

# 中国農民專業合作社の経済効果の実証分析

寶劍久俊・佐藤宏

本稿では、中国の農業インテグレーションのなかで重要な役割を担う農業協同組合的組織(「農民專業合作社」)に焦点をあて、合作社加入による農家の農業純収入への経済効果について、中央・地方政府によって認定された「農業モデル村」とそれ以外の村に分類し、合作社加入の内生性を考慮した定量分析を行った。推計の結果、農業モデル村と非農業モデル村ともに農民專業合作社への加入は農家の農業純収入に有意な正の効果をもたらしているが、農業モデル村では農業全般に対するサービスが相対的に体系化されているため、合作社加入による正の効果が相対的に高く、より高い農業純収入の増進効果をもたらしていることが明らかとなった。また、農業モデル村では村幹部選挙に対する世帯主の意識の高さや、農業産業化政策が本格化する以前から合作社の会員が同一村内に存在したりすることが、農家による合作社への加入を有意に促進している点も統計的に示された。

JEL Classification Codes: Q12, Q13, O13

## 1. はじめに

中国では1970年代末から導入された農業生産責任制によって、1980年代前半には農産物の増産と生産性の上昇を実現してきたが、1980年代後半には「農業徘徊」と呼ばれる農業低迷を経験してきた(中兼(1992:第8章))。さらに1990年代に入ると、第2次産業では年平均の実質成長率(1991~2000年)が13.6%に達する一方で、第1次産業の実質成長率は3.8%にとどまるなど、産業間の相対的な格差は一層顕著となってきている(国家統計局(2011))。

このような相対的な農業低迷には多くの要因が関係するが、そのなかの重要な要因の一つとして農業関連の公共サービスの低下が挙げられる。中国の農村部では、集団農業体制の解体とともに農業基盤整備のための公的積み立てが減額され、技術普及組織に対する予算削減や独立採算化も行われた。その結果、農業の技術普及や水利管理、生産資材の共同購入や農作物の共同販売といった農家に対する公的サービスも大幅に後退するといった問題が発生し、とりわけ財政力の弱い内陸農村地域ではその影響が深刻であった(池上(1989)、嚴(1997)、白石(1994)、

辻ほか(1996)、胡・黄(2001))。食糧に対する安価での義務供出の維持と相まって、零細規模の農業経営を支える公的サービスの低下は農業生産における規模の不経済を顕在化させ、農業低迷の重要な要因となったと考えられる。

そこで中国共産党は、アグリビジネス企業である「龍頭企業」を中心に、農業のインテグレーションと産地化を推し進める新たな農業政策(中国語で「農業産業化」と呼ばれる)を1990年代末から本格的に打ち出し、農業の集約化と農産物の高付加価値化、農業・農村の振興と農民の経済的厚生向上を目指してきた(池上・寶劍編(2009))。この農業産業化政策において、龍頭企業と農民の中間に位置し、農民への技術普及と生産管理を行うと同時に、利害関係の調整を担う仲介組織として、「農民專業合作社」と呼ばれる農業協同組合的な組織が大きく注目されている<sup>1)</sup>。

中国の農民專業合作社に関しては、中国人研究者を中心に数多くの研究が蓄積され、日本人研究者も日本の農協との比較から調査研究を行ってきた<sup>2)</sup>。また、World Bank(2006)やShen *et al.*(2007)といった調査研究が出版されるなど、欧米の援助機関や研究者も農業発展における合

作社の役割に注目している。近年の農民專業合作社研究では、特定の地域や特定の合作社を取り上げ、生産農家の合作社への加入効果を定量的に実証する研究が増加してきた。代表的な研究として、江蘇省のスイカ合作社に関する農家の加入効果をマッチング手法で実証した伊藤ほか(2010)や、合作社設立に対する支援政策の効果を村レベルのパネルデータによって検証したDeng *et al.*(2010)が挙げられ、定量分析の厳密性は飛躍的な向上をみせている。

他方、農民專業合作社の経済的機能の多様性を明らかにするため、各地の合作社に対して詳細な調査を行った研究も存在する。例えば、韓主編(2007)は、東部・中部・西部という3つの地区を代表する140社の專業合作社に対するアンケート調査に基づき、農民專業合作社の経済活動や組織としての特徴を整理している。また、郭・張編(2010)は10省・29地区の47社の農民專業合作社の代表者に対するヒアリング調査とアンケート調査を行い、合作社の発展過程や実際の機能を具体的に描き出した。さらに孔ほか(2012)では、3省・自治区における114社の農民專業合作社と1039世帯の会員農家へのアンケート調査を利用して、合作社の経済的機能と会員農家への経済効果を詳細に議論する。

このような既存研究と比較して、本稿は以下の2つの点で新たな貢献が存在する。第一に、2003年に中国社会科学院経済研究所が中心となって実施した全国規模の農家調査(China Household Income Project, 以下、「CHIP調査」)を利用している点である。中国の農民專業合作社について、個別地域の事例研究が積み重ねられる一方で、地域を横断した実証研究は非常に限られていた。もちろん個別地域に限定し、農民專業合作社の差異を考慮した分析の重要性は言うまでもない。その一方で、地域を限定し、特定の農民專業合作社と関連する農家のみを調査対象とする標本設計は、内的整合性(internal validity)に重点を置きすぎるため、全体的な政策効果が疎かとなったり、特定地域の経験をほかの地域に適用するという外的整合性(external validity)の面で大きな制約が生じてしまう

といった問題も存在する(Ravallion(2008), 黒崎(2009: 第4章))。したがって、農民專業合作社の地域的多様性の重要性を認識しつつも、個別研究の中国全体での位置づけを明確にするため、全国レベルのデータを利用して、制度上または政策的に農民專業合作社と括られる組織を俯瞰する実証研究の意義は大きいと思われる。

第二の貢献として、農家と行政村の視点から農民專業合作社の経済的機能を考察している点である<sup>3)</sup>。中国の農民專業合作社は日本の総合農協と異なり、野菜や果樹などの特定の農作物や、農業機械耕作など特定のサービスに関して組織が形成され、合作社あたりの会員数も約250世帯(孔ほか2012)と規模は小さく、会員農家向けに提供されるサービスの内容は地域の特性や農作物によって格差も大きい。また中国の農民專業合作社は、行政村の幹部がその設立・運営に直接関与するものから、大規模農家や仲買人、龍頭企業が主導的な役割を果たすもの、両者が混合されたものなど、様々なタイプのもので存在する(寶劍(2009))。

本稿で利用するデータには、各々の合作社が提供するサービス内容についての情報が含まれないため、サービス内容の差異を厳密にコントロールすることはできない。その一方で、本データには行政村が中央・地方政府によって認定された「農業モデル村」(中国語では「農業示範村」)であるか否かという指標が含まれる。中国政府は1990年代半ばから、優良品種の普及と農作物の増産による産地の形成、農業バリューチェーンの強化、農産物の生産・加工・保存面での技術開発の促進と技術普及体系の整備などを目的に、農業モデル地区(「農業示範区」)を設置することを決定した。そして地方政府レベルでは、中央政府の決定に依拠しながら農業モデル県・村の選定を行っている<sup>4)</sup>。

改革開放後の中国では、特定の地域・組織をモデルとして指定し、財政・金融といった面での支援と関連法令の整備を通じた政策実験を推し進めるとともに、その経済政策を他の地域にも普及させていくことが多くの分野で実践され(中兼(1999: 第2章), Roland(2002))、農業

産業化の分野でも同様の手法が踏襲されている(池上・寶劔(2009), 寶劔(2016)). したがって、農業モデル村と認定された行政村とそれ以外の村では、農業の発展水準や農業に対する政府の支援、農業産業化に向けた取り組みといった面で、大きな格差が存在することが予想される。そこで本稿では、行政村を「農業モデル村」と「非農業モデル村」という2つのグループに分類する。

また、前述のように農民專業合作社の設立・運営において、行政村の幹部がより積極的な役割を果たすケースが中国では数多くみられ、特に農業モデル村ではその傾向がより強いことが予想される。具体的には、農業モデル村では生産農家に対して広範な農業関連サービス(技術指導、統一的な灌漑・防除の実施、農作物の規格化による産地形成など)を提供していること、さらに合作社は行政村と積極的に連携しながら、農業生産資材の共同購入、農作物の共同販売、農産物の規格化のための技術指導といった面で、他の地域のモデルとなるよう、サービスの規範化を進めていることが期待される。したがって、本稿では農民專業合作社への加入効果において、非農業モデル村と比較して農業モデル村の方がその経済効果が大きいという仮説を提示し、実証分析を行う。

本稿の構成は、以下の通りである。第2節では、農民專業合作社のマクロ的動向を整理したうえで、農民專業合作社への加入によるインパクト評価を行うための実証枠組みについて説明する。つづく第3節では、農家データを農業モデル村・非モデル村に分類し、農家による合作社加入の内生性を考慮した計量手法を用いながら、会員農家の農業純収入への経済効果を計測する。そして第4節では、分析結果を総括するとともに、農民專業合作社の支援に対する政策的含意を記述する。

## 2. 農民專業合作社の動向と分析フレームワーク

### 2.1 農業の転換と農民專業合作社

先進国の農業では、農業生産の高付加価値化の過程で、農産物の生産、加工、流通に関わる

様々な主体の間においてリンケージが増えるとともに、取引関係が長期化、内部化、固定化されるなど、リンケージ自体が強化されてきている(大江(2002:2-3)). 中国においても、所得向上と食生活の変化、都市化と、それによるスーパーマーケットの発展を背景に、農業産業化政策のもとで農業インテグレーションが着実に進行し、中国 WTO 加盟後の貿易障壁の低下による外資の大手スーパーの中国市場への参入も、その趨勢を後押ししている(池上・寶劔編(2009), Reardon *et al.*(2009), Miyata *et al.*(2009)).

しかしながら、農業インテグレーションにもなう制度的基盤が未発達で、かつ農業技術水準の低い零細農家が数多く存在する中国では、アグリビジネス企業による農産物の買い叩きや、企業・農家による契約違反が頻発している(郭(2005:110-121), Guo and Jolly(2008:571)). その一方で、農作物の買い手であるアグリビジネス企業も、生産農家との契約農業を行い、高品質の農産物を確保するためには、技術普及や契約履行、労働監視など多くのコストを負担せざるを得なかった。そのため、農作物の買い手である企業としては、零細な農業生産者に対する技術指導や品質管理でサポートを行う同時に、農家の農業経営を低コストで監視できるような枠組みの整備が喫緊の課題であった。他方、農作物の生産者である農家としては、企業との価格交渉力を高め、農家間の連携を強化するための組織の必要性が高まっていた。このような経済環境のもとで形成されてきた農民組織の一つが、農民專業合作社と呼ばれるものである。

中国の專業合作社は日本の農協(とくに総合農協)と異なり、特定作目を栽培する大規模経営農家や仲買人、アグリビジネス企業や地方政府などが中心となって結成された組織で、会員に対する農業生産資材の一括購入や、農産品の斡旋販売、農産物の加工・輸送、農業生産経営に関する技術・情報などのサービスを提供する役割を担っている<sup>5)</sup>。また、一部の合作社では産地化を通じて農作物の品質統一やブランド化を行ったり、スーパーなどの量販店と直売契約

を締結したりするなど、マーケティングを強化することで農産物の価格向上と販売先の安定化を実現している<sup>6)</sup>。

中国の農民專業合作社は、農業技術普及を目的に1980年代から自然発生的に形成され、1990年代初頭にはその組織数は8万社近くまで増加した。1990年代には中国農政の混乱も影響して、農民專業合作社の設立は停滞したが、農業産業化政策の本格化によって2000年代前半から專業合作社は再び増加傾向をみせ、2002年に組織数は約15万社に達した(寶劍(2009: 206-208))。

さらに2007年7月1日には、農民專業合作社に関する初の法律である農民專業合作社法が施行されたことで、近年は工商行政管理総局登録の農民專業合作社数は大きく増加している。政府関連部門の発表によると、農民專業合作社法に基づく法人登記数は2007年の2万6000社から、2010年末には38万社と急増し、2014年末には129万社に達した。それにともない、会員農家数も2007年末の210万戸から2010年末には2900万戸、2014年末には9227万戸へと大幅に増加し、農村総世帯数に占める会員農家の割合(2014年末)も35.5%となっている(農業部農村経済体制与経営管理司ほか編(2011), 「中央政府門戸網站」(<http://www.gov.cn>, 2015年3月19日付け記事(2015年10月20日閲覧))。

農民專業合作社はこのように急速な発展を実現する一方で、補助金の受給や税制面での優遇を目的とした形式だけの組織もかなりの数に登っている<sup>7)</sup>。とりわけ2007年の農民專業合作社法の施行以降は、合作社数と会員農家数の増加が政治目的化されてしまい、会員農家の所得向上や地域の活性化といった本来の目的がないがしろにされがちである(寶劍(2009: 211-213))。

他方、農民專業合作社法では合作社の「民主的な管理」が謳われているが、必ずしも協同組合原則によって運営されていない組織も多い(田原(2009))。中国の合作社は、概して規模が小さく経営能力や財政的基盤が脆弱なため、地

方政府や公的な農業技術普及部門からの強力な支援を受けたり、それらのネットワークを利用したりすることで、組織としての機能を高めるケースも多い<sup>8)</sup>。したがって農民專業合作社の経済的機能を考察する際には、会員である農家が所属する行政村の役割に注目していく必要がある。このような農民專業合作社の動向と実態を踏まえたうえで、合作社の経済効果を厳密に計測していく。

## 2.2 合作社効果の分析フレームワーク<sup>9)</sup>

本稿では合作社加入による農家レベルの「農業純収入」(耕種業、畜産業、林業の総収入(自家消費も含む)から生産費を差し引いた金額)への効果を考察するために、成果( $Y$ )の関数を以下のように設定する。

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

$X$ は成果の説明変数のベクトル、 $\beta$ は説明変数のパラメータのベクトル、 $D$ は合作社への加入ダミー(2002年時点で世帯が農民專業合作社の活動に参加している=1, 参加していない=0)、 $\gamma$ は合作社加入ダミーのパラメータ、 $\varepsilon$ は誤差項である。なお、成果変数の $Y$ については、2002年の農業純収入を利用する。またこの定式化では、合作社への会員農家と非会員農家で、説明変数のパラメータは同一であることを想定する<sup>10)</sup>。

ここで注意すべきは、農家による農民專業合作社への加入・非加入は必ずしもランダムに行われているのではなく、農家自らが農業経営に対する取り組みや合作社に対する認識などに応じて主体的に判断している点、あるいは合作社自体が加入者を選択しているという点である。後者について、合作社では入会希望の農家に対して一定の条件(経営面積、特定品目の栽培、品質の基準など)を課すことも報告されている(伊藤ほか(2010)、郭・張編(2010))。

ただし、孔ほか(2012)の農民專業合作社調査によると、農産物の生産規模や栽培技術の水準を加入条件とする合作社の割合は、それぞれ全体の1割程度にとどまっている。また、筆者の実地調査や伊藤ほか(2010: 69)によると、合作



社の提示する基準を必ずしも満たしていない農家であっても、合作社への加入を認めるケースが報告されるなど、加入条件の達成度よりも、農家の農業生産への積極性が加入の際に重視される傾向もみられる。そのため、本稿では合作社が提示する加入条件については所与とする一方で、農家による合作社加入に関する自己選択に焦点をあて、その合作社加入の内生性をコントロール可能な操作変数を利用して推計作業を行っていく。

合作社加入に関する操作変数(IV)として、本稿では「幹部ダミー」(2002年以前に世帯主が幹部[村幹部、郷鎮幹部、関連部門の幹部]への就任経験があれば1、就任経験がなければ0をとるダミー変数)、「行政村の合作社設立ダミー(1998年)」(1998年時点で行政村内に農民專業合作社の会員がいれば1、いなければ0をとるダミー変数)、「村幹部選挙への意識」(村幹部の直接選挙に対する世帯主の認識を5段階で評価した変数)<sup>11)</sup>の3つを利用する。農民專業合作社の普及は中国共産党が政策的に推し進めていることから、農村幹部は合作社加入に積極的であると予想される<sup>12)</sup>。反面、農村幹部を経験していることは世帯主の人的資本の高さや外部ネットワークの多さを示す指標とも考えられるが、寶劍(2000)では政治的地位の差は農業生産性には直接的な影響を与えておらず、むしろ非農業就業機会の面でのメリットが大きいことが示されていることから、農業純収入に対して直接的な効果は低いと想定できる。

他方、「行政村の合作社設立ダミー(1998年)」は、1998年時点で行政村内に農民專業合作社の会員が1戸以上存在するか否かを示す変数である。農民專業合作社の加入要因を分析した張ほか(2012)と伊藤ほか(2010)に示されているように、合作社への理解度や近隣農家の合作社への加入状況が個別農家の加入選択における重要な要因となっている。ただし、合作社への理解度については内生性の問題も存在することから、本稿では1998年時点での会員農家の有無という指標を利用する。村内に合作社会員が存在することは、他の農家に対してアナウンス

メント効果をもち、農家による合作社への加入決定に対して影響を与えるものと想定される<sup>13)</sup>。また、合作社設立ダミーは農業産業化政策が本格的に提唱された1998年末を基準としているため、1998年時点の合作社設立ダミーは政策による直接的な影響は少なく、かつ2002年の農家レベルの農業純収入への直接的な影響も小さいことが予想され、操作変数として適切と考えられる。

そして「村幹部選挙への意識」とは、行政村(村民委員会)幹部の直接選挙の重要性に対する世帯主の認識を5段階で評価した指標のことである。この数値が高い農家ほど、村政に対する利害関心が強いことを意味し、そのような農家は行政村全体の利益向上といった公共性に対する意識も高く、農民專業合作社の活動にもより積極的に参加することが期待される<sup>14)</sup>。その一方で、村幹部選挙への意識の違い自体が個別農家の農業純収入の水準に直接的な効果をもたらすことは想定しにくいことから、操作変数として採用した。

ところで、合作社加入の内生性を取り込んだセレクションモデルの推計手法として、操作変数法を利用した完全情報最尤推定(full information maximum likelihood: FIML)による推計手法と、Heckmanの二段階推計(two step estimation)の2つが存在する。潜在モデルと成果関数の誤差項の相関が存在する際には、FIMLがより効率的であることが知られている(Bolwig *et al.*(2009: 1097-1098))。そのため、本稿では合作社加入(D)の潜在モデルの誤差項と式(1)の成果関数の誤差項( $\epsilon$ )との間に、相関係数が $\rho$ の二項正規分布を想定したFIMLによる推計を行う。さらに本稿ではOLSとFIMLによる推計に加え、誤差項の不均一分散の可能性も考慮して、誤差と操作変数との直行条件を想定する一般積率法(GMM)による推計も行い、加入効果の比較と頑健性を確認する。

農業純収入に関する本稿の推計では、より柔軟性の高い関数型であるトランスログ型生産関数を採用する。また、モデル推計にあたって、生産要素(労働日数、農地面積、農業資本額)と

農業純収入は全て基準化した。具体的な推計モデルは、以下の通りである。

$$\ln Y_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^3 \beta_j \ln X_{ij} + \frac{1}{2} \sum_{j=1}^3 \sum_{k=1}^3 \beta_{jk} \cdot \ln X_{ij} \ln X_{ik} + \gamma D_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

Y：農業純収入(農業[耕種業，畜産業，林業]総収入から生産コスト[肥料・農薬・種子などの投入財，雇用労働の労賃，借入農地の地代など]を差し引いた金額。自家消費分も含む)

X<sub>1</sub>：全世帯員の農業就業日数と雇用労働日数の合計<sup>15)</sup>

X<sub>2</sub>：農家の請負農地(果樹園，林地，水産養殖の面積を含む)と借入農地の合計から，貸出農地の差し引いた面積

X<sub>3</sub>：農業資本額(役畜，農具，農業機械など)の現在価値<sup>16)</sup>

上記の変数の他に，農業純収入構成の相違をコントロールする変数として，耕種業純収入比率(農業純収入に占める耕種業純収入の割合)，地理的要因をコントロールするための変数として地形ダミー，大中都市近郊ダミー，省ダミー(推計結果は省略)，農家の属性として世帯主の年齢と教育年数，農業技術への意欲といった変数も説明変数に加えて推計を行っていく。

### 3. 合作社効果の推計結果

#### 3.1 農家の合作社加入状況と農業モデル村の特徴

CHIP 調査の農村住戸調査データとは，国家统计局による農村世帯(「農村住戸」)調査の調査県，調査行政村と調査対象農家を母集団とし，そこから再抽出された調査データのことです。これまで5回(1988年，1995年，2002年，2007年，2013年)にわたって実施されている。CHIP 調査では再抽出された県(市)に所属するすべての調査行政村と調査対象農家をカバーしており，本稿で利用する2002年調査の対象地域は22省(直轄市，自治区)，調査行政村数は961ヵ村，調査農家数は9200世帯(3万7947人)である。

2002年調査は，行政村に対する調査と農家に対する調査の2つから構成され，行政村調査については当該年度の数値に加えて，1998年の状況も詳細に調査されている。また，CHIP 調査は国家统计局による農村世帯調査(4年ごとに調査世帯が入れ替えられる記帳調査)がベースとなっているため，既存研究の調査データ(一次性的家計調査が主)と比べて調査精度が高く，かつ標本規模も圧倒的に大きいという特徴をもつ<sup>17)</sup>。

まず，CHIP 調査の農村世帯(有効標本6949世帯)を利用して，農民專業合作社への加入率を計算したところ，加入率は6.36%であった。中国全体の合作社加入率については，様々な部門から異なるデータが公表されているため，単純な比較は難しいが，比較的信頼性の高い資料として2004年に全人代で報告された数値がある(全国人民代表大会農業与農村委員会課題組『農民合作經濟組織立法專題研究報告』2004年3月，徐(2005)に掲載)。全人代資料では相対的に先進的な農民專業合作社を対象に数値をまとめているが，それによると2003年時点の全国レベルの合作社加入率は5.27%となっていて，CHIP 調査の結果と整合的である。

またCHIP 調査による加入率は，省(直轄市，自治区)によるばらつきが大きい。農業産業化の進展が著しい山東省では加入率が11.55%と最も高く，四川省の10.19%，湖北省の10.15%がそれに続いている。逆に加入率が低い地域としては，広西チワン族自治区の0.88%，貴州省の2.37%，江西省の2.83%が挙げられる<sup>18)</sup>。

ところで，合作社の会員・非会員の間で農業純収入についてどのような相違があるか。そのことを明確にするため，表1では食糧作物(コメ，小麦，トウモロコシ，雑穀，イモ類，豆類)，商品作物(綿花，油糧，野菜，果物などの耕種作物)，畜産物について純収入を比較した。まず食糧作物について見てみると，会員農家の純収入は2202元であるのに対し，非会員農家のそれも2079元で，両者の間には有意な格差が存在しない。それに対して商品作物の純収入で見ると，会員農家は2838元であるのに対し，

表 1. 合作社の会員・非会員農家別の農業純収入

	単位：元			平均差の検定
	合計	会員農家	非会員農家	
食糧作物	2,087	2,202	2,079	有意差なし
商品作物	1,681	2,838	1,604	1% 有意
畜産物	1,196	1,593	1,170	1% 有意

出所) CHIP 調査データより筆者作成。

注) 純収入とは総収入から生産費を差し引いた金額のことである。

非会員農家では 1604 元と倍近い格差が存在し、平均差の  $t$  検定の結果も 1% 有意であった。畜産物の純収入についても、会員農家では 1593 元であるのに対し、非会員農家は 1170 元であり、両者の格差は非常に大きいことがわかる。したがって、農民專業合作社への加入効果は、食糧作物以外の農産物において高い効果を発揮していることが窺える。

次に、行政村データを利用して、農業モデル村と非農業モデル村の基本状況を表 2 に整理した。農業モデル村では、農民 1 人あたり純収入 (1998, 2002 年) の水準は非農業モデル村のそれと比べて有意に高く、合作社ダミー (農民專業合作社の会員農家が村内に 1 戸以上存在するか否か) の平均値も有意に高く、かつ行政村の提供する農業関連サービス (統一灌漑, 機械耕作, 病虫害の統一防除, 播種計画) も充実していることがわかる。また、農業モデル村は相対的に都市近郊に位置していて、地形的にも平地である割合が高く、野菜作付比率も有意に高いことが示されている。

それに対して、年末総人口, 耕地面積, 「機動田」(農地の再配分や調整用に村民委員会が保有する農地) や土地調整の有無, 国定貧困県や少数民族区の有無といった、行政村の基本的な特徴や土地政策の実施状況といった面では有意な格差は観察されていない。さらに、郷鎮企業の就業者比率や出稼ぎ労働者比率といった就業状況でも有意な格差は存在せず、投資誘致プロジェクトや県以上の幹部経験者の有無といった面でも違いはみられなかった。

これらの結果は、農業モデル村において地理的優位性を利用した商品作物の栽培が進展し、行政村による農業関連のサービスも充実する一

方で、人口規模や耕地面積, 土地政策や地方政府との政治的コネクションといった点では、農業モデル村と非農業モデル村で大きな格差が存在しないことを示唆している。

### 3.2 農業生産関数の推計結果

生産関数分析に利用する農家データの基本統計量について、表 3 で整理した。データの欠損や異常値を削除した結果、OLS の推計では 6949 世帯のデータ, FIML と GMM の推計では 6730 世帯のデータを利用する。農業モデル村と非農業モデル村の合作社への加入率は、それぞれ 10.28% と 5.55% という大きな格差が存在する。そして、農業モデル村と非農業モデル村ともに、会員農家の農業純収入と農業技術への意欲は非会員農家のそれらに比べて有意に高く、村内に合作社の会員農家が存在する割合も、非会員農家と比較して有意に高いことが示されている。

一方、幾つかの変数に関して、農業モデル村と非農業モデル村では会員農家・非会員農家の特徴が異なる。農業モデル村について、都市近郊ダミーと村幹部選挙への認識が会員農家の方が有意に高いことから、都市近郊に所在するほど、あるいは村民自治への関心が高い農家ほど、会員農家となっている傾向が観察できる。それに対して、非農業モデル村では非会員農家と比較して、会員農家の世帯主の年齢が有意に低い一方、教育年数は有意に多いことから、会員農家の世帯主は相対的に若く、教育水準も相対的に高いことがわかる。また、幹部ダミー (世帯主が幹部に就任した経験があるか否か) をみると、農業モデル村では会員農家と非会員農家間で有意な格差が存在しないのに対し、非農業モデル村では会員農家の方が幹部経験者の割合が有意に高い。ただし、モデル村の如何にかかわらず、会員農家と非会員農家との間で、労働投入量や農地面積, 農業資本といった生産要素において有意な格差は確認されていない。

これらの変数を利用して、OLS, FIML, GMM という 3 つの手法による農業生産関数の推計を行った。その際、サンプル全体の推計に

表2. 行政村のタイプ別基本状況

変 数 名	定 義	全行政村 (821ヶ村)		農業モデル村 (136ヶ村)		非農業モデル村 (683ヶ村)		差の検定
		平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	
農民1人あたり平均純収入(1998年)	行政村の1998年の農家1人あたり平均純収入(元)	2,074	1,143	2,303	1,129	2,025	1,140	2,602**
農民1人あたり平均純収入(2002年)	行政村の2002年の農家1人あたり平均純収入(元)	2,464	1,481	2,727	1,441	2,406	1,482	2,313***
合作社ダミー	1998年に農民專業合作社に加入している農家が村内に1戸以上いる=1, いない=0	0.213	0.410	0.375	0.486	0.182	0.386	5.099***
郷鎮企業就業者比率	総労働者数のうち、村内の郷鎮に就業している労働者の割合(%)	8.75	38.90	8.84	22.22	8.69	41.46	0.041
野菜作付比率	総作付面積に占める野菜作付面積の割合(%)	8.88	13.12	13.78	20.30	7.91	10.94	4.818***
出稼ぎ労働者比率	総労働者数のうち、郷鎮外で1ヵ月以上就業している労働者の割合(%)	17.97	15.15	16.74	14.07	18.23	15.36	-1.045
耕地面積	行政村の総耕地面積(ム-)	2,446	2,507	2,600	2,136	2,414	2,576	0.783
年末総人口	行政村の年末総人口数(人)	1,818	1,121	1,871	952	1,808	1,153	0.593
行政村の地形：平地ダミー	行政村の地形が平地である=1, その他=0	0.440	0.507	0.507	0.424	0.424	0.424	
丘陵地ダミー	行政村の地形が丘陵地である=1, その他=0	0.322	0.287	0.287	0.330	0.330	0.330	
山地ダミー	行政村の地形が山地である=1, その他=0	0.238	0.206	0.206	0.245	0.245	0.245	
都市近郊ダミー	行政村が都市近郊に位置する=1, 位置しない=0	0.069	0.118	0.118	0.060	0.060	0.060	2.417**
少数民族区ダミー	行政村が少数民族区に分類される=1, 分類されない=0	0.101	0.088	0.088	0.104	0.104	0.104	-0.554
投資誘致プロジェクトダミー	行政村が投資誘致プロジェクトを実施している=1, していない=0	0.122	0.120	0.120	0.122	0.122	0.122	-0.062
国定貧困県ダミー	行政村が国定貧困県に所属する=1, 所属しない=0	0.235	0.199	0.199	0.243	0.243	0.243	-1.117
県以上の幹部経験者ダミー	村出身で、県以上の幹部になった人がいる=1, いない=0	0.524	0.507	0.507	0.529	0.529	0.529	0.454
機動田ダミー	行政村内に「機動田」(農地の再配分用に村民委員会が保有する農地)がある=1, ない=0	0.208	0.208	0.250	0.199	0.199	0.199	1.327
土地調整の実施ダミー	1998年以降に行政村が土地調整を実施した=1, していない=0	0.406	0.406	0.353	0.417	0.417	0.417	1.681*
統一灌漑ダミー	村民委員会が灌漑サービスを統一的に提供している=1, していない=0	0.337	0.337	0.397	0.323	0.323	0.323	2.857***
機械耕作ダミー	村民委員会が機械耕作サービスを提供している=1, していない=0	0.107	0.107	0.176	0.094	0.094	0.094	2.274**
病虫害の統一防除ダミー	村民委員会が病虫害の防除サービスを統一的に提供している=1, していない=0	0.162	0.162	0.228	0.149	0.149	0.149	0.561
生産資材統一購入ダミー	村民委員会が生産資材購入を統一的に行っている=1, 行っていない=0	0.070	0.070	0.081	0.067	0.067	0.067	3.685***
播種計画ダミー	村民委員会が播種計画を統一的に実施している=1, していない=0	0.231	0.231	0.353	0.208	0.208	0.208	

出所) CHIP 調査データより筆者作成。

注) 1) 特記のない場合、データはすべて1998年に関するものである。

2) 農地面積について、1ム-(畝)は約6.67ア-ルで、15ム-は1ヘクタールに等しい。



表3. 農家データに関する変数の定義と基本統計量

変数	定義	合計			農業モデル村			非農業モデル村		
		平均	標準偏差	差の板定	平均	標準偏差	差の板定	平均	標準偏差	差の板定
農業純収入	農業(耕種業、畜産業、林業)の総収入(自家消費分も含む)から経費(種子、化学肥料・農薬、労働雇用費用など)を差し引いた金額(元)	5,175	4,196	4,313***	7,214	5,565	6,450	5,010	6,062***	
農業労働日数	農業の雇用労働への支払賃金を村の日雇い労働で割って雇用労働日数を算出した日数と全世帯員の農業就業日数との合計日数(日)	522	332	1,099	561	317	544	518	1,351	
農地面積	農家の請負農地(果樹園、林地、水産養殖面積も含む)と借入農地の合計から、貸出農地を差し引いた面積(ムー)	8,799	8,946	0,917	9,406	10,610	9,101	8,789	0,596	
農業資本額	農家が保有する役畜、農具、農業機械などの現在価値。農業資本額の数値が0であった場合には、行政村別の農家平均農業資本額(農家調査から推計)を代入して計上した金額(元)	2,283	2,779	1,457	2,633	3,642	2,473	2,271	1,265	
耕種業純収入比率	農業純収入に占める耕種業純収入の割合	0.780	1.260	-0.513	0.772	0.285	0.763	0.759	0.078	
年齢	世帯主の年齢(歳)	46.03	10.08	0.076	46.09	9.30	44.89	46.10	-2.096**	
教育年数	世帯主の就学年数(年)	7.299	2.437	0.132	7.374	2.616	7.771	7.261	3.654***	
農業技術への意欲	新たな農業技術習得への積極性(積極的でない=1,あまり積極的でない=2,普通=3,比較的積極的=4,非常に積極的=5)	3.87	0.95	3.463***	4.17	0.85	4.13	3.85	5.201***	
平地ダミー	行政村の地形が平地である=1,その他=0	0.431	0.447	0.445	0.447	0.447	0.445	0.414		
丘陵地ダミー	行政村の地形が丘陵地である=1,その他=0	0.328	0.374	0.307	0.374	0.374	0.307	0.341		
山地ダミー	行政村の地形が山地である=1,その他=0	0.241	0.179	0.248	0.179	0.215	0.248	0.247		
都市近郊ダミー	行政村が都市近郊に位置する=1,位置しない=0	0.050	0.220	5.400***	0.220	0.074	0.047	0.042	0.453	
幹部ダミー	2002年以前に世帯主が幹部(村幹部、郷鎮幹部、関連部門の幹部)に就任した経験がある=1,就任した経験はない=0	0.168	0.187	0.475	0.187	0.170	0.268	0.161	4.969***	
行政村の合作社ダミー	1998年時点で行政村内に農民專業合作社の会員がいる=1,いない=0	0.229	0.309	1.674*	0.309	0.240	0.313	0.221	3.865***	
村幹部選挙への認識	村幹部の直接選挙に対する世帯主の認識(重要でない=1,比較的重要でない=2,普通=3,比較的重要=4,非常に重要=5)	4.169	1.109	3.918***	4.467	4.026	4.282	4.183	1.549	
合作社への加入率	2002年時点で農民專業合作社の活動に参加している農家の割合(%)	6.36	10.28	5.55	6.36	10.28	5.55	6.36		

出所) CHIP 調査データより筆者作成。

加え、農業モデル村と非農業モデル村にサンプルを分類した形での推計を行い、その結果を表4に整理した。推計全体として、サンプル全体とそのサブサンプル(農業モデル村と非農業モデル村)ともに、生産要素の一次項に関する係数値と有意性について、分析手法による格差は、農業モデル村の農業資本額を除くと非常に小さい。表4の生産要素に関する一次項の係数をみると、いずれのケースでも労働は0.24~0.27、農地面積は0.36~0.39、農業資本額は0.06~0.14、3つの一次項の係数の合計も0.68~0.78前後の値に推移していることがわかる<sup>19)</sup>。

他方、生産要素の二次項をみると、有意性については対象とするサンプルによって異なるものの、全てのケースで負の係数となった。したがって、農業生産関数は単調性と凹性の条件を満たしていると考えられる。また、サンプルによって有意性の格差は大きいものの、生産要素の交差項については、労働と農地の係数は一つのケースを除き全て負、労働と資本の係数は全てのケースで負となる一方で、農地と資本の係数は全てのケースで正の係数をとっている。

また、農業資本額に関する一次項の係数値が相対的に低い理由として、農業機械の専門業者(賃刈り・賃耕業者)や機械耕作関連の合作社に対する耕耘・収穫といった農作業の委託サービスの貢献が適切に評価されていない可能性が考えられる。前述のように本推計ではデータの制約上、農業資本額は個別農家の保有する農業資本額(現在価値)に限定されている。ただし、統計調査データや現地でのヒアリングによると、大型・中型農業機械の保有台数は2004年の農業機械購入への補助金政策の実施後から急速に増加している(寶劔(2013))。また、農業資本額が欠損する標本(行政村別の平均値で補完した標本)を除いた推計でも、農業資本額の一次項に関する係数は若干上昇するものの、係数自体の有意性には変化がなく、他の変数の係数値や有意性に与える影響も軽微であった。したがって、農業資本額の過少評価や欠損による推計バイアスの可能性は低く、本稿の推計結果には一定の妥当性があると考えられる<sup>20)</sup>。

次に、合作社への加入効果を示す合作社加入ダミーをみると、サンプル全体(合計)ではいずれの分析手法でも有意な正の値を示し、 $\rho$ (合作社加入選択モデルの誤差項と農業生産関数の誤差項との相関係数)の尤度比検定ではOLSの推計結果を支持している。OLSによる合作社加入ダミーの係数は0.219であることから、加入農家の農業純収入は未加入農家のそれと比較して24.5%高いことがわかる。さらに、サンプルを農業モデル村と非農業モデル村に分類した推計結果をみると、農業モデル村に所属する農家では2つの手法ともに合作社加入ダミーが有意な係数を示し、FIMLの $\rho$ に関する尤度比検定が有意に棄却されたことから、FIMLの推計結果を支持している。農業モデル村のFIMLの合作社加入ダミーの係数は0.852と相対的に高く、加入効果による農業純収入への増収効果も134.4%となった。

OLSの合作社加入ダミー係数と比べてFIMLの合作社加入ダミーの係数値が高いことは、農業モデル村に関して $\rho$ が負であること、すなわちOLS推計では合作社の加入効果が過小に評価されていることと密接に関連している。 $\rho$ が負であるという結果は、中国における特定の農業专业合作社を取り扱った伊藤ほか(2010)や、アフリカの契約農業を分析したBolwing *et al.*(2009)と同様である。 $\rho$ が負である理由として、農業経営能力の高い農家ほど合作社加入に消極的であって、そのような世帯属性が観察不可能であるため、式(2)の変数に含まれていないことが考えられる(伊藤ほか(2010:59), Winkelman and Boes(2010:247))。また、合作社加入の操作変数では、村幹部選挙への意識と行政村ダミーが有意な正の値を示している。このことは、より政治参加への意識が高く、かつ合作社の農業産業化の本格化以前から会員農家が存在する行政村の農家ほど、合作社により積極的に加入することを示唆する。

それに対して、非農業モデル村のケースでは、FIMLの合作社ダミーの係数は有意ではないが、 $\rho$ に関する尤度比検定が10%水準で棄却されないことから、OLSの結果を支持している。

表 4. 生産関数の推計結果

	合計											
	農業モデル村				非農業モデル村				GMM			
	OLS	FIML	GMM	OLS	FIML	GMM	OLS	FIML	GMM	OLS	FIML	GMM
	係数	z 値	係数	z 値	係数	z 値	係数	z 値	係数	z 値	係数	z 値
ln(労働日数)	0.252	17.470***	0.246	16.155***	0.238	7.701***	0.242	8.033***	0.249	7.202***	0.254	15.904***
ln(農地面積)	0.374	28.152***	0.376	28.043***	0.384	13.024***	0.385	13.443***	0.362	11.024***	0.377	25.821***
ln(農業資本額)	0.122	10.794***	0.129	11.141***	0.056	2.211**	0.071	2.831***	0.071	2.342**	0.135	10.645***
ln(労働日数)×ln(労働日数)	-0.009	-0.992	-0.015	-1.748*	-0.014	-0.843	-0.013	-0.704	-0.005	-0.270	-0.015	-1.591
ln(農地面積)×ln(農地面積)	-0.030	-3.114***	-0.029	-3.046***	-0.013	-0.813	-0.012	-0.765	-0.038	-2.058**	-0.035	-3.125***
ln(農業資本額)×ln(農業資本額)	-0.010	-1.173	-0.008	-0.924	-0.015	-0.737	-0.029	-1.434	-0.088	-3.086***	-0.010	-1.109
ln(労働日数)×ln(農地面積)	-0.059	-3.442***	-0.055	-3.189***	-0.012	-0.475-04	-0.001	-0.033	0.005	0.126	-0.070	-4.100***
ln(労働日数)×ln(農業資本額)	-0.009	-0.705	-0.012	-1.042	-0.022	-0.842	-0.028	-1.102	0.029	0.947	-0.013	-0.939
ln(農地面積)×ln(農業資本額)	0.075	5.886***	0.073	5.786***	0.039	1.585	0.040	1.611	0.029	0.947	0.088	6.021***
耕種業純収入比率	-0.149	-5.225***	-0.148	-5.270***	-0.101	-11.642***	-0.102	-11.964***	-0.101	-11.784***	-0.241	-3.230***
年齢	-0.001	-1.040	-0.001	-1.076	-0.004	-0.933	-0.004	-1.759*	-0.004	-1.580	-0.001	-0.693
教育年数	0.005	1.256	0.005	1.298	0.004	-0.380	-0.005	-0.487	-0.009	-0.808	0.004	1.075
農業技術への意欲	0.050	5.180***	0.048	4.302***	0.060	2.444**	0.063	2.503**	0.037	1.276	0.046	4.455***
丘陵地ダミー	-0.167	-7.160***	-0.161	-6.766***	-0.354	-6.164***	-0.329	-5.750***	-0.370	-5.571***	-0.137	-5.301***
山地ダミー	-0.370	-11.863***	-0.354	-11.266***	-0.450	-6.947***	-0.430	-6.683***	-0.419	-5.824***	-0.363	-10.216***
都市近郊ダミー	0.041	0.930	0.044	0.970	0.028	0.554	-0.283	-3.012***	-0.464	-3.671***	0.134	2.496**
合作社加入ダミー	0.219	5.490***	0.298	3.848***	0.287	3.983***	0.852	7.613***	1.612	5.267***	0.202	4.190***
定数項	0.035	0.153	-0.013	-0.056	0.042	0.175	-0.048	-0.233	0.180	0.780	-0.009	-0.037
合作社加入の操作変数												
幹部ダミー			0.226	4.200***			0.184	1.613			0.239	3.892***
行政村の合作社ダミー(1948年)			0.453	8.685***			0.172	2.850***			0.033	1.145
村幹部選挙への意欲			0.063	2.445**			1.007	9.465***			0.201	2.989***
ath( $\rho$ ) = $0.5 \times \ln\{(1+\rho)/(1-\rho)\}$			-0.056	-1.288			-0.501	-5.562***			0.031	0.490
Number of observations	6949	6730	6730	1197	1153	1153	1153	5577	5752	5577	5577	5577
Adjusted R <sup>2</sup>	0.440		0.436	0.480		0.330		0.450		0.411		0.411
Centered R <sup>2</sup>												
LR test for $\rho=0$		1.66				30.93***		0.24				
Hansen J statistic			0.694			0.805						0.630

出所) CHIP 調査データより筆者推計。

注) 1) \*\*\*は1%水準、\*\*は5%水準、\*は10%水準で有意であることを示す。  
 2) OLSとFIMLの標準誤差はWhite-Huber法によって修正した。  
 3) 省ダミーは省略した。

OLS では合作社加入ダミーは有意な正の係数であるが、その係数値は 0.202 と相対的に低く、増収効果も 22.4% にとどまっている。

他方、GMM による推計結果をみると、サンプル全体(合計)では合作社加入ダミーは有意で、かつ係数も 0.596 と相対的に高い値を示しているが、農業モデル村と非農業モデル村では推計結果が極めて対照的である。すなわち、農業モデル村では合作社加入ダミーが 1% 水準で 1.612 と非常に大きな正の係数をとっているのに対し、非農業モデル村では係数自体は有意ではないが、負の係数となった。

Hansen  $J$  検定(帰無仮説：過剰識別制約は有効)については、いずれのグループでも 10% 水準で棄却されない。ただし、サンプル全体と非農業モデル村の推計では、誤差項の均一分散は 1% 水準で有意に棄却される一方で、弱識別検定(weak identification test)の一つである Cragg-Donald 検定が 5% 水準で棄却できず、非農業モデル村の推計では Cragg-Donald 検定と Anderson-Rubin Wald 検定がともに 10% 水準で棄却されない。したがって、サンプル全体と非農業モデル村に関する GMM 推計では、操作変数の弱相関性問題が存在する。

他方、農業モデル村では、Breusch-Pagan 検定では誤差項の均一分散について帰無仮説が棄却されるものの、Pagan-Hall 検定では棄却されないなど、誤差項の分散についての検定結果が異なる。そのため、本稿では農業モデル村については FIML、サンプル全体と非農業モデル村については OLS の推計結果を採用する。

以上の結果をまとめると、農業モデル村の如何によらず、合作社への加入は農業純収入に対して有意な正の効果をもつ一方で、農業産業化に向けて積極的な政策的支援が行われている農業モデル村の方が、農民專業合作社への加入効果は相対的に大きいことが指摘できる。この結果は、本稿の作業仮説と整合的であり、合作社効果は行政村のタイプと密接に関連していると言える。

合作社加入ダミー以外の変数では、農業モデル村の GMM 推計の結果を除くと、「農業技術

への意欲」が全ての推計において有意な正の効果を示し、地理的条件(ベースは平地ダミー)では丘陵地ダミーと山地ダミーがすべてのケースで有意な負の係数をとった。前者については、農業技術への意欲は農業純収入に対して直接的な正の効果をもたらしていること、後者については、地理的条件に恵まれた平地に属する農家の方が農業純収入は有意に高いことを示唆している。その一方で、世帯主の年齢と教育年数は農業純収入に対して有意な効果をもたらしていないことも示された。

#### 4. おわりに

本稿では、1990 年代末から本格化した中国の農業インテグレーションのなかで重要な役割を担う農民專業合作社に注目し、農民專業合作社への加入による農家の農業純収入への影響について定量的に分析してきた。その際、合作社普及の背景と合作社の経済的機能について整理したうえで、適切な操作変数を用いることで合作社への加入の内生性をコントロールするとともに、行政村のタイプの違い(農業モデル村と非農業モデル村)による加入効果の差異についても考察した。

本稿の主要な分析結果として、農民專業合作社への加入は中国全体でみると、農家の農業純収入に対して有意な正の効果をもたらしているが、農業モデル村と非農業モデル村ではその効果の度合いが大きく異なる点が指摘できる。すなわち、農業モデル村と非農業モデル村ともに農民專業合作社への加入が農家の農業純収入に有意な正の効果をもたらしているが、農業モデル村では農業全般に対するサービスが相対的に体系化されていると考えられるため、合作社加入による正の効果が相対的に高く、より高い農業純収入の増進効果をもたらしていると言える。また、農業モデル村では村幹部選挙への意識の高さが農民の合作社への加入を促進したり、農業産業化政策が本格化する以前から合作社の会員が同一村内に存在したりすることが、農家による合作社への加入を促進している点も統計的に確認された。



前述のように、2007年の農民專業合作社法の施行以降、工商行政管理総局に登録された農民專業合作社の数は急増し、会員数も大幅に増加するなど、中国の農民專業合作社は大きな発展をみせている。その一方で、浙江省の農民專業合作社について分析した黄ほか(2011)が指摘するように、合作社の効率性は総じて低く、経営能力の不足や技術水準の低さがその主要な要因となっていることから、統計上の組織数のみを追求した合作社への設立支援は大きな問題となっている。また、四川省の行政村データを利用した寶劔(2009)でも、実態を伴わない農民專業合作社の設立は、農民の経済厚生上昇に必ずしも繋がらないことを指摘している。故に、農民專業合作社の数や会員数の増大のみを追求するのではなく、地域全体としての農業支援を強化すること、そして合作社の農家向けサービスの強化と農産物の品質向上を推し進めていくことが、中国農業の発展にとって重要であると主張できる。

他方、農家が所属する行政村のタイプにより農民專業合作社加入の効果が異なり、また村政に対する農家の関心が農民專業合作社への加入の選択と関連しているという本稿の事実発見は、中国農村の「村民自治」の経済的意義に関する近年の実証研究と整合的である。たとえば Luo *et al.*(2007, 2010)と Wang and Yao(2007)は、村幹部選挙制度の導入が行政村レベルの公共事業(道路、灌漑、公衆衛生、教育など)の実施に対して有意な正の効果をもつことを示し、また Martinez-Bravo *et al.*(2012)と Shen and Yao(2008)は、村幹部選挙により低所得者向けの投資が促され、村内の所得格差が縮小することを明らかにしている。本稿の分析結果は、農民專業合作社普及政策が農業インフラ整備や農業技術普及など他の経済政策だけではなく、「村民自治」促進政策とも補完性を有しており、行政村レベルのガバナンス改善と地域経済発展という文脈において、さらに分析される必要があることを示唆している。

なお、本稿の限界として、農民專業合作社に関する具体的な経営状況に関する調査データが

不足しているため、合作社の経営効率性を評価することができないこと、個別農家が合作社から享受する詳細なサービスに関するデータが存在しないため、農業純収入上昇の要因が特定化できないことが挙げられる。また、農家による農民專業合作社への加入決定要因に関する体系的な統計分析が実施できていないといった課題も存在する。これらの残された課題については、新たな調査データに基づいて、別稿にて詳細に議論していく。

(投稿受付 2012年6月28日・最終決定  
2015年10月8日, JETRO アジア経済研究所開発研究センター・一橋大学  
大学院経済学研究科)

## 注

付記：本研究は、科研費補助金・基盤研究(A)「メゾレベルの制度変化と福祉」(研究代表者：佐藤宏, 研究課題番号：18203018), および同・若手研究(B)「中国の農業インテグレーションによる農家行動の変容」(研究代表者：寶劔久俊, 研究課題番号：23730293)の成果の一部である。本稿の執筆にあたって、匿名査読者と編集委員会から詳細かつ有益なコメントを数多く得た。記して謝意を表したい。

1) 農業技術や農業経営に関する農業協同組合的な組織は、中国では一般に「農民專業合作組織」と総称されてきた(寶劔(2009))。しかし2007年の農民專業合作社法の施行以降、その名称は「農民專業合作社」に統一されてきたことから、本稿でも「農民專業合作社」という用語を利用していく。

2) 中国の農民專業合作社に関する2008年までの体系的な研究サーベイについては、寶劔・佐藤(2009)を参照されたい。

3) 中国の行政村は、「村民委員会」と呼ばれる農民の自治組織が置かれる地域単位であり、集落である自然村と重なるケースもあれば、幾つかの自然村から行政村が形成されることもある。ただし、党の末端組織である村支部も村民委員会に対応して行政村に置かれるなど、実際には末端行政単位として機能している(天見ほか編(1999: 671-672))。

4) 1992年に打ち出された国務院通達「高生産・優良品質・高効率の農業発展に関する通達」(「關於發展高產優質高効農業的決定」), および1993年に提唱された中国共産党・国務院通達「当面の農業・農村經濟發展に関する若干の政策措置」(「關於当前農業和農村經濟發展的若干政策措置」)に基づいて、1994年から農業モデル地区の選定が進められている。農業モデル地区は原則、各省から1つのモデル地区が選定され、モデル地区の範囲は県、あるいは複数の県に跨る地区となっている。各々の農業モデル地区に対して、中央政府から毎年約2500万元の財政資金が5年間にわたって投じられることとなっている。

5) 龍頭企業を中心とした農業産業化のなかで、農民專業合作社が生産農家を主導する「專業合作社+農家」や、アグリビジネス企業と農家との間に農民專業合作社が入って仲介的な役割を担い、農業発展を推し進める「公司+專業合作社+農家」といったもの農業経営モデル提起され、農民專業合作社に対する中央・地方政府からの政策的支援も強化されている(牛(1997), 宋主編(2008: 96-99))。

6) 農民專業合作社が会員向けに提供するサービス(技術普及、農業生産資材の共同購入、マーケティング活動など)の詳細については、寶劍(2009)、伊藤ほか(2010)、山田(2013)、寶劍(2016)を参照されたい。

7) 江蘇省に関する調査(中国社会科学院農村発展研究所ほか編(2005: 171-173))によると、約5200社(2003年末)の農民專業合作社のうち、高い機能を発揮しているものは1/4強で、組織と農家との関係が緊密ではなく、組織の規範化が十分ではないが、一般的な機能を発揮しているものが全体の半分程度、残りの1/4は基本的に有名無実化しているという。

8) 産地仲買人や龍頭企業が合作社を実質的な下請機関としてコントロールし、産地の形成と管理を行うというケースも数多くみられる(張等(2002: 第1章), 菅沼(2008)など)。

9) 推計モデルの定式化にあたって、Bratberg *et al.*(2002)、Warning and Key(2002)、Winkelman and Boes(2010: 244-248)、伊藤ほか(2010)、Rao and Qaim(2011)を参照した。

10) 後述のトランスログ型生産関数において、会員農家と非会員農家の間で生産要素(労働、土地、農業資本)の係数が同一であることについて尤度比検定を行ったが、いずれのケースについても10%水準で帰無仮説は棄却されなかった。したがって、合作社加入効果は生産要素のパラメータに影響を与えないと想定することができる。

11) 調査票の設問は、「村幹部の選挙はあなた自身にとってどれほど重要か」というものである。回答の選択肢は「重要ではない」、「あまり重要ではない」、「普通」、「比較的重要」、「非常に重要」で、それぞれ1から5のスコアを与えた。

12) 筆者らが2007年8月に内モンゴル自治区寧城県で実施した農村調査では、農業産業化推進のため、村幹部や党員が率先して野菜のハウス栽培を行っているケースがみられた(田原(2009: 243-245))。

13) 北部モザンビークの農家に関する新品種(ひまわり)の導入を分析した Bandiera and Rasul(2006)は、農家の導入選択において家族や友人という社会的ネットワークが有意な効果をもたらしていることを実証している。

14) この想定は、Luo *et al.*(2007, 2010)、Martinez-Bravo *et al.*(2012)、Shen and Yao(2008)、Wang and Yao(2007)など村幹部選挙の導入が行政村レベルの公共事業を促進したという近年の研究に基づいている。

15) 全労働投入日数に占める雇用労働日数の割合は、サンプル全体の平均でわずか0.8%である。また自家労働のみを労働投入と定義した生産関数の推計も実施したが、雇用労働を含めた生産関数の推計結果と

違いはほとんどみられなかった。

16) 推計に利用した農家データでは、農業資本の金額がゼロである世帯が全体の15.2%に達していたため、農業資本額がゼロの世帯については、行政村別の農家平均農業資本額を代入する方式を採用した。

17) CHIP調査の対象地域やサンプリングフレームの詳細については、Gustafsson *et al.* eds.(2008)、寶劍(2004)を参照のこと。なおCHIP調査の2007年データを用いた分析は今後の課題であるが、調査設計の違いにより、本稿の分析をそのまま延長することはできない。

18) CHIP調査によると、新疆ウイグル自治区の農民專業合作社への加入率は25.1%と突出して高い水準にあった。ただし、新疆ウイグル自治区では「生産建設兵団」による大規模な経営が行われるなど、農業経営のあり方がほかの地域と大きく異なるため、本稿では新疆ウイグル自治区を除いて推計作業を行った。

19) コブ=ダグラス型の生産関数推計も実施したが、労働の弾力性の値が若干、高いものの、合作社ダミーの偏回帰係数や有意性も含めて、トランスログ型生産関数の推計結果とほぼ総合的で、かつ生産要素の係数もすべて有意であった。なお、生産要素の二次項と交差項を利用して、一次同次についての検定(生産要素の一次項の係数の和が1、生産要素の二次項および交差項の係数の和がそれぞれ0の同時検定)も行ったが、全てのケースで棄却された。

20) 中国の賃耕業者の実情については、(株)クボタのHP(<http://giweb.kubota.co.jp/pdf.html>)に詳しく、筆者も2012年11月に行った江蘇省の大手農業機械メーカーへのヒアリング調査を通じて、状況を確認している。

## 参 考 文 献

- 天兒慧ほか編(1999)『岩波 現代中国事典』岩波書店。  
 嚴善平(1997)「農村経済の組織再建と制度改革」(中兼和津次編『改革以降の中国農村社会と経済』筑波書房, 所収), pp. 249-292。  
 寶劍久俊(2000)「中国農村における非農業就業選択・労働供給分析——河北省獲鹿県大河郷の事例を中心に」『アジア経済』第41巻第1号, pp. 34-66。  
 ——(2004)「中国農村における農家調査の実施状況とその特徴——中国の農家標本調査に関するレビュー」『アジア経済』第45巻第4号, pp. 41-70。  
 ——(2009)「農民專業合作組織の変遷とその経済的機能」(池上・寶劍編(2009), 所収), pp. 203-232。  
 ——(2013)「食糧——安価な食糧を生み出す流通制度と農業技術」(渡邊真理子編『中国の産業はどのように発展してきたか』勁草書房, 所収), pp. 237-262。  
 ——(2016)「農民專業合作社の展開とその経済的機能」(田島俊雄・池上彰英編『現代中国の農業・農村問題』東京大学出版会, 所収), 2016年春出版予定。  
 ——・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(一橋大学)No. 86。

- 池上彰英(1989)「中国における農業技術普及体制の再編」『農業総合研究』第43巻第2号, pp. 69-99.
- ・寶劍久俊編(2009)『中国農村改革と農業産業化』(アジア研選書 No. 18)アジア経済研究所.
- ・寶劍久俊(2009)「農村改革の展開と農業産業化の意義」(池上・寶劍編(2009), 所収), pp. 3-23.
- 伊藤順一・包宗順・蘇群(2010)「PSM法による農民專業合作組織の経済効果分析」『アジア経済』第51巻第11号, pp. 44-73.
- 黒崎卓(2009)『貧困と脆弱性の経済分析』勁草書房.
- 中兼和津次(1992)『中国経済論——農工関係の政治経済分析』東京大学出版会.
- (1999)『中国経済発展論』有斐閣.
- 大江徹男(2002)『アメリカ食肉産業と新世代農協』日本経済評論社.
- 白石和良(1994)「中国の農業・農村の再組織化と二層経営体制」『農業総合研究』第48巻第4号, pp. 1-73.
- 菅沼圭輔(2008)「農業産業化における契約取引システムの特徴と問題点——江蘇省のシルク産業の事例分析」『商学論集』(福島大学経済学会), 第76巻第3号, pp. 79-101.
- 田原史起(2009)「農業産業化と農村リーダー——農民專業合作社成立の社会的文脈」(池上・寶劍編(2009), 所収), pp. 233-262.
- 辻一人・関口洋二郎・牧田りえ(1996)「中国における農業経営の再組織化への試み」『開発援助研究』Vol. 3, No. 1, pp. 112-139.
- 山田七絵(2013)「中国における契約農業の経済的特徴と組織形態の非市場的規定要因——山東省リンゴ果汁輸出企業の事例」『アジア経済』第54巻第3号, pp. 72-100.
- Bandiera, Oriana and Imran Rasul (2006) "Social Network and Technology Adoption in Northern Mozambique." *The Economic Journal*, Vol. 116 (October), Issue 514, pp. 869-902.
- Bolwig, Simon, Peter Gibbon and Sam Jones (2009) "The Economics of Smallholder Organic Contract Farming in Tropical Africa." *World Development*, Vol. 37, No. 6, pp. 1094-1104.
- Bratberg, Espen, Astrid Grasdahl and Alf Erling Risa (2002) "Evaluating Social Policy by Experimental and Nonexperimental Method." *Scandinavian Journal of Economics*, Vol. 104, No. 1, pp. 147-171.
- Deng, Hengshan, Jikun Huang, Zhigang Xu and Scott Rozelle (2010) "Policy Support and Emerging Farmer Professional Cooperatives in Rural China." *China Economic Review*, Vol. 21, No. 4, pp. 495-507.
- Guo, Hongdong and Robert W. Jolly (2008) "Contractual Arrangements and Enforcement in Transition Agriculture: Theory and Evidence from China." *Food Policy*, Vol. 33, Issue 6, pp. 570-575.
- Gustafsson, Björn, Shi Li, and Terry Sicular (eds.) (2008) *Inequality and Public Policy in China*, New York: Cambridge University Press.
- Luo, Renfu, Linxiu Zhang, Jikun Huang and Scott Rozelle (2007) "Election, Fiscal Reform and Public Goods Provision in Rural China." *Journal Comparative Economics*, Vol. 35, No. 3, pp. 583-611.
- Luo, Renfu, Linxiu Zhang, Jikun Huang and Scott Rozelle (2010) "Village Elections, Public Goods Investments and Pork Barrel Politics, Chinese-style." *Journal of Development Studies*, Vol. 46, No. 4, pp. 662-684.
- Martinez-Bravo, Monica, Gerard Padró i Miquel, Nancy Qian and Yang Yao (2012) "The Effects of Democratization on Public Goods and Redistribution: Evidence from China." NBER Working Paper, No. 18101, pp. 1-53.
- Miyata, Sachiko, Nicholas Minot and Dinghuan Hu (2009) "Impact of Contract Farming on Income: Linking Small Farmers, Packers, and Supermarket in China." *World Development*, Vol. 37, No. 11, pp. 1781-1790.
- Rao, Elizaphan and Matin Qaim (2011) "Supermarket, Farm Household Income, and Poverty: Insights from Kenya." *World Development*, Vol. 39, No. 5, pp. 784-796.
- Ravallion, Martin (2008) "Evaluating Anti-poverty Programs." T. Paul Schultz and John Strauss eds. *Handbook of Development Economics* Vol. 4, North-Holland Elsevier.
- Reardon, Thomas, Christopher B. Barrett, Julio A. Berdegue and Johan F. M. Swinnen (2009) "Agri-food Industry Transformation and Small Farmers in Developing Countries." *World Development*, Vol. 37, No. 11, pp. 1717-1727.
- Roland, Gerard (2002) "The Political Economy of Transition." *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 16, No. 1, pp. 29-50.
- Shen, Minggao, Rozelle, Scott, Zhang, Linxiu and Huang, Jikun (2007) "Farmer's Professional Associations in Rural China: State Dominated or New State-Society Partnerships?" FSI Working Paper, Stanford University.
- Shen, Yan and Yang Yao (2008) "Does Grassroots Democracy Reduce Income Inequality in China?" *Journal of Public Economics*, Vol. 92, Issue 10-11, pp. 2182-2198.
- Wang, Shuna and Yang Yao (2007) "Grassroots Democracy and Local Governance: Evidence from Rural China." *World Development*, Vol. 35, No. 10, pp. 1635-49.
- Warning, Matthew and Nigel Key (2002) "The Social Performance and Distributional Consequences of Contract Farming: An Equilibrium Analysis of the Arachide de Bouche Program in Senegal." *World Development*, Vol. 30, No. 2, pp. 225-263.
- Winkelman, Rainer and Stefan Boes (2010), *Analysis of Microdata* (Second Edition), Berlin: Springer.
- World Bank (2006) *China - Farmers Professional Associations: Review and Policy Recommendations*, Washington D.C.: World Bank.

## 〈中国語文献〉

- 郭紅東(2005)『農業龍頭企業与農業訂单安排及履約機制』北京 中国農業出版社。
- 張若健編(2010)『中国農民專業合作社調查』杭州 浙江大学出版社。
- 国家統計局(2011)『中国統計年鑑 2011』北京 中国統計出版社。
- 韓俊主編(2007)『中国農民專業合作社調查』上海 上海遠東出版社。
- 黃祖耀·扶玉枝·徐旭初(2011)「農民專業合作社的効率及其影響因素分析」『中国農村經濟』2011年第7期, pp. 4-13, p. 62.
- 胡瑞法·黃季焜(2001)「中国農業技術推廣投資的現狀及影響」『戰略与管理』2001年第3期, pp. 25-31.
- 孔祥智·史水清·鐘真ほか(2012)『中国農民專業合作社運行機制与社会効応研究——百社千戸調査』北京 中国農業出版社。
- 牛若峰(1997)「農業産業一体化經營的理論框架」『中国農村經濟』1997年第5期, pp. 4-8.
- 農業部農村經濟体制与經營管理司·農業部農村合作經濟經營管理總站·農業部管理幹部学院編(2011)『中国農民專業合作社發展報告(2006-2010)』北京 中国農業出版社。
- 宋洪遠主編(2008)『中国農村改革三十年』北京 中国農業出版社。
- 徐旭初(2005)『中国農民專業合作經濟組織的制度分析』北京 經濟科学出版社。
- 張晋華·馮開文·黃英偉(2012)「農民專業合作社对農戶增收績効的實証分析」『中国農村經濟』2012年第9号, pp. 4-12.
- 張曉山等(2002)『聯結農戶与市场——中国農民中介組織探究』北京 中国社会科学出版社。
- 中国社会科学院農村發展研究所·国家統計局農村社会經濟調查總隊編(2005)『2004~2005年:中国農村經濟形勢分析与予測』北京 社会科学文献出版社。