

### 第3章

## タイの稲作農業における経営規模分布：機械化と農業サービスの影響

塚田和也

#### 要約：

本稿はタイの稲作農業における経営規模分布について、その変化の要因を実証的に分析したものである。分析対象となる期間、タイでは農業サービスを通じた農業機械の利用が急速に進展した。農作業の多くを外部委託する稲作農業の形態が、経営規模分布や農家の土地生産性格差にいかなる影響を与えたかを検証することが課題である。農業センサスの県別データを用いた分析結果によると、農業サービスの普及は大規模経営の土地生産性を相対的に上昇させるわけではないものの、取引費用の削減などを通じて経営規模の拡大を促進することが示された。

キーワード：タイ、稲作農業、経営規模分布、農業サービス、機械化

#### 1. はじめに

農業生産はこれまで伝統的に世帯を単位とする小規模な経営体、すなわち農家によって行われてきた。発展途上国では特にその傾向が強いものの、一定の経済発展を実現してもなお、農業の基幹経営体が農家である状況に大きな変化は見られない。本稿が分析対象とするタイを例にとると、所得段階が中進国となった現在も、全国に存在する591万の農業経営体のうち98.9%を農家が占めている<sup>1</sup>。

農家の経営体としての特徴は、農業生産に必要な労働投入の多くを、家族労働力に依存する点にある。同時に、小規模経営の存立自体も、家族労働力が雇用労働力に対して持つ優位性に起因すると考えられてきた。雇用労働力を利用する場合、十分な監視を行うことが難しい状況では、情報の非対称性によるモラルハザードが発生する。一方、家族労働力にはインセンティブ上の問題が発生しない。したがって、家族労働力で生産可能な範囲を超えて経営規模の拡大を図る場合、平均的な労働効率は低下することになる。労働市場に

<sup>1</sup> 2013年農業センサス（NSO 2014）のデータに基づく。

加えて他の要素市場、とりわけ農地市場に不完全性が存在する場合には、経営規模と土地生産性の間に逆相関関係が生じることも知られている (Feder 1985)。そのため、単位面積当たり生産量の最大化という観点では、小規模経営が正当化されることになる。

しかし、農家経営の小規模性は、労働生産性の低下を通じて、都市と農村の所得格差をもたらす直接的な要因となりうる。また、大規模経営が不利となる状況では、高い能力を持つ経営体であっても農地の集積を行わないため、資源配分の効率性が損なわれることになる。国際的な比較によると、経済発展の水準に応じて農家の経営規模は大きくなる傾向にあり、市場の不完全性による農家経営の小規模性は、低所得国における農業部門の労働生産性を引き下げていることが示された (Adamopoulos and Restuccia 2014)。さらに、労働生産性の低い農業部門に多くの就業者が存在することが、高所得国と低所得国の経済全体の労働生産性の格差をかなり説明することも指摘されている (Caselli 2005, Restuccia, Yang, and Zhu 2008)。したがって、労働市場の不完全性は、経営規模を通じて農村の所得水準や生産性に大きな影響を及ぼすといえる。

労働市場の不完全性が解消される契機として本稿が着目するのは、経済発展による農村賃金の上昇とそれにとまなう労働と資本の代替、すなわち農業機械化である。農業機械の利用は雇用労働力の必要性を低下させるため、労働市場の不完全性に起因する問題を回避することができる。また、外部のオペレーターを雇用するとしても、監視費用は以前より低下するため、大規模経営にとまなうデメリットは軽減される。さらに、投資の収益性は機械の稼働率に依存するため、農家が自ら機械を所有する場合、そもそも機械化と大規模経営は補完的となる。いずれの議論も、農業機械化により大規模経営がむしろ有利になる可能性を示唆するものである。

ただし近年では、一部の農家や専門事業者が機械投資を行い、作業受託によって広範な地域に農業サービスを提供するケースも多くの発展途上国で観察される。この場合、機械所有の有無や経営規模の大小に関わらず、全ての農家が機械の利用機会を得られることになる。また、農業サービスを提供する農家や専門事業者は、特定の作業に関して集中的な経験を積むため、委託農家に対して均一かつ高い作業効率を保証することができる。このことは農家の生産性格差を縮小させる方向に作用する。以上を考慮すると、農業サービスの普及が経営規模分布に与える影響は、必ずしも単純でないことが予想される。

本稿の目的は、タイ農業で重要な位置を占める稲作農業の経営規模分布に関して、過去20年間の変化を概観し、機械化と農業サービスが与えた影響を検証することである。対象期間は、タイが農業サービスを通じた機械利用の急速な普及を経験した時期であり、課題の検証にとって適切な文脈といえる。実際の推計では、農業センサスにおける県別データを用いて、農業サービスの普及が大規模経営の割合や土地生産性を（小規模経営と比べて相対的に）増加させるかどうかを検証した。発展途上国における農業サービスと経営規模の関係は研究蓄積が未だ不十分であり、この分野の知見を増やすことがねらいである。

推計結果によると、農業サービスの普及は、小規模経営と大規模経営の土地生産性格差に対して有意な影響をもたらさないことが明らかとなった。このことは、タイの農地市場がそれなりに機能しており、農地市場における非効率性は深刻な問題ではなかったことを示唆するものである。その一方で、農業サービスの普及は大規模経営の割合を上昇させることが確認された。このことは、農業サービスの普及が労働市場（と資本市場）における非効率性を軽減し、農家固有の生産性と経営規模との相関性をより高めたことを示唆するものである。タイの稲作農業では、サービス市場の成立を通じて、地域の平均的な生産性が改善されている状況にあると考えられる。

本稿の構成は以下の通りである。第2節では、農業サービスの普及が土地生産性や経営規模分布に与える影響を、既存の実証研究や理論的考察に基づき簡単に整理する。第3節では、タイの稲作農業の経営規模分布に関して過去20年間の変化を概観する。また、農業サービスの普及についても確認を行う。第4節では、農業センサスの県別データを用いて実証的な分析を行い、推計結果を考察する。第5節は本稿のまとめである。

## 2. 農業サービスと経営規模分布

### 2.1. 既存研究のレビュー

発展途上国における農業サービスの普及過程については、十分に明らかになっていない点も多い。しかし一般的には、農村の賃金上昇にともない農業機械への投資に高い収益性を見出す農家や専門事業者が現れ、徐々に受託範囲を広げていくものと考えられる。中国の6省1,200農家を対象としたWang et al. (2016)の研究では、非農業賃金の上昇率が大きい地域ほど大規模農家が農業機械に投資し、そうした地域では農業サービスの需要も大きいことが報告されている。中国江蘇省における農業サービスの事業者を調査したYang et al. (2013)は、省内で1990年代後半に始まった農業機械の投資が近隣12省への農業サービス提供にまで地理的範囲を拡大していった過程が記述されている。そこでは、事業者同士のネットワーク形成や、政府による様々な支援策が、農業サービスの普及に貢献したことが明らかにされている。

塚田(2013)は、ベトナムのメコンデルタ地域における農業サービスに関して、農村賃金が上昇した2000年代から比較的短期間で、地域に存在するほぼ全ての農家が農業サービスを利用するにいたった状況を記述している。中国のケースと同様に、農業機械への投資を行っているのは大規模農家であるが、機械利用は経営規模に依存しない。農業サービスを通じた農業機械の利用は、賃金上昇に対応した地域レベルの変化であり、個別農家による選択はあまり問題にならないことを示唆している。

農業サービスがもたらす影響については、まず、土地生産性に着目した実証研究が存在する。前述の通り、労働市場と土地市場に不完全性が存在すると、経営規模と土地生産性の間に逆相関関係が生じる。しかし、この逆相関関係は、農業サービスを通じた機械利用が進展することで弱まると予想される。Liu, Violette and Barrett (2016)は、ベトナムの全国レベルの農家パネルデータを用いて逆相関関係の存在を検証したところ、期間を経るごとに逆相関関係は弱くなっていることが確認された。また、この傾向は農業労働賃金が高い地域ほど顕著であることも明らかになった。このことは、賃金上昇による機械利用の進展が、大規模経営の不利性を緩和したことを示唆している。Deininger et al. (2016) はインドの農家パネルデータを用いて逆相関関係の存在を検証している。結果は、機械化の進展によって、期間を経るごとに逆相関関係が弱まるという同様の傾向を示すものであった。

逆相関関係に着目している既存研究は、一方で経営規模分布の変化にはあまり着目していない。これは、逆相関関係の存在が農地市場の不完全性を想定した議論であり、極端なケースとして経営規模を所与とした方が分析を単純化できるためである。しかし、タイを含む多くの国では、不完全ながらも農地（貸借）市場が機能している。もし、賃金上昇の大きい地域で、小規模農家の退出などにもない農地取引も活発になったとすれば、農業サービスではなく、農地市場における効率性の改善が逆相関関係を弱めたという可能性も否定できない。加えて、政策的な観点では、農業サービスが経営規模の変化を通じて労働生産性に与える影響を分析することも重要となる。

農業サービスと経営規模の関係を論じた研究は多くない。数少ない例外として Yamauchi (2016)がある。この研究では、インドネシアの全国レベルの農家調査に基づき、まず労働賃金の上昇と農業サービスを通じた機械化に正の相関があることを確認している。そして労働賃金の上昇が大きい地域では、大規模農家の経営面積がより大きくなっているという結果を得た。これは、農業機械化が大規模経営の不利性を緩和するという予想と整合的である。ただし、研究では、中規模農家の経営面積は減少し、小規模農家の経営面積は変化していないなど、農業サービスの影響が単純でないことを示している。また、借入地面積の増加と労働賃金の上昇には相関がなく、全体として必ずしも明瞭な関係が得られているわけではない。

以上をまとめると、近年では、機械所有の有無に関わらず、農業サービスを通じた機械利用が発展途上国でも一般的になってきたといえる。こうした機械化は個々の農家レベルというより地域レベルで進展している。経営規模と土地生産性の逆相関関係は、弱まっている事実が報告されているものの、これが機械化によるものか、農地市場の効率性改善によるものかは必ずしも定かでない。こうした解釈上の問題点は、経営規模分布との関係を論じた研究についても同様に当てはまる。また、農業サービスの普及によって小規模経営の割合が減少するという実証結果はいまだ示されておらず、全体として、農家の平均的な経営規模がどう変化するかもはっきりしない。

したがって、実証分析に当たっては、まず時間を通じて農地市場の機能に影響を及ぼす変数がある程度コントロールする必要がある。また、農地市場が存在しており、経営規模分布が変化することを想定した議論が必要である。そのため、本節の残りでは、農地市場が完全な場合のベンチマークを理論的に検討する。

## 2.2. 農地貸借市場が完全な場合の影響

農地市場が完全な場合、農地の限界生産力は農家間で均等化する。そのため、同質的な農家を仮定すると経営規模の違いは生じないことになる。そこで、生産性に関して異質な農家を考える。このとき、生産性の高い農家は経営規模をより拡大させるが、労働市場のモラルハザードにより、投入される雇用労働力が多くなると、労働効率が徐々に低下するモデルを想定する。

いま生産関数を通常のコブ＝ダグラス型で与える。

$$Y = \theta L^\alpha A^\beta$$

農家は経営に特化しており、労働投入は全て雇用労働力に依存する。また・オブ・コントロールの考えに基づく標準モデルに従って、 $\alpha + \beta < 1$ を仮定する。さらに、農家の生産性は

$$\theta = \theta_i^\gamma \hat{\theta}^{1-\gamma}$$

で表されるものとする。ここで $\theta_i$ は、農家*i*に固有の生産性、 $\hat{\theta}$ は地域に共通する生産性であり、 $\gamma$ は農家固有の技術やノウハウがどこまで重要性を持つかを決定するパラメータである。

農地市場は完全であるため、農家は所与の地代水準 $r$ のもとで $A$ を決定する。一方、雇用労働力の増加にともなう労働効率の低下を記述するため、 $L = l^\sigma$ で $\sigma < 1$ とする。すなわち雇用労働力 $l$ を増加させるにつれて、有効な労働投入量は逡減的に増加していくことを意味する。雇用労働力の賃金率を $w$ とする。以上の仮定の下で、農家の利潤は次式となる。

$$\pi = \theta_i^\gamma \hat{\theta}^{1-\gamma} l^{\alpha\sigma} A^\beta - wl - rA$$

生産物価格は1に基準化している。このとき、最適化の1階条件は次式で与えられる。

$$\frac{\partial \pi}{\partial l} = \alpha \sigma \theta l^{\alpha \sigma - 1} A^\beta - w = 0$$

$$\frac{\partial \pi}{\partial A} = \beta \theta l^{\alpha \sigma} A^{\beta - 1} - r = 0$$

二式を解いて整理することにより、最適な経営規模が以下で得られる。

$$A_i^* = \Omega \cdot \theta_i^{\frac{\gamma}{1 - \alpha \sigma - \beta}}$$

ただし、 $\Omega$ は全ての農家に共通する定数である。ここで両辺に対数を取り、異なる生産性を持つ農家 ( $\theta_i > \theta_j$ ) について経営規模格差を比較すると、以下のようになる。

$$\ln \frac{A_i^*}{A_j^*} = \frac{\gamma}{1 - \alpha \sigma - \beta} \ln \frac{\theta_i}{\theta_j}$$

したがって、経営規模格差は、農家固有の生産性格差に、パラメータで特徴づけられる係数を乗じたものとなる。ここで、農業サービスを通じた機械化が進展することによってパラメータに二つの変化が生じる状況を考えよう。第一は、モラルハザードの問題が緩和することで、労働効率の低下が生じなくなるという変化である。これは $\sigma = 1$ として表現することができる。このとき、生産性格差の係数は大きくなるため、生産性の高い農家は農地市場でより多くの農地を借り入れ、相対的に経営規模を拡大する。第二は、平均的な農家よりも高いノウハウを持つ専門事業体が、全農家に均一のサービスを提供できるようになるという変化である。このとき、農作業の多くは標準化されるため、これを $\gamma$ の低下として表現することができる。農家固有の生産性が持つ重要性は低下するため、農家全体の生産性格差も縮小し、経営規模格差も同様に縮小する。生産性が低いため小規模経営に留まっていた農家も、地域の均一な農業サービスを利用することによって他の農家との格差を縮めることが可能となるのである。

農業サービスの普及がもたらす二つの変化は、あくまで仮説にすぎない。しかし、二つの変化が経営規模格差にもたらす影響は反対であるため、仮説の正しさや影響の大きさによって、農業サービスの普及の総合的な影響も、経営規模格差の拡大、縮小、変化なしのいずれの帰結にもなりうる。つまり、実証的に確認すべき課題なのである。次節以降ではタイのデータに基づき農業サービスの影響を検証していく。

### 3. 経営規模分布の変化：農業センサスに基づく概観

タイは国土の4割を農地が占め、人口のおよそ半数が農村に居住している。経済発展にともない国内総生産に占める農業部門の割合は約1割にまで低下しているが、就業人口に占める割合は4割弱と依然として高い水準にある<sup>2</sup>。農業センサスによると2013年時点で全国の農家のうち6割以上は稲作農業に従事している。稲作農家の平均的な経営規模は2.5ヘクタールであるが、経営規模には当然ばらつきも大きい。

表1は、経営規模別に見た農家数割合と土地生産性（単収）を、稲作について示したものである。ライはタイの面積単位であり、1ライは0.16ヘクタールに相当する。やや驚くべきことに、全国レベルの経営規模分布は、過去20年間でほとんど変化していない。少なくとも稲作農業が大規模経営にシフトしているという事実は確認できない。

土地生産性については、残念ながら1993年の数値を得ることができなかった。過去10年間の比較では、全ての経営規模で土地生産性の上昇が確認できる。注目すべきは大規模経営の土地生産性をもっとも高い点であり、このことは、市場の不完全性による経営規模と土地生産性の逆相関関係という議論と整合的でないことである。しかし、この点は全国レベルの平均データである点を割り引いて考える必要がある。もっとも商業的な稲作農業が行われているタイ中部地域では、大規模経営の割合と単収の双方が、他地域よりかなり大きいと考えられる。そうした地域別の差異が、全国レベルのデータにも反映されている可能性がある。したがって、経営規模別の土地生産性の比較を行う際は、対象となる地域を狭く限定する必要がある。実証分析では県レベルのデータを用いる。

表1 農家数の割合と土地生産性（稲作）

|                     | 1993年 | 2003年 | 2013年 |
|---------------------|-------|-------|-------|
| <b>農家数</b>          |       |       |       |
| 10ライ未満              | 0.28  | 0.31  | 0.29  |
| 10ライ以上40ライ未満        | 0.59  | 0.57  | 0.57  |
| 40ライ以上              | 0.13  | 0.12  | 0.14  |
| <b>土地生産性（kg/ライ）</b> |       |       |       |
| 10ライ未満              |       | 410   | 494   |
| 10ライ以上40ライ未満        |       | 398   | 521   |
| 40ライ以上              |       | 473   | 602   |

出所：農業センサス1993年、2003年、2103年版

<sup>2</sup> これらの数値は世界銀行 (<http://data.worldbank.org/>) による2015年時点のデータに基づく。

表2は、農家のうち、借入地を有する農家および雇用労働力を利用している農家の割合をそれぞれ示したものである。ただし、稲作農業に限定してデータを得ることができないため、全作目の農家に関するデータを示してある。やはり大規模経営ほど借入地を有する農家の割合が大きいものの、小規模経営でも借入地に依存する農家は存在する。例として所有地を持たず、小規模な借入地のみで経営を行う農家などが後者に含まれる。いずれにせよ、農地貸借市場はそれなりに機能しているといえよう。ただし、過去20年間で借入地を有する農家の割合は、いずれの経営規模でも顕著に増加しているわけではない。

雇用労働力の利用についても同様の傾向を確認することができる。大規模経営ほど雇用労働力に依存する農家の割合は大きいものの、小規模経営であっても相当な割合の農家が家族労働力だけでなく雇用労働力を利用している。雇用労働力についても、明確な変化のトレンドを観察することはできない。

以上より、稲作の経営規模分布と土地生産性格差、そして市場を通じた農地と労働力の調達については、実のところ、過去20年間で目立った構造変化が生じていないことを確認することができる。しかし、この期間は市場を通じた資本サービスの調達、すなわち農業サービスを通じた機械化が急速に進展した時期でもある。

表3は、全作目の農家の機械利用の増加を示したものである。農業機械としては、稲作農業との関連が高い乗用型トラクター、コンバイン収穫機に加え、動力を用いた播種機と噴霧器を取り上げた。利用形態には、農家自らが所有して利用するケースと農業サービスを通じた利用があり、それぞれの利用農家数を示している<sup>3</sup>。経営規模別かつ形態別に機械利用の実態を把握することはできなかった。

表2 借入地および雇用労働力を利用する農家数の割合（全作目）

|                | 1993年 | 2003年 | 2013年 |
|----------------|-------|-------|-------|
| <b>借入地あり</b>   |       |       |       |
| 10ライ未満         | 0.18  | 0.18  | 0.15  |
| 10ライ以上40ライ未満   | 0.24  | 0.26  | 0.22  |
| 40ライ以上         | 0.30  | 0.42  | 0.36  |
| <b>雇用労働力あり</b> |       |       |       |
| 10ライ未満         | 0.31  | 0.41  | 0.36  |
| 10ライ以上40ライ未満   | 0.50  | 0.66  | 0.58  |
| 40ライ以上         | 0.67  | 0.79  | 0.72  |

出所：農業センサス1993年、2003年、2103年版

<sup>3</sup> その他の利用形態として、農家グループや組合による共同所有、地方政府機関からのレンタルなどもあるが割合としては極めて小さく、所有と農業サービスを通じた利用でほとんどを占めると考えて差し支えない。

表3によると、農業機械の利用形態は噴霧器を除いて、農業サービスを通じた利用の方が多く、その増加率も所有による利用を大きく上回っている。特に、大型の農業機械ではそうした傾向が強い。乗用型トラクターは過去10年間、コンバイン収穫機は過去20年間にわたり大幅な利用農家数の増加を示している。また、播種機や噴霧器といった小型農業機械についても、過去10年間で農業サービスを通じた利用が増加している。

タイの農業サービス事業者の性格については政府による統計が存在しないものの、筆者は中部地域で何回かヒアリング調査を実施した。必ずしも、平均的なイメージを提供するものではないが、参考情報としては有益だと思われる。タイの農業サービスの特徴として第一に挙げられることは、各農業サービス事業者が、それぞれ特定の作業に特化していることである。つまり、耕起、播種、散布、収穫などの各作業を、それぞれ異なる事業者が受託しているのである。これは、全作業をパッケージとして受託するような事業者は存在しないことを意味する。第二に、それぞれの作業を受託する主体は、地理的な活動範囲に差異がある。耕起についてはトラクターを所有する農家も多いため、そうした大規模農家が同じ地域でトラクターを所有しない小規模農家に農業サービスを提供するケースが多い。一方、播種や散布については、逆に、小規模農家が自らの作業を終えたあと、大規模農家の作業を受託するケースがしばしば観察される。同じ地域の農家が、相互に農業サービスを供給したり需要したりする主体となっているのである。

表3 農業機械の所有と農業サービスを通じた利用（全作目）

|          | 単位：1,000戸 |       |       |
|----------|-----------|-------|-------|
|          | 1993年     | 2003年 | 2013年 |
| 乗用型トラクター |           |       |       |
| 所有       | 142       | 286   | 337   |
| 作業委託     | 1,187     | 1,203 | 2,056 |
| 播種機（動力）  |           |       |       |
| 所有       | na        | 23    | 63    |
| 作業委託     | na        | 27    | 110   |
| 噴霧器（動力）  |           |       |       |
| 所有       | 247       | 545   | 845   |
| 作業委託     | 103       | 233   | 489   |
| コンバイン収穫機 |           |       |       |
| 所有       | 6         | 38    | 33    |
| 作業委託     | 94        | 957   | 1,588 |

出所：農業センサス1993年、2003年、2103年版

これに対して、収穫については、コンバイン収穫機を所有する専門事業体が県を超えて農業サービスを提供している。こうした広域的に活動する事業体は、相対的に数は少ないものの、耕起、播種、散布の作業についても存在し、ある地域内で農業サービスの供給が需要を下回るときは、大規模農家を中心にそうした専門事業体へ作業を依頼するケースがある。広域的な事業体の存在は、各地域の農業サービスに対する需給を調整し、価格裁定を行う機能も有していると考えられる。したがって、農業サービスの市場は競争的であると同時に、同一地域ではほぼ同一価格が成り立っている。

さて、農業サービスを通じた機械化が過去 20 年間で進展した一方、全国レベルにおける稲作農業の構造はそれほど変化していないように見受けられる。これは、農業サービスが経営規模分布に大きな影響を与えないことを意味するのだろうか。次節では、県別データに基づき、このことを厳密に検証していく。

## 4. 県別データを用いた実証分析

### 4.1. 推計式

本節では、農業センサスの県別データを用いて、農業サービスの普及が経営規模分布や土地生産性格差に与える影響を検証する。いま、小規模経営と大規模経営を  $S$  および  $L$  で表すことにする。また、県を  $i$ 、年を  $t$  で表す。

まず土地生産性格差については、以下の推計式を定式化する。

$$\ln y_{Lit} - \ln y_{Sit} = \alpha_0 + \alpha_1 M_{it} + \alpha_2 R_{it} + u_t + v_i + \varepsilon_{it}$$

$y_{Lit}$  と  $y_{Sit}$  はそれぞれ、大規模経営と小規模経営の単収を意味する。 $M_{it}$  は農業サービスを通じた機械化の程度を表す変数であり、 $R_{it}$  は農地貸借市場の効率性に影響を与える変数である。 $u_t$  は年固定効果、 $v_i$  は県固定効果、 $\varepsilon_{it}$  は誤差項である。

農業サービスを通じた機械化の変数は、稲作農家のうち乗用型トラクターとコンバイン収穫機を作業委託によって利用している農家割合を用いる。一方、農地貸借市場の効率性を表す変数には、全農地面積のうち正式な土地権利証書（チャノート）、および同等の権利を付与されている農地面積の割合を採用する。

経営規模についても、同じ定式化に準じて以下の推計を行う。ただし、 $w_{Lit}$  は大規模な稲作農家が、全稲作農家の戸数に対して占める割合である。

$$\ln w_{Lit} = \beta_0 + \beta_1 M_{it} + \beta_2 R_{it} + u_t + v_i + \varepsilon_{it}$$

## 4.2. データ

全ての変数は農業センサスの 2003 年と 2013 年を用いて、2 期間の県別パネルデータとして構築する。1993 年の農業センサスでは、経営規模別単収や土地利用権証書の交付割合を県別に得ることができないため、分析期間から除外せざるを得なかった。推計に用いた県は、稲作がほとんど行われていない県や、一部データが欠損している県を除いた 67 県である。そのため、サンプル数としては極めて少なく、推計の正確さには疑問も残る。

小規模経営の定義は、恣意的であるが 10 ライ未満を小規模とした。大規模経営については、20 ライ以上、40 ライ以上、60 ライ以上といくつか異なる基準を採用して結果を比較する。10 ライ以上 20 ライ未満の経営規模は残余カテゴリーとし、本稿の分析には明示的に含んでいない。

農業サービスを通じた機械化に関して、実際に得られるデータは、機械を利用している全作目を対象とした農家の数である。コンバイン収穫機はもっぱら稲作農業で利用されているため大きな問題にはならないが、常用型トラクターについてはやや問題がある。そのため、結果の解釈は、もっぱらコンバイン収穫機に関する推計結果に基づいて行うことにする。また、農業サービスの普及それ自体が本来は内生変数であるため、本稿の分析ではバイアスが生じる可能性がかなり高いといえる。既存研究と同様に、非農業賃金（または最低賃金）を機械化に影響を与える代理変数とするか、隣接する県における農業サービスの普及データを加工して用いることなどを将来的に検討したい。

農地貸借市場の効率性、あるいは市場の厚みに影響を及ぼす変数として、土地所有権の交付割合を用いることは標準的である。正式な土地所有権の存在は、農地貸借の取引費用を大きく低下させると考えられる。また、土地権利証書がある場合はバンコクなど都市部に居住する非農家が農地を購入して不在地主となることも可能となる。基本的に不在地主は農地を貸し出すため、こうしたルートを通じても農地貸借市場での取引が増加しやすいといえる。土地権利証書の交付事業が大規模に開始されたのは 20 世紀後半であり、開始の時期や事業のスピードには地域間で大きな差異がある。そのため、分析期間中も、異なる地域、異なる時期で交付割合に十分なバリエーションを確保することができる。

表 4 は分析に用いたデータの記述統計量を示したものである。経営規模別の戸数割合については、やはり 2003 年と 2013 年であまり変化していない。一方、10 ライ未満の小規模経営を基準として、大規模経営の土地生産性を見ると、2013 年には相対的に上昇していることがわかる。これらのことが、農業サービスの普及に起因するものかどうかを確認することが一つの焦点となる。農業サービスの普及および土地利用権証書の交付は、10 年間で着実に増加したことも把握することができよう。

表4 記述統計量

|                 | 2003年 |       | 2013年 |       |
|-----------------|-------|-------|-------|-------|
|                 | 平均    | 標準偏差  | 平均    | 標準偏差  |
| 経営規模別割合         |       |       |       |       |
| 20ライ以上          | 0.427 | 0.194 | 0.436 | 0.182 |
| 40ライ以上          | 0.156 | 0.113 | 0.159 | 0.103 |
| 60ライ以上          | 0.060 | 0.056 | 0.060 | 0.049 |
| 土地生産性(10ライ未満=1) |       |       |       |       |
| 20ライ以上          | 0.935 | 0.118 | 1.005 | 0.068 |
| 40ライ以上          | 0.921 | 0.135 | 1.010 | 0.089 |
| 60ライ以上          | 0.921 | 0.138 | 1.000 | 0.107 |
| 常用型トラクターの委託農家割合 | 0.505 | 0.493 | 0.744 | 0.626 |
| コンバイン収穫機の委託農家割合 | 0.354 | 0.308 | 0.475 | 0.398 |
| 土地利用権証書の交付面積割合  | 0.630 | 0.203 | 0.682 | 0.186 |

出所)農業センサス2003年および2013年。

#### 4.3. 推計結果

土地生産性格差に関する推計結果を示したものが表5である。表5では、10ライ未満の経営規模農家の土地生産性を1に基準化し、大規模農家の相対的な土地生産性にもたらす影響を示している。結果として、農業サービスの普及は大規模経営の採用基準に関わらず土地生産性格差に有意な影響を与えないことが判明した。

この結果には二通りの解釈があり得る。第一は、分析期間のタイでは農地市場がかなり効率的に機能していたというものである。農地市場が完全に近ければ、他の市場の効率性に関わらず土地生産性は均等化する傾向にある。第二は、農地市場は完全でないが、農業サービスの普及が与える影響は中立的というものである。これは、農業サービスの普及がモラルハザードの問題を軽減する一方、農作業技術を標準化し、総合的な土地生産性格差には有意な影響をもたらさない状況に相当する。土地利用権証書の交付割合に関する係数が有意でないことを考えると、農地市場が何らかの制約になっている可能性は低いものと考えられる。したがって、農地市場は効率的であったとする見方が自然であろう。ただしサンプル数が少ないため、正確な推計値を得られなかった可能性も否定できない。

表5 農業サービス普及の影響：土地生産性格差

| 被説明変数：<br>大規模農家の土地生産性(対数値) | (1)            | (2)            | (3)            |
|----------------------------|----------------|----------------|----------------|
|                            | 20ライ以上農家       | 40ライ以上農家       | 60ライ以上農家       |
| 常用型トラクターの利用割合              | 0.005 (0.060)  | 0.018 (0.066)  | -0.086 (0.073) |
| コンバイン収穫機の利用割合              | -0.050 (0.092) | -0.057 (0.102) | 0.076 (0.112)  |
| 土地利用権証書の交付面積割合             | -0.013 (0.253) | -0.019 (0.281) | 0.081 (0.310)  |
| 県固定効果                      | yes            | yes            | yes            |
| 年固定効果                      | yes            | yes            | yes            |
| R squared (within)         | 0.236          | 0.281          | 0.222          |
| 観察数                        | 134            | 134            | 134            |

表注1) 土地生産性は10ライ未満の土地生産性を1に基準化した場合の相対的な値。

表注2) \*、\*\*、\*\*\*は10%、5%、1%の有意水準を意味する。括弧内は標準誤差。

出所) 農業センサス2003年および2013年。

表6 農業サービス普及の影響：大規模経営農家の割合

| 被説明変数：<br>大規模農家の戸数割合(対数値) | (1)              | (2)              | (3)             |
|---------------------------|------------------|------------------|-----------------|
|                           | 20ライ以上農家         | 40ライ以上農家         | 60ライ以上農家        |
| 常用型トラクターの委託農家割合           | -0.118 (0.100)   | -0.229 (0.163)   | -0.259 (0.201)  |
| コンバイン収穫機の委託農家割合           | 0.272 (0.153)*   | 0.487 (0.250)**  | 0.604 (0.309)*  |
| 土地利用権証書の交付面積割合            | 1.125 (0.424)*** | 1.903 (0.692)*** | 2.000 (0.855)** |
| 県固定効果                     | yes              | yes              | yes             |
| 年固定効果                     | yes              | yes              | yes             |
| R squared (within)        | 0.196            | 0.216            | 0.169           |
| 観察数                       | 134              | 134              | 134             |

表注1) 戸数割合は一定の経営規模以上の稲作農家が全稲作農家に占める割合。

表注2) \*、\*\*、\*\*\*は10%、5%、1%の有意水準を意味する。括弧内は標準誤差。

出所) 農業センサス2003年および2013年。

表6は、大規模経営農家の割合を被説明変数として推計結果を示したものである。土地権利証書の交付は大規模経営の割合を増加させる影響を持つ。ただし、能力の高い農家が小規模経営から大規模経営に移行したとすると、大規模経営の土地生産性が相対的に上昇するはずである。しかし、表5ではそうした結果になっていない。そのため、小規模農家が農地を売却するなどして農業部門から退出した可能性も検討する必要がある。

表6で注目すべき点は、農業サービスの普及が、大規模経営の割合を増加させる影響を持つことである。このことは、農業サービスの普及がもたらす影響として提示した二つの仮説的なメカニズムのうち、作業委託の取引費用を低下させる効果が、作業技術の標準化をもたらす効果よりも大きいことを意味する。取引費用には監視費用に加え、作業委託先を探して交渉する費用も含まれる。多くの雇用労働力を確保して労働条件を交渉する場合と比較して、広範に成立している農業サービスの市場で、少数の委託先と市場で成立する条件で取引した方が安価である。作業委託に係る取引費用が大きく低下することで、農家固有の生産性をより反映した経営規模分布が実現しやすくなるのである。また、農業機械投資を行わずとも大規模経営が可能になることは、資本市場の不完全に起因する非効率性を解消する方向に作用する。したがって、農業サービスの普及は、労働市場と資本市場の不完全性がもたらす非効率性を回避し、農業生産を増大させる効果を持つといえる。

本稿の分析には大きな限界があることも指摘しておかなければならない。第一に、県別データに依存しているため、サンプル数の制約から正確な推計を行うことが難しい。第二に、農業サービスの普及が内生的という問題に明示的に対処していないため、バイアスが生じる可能性が高い。これらの問題を克服するためには、データと実証戦略の質を高める工夫をしなければならない。第三に、農業サービスの普及がもたらす影響のメカニズムを特定することができていない。相互に相反する影響が混在する可能性のもとで、それぞれの影響の大きさを厳密に特定することは困難である。農業サービスの普及が大規模経営を促進する影響を持つとしても、全国レベルで見た場合の経営規模分布はそれほど変化しておらず、その影響は現時点でそれほど大きくないと考えられる。この背景に、作業技術の標準化がどれほど作用しているかは不明である。

## 5. おわりに

本稿では、タイにおける農業サービスを通じた機械利用の進展が、農家経営規模と土地生産性に与える影響を検証した。実証分析の結果として、農業サービスの普及は、農家の土地生産性格差に影響をもたらさないことが明らかとなった。その背景として、農地市場がそれなりに機能していることが示唆される。一方、農業サービスの普及は大規模経営の割合を高める影響を持つことが確認された。このことは、作業委託に係る取引費用を削減する効果が支配的であることを示唆しており、既存研究とも整合的である。ただし、全国レベルでは経営規模分布に顕著な変化が見られないことから、大規模化を促進する影響の大きさは限定的であると考えられる。その理由として、作業技術の標準化を通じた生産性格差の縮小という仮説的なメカニズムを提示したが、その存在や影響の大きさを実証的に確認するには至っていない。

経営規模分布は、農家の生産性格差や要素市場の取引を反映した農村内資源配分の帰結として理解することができる。農業サービスの普及は、労働市場や資本市場の不完全性に起因する非効率性を回避することで、農家固有の生産性と経営規模の相関性を高めることが分析結果から示唆された。タイの稲作農業は、個々の農家が革新的な経営手法や技術を導入して発展するというよりも、資源を有効に利用する分業的なサービス市場が成立することで全体的な発展を遂げてきたようにも思われる。こうしたプロセスをさらに理解するためには、作業委託に係る取引費用の詳細や、そうした作業委託のあとに残される経営者機能が何かを明らかにする必要がある。これらも将来の課題としたい。

## 引用文献

- Adamopoulos, T., and D. Restuccia.** (2014) "The Size Distribution of Farms and International Productivity Differences." *American Economic Review*, 104(6): 1667-97.
- Caselli, F.** (2005) "Accounting for Cross-Country Income Differences." In *Handbook of Economic Growth*, edited by Philippe Aghion and Stephen Durlauf, 679–741. Amsterdam: Elsevier, North-Holland.
- Deininger, K., S. Jin, Y. Liu, and S.-K. Singh.** (2016) "Can Labor Market Imperfections Explain Changes in the Inverse Farm Size-Productivity Relationship?" Policy Research Working Paper 7783, World Bank.
- Liu, Y., W. Violette, and C.-B. Barrett.** (2016) "Structural Transformation and Intertemporal Evolution of Real Wages, Machine Use, and Farm Size-Productivity Relationship in Vietnam," IFPRI Discussion Paper 01525, IFPRI.
- Restuccia, D., D. T. Yang, and X. Zhu.** (2008) "Agriculture and Aggregate Productivity: A Quantitative Cross-Country Analysis." *Journal of Monetary Economics* 55 (2): 234–50.
- Wang, X., F. Yamauchi, K. Otsuka, and J. Huang.** (2016) "Wage Growth, Landholdings, and Mechanization in Chinese Agriculture," *World Development* 86: 30-45.
- Yamauchi, F.** (2016) "Rising Real Wages Mechanization and Growing Advantage of Large Farms: Evidence from Indonesia," *Food Policy* 58: 62-69.
- Yang, J., Z. Huang, X. Zhang, and T. Reardon.** (2013) "The Rapid Rise of Cross-Regional Agricultural Mechanization Services in China," *American Journal of Agricultural Economics* 95: 1245-1251.
- 塚田和也、[2013]、「第二章 メコンデルタ稲作農家における機械化の進展」(『高度経済成長下のベトナム農業・農村の発展』、坂田正三編、研究双書 607、アジア経済研究所)