

第2章 中国農民專業合作社のミクロ経済分析*

伊藤順一

1. はじめに

サプライ・チェーンとグローバル・ルールが世界の農産物取引を支配するなかで、途上国を中心として、農村生産者組織（rural producer organization）の役割に注目が集まっている（Key and Runsten 1999；Swinnen and Maertens 2007；World Bank 2007, 138-157）。元来 price-taker である農家は、圧倒的な規模を誇るアグリビジネスと市場の自由化に対抗できる手段を持ち得ない。そこで生産者団体を組織し、農民の経済的な利益を保護するとともに、自国農業の競争力を強化しようというのである（Hazell 2005）。この点については中国も例外ではない。現在、中国政府は農村改革の1つの柱として「農業産業化」を掲げているが、その新たな担い手と目されているのが農民專業合作組織なのである⁽¹⁾。「農業産業化」政策の目的は、効率的な生産・加工・流通システムを構築しながら、契約栽培や産地化を通じて、農業の付加価値を高め、農村経済を活性化させることにある（陳 2008, 65；寶劍 2008）。

一方、農民專業合作組織（以下、合作社あるいは合作組織と略称）とは、既存の農村社区合作經濟組織（集団經濟組織）、供銷合作社、農村信用合作社などとは異なり⁽²⁾、農民の発意や農業関連企業・地元政府のイニシアティブによって結成された互助的な經濟組織で、多くの一般農家と特定の作物に対して優れた生産技術を有し、リーダーとしての資質を備えた者から構成される（小林・劉・秦 2007, 60；白石 2007）。新型合作社の萌芽的な発展はすでに1980年代にみられるが⁽³⁾、中国政府は2007年に「農民專業合作社法」を施行し、合作組織の結成（以下、合作化）による農業再編の動きを加速させている。

中国の合作社が国内外で注目を集めている理由は、それが「三農問題」⁽⁴⁾の核心部分である都市・農村間の所得格差を是正し、農民の経済的地位の向上に資すると考えられているからである。農業生産力の拡大、食料自給率の現状維持といった状況下で露呈した「分散経営」の脆弱性を、生産者の組織化によって克服しようというのが合作社設立の狙いといえる⁽⁵⁾。価格交渉力、技術・資金へのアクセス、情報収集といった点で「分散経営」の弱点が露わになった原因は、集団經濟組織や供銷合作社、農村信用合作社の農家に対する支援が著しく不足していたからであるが、それが農民の自発性に基づく合作化を促した側面は否定できない（河原 2006；山下 2006；孫 2003；周 2004）。また既述のとおり、巨大アグリビジネスの存在と農産物取引の自由化が、合作社の設立を後押ししたと考えてよいであろう。

* 本稿は拙稿「PSM 法による農民專業合作組織の経済効果分析—中国江蘇省南京市スイカ合作社の事例研究」『アジア経済』第51巻第11号に第6節を加筆したものである。

今後の展開を展望する上で鍵となるのは、こうした取り組みの成果、すなわち合作化が農家経済に及ぼす影響である(張 2010)。「農民專業合作社法」はその第3条第2項で、「合作社は構成員に対するサービス提供を旨とし、構成員全体の共同利益を追求しなければならない」と述べている。また、中国の合作社に関する政策提言をまとめた World Bank (2006) のレポートは、自助原則 (self-help principle) に基づく組織運営と利益均霑の必要性に言及している。合作化の経済成果(合作化効果)については、小林・劉・秦(2007)が山東省で行った調査を事例として紹介しているが、それによると、社の構成員(社員)は非構成員(非社員)に比べ、所得水準、生産技術の面で格段に優れており、規模の零細性や情報・資金不足の問題をも克服している。また陳(2008, 127)は、全国的な傾向として、社員の純収入が非社員に比べて 10~40%ほど高いと述べている⁽⁶⁾。要するに、組織への参加は農家に経済的なメリットをもたらすというのである。

しかし、小林・劉・秦(2007)の論考でも指摘されているように、社員には経営者能力、モチベーション、経営規模などの面で共通した特徴があり、篤農家が合作社を組織している場合が多い⁽⁷⁾。その結果、社員と非社員の間における成果の単純な比較は、合作化の効果を過大に評価する危険性を孕んでいる。いいかえれば、単純比較はセレクション・バイアスを伴う。合作化の真の効果を正確に把握するためには、農家の属性をコントロールしつつ、入社の際にも配慮しなければならない。そこで本稿では、筆者が江蘇省南京市郊外の農村で独自に収集したデータを利用して、合作組織への参加が農家経済に及ぼす影響を評価した。分析の方法としては、Heckman (1979)が開発したパラメトリックな処理効果モデル (treatment effect model) が一般的であるが、本稿では、最近注目を集めているセミ・パラメトリックな PSM (Propensity Score Matching) 法を併用する⁽⁸⁾。

分析のもう一つの焦点は、合作社による契約農家の選別と入社をめぐる農家の意思決定についてである。中国農業部の最新統計によれば、2006 年時点で全国の合作組織は 15 万社を超え、社員は 3 千 5 百万人に迫るが、農民の加入率は 13.8%にとどまる。また、本研究の調査地となった江蘇省南京市周辺でも、加入率は高く見積もっても 20%前後にすぎない。もちろん、組織への参加状況は域内における合作社の有無にも関係するが、合作社のサービスが利用可能な地域においてすら、全戸加入からは程遠い状態にある。加入率が低い原因について Lingohr (2007, 914)は、「合作社が入社条件を定め、小規模農家の参加を制限し、大規模農家との契約を優先させているからである」と述べている。つまり、契約農業のトピックである「小農(小土地所有者)排除 (smallholder exclusion)」が、中国の合作組織でも観察されるのである⁽⁹⁾。一方、「参加者が少ない原因は、農民が人民公社に対して強い嫌悪感を抱いているからであり、彼らの心理的な抵抗を取り除くことなく、合作社の発展はあり得ない」という周(2004, 255)の指摘が正しければ、低加入率は農家の自己選択の結果でもある⁽¹⁰⁾。そこで本研究では、こうした指摘を仮説とみなした上で、参加・不参加に影響に及ぼす要因を特定化するとともに、合作社が小農を排除し、農民が合作組織への参加を躊躇する原因を実証的に明らかにする。

本稿の構成は以下のとおりである。第2節では処理効果分析の基本的な概念を示しなが

ら、サンプル・セレクション・モデル（sample selection model）と PSM 法を解説する。2 つのモデルの相違は selection on (un)observables に関する仮定にあり、後者は成果と選択変数に影響を及ぼす変数がすべて観察可能であることを前提とする。一般に処理効果分析とは、ミクロ・データを基礎とする政策評価のことを指す（北村 2009）。何を事業の成果とみなすかが分析のポイントとなるが、この点は第4節で詳述する。第3節の前半では調査地の概要を示しながら、本稿で取り上げる合作社の特徴を述べ、後半では農家サンプリングの方法を示した上で、社員・非社員の特性の相違を記述的に述べる。また本節では先行研究を参考にしながら、合作社が小規模農家の入社を制限する理由を探る。第4節でサンプル・セレクション・モデルと PSM 法の計測結果を示し、第5節で結論と政策的含意を述べる。最終節では残された課題を明らかにしながら、今後の研究テーマをスケッチする。

2. 処理効果分析の方法

(1) サンプル・セレクション・モデル

農家 i の成果 Y_i を以下のように定式化する（以下、Bratberg, Grasdahl, and Risa (2002), Heckman et al. (1998a), Heckman, Ichimura, and Todd (1998b)を参考にした）。

$$Y_i = X_i' \beta_X + \gamma_D D_i + \varepsilon_i = \begin{cases} Y_{i0} = X_i' \beta_X + \varepsilon_i & \text{if } D_i = 0 \\ Y_{i1} = X_i' \beta_X + \gamma_D + \varepsilon_i & \text{if } D_i = 1 \end{cases} \quad (1)$$

X_i は成果の説明変数、誤差項 ε_i は観察できない変数が Y_i に及ぼす影響を表しており、 X_i とは相関しないと仮定する。 $D_i = 0$ は非社員を、 $D_i = 1$ は社員を意味する。いま合作組織に参加している社員が、仮に組織に参加しなかった場合の成果の期待値を $E[Y_0 | D=1]$ で表せば、社員を基準とする入社の平均処理効果（ATT: Average Treatment Effect on the Treated）は、

$$ATT = E[Y_1 | D=1] - E[Y_0 | D=1] \quad (2)$$

と表される。同じ主体（農家）について、合作組織に参加した場合と参加しなかった場合の成果を比較し、その期待値をとれば、属性をコントロールすることなく、平均処理効果（組織参加から得るメリットの期待値）を計算できる。しかし、農家にとって参加・不参加は択一的であるから、(2)式右辺の両者を同時に観察することはできず、社員にとって $E[Y_0 | D=1]$ は、仮想的な状況における成果の期待値となる。一方、ATT' として、

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

を定義する。ATT'は社員と非社員の成果の期待値の差であるが、 $ATT = ATT'$ であれば、合作化の効果（ γ_D ）は(1)式の OLS 推定によって与えられる。これは control function による処理効果分析と呼ばれている。やや詳しく説明しよう。いま

$$B \equiv ATT' - ATT = E[\varepsilon_i | D = 1] - E[\varepsilon_i | D = 0]$$

であるが、農家の合作組織への参加・不参加がランダムに決まっていれば、 ε と D は相関せず、 $B = 0$ が成立する（つまり $ATT = ATT'$ が成立する）。一方、 ε が D と相関していれば $B \neq 0$ となり、control function による処理効果（合作化効果）の推定値はバイアス（selection bias）を持つ。つまり、(1)式の誤差項 ε_i に含まれる観察不可能な変数の存在がバイアスの原因となるのである。

以上の説明に明らかなとおり、処理効果を正確に計測するためには、入社（プログラムへの参加）の経緯を考慮する必要がある。合作社が入社条件を設けず、社員と非社員がランダムに選抜されていれば、比較的簡単な手続きにより合作化の効果を推定できる。反対に、合作社が一部の農家の入社を制限するか、あるいは特定の農家が何らかの理由により入社を躊躇していれば、control function の OLS 推定値はバイアスを持つ。

誤差項 ε と選択変数 D の相関は、入社・非入社の選択が内生的に決まっていることを意味する。そこで選択変数を

$$D_i^* = \mathbf{Z}_i' \boldsymbol{\beta}_Z + u_i \quad D_i = 1 \text{ if } D_i^* > 0, \quad 0 \text{ otherwise} \quad (3)$$

と定式化する。 D^* は潜在（latent）変数、 $\mathbf{Z}$ は入社・非入社に影響を及ぼす変数を表す。通常 ε と u は bivariate な正規分布に従うと仮定する。すなわち、

$$\begin{pmatrix} \varepsilon \\ u \end{pmatrix} \sim N \left(\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \sigma^2 & \rho\sigma \\ \rho\sigma & 1 \end{pmatrix} \right) \quad (4)$$

である。(4)式の下で、最尤法あるいは操作変数法を(1)、(3)式に適用すれば、バイアスのない推定値が得られ⁽¹¹⁾、社員の成果の期待値は、

$$E[Y | \mathbf{X}, D = 1] = \mathbf{X}' \boldsymbol{\beta}_X + \gamma_D + \rho\sigma \lambda(\mathbf{Z}' \boldsymbol{\beta}_Z) \quad (5)$$

となる。ここで、 $\lambda(\mathbf{Z}' \boldsymbol{\beta}_Z) = \phi(\mathbf{Z}' \boldsymbol{\beta}_Z) / \Phi(\mathbf{Z}' \boldsymbol{\beta}_Z)$ は逆ミルズ比（inverse Mill's ratio）を表し、正規密度関数、正規分布関数の比率である。さらに、社員・非社員の成果の期待値の差は、

$$E[Y | \mathbf{X}, D = 1] - E[Y | \mathbf{X}, D = 0] = \gamma_D + \rho\sigma \frac{\phi(\mathbf{Z}' \boldsymbol{\beta}_Z)}{\Phi(\mathbf{Z}' \boldsymbol{\beta}_Z)[1 - \Phi(\mathbf{Z}' \boldsymbol{\beta}_Z)]}$$

で与えられる。選択変数の内生性を考慮しなければ、OLS 推定は上式の右辺を処理効果とみなすから、バイアスは、

$$B = \rho\sigma \frac{\phi(\mathbf{Z}'\boldsymbol{\beta}_Z)}{\Phi(\mathbf{Z}'\boldsymbol{\beta}_Z)[1-\Phi(\mathbf{Z}'\boldsymbol{\beta}_Z)]}$$

で表され、 $\rho > (<) 0$ であれば、 $E[Y | \mathbf{X}, D=1] - E[Y | \mathbf{X}, D=0] > (<) \gamma_D$ を得る。つまり、入社選択が内生変数であるにもかかわらず、(1)式を OLS で推計すれば、処理効果は過大（過小）に評価される（Winkelmann and Boes 2006, 242）。パラメータ推定の際、(3)式の説明変数が問題となるが、この点については exclusion restrictions と呼ばれる制約に従うことが定説となっている。つまり、 D には影響を及ぼすが、 Y とは独立な操作変数少なくとも 1 つを $\mathbf{X}$ に追加し、それを $\mathbf{Z}$ とすればよい（Cameron and Trivedi 2005, 551）。

（２） PSM（Propensity Score Matching）法による処理効果の測定

PSM とは Rosenbaum and Rubin (1983) によって提唱された処理効果分析の 1 つで、前項のパラメトリック推定を代替する。PSM 法のメリットは、成果の関数型や誤差項に特定の仮定を置くことなく処理効果を計測できる点にある。PSM 法では、セレクション（プログラムへの参加・不参加）に関してランダムイズ（randomized）された状況を作り出し、処理群（treatment group）と対照群（control group）の成果を比較するのである（Dehejia and Wahba 2002）。

ランダムイズされた状況下では、次式が成立する。

$$Y_0 \perp D | \mathbf{W} \tag{6}$$

$\mathbf{W}$ は選択と成果に影響を及ぼす変数を表す。(6)式は条件付独立性の仮定 (CIA: Conditional Independence Assumption) と呼ばれる⁽¹²⁾。すでに述べたように、CIA が満たされる状況下では、 $ATT = ATT'$ が成り立つから、処理効果は、

$$ATT = E[Y_1 | D=1, \mathbf{W}] - E[Y_0 | D=0, \mathbf{W}]$$

で与えられる。後述するように、PSM 法では $\mathbf{W}$ 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。ところが、 $\mathbf{W}$ には通常多くの変数が含まれるから、その近似性をどのように確保するかが課題となる。いわゆる curse of dimensionality の問題であるが、この解決方法として考案されたのが、傾向スコア (propensity score) であり、それはプログラムへの条件付参加確率として、以下のように定義される。

$$p(\mathbf{W}) = \Pr(D=1 | \mathbf{W})$$

Rosenbaum and Rubin (1983) によれば、

$$Y_0 \perp D \mid p(W)$$

であれば(6)式が成立し、傾向スコアが同じ主体（農家）は、参加・不参加（社員・非社員）に関係なく、同じ属性（ W ）を持つとみなせる。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 (matching) が可能となり、特定の傾向スコアに関する処理効果が次式で与えられる。

$$ATT_{p(W)} = E[Y_1 \mid D=1, p(W)] - E[Y_0 \mid D=0, p(W)]$$

さらに $p(W)$ に関して $ATT_{p(W)}$ の期待値をとれば、平均処理効果が計算できる。すなわち、

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

である。多くの先行研究が指摘するように、処理効果の計測にバイアスを紛れ込ませないためには、**selection on unobservables** が生じないように、成果と選択変数に影響する変数を漏れなく採択する必要がある（変数に漏れがあれば、CIA が満たされない）。

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オーバーラップする範囲内で ATT を計測するというものである。傾向スコアはプログラムへの参加確率であるから、通常、処理群の傾向スコアは対照群のそれよりも相対的に高い。したがって、傾向スコアが大きな領域では、処理群とマッチングされる対照群が少なく、傾向スコアが小さな領域では、対照群とマッチングされる処理群が少ない。傾向スコアがオーバーラップしない範囲内に存在する観察値を、処理効果の計測から除外するというのが CS の内容である。

PSM 法による処理効果の一般型は、

$$ATT = \frac{1}{N_T} \sum_{i \in I_1 \cap S_p} \left[Y_{i1} - \sum_{j \in I_0} w(i, j) Y_{j0} \right]$$

で表される (Smith and Todd 2005)。ここで I_1 は処理群の集合、 I_0 は対照群の集合、 S_p は CS を満たす範囲、 N_T は CS を満たす処理群のサンプル・サイズ、 $w(i, j)$ はマッチング・ウェイトを表す ($\sum w(i, j) = 1$)。 Y_{i1} は傾向スコアが特定の範囲内（たとえば、 $[0.2, 0.3]$ ）にある処理群の成果、 $\sum w(i, j) Y_{j0}$ は傾向スコアが上と同じ範囲内にある対照群の成果の加重平均であり、この差が範囲 i の処理効果となる。この値を CS を満たす全領域について平均すると、平均処理効果が得られる。

ウェイト $w(i, j)$ の付け方により、マッチングはヴァリエーションを持つ。具体的には最近隣マッチング (nearest-neighbor matching)、層化マッチング (stratification matching)、半

径マッチング (radius matching), カーネル・マッチング (kernel matching), 局所的線型回帰 (LLR: Local Linear Regression) マッチングなどである (北村 2009; Smith and Todd 2005)。どの方法を選択すべきかについては, BP, サンプル・サイズ, データの質に依存するから, 一概にはいえないが (Mueser, Troske, and Gorislawsky 2007, 766) ⁽¹³⁾, 本稿の実証分析では, マッチング・ウエイトに制約が少ないカーネル法と LLR 法を用いる。2 つとも最近開発された手法であるが, 対照群の成果が処理群の成果の周辺を非対称的に分布している場合, カーネル・マッチング法よりも LLR 法が適しているといわれている (Smith and Todd 2005, 317)。

3. 調査結果の概要

(1) 調査地と合作社の概要

本稿の実証分析は, 筆者が中国江蘇省南京市横溪 (Hengxi) 鎮で独自に収集したデータを用いて行う。横溪鎮は市中心部から南に 28km の地点に位置する農村で, 24 の村民委員会からなる。2008 年現在, 戸籍人口 (都市戸籍あるいは農村戸籍に登録されている人口) は 7 万 4023 人, うち都市人口は 1 万 315 人, 農業就業人口は 1 万 4534 人, 総面積は 215km², 耕地面積は 7824 ヘクタールである。鎮の GDP は 9 億 6729 万元, 内農業の GDP は 2 億 4525 万元, 農民 1 人当たりの純収入は 9186 元であるが, これは同年の南京市平均を 15% 程度上回っている。スイカ, 水稻, 油菜が当地の主要農産物である。

鎮政府の説明によれば, 鎮内には 21 の合作社が存在し, 売上高の合計は 1 億 2490 万元に達する。合作社への加入率は周辺の郷鎮よりも高いが, 高々 20% 程度にすぎず, 将来的にも全戸加入には至らないと予測されている。筆者のインタビューに対し, 鎮政府の会計担当者は, 「社員と非社員の間には 1 戸当たり平均 700 元の所得格差があるが, 両者の間に顕著な属性の違いは存在しない」と述べている。担当者の話は合作組織への参加・不参加がランダムに決まっていることを示唆するが, もちろんこれは実証によって検証されるべき問題である。

筆者は 2009 年 3 月に南京市政府の許可を得て, 当地で調査票を用いての聞き取り調査を行った。調査の対象となったのは, 当地の名産品であるスイカを扱う合作社と生産農家である。本合作社は 2000 年に創設され, 2006 年に工商行政管理局で正式な登記をすませ, 法人格を取得している。合作社の社員は 2300 人, 売上高は 7 千万元を越える。資本金は 1 千万元で, その内訳としては団体出資が 1 万元, 残りが個人出資である (社員は入社の際, 100 元の株式を購入することになっている)。今後, 社員の増加を見込んでいるが, 非社員に対して入社の勧誘は行わないとのことである。

旧来型も含め合作組織の形態は多岐にわたるが, 青柳(2007)の整理によれば, 農民專業合作社は, ①郷村集団企業型, ②供銷社系列型, ③企業インテグレーション型, ④個人企業型, ⑤協同組合理型に分類される。調査対象となった合作社は, 現在の合作社の理事長が

1999年に設立した農産物販売会社を前身とする。当時、農家との契約を円滑に進めるために、販売会社が合作社を設立し、170戸の農家と契約栽培を開始したのである。郷村集団企業や供銷社との関係は希薄であり、③の「企業インテグレーション型」のように郷鎮企業や国営企業の原料農産物生産の下請けを行っているわけでもない。本合作社の発展は、一企業家の強力な牽引力に依るところが大きく、形態としては④の「個人企業型」に分類されると考えてよい⁽¹⁴⁾。青柳(2007)によれば、合作社の発展にとって地方政府の支援や保護が不可欠であり、現状で最も代表的な事業形態は、地域政府によって先導された①の「郷村集団企業型」であるという。ただし、それを裏付けるような統計や資料は存在しない。

鎮の合作社売上高の6割近くを本合作社が占めることから明らかなように、組織の規模は近隣の合作社と比べて格段に大きい。實劔(2008)によれば、合作社の中には事業実績のまったくない有名無実の組織が少なくなく、むしろそのような合作社の方が数の上では支配的である。筆者はそのことを承知の上で、実績のある合作社を調査の対象とした。したがって、代表的な事例とは言いがたいが、同じ作物を栽培する社員と非社員が同一鎮内に多数存在することを理由として、本合作社を調査の対象とした。

合作社の事業内容としては、社員に対する技術サポート、農産物の共同販売、生産資材の共同購入、信用の連帯保証、土地改良投資の補助、個別農家の規模拡大、卸売市場の開設、種苗の需給に関する情報提供などがある⁽¹⁵⁾。一方、農家の機械購入援助、生産資材専門店の開設、農業保険事業などは行っていない。一般に、農家側からみた契約農業の1つのメリットとして、掛買いによる短期の信用供与があるが、本合作社ではそのような取引も行われていない。合作社の幹部が合作化の利点として挙げていたのは、ブランドの形成、市場（価格）交渉力の強化、資材の共同・安価購入、政府補助金の獲得、品種・規格の統一、新品種・技術の普及などである。

本合作社は、スイカのビニール・ハウス栽培面積が3ムー（1ムー＝15分の1ヘクタール）以上であることを入社条件に定めている。横溪鎮で栽培されているスイカは、もっぱら贈答用の高級品であり、品質管理のためにハウス栽培を社員に課しているのである。江蘇省南部の農村で筆者が見聞した限りでは、ほとんどの合作社が小規模経営農家の入社を制限しているが、本事例に関していえば、経営面積のみならず栽培用の施設が入社の要件となっている。合作社が小規模農家の入社を制限する理由であるが、1つは取引費用の節減が考えられる。社員の選別（スクリーニング）や監視、契約の執行などに要する費用が農家の経営規模と無関係であれば、合作社は大規模農家との契約を優先させるはずである。実際に、本合作社の理事長は、「鎮内のスイカ栽培農家は数千戸に及び、とくに小規模農家との契約は取引コストの面で不利である」と述べている。

小農を排除するもう1つの理由は、農家のリスク態度に関係する。社員に対する様々な優遇措置はモラル・ハザードを助長する可能性を伴うが、この問題はリスクの一部を彼らに負担させることで部分的に解決する。既述のとおり、ビニール・ハウスの設置が入社の条件となっているが、このような財の転用は困難であるから、施設建設に伴うリスクは農家側が負うことになる。一方、スイカの取引価格が栽培開始前に決まっていれば、合作社

は価格リスクから農家を保護する代わりに、リスク・プレミアムを獲得することができる。この場合、よりリスク回避的な農家と契約した方が、合作社にとっては有利となる (Key and Runsten 1999)。ところが本事例では、生産物価格が収穫後に提示されるため、合作社はリスク負担能力の高い農家との契約を優先させると考えられる。通常、リスク態度は保有する資産額と相関するが、後掲第2表および第5表に示すとおり、本サンプルに関していえば、社員の方が資産額は多く、リスク負担能力も高い。こうした事実は、入社制限がリスク負担能力の低い農家の排除を目的としていることと矛盾しない⁽¹⁶⁾。

合作社と社員の契約期間は1年で、契約内容は、品種、栽培期間、出荷時期、出荷量、買付価格、肥料・農薬の種類と使用方法と広範囲に及ぶ。合作社が農家に提示する買付価格は、市場価格よりも平均して20%程度高いが、集荷したスイカの品質・重量に応じて買付価格が決められており、これが農家の品質改善に向けての強力なインセンティブとなっている。なお、合作社はスイカの糖度、色、鮮度、重量等を勘案しながら等級付け（1～3級）を行い、最上級のスイカだけを農家から買い取る。最上級品以外は、農家が自らの手で販売しなければならない。合作社は契約不履行農家に対して、契約解除という厳しい罰則を設けている。また、契約を遵守させるために、農民教育を実施するとともに、営農サービスを強化している。合作社の資金（内部留保）で、各種研修、新品種・技術の提供、販売ネットワークの拡張を行っているほか、村民委員会と協議しながら農地の効率的な利用を図っている。

（2） サンプルングの方法と調査農家の概要

調査対象となったのは、合作社の社員（処理群）160戸と、合作組織に参加していない158戸の農家（対照群）である。処理効果分析では、とくに対照群の標本をどのような基準によって選抜し、彼らに対してどのような調査を実施するのが問題となる。スイカ栽培農家であることが第一義的な基準であるが、一般的には、社員と非社員が同じ市場にアクセスし、同じ調査項目について回答することが望ましいとされている (Heckman et al. 1998a; Smith and Todd 2005)。横溪鎮はスイカの一大産地であり、そこに社員と非社員が混住しているから、市場へのアクセスに差異はない。また、両群の農家は基本的に同じ質問項目に回答している。

農家サンプルングの方法であるが、まず横溪鎮内の24の村民委員会から、スイカ栽培がとくに盛んな3つの村（雲台村、新揚村、許呈村）を抽出し、次いで層化抽出法 (stratified sampling) により、それぞれの村から100戸程度の農家を無作為に選び出した。社員については合作社から提示された社員名簿からランダムに抽出し、非社員については村民委員会から提示された村民名簿の中から、合作組織に参加していないスイカ栽培農家をランダムに抽出した。なお、傾向スコアの説明変数はすべて入社以前の状態を表していなければならない。そこで、農家属性に関する質問項目では、入社直前年（非社員については2005年）の情報を収集した。ただし、社員については2006年以前に入社した農家もサンプルに

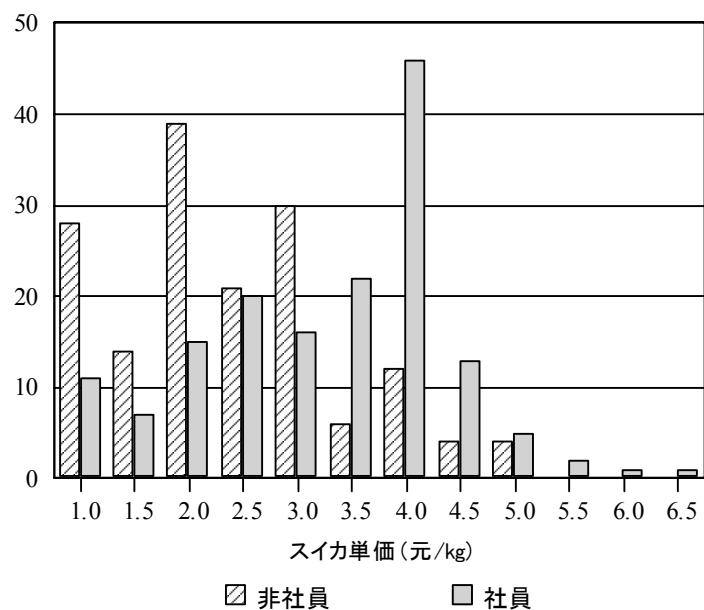
第1表 スイカの出荷状況と経営問題の自己評価

	社員	非社員	差の <i>t</i> 値
標本数	160	158	
出荷割合 (%)			
合作社	35.4	0.6	—
自家卸	13.1	12.0	—
自家小売	51.5	87.3	—
合計	100	100	—
平均売渡価格 (元/kg)	3.1	2.2	7.01
合作社	3.6	3.4	—
自家卸	2.0	2.3	—
自家小売	3.0	2.3	—
経営問題と認識する農家割合 (%)			
販路の確保 (販売難)	27.5	49.4	-4.10
技術情報の不足	8.8	16.5	-2.08
資金不足	8.1	8.9	-0.23
資材価格の高騰	84.4	90.5	-1.65
農産物の低価格	38.1	46.2	-1.46
生産の不安定性	10.0	13.9	-1.08

注. 売渡価格は販売量による加重平均値である。

含まれているため、入社直前の年次を統一することはできなかった。

第1表はスイカの出荷状況（販売方法と平均売渡価格）と経営問題に関する農家の認識を社員と非社員で比較したものである。合作社が全量買付を行っていないため、社員であっても「自家小売」が出荷量の過半（51.5%）を占める。「自家小売」とは主に幹線道路沿いに設けられた直売所での販売を意味する。一方、非社員の「自家小売」の割合は87.3%に達する。量としては少ないが、合作社は非社員からも集荷している。本事例に限らず中国では、非構成員が合作社からサービスを受ける場合があり、これを「帶動」と呼んでいる。「平均売渡価格」は社員で3.1 元/kg、非社員2.2 元/kgであり、有意差が存在する。出荷先別にみると、合作社への売渡単価が最も高く3.4～3.6 元/kg、次いで「自家小売」（社員で3.0 元/kg、非社員で2.3 元/kg）と続き、「自家卸」価格が最も低い（社員で2.0 元/kg、非社員で2.3 元/kg）。第1図はスイカ単価（販売収入を生産重量で除した値）のヒストグラムを社員・非社員別に示したものである。非社員に比べて社員の分布は右方に偏っており、社員の最頻値が4.0～4.5 元/kgであるのに対し、非社員の最頻値は2.0～2.5 元/kgである。ただし、単価の分散は社員でも大きく、有利販売の恩恵がすべての入社農家に及んでいるわけではないことを示している。



第1図 スイカ単価のヒストグラム

「経営問題と認識する農家割合」については、すべての項目で非社員の数字が社員の数字を上回っている。とくに、「販路の確保（販売難）」、「技術情報の不足」については、両者の間に有意差がある。これは合作社が社員に対してスイカの販路を保証し、技術サポートを行っているという事実と矛盾しない。「資金不足」を訴える農家の割合は社員で8.1%、非社員で8.9%と、きわめて低く、反対に、ほとんどの農家（社員で84.4%、非社員で90.5%）が「資材価格の高騰」を深刻な経営問題と捉えている。「農産物の低価格」を挙げた農家は4～5割に達するが、「生産の不安定性」を挙げた農家は少なく、社員と非社員の間に有意差はない。

第2表は世帯属性を社員・非社員で比較した結果である。後述するように、この中のいくつかが選択変数（*D*）の説明変数として用いられる。「世帯員数」、「世帯主の年齢・学歴」、「世帯主のスイカ栽培経験年数」、「自宅から鎮庁までの距離」については、社員・非社員の間に大きな差異は認められない（ただし、「世帯主の年齢」については有意差があり、社員世帯主の方が若い）。「新技術・新品種の導入」とは、新しい技術・品種の導入に関し、自身の態度を積極的と評価する場合を1、そうでないと評価する場合を0とする回答の平均値である。社員の平均値が0.96であるのに対し、非社員の数字は0.76であり、有意差が存在する。「情報ソース数」とは、市況に関する情報源の合計であり、具体的な選択肢としては「市場」、「仲買人」、「近隣住民あるいは親戚・友人」、「村幹部」、「農業技術部門の幹部」、「放送、テレビ、新聞・雑誌」、「その他」の7つである（複数回答可）。非社員に比べ、社員の方が情報源は若干多いが有意差はない。「市況把握度」とは、世帯主の自己評価であり、値が高いほどスイカの市況をよく把握・理解していることを意味する。これについては社員の方が理解度は高く、有意差が存在する。

第2表 世帯属性に関する記述統計

	社員			非社員			差の
	N	平均	標準偏差	N	平均	標準偏差	t検定量
同居世帯員数（人）	160	3.89	1.44	158	3.70	1.40	1.16
世帯主の年齢（年）	160	53.3	8.48	158	55.4	7.63	-2.35
世帯主の学歴	160	3.03	1.64	158	2.75	1.62	1.49
世帯主のスイカ栽培経験年数（年）	160	20.4	11.7	158	19.0	8.1	1.29
自宅から鎮庁までの距離（km）	160	3.23	1.60	158	3.33	1.52	-0.57
新技術・新品種の導入	160	0.96	0.19	157	0.76	0.43	5.50
情報ソース数	160	2.02	0.89	158	1.88	1.10	1.25
市況把握度	160	2.95	1.35	158	2.53	1.15	3.01
村民大会・選挙への参加	160	2.76	0.52	158	2.56	0.60	3.15
リスク態度	160	2.73	1.79	158	2.23	1.67	2.56
2000～2005年の間に借金をした	160	0.49	0.50	158	0.47	0.50	0.34
同期間の借入金残高（元）	160	7025	14390	158	7157	13712	-0.08
人民公社の印象	160	0.01	0.08	158	0.23	0.42	-6.55
新旧合作社の区別	160	0.94	0.24	158	0.66	0.48	6.60
周辺農家の入社状況	156	5.17	2.31	129	1.13	1.72	16.42
2005年のスイカ栽培面積（ムー）	160	4.16	1.63	157	3.14	1.86	5.22
2008年のスイカ栽培面積（ムー）	159	4.65	2.60	158	3.57	1.69	4.36
2005年の耕地面積（ムー）	160	7.21	3.54	158	6.46	3.50	1.91
2008年の耕地面積（ムー）	160	7.53	4.48	158	6.95	9.42	0.71
2005年の圃場分散度	160	0.69	0.18	158	0.65	0.19	1.85
2008年の圃場分散度	160	0.69	0.19	158	0.64	0.20	1.89
2008年 農業労働日数（日）	160	525	194	158	490	155	1.76
スイカ栽培労働日数（日）	160	288	134	158	275	107	0.96
非農業労働日数（日）	160	392	340	158	410	327	-0.48

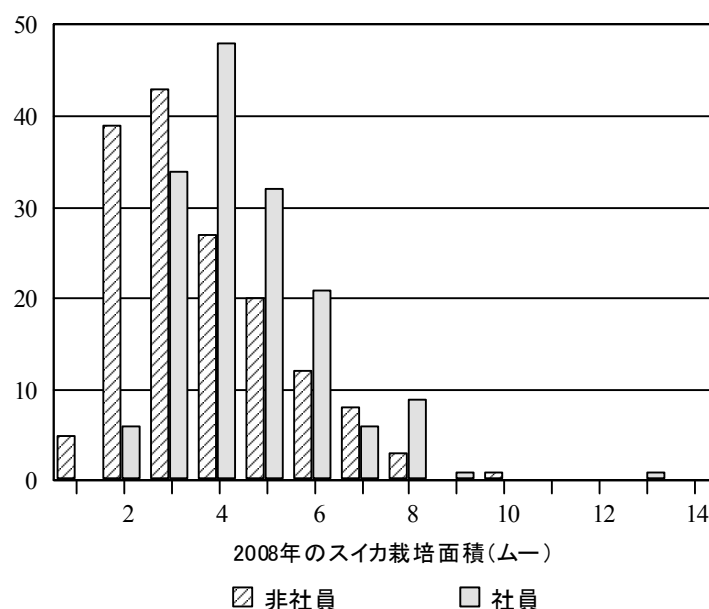
注. Nは観察数を意味する。世帯主の学歴は、1. 教育歴なし 2. 小学校卒 3. 中等専門学校卒 4. 中等学校卒
5. 職業高校卒 6. 高校卒の選択肢番号の平均値である。

「村民大会・選挙への参加」（値が大きいほど積極的）については、非社員よりも社員の方が積極的で有意差がある。「リスク態度」については、序数的な5段階で評価されており、値が大きいほどリスク愛好的であることを意味する⁽¹⁷⁾。明らかに社員の方がリスク愛好的である。「2000～2005年の間に借金をした」農家は154戸に達するが、農家割合でみると、社員で49%、非社員で47%と大差なく、「同期間の借入金残高（最高額）」についても両者の間に有意差は認められない。表にはないが、資金の借入先としては、友人・親戚、

農村信用合作社と回答した農家がそれぞれ 125 戸と 32 戸、村団体（集体）、民間の高利貸しと答えた農家がそれぞれ 1 戸であった。また、信用（credit）が制限されていると回答した農家（資金の借入を断られた農家あるいは借入額が十分ではなかった農家）は、318 戸中 9 戸にすぎない。2007 年中国共産党第 17 期 3 中全会の「決定」では、合作社による信用事業が許可されたが、本事例では、ほとんどの農民が資金不足を問題としておらず、既述のとおり、合作社も信用事業を行っていない。

「人民公社の印象」とは、人民公社に対する印象が入社（非入社）の決断に影響したか否か（影響した＝1，しなかった＝0）に対する回答の結果である。表に示すとおり、非社員の方が強い影響を受けているが、この点は後述する。「新旧合作社の区別」とは、初級・高級合作社と現在の合作社の相違を入社時に理解していた場合を 1，そうでない場合を 0 とする回答の結果である（非社員については 2005 年時点での自己評価）。周知のとおり、初級・高級合作社とは、人民公社の前身として 1950 年代に結成された生産組織のことで、前者は自然村を単位とする労働力を集団化した組織、後者は行政村を単位とする「集団所有、集団労働、統一経営、統一分配を明確にした社会主義的組織」である（天児 1999, 40）。表に示すとおり、ほとんどの社員は両者の相違を理解しているが（実数としては 160 戸中 150 戸が区別できると回答）、非社員で理解していた農家の割合は 66%にとどまる。

「周辺農家の入社状況」とは、入社（非入社）決定時における周辺農家 10 戸の入社状況（戸数）を尋ねた結果である。スコアは社員で 5.17，非社員で 1.13 と、2 群の間には大きな開きがある。「スイカ栽培面積」，「耕地面積」ともに社員の方が非社員に比べて大きく、



第2図 スイカ栽培面積のヒストグラム

注. 栽培面積 30 μの社員 1 戸が図からは除かれている。

とくに「スイカ栽培面積」に関する差の t 検定量は、5.22（2005 年）と 4.36（2008 年）と非常に高い。「圃場の分散度（Simpson index）」も社員の方が大きい⁽¹⁸⁾。第 2 図は 2008 年におけるスイカ栽培面積のヒストグラムを社員・非社員別に示したものである。第 1 図に示したスイカ単価と同様に、非社員に比べて社員の分布は右方に偏っており、社員の最頻値が 4.0～4.5 ムーであるのに対し、非社員の最頻値は 2.4～3.0 ムーである⁽¹⁹⁾。「農業労働日数」および「スイカ栽培労働日数」についても社員の方が多く、前者に関しては差の t 検定量も高い。一方、「非農業労働日数」については非社員の方が多い（ただし t 値は低く、有意差はない）。いずれにせよ、多くの世帯属性について社員と非社員の間に差異があるという事実は、合作組織への参加・不参加がランダムではなかったことを強く示唆している。

最後に、合作組織に参加していない農家（158 戸）の特性に触れておこう。まず不参加の理由について最も多かったのが「入社的心思がない（入社を希望しない）」の 75 戸、次いで多かったのが「合作社の存在を知らなかった」の 34 戸、「入社条件を満たしていない」の 29 戸と続き、「入社したいが紹介者が不在」と「入社方法が分からない」の合計が 18 戸であった⁽²⁰⁾。75 戸の内、54 戸については、スイカの栽培面積が入社条件を満たしていながら、自らの意思で入社を拒否しており、残りの 21 戸については入社条件を満たしていない。また、組織不参加の決定に「人民公社の印象が影響した」あるいは「新旧合作社の相違を理解していなかった」と回答した農家は 75 戸中 57 戸にのぼり、そうした農家が概して経営規模が小さい⁽²¹⁾。一方、入社を希望しながら、入社を果たしていない農家が 83 戸あり、その内 30 戸についてはスイカの栽培面積が入社条件を満たしていない。要するに、農家が合作組織に参加しない理由は多様であり、合作社側の要因と農家の内的要因（自己選択）によるものに分類され、後者については、人民公社に対する嫌悪感や現在の合作社に対する無理解が影響している場合が多い。なお、退社した農家は 4 戸あり、その理由として農外就業の機会を得たことを挙げている。

4. 処理効果の推定結果

（1） パラメトリック・モデル

ミクロ（農家）・レベルにおけるスイカ栽培の生産関数を $Q = F(M, L, K, S)$ で定義する。 M , L , K , S は、それぞれ中間投入財、スイカ栽培労働日数、家屋以外の資産（自動車、建物、農機具）価額⁽²²⁾、スイカ栽培面積を表す。短期において中間投入財以外は固定的生産要素であり、農家はこの生産関数を技術的な制約条件として、所得（短期利潤）の極大化を図ると仮定する。極大化条件から所得関数が定義されるが、生産関数をコブ＝ダグラス（Cobb-Douglas）型で特定化すると、所得関数を労働日数で除したものが以下のように定式化される。

$$\pi = A' \exp(\gamma_D' D) P^\alpha w^{-\frac{\alpha-1}{\alpha}} \left(\frac{K}{L}\right)^{\frac{\gamma}{\alpha}} \left(\frac{S}{L}\right)^{\frac{\delta}{\alpha}} L^{\frac{b}{\alpha}} = A \exp(\gamma_D D) P^\alpha \left(\frac{K}{L}\right)^{\frac{\gamma}{\alpha}} \left(\frac{S}{L}\right)^{\frac{\delta}{\alpha}} L^{\frac{b}{\alpha}}$$

P は生産物（スイカ）価格、 w は中間投入財価格、 D は社員ダミー（選択変数）である。 $1-\alpha$ 、 γ 、 δ はそれぞれ、中間投入財、資本（家屋以外の資産）、農地（スイカ栽培面積）の生産弾力性を表す。また $b = -\alpha + \beta + \gamma + \delta$ （ β は労働の生産弾力性）であるから、帰無仮説： $b = 0$ が棄却されなければ、生産関数は1次同次となる。以下ではこの π （労働日数1日当たりの所得）を合作化の成果の指標とみなす。Key and Runsten (1999), Singh (2002)などによれば、契約農業の効果としては、他にも雇用機会の創出、農民の信用(credit)へのアクセス、インフラの整備、地域市場の発展などが挙げられるが、冒頭で述べたように、合作社設立の主な目的が農民の経済的地位の向上にあるという事実に鑑み、以下ではスイカ栽培所得を成果の指標とみなす。なお本稿では、計量経済学の用語である「処理効果」と合作化効果を同じ意味で用いる。

合作社は社員に対して生産資材を廉価販売しているから、 w の π に及ぼす影響は社員ダミーに吸収されると考えてよい。同様に、農家のスイカ売渡価格が合作社への参加状況に完全に依存していれば、 P の影響も社員ダミーに吸収されると考えられる。しかし、第3節で述べたように、有利販売の恩恵がすべての社員に及んでいるわけではなく、高い売渡価格は経営努力の反映でもある。したがって、社員・非社員の間にみられる価格差をすべて合作化効果とみなすことはできない。この点は推計式にヴァリエーションを持たせることで対処する。なお、合作社が社員に提供している技術サポート・新品種の導入といった実物的な効果は、社員ダミーにより説明されると仮定する。

(1)式に対応する推計式は、

$$\ln \pi = \ln A + \frac{1}{\alpha} \left[\ln P + \gamma \ln \left(\frac{K}{L} \right) + \delta \ln \left(\frac{S}{L} \right) + b \ln L \right] + \gamma_D D + \varepsilon \quad (7)$$

であるが、「世帯主の年齢」、「世帯主の年齢²」、「世帯主の学歴」、「自宅から鎮庁までの距離」、「新技術・新品種の導入」、「情報ソース数」、「村民大会・選挙への参加」、「リスク態度」を説明変数に追加した⁽²³⁾。Iで述べたように、(7)式の「社員ダミー(D)」は内生変数の可能性があるが、その説明変数は D を除く(7)式の説明変数に操作変数を加えたものとなる。操作変数の候補としては、「人民公社の印象(Z_1)」と「周辺農家の入社状況(Z_2)」とした。既述のとおり、操作変数は入社（非入社）の決定には影響するが、成果(π)と関連してはならない。なお、第2表に示すとおり、「周辺農家の入社状況」の回答率が非社員について極端に低いため、この操作変数を用いた推計結果はバイアスを持つ可能性がある。(5)式の λ （あるいは ρ ）の推定値が統計的にゼロと有意差を持てば、サンプル・セレクション・モデル（ D を内生変数とするモデル）には意味があり、有意でなければ通常のOLS推定を用いればよい。

第3表 パラメトリック・モデルの推計結果

	(a) OLS	(b) ML	(c) GMM	(d) ML	(e) GMM
ln (所得/労働日数)					
世帯主の年齢	-6.753** (2.13)	-5.631* (1.74)	-7.436*** (2.84)	-6.426 (1.25)	-7.400 (1.60)
世帯主の年齢 ²	6.800** (2.27)	5.677* (1.85)	7.388*** (2.97)	5.301 (1.09)	6.156 (1.36)
世帯主の学歴	0.001 (0.05)	0.001 (0.03)	-0.010 (-0.46)	0.041 (1.30)	0.028 (0.82)
自宅から鎮庁までの距離	0.025 (1.39)	0.027 (1.45)	0.022 (1.12)	-0.012 (-0.42)	-0.028 (-0.92)
新技術・新品種の導入	0.009 (0.10)	-0.091 (-0.95)	-0.065 (-0.48)	0.076 (0.48)	0.176 (0.94)
情報ソース数	0.015 (0.56)	0.014 (0.54)	-0.006 (-0.22)	-0.014 (-0.32)	-0.023 (-0.52)
村民大会・選挙への参加	0.004 (0.08)	-0.022 (-0.41)	0.020 (0.34)	0.000 (0.00)	0.037 (0.43)
リスク態度	0.017 (1.11)	0.014 (0.91)	0.012 (0.94)	0.048* (1.95)	0.061*** (2.76)
ln (スイカ売渡価格)	1.172*** (20.05)	1.114*** (17.92)	1.151*** (15.13)	—	—
ln (資本・労働比率)	0.126*** (4.79)	0.125*** (4.70)	0.128*** (2.64)	0.140*** (3.33)	0.138* (1.94)
ln (土地・労働比率)	0.934*** (13.53)	0.848*** (11.24)	0.901*** (12.63)	0.909*** (7.24)	0.959*** (7.41)
ln (労働)	0.019 (0.25)	-0.040 (-0.49)	0.026 (0.34)	0.183 (1.39)	0.206 (1.51)
社員ダミー	0.141** (2.37)	0.422*** (3.85)	0.241*** (2.71)	0.776*** (3.87)	0.575*** (3.65)
定数項	7.453*** (8.12)	7.220*** (7.72)	7.560*** (10.58)	7.310*** (4.94)	7.678*** (6.32)
社員ダミー					
人民公社の印象	—	-2.109*** (-4.16)	—	-2.210*** (-3.98)	—
標準数					
Adj. R^2	276 0.814	276	245	276	245
Centered R^2	—	—	0.823	—	—
Uncentered R^2	—	—	0.989	—	0.531
Root MSE	—	—	0.419	—	0.970
λ	—	-0.190	—	-0.261	—
ath $\rho = 0.5 * \ln\{(1 + \rho)/(1 - \rho)\}$	—	-0.469*** (-2.90)	—	-0.401** (-2.10)	—
Hansen J statistic (p value)	—	—	0.262	—	0.852

注. 社員ダミーの推計結果については操作変数の推定値だけを示す。GMM 推定の操作変数は「人民公社の印象」と「周辺農家の入社状況」を用いた。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。STATA の `ttestreg` コマンドは ρ ではなく $\text{ath } \rho = 0.5 * \ln\{(1 + \rho)/(1 - \rho)\}$ を直接推計する。推定値の有意性を判定するため、 $\text{ath } \rho$ を示した。

第3表が推計結果である。計測年は2008年である。(a)はOLS法, (b), (d)は最尤法(ML), (c), (e)は一般化積率法(GMM)による推計結果である⁽²⁴⁾。GMM法を用いた理由は、誤差項の不均一分散に関する帰無仮説が1%水準で棄却できなかったからである。「世帯主の学歴」, 「自宅から鎮庁までの距離」, 「新技術・新品種の導入」, 「情報ソース数」, 「村民大会・選挙への参加」はいずれの場合も統計的に有意ではない。一方、原単位を100で除した「世帯主の年齢」および「世帯主の年齢²」の推定値については、(d)と(e)の有意性が低い。当初、所得は年齢と逆U字の関係で結ばれていると予想していたが、この2つの推定値は、世帯主の年齢が50歳前後で π が最小となることを示している。OLS推定の修正済み決定係数は0.814であり、モデルの説明力はきわめて高い。ただし(b), (d)に示すように、 ρ の推定値はゼロと有意差がある。

ρ (ε と u の相関係数)はマイナスであるから、OLS推定は合作化効果を過小に評価する。実際に、(a)と(b)を比較すると、社員ダミーの推定値はOLS推定で0.141, ML推定で0.422である⁽²⁵⁾。なお、 $\rho < 0$ は(7)式の説明変数に含まれていない変数にnegative selectionが生じていることを意味する。経営者能力や栽培技術に長けた農家が合作組織に参加する傾向が強く、そうした農家特性が観察できなければ、 $\rho > 0$ を得る。反対に、独立志向に富み、収益の高い農家が入社を拒否する傾向が強く、そうした特性が観察不可能であれば、negative selectionは首肯し得る。契約農家と非契約農家の生産性の相違を、処理効果モデルを用いて計測したBolwig, Gibbon, and Jones (2009)やWarning and Key (2002)でもnegative selectionが生じており、 $\rho < 0$ が特異な現象というわけではない。もちろん、すべての説明変数が観察可能であれば、セレクション・バイアスは消滅するはずであるが、この点は補論Iで触れる。GMM推定におけるHansen J statisticの p 値は(c)で0.262, (e)で0.852である。これは「操作変数が成果関数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、 Z_1 と Z_2 は操作変数としての資格を備えている。また表示は割愛したが、この2つの変数については、Cragg-Donald検定の結果、弱相関操作変数(weak instrumental variables)の問題も生じておらず、さらにWu-Hausman検定およびDurbin-Wu-Hausman検定の結果、社員ダミーの外生性は5%水準で棄却された。

第3表の(d), (e)は「ln(スイカ売渡価格)」を説明変数から除外したモデルの推計結果である。価格を説明変数から除外することで、リスク態度の推定値が有意となるが、その理由は判然としない。社員ダミーの推定値は(d)で0.776, (e)で0.575である。つまり、合作化効果は π_0 (非社員の所得)の $\exp(0.776)-1=1.17$ 倍、0.78倍に相当する。それぞれの推計式から得られる π_0 の平均値は(d)で26.8元/日, (e)で27.0元/日であるから、金額換算の効果はそれぞれ31.4元/日, 21.0元/日となる。一方、「ln(スイカ売渡価格)」が説明変数に含まれる(b), (c)の合作化効果は、それぞれ12.7元/日, 7.6元/日となる。要するに、社員・非社員の間にみられる価格差をどのように解釈するかで、計測結果は大きく変化するが、価格差を合作化の影響とみなせば、合作化効果は21~31元/日と推定される。

(2) PSM 法による処理効果分析

PSM 法による処理効果の計算プログラムは様々な形で公開されているが、本稿では Leuven and Sianesi (2003)が開発した STATA モジュールを利用した。繰り返すが、PSM 法ではプログラムへの参加・不参加を決定する変数が、すべて観察可能であることを前提としているから、傾向スコアの説明変数に漏れがあってはならない⁽²⁶⁾。世帯および世帯主の属性（居住地の状況、世帯員数、世帯主の年齢・学歴）、農業生産や組織参加の意思決定に関係する変数⁽²⁷⁾、プログラムへの参加資格（入社条件）などは必須である。通常、傾向スコアはロジット (logit)、プロビット (probit)、ログ・オッズ (log-odds) 比モデルを用いて定式化されるが、本稿ではプロビット・モデルを用いた。第4表が推計結果である。

世帯属性に関する変数（「世帯員数」、「世帯員数²」、「世帯主の年齢」、「世帯主の年齢²」、「世帯主の学歴」）の推定値はすべてゼロと有意差を持たない。「自宅から鎮庁までの距離」、「情報ソース数」、「村民大会・選挙への参加」、「リスク態度」の推定値も有意性は低い。「新技術・新品種の導入」の推定値はプラスであり、推計式(a)については10%水準で有意である。つまり新しい技術や品種の導入に熱心な農家ほど、入社する確率が高い。傾向スコアの推定では「人民公社の印象」を説明変数に加えた。推定値はマイナスでゼロと有意差がある。また推計式(b)では、「新旧合作社の区別」を説明変数に追加したが、推定値はプラスで有意である。「新旧合作社の区別」は「人民公社の印象」と表裏を成しており、1950年代の初級・高級合作社と現在の合作社の相違を理解している農家ほど入社確率が高い。つまり、正確な情報に基づいて旧合作社のイメージを払拭できた農家ほど、合作組織へ参加する傾向が強いといえる。すでに述べたように、このことは人民公社に対する嫌悪感や現在の合作社に対する無理解が、入社拒否の大きな理由となっていることを示唆しており、黄・徐・冯(2002)、周(2004)の指摘とも矛盾しない。嫌悪感の原因は判然としないが、自主的経営権の喪失、生産手段（資産）の公有化、組織への全面的な服従といった人民公社時代の経験や伝聞に起因するものと思われる⁽²⁸⁾。

「周辺農家の入社状況」の推定値は有意であり、符号はプラスである⁽²⁹⁾。ただし、これが組織参加における模倣行動やネットワークの存在を示唆するのか、それとも「周辺農家の入社状況」が観察不可能な要因の代理変数となっており、それにより有意な結果が導かれたのかは判然としない (Manski 1993; Wydick 2008 chapter 8)。「2005年のスイカ栽培面積」と「2005年のスイカ栽培面積²」の推定値はともに有意であり、前者がプラス(1.001)、後者がマイナス(-0.084)である。つまり、入社確率は栽培面積に関して逆U字の関係にあり、推定値から確率は栽培面積が6ムー（入社条件の2倍の面積）で最大となることが分かる⁽³⁰⁾。2005年時点で栽培面積が6ムーを越える農家は14戸あり、その内10戸が現在社員である。推計式(b)では、「新旧合作社の区別」に加え、「市況把握度」、「2000～2005年の間に借金をした」農家を1とするダミー変数、「2005年の圃場分散度」を追加した。「市況把握度」および「2005年の圃場分散度」は有意ではないが、「新旧合作社の区別」と「2000～2005年の間に借金をした」は有意である。ただし、推計式(b)を用いた場合、多くの変数

第4表 プロビット・モデルの推計結果

	(a)		(b)	
		z 値		z 値
同居世帯員数	-0.108	-0.27	-0.047	-0.11
同居世帯員数 ²	0.016	0.36	0.005	0.11
世帯主の年齢	-0.162	-1.26	-0.156	-1.10
世帯主の年齢 ²	0.002	1.28	0.002	1.13
世帯主の学歴	-0.038	-0.48	-0.087	-1.02
自宅から鎮庁までの距離	-0.001	-0.01	0.025	0.33
新技術・新品種の導入	0.631*	1.85	0.581	1.62
情報ソース数	-0.132	-1.31	-0.046	-0.42
人民公社の印象	-1.185**	-2.35	-1.554***	-2.79
周辺農家の入社状況	0.418***	7.98	0.399***	7.06
村民大会・選挙への参加	0.243	1.20	0.168	0.78
リスク態度	0.003	0.05	-0.023	-0.34
2005年のスイカ栽培面積	1.001***	3.23	1.044***	3.02
2005年のスイカ栽培面積 ²	-0.084**	-2.39	-0.085**	-2.19
市況把握度	—		0.107	1.20
2000～2005年の間に借金をした	—		0.390*	1.67
新旧合作社の区別	—		1.023***	3.27
2005年の圃場分散度	—		-0.450	-0.66
定数項	0.019	0.01	-1.155	-0.31
標本数	283		283	
対数尤度	-89.161		-81.064	
Pseudo R ²	0.542		0.584	

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

がBPを満たさない。試行錯誤の結果、処理効果の計測では推計式(a)を利用した。Pseudo R²は0.542であり、モデルの説明力はきわめて高い。

PSM法における成果の指標は、前項と同じ労働日数1日当たりのスイカ栽培所得(π)である。まず π に関する単純比較であるが、第5表の第1行に示すとおり、所得の平均値は社員が84.5元/日、非社員が40.7元/日で、その差(43.8元/日)は統計的に有意である(t 値: 6.42)。ちなみに、農外賃金の標本平均は62.9元/日であるから、社員のスイカ栽培所得はそれよりも高い⁽³¹⁾。なお、CSを制約条件として課した結果、カーネル法、LLR法ともに、処理群のオブザベーションが20除外された。第6表は全サンプルを用いた場合のバ

第5表 成果の単純比較と処理効果の推定結果

		単純比較				カーネル法		LLR法	
		社員	非社員	差	t 値	処理効果	t 値	処理効果	t 値
所得/労働日数 (全サンプル)	元/日	84.5	40.7	43.8	6.42	23.5**	2.43	21.2**	2.18
労働生産性	kg/日	38.8	28.5	10.4	3.41	4.10	0.99	5.31	1.38
土地生産性	kg/亩	2022	1945	77.0	1.63	3.97	0.05	25.1	0.30
土地・労働比率	亩/100 日	1.92	1.52	0.40	2.61	0.22	1.27	0.27	1.59
マージン	元/kg	2.14	1.43	0.71	5.60	0.28	0.87	0.17	0.52
価格	元/kg	3.07	2.23	0.84	6.33	0.40	1.06	0.25	0.62
平均費用	元/kg	0.93	0.80	0.13	2.05	0.12	0.77	0.08	0.50
小規模農家									
所得/労働日数 (スイカ)	元/日	77.8	36.7	41.1	4.41	26.8	1.51	33.0*	1.94
非農業賃金	元/日	64.2	55.3	8.9	1.10				
家計総収入/世帯員数	万円/人	1.53	1.25	0.28	2.34				
家計総資産	万円	16.2	11.5	4.6	1.79				
家屋資産価値	万円	13.8	8.7	5.2	2.19				
大規模農家									
所得/労働日数 (スイカ)	元/日	87.8	52.3	35.5	2.92	13.3	0.63	—	—
非農業賃金	万円/日	74.3	62.9	9.8	1.16				
家計総収入/世帯員数	元/人	2.00	1.72	0.28	1.33				
家計総資産	万円	21.0	15.5	5.5	1.51				
家屋資産価値	万円	16.4	12.2	4.2	1.34				
所得/労働日数 (スイカ以外)	元/日	22.8	23.3	-0.4	-0.06	2.2	0.18	0.6	0.06

注. *, **はそれぞれ10%, 5%水準で有意であることを意味する。

第6表 バランス検定の結果

	カーネル法		LLR 法	
	<i>t</i> 値	<i>p</i> 値	<i>t</i> 値	<i>p</i> 値
同居世帯員数	-1.16	0.249	-0.59	0.555
同居世帯員数 ²	-0.98	0.330	-0.46	0.645
世帯主の年齢	0.72	0.469	0.56	0.573
世帯主の年齢 ²	0.77	0.439	0.54	0.587
世帯主の学歴	-0.07	0.941	0.38	0.703
自宅から鎮庁までの距離	-0.47	0.640	-0.14	0.890
新技術・新品種の導入	0.51	0.614	0.55	0.585
情報ソース数	0.98	0.329	0.24	0.812
人民公社の印象	-0.71	0.477	-1.01	0.315
周辺農家の入社状況	-0.70	0.487	-0.92	0.359
村民大会・選挙への参加	0.84	0.403	0.59	0.558
リスク態度	-0.34	0.736	0.10	0.920
2005 年のスイカ栽培面積	0.28	0.779	0.85	0.397
2005 年のスイカ栽培面積 ²	0.31	0.757	0.83	0.407
<i>p</i> 値 マッチング前	0.000		0.000	
マッチング後	0.973		0.987	

注. 最終行の2つは、全ての説明変数に関する尤度比検定の *p* 値である。

ランス検定の結果であるが、同表に示されたとおり、カーネル法も LLR 法も BP 条件を満たしている。合作化効果はカーネル法で 23.5 元/日、LLR 法で 21.2 元/日であり、bootstrap *t* 値はそれぞれ 2.43 と 2.18 である（ともに 5%水準で有意）⁽³²⁾。要するに、様々な要因に基づくバイアスを除去しても、労働日数当たりの所得は非社員よりも社員の方が高く、合作化効果は単純比較のほぼ半分を占める。

カーネル法と LLR 法から推定される合作化効果は、21～24 元/日である。一方、パラメトリック・モデルによる効果は、スイカ価格を説明変数に加えない場合、すなわち社員・非社員の間にみられる生産物価格の差を合作化効果とみなす場合で、21～31 元/日であった。パラメトリック・モデルでは、 π を土地・労働比率などでコントロールしているから、価格差を合作化効果に含めたとしても、PSM 法と比べて狭義の効果をつ捉えていると解釈できる。したがって、本来であれば、合作化効果は PSM 法の方が大きく推定されるはずであるが、実際にはそうになっていない。パラメトリック・モデルの合作化効果が ATT と ATU (Average Treatment Effect on the Untreated) の加重平均である点を考慮しても、2つの推計結果の間には若干の矛盾が生じている。

ところで、 π は以下に示すように労働生産性（ Q/L ）とマージンの積に等しく、さらに労働生産性は土地生産性（ $x \equiv Q/S$ ）と土地・労働比率（ $y \equiv S/L$ ）の積に等しく、マージン（ z ）は平均売渡価格（ P ）と平均費用（ C/Q ）の差に等しい（ C は中間投入費を表す）。

$$\pi = \frac{\Pi}{L} = \frac{PQ - C}{L} = \frac{Q}{L} \left[P - \frac{C}{Q} \right] = \frac{Q}{S} \cdot \frac{S}{L} \left[P - \frac{C}{Q} \right] \equiv xyz \quad (8)$$

そこで、これらの変数についても個別に合作化効果を推定し、その結果を第5表に示した。単純比較をみると、労働生産性の差は10.4kg/日であり、ゼロと有意差を持つ（ t 値：3.41）。土地生産性の差は77.0kg/ムーであるが、 t 値は1.63と2を下回る。社員と非社員の間で反収差の有意性が低い理由としては、「帶動」による技術の平準化が考えられる。本合作社では、地域ブランドを確立するために、社員による非社員に対する技術情報の提供を奨励している。土地・労働比率の差は0.40 ムー/100日であり、 t 値は2.61である。マージンと価格についても、社員が非社員に対してアドバンテージを有しており、両者の差はゼロと有意差を持つ。平均費用については社員の方が有意に高いが、これは社員がハウス用のビニールを多く使用しているためである⁽³³⁾。以上より、単純比較でみれば、平均費用を除きスイカ栽培のパフォーマンスは社員の方が良好といえる。ただし合作化効果については、労働生産性、マージンは統計的に有意ではなく、土地生産性、土地・労働比率、価格、平均費用の t 値も低い。つまり、個別要素の処理効果は統計的に有意とはいえない。

第5表で注目すべきは、合作化効果の階層性である。ここでは小規模層と大規模層の標本数がほぼ等しくなるように、2005年時点のスイカ栽培面積が3ムー以下の農家を小規模層とした。したがって、小規模層には入社条件を満たす農家も含まれる。標本数は小規模層が167戸（内、社員が53戸）、大規模層が151戸（内、社員が107戸）である。大規模層のLLR法については、非社員数が少なかったため推定を断念した。小規模層については、 π の単純比較が41.1元/日（ t 値：4.41）、合作化効果が27～33元/日である。 t 値はカーネル法で1.51とやや低いが、LLR法では1.94であるから、後者については社員と非社員の間で有意差があると考えてよい。一方、大規模層については、 π の単純比較が35.5元/日で、 t 値は2.92であるが、カーネル法による合作化効果は13.3元/日にすぎず、 t 値も0.63と低い⁽³⁴⁾。ちなみに、パラメトリック・モデルを用いて合作化効果を計測すると、第3表の(b)で特定化した場合、小規模層で16.3元/日、大規模層で8.8元/日、(d)で特定化した場合には、それぞれ41.7元/日と5.0元/日であった。(b)、(d)ともに、社員ダミーの推定値（ γ_D ）は、小規模層では1%水準で有意であったが、大規模層については10%水準でも有意ではなかった。要するに、すべての計測結果が合作化効果には階層性があり、それは大規模層よりも小規模層で顕著であることを示している⁽³⁵⁾。

第5表には、非農業賃金、世帯員1人当たりの家計総収入、資産（家計総資産と家屋資産価値）に関する単純比較の計算結果が示されている⁽³⁶⁾。分析の意図は、入社状況と経営規模を基準として分類された4つのグループ間で、その経済状態を比較することにある。

表に明らかなとおり、社員・大規模農家が最も裕福で、非社員・小規模農家が最下層に位置しており、とくに収入、資産については両者の間に倍近い開きがある。また農外賃金についても、社員・大規模層が 74.3 元/日であるのに対し、非社員・小規模層は 55.3 元/日にとどまる。小規模層に限定してみても、非社員がすべての項目で社員に劣る。つまり、合作組織に参加していない小規模農家が農外就業によって農業所得の不足分を補い、他階層との所得あるいは資産の均等を実現するという事態には至っていない。

最後に、合作化効果のスピル・オーバー (spill-over) について検討しておこう。Govere and Jayne (2003), Minten, Randrianarison, and Swinnen (2007)によれば、換金作物の商品化計画 (commercialization program) や契約栽培は、農業技術や経営管理能力の向上を通して、計画や契約の対象外である伝統的作物 (穀物) の生産性をも上昇させる⁽³⁷⁾。本事例に則していえば、合作化の効果がスイカ栽培以外の農業部門にも波及するというのである。第 5 表の最終行は、スイカ栽培以外の農業所得/労働日数に関する合作化効果の計測結果である。単純平均は、社員が 22.8 元/日、非社員が 23.3 元/日であるが有意差はなく、カーネル法、LLR 法による合作化効果もそれぞれ 2.2 元/日、0.6 元/日で t 値も低い。このことから、先行研究の結果とは異なり、合作化効果の他農業部門への波及効果は、少なくとも本事例については存在しないと結論できる。

5. 結論

組織化による農家所得あるいは農業生産性の向上は、合作組織への参加を促すための常套句だが、それは往々にして社員と非社員の単純な比較に基づいている。合作社が入社条件を定めているか、あるいは一部の農家が何らかの理由により入社を躊躇していれば、単純比較は意味をなさない。事実、本稿の分析対象となった合作社は、一定以上の経営規模 (栽培面積) を入社の要件としているし、新旧合作社の相違を理解していない者や、人民公社に対して強い嫌悪感を抱いている農家ほど、合作組織への参加率は低い。このことは成果の単純比較にセレクション・バイアスが紛れ込んでいる可能性を示唆している。バイアスを除去するためには、世帯の属性をコントロールしつつ、入社選択の内生性にも配慮して、モデルを推計しなければならない。

セレクション・バイアスの除去は、処理効果モデルとして広く知られているが、近年、Propensity Score Matching (PSM) と呼ばれる手法が注目を集めている。2 値選択モデルにより入社確率を計測し、そのスコア (傾向スコア) が接近している処理群 (社員) と対照群 (非社員) 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。本稿では、合作社設立の目的が農民の経済的地位の向上にあるという事実に鑑み、労働日数当たりのスイカ栽培所得を処理効果の指標とみなし、合作化効果を推定した。

実証分析は、筆者が江蘇省南京市横溪鎮で独自に収集したデータを用いて行った。調査の対象となったのは、贈答用の高級スイカを扱う合作社と 300 戸余の生産農家である。社員と非社員のスイカ栽培所得の標本平均は、それぞれ 84.5 元/日と 40.7 元/日であるが、PSM

法により推定された合作化効果はこの差（43.8 元/日）のほぼ半分を占める。つまり、単純比較にはセレクション・バイアスが含まれるものの、合作化が農家経済に及ぼす影響は無視しがたいほどに大きい。所得増加の要因としては、合作社の有利販売（マージン率の高さ）、販路の確保、技術情報の提供などが考えられるが、合作化効果のスピル・オーバー、すなわち家計レベルにおける他部門（たとえば稲作）への波及は確認されなかった。

本稿のもう 1 つの課題は、合作組織への参加・不参加に影響を及ぼす要因を特定化するとともに、合作社が小農を排除する理由と農家が合作組織への参加を躊躇する原因を明らかにすることにある。合作社が大規模農家との契約を優先させる理由としては、取引費用の節減やリスク・シェアリングが先行研究によって指摘されている。実際に、本合作社の幹部は取引費用の節減を「小農排除」の理由に挙げているし、非社員と比較して社員の方がリスク愛好的であるという事実は、この仮説の妥当性を支持している。一方、プロビット分析の結果、「人民公社の印象」、「新旧合作社の区別」、「新技術・新品種の導入」、「周辺農家の入社状況」といった世帯属性が、入社・非入社の決定に有意な影響を及ぼしていることが判明した。つまり、現在の合作社と 1950 年代の初級・高級合作社の相違を理解していない者や、人民公社に対して強い嫌悪感を抱いている農家ほど合作組織への参加率は低く、反対に、新しい技術や品種の導入に熱心で、周辺に社員が多い農家ほど入社する確率が高い。参加・不参加をめぐる農家の意思決定が周辺農家の入社状況に依存する点については、これが組織参加における模倣行動を示唆するのか、それとも「周辺農家の入社状況」が観察不可能な要因の代理変数となっており、それにより有意な結果が導かれたのかは判然としない。

本稿は一合作社を取り上げた事例研究であるから、結論の一般化には大幅な留保がつく。とくに合作化効果の階層性については、慎重な解釈が必要となろう。他方、合作化効果を正確に測定するためには、1 つの事例を取り上げた方が望ましいという点は強調されてよい。仮に、合作組織に参加する農家（処理群）を網羅するような統計が整備されたとしても、どのような農家を不参加農家（対照群）として抽出するかが問題として残る。既述のとおり、処理効果分析では適切なサンプリングが不可欠である。

最後に、本稿の分析から得られる政策的含意を述べておこう。1 つは入社制限の弊害とその撤廃方法についてである。一般的な状況と合致するとは限らないが、本分析のサンプルに関していえば、非社員の経済状態はスイカ栽培所得のみならず、家計総収入・資産の面でも社員に劣り、とくに非社員・小規模農家は、入社状況と経営規模を基準として分類される農家群の中で最下層に属する。したがって、「小農排除」は農村内に新たな格差を生み出す要因ともなりかねない。一方、サンプル・セレクション・モデルと PSM 法による分析結果が示すとおり、合作化効果は小規模層についてのみ検出され、大規模層では統計的に有意ではなかった。つまり、合作化効果が最も強く作用するのは、入社資格に抵触する可能性が高い小規模農家なのである。したがって、合作社が「小農排除」から得る経済的なメリットと排除される農家の逸失所得を比較し、仮に後者が前者を上回るのであれば、入社制限を撤廃すると同時に、入社手数料の徴収を検討してもよい⁽³⁸⁾。手数料収入が合

作社の取引費用を補填し、新たに入社した農家の（手数料控除後の）所得が増加するのであれば、このような制度の導入は農家と合作社、双方の利益に適っていると同時に、社会的公正の見地から奨励されるべきものである。

2 つめは農民に対する啓蒙活動の必要性についてである。経営規模の小さな農家の中には、合作社に対する認識不足から、入社を躊躇している者も少なくない。つまり彼らは自己選択の結果として、所得増加の機会を逃しているのである。「農民專業合作社法」の細目を周知させることはともかくとして、少なくともこうした農民に対しては、新型合作社が人民公社時代の生産者組織とはまったく異なる、別の組織であること、いいかえれば、合作社への参加により、彼らの農地請負権が侵害されることは断じてないことを理解させる必要がある⁽³⁹⁾。

6. 残された課題

（1） 土地賃借を含む契約栽培—土地株式合作制度の出現—

本稿が実証分析の対象としたのは、家族労働力に依存するスイカ栽培農家である。当該農家は農地経営権を保持したまま、合作社と交わした契約の下で農業生産を行っている。つまり、生産の基盤はあくまで家族経営である。ところが最近中国では、專業合作社が大規模農場を開設し、組織の構成員である農民を労働者として雇用するといった形態（チーム生産農場）が全国各地に現れ始めている⁽⁴⁰⁾。筆者が 2010 年に江蘇省南部（蘇南）の農村で見聞した限りでは、大規模農場を興す際、農地集積の役割を担っているのはチーム生産農場ではなく、村単位で組織されている土地株式合作社と呼ばれる任意組合である⁽⁴¹⁾。

蘇南地域では、農地経営権の移動は農家間の相対取引よりも、土地株式合作社の仲介によるものの方が圧倒的に多い。たとえば、蘇州市における農地流動化率（経営権が移動した農地面積割合）は 60%であるが⁽⁴²⁾、そのうち土地株式合作社の仲介によるものが 90%に達し、相対取引は 10%を占めるにすぎない。村民委員会が合作社の設立に深く関与しているため、土地取引におけるリスクと費用が大幅に軽減され、農民が安心して経営権を合作社に移譲できるのである⁽⁴³⁾。常熟市董浜鎮のある村では、村民全員が農地経営権（農地面積で 120 ヘクタール）を、6 人のオペレーターと数十人の季節労働者から成るチーム生産農場に委託している。農地の団地化により、規模拡大にともなう圃場分散の問題も回避されている。ただし村幹部の話によれば、農民に経営権を放棄させるためには、土地株式合作社と人民公社の相違を理解させる必要があったという。この点は横溪鎮のスイカ合作社で、人民公社に対する嫌悪感が入社拒否の大きな理由となっていた事実と矛盾しない。

土地株式合作社が仲介する農地賃借の最大の問題は高地代である⁽⁴⁴⁾。土地株式合作社は農民の離農（経営権の放棄）を促すために、農業所得にも匹敵する地代を支払っている。筆者が 2010 年に常熟市で行った調査によれば、土地株式合作社が農民に提示する地代は 800～千元/ムーに達する。したがって、1 戸当たりの農地面積を 5 ムー（0.33 ヘクタール）

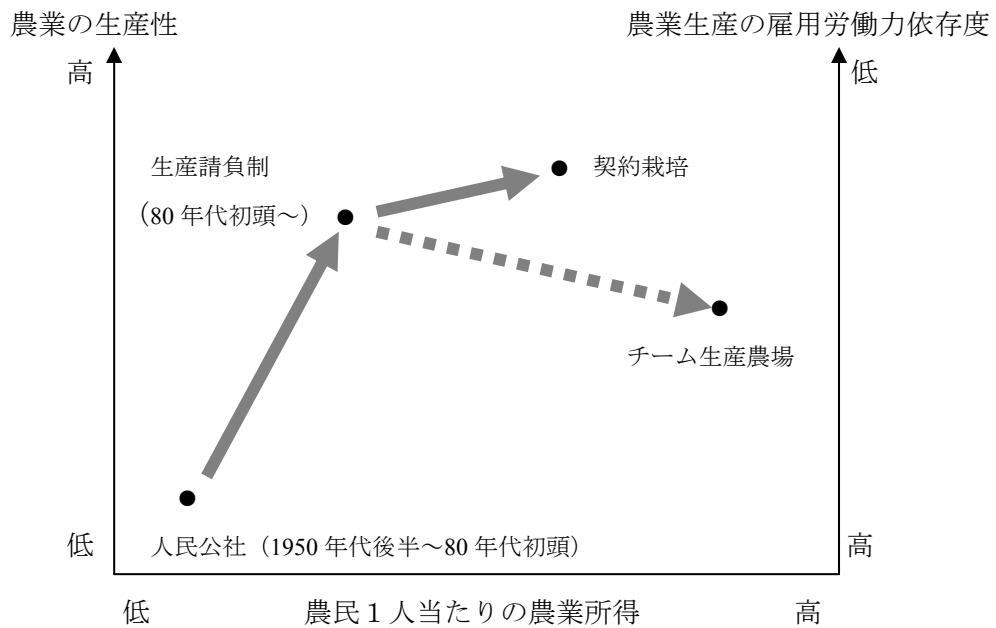
とすれば、農家が手にする地代収入は4～5千元となる。農民1人当たり農業経営純収入は2009年の江蘇省平均で1184元であるから、1戸当たりの世帯員数を4人（江蘇省の平均は3.69人）とすれば、地代収入は農業所得を十分カバーできるほどに高いことが分かる（数字は『江蘇統計年鑑2010』）。一方、農地の借り手である專業合作組織（チーム生産農場）が土地株式合作社に支払う地代は400元/ムー程度であるから、この地代差（400～600元/ムー）を補填しない限り、土地株式合作社が農地貸借の仲介を継続して行うことはできない。実際に、常熟市支塘鎮の土地株式合作社では、総収入135万元の内、省・市・鎮政府からの補助金が40%を占める。つまり、補助金が投入されなければ、農地は集積されず、したがって、チーム生産農場も開設されない。さらに、補助金を交付できるのは、財政的に裕福な地域の行政府に限られるから、土地株式合作社の仲介による農地の流動化や団地化は、地域限定的なものにならざるを得ない⁽⁴⁵⁾。

（２） 再組織化が意味するもの

チーム生産農業に潜むもう1つの問題は、効率性の低さである。経済学の通説に従えば、集団農場（collective farms）では一般に、労働インセンティブが欠如し、履行強制が不可能となるため、家族経営に匹敵する効率性を維持することができない。Deininger (1995)によれば、集団農場や雇用労働依存型の大規模農場が存続できるのは、信用、保険、生産資材、生産物の市場が不完全で、技術情報が不足しているからであり、経済発展にともなって各種市場が整備されると、チーム生産農場は解体し、家族経営が支配的な形態となる。この仮説が正しければ、專業合作組織は人民公社と同じ運命を辿りかねない。

第3図は過去半世紀における中国農業の発展と生産者組織の変遷を模式的に描いたものである。横軸は農民1人当たりの所得を測っており、右に行くほど所得は高い。左縦軸は農業の土地生産性、右縦軸は農業生産の雇用労働依存度を測っている。図は雇用労働力への依存度が高いほど、農業の生産性が低いことを前提に描かれているが、これは周知の農場規模と土地生産性の逆相関を意味している（Binswanger et al. 1995; Deininger and Feder 2001; Barrett et al. 2010）。図に示すとおり、1980年代初頭における人民公社の解体、生産請負制の導入は農業生産性の飛躍的な上昇をもたらした。多くの実証研究が示すように、生産性の向上は、農地経営権と農業利潤に対する残余請求権を獲得した農民の労働インセンティブが鼓舞されたからに他ならない（McMillan et al. 1989; Fan 1991; Lin 1992）。中国農業の制度改革は、農地の集団所有制を残したという点で不完全であり、そのことにより、信用（credit）が制限され、農地に対する投資が阻害されてきた側面は否定できない。しかし、農民は農地を最も効率的に利用するように動機づけられていたと考えてよいであろう（McMillan 2002, 98-102）。

生産請負制導入の効果は1990年代初頭に枯渇したと考えられているが（Wen 1993）、その後も中国農業の総合生産性（total factor productivity）の成長率は、BC（biochemical）技術の開発・普及、農産物の高付加価値化等により、年率2%を超える水準を維持している



第3図 中国農業の発展と生産者組織の変遷

(Ito 2010)。これは世界的にみてもきわめて高い水準にあると考えてよい。にもかかわらず、都市・農村間の所得格差の問題が深刻化したのは、過去半世紀の間、戸籍制度の下で農村から都市への労働移動を制限し、農村のインフラ整備や人的資本の形成を怠ってきたからであるが、この点については Ito (2008)に譲る⁽⁴⁶⁾。以下で議論したいのは、中国農業における経営主体（生産組織）のあり方、いいかえれば、将来の農業の主たる担い手に関係する。

労働集約的な作物を栽培する農場で、最も効率的な生産組織は家族経営である。豊富で安価な労働力を動員し、収益性の高い作物に特化していくという戦略は、中国農業の比較優位とも矛盾しない。第3図の「生産請負制」から「契約栽培」へ至る右上がりの矢印は、家族経営の下での契約栽培が、高い生産性を維持しながら、所得の向上にも寄与し得ることを示している。しかし、土地利用型作物（穀物）の場合、家族労働力を主たる担い手とする経営体で、非農業セクターに比肩し得る所得を実現することは不可能である。荏開津 (1985, 第11章)は、わが国における農業構造問題の所在を「経済成長の結果、農業経営が成立するための必要最小規模が上昇するが、農地の mobility の低さが規模拡大を制限している」点にもとめたが、日本の経済成長期と同様に、中国でも穀物生産が比較優位を失っていく過程で、農業労働の機会費用が上昇し、そのことにより規模拡大圧力が高まるという形で農業構造問題が顕在化したのである。

農地の mobility の低さ、つまり農地が流動化しないのは、農地市場が不完全であることの証であるが、仮に土地株式合作社の仲介により、農地貸借におけるリスクや取引費用が軽減されるとすれば、チーム生産農場の開設は土地生産性の低下という問題を抱えながらも、構造問題の解決に資すると思われる（貸借契約の取引費用については補論Ⅱを参照さ

りたい)。第3図に描かれた右下がりの矢印はこのような動きに対応している。事例的ではあるけれども、農業オペレーターや農場経営者の年収は、都市住民の1人当たり平均所得(2009年の江蘇省平均で3万元弱)よりも遙かに高く、常熟市で4~8万元の範囲にある。

以上の点をふまえ、土地利用型農業におけるチーム生産農場に関して、残された課題を述べておこう。

- (i) 家族経営と比較してチーム生産農場の効率性はどの程度劣っているのか。わが国の水田農業を分析の対象とした Nakajima and Tahara (2009)によれば、集落営農集団に農地を集積した場合、肥培・用水管理が疎かになり、土地生産性はオペレーター料金を支払えない程度にまで低下する。
- (ii) 農業生産の再組織化・集団化は、農業経営の観点からどの程度正当化されるのか。既述のとおり、経済学者はチーム生産農場や集団農場に対してきわめて否定的な見解を表明している。また農業経済学者の間では、効率性・公平性の観点から、農地の貸借は市場(農家間取引)に委ねるべきだという考え方が支配的である(Otsuka 2007)⁽⁴⁷⁾。しかし、少なくとも北東アジアの農業に関していえば、貸借の経済的な条件が整っている場合であっても、農地が農家間で効率的に配分されているとはいえない。
- (iii) 中国の農地市場はなぜ十分に機能しないのか。日本で農地流動化が進まない原因の1つとして、農地の資産保有動機が指摘されている。実勢地価が収益還元地価から著しく乖離しているため、その影響が貸借市場にも及び、農地取引が活発化しないというのである。しかし、農地の私的所有が認められていない中国では、少なくとも農民は農地転用による capital gain を期待できない。農地の集団的管理が模索されている背景には、農地の貸し手よりも借り手側の事情、つまり、農業の担い手不足という問題が存在する⁽⁴⁸⁾。
- (iv) 土地株式合作社の経営は存続可能か。補助金に依存している土地株式合作社の経営は必ずしも盤石ではなく、農地の集積は財政的に裕福な地域でしか進行し得ない。中国の合作社に関する政策提言をまとめた World Bank (2006)のレポートは、補助金による合作組織の育成を強く戒めているが、同レポートを翻訳した日中農協組織研究会は、世銀の見解に対し強い疑義を提示している。

補論 I パラメトリック・モデルの別推計

先行研究の中には、パラメトリック・モデルと PSM 法の2つを用いて処理効果を推定し、その結果を比較しているものがある(Acosta 2006; Bratberg, Grasdahl, and Risa 2002; Eren, 2007; Godtland et al., 2004; McKenzie, Gibson and Stillman 2006; Skoufias and Shapiro 2006)。そうした研究では例外なく、パラメトリック・モデルと PSM 法で同じ説明変数を用いている。第4節では所得(短期利潤)関数の概念に基づいて推計式を導出したが、ここでは先行研究の方法を踏襲し、パラメトリック・モデルを推計した。結果は補表に示されている。操作変数としては「人民公社の印象」を用い、被説明変数は π とした。第4表のプロビット

モデル(a)と同じ説明変数を用いて推計した結果、 ρ の推定値はゼロと有意差を持たない。つまり、サンプル・セレクション・モデルの有効性は失われている（推計式(a)）。そこで、OLS 推定の結果も併せて示した。処理効果は推計式(a)で 48.7 元/日、(b)の OLS 推計で 32.7 元/日である。(c)は、カーネル・マッチングの CS 条件を満たすオブザベーションだけを用いた推計結果である（そのような標本に ML 法を用いると、 ρ の z 値は-1.05 となる。つまり、この場合もサンプル・セレクション・モデルの有効性は失われている）。PSM 法と推計式(c)の結果を比べると、合作化効果は後者の方が大きい、OLS 推定の修正済み決定係数が低く、当てはまり（fitness）の点で問題を残している。

補表 パラメトリック・モデルの推計結果

	(a) ML		(b) OLS		(c) OLS	
所得/労働日数						
同居世帯員数	-14.718	(-1.41)	-14.150	(-1.34)	-11.353	(-1.13)
同居世帯員数 ²	1.450	(1.22)	1.436	(1.19)	1.286	(1.11)
世帯主の年齢	-4.844	(-1.25)	-5.870	(-1.53)	0.793	(0.22)
世帯主の年齢 ²	0.038	(1.06)	0.048	(1.32)	-0.015	(-0.44)
世帯主の学歴	-0.565	(-0.26)	-0.620	(-0.28)	1.780	(0.87)
自宅から鎮庁までの距離	1.319	(1.27)	1.125	(0.57)	0.577	(0.32)
新技術・新品種の導入	13.243	(1.24)	19.038**	(2.03)	19.568**	(2.33)
情報ソース数	-3.293	(-1.05)	-3.512	(-1.10)	0.302	(0.10)
村民大会・選挙への参加	3.016	(0.52)	4.800	(0.84)	2.447	(0.47)
リスク態度	2.567	(1.42)	2.798	(1.53)	2.744	(1.61)
2005年のスイカ栽培面積	5.372	(1.09)	8.737**	(2.13)	4.401	(1.16)
2005年のスイカ栽培面積 ²	-0.210	(-0.72)	-0.379	(-1.47)	-0.182	(-0.78)
社員ダミー	48.753***	(3.24)	32.654***	(4.67)	28.476***	(4.49)
定数項	178.361*	(1.74)	194.049*	(1.88)	17.714	(0.18)
社員ダミー						
人民公社の印象	-2.141***	(-4.45)	—		—	
標本数						
	314		314		294	
Adj. R ²						
	—		0.186		0.173	
λ						
	-10.905		—		—	
ath ρ=0.5*ln{(1+ ρ)/(1- ρ)}						
	-0.211	(-1.19)	—		—	

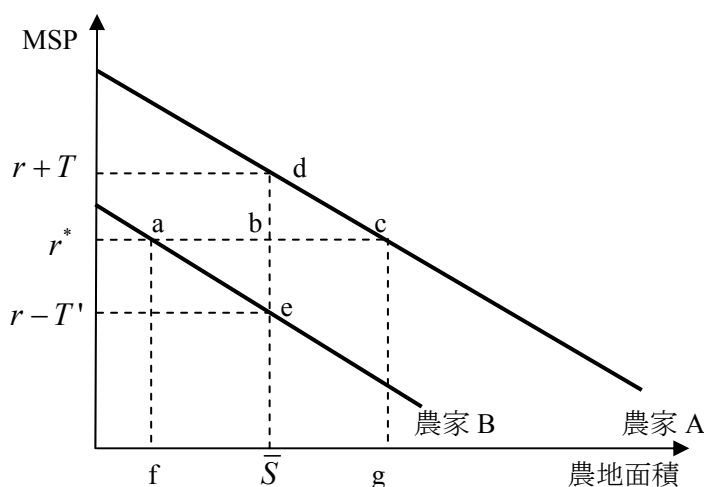
（注）社員ダミーの推計結果については、操作変数の推定値だけ示す。括弧内は $z(t)$ 値を表す。*, **, ***はそれぞれ 10%, 5%, 1%水準で有意であることを意味する。(c)はカーネル・マッチングで CS 条件を満たさない観察値を除外した推計結果。

補論Ⅱ 農地貸借市場における取引費用

Deininger and Jin (2005)を参考にしながら、取引費用の存在が農地取引を阻害するメカニズムを簡単に整理しておこう。いま農地面積 ($\bar{S}$) が同じ2つの農家 (A, B) を考え、農地の限界生産力 (MPS) が農地面積の減少関数であるという通常の仮定を採用しよう。補図に示すように、MPS が農家間で異なり、農家Aの方が高いと仮定する。

完全情報の下で2つの農家が農地取引を行えば、 $ab = bc$ を満たす水準 (r^*) に均衡地代が決まる。その結果、農家Aの経営面積は $\bar{S} + bc$ 、農家Bの経営面積は $\bar{S} - ab$ となる。つまり貸借が自由であれば、農地は生産性の低い農家から高い農家へ移動し、農業生産量は $dgc\bar{S} - ae\bar{S}f (>0)$ だけ増加する。要するに、 r^* が均衡レートとして成立すれば、資源配分の効率性が改善される⁽⁴⁹⁾。ところが、貸借に際し農家A (農地の借り手) と農家B (貸し手) がそれぞれ T , T' の取引費用を負担しなければならないとすれば、借り入れ地代は $r + T$ 、貸し出し地代は $r - T'$ となり、農地に対する需要が $\bar{S}$ と一致する。その結果、農地は農家間を移動しない (取引費用がこれより少額であれば、貸借は成立するが、取引量は $ab = bc$ よりも少ない)。一般に、取引費用の発生は情報の非対称性に起因すると考えられているが (詳細は高橋(2010)を参照)、この問題を克服し完備契約 (complete contract) の下で農地貸借を進めることはさわめて困難である。

公的機関の貸借市場への介入が取引費用をどの程度低下させるかは、興味深いテーマであるが、土地株式会社は取引費用の節減よりも少数農家 (チーム生産農場) への農地集積を目的としているように思われる。しかし、多額の補助金を投入し、強引ともいえる方法でチーム生産農場に農地を集積させる政策が、マーケット・メカニズムの下で成立する農地の再配分よりも効率性の面で劣ることは明らかである。また仮に農地が団地化され、規模の経済が活かされたとしても、労働インセンティブの欠如、履行強制の困難さにより土地生産性が大幅に低下すれば、大規模化のメリットが消滅する可能性さえある。



補図 相対取引による農地貸借と取引費用

注1 中国政府が「農業産業化」を唱えたのは1990年代末であるが、2002年に改正された「農業法」にその内容が示されている。合作社とともに「農業産業化」の担い手と目されているのが「竜頭企業」（農産物の加工・流通企業）である。「竜頭企業」が「農業産業化」の牽引役となり、合作組織が企業と農家の仲介役として、両者の利益やリスクを調整するといった形態も多くみられる。

2 農村社区合作経済組織とは、人民公社解体後に集団の財産を管理するために設立された組織で、郷鎮政府、村民委員会等の経済部門組織として郷鎮政府、村民委員会と一体的に運営されている（河原 2008）。一方、供銷合作社（購買販売組織）、農村信用合作社とは、1950年代に設立された協同組合のことで、文革期に国営セクターに統合されたが、改革開放以降、農民の協同経済組織として再編された（青柳 2007）。

3 かつては人民公社の小規模なものを合作社と呼んでいた。新型合作社とはそれと区別するための呼称である（山下 2006）。

4 池上(2007)によれば、「三農問題」とは、中国における農業、農村、農民が抱える3つの問題を指す。具体的には「農業」の規模拡大や効率化の問題、「農村」における社会管理体制および農村社会事業の問題、「農民」の就業と所得の問題であり、一言で整理すれば、都市と農村の経済格差のことである。

5 人民公社解体後に導入された農家請負生産制の下では、「統一経営」の主体である集団（集団経済組織）が農地を所有し、農家は「分散経営」の主体として集団から農地請負権を取得し農業経営を行っている（「双層経営」体制）。農家1戸当たりの耕地面積は全国平均で0.6ヘクタール程度にすぎないが、近年、請負権の借入れにより規模を拡大する農家が増えており、政府も大規模農家の育成を奨励している。

6 陳(2008)は『人民日報』2004年2月5日の記事を引用しているものと思われる。

7 小林・劉・秦(2007, 73, 272)では「能人（農村のリーダー）」による合作社の運営が指摘されているが、筆者がこれまで江蘇省の農村で行ってきた現地調査でも、そのような傾向が観察される。實劔・佐藤(2009)の分析によれば、村民委員会が提供する農業関連サービスや投資プロジェクトの誘致、県政府との人的な関係や農業生産基地の認定といった要因が農民組織の設立に深く関与している。また、Deng et al. (2010)は、380村のパネル・データを利用して、2006年以降、合作社が急増した原因は「農民專業合作社」の制定と上級政府の支援（通達や財政的補助）にあることを明らかにした。

8 多田・胡・宮田(2006)は中国山東省の青果物農家を調査し、一般農家に比べ、契約農家の生産性が高いことを明らかにした。合作化が農家所得や技術普及に及ぼす影響を分析したものとしては他にも、尤・林(2005)、Lingohr (2007)などがあるが、これらの研究では農家属性がコントロールされておらず、セレクション・バイアスも考慮されていない。實劔・佐藤(2009)、Miyata et al. (2009)は、計量経済学的手法を用いて、こうした問題を克服している。中国が分析対象ではないが、Bolwig, Gibbon, and Jones (2009)、Simmons, Winters, and Patrick (2005)、Warning and Key (2002)は、2段階推定法あるいは最尤法を用いて、契約農家と非契約農家のパフォーマンスの違いを明らかにした。ただし、PSM法を用いて合作化効果を計測した例は、筆者が知る限り存在しない。

9 「小農排除」に関する一般的な議論については、Glover and Kusterer (1990)、Key and Runsten (1999)、Little and Watts (1994)を参照。Simmons, Winters, and Patrick (2005)は、食品加工企業が大規模農家との契約を優先させるか否かは、取り扱う作物に依存すると述べているが、Glover and Kusterer (1990, 第6章)には、「小農排除」の事例が数多く紹介されている。経営規模を基準とする入社制限の経済学的意味については、Key and Runsten (1999)、Kirsten and Sartorius (2002)の議論が参考になる。張 (2010, 20)は、中国の合作社が「大規模農家主導のもとで、敷居を高くして、小規模農家を排除している場合が多い」と述べている。中国の四川省と江蘇省の合作社を調査した河原(2006)によれば、多くの合作社が経営規模を入社資格として定めている。また、山東省のリング農家を調査した山田(2007)も、経営規模が入社条件

となっている可能性を指摘している。なお、経営規模が零細で、家族労働力に依存した経営を「小農」と定義すれば、中国のほとんどの農家が「小農」に分類される。しかし、相対的に規模の小さな農家が契約から排除されている事実には変わりはない。

10 エチオピアの農民組織についても、似たような現象が観察される。Bernard and Spielman (2009)によれば、旧政権下における農業協同組合は、社会主義のイデオロギーを浸透させるための手段であった。現在、農民の警戒心を解くために、協同組合の組織化は漸進的に行われている。

11 Heckman (1979)の2段階推定法に比べ、最尤法あるいは操作変数法を用いた方が、より効率的な推定値が得られる。

12 CIA を $Y_0, Y_1 \perp D \mid W$ と定義する場合もあるが、ATT を問題にするのであれば、(6)式で十分である。

13 Eren (2007, 772), Smith and Todd (2005, 315)などの指摘によれば、マッチング法の選択は、推定値のバイアスと分散のトレード・オフという問題に直面する。

14 合作社の理事長は村の書記を兼務しているが、「それは合作社の発展にとって、重要ではない」と回答している。

15 一般的な状況として、近年合作社の事業内容が拡大している。かつては、技術や情報の提供に限られていたが(そのような組織は「協会」と呼ばれ、「農民專業合作社法」の適用を受けない)、生産物の販売、生産資材の購入から、収穫物の加工、運送、貯蔵、研究開発といった分野にまで進出している合作社も現れている(小林・劉・秦 2007, 97)。

16 Glover and Kusterer (1990, 3)が指摘するように、契約とは基本的にリスクを当事者間でどのようにシェアするかという問題に帰着する。今回の調査ではこの点に踏み込むことができなかった。Guo and Jolly (2008)は、竜頭企業と契約栽培を行っている農家の契約履行率がどのような要因に規定されるのかを明らかにした。

17 具体的な質問方法は Binswanger (1980)に従った。

18 s_i を各圃場の面積とすれば、Simpson index は $1 - \sum s_i^2 / (\sum s_i)^2$ として定義され、[0, 1]の値をとり、値が大きいほど分散度は高い。

19 2008 年におけるスイカ栽培面積のジニ (Gini) 係数は全体で 0.245、社員で 0.217、非社員で 0.256 である。スイカの栽培面積が 2 ムーを越えると、雇用労働を入れる農家が現れ始め、最大規模 (30 ムー) の農家については、雇用労働費の総費用に占める割合が 45%に達する (平均値は 4.9%)。なお入社要件として、栽培面積 3 ムー以上が設定されているにもかかわらず、6 戸の社員がこの条件を満たしていない。このような農家が入社を許されている理由は判然としない。

20 江蘇省の農家 412 戸 (内、社員 30 戸) に対して聞き取り調査を行った孫(2003)によれば、入社しない理由として過半数の農家が「組織の活動内容が不明確」と答えており、20~25%の農家が「組織の運営が不安」、「近隣に合作社が存在しない」、「入社が有益とは思われない」と回答している。

21 「人民公社の印象が入社・非入社の決断に影響した」と回答した農家は 37 戸で、そうした農家の平均入社率は 2.7%と極めて低く、スイカの平均栽培面積は 3.19 ムーにとどまる。反対に、「影響しなかった」と回答した農家は 280 戸あり、平均入社率は 56.8%、平均栽培面積は 3.72 ムーである。一方、「入社・非入社の決定時に新旧合作社の相違を理解していた」と回答した農家は 254 戸あり、その内 59.1%が合作組織に参加しており、栽培面積の平均は 3.72 ムーである。反対に、「理解していなかった」と回答した農家は 63 戸で、平均入社率は 15.9%、平均栽培面積も 3.41 ムーにとどまる。

22 スイカ栽培だけに投下された資本を抽出することは不可能であるが、農業所得に占めるスイカ栽培所得の割合は、社員で 80%、非社員で 75%と非常に高い。

23 (7)式に追加した説明変数は、後に示すプロビット分析との整合性を考慮して、取捨選択した。有意性の低い変数を除外しても、推計結果に大きな変更はない。

24 推定パラメータから生産関数の生産弾力性が計算できる。第3表(b)の推計結果を用いると、土地が 0.76 と非常に高く、資本が 0.11, 中間投入財が 0.10, 労働が-0.02 となる。つまり、スイカ栽培は明らかに過剰就業の状態にあるといえる。帰無仮説： $b = 0$ が棄却できないので、生産関数に関する 1 次同次性の制約を課して所得関数を再推計しても、労働の弾力性はゼロと有意差を持たない。

25 短期利潤関数をトランスログ (trans log) 型で特定化すると、社員ダミーの回帰係数は、OLS 推定で 0.121 (5% 水準で有意)、第3表の(b)に対応する場合で 0.541 (1% 水準で有意)、(c)に対応する場合で 0.229 (5% 水準で有意)であった。

26 パネル・データを利用し、参加前後における成果の差にマッチング法 (DIDM) を適用すれば、仮に time invariant な変数が漏れていたとしても、バイアスの発生を抑えられる (Smith and Todd 2005)。ただし、参加前の成果が recall data である場合、データの正確さが問われる。

27 White and Killeen (2002)は、プログラムに参加する者の態度に関する情報 (attitudinal information) を傾向スコアの説明変数に加えることの重要性を強調している。本稿でいえば、「人民公社の印象」や「新旧合作社の区別」および「村民大会・選挙への参加」などが、これに該当するものと思われる。

28 「人民公社の印象が入社・非入社の決断に影響した」と回答した農家の世帯主は、「影響しなかった」と回答した農家の世帯主よりも平均して 6 歳ほど年長である。

29 共産党政権崩壊後のルーマニア農業の生産者組織を分析した Sabates-Wheeler (2002)によれば、近隣農家の行動が組織参加の意思決定に強い影響を及ぼしている。

30 エチオピアにおける農村生産者組織への参加状況を分析した Bernard and Spielman (2009)によれば、中国と同様にエチオピアでも旧政権下では組織への加入は強制的であったが、現在は任意加入であり、入社確率は経営規模に関して逆U字の関係にある。

31 農外賃金は第2、3次産業収入、給与性収入の合計を非農業就業日数で除して求めた。1戸当たりのスイカ栽培労働日数は、社員平均で 288 日、非社員平均で 275 日であり、非農業就業日数は、社員平均で 392 日、非社員平均で 410 日である。スイカ栽培所得と農外収入を総額で比較すると、社員・非社員ともに後者の方が多い。

32 最近隣マッチングによる合作化効果は 24.4 元/日で、bootstrap t 値は 2.24 であった。なお、bootstrap t 値は 200 回の反復計算による。

33 ビニール・ハウスのコスト・シェアは社員で 22.0%であるのに対し、非社員では 15.4%にとどまる。

34 最近隣マッチングによる合作化効果は、小規模層、大規模層でそれぞれ 29.6 元/日、0.74 元/日で、bootstrap t 値はそれぞれ 1.91 と 0.04 であった。

35 王・刘(2007)、張・刘(2004)は、合作社設立の経済的なメリットが大規模農家に集中していると述べているが、セレクション・バイアスのみならず、経営規模の影響すら考慮されていない。

36 家計の厚生水準を測る指標としては、所得よりも支出（消費）の方が望ましい。しかし、同居する家族が家計を分けている場合、全体の支出総額を把握することは困難である。なお、非農業賃金や総収入、資産について処理効果を計測するためには、第4表とは異なる変数を用いて傾向スコアを推定する必要がある。

37 Govereh and Jayne (2003)はジンバブエの綿花を、Minten, Randrianarison, and Swinnen (2007)はマダガスカルの野菜をそれぞれ分析対象としている。

38 河原(2006)によれば、実際に手数料を徴収している合作社も存在する。ただし、手数料徴収と引き換えに、合作社が小農の入社を許容しているか否かは判然としない。

39 山下(2006)は、現行の土地制度が農家の経営請負権（農地使用权）を保証している限り、「竜頭企業」や合作社によるインテグレーションは契約栽培という形でしか実現し得ないと述べている。筆者が見聞した範囲では、農家が経営請負権を「竜頭企業」に貸し付け、賃労働者として農場に雇用されるといったケースもみられる。垂直統合が進んだ事例については、農家と「竜頭企業」の間の農地貸借契約や収益の機能的分配が重要な研究テーマとなるであろう。

40 基幹的労働力の流出や農地利用率の低下といった事態に直面し、農地の集団的利用が政策的にも推し進められている。2002年に制定された「農村土地請負法」は農地請負権の保護を謳いながら、農地流動化を奨励している。なお、竜頭企業がチーム生産農場を組織する場合もある。

41 土地株式合作社は農民專業合作社法の適用外である。董・菅沼(2010)によれば、黒龍江省の農村で農地集積の役割を担っているのは、土地株式会社ではなく村民委員会である。しかし、土地株式合作社を村民委員会の代理組織とみなせば、本研究の事例との間に大きな差異はないものと思われる。

42 董・菅沼(2010)によれば、2009年における農地経営権の流動化率は全国平均で11%である。全国的にみて経営権の流動化が進んでいる地域は浙江省であるが、それでも流動化率は30%程度といわれている。したがって、蘇州の60%という数字はきわめて高い。同じ江蘇省でも相対的に貧しい北部の農村では経営権は流動化していない。かかる事実は、農外就業機会の拡大が農地貸借市場の発展を促すという通説と矛盾しない（Zhang et al. 2004; Deininger and Jin 2005）。

43 農民と土地株式合作社の間で交される貸借契約期間は、農産物価格の変動や政策の変更等を考慮して2年というのが普通である。村幹部の話によれば、農地の相対取引は契約が曖昧で当事者間の紛争が絶えないとのことである。

44 黒龍江省の農村を調査した董・菅沼(2010)によれば、大規模借地経営（稲作）の借地料は400元/ム一程度であるから、高地代とはいえない。

45 包(2010)が江蘇省の農家1086戸を対象に行った調査によれば、蘇南地域の農家600戸の内、201戸が経営権を放棄しているが、相対的に貧困な江蘇省北部では、168戸の内、経営権を放棄した農家は皆無である。

46 Meng and Zhang (2001), Fan (2002)によれば、出稼ぎ農民の都市での住居、医療、子弟教育、政府補助等へのアクセスは、戸籍制度の下で厳しく制限されてきた。農民に対する人的資本の形成を怠ってきたため、仮に戸籍制度を撤廃しても、彼らの労働者としての技能が改善しない限り、都市・農村間の所得格差は残る。

47 中国浙江省を対象としたZhang (2008)の実証研究によれば、農家間の農地取引は農業生産の効率性を改善すると同時に、取引当事者間の公平な所得分配とも矛盾しない。つまり、非農業就業機会の少ない農家に農地が集まるので、所得格差は拡大しないというのである。しかし、本文で述べたとおり、農業構造問題との関係で問題となるのは、農地の貸し手と借り手の間の所得格差ではなく、農業と非農業セクターの間の格差である。

48 中国で農地経営権が流動化しない理由として指摘されているのが、生活保障手段としての農地保有動機である。つまり、貸し手側が請負農地を手放さないという問題である。しかし、都市近郊で表面化しつつある耕作放棄地の発生に対し、短期貸借契約すら交わされないという事実を重視すれば、借り手側の事情が考慮されてもよい。

49 農家Bよりも農家Aの方が多くの農業労働力を有しており、 $MPS_A > MPS_B$ が成立するという前提の下で、土地・労働比率が農家間で一致する方向に農地が移動すれば、資源配分の効率性は改善される。また貸借により、貸し手の利潤は abe 、借り手の利潤は dcb だけ増加する。

〔引用文献〕

〈日本語文献〉

- 青柳 齊 2007. 「中国農民合作社の新展開とその制度的特徴」『中国 21』Vol. 26 愛知大学現代中国学会編 125-160.
- 天児慧 1999. 『中華人民共和国史』岩波書店.
- 池上彰英 2007. 「中国の「三農」問題と農業政策」久保義喜編『アジア農村発展の課題』筑波書房 71-102.
- 荏開津典生 1985. 『日本農業の経済分析』大明堂.
- 河原昌一郎 2006. 「農業組織化と市場安定化のための政策効果分析」銭小平編『中国東北部稲作地帯の発展と農民組織化の動向』国際農林水産業研究センター 75-89.
- 2008. 『中国農村合作社制度の分析』農林水産政策研究叢書第9号.
- 小林一穂・劉文靜・秦慶武 2007. 『中国農村の共同組織』御茶ノ水書房.
- 北村行伸 2009. 『ミクロ計量経済学入門』日本評論社.
- 白石和良 2007. 「中国の農民專業合作社法」その概要と問題点①: 分散した農家経営と市場を有効に連結」『農林経済』(時事通信社) 第988号.
- 高橋大輔 2010. 「農地流動化と取引費用」『農業経済研究』第82巻第3号 172-185.
- 多田稔・胡定寰・宮田幸子 2006. 「中国における契約農業の収益性—山東省における青果物のケーススタディー」『2006年度日本農業経済学会論文集』日本農業経済学会 227-231.
- 張曉山 2010. 「中国の農民組織＝農民専門合作社の展開—成功の鍵は農民利益向上—」『中国農業の現在を知る, 学ぶ—東アジア型農業・農村の根幹 家族経営とその組織化—』(農文協創立70周年・亜農交創立50周年記念シンポジウム) 農山村漁村文化協会・亜細亜農業技術交流協会 15-23.
- 陳鍾煥 2008. 『中国農業「保護」政策の開始と農業「産業化経営」の役割』批評社.
- 董彪・菅沼圭輔 2010. 「中国稲作における大規模借地経営の存立条件と問題点—黒龍江省海林市新安朝鮮族鎮永樂村・和平村の事例研究—」『2010年度 日本農業経済学会論文集』 486-493.
- 日本農協組織研究会 「世界銀行報告『中国農民專業協會の総括と政策提言』」.
- 實劬久俊 2008. 「農民專業合作組織の意義とその実態: 概要の整理と実態調査に基づく考察」池上彰英・實劬久俊編『中国農村改革と農業産業化政策による農業生産構造の変容』アジア経済研究所 143-170.
- 實劬久俊・佐藤宏 2009. 「中国における農業産業化の展開と農民專業合作組織の経済的機能—世帯・行政村データによる実証分析—」Global COE Hi-Stat Discussion Paper Series 086 一橋大学経済研究所.
- 山下憲博 2006. 「農業社会化服務体系の現状と課題」銭小平編『中国東北部稲作地帯の発展と農民組織化の動向』国際農林水産業研究センター 49-65.
- 山田七絵 2007. 「中国沿岸部におけるリンゴ輸出の拡大と農家経済」重富真一編『グローバル化と途上国の小農』アジア経済研究叢書 No. 560 111-146.

〈中国語文献〉

- 包宗順 2010. 「耕地, 労働力資源利用与農業経営体制創新」http://www.cndua.cn/news_show.asp?id=3949.
- 黃祖輝・徐旭初・馮冠勝 2002. 「農民專業合作組織發展的影響因素分析」『中国農村經濟』3月 13-21.
- 孫業苑 2003. 「現段階我国農民合作需求与意願の実証研究和啓示—對江蘇農戶の実証調查与分析—」『江蘇社会科学』204-208.
- 王士海・劉俊浩 2007. 「農民專業合作社法」的正負效應分析」『重慶工商大学学报』第17巻第6期 18-21.

尤慶國・林萬龍 2005. 「農村專業合作經濟組織的運行機制分析與政策影響評估」『農業經濟問題』總第 309 期 4-9.

張樹川・劉永功 2004. 「制約我國農民合作經濟組織發展的深層思考」『經濟問題』第 8 期 45-47.

周章躍 2004. 「經濟改革時期的中國農業合作社：發展與經驗」『中國農業經濟評論』Vol. 2, No. 2, 238-257.

〈英語文獻〉

Acosta, P. 2006. "Labor supply, school attendance, and remittances from international migration: the case of El Salvador." *World Bank Policy Research Working Paper*, 3903.

Barrett, C.B., M.F. Bellemare and J.Y. Hou 2010. "Reconsidering conventional explanations of the inverse productivity-size relationship." *World Development* 38(1): 88-97.

Bernard, T. and D.J. Spielman 2009. "Reaching the rural poor through rural producer organizations? A study of agricultural marketing cooperatives in Ethiopia." *Food Policy* 34(1): 60-69.

Binswanger, H.P. 1980. "Attitudes toward risk: experimental measurement in rural India." *American Journal of Agricultural Economics* 62(3): 395-407.

Binswanger, H., K. Deininger and G. Feder. 1995. "Power, distortions, revolt and reform in agricultural land relations," in Behrman, J. and Srinivasan, T.N. eds., *Handbook of Development Economics*, Vol. 3B, Amsterdam: Elsevier, pp. 2659-2772.

Bolwig, S., P. Gibbon and S. Jones 2009. "The economics of smallholder organic contract farming in tropical Africa." *World Development* 37(6): 1094-1104.

Bratberg, E. A. Grasdøl and A.E. Risa 2002. "Evaluating social policy by experimental and nonexperimental methods." *Scandinavian Journal of Economics* 104(1): 147-171.

Cameron, A.C. and P.K. Trivedi 2005. *Microeconometrics: Methods and Applications*. New York: Cambridge University Press.

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. 1995. "Collective agricultural production: a solution for transition economies?" *World Development* 23(8): 1317-1334.

Deininger, K. and G. Feder 2001. "Land institutions and land markets." in Gardner, B. and Rauser, G.C. eds., *Handbook of Agricultural Economics*, Vol. 1A, Amsterdam: Elsevier, pp. 287-331.

Deininger, K. and S. Jin 2005. "The potential of land rental markets in the process of economic development: evidence from China." *Journal of Development Economics* 78(1): 241-270.

Deng, H. J. Huang, Z. Xu and S. Rozelle 2010. "Policy support and emerging farmer professional cooperatives in rural China." *China Economic Review* (in press).

Eren, O. 2007. "Measuring the union-nonunion wage gap using propensity score matching." *Industrial Relations* 46(4): 766-780.

Fan, C.C. 2002. "The elite, the natives, and the outsiders: migration and labor market segmentation in urban China," *Annals of the Association of American Geographers* 92: 103-124.

Fan, S. 1991. "Effects of technological change and institutional reform on production growth in Chinese agriculture." *American Journal of Agricultural Economics* 73(2): 266-275.

Glover, D. and K. Kusterer 1990. *Small Farmers, Big Business: Contract Farming and Rural Development*. London: Macmillan Press.

Godtland, E.M., E. Sadoulet, A. de Janvry, R. Murgai and O. Ortiz 2004. "The impact of farmer field schools on knowledge and

- productivity: a study of potato farmers in the Peruvian Andes." *Economic Development and Cultural Change* 53(1): 63-92.
- Govere, J. and T.S. Jayne 2003. "Cash cropping and food crop productivity: synergies or trade-offs?" *Agricultural Economics* 28(1): 39-50.
- Guo, H., and R.W. Jolly 2008. "Contractual arrangements and enforcement in transition agriculture: theory and evidence from China." *Food Policy* 33(6): 570-575.
- Hazell, P.B.R. 2005. "Is there a future for small farms?" *Agricultural Economics* 32 (Suppl. 1): 93-101.
- Heckman, J. 1979. "Sample selection bias as a specification error." *Econometrica* 47(1): 153-161.
- Heckman, J., H. Ichimura, J. Smith and P. Todd 1998a. "Characterizing selection bias using experimental data." *Econometrica* 66(5): 1017-1098.
- Heckman, J. H. Ichimura and P. Todd 1998b. "Matching as an econometric evaluation estimator." *Review of Economic Studies* 65(1): 261-294.
- Ito, J. 2008. "The removal of institutional impediments to migration and its impact on employment, production and income distribution in China." *Economic Change and Restructuring* 41(3): 239-265.
- Ito, J. 2010. "Inter-regional difference of agricultural productivity in China: distinction between biochemical and machinery technology." *China Economic Review* 21(3): 394-410.
- Key, N. and D. Runsten 1999. "Contract farming, smallholders, and rural development in Latin America: the organization of agroprocessing firms and the scale of outgrower production." *World Development* 27(2): 381-401.
- Kirsten, J. and K. Sartorius 2002. "Linking agribusiness and small-scale farmers in developing countries: is there a new role for contract farming?" *Development Southern Africa* 19(4): 503-529.
- Leuven, E. and B. Sianesi 2003. "PSMATCH2: Stata module to perform full Mahalanobis and propensity score matching, common support graphing, and covariate imbalance testing." <http://ideas.repec.org/c/boc/bocode/s432001.html>.
- Lin, J. Y. 1992. "Rural reforms and agricultural growth in China." *American Economic Review* 82(1): 34-51.
- Lingohr, S. 2007. "Rural households, dragon heads and associations: a case study of sweet potato processing in Sichuan province." *China Quarterly* 192: 898-914.
- Little, P.D. and M.J. Watts 1994. *Living under Contract: Contract Farming and Agrarian Transformation in Sub-Saharan Africa*. Wisconsin: University of Wisconsin Press.
- Manski, C. F. 1993. "Identification of endogenous social effects: the reflection problem." *Review of Economic Studies* 60: 531-542.
- Meng, X. and J. Zhang 2001 "The two-tier labor market in urban China: occupational segregation and wage differentials between urban residents and rural migrants in Shanghai," *Journal of Comparative Economics* 29(3): 485-504.
- McKenzie, D., J. Gibson and S. Stillman 2006. "How important is selection? Experimental versus nonexperimental measures of the income gains from migration." *World Bank Policy Research Working Paper* 3906.
- McMillan, J., J. Whalley and L. Zhu 1989. "The impact of China's economic reforms on agricultural productivity growth." *Journal of Political Economy* 97(4): 781-807.
- McMillan, J. 2002. *Reinventing the Bazaar: A Natural History of Markets*. New York: W.W. Norton & Company, Inc.
- Minten, B., L. Randrianarison and J. Swinnen 2007. "Spillovers from high-value agriculture for exports on land use in developing countries: evidence from Madagascar." *Agricultural Economics* 37(2-3): 265-275.
- Miyata, S., N. Minot and D. Hu 2009. "Impact of contract farming on income: linking small farmers, packers, and supermarkets in

- China.” *World Development* 37(11): 1781–1790.
- Mueser, P., K.R. Troske and A. Gorislavsky 2007. “Using state administrative data to measure program performance.” *Review of Economics and Statistics* 89(4): 761-783.
- Nakajima, S. and K. Tahara 2009. “The choice of participation forms in community-based group farming and efficiency in team production.” Contributed paper prepared for presentation at the *International Association of Agricultural Economists*.
- Otsuka, K. 2007. “Efficiency and equity effects of land markets.” in Evenson, R. and Pingali, P. eds., *Handbook of Agricultural Economics*, Vol. 3, Amsterdam: Elsevier, pp. 2671-2703.
- Rosenbaum, P. and D. Rubin 1983. “The central role of the propensity score in observational studies for causal effects.” *Biometrika* 70(1): 41-55.
- Sabates-Wheeler, R. 2002. “Farm strategy, self-selection and productivity: can small farming groups offer production benefits to farmers in post-socialist Romania?” *World Development* 30(10): 1737-1753.
- Simmons, P., P. Winters and I. Patrick 2005. “An analysis of contract farming in East Java, Bali, and Lombok, Indonesia.” *Agricultural Economics* 33(3): 513-525.
- Singh, S. 2002. “Contracting out solutions: political economy of contracting farming in the Indian Punjab.” *World Development* 30(9): 1621-1638.
- Skoufias, E. and J. Shapiro 2006. “Evaluating the impact of Mexico’s quality schools program: the pitfalls of using nonexperimental data.” *World Bank Policy Research Working Paper* 4036.
- Smith, J.A. and P.E. Todd 2005. “Does matching overcome LaLonde’s critique of nonexperimental estimators?” *Journal of Econometrics* 125(1-2): 305-353.
- Swinnen, J.F.M. and M. Maertens 2007. “Globalization, privatization, and vertical coordination in food value chains in developing and transition countries.” *Agricultural Economics* 37: 89-102.
- Warning, M. and N. Key 2002. “The social performance and distributional consequences of contract farming: an equilibrium analysis of the *Arachide de Bouche* program in Senegal.” *World Development* 30(2): 255-263.
- Wen, G.J. 1993. “Total factor productivity change in China’s farming sector: 1952-1989.” *Economic Development and Cultural Change* 42(1): 1-41.
- White, M. and J. Killeen 2002. “The effect of career guidance for employed adults on continuing education: assessing the importance of attitudinal information.” *Journal of the Royal Statistical Society Series A-Statistics in Society* 165, Part 1: 83-65.
- Winkelmann, R. and S. Boes 2006. *Analysis of Microdata*. Berlin: Springer.
- World Bank 2006. *China – Farmers Professional Associations Review and Policy Recommendations*. Washington, DC.
- World Bank 2007. *World Development Report 2008: Agriculture for Development*. Washington, DC.
- Wydick, B. 2008. *Games in Economic Development*. New York: Cambridge University Press.
- Zhang, Q.F., M. Qingguo and X. Xu 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.