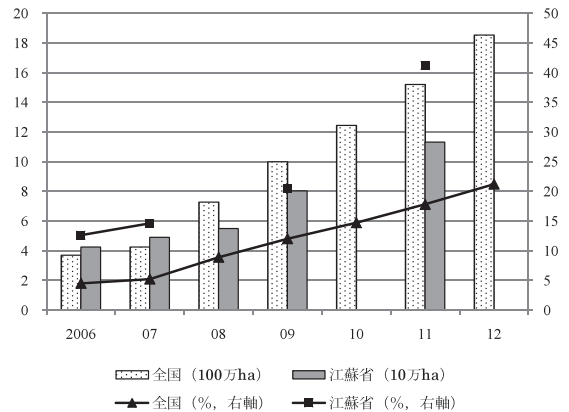
流動化率も4.5%から21.2%へと急上昇した。流動化率が高いのは、大都市（上海市、北京市、重慶市）の近郊、沿岸の一部地域（江蘇省、浙江省、福建省、広東省）および一部の穀倉地帯（黒竜江省、河南省、湖南省）であるが、とくに、江蘇省における流動化率の高さは刮目に値する。流動化した農地の受け手割合（面積ベース）を2011年の全国平均でみると、農家が67.2%で最も高いが、近年、企業と農民専門合作社のシェアが上昇し、農家のシェアが低下している（「2011年農村土地承包經營及管理情況」農業部經濟經營管理司經營管理總站調べ）。

ところで、2009年に江蘇省で制定された「江蘇省農民専門合作社条例」は、2007年に中央が施行した「農民専門合作社法」とは異なり、土地株式合作社に法的な根拠を与えると同時に、請負經營權の出資方法、余剰金の分配方法などについて独自の規定を設けている。また江蘇省政府は2008年以降、農家の規模拡大や土地株式合作社による農地貸借の仲介を財政的にも支援しているが、この点については後述する。

このような事実を踏まえ、筆者らは2013年に村を対象とする聞き取り調査を行った。調査の主な目的は、農地貸借の状況を把握することにあるが、最大のポイントは土地株式合作制度が流動化に及ぼした影響である。標本は江蘇省政府統計局の定点観測地点である300の村（蘇北、蘇中、蘇南からそれぞれ100村）を選択した（これは江蘇省全村の約2%に当たる）。したがって、本研究に供された標本は必ずしも無作為抽出とはいえないけれども、反面、当該村に精通した統計局の職員が調査を担当したことで、信憑性の高いデータが得られたという利点がある。

第1表は、農地流動化の状況をまとめたものである。土地株式合作社が存在する村は114、存在しない村は180であり、流動化率は前者で37.6%、後者で17.0%、全体で25.5%であった（6つの標本が分析から脱落した）。企業や農民専門合作社が借り入れる農地には、請負農地以外の耕地が含まれることがあるため、以下の分析で用いる流動化率は、貸借関係にある農地面積を村全体の農地面積で除して求めた（註5）。

中国の農業先進地域では、農家以外の經營体が農業に参入する際、生産基地と呼ばれる農場を開設することが多い。生産基地がある村の数は136に達するが、その内訳は、土地株式合作社が存在する村で81、存



第1図 全国と江蘇省の農地流動化（面積と流動化率）

資料：包ら（2009）、楊（2011）、「2011年農村土地承包經營及管理情況」（農業部經濟經營管理司經營管理總站）、「陳曉華副部長在全国農村經營管理工作會議上的講話」（2013年5月7日）。

註：流動化率は流動化面積を農地請負面積で除して求めた。全国のデータは2009年以外、いずれも「農村經營管理情況調査」を利用した。江蘇省のデータは江蘇省農業委員會の資料を利用した。

在しない村で55であった（生産基地を造成する際、これに参加しない農家に対して、25の村が代替地を用意している）。生産基地面積を村全体の農地面積で除した値を、以下では農地集積率と呼ぶ。集積率の標本平均は15.5%であったが、土地株式合作社が存在する村では24.3%、存在しない村では9.3%であった。また、農業に参入している企業と農民専門合作社の合計は、土地株式合作社が存在する村で1.82社、存在しない村で0.78社、全体の平均は1.18社であった。これらの数字は、土地株式合作社が農地の流動化や集積、農家以外の經營体の農業参入に果たす役割の大きさを示唆しているが、それを厳密に証明するためには、合作社以外の要因とセレクション・バイアス（後述）を考慮しなければならない。

調査では「流動化率が高い」と自己評価した83の村について、その理由を尋ねている（複数回答）。最も多かった回答は「離農世帯が多い」の65、次いで「貸借を仲介する組織の存在」の39であった（註6）。反対に、「流動化率が低い」と自己評価した村は217あり、114の村がその理由として「農家が農地を貸したがない」と答えており、「借り手不足」と回答し

（註5）したがって、分母を請負農地面積とした第1図に比べ流動化率は小さくなる。

（註6）他の質問項目は「国・省・市のモデル事業」、「大規模農家の借入意欲」、「他村からの入作」、「地元竜頭企業の農業参入」、「村外からの投資・農業参入」、「その他」である。

第1表 農地の流動化

	全体	土地株式合作社が 存在する村	土地株式合作社が 存在しない村
村の数	294	114	180
農地流動化率 (%)	25.5	37.6	17.0
生産基地がある村の数	136	81	55
農地集積率 (%)	15.5	24.3	9.3
企業と農民專業合作社の農業参入 (社)	1.18	1.82	0.78

註：耕地面積がゼロの2つの標本と、農地流動化率が100%を上回る4つの標本を除外した。

た村は54にとどまった(註7)。また全村を対象として、村民委員会あるいは土地株式合作社が農地貸借を仲介するメリットを聞いたところ、最も多かったのは「借り手を特定化しないので、農地の集積が容易」の167、次いで多かったのは「契約の締結が円滑に進む」の152であった(註8)。アンケート結果からは、農地の出し手層の出現が農地の流動化を促進し、貸借を仲介する組織がそれを後押しするという構図がみえてくる。

第2表は、農地流動化の実態を県別に示したものである。2008～2013年の流動化面積の拡大率は、蘇北が3.5、蘇中が2.8、蘇南が1.8であり、2013年における農地の流動化率は、蘇北が14.6%、蘇中が19.8%、蘇南が46.5%であった。流動化率が低い地域ほど過去5年間で農地の流動化が加速したといえるが、以下では経済発展が著しい蘇南地域の動向に注目したい。たとえば、上海市に隣接する蘇州市昆山市(農民1人当たり平均純収入は江陰県に次いで2番目にランク)では、2013年の流動化率が83.4%に達し、過去5年間で流動化面積はほとんど変化していない。ところが、同県で標本となった10村のうち9村で土地株式合作社が2008～2009年の間に設立されていることから(残りの1村の設立年は2005年)、農地の流動化が合作社設立の目的でないことは明らかである(郭ら2012)。Po(2011)が指摘するように、都市近郊の農村では、転用された農地の地代(株式配当)の引き上げや集団資産の適正な管理を目的として、土地株式合作社が設立されることがある。したがって、このような状況が江蘇省の大宗を占めていれば、合作社の設立

は農地の流動化には寄与しない。

第3表は、調査で得られたデータの記述統計量を示したものである。「蘇北ダミー」とは蘇北の村を1、それ以外(蘇中・南)の村をゼロとする変数である。明らかに、土地株式合作社の設立には強い地域性があり、114の土地株式合作社のうち、蘇北に設立されたのは12社にすぎない(註9)。土地株式合作社が存在する村と存在しない村で、正の有意差(t 値が2.0以上)がある変数は、「党支部書記学歴」、「入札ダミー」(耕作が困難となった農地の利用者を入札によって決める村を1)、「水田面積割合」、「灌漑面積割合」、「農家戸数」、「農地集積補助金単価」、「貸借農家バランス」(非農家割合－專業農家割合)、「農民1人当たり純収入」、「非農業平均賃金」、「他村出身者農業請負ダミー」(そのような農業者がいる村を1)、「中学校ダミー」(村内に中学校がある村を1)、「村民高卒以上割合」、「60歳以上人口割合」である。反対に、負の有意差がある変数は、「蘇北ダミー」と「農繁期帰村率」(出稼ぎに出ている村民のうち、農繁期に帰村する者の割合)であった。

「農地集積補助金単価」とは、100ムー(1ムー＝1/15ha)以上の農地を一括して貸し付けた際、貸し手に毎年支払われる補助金の1ムー当たり支給額のことである。この制度を運用しているのは全標本(300)のうち48村にすぎず、227の村では補助金の支給は一切なく、25の村ではムー当たり100元の一時金が支給されただけである(一時金は単価の計算には含まれていない)。江蘇省の農地流動化補助金については倪(2012)、俞(2011)に詳しいが、ここでは土地株

(註7) 他の質問項目は「貸借を仲介する組織の不在」、「農地条件」、「農業関連企業の投資不足」、「公共投資不足」である。

(註8) 他の質問項目は「政府補助金」、「企業誘致」、「農家利益の確保」である。

(註9) 江蘇省農業委員会の調べによれば、江蘇省の土地株式合作社の数は2008～2010年の3年間で、680社、1,130社、1,800社と急増した。本研究の標本についても、約7割の土地株式合作社が2010年以降に設立されている。

第2表 県別にみた農地の流動化

		流動化面積の拡大率		2013 年の流動化率	農民 1 人当たり純収入
市 県		(2013 年/2008 年)		(%)	(千元)
蘇北	徐州	睢寧	20.8	14.6	10.6
		銅山	10.9	12.4	10.1
	宿遷	沐陽	2.1	12.6	10.8
		建湖	3.6	15.4	11.4
	大豐	大豐	6.6	19.1	14.3
		濱海	3.9	12.3	9.9
		淮安	淮陰	0.3	3.6
	連雲港	漣水	2.2	7.4	7.2
		灌南	4.8	22.8	9.4
		贛榆	9.8	33.4	11.4
平均		3.5	14.6	10.4	
蘇中	揚州	儀征	2.4	13.6	15.6
		高郵	1.8	25.5	14.6
		邗江	10.0	20.5	13.9
	南通	海門	1.7	15.2	17.2
		啓東	2.2	15.1	13.3
		通州	8.0	25.9	16.4
	泰州	靖江	6.7	22.5	13.4
		興化	2.1	20.8	12.1
		姜堰	2.6	29.5	12.4
		泰興	7.6	11.8	12.2
平均		2.8	19.8	14.3	
蘇南	常州	溧陽	1.4	33.2	15.6
		武進	2.7	21.3	16.7
	蘇州	常熟	1.7	83.5	22.2
		張家港	2.8	66.3	19.8
		昆山	1.0	83.4	24.1
	無錫	江陰	1.8	49.5	24.4
		宜興	3.3	14.3	18.1
	鎮江	丹陽	2.2	30.2	16.0
	南京	江寧	2.0	45.2	16.8
		高淳	1.7	85.5	15.3
平均		1.8	46.5	18.9	

注：拡大率と流動化率は村のデータを集計して計算した。農民1人当たり純収入は県の総純収入を総人口で除して求めた。1つの県には10村の標本が含まれる。

式合作社が農地の一括貸与に関与しており、補助金の支給が離農を促している点を強調しておきたい（註10）。

「請負経営権証書ダミー」とは、証書を発行した村を1とする変数である。「両田制ダミー」とは、かつ

ては両田制を実施していたが、現在は実施していない村を1とする変数である。両田制とは、集団の農地を「口糧田」（自給食糧生産用地）と「責任田」（生産割当生産用地）に分ける農地利用の方法であり、劉（2012）によれば、農民から請負経営権を取り上げる

（註10）農地が転用されるか、あるいは農地として継続的に利用されるかはロケーションに依存する。株式の配当は前者の方が当然多いから、農地集積補助金はこの差額を部分的ながらも補填するために支給されている可能性がある。

第3表 記述統計

	土地株式会社あり			なし			差の
	N	平均	標準偏差	N	平均	標準偏差	t検定量
蘇北ダミー	114	0.11	0.31	180	0.48	0.50	-7.13
党支部書記学歴	114	4.47	1.24	179	3.93	1.27	3.60
在職期間（年）	114	8.65	8.41	179	8.23	7.12	0.46
年齢（歳）	114	48.3	6.56	179	48.8	6.91	-0.58
請負経営権証書ダミー	114	0.93	0.26	180	0.87	0.34	1.70
両田制ダミー	114	0.65	0.48	180	0.57	0.50	1.31
入札ダミー	113	0.39	0.49	180	0.21	0.41	3.36
企業への農地貸付許可ダミー	114	0.73	0.45	180	0.78	0.41	-1.08
鎮政府までの距離（km）	114	5.03	4.17	180	5.15	4.25	-0.23
平坦地面積割合（％）	114	93.1	16.1	180	96.2	14.0	-1.72
休耕地面積割合（％）	114	0.05	0.26	180	0.06	0.34	-0.24
高収獲面積割合（％）	114	77.9	28.1	180	79.8	26.7	-0.57
区画整理率（％）	114	46.8	37.4	180	41.7	39.7	1.09
水田面積割合（％）	114	74.9	32.2	180	65.4	35.1	2.33
灌漑面積割合（％）	114	85.3	18.8	180	76.0	29.9	2.96
農家戸数（千戸）	114	1.15	0.57	180	0.98	0.48	2.59
農繁期帰村率（％）	113	29.5	26.6	180	36.9	28.6	-2.24
食糧作付面積指導ダミー	114	0.07	0.26	180	0.08	0.28	-0.41
割替え実施回数	114	0.47	1.02	180	0.39	0.90	0.75
農地集積補助金単価（百元/ムー）	114	1.02	1.90	180	0.15	0.81	5.41
貸借農家バランス（％）	112	6.52	37.6	179	-6.65	28.1	3.41
農民1人当たり純収入（千元/年）	114	16.7	4.78	180	12.9	4.40	6.96
人口変化ダミー	114	0.50	0.50	180	0.47	0.50	0.56
非農業平均賃金（千元/月）	114	2.35	0.64	180	2.16	0.58	2.61
他村出身者農業請負ダミー	114	0.65	0.48	180	0.41	0.64	3.41
中学校ダミー	114	0.18	0.38	180	0.08	0.27	2.57
村民高卒以上割合（％）	114	72.3	22.8	180	57.8	29.4	4.49
60歳以上人口割合（％）	114	28.0	9.64	180	24.5	9.27	3.13

註：Nは観察数（OBS）を意味する。党支部書記学歴は、1. 小学校卒、2. 中学校卒、3. 高校（職業高校含）卒、4. 中等専門学校卒、5. 短大卒、6. 大学卒の選択肢番号の平均値である。そのほかの変数については本文参照。

手段となる恐れがある。したがって、これに該当する村では、ある時点を境として請負経営権が安定化したと考えてよい。「企業への農地貸付許可ダミー」とは、農家間の農地貸借契約は自由だが、農家と企業との貸借には、村の許可を必要とする村を1とする変数である。つまり、これに該当する村では農地貸借に制約がある。「食糧作付面積指導ダミー」とは、集団が食糧の作付面積の決定に関与している村を1とする変数である。「人口変化ダミー」とは、過去10年間で居住人口が増加した村を1とする変数である。

4. 計測の方法

村*i*の農地流動化率等（成果） Y_i を以下のように表す。

$$Y_i = X_i' \beta_X + \gamma D_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

X_i は成果の説明変数で、誤差項 ε_i は X_i とは相関しないと仮定する。 D_i （選択変数）はダミー変数で、 $D_i=1$ は土地株式会社合作社が村内に存在することを、 $D_i=0$ は存在しないことを意味する。合作社の設立がランダムに決まっていれば、(1)式の ε と D は相関せず、パラメータの推定は通常のOLSを用いればよい。反対に、合作社の設立が内生的に決まっていれば、 ε と

D は関連し選択変数は

$$D_i^* = Z_i' \beta_Z + u_i \quad D_i = 1 \text{ if } D_i^* > 0, 0 \text{ otherwise} \quad (2)$$

と表される。 D^* は潜在変数、 Z は合作社の設立に影響を及ぼす変数を表す。(1)、(2) 式に最尤法あるいは操作変数法を適用すれば、バイアスのない推定値が得られる。

(1) 式の γ は PSM (propensity score matching) と呼ばれるセミ・パラメトリックな方法によっても推定することができる。いま $D_i = 1$ の村について、仮に合作社が存在しなかった場合の成果の期待値を $E[Y_0 | D=1]$ で表せば、合作社の平均処理効果 (ATT: Average Treatment Effect on the Treated) は、

$$ATT = E[Y_1 | D=1] - E[Y_0 | D=1]$$

と表される (註 11)。PSM 法では、セレクション (土地株式合作社の有無) に関してランダム化された状況を作り出し、処理群と対照群の成果を比較するのである (Dehejia et al. 2002)。ランダム化された状況下では、

$$Y_0 \perp D | W \quad (3)$$

が成立する。 W は選択と成果に影響を及ぼす変数を表す。(3) 式は条件付独立性の仮定 (CIA: Conditional Independence Assumption) と呼ばれ、これが満たされると、

$$ATT = E[Y_1 | D=1, W] - E[Y_0 | D=0, W]$$

が成立する。PSM 法では W の値が接近している処理群と対照群における成果の期待値の差を処理効果とみなすのである。PSM では W の近似性をプログラム (この場合であれば、土地株式合作社の設立) への条件付参加確率 (傾向スコア) として、

$$p(W) = \Pr(D=1 | W)$$

で与える。 $Y_0 \perp D | p(W)$ であれば、(3) 式が成立し、傾向スコアが同じ村は合作社の有無に関係なく、同じ属性 (W) をもつとみなせる。処理効果分析では属性の一致を balancing property (BP) と呼んでいるが、これは t 検定によって確認することができる。BP が満たされると、処理群と対照群のマッチングが可能となり、平均処理効果が

$$ATT = E[ATT_{p(W)}]$$

で与えられる ($ATT_{p(W)}$ は特定の傾向スコアに関する

処理効果)。PSM による処理効果の計測は、selection on observables を前提としているので、成果と選択変数に影響する変数をできるだけ多く採択することが望ましい。BP とは別にバイアスを除去するためのもう 1 つの条件が common support (CS) である。これは、処理群と対照群の傾向スコアが重複する領域で ATT を計測するというものである。マッチングにはヴァリエーションがあるが、本稿では最近隣マッチング、カーネル (Kernel) ・マッチング、局所的線型回帰 (LLR: Local Linear Regression) を用いた (Smith et al. 2005)。

5. 計測結果と考察

1) パラメトリック推計の結果

第 4 表は、流動化率を被説明変数とするパラメトリック推計の結果である。第 1 列の推計では、「土地株式合作社ダミー」が内生変数であることを前提に、操作変数として「他村出身者農業請負ダミー」と「中学校ダミー」を用いた (註 12)。誤差項の不均一分散に関する帰無仮説が 1% 水準で棄却されなかったため、推計は一般化積率法 (GMM) を用いた。Hansen J statistic の p 値は 0.13 であった。これは「操作変数が推計式の誤差項と相関していない」という帰無仮説を棄却できないことを示唆している。つまり、選択された変数は操作変数としての資格を備えている。ただし Durbin-Wu-Hausman (DWH) 検定の結果、合作社の外生性は棄却されなかったため、第 2 列以降の回帰分析では、「土地株式合作社ダミー」の内生性を考慮していない。

第 2 列と第 3 列では、説明変数に若干の相違がある。「貸借農家バランス」と「農民 1 人当たり純収入」は内生性が疑われるので、それを第 3 列では除外し、「人口変化ダミー」と「非農業平均賃金」を説明変数に追加した。なお DWH 検定の結果、最初の 2 つの変数の外生性に関する帰無仮説は棄却されなかった (註 13)。説明変数を変更したことで、「蘇北ダミー」、「党支部書記年齢」、「休耕地面積割合」、「農家戸数」、「食糧作付面積指導ダミー」などの有意性が変化しているが、「土地株式合作社ダミー」の推定値にはほとんど

(註 11) PSM 法では成果の関数型や誤差項に特定の仮定を置く必要がない。

(註 12) 調査の段階で、土地株式合作社の操作変数を見出すことができなかった。ここでは「土地株式合作社ダミー」との相関の強さと「流動化率」との相関の弱さを基準に操作変数を選択した。中国の実情を考慮すれば、「中学校ダミー」は村の経済水準を表す代理変数となる。

(註 13) 操作変数は (1) 式の ε_i とは相関せず、「貸借農家バランス」および「農民 1 人当たり純収入」との相関が強い「60 歳以上人口割合」、「非農業平均賃金」、「高卒以上人口割合」を用いた。

第4表 パラメトリック推計の結果

	IV (GMM)		RER1		REG2		Tobit	
土地株式会社ダミー	15.09	(1.56)	13.86***	(4.56)	15.12***	(4.53)	11.19***	(4.98)
蘇北ダミー	-0.52	(-0.15)	-0.37	(-0.11)	-9.85***	(-3.30)	-0.48	(-0.18)
党支部書記学歴	0.54	(0.45)	0.62	(0.54)	1.70	(1.41)	0.55	(0.63)
在職期間 (年)	-0.12	(-0.75)	-0.12	(-0.72)	-0.19	(-1.05)	-0.10	(-0.72)
年齢 (歳)	0.28	(1.41)	0.26	(1.27)	0.48**	(2.09)	0.22	(1.20)
請負経営権証書ダミー	-0.76	(-0.19)	-0.49	(-0.12)	-2.15	(-0.48)	-0.81	(-0.26)
両田制ダミー	5.01**	(2.21)	4.83**	(2.02)	5.90**	(2.27)	4.07**	(2.19)
入札ダミー	5.81*	(1.70)	5.53*	(1.70)	10.26***	(2.96)	4.63**	(2.08)
企業への農地貸付許可ダミー	-5.16*	(-1.82)	-5.31*	(-1.86)	-5.90**	(-1.99)	-2.99	(-1.33)
鎮政府までの距離 (km)	0.06	(0.22)	0.12	(0.40)	0.09	(0.30)	0.09	(0.43)
平坦地面積割合 (%)	-0.12	(-1.16)	-0.14	(-1.31)	-0.08	(-0.78)	-0.10	(-1.62)
休耕地面積割合 (%)	-1.48	(-0.52)	-1.65	(-0.58)	-5.57**	(-2.22)	-1.63	(-0.55)
高収獲面積割合 (%)	-0.01	(-0.19)	-0.01	(-0.15)	-0.01	(-0.26)	-0.00	(-0.02)
区画整理率 (%)	-0.10***	(-3.32)	-0.10***	(-3.31)	-0.08***	(-2.64)	-0.08***	(-3.28)
水田面積割合 (%)	0.03	(0.85)	0.03	(0.85)	0.03	(0.87)	0.01	(0.46)
灌漑面積割合 (%)	-0.02	(-0.51)	-0.02	(-0.48)	-0.05	(-0.81)	-0.01	(-0.26)
農家戸数 (千戸)	-6.10***	(-2.58)	-5.82**	(-2.38)	-3.79	(-1.30)	-4.55**	(-2.33)
農繁期帰村率 (%)	-0.09*	(-1.86)	-0.09*	(-1.75)	-0.15**	(-2.57)	-0.07*	(-1.87)
食糧作付面積指導ダミー	-6.03	(-1.51)	-6.04	(-1.56)	-8.38*	(-2.11)	-4.05	(-1.29)
割替え実施回数	1.49	(0.99)	1.59	(0.97)	2.01	(1.58)	1.31	(1.19)
農地集積補助金単価(百元/ムー)	2.57*	(1.76)	2.68*	(1.68)	4.16**	(2.13)	2.15***	(2.86)
貸借農家バランス (%)	0.15***	(3.64)	0.15***	(3.46)	-		0.10***	(3.31)
農民1人当たり純収入(千元/年)	1.64***	(4.15)	1.70***	(4.17)	-		1.33***	(5.06)
人口変化ダミー	-		-		8.63***	(3.05)	-	
非農業平均賃金 (千元/月)	-		-		3.12	(0.36)	-	
標本数	288		288		291		288	
R ² (centered/adjusted)	0.53		0.53		0.48			
Hansen J statistic (p-value)	0.13		-		-			
D-W-H test (p-value)	0.94		-		-			

註：括弧内は $z(t)$ -値を表す。*, **, ***はそれぞれ10%, 5%, 1%水準で有意であることを意味する。Tobit推計で流動化率がゼロと100で切断されているOBSはそれぞれ20と4である。

変化がみられない。第4列は、トービット (Tobit) モデルの推計結果である (推定値は限界効果を表す)。「土地株式会社ダミー」の係数は11.19とREG1, REG2の値よりも小さいが、いずれにせよ、土地株式会社は農地の流動化に寄与しており、先行研究の主張とも矛盾しない (孫ら2010; 王2003)。

「土地株式会社ダミー」の以外の変数で、REG1, REG2の両者あるいはどちらかで、有意性の高かったものに注目すると、流動化にプラスの影響を与えているのは、「党支部書記年齢」、「両田制ダミー」、「入札ダミー」、「農地集積補助金単価」、「貸借農家バランス」、「農民1人当たり純収入」、「人口変化ダミー」である。土地株式会社の権限が村民委員会や党幹部と

は独立であるとするPo (2011)の主張とは異なり、本事例では88の村で党支部書記あるいは主任が土地株式会社の理事を兼務している。REG2の計測結果は書記の年齢が高い村ほど、流動化率が高いことを示しているが、その理由は判然としない。「両田制ダミー」の係数が正となったのは、請負経営権が安定化したことの影響であろう。入札による農地の再配分、すなわち競争原理の導入は流動化率を高める。「農地集積補助金単価」の符号は期待通りである。

第2図は「貸借農家バランス」と流動化率の関係を表している。中国に限らず農地流動化の展開は、農地の出し手と受け手の多寡・存在態様に規定されるところが大きい (田畑1994)。第2図では、村内における

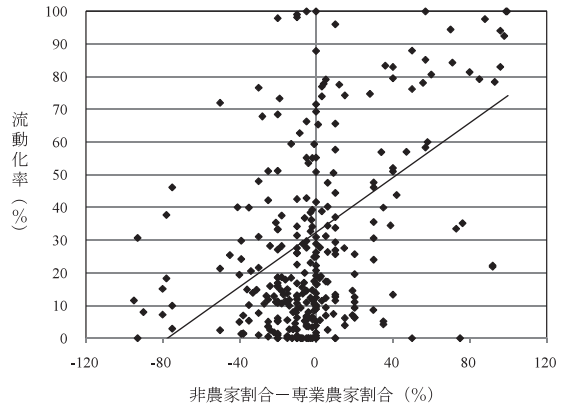
農地の出し手層を非農家割合、受け手層を專業農家割合で測り、その差を「貸借農家バランス」とした。したがって、横軸を右に行くほど、農地の貸し手の割合が相対的に高くなる。逆の因果関係が否定されるという条件付きながら、同図からは、出し手層が厚く存在する村ほど流動化率が高いという関係が見て取れる。このような傾向は、農地の出し手層の出現が農地流動化の推進力となっていることを示唆しており、先ほどのアンケートの結果とも矛盾しない。「農民1人当たり純収入」と「人口変化ダミー」の正の符号も、経済の成長が著しく、労働市場が十分に発展した村では、流動化率が高いことを示している（註14）。

反対に、流動化に強いマイナスの影響を与えているのは、「蘇北ダミー」、「企業への農地貸付許可ダミー」、「休耕地面積割合」、「区画整理率」、「農家戸数」、「農繁期帰村率」、「食糧作付面積指導ダミー」である。「蘇北ダミー」の符号は農地の貸借が蘇中・南で活発であることを示している。「休耕地面積割合」は「流動化率」と逆の因果関係も疑われるが、休耕の理由が判然としないため解釈を留保したい。企業への農地貸し出しを許可制としている村で流動化率が低いのは、当然の結果であろう。「区画整理率」の符号は、整備の遅れた農地が貸借市場に供給されやすいこと、つまり農地が貸し手市場で取引されていることを示している。「農家戸数」の符号は、小規模集落ほど農地貸借の取引コストが節減され、流動化が進むことを示唆している。農繁期に帰村する出稼ぎ労働者の割合が高い村では農地貸し出しの誘因が弱いから、マイナスの符号は首肯し得る。集団が食糧の作付面積の決定に関与している村では流動化率が低い。これは農地の受け手が作物選択の制約を忌避していることの現れであろう。

「請負経営権証書ダミー」の係数はマイナスで期待に違う結果であるが、ゼロと有意差をもたない。第3表に示す通り、すでに9割の村で証書が発行されているため、変数の分散はきわめて小さい。「割替え実施回数」の係数はプラスであるが、これもゼロと有意差をもたない。

2) セミ・パラメトリック推計の結果

第5表は、土地株式合作社の有無に関するプロビット分析の結果である。「蘇北ダミー」、「食糧作付面積指導ダミー」の係数はマイナスでゼロと有意差をもつ。つまり、合作社の設立は蘇中・南に偏っていると同時



第2図 村の世帯構成と農地流動化率の関係

に、集団が食糧の作付面積の決定に関与している村では、土地株式合作社の設立が敬遠されがちである（平均限界効果の計測値から、合作社が設立される確率は蘇北では20%低く、食糧の作付面積について指導がある村でも20%低いことがわかる）。一方、「入札ダミー」、「区画整理率」、「灌漑面積割合」、「農地集積補助金単価」、「農民1人当たり純収入」、「他村出身者農業請負ダミー」、「中学校ダミー」の係数はプラスで強い有意性を示す。土地株式合作社は、貸借市場が競争的で、圃場の条件にも恵まれ、他村からの入作があり、経済が発展した村で設立される確率が高いといえる。

第6表がATTの計測結果である。ここでは成果の変数として、農地流動化率のほかに農地集積率と、農業に参入している企業と農民專業合作社の数を加えた。第5表に示した通り、BPは十分に満たされており、CSは事前に制約条件として課してある。全標本を用いて、流動化率を土地株式合作社が存在する村と存在しない村とで比較すると、前者の方が26.6%高いが、そのうちの7割は合作社の貢献である。ただし原因は判然としないが、最近隣法、Kernel法、LLR法ともに、ATTはパラメトリック推計値よりもやや大きい。集積率の単純差は19.7%であるが、そのうちの6~7割を合作社の効果が占める。農業参入についても、合作社の効果は有意にプラスであった。生産基地の造成を伴う企業と農民專業合作社の農業参入には、分散錯圃の発生を抑止し、農地を面的に利用できるというメリットがある（註15）。

第6表には、蘇北地域を除外した場合の計算結果も

（註14）2011年の江蘇省における農民1人当たり純収入（1万800元）は、全国31の省・直轄市・自治区のなかで5位にランクされ、農業収入が純収入に占める割合は32%にすぎず、賃金収入の割合が過半に達する（『中国統計年鑑』）。

第5表 プロビット推計の結果

	推定値	z-値	平均限界効果	BP (p-値)
蘇北ダミー	-0.78***	-2.83	-0.20***	0.54
党支部書記学歴	0.13	1.48	0.03	0.74
在職期間 (年)	-0.00	-0.18	-0.00	0.78
年齢 (歳)	0.00	0.06	0.00	1.00
請負経営権証書ダミー	0.08	0.24	0.02	0.66
両田制ダミー	-0.02	-0.09	-0.00	0.46
入札ダミー	0.47**	2.19	0.12**	0.70
企業への農地貸付許可ダミー	-0.30	-1.36	-0.08	0.55
鎮政府までの距離 (km)	-0.02	-0.81	-0.01	0.56
平坦地面積割合 (%)	-0.00	-0.72	-0.00	0.82
休耕地面積割合 (%)	-0.33	-1.06	-0.09	0.87
高収穫面積割合 (%)	-0.00	-0.37	-0.00	1.00
区画整理率 (%)	0.01**	2.08	0.00**	0.85
水田面積割合 (%)	0.00	0.72	0.00	0.79
灌漑面積割合 (%)	0.01**	2.43	0.00**	0.70
農家戸数 (戸)	-0.15	-0.72	-0.04	0.98
農繁期帰村率 (%)	-0.00	-0.90	-0.00	0.79
食糧作付面積指導ダミー	-0.75**	-2.08	-0.20**	0.60
割替え実施回数	0.03	0.30	0.01	0.85
農地集積補助金単価 (100 元/ムー)	0.24***	3.03	0.06***	0.35
貸借農家バランス (%)	-0.00	-0.80	-0.00	0.68
農民 1 人当たり純収入 (千元/年)	0.06**	2.21	0.01**	0.38
他村出身者農業請負ダミー	0.55***	3.64	0.14***	0.63
中学校ダミー	1.04***	3.55	0.27***	0.92
標本数	288		288	
対数尤度	-133.1			
Pseudo R^2	0.30			
p-値 マッチング後				1.000

註：*, **, ***はそれぞれ 10%, 5%, 1% 水準で有意であることを意味する。

示されている（その際、プロビット・モデルも再推計した）。蘇北を除外した理由は、地域差に基づく観察不能な要因の影響を除去するためである。全標本を用いた場合に比べ、流動化率の ATT は若干小さいが、ゼロと有意差をもつ。農地集積率については、蘇北を除外することで有意性は低下するが、単純差に占める割合はむしろ上昇している。農業参入については、

ATT が単純差を上回り、ゼロと有意差をもつ。要するに、相対的に裕福な地域に限ってみても、土地株式会社設立は、農地の流動化や集積、企業の農業参入を促進しているといえる。

本研究の調査では、2008 年における流動化面積を聞いている。既述の通り、江蘇省では 2008 年以降、農家の規模拡大や土地株式会社による農地貸借の仲

(註 15) 流動化が進展したのは、農地の受け手が存在したからでもあるが、中国政府は企業の農業参入を無条件で認めているわけではない（2013 年「1 号文件」）。これは企業の農地取得や転用、穀物作付面積の減少を懸念してのことであり、効率面における家族経営の優位性が規制の根拠ではないと思われる。一方、規模と土地生産性の逆相関（Benjamin et al. 2002）や後進地域における小規模農家の農地集積（Deininger et al. 2005）は、企業の農業参入に伴う逆小作（reverse tenancy）に疑義を呈している。この点については、東欧諸国の農地改革期における農地移動を分析した Amblard et al. (2009)、Swinnen et al. (2006)、Vidican (2009) などが参考になる。

第6表 セミ・パラメトリック推計の結果

		単純差	最近隣法	Kernel 法	LLR 法
1 全標本	農地流動化率 (%)	26.6	18.9	20.3	20.5
	z-値	9.16	3.53	3.84	3.77
	農地集積率 (%)	19.7	13.9	13.8	12.0
	z-値	4.57	2.10	2.07	1.72
	企業と農民專業合作社の農業参入 (社)	1.11	1.06	1.02	1.05
	z-値	4.03	2.37	2.30	2.32
2 蘇北除外	農地流動化率 (%)	25.3	15.9	17.7	16.1
	z-値	6.67	2.80	2.88	2.39
	農地集積率 (%)	14.8	13.2	12.7	14.0
	z-値	2.50	1.69	1.55	1.56
	企業と農民專業合作社の農業参入 (社)	0.92	1.35	1.31	1.41
	z-値	2.59	2.95	2.72	2.83
3 全標本	2008～2013 年の農地流動化率の差 (%)	14.2	11.5	12.6	12.5
	z-値	5.72	2.82	3.07	3.09

註：流動化率の単純差が第1表の値とは異なる。これはプロビット推計の際、説明変数の欠落により8つの村が脱落したことによる。CS制約により、1では合作社が存在する3つの村が計測から除外された。同じ理由により、2では14の村が、3では4つの村がそれぞれ除外された。

介を政策的に支援している。また、2009年には「江蘇省農民專業合作社条例」が制定された。そこで、土地株式合作社の設立年が2008年以前の12村を除外し、2008～2013年における流動化率の変化についても同様な分析を行った。その結果、変化の単純差は14.2%、ATTの値は11.5～12.6%であった。つまり、差の差(difference-in-difference)に基づくATT分析(DID-matchingによる平均処理効果)からも、流動化に対する合作社の貢献が示唆される(註16)。

6. 結 論

中国における貸借市場の発展は、農業労働力の農外への流出によって、その端緒が開かれ、農地制度改革、とりわけ請負経営権の強化がそれを後押ししてきた。本稿ではこうした先行研究の主張を支持しながらも、流動化を促す第3の要因として、貸借を仲介する組織の役割に注目した。

分析の結果は、土地株式合作社が農地の流動化や集積および農家以外の経営体の農業参入に、多大な貢献をなしていることを強く示唆している。地域によっては流動化が主目的ではないにせよ、合作社が農地の貸

借を仲介することで取引費用が節減され、利用権の移動が急速に進行したのである。このような現象の背後には、合作社による株式の発行があるが、これは土地利用権と請負経営権を分離するための手段であって、株式発行それ自体が流動化を促進したわけではない。集团的土地所有という社会主義の遺制を実質的に無効にする制度の導入により、農民が躊躇なく利用権を譲渡する条件が整った結果にほかならない。

[付記] 本研究は科学研究費助成事業基盤研究(B)「企業の農業参入に関する日本・中国の比較研究」による研究成果の一部である。江蘇省の調査では、省、市・県・郷鎮政府および村民委員会の方々から絶大な協力を賜った。中国社会科学院農村發展研究所杜志雄副所長および研究員各位から提供された情報は、きわめて示唆に富むものであった。有本寛氏(アジア経済研究所)、京都大学「アジア經濟發展論研究会」の参加者および本誌レフェリーからは、本稿の内容について大変有益なコメントを賜った。記して謝意を表したい。

(註16) DID-matchingを用いることで、時間不変で観察不能な変数がもたらすバイアスを完全に除去できる。ただし、2008年以前の状況を把握できないため、この推定値にはバイアスが含まれる。

引用文献

- Amblard, L. and Colin, J.P. (2009) Reverse Tenancy in Romania: Actors' Rationales and Equity Outcomes, *Land Use Policy*, 26(3), 828-836.
- 包宗順・徐志明・高珊・周春芳 (2009)「農村土地流轉的區域差異與影響因素—以江蘇為例」『中國農村經濟』, 第4期, 23-30.
- Benjamin, D. and Brandt, L. (2002) Property Rights, Labour Markets, and Efficiency in a Transition Economy: The Case of Rural China, *Canadian Journal of Economics*, 35(4), 689-716.
- Brandt, L., Rozelle, S., and Turner, M.A. (2004) Local Government Behavior and Property Right Formation in Rural China, *Journal of Institutional and Theoretical Economics*, 160(4), 627-662.
- Carter, M. and Yao, Y. (2002) Local versus Global Separability in Agricultural Household Models: The Factor Price Equalization Effect of Land Transfer Rights, *American Journal of Agricultural Economics*, 84(3), 702-715.
- 陳錫文 (2008)『陳錫文改革論集』中國發展出版社.
- Dehejia, R.H. and Wahba, S. (2002) Propensity Score-Matching Methods for Nonexperimental Causal Studies, *Review of Economics and Statistics*, 84(1), 151-161.
- Deininger, K. and Binswanger, H. (2001) The Evolution of the World Bank's Land Policy, de Janvry, A., Gordillo, G., Platteau, J.P., and Sadoulet, E. (Eds.), *Access to Land, Rural Poverty, and Public Action*, Oxford University Press, 406-440.
- Deininger, K. and Jin, S. (2005) The Potential of Land Rental Markets in the Process of Economic Development: Evidence from China, *Journal of Development Economics*, 78(1), 241-270.
- Eswaran, M. and Kotwal, A. (1985) A Theory of Two-Tier Labor Markets in Agrarian Economies, *American Economic Review*, 75(1), 162-177.
- Feng, S. and Heerink, N. (2008) Are Farm Households' Land Renting and Migration Decisions Inter-Related in Rural China? *NJAS-Wageningen Journal of Life Sciences*, 55(4), 345-362.
- 郭文劍・徐才豐・朱錦春 (2012)「蘇州市農村土地株式合作模式研究及評價分析」中國集體經濟 (www.zgjttj.com).
- Ho, S.P.S. and Lin, G.C.S. (2003) Emerging Land Markets in Rural and Urban China: Policies and Practices, *China Quarterly*, 175, 681-707.
- 實劍久俊 (2012)「農地貸借市場の形成と農地利用の効率性」加藤弘之編著『中國長江デルタの都市化と産業集積』勁草書房, 280-302.
- Jin, S. and Deininger, K. (2009) Land Rental Markets in the Process of Rural Structural Transformation: Productivity and Equity Impacts from China, *Journal of Comparative Economics*, 37(4), 629-646.
- Kimura, S., Otsuka, K., Sonobe, T., and Rozelle, S. (2011) Efficiency of Land Allocation through Tenancy Markets: Evidence from China, *Economic Development and Cultural Change*, 59(3), 485-510.
- Kung, J.K. (2002) Off-Farm Labor Markets and the Emergence of Land Rental Markets in Rural China, *Journal of Comparative Economics*, 30(2), 395-414.
- 劉潤秋 (2012)『中國農村土地流轉制度研究』經濟管理出版社.
- Liu, S., Carter, M.R., and Yao, Y. (1998) Dimensions and Diversity of Property Rights in Rural China: Dilemmas on the Road to Further Reform, *World Development*, 26(10), 1789-1806.
- Lohmar, B. (2006) Feeling for Stones But Not Crossing the River: China's Rural Land Tenure After Twenty Years of Reform, *The Chinese Economy*, 39(4), 85-102.
- Macours, K., de Janvry, A., and Sadoulet, E. (2010) Insecurity of Property Rights and Social Matching in the Tenancy Market, *European Economic Review*, 54(7), 880-899.
- 倪鏡 (2012)「中國における農地流動化の最新動向—江蘇省の農地株式合作社に着目して」『JC 総研レポート』, Vol. 23, 50-56.
- Otsuka, K. (2007) Efficiency and Equity Effects of Land Markets, Evenson, R. and Pingali, P. (Eds.), *Handbook of Agricultural Economics Volume 3. Agricultural Development: Farmers, Farm Production and Farm Markets*, North-Holland, 2671-2703.
- Po, L. (2008) Redefining Rural Collectives in China: Land Conversion and the Emergence of Rural Shareholding Cooperatives, *Urban Studies*, 45(8), 1603-1623.
- Po, L. (2011) Property Rights Reforms and Changing Grassroots Governance in China's Urban-Rural Peripheries: The Case of Changping District in Beijing, *Urban Studies*, 48(3), 509-528.
- 生源寺眞一 (1998)『現代農業政策の経済分析』東京大学出版会.
- Skoufias, E. (1995) Household Resources, Transaction Costs, and Adjustment through Land Tenancy, *Land Economics*, 71(1), 42-56.
- Smith, J.A. and Todd, P.E. (2005) Does Matching Overcome LaLonde's Critique of Nonexperimental Estimators? *Journal of Econometrics*, 125(1-2), 305-353.
- 孫中華・羅漢亞・趙鯤 (2010)「閩與江蘇省農村土地股份合作社發展情況的調研報告」『農業經濟問題』, 第8期, 30-35.
- Swinen, J., Vranken, L., and Stanley, V. (2006) *Emerging Challenges of Land Rental Markets: A Review of Available Evidence for the European and Central Asia Region*, World Bank.
- 田畑保 (1994)「農地流動化の地域類型—農業の担い手の存在状況との関連で—」『農業総合研究』, 48(3), 39-82.
- Vidican, G. (2009) Assessing Land Reallocation Decisions during Transition in Romania, *Land Use Policy*, 26(4), 1080-1089.
- 王小映 (2003)「土地股份合作制的經濟學分析」『中國農村觀察』, 第6期, 31-39.
- 楊光 (2011)「全國土地流轉面積和流轉率同創新高」『農業市場信息』, 第1期, 24-26.

- Yao, Y. (2000) The Development of the Land Lease Market in Rural China, *Land Economics*, 76(2), 252-266.
- 俞炳強 (2011) 「中国蘇南地域における農地流動化と地方政府の役割—江蘇省常熟市の事例—」『2011 年度日本農業経済学会論文集』日本農業経済学会, 417-424.
- Zhang, Q.F., Ma, Q., and Xu, X. (2004) Development of Land Rental Markets in Rural Zhejiang: Growth of Off-Farm Jobs and Institution Building, *China Quarterly*, 180, 1050-1072.
- Zhang, Q.F. (2008) Retreat from Equality or Advance towards Efficiency? Land Markets and Inequality in Rural Zhejiang, *China Quarterly*, 195, 535-557.
- Zhang, W. and Makeham, J. (1992) Recent Developments in the Market for Rural Land Use in China, *Land Economics*, 68(2), 139-162.
- (2013 年 9 月 2 日受付, 2014 年 1 月 13 日受理)

要旨：中国における農地貸借市場の発展は、農業労働力の農外への流出によって、その端緒が開かれ、農地制度改革、とりわけ請負経営権の強化がそれを後押ししてきた。本稿ではこうした先行研究の主張を支持しながらも、農地の流動化を促す第3の要因として、貸借を仲介する組織の役割に注目した。実証分析の結果は、土地株式合作社が農地の流動化とその集積および農家以外の経営体の農業参入に、多大な貢献をなしていることを示唆している。合作社が貸借を仲介することで取引費用が節減され、流動化が急速に進行したのである。これは集団的土地所有という社会主義の遺制を実質的に無効にする制度の導入により、農民が躊躇なく利用権を譲渡する条件が整った結果にほかならない。

キーワード：中国農業、農地貸借、取引費用、土地株式合作社