

# 北京市北東部近郊農業地域における農家の経営効率性に関する計量分析

呉剛<sup>1)</sup>・松下秀介<sup>2)</sup>

1) 前 筑波大学大学院生命環境科学研究科

2) 筑波大学生命環境系

Farming Management Efficiency in Northeastern Beijing

By

Gang WU and Shusuke MATSUSHITA

## 目 次

|                     |    |
|---------------------|----|
| 1. はじめに             | 28 |
| 2. 対象地域の特徴と課題設定     | 29 |
| 2.1 対象地域における経済活動の特徴 | 29 |
| 2.2 対象地域における農家行動の特徴 | 29 |
| 2.3 課題の設定           | 29 |
| 3. データと分析方法         | 30 |
| 3.1 データの収集          | 30 |
| 3.2 推定モデルの設定        | 31 |
| 4. 結果と考察            | 33 |
| 4.1 畑作農家の経営効率性      | 33 |
| 4.2 野菜作農家の経営効率性     | 37 |
| 4.3 果樹作農家の経営効率性     | 40 |
| 5. おわりに             | 44 |

## 1. はじめに

近年の中国では、改革開放政策以降、人民公社の解体と生産責任制の導入の中で、農村経済は飛躍的に発展してきた。例えば、農家が農業以外の就業先を積極的に開拓することを志向し、郷鎮企業がこれらの農村余剰労働力を吸引して発展するなど、近年の農村経済には多様な主体の経済活動が観察できる。ところが、たとえ大都市近郊といえども、中国の農村経済は決して豊かとはいえず、数多くの問題を抱えていることが先行研究により指摘されている（石田・圖左 [6]）。

具体的に、中国の農村経済の発展を阻害してきた要因としては、主に次の2点が挙げられる。

まず、農業経営の零細性のために農家は農業だけに依存して生活を維持できない場合が多いことである。集団経済制度が解体されたことにより農地を請負に出すことが可能となったため、一部の農家は僅かな農地を請負う場合も少なくない。しかし、これらの農業生産活動からの収入は生活を維持するためには不十分であり、多くの農家は副業部門や農外産業に従事しなければならないことが実態である。しかも、農産物価格が安いことにより、農家の生産意欲は減退し、農外就業へのインセンティブの高まりから、農地の利用率も極端なまでに低下している。

次に、農村労働力の質が相対的に低いことである。具体的に、農村人口の多くは教育水準が低く、十分な職業訓練を受けていないため、例えば大都市近郊農村において郷鎮企業に雇用される場合であっても、相対的に低水準の賃金しか得ることが出来ないという実態がある。そして、このことが、農村経済の発展を阻害している要因のひとつであるといえる。

以上のような中国における農村経済の現状を背景として、本研究では、中国の首都である北京市近郊の農業地域における農家行動に注目する。

北京市が、中国内の他の都市と比較して飛躍的な経済成長を成し遂げていることは周知の事実であろう。また、この経済発展が主に第2次・第3次産業の発展によるものであることもまた、説明の必要はないと考える。他方、このような経済発展は、北京市近郊の農業地域にも重大な影響を与えている。具体的には、都市化による人口増大と農村地域への企業立地の増大等による農地面積の減少や、戸籍制度の制約のために兼業労働は限定されてはいるが、経済活動の活発化に伴う農村から都市への労働力の移動等があげられる。このため、近年、北京市内の農業地域においては、経済発展とともに、農家行動における農業と非農業の間の労働分配に大きな変化が生じていると考えられる。そして、農村から都市への移住を制限する戸籍制度や、土地分配に関する政策や、作物選択・生産に関する様々な政策的な制限を考慮する場合、北京市内の農業地域においては、これらの外部条件が農家の経済合理的な生産行動を阻害しているのではないかと考えられる。

そこで、本研究では、北京市近郊の農業地域である平谷区における農家行動に注目し、計量経済学的手法を用いて、経営効率性の視点から投入と産出の関係を分析することを課題とする。なお、平谷区に注目した理由は、北京市近郊農業生産地帯において最も長い歴史を有すること、また、現在も相対的に農業生産が盛んあるが近年の都市化が急速に進展している地域であることのためである（孔 [9]）。

## 2. 対象地域の特徴と課題設定

### 2.1 対象地域における経済活動の特徴

本研究では、都市化及び政策的制限の影響下における農家経営行動の効率性を分析するため、北京北東部において最も伝統的な農業地域である平谷区を分析対象地域として選択した。

平谷区は北京都心部から約70キロ離れた東北部に位置する農業地帯であり、北京市の食糧生産基地として百年以上の歴史を有する地域である。ところが、2003年の統計によると、平谷区における農業生産額は区内総生産額の17.1%にすぎない。つまり、都市近郊である平谷区においても、都市化の進行が観察されることがわかる<sup>注1)</sup>。また、同時に、行政による城郷の変更（都市地域の拡大と農業地域の縮小）もあり、平谷区内における現在の農家行動については、都市化が与える影響が明確に観察できるものと考えられる。

### 2.2 対象地域における農家行動の特徴

中国では、一般に、土地分配制度と戸籍制度による農家行動の制約が存在する。

中国では、個人による土地の私有が認められておらず、国家によって使用権が分配される仕組みが採られている。具体的に、農業地域では、農地の分配は村ごとの総世帯員数に応じた土地の質・面積の両面における平等性原則のもとで実施されている<sup>注2)</sup>。加えて、地方政府（北京市）の政策により、平谷区では、例えば、水源地の保護のために稲作が禁止されている。このように対象地域では、農地の分配制度と政策的な作付制限により、農家の意思決定による農地の流動化は活発であるとはいえない。

他方、中国における戸籍制度では、一旦都市地域へ移住して都市戸籍に変わることは、自動的に農業戸籍を失うことを意味する。また、農業戸籍を失うことは、農地を与えられた土地の使用権も放棄することとなる。よって都市部への移住については、農家にとって容易な意思決定であるとはいえない。つまり、農業地域である平谷区における労働力の移動は、都市部への移住による他産業への就業ではなく、主に兼業としての第2次・第3次産業への就業によって行われているのである。

以上のような農家行動の制約により、平谷区における農家行動については、以下のような特徴が指摘できる。

まず、土地分配政策や作付制限のために、多くの農家の経営面積は小規模であり、かつ分散した土地利用となっていることである<sup>注3)</sup>。

次に、都市化の影響を受けることにより、青壮年層を中心とする多くの農業労働力が兼業の就業形態により他産業へと移動しており、農作業の高齢化・婦女子化が進行していることである<sup>注4)</sup>。

しかも、対象地域の農家行動については、不利な市場条件のもとで、コストを低減させるために農薬や肥料の投入を削減する傾向も観察された。

### 2.3 課題の設定

以上のような対象地域における経済活動と農家行動の特徴を確認した上で、本研究では、農家労働力の賦存状況と経営規模の関係を数量的に把握し、土地投入と労働投入の結合状況と、経営効率性の関係を明らかにすることを課題とする。加えて、経営効率性を規定する要因について、土地投入・労働投入以外の投入要素の存在についても考察する。

### 3. データと分析方法

#### 3.1 データの収集

分析に用いるデータは、平谷区における農家調査データである。具体的には、平成 21 年 5 月 18 日から 8 月 27 日の間、北京市平谷区農業局の植保員（日本における農業改良普及員にあたる）に対し、可能な限り偏りのないよう対象農家を選択し、調査票を配布するよう依頼した。調査地域は 6 鎮 24 村であり、調査対象農家数は計 620 戸である。回収した調査票は計 568 通、うち有効回答は 488 通であった。

調査対象農家の多くは兼業農家であり、専業農家の比率は低い。しかも、各農家の若年層は周辺の郷鎮企業へ就職しており、農業に従事する者は極めて少ない。耕地面積が狭い農家は農業を主な就業場所とはせず、その管理作業を主に農家内の高齢者に任せている。また、本調査では、調査対象農家が属する 17 村の周辺に企業が存在するかを質問した。その結果、17 村中 11 村には村内に企業が立地し、村内に立地している企業は存在しないが村の中心部から 5 キロ範囲に企業が立地している村が 4 つ、村内にも 5 キロ範囲以内にも企業が立地していない村はわずかに 2 つである。しかも、これらの企業の多くが 1,000 人以上を雇用する大規模企業である。以上より、北東地域の農家は、都心部に移動しなくても近隣で他産業へ就労することが比較的容易であることが分かる。

ただし、兼業の形態は農家によって異なる。本調査では、作物選択の違いにより、畑作・野菜作・果樹作・混合作の 4 類型に農家を区分している。調査対象農家の兼業実態をみると、畑作農家の他産業従事比率が一番高く、9 割以上の農が他産業の仕事に従事している。野菜作、果樹作および混合作農家には十分な収益を得られる程度の経営面積を保有しており、他産業従事比率も小さい。よって、畑作農家に比べ、野菜作、果樹作および混合作農家は農業収益が家計に与える影響が大きいことが分かる。

さて、本研究の分析では、この調査結果から、畑作農家、野菜作農家、及び、果樹作農家の 3 類型のデータを抽出した。具体的に、畑作農家とはトウモロコシを主要な農作物とし、その他、小麦、大豆、イモ類を生産する畑作を中心とした農家である。また、野菜作農家とは、野菜栽培を中心とする農家であり、トマトとピーマンを主要作物とし、その他に、大根、キャベツなども生産している。これらの畑作農家・野菜作農家は全て複合経営であり、単一作物経営は存在しない。他方、果樹作農家の多くは桃専作経営であるが、リンゴ、ナシ、柿等も生産する複合経営も一部存在する。

推定に用いたデータについて、具体的に、粗収益は総販売額、作付面積は経営耕地面積、経常財は肥料・農薬の投入量、労働力は家族労働力の実質投入時間と雇用労働時間の合計値を用いた。

ただし、調査結果から得られる経常財投入は投入量でなく、肥料と農薬の投入金額である。そこで、これらの値を中国改革と発展委員会によって公表されている肥料と農業薬剤の市場価格に関する統計情報<sup>注5)</sup>を用いて投入量に換算した。

なお、実質労働投入については、60 歳未満の男性労働者を基準として、60 歳未満の女性労働者に 0.8、60 歳以上の男性労働者に 0.5、60 歳以上の女性労働者に 0.4 を乗ずる方法により調整した。

### 3.2 推定モデルの設定

本研究では、対象地域における農家の経営効率性に対して、フロンティア分析により接近する。中国農業に対するフロンティア分析等の効率性に関する計量分析事例は数多いが、以下、近年の成果を中心に本研究との視点の違いを整理したい。

例えば、Monchuk et al [13] では、1999年の中国統計年鑑 (County-level demographic and economic data) から得られる省別、穀物・畜産物別の投入・産出に関する単年度のクロスセクションデータを用いて、DEA (Data Envelopment Analysis) 法の適用によるノンパラメトリックなフロンティア分析が行われている。この研究では、大気や水資源の汚染という経済発展の外部性が農業生産の効率性に与える影響が数量的に整理されている。また、そのデータや手法の適用は、同年鑑の時系列データを援用して全要素生産性等を計測した Mao and Koo [12] と共通する。他方、同じく省別の投入・産出に関する時系列データに DEA 法を適用し、その結果に生産性変化を示す数値化指数 (Malmquist index) に組み込むアプローチを援用した Chen et al [3] が存在する。つまり、後述するトランスログ生産関数・費用関数に代表される確率的フロンティア分析のようなパラメトリックな分析だけではなく、ノンパラメトリックなフロンティア分析についても、多くの先行研究と興味深い理論的な展開が存在する。

一方で、近年のパラメトリックなフロンティア分析については、Ito [7] の分析が興味深い。具体的に、この研究では、生産性の変化への技術進歩の貢献を B C 技術によるものと M 技術によるものに区別するために Separated Cobb-Douglas (SCD) 生産関数を援用し、中国農業における生産性の向上の多くは B C 技術の進歩によるものであることを数量的に整理している。また、この研究でも、中国統計年鑑等から得られる地域別データが分析に用いられている。

ところで、これらの研究成果と比較した場合、本研究には、教科書的な確率的フロンティア分析を援用しているという意味で、理論的なオリジナリティは存在しないといわざるを得ない。ただし、省別や国レベルの統計データを用いた生産効率性分析とは異なり、前述のように対象地域を限定した農家調査データを用いて経営レベルの効率性分析を行ったところに、先行研究との違いが存在すると考える。以下、具体的な分析手法について紹介する。

さて、本研究では、大江 [2] の経営効率性分析に関する先行研究を参考にして、農家行動を経営関数の概念によって分析する。北京近郊における農家行動に対する研究にとって、最も困難なことはその小規模零細複合経営という特徴である。つまり、複合経営であるという特徴から、一般的な単一生産物を対象とした関数推定が容易でないということである。よって、経営全体としての資源配分の効率性を評価する視点から、経営関数モデルによるアプローチを選択した。

加えて、Coeli [5] の確率的フロンティアに関する先行研究を参考にして、トランスログ型フロンティア経営関数を援用して各農家の生産行動に関する非効率性を定量的に評価する。

ところで、大江 [2] は、作物ごとの生産費算出のために必要とされる戸別の作業日誌等のデータが入手不可能であるなどの現実的制約に加え、合理的な農家行動を前提とした場合、土地利用と生産要素投入の決定は作付構成の変化と一体化しているという考え方をもとに、経営関数分析のモデル化と実証に成功している。本研究においても、対象地域の農家は、土地の質・面積の両面における平等性原則により使用権が分配された土地を耕作条件として、農家自身が合理的と考える計画により作付を決定していると仮定している。そして、経営成果と効率的生産量との間の乖離の存在を認め、この乖離の程度を計測するために技術的効率性 (TE) の概念を援用している。

推定に用いたデータに関しては、以下の3点について説明する。

まず、固定資本について、対象農家では、小規模かつ分散した土地利用のために機械利用が活発ではないことが指摘できる。また、データ上でも機械を利用している農家は少数であり、規模や作物選択との明確な相関関係も認められない。よって、機械利用については、その有無をダミー変数によって処理する（有=1，無=0）。

次に、対象地域における多くの農家では、前述の通り、青壮年層を中心とする多くの農業労働力が兼業の就業形態により他産業へと移動しており、単なる農業従事者数では労働投入の効率性を検討することができない。よって、労働投入については、実質労働投入を変数として採用する。

そして、対象地域では、生産物価格・要素価格について政策的に統一した価格が適用されている。また、小規模かつ分散した土地利用に起因する経営の零細性からは、特定の農家が固有のバグニング・パワーを有すると想定することも難しい。しかも、畑作について、北京近郊で最も多く栽培されている作物はトウモロコシと小麦であり、これらの作物は年ごとに政府によって決定される買収価格（農家庭先価格）によって買い取られるという実態がある。また、この買収価格は、農家経済の保護を目的とした基準指導価格（農家保護価と呼ぶ）の水準をもとに決定されている。よって、本研究では、対象地域の農家行動について、外生的に与えられた生産物価格・要素価格を前提とした合理的な意思決定に基づいているものと仮定している。

以上の結果、本研究では、農業生産における年間粗収入を被説明変数として、労働、土地、経常財の3つの要素投入を説明変数とした分析モデルを設定する。さらに、推定にあたっては、このモデルに機械利用に関するダミー変数を考慮する。

ところで、前述のように、農家行動の効率性分析においては確率的フロンティアの適用が一般的である<sup>注6)</sup>。本研究においても、先行研究を参考にしてトランスログ型確率的フロンティアモデルを採用した。そして、確率的フロンティアの推定により導出された個別効果を農家行動の効率性を示す指標として解釈し、この指標と各サンプルの個別因子との関係を回帰分析により明らかにすることを試みた。具体的に、対象地域では都市化及び政策制限の影響により非効率な状態にある農家経営が多数存在する。しかし、対象地域にはこれらの影響下にあっても効率的な経営を行っている農家も存在している。そこで、これらの効率的な経営をフロンティアとして捉え、このフロンティアとの乖離を計測することにより、非効率な経営の存在を確認すること、また、その要因を数量的に検討することが本モデル分析の目的である。

推定に用いたフロンティア経営関数の構造モデルと効率性の評価モデルは、以下の通りである。

$$Y_i = A + \sum_j^3 \sum_k^3 \beta_{jk} \ln(X_{ij}) \ln(X_{ik}) + \beta_{D_m} D_m + v_i - u_i \quad ①$$

$$u_i = \delta_0 + \sum_{k=1}^5 Z_{ik} \delta_i + \varpi_i \quad ②$$

①式で、 $Y_i$  は粗収益、 $X_i$  は3つの投入要素（経常財投入、経営面積、実質労働投入）を表す。 $A$ 、 $\beta_{jk}$ 、 $\beta_{D_m}$  は推定すべきパラメータであり、その内、 $A$  は定数項、 $\beta_{jk}$  は各項のパラメータ、 $\beta_{D_m}$  は機械投入ダミーのパラメータである。②式の $\delta$ は個別因子を表す変数 $Z_i$ に関するパラメータで

ある。さらに、ランダム変量  $\omega_i$  は、平均値ゼロ、分散  $\sigma^2$  のトランケーション正規分布に従う。このとき、 $u_i$  に課される符号条件は非負となり、この値が大きいほど、その経営のフロンティアからの乖離が大きい、つまり、非効率的であると解釈できる。

ところで、対象地域の多くの農家にとっては、出稼ぎ収入が各家計における主な収入源であると考えられる。そこで、教育水準や技術力が高い労働力ほど出稼ぎへのインセンティブが高まると考え、教育年数（ $Z_1$ ）を個別因子のひとつとして設定した。

また、家計収入に占める農業収入の割合が増えるほど経営改善へのインセンティブが働くと考えられる。そこで、この割合について 40% を基準として区分し、低農業収入比率ダミー（ $Z_2$ ）を個別因子のひとつとして設定した。

他方、高齢労働者ダミー（ $Z_3$ ）は経営内における 60 歳以上の労働力の存在を示す変数であり、経営面積ダミー（ $Z_4$ ）は 3 畝未満、同（ $Z_5$ ）は 4 畝以上の規模を示す変数である。

推定は、①、②式の各パラメータを連立させた上での最尤法による。

なお、各農家の経営効率性（TE）を③式のように定義する。

$$TE_i = \exp(-u_i) = \exp\left(-\sum_{k=1}^5 Z_{ik} \delta_i - \omega_i\right) \quad \text{③}$$

## 4. 結果と考察

### 4.1 畑作農家の経営効率性

分析に用いたデータの基本統計量を第 1 表、推定結果を第 2 表に示す。

第 1 表 分析データの基本統計量：畑作農家

|                  | 平均値         | 標準偏差    | 変動係数 | 最大値     | 最小値   |
|------------------|-------------|---------|------|---------|-------|
| 年間農業粗収益 (元)      | 2,054.7     | 1,913.3 | 0.9  | 9,000.0 | 288.0 |
| 経営面積 (畝)         | 2.3         | 2.0     | 0.9  | 10.0    | 0.2   |
| 経常財投入 (kg)       | 82.8        | 51.7    | 0.6  | 247.3   | 1.0   |
| 労働投入 (時間)        | 171.0       | 147.0   | 0.9  | 691.2   | 21.2  |
| 畝当たり粗収益 (元/畝)    | 1,011.0     | 350.7   | 0.3  | 1,584.0 | 438.3 |
| 畝当たり経常財投入 (kg/畝) | 61.3        | 39.7    | 0.6  | 156.1   | 0.4   |
| 畝当たり労働投入 (時間/畝)  | 101.7       | 58.3    | 0.6  | 216.0   | 9.4   |
| 世帯主の教育年数 (年)     | 8.7         | 2.2     | 0.3  | 12.0    | 0.0   |
| 世帯主の年齢 (歳)       | 49.0        | 9.4     | 0.2  | 76.0    | 35.0  |
| 機械使用状況           | 56 件の中 13 戸 |         |      |         |       |

出典：筆者推定

第2表 フロンティア型経営関数の推定結果：畑作農家

|              | MLE(1)    |           | MLE(2)    |           | MLE(3)    |          |
|--------------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|----------|
|              | 推測値       | ( Z 値 )   | 推測値       | ( Z 値 )   | 推測値       | ( Z 値 )  |
| $A$          | 5.632***  | ( 6.016)  | 6.971***  | ( 6.545)  | 12.295*** | ( 8.088) |
| $\beta_1$    | 0.727***  | ( 3.262)  | 0.543**   | ( 2.049)  | -0.661*   | (-1.814) |
| $\beta_2$    | 0.624***  | ( 2.582)  | 0.738***  | ( 3.927)  | 1.433***  | ( 6.144) |
| $\beta_3$    | 1.880***  | ( 3.516)  | 1.531***  | ( 2.941)  | 0.455     | ( 0.615) |
| $\beta_{11}$ | 0.130***  | ( 4.472)  | 0.135***  | ( 3.139)  | 0.085***  | ( 3.267) |
| $\beta_{22}$ | -0.005    | (-0.576)  | -0.006    | (-1.364)  | -0.013*   | (-1.932) |
| $\beta_{33}$ | -2.692*** | (-2.680)  | -2.566*** | (-2.965)  | -2.526**  | (-2.155) |
| $\beta_{12}$ | 1.640***  | ( 6.051)  | 1.330***  | ( 5.102)  | 0.981***  | ( 3.529) |
| $\beta_{13}$ | -1.128*** | (-4.679)  | -0.943*** | (-3.375)  | 0.341     | ( 0.837) |
| $\beta_{23}$ | -0.905*** | (-3.900)  | -0.550**  | (-2.428)  | -0.928*** | (-3.791) |
| $\beta_{Dm}$ | -2.670*** | (-4.206)  | -0.294*** | (-4.384)  | -0.419*** | (-8.541) |
| 技術的非効率性モデル   |           |           |           |           |           |          |
| $Z_A$        | —         | —         | 0.501     | ( 1.505)  | -1.021*** | (-4.340) |
| $Z_1$        | —         | —         | -0.106*** | (-3.591)  | —         | —        |
| $Z_2$        | —         | —         | 0.462***  | ( 3.065)  | 0.800***  | ( 2.421) |
| $Z_3$        | —         | —         | -0.179    | (-0.990)  | 0.379**   | ( 4.610) |
| $Z_4$        | —         | —         | 0.276     | ( 1.120)  | —         | —        |
| $Z_5$        | —         | —         | 0.592***  | ( 3.582)  | 0.842***  | ( 5.882) |
| $\sigma^2$   | 0.132***  | (7.704)   | 0.099***  | ( 3.995)  | 0.187***  | ( 7.220) |
| $A$          | 0.999***  | (146.205) | 0.999***  | (113.480) | 0.999***  | (93.256) |
| 最大対数尤度       | 16.059    |           | 27.836    |           | 26.123    |          |

出典：筆者推定

注：有意性水準：\*\*\* 1% \*\* 5% \* 10%

モデルの推定にあたっては、①、②式を基本モデル：MLE(1)とし、このモデルに個別因子を加えた2つの応用モデル：MLE(2)とMLE(3)を推定した。

MLE(1)の推定結果をみると、経常財、土地、労働の3つの投入要素に関する1次項のパラメータは全て正であり、統計的に有意な値を示している。他方、2次項、交差項のパラメータの一部がマイナスの値を示し、しかも有意な値が存在することは、推定結果の解釈において注意が必要である。

MLE(2)の推定結果をみると、 $Z_1$ 、 $Z_2$ 、 $Z_5$ のパラメータが高い有意性を持つ。具体的に、教育年数( $Z_1$ )は負の値となっており、教育水準が高くなるほど経営効率性が高くなると解釈できる。農外収入の割合( $Z_2$ )は正の値となっており、農外収入比率の高まりが農業生産に与える

第3表 帰無仮説の検定結果：畑作農家

| 帰無仮説  | 対数尤度   | $X^2_{0.95}$ 値 | 統計検定値 | 結論   |
|---|--------|----------------|-------|------|
| ケース1 $H_1 = 27.836$   |        |                |       |      |
| (1) $H_0 : \gamma = \delta_A = \delta_1 \dots \delta_5 = 0$ | 16.059 | 12.59          | 23.55 | 仮説棄却 |
| (2) $H_0 : \delta_1 = \delta_4 = 0$                         | 26.123 | 3.84           | 3.42  | 仮説受容 |
| ケース2 $H_2 = 26.123$   |        |                |       |      |
| (3) $H_0 : \delta_A = \delta_2 = \delta_3 = \delta_5 = 0$   | 16.059 | 9.49           | 21.28 | 仮説棄却 |

出典：筆者推定

第4表 農家の効率性分布の特徴：畑作農家

| 効率性 | 1.0～0.9 | 0.9～0.8 | 0.8～0.7 | 0.7～0.6 | 0.6～0.5 | 0.5～0.4 | 0.4未満 |
|-----|---------|---------|---------|---------|---------|---------|-------|
| 農家数 | 6       | 4       | 6       | 2       | 13      | 18      | 7     |
| 割合  | 10.7%   | 7.14%   | 10.7%   | 3.57%   | 23.2%   | 32.1%   | 12.5% |

出典：筆者推定

非効率的な影響として指摘できる。そして、大規模経営者ダミー（Z5）は正となっており、経営規模が大きくなることが経営効率性を低くするひとつの要因となっていることがわかる。

加えて、推定における各パラメータの有意性を尤度比検定によって検証した。検定に用いて尤度比の定式化は④式の通りである。

$$\lambda = -2[L(H_0) - L(H_1)] \quad \text{④}$$

④式によって得られた値のカイ二乗検定結果を第3表に示す。

具体的に、すべての非効率要因を無効とする仮説1については棄却された。また、教育水準と小規模因子を無効とする仮説2は棄却できなかった。さらに、仮説2を受け入れた上で教育と小規模因子を除いて残される非効率要因を無効とする仮説3については棄却された。

しかし、MLE(2)とMLE(3)を比較した場合、経常財と土地の推定パラメータが大幅に異なっていることには注意を要する。特に、MLE(1)との比較において、MLE(2)がMLE(3)よりも安定的な推定結果を得られていることに注目しなければならない。

さらに、AICの計測結果から判断すればMLE(2)が最も信頼性が高いと判断できた。よって、以下ではMLE(2)を対象として考察を進める。

MLE(2)の推定結果について、分析対象である畑作農家の効率性の分布を考察したところ、効率性が高い農家数が極めて少ない結果となった。具体的には、第4表で示すとおり、0.9以上のサンプルは6戸、0.8～0.9のサンプルが4戸であり、相対的に効率性が高い農家数が全サンプル中の25%にすぎない。一方で、効率性が0.4～0.6と推定された農家数が最も多く、全サンプル中の60%を占めている。

第5表 経営規模と労働時間による効率性比較：畑作農家

| 経営効率性  |                  | 経営規模          |               |                |
|--------|------------------|---------------|---------------|----------------|
|        |                  | 1畝以内          | 1～2畝          | 2畝以上           |
| 労働時間投入 | 畝当たり<br>70時間以内   | 0.6823<br>(5) | 0.6061<br>(2) | 0.4209<br>(14) |
|        | 畝当たり<br>70-150時間 | 0.8095<br>(6) | 0.4983<br>(9) | 0.5129<br>(9)  |
|        | 畝当たり<br>150時間以上  | 0.8032<br>(6) | 0.5629<br>(5) | —              |

出典：筆者推定

注1：サンプルの分類方法：経営地平均値と標準偏差を求める。平均値に標準偏差の2分の1を加えた値を上限。平均値から標準偏差の2分の1を差し引いた値を下限とする。時間の設定は全サンプルの平均労働時間が100時間であるため、その値の前後により区分する。

注2：( ) の中はサンプル数

第6表 経営規模と経常財投入による効率性比較：畑作農家

| 経営効率性 |               | 経営規模           |                |                |
|-------|---------------|----------------|----------------|----------------|
|       |               | 1畝以内           | 1～2畝           | 2畝以上           |
| 経常財投入 | 畝当たり<br>30 以内 | —              | 0.4559<br>(1)  | 0.4662<br>(14) |
|       | 畝当たり<br>30-90 | 0.6679<br>(5)  | 0.5257<br>(13) | 0.4427<br>(9)  |
|       | 畝当たり<br>90 以上 | 0.8124<br>(12) | 0.6108<br>(2)  | —              |

出典：筆者推定

注1) サンプルの分類方法については、第4表と同じ

注2) ( ) の中はサンプル数

他方、MLE(2)の推定結果について、分析対象である畑作農家の効率性の分布を経営規模と労働時間数の視点からクロス集計したものが、第5表である。この表からは、以下の2点が指摘できる。

- 1) 経営規模一定のもとで、単位面積当たりの労働投入が多くなるほど、経営効率性が高まる
- 2) 単位面積当たりの労働投入一定のもとで、経営規模が大きくなるほど、経営効率性が低下する  
総体的にみれば概ねこうした傾向にあるが、1～2畝の経営規模区分では、労働投入が増大することにより効率性が逆に低下している。この要因については、婦女子化及び高齢化による過剰投入が考えられる。しかし、このことについては、更に詳細な調査分析が必要である。

また、同様に、経営規模と経常財投入の視点からクロス集計したものが、第6表である。この表からは、以下の2点が指摘できる。

- 1) 経営規模一定のもとで、単位面積当たりの経常財投入が多くなるほど経営効率性が高まる
- 2) 単位面積当たりの経常財投入一定のもとで、経営規模が大きくなるほど経営効率性が低下する  
つまり、以上の分析により、対象地域における畑作農家行動の経営効率性を評価する場合には、単位面積当たりの労働投入と経常財投入に注目していく必要があることが明らかとなった。

## 4.2 野菜作農家の経営効率性

北京近郊の野菜作農家は、主にトマト、ピーマン、キュウリ、大根を栽培している。畑作よりも野菜作の方が生産物の貨幣的価値は高いが、同時に、生産過程における周密な管理作業が求められるため、生産要素投入量や求められる技術水準もより高くなる。一方で、必ずしもすべての野菜作農家がこのような技術力を十分に備えているわけではない。

分析に用いたデータの基本統計量を第7表、推定結果を第8表に示す。推定方法は、畑作の場合と同様、①、②式を基本モデル：MLE(4)とし、このモデルに個別因子を加えた2つの応用モデル：MLE(5)とMLE(6)を推定した。ただし、個別因子については、以下の6つを設定する。すなわち、農家家族規模を示す変数「Zfamily」、農家経営規模を区分するダミー変数「ZDm2」、経営主が受けた教育程度を示す変数「ZDeducation」、栽培技術訓練の機会があったか否かを示すダミー変数「ZDtrain」、耕地の位置を示すダミー変数「ZDD2」、60歳以上の経営者を区分するダミー変数「ZDa」である。

MLE(4)の推定結果をみると、経常財、労働の2つの投入要素に関する1次項パラメータがマイナスで、かつ、1%水準で有意である。また、経常財投入の2次項パラメータもマイナス値となっている。つまり、経常財と労働の投入量がほぼ限界水準に達しており、過剰投入の傾向が疑われる。他方、土地のパラメータの推定値は正であり、1%水準で有意である。つまり、野菜作農家の経営規模の拡大は、農業粗収益を向上させることが示唆された。特に、機械を使用することを示すダミー $\beta_{Dm}$ の値は正で、1%水準で有意であることは注目に値する。すなわち、機械導入が経営効率性を向上させることが分かる。野菜作は相対的に小規模であるものの、小型機械の導入は、労働投入の効率性を向上させ、粗収益増大にも積極的な効果を与えていることが分かる。

第7表 分析データの基本統計量：野菜作農家

|                  | 平均値       | 標準偏差     | 変動係数 | 最大値      | 最小値     |
|------------------|-----------|----------|------|----------|---------|
| 年間農業粗収益 (元)      | 24,611.3  | 20,115.4 | 0.8  | 80,975.0 | 2,000.0 |
| 経営面積 (畝)         | 3.8       | 2.6      | 0.7  | 10.5     | 0.5     |
| 経常財投入 (kg)       | 1,255.1   | 1,783.4  | 1.4  | 7,483.9  | 82.6    |
| 労働投入 (時間)        | 4,510.6   | 2,289.4  | 0.5  | 8,494.2  | 435.6   |
| 畝当たり粗収益 (元/畝)    | 7,472.9   | 3,638.0  | 0.5  | 18,000.0 | 2,990.6 |
| 畝当たり経常財投入 (kg/畝) | 465.9     | 448.7    | 1.0  | 1,247.3  | 25.8    |
| 畝当たり労働投入 (時間/畝)  | 2,162.7   | 2,125.5  | 1.0  | 8,014.8  | 72.6    |
| 家族人数 (人)         | 3.0       | 0.9      | 0.3  | 5.0      | 2.0     |
| 生産技術講習の受講経験      | 49件の中 29戸 |          |      |          |         |
| 機械使用状況           | 49件の中 13戸 |          |      |          |         |

出典：筆者推定

第8表 フロンティア型経営関数の推定結果：野菜作農家

|                  | MLE(4) |           | MLE(5) |            | MLE(6) |            |
|------------------|--------|-----------|--------|------------|--------|------------|
|                  | 推測値    | ( Z値 )    | 推測値    | ( Z値 )     | 推測値    | ( Z値 )     |
| $A$              | 27.002 | 26.796*** | 27.126 | 27.407***  | 26.903 | 8.823***   |
| $\beta_1$        | -1.344 | -3.132*** | -1.675 | -3.872***  | -1.547 | -10.659*** |
| $\beta_2$        | 1.100  | 1.409     | 1.975  | 2.072**    | 1.745  | 2.011**    |
| $\beta_3$        | -3.632 | -9.511*** | -3.454 | -11.557*** | -3.536 | -4.192***  |
| $\beta_{11}$     | -0.053 | -1.141    | -0.056 | -1.670*    | -0.056 | -1.099     |
| $\beta_{22}$     | 0.007  | 0.057     | 0.148  | 1.209      | 0.082  | 0.656      |
| $\beta_{33}$     | 0.329  | 3.978***  | 0.300  | 4.16***    | 0.298  | 3.083***   |
| $\beta_{12}$     | 0.015  | -0.257    | 0.035  | -0.447     | -0.052 | -0.685     |
| $\beta_{13}$     | 0.205  | 3.846***  | 0.249  | 4.298***   | 0.238  | 8.069***   |
| $\beta_{23}$     | -0.031 | -0.353    | -0.139 | -1.444     | -0.089 | -2.699***  |
| $\beta Dm$       | 0.195  | 2.871***  | 0.170  | 4.371***   | 0.166  | 9.765***   |
| 技術的非効率性モデル       |        |           |        |            |        |            |
| $Z_A$            | —      | —         | 1.675  | 6.157***   | 1.683  | 2.068**    |
| $Z_{family}$     | —      | —         | -0.479 | -5.456***  | -0.452 | -1.381     |
| $Z_{Dm2}$        | —      | —         | -0.714 | -4.014***  | -0.605 | -2.207**   |
| $Z_{Deducation}$ | —      | —         | 0.168  | 0.755***   |        |            |
| $Z_{Dtrain}$     | —      | —         | 0.179  | 1.217      |        |            |
| $Z_{DD2}$        | —      | —         | 0.195  | 0.828      |        |            |
| $Z_{Da}$         | —      | —         | -0.114 | -0.801     |        |            |
| $\sigma^2$       | 0.125  | 5.975***  | 0.075  | 4.276***   | 0.083  | 1.767*     |
| $A$              | 1      | 34.3***   | 0.999  | 1,594.4*** | 1      | 281.7***   |
| 最大<br>対数<br>尤度   | 15.622 |           | 29.004 |            | 29.745 |            |

出典：筆者推定

注：有意性水準：\*\*\* 1% \*\* 5% \* 10%

第9表 帰無仮説の検定結果：野菜作農家

| 帰無仮説  | 対数尤度   | $X^2_{0.95}$ 値 | 統計検定値 | 結論   |
|---|--------|----------------|-------|------|
| ケース1 $H_1 = 29.004$   |        |                |       |      |
| (1) $H_0 : \gamma = \delta_\lambda = \delta_1 \dots \delta_5 = 0$ | 15.622 | 12.59          | 26.76 | 仮説棄却 |
| (2) $H_0 : \delta_3 = \delta_4 = \delta_5 = \delta_6 = 0$         | 29.745 | 7.81           | -1.48 | 仮説受容 |
| ケース2 $H_2 = 29.745$   |        |                |       |      |
| (3) $H_0 : \delta_\lambda = \delta_1 = \delta_2 = 0$              | 15.622 | 7.81           | 28.25 | 仮説棄却 |

出典：筆者推定

第 10 表 農家の効率性分布の特徴：野菜作農家

| 効率性     | 平均経営効率性<br>(農家数)   |      | 経営面積<br>(畝) | 畝あたり<br>労働時間 | 畝あたり<br>経常財投入量 |
|---------|--------------------|------|-------------|--------------|----------------|
| 0.9 以上  | 0.9640<br><br>(16) | 平均値  | 4.79        | 1,320.75     | 357.34         |
|         |                    | 標準偏差 | 2.70        | 1,027.30     | 471.41         |
|         |                    | 変動係数 | 0.56        | 0.77         | 1.32           |
| 0.9~0.8 | 0.8366<br><br>(11) | 平均値  | 4.81        | 1,222.96     | 247.85         |
|         |                    | 標準偏差 | 1.85        | 429.08       | 376.14         |
|         |                    | 変動係数 | 0.39        | 0.35         | 1.37           |
| 0.8~0.7 | 0.7647<br><br>(7)  | 平均値  | 3.04        | 2,405.23     | 757.99         |
|         |                    | 標準偏差 | 2.97        | 437.96       | 1,600.02       |
|         |                    | 変動係数 | 0.98        | 0.58         | 0.67           |
| 0.7~0.6 | 0.6417<br><br>(8)  | 平均値  | 3.90        | 1,491.98     | 259.66         |
|         |                    | 標準偏差 | 2.09        | 278.05       | 1,345.83       |
|         |                    | 変動係数 | 0.53        | 1.07         | 0.90           |
| 0.6 未満  | 0.5100<br><br>(7)  | 平均値  | 0.50        | 6,090.97     | 958.09         |
|         |                    | 標準偏差 | 0.00        | 2,518.82     | 0.00           |
|         |                    | 変動係数 | 0.00        | 0.37         | 0.00           |

出典：筆者推定

前節と同様の方法によって、パラメータの有意性に関する尤度比検定を行った。検定結果は第 9 表に示す。ここでは、(3)の帰無仮説  $H_0$  が棄却されたことから、MLE(6)が独立な推定結果となっていることが分かる。そこで、以下では、MLE(6)の推定結果を中心に野菜作農家の経営の特徴について考察する。

MLE(5)では、非効率因子の、家族人数、耕地面積 2 畝以上、経営主の教育程度の 3 変数が 1% 水準で有意である。MLE(6)では、2 畝以上面積の経営のみ 1% 水準で有意である。このことは、野菜作農家における経営規模はその効率を決定する重要な要因であり、しかも経営規模を拡大すれば農業経営効率が向上する可能性が示唆される。他方、MLE(5)では、家族人数、および、高齢者ダミーのパラメータ推定値が負で、1% 水準で有意であるが、この結果の解釈は容易でない。ここでは、教育費等を含む近年の生計費の高まりが関係しているのではないかという指摘にとどめたい。

次に、農家の効率性分布を経営面積・経常財投入・労働投入の視点から分析した（第 10 表）。この表からは、まず、野菜作農家の効率分布について、半分以上の農家の経営効率性が平均以上に位置しており、経営効率性が低い農家の割合は小さいことがわかる。つまり、野菜作農家の技術水準が比較的平準化していることが伺える。次に、経営効率性の低下とともに、経営面積が小さくなる傾向がある一方で、畝あたりの経常財投入と労働投入が増加する傾向が観察される。ただし、各区分における要素投入の基本統計量をみると、標準偏差及び変動係数が大きく、グループ内でもばらつきがあることが分かる。つまり、経営効率性と規模・要素投入の間には、本分析のフレームワークでは析出できない特質が存在すると考えられる。

第 11 表 経営規模と労働時間・経常財投入による効率性比較：野菜作農家

| 経営規模  | 平均経営効率性<br>(農家数) |      | 畝あたり<br>労働時間 | 畝あたり<br>経常財投入量 |
|-------|------------------|------|--------------|----------------|
| 6 畝以上 | 0.8595<br>(11)   | 平均値  | 856.70       | 384.20         |
|       |                  | 標準偏差 | 303.60       | 430.42         |
|       |                  | 変動係数 | 0.35         | 1.12           |
| 4～6 畝 | 0.8239<br>(11)   | 平均値  | 1,155.84     | 331.42         |
|       |                  | 標準偏差 | 374.40       | 404.31         |
|       |                  | 変動係数 | 0.32         | 1.22           |
| 2～3 畝 | 0.7232<br>(13)   | 平均値  | 1,233.00     | 217.87         |
|       |                  | 標準偏差 | 567.47       | 423.20         |
|       |                  | 変動係数 | 0.46         | 1.94           |
| 2 畝未満 | 0.7671<br>(14)   | 平均値  | 4,843.28     | 866.17         |
|       |                  | 標準偏差 | 2,302.49     | 234.02         |
|       |                  | 変動係数 | 0.48         | 0.27           |

出典：筆者推定

他方、全野菜作農家の平均経営面積（3.8 畝）、標準偏差（2.6）の値を考慮して、野菜作農家を 4 つのグループに分類した（第 11 表）。この表からは、まず、グループ間の農家数と経営効率性に大きな格差はみられないことに注目できる。しかし、労働時間、経常財投入量をみれば、第 10 表と同様に、経営規模が小さくなるに従い、畝あたり労働時間と経常財投入量が増加する傾向が確認できる。また、各グループにおいて、労働時間の変動係数は比較的小さい。一方で、経常財投入量の変動係数は相対的に大きい。

以上の結果、野菜作農家の行動や生産技術については、規模毎にそれぞれの特徴が存在するのではないかと考えられる。むしろ、規模毎に技術体系が大きく異なるという事実があるのであれば、フロンティア生産関数分析の適用についても、規模毎の効率性比較を行うなど、実証方法の再検討が必要になるといえよう。

#### 4.3 果樹作農家の経営効率性

前述の通り、平谷区の農業は果樹作を中心として展開しており、既に北京市最大の果物産地となっている。同区の果樹作農家は主に桃を栽培しており、「平谷桃」のブランド化にも成功している。このことは、同区に広がる山地に面した傾斜地を有効に活用した農家の取り組みの結果である。そして、近年、「平谷桃」の市場シェアの拡大に伴い、果樹園が山地から平地地へと拡大している。

ところで、果樹作では、土地条件、水利条件、日射量等の園地条件はもちろんのこと、労働集約的な技術特性のために、一般に生産効率性の農家間格差は大きいと推察される。

第12表 分析データの基本統計量：果樹作農家

|                  | 平均値         | 標準偏差     | 変動係数 | 最大値      | 最小値     |
|------------------|-------------|----------|------|----------|---------|
| 年間農業租収益 (元)      | 23,695.0    | 15,809.8 | 0.7  | 90,760.0 | 4,500.0 |
| 経営面積 (畝)         | 6.2         | 3.8      | 0.6  | 20.0     | 1.9     |
| 経常財投入 (kg)       | 1,056.4     | 717.3    | 0.7  | 4,408.3  | 66.4    |
| 労働投入 (時間)        | 3,722.8     | 1,247.9  | 0.3  | 6,044.0  | 1,342.4 |
| 畝当たり租収益 (元/畝)    | 3,948.8     | 1,142.3  | 0.3  | 6,750.0  | 2,000.0 |
| 畝当たり経常財投入 (kg/畝) | 190.0       | 140.1    | 0.7  | 881.7    | 25.5    |
| 畝当たり労働投入 (時間/畝)  | 753.4       | 340.3    | 0.5  | 1,671.6  | 175.8   |
| 経営種の教育年数 (年)     | 9.5         | 1.6      | 0.2  | 12.0     | 6.0     |
| 機械使用状況           | 100 件の中 4 戸 |          |      |          |         |

出典：筆者推定

第13表 フロンティア型経営関数の推定結果：果樹作農家

|              | MLE(7)  |            | MLE(8)  |            | MLE(9)  |            |
|--------------|---------|------------|---------|------------|---------|------------|
|              | 推測値     | ( Z値 )     | 推測値     | ( Z値 )     | 推測値     | ( Z値 )     |
| $A$          | 28.990  | 28.591***  | 27.013  | 27.629***  | 27.594  | 27.798***  |
| $\beta_1$    | 1.656   | 3.507***   | 1.809   | 6.353***   | 1.644   | 4.580***   |
| $\beta_2$    | -2.306  | -1.281     | -0.994  | -1.128     | -1.244  | -1.410     |
| $\beta_3$    | 5.218   | 11.541***  | 5.849   | 13.622***  | 5.597   | 13.325***  |
| $\beta_{11}$ | -0.458  | -5.786***  | -0.357  | -5.433***  | -0.241  | -2.193**   |
| $\beta_{22}$ | 0.269   | 0.838      | 0.034   | 0.236      | -0.054  | -0.253     |
| $\beta_{33}$ | -17.637 | -19.597*** | -18.741 | -21.337*** | -18.457 | -20.183*** |
| $\beta_{12}$ | 0.023   | 0.267      | 0.015   | 0.253      | -0.059  | -0.800     |
| $\beta_{13}$ | -0.184  | -2.688***  | -0.202  | -5.149***  | -0.179  | -4.2***    |
| $\beta_{23}$ | 0.331   | 2.208**    | 0.206   | 2.065**    | 0.317   | 2.673***   |
| $\beta_{Dm}$ | -0.019  | -0.155     | -0.059  | -0.628     | -0.019  | -0.136     |

技術的非効率性モデル

|                  |       |          |        |           |        |           |
|------------------|-------|----------|--------|-----------|--------|-----------|
| $Z_A$            | —     | —        | -2.015 | -3.775*** | -0.749 | -1.791*   |
| $Z_{Deducation}$ | —     | —        | 0.028  | 0.88      | 0.023  | 0.777     |
| $Z_{Drate}$      | —     | —        | -0.762 | -1.607    | -1.48  | -3.223*** |
| $Z_{Dlowp}$      | —     | —        | 0.174  | 1.407     | 0.148  | 1.299     |
| $Z_{Dm2}$        | —     | —        | 0.064  | 0.467***  | 0.944  | 2.903***  |
| $Z_{DD1}$        | —     | —        | 2.047  | 5.265     |        |           |
| $\sigma^2$       | 0.202 | 8.895*** | 0.074  | 3.869***  | 0.079  | 3.284***  |
| $A$              | 0.999 | 156.4*** | 1      | 1796.5*** | 1      | 2847.7*   |
| 最大対数尤度           | 0.817 |          | 21.429 |           | 14.042 |           |

出典：筆者推定

注：有意性水準：\*\*\* 1% \*\* 5% \* 10%

第 14 表 帰無仮説の検定結果：果樹作農家

| 帰無仮説   | 対数尤度   | $X^2_{0.95}$ 値 | 統計検定値  | 結論   |
|--|--------|----------------|--------|------|
| ケース 1 $H_1 = 21.429$   |        |                |        |      |
| (1) $H_0 : \gamma = \delta_A = \delta_1 \dots \delta_5 = 0$          | 0.817  | 12.59          | 41.224 | 仮説棄却 |
| (2) $H_0 : \delta_5 = 0$   | 14.042 | 3.841          | 15.774 | 仮説棄却 |
| ケース 2 $H_2 = 14.042$   |        |                |        |      |
| (3) $H_0 : \delta_A = \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = 0$ | 0.817  | 11.07          | 26.450 | 仮説棄却 |

出典：筆者推定

分析に用いたデータの基本統計量を第 12 表、推定結果を第 13 表に示す。推定方法は、畑作・野菜作の場合と同様、①、②式を基本モデル：MLE(7)とし、このモデルに個別因子を加えた 2 つの応用モデル：MLE(8)と MLE(9)を推定した。ただし、個別因子については、以下の 5 つを設定する。すなわち、経営主の教育年数を示す変数「Zeducation」、農家経営規模を区分するダミー変数「ZDm2」、耕地の位置を示すダミー変数「ZDD1」、農業収入の割合を示すダミー変数「Zrate2」、そして、地理条件や品種などによる単位面積あたり生産量の低い農家を示すダミー変数「Zlowp」である。

モデルの推定結果をみると、MLE(8)の最大対数尤度が最も高い。また、前節までと同様の方法によってパラメータの有意性に関する尤度比検定を行った結果（第 14 表）、MLE(7)～MLE(9)の 3 つのモデルのすべてについて、効率因子が有意であることが示された。よって、以下では、MLE(8)の推定結果を中心に考察する。

第 13 表に示すように、土地投入に関するパラメータの推定値が有意でないことは、果樹作の定性的な特質の把握からも首肯できることである。加えて、土地投入に関する変数の 1 次項、2 次項、そして経常財投入との交差項も統計的に有意ではない。他方、土地と労働時間の交差項は 5% 水準で有意ではあるが、良好な結果とは言えない。

他方、経常財投入と労働投入に関する 1 次項のパラメータの値はすべて正の値であるが、2 次項交差項のパラメータはすべて負の値である。よって、経常財投入と労働投入を増加させることにより収益を向上させることは可能であるが、それらの限界生産力は逓減傾向にあることが示唆された。

また、機械利用を示すダミー変数「Dmachine」の推定値は小さく、有意ではない。このことも、果樹作の定性的な特質の把握、および、機械を導入している経営が 100 戸中 4 戸に過ぎなかったことから、容易に解釈可能な結果である。

北京近郊における果樹作の技術特性は、手作業が多く、機械・施設設備も灌水のための揚水ポンプなどに限定されている。しかも、果樹園 1 筆あたりの面積も小さく、そもそも機械導入のメリットは少ないものと考えられる。

効率因子について、経営主の教育年間「Zeducation」のパラメータは、統計的に有意ではないが、畑作農家及び野菜作農家と同じく正值であり、他類型と同様に教育水準の高い労働力が他産業へ流出してしまっているのではないかと推察された。そして、山間地域を区分するダミー変数「DD1」については、平谷区の桃作発祥に地である山間部に関連した変数であるが、樹齢が高いために単収が低いなど経営効率の相対的な低下が観察されるが、統計的には優位な結果が得られていない。

第 15 表 農家の効率性分布の特徴：果樹作農家

| 効率性     | 平均経営効率性<br>(農家数)   |      | 経営面積<br>(畝) | 畝あたり<br>労働時間 | 畝あたり<br>経常財投入量 |
|---------|--------------------|------|-------------|--------------|----------------|
| 0.9 以上  | 0.9600<br><br>(16) | 平均値  | 5.18        | 748.87       | 150.15         |
|         |                    | 標準偏差 | 3.76        | 285.90       | 207.30         |
|         |                    | 変動係数 | 0.72        | 0.4          | 1.4            |
| 0.9～0.8 | 0.8641<br><br>(16) | 平均値  | 6.24        | 750.94       | 149.51         |
|         |                    | 標準偏差 | 4.08        | 390.70       | 79.25          |
|         |                    | 変動係数 | 0.65        | 0.52         | 0.53           |
| 0.8～0.7 | 0.7488<br><br>(8)  | 平均値  | 5.50        | 750.97       | 224.33         |
|         |                    | 標準偏差 | 3.82        | 289.58       | 117.45         |
|         |                    | 変動係数 | 0.69        | 0.39         | 0.52           |
| 0.7～0.6 | 0.6426<br><br>(17) | 平均値  | 6.14        | 738.84       | 198.16         |
|         |                    | 標準偏差 | 3.31        | 332.00       | 139.27         |
|         |                    | 変動係数 | 0.54        | 0.45         | 0.70           |
| 0.6 未満  | 0.5555<br><br>(31) | 平均値  | 6.65        | 761.13       | 234.77         |
|         |                    | 標準偏差 | 3.73        | 396.22       | 143.22         |
|         |                    | 変動係数 | 0.56        | 0.52         | 0.61           |

出典：筆者推定

次に、経営効率性により果樹作農家を分類した結果を第 15 表に示す。効率性が 0.9 以上のグループは平均経営面積が最も小さく、畝当たり経常財投入数量、及び、単位面積当たり労働時間も比較的少ない。経営効率性の低いグループほど、経営面積が大きく、経常財投入も大きくなる傾向がある。しかし、経営効率性が 0.80～0.89 のグループのみはその傾向に従っておらず、労働時間については経営効率性が 0.90 以上の農家と大きく変わらない。畝あたり農薬・肥料投入は経営効率性が低い農家ほど、大きくなる傾向があるが、経営効率性 0.49 以下と最も低い階層ではかなり小さい値になっている。

さらに、全果樹作農家の経営面積の平均値 (6.2 畝)、標準偏差 (3.8) の 2 つの値を考慮して、果樹作農家を分類した結果が第 16 表である。具体的に、2.4 畝以下の経営面積が最も小さいサンプル階層は平均経営効率性が最も高く、畝あたり経常財投入も各グループの中で最も小さい。経営面積が大きくなるに従い、畝あたり労働時間が減少している。つまり、経営面積が小さい農家ほど適切に要素投入を管理できていることが伺える。また、各階層とも、畝あたり労働時間の標準偏差が比較的小さく、同階層間の労働投入に顕著な違いはみられない。しかし、経常財投入については、経営効率性による区分でも、経営面積による区分においても、その標準偏差及び変動係数が非常に大きい。つまり、経常財投入の格差が農家間の収入格差の要因のひとつではないかと考えられる。

第 16 表 経営規模と労働時間・経常財投入による効率性比較：果樹作農家

| 経営規模      | 平均経営効率性<br>(農家数)   |      | 畝あたり<br>労働時間 | 畝あたり<br>経常財投入量 |
|-----------|--------------------|------|--------------|----------------|
| 8.1 畝以上   | 0.6671<br><br>(26) | 平均値  | 447.19       | 135.16         |
|           |                    | 標準偏差 | 98.22        | 41.65          |
|           |                    | 変動係数 | 0.22         | 0.31           |
| 6.2～8.1 畝 | 0.6360<br><br>(10) | 平均値  | 412.25       | 163.96         |
|           |                    | 標準偏差 | 112.03       | 53.69          |
|           |                    | 変動係数 | 0.27         | 0.33           |
| 4.3～6.2 畝 | 0.6845<br><br>(22) | 平均値  | 680.86       | 233.50         |
|           |                    | 標準偏差 | 184.82       | 191.81         |
|           |                    | 変動係数 | 0.27         | 0.82           |
| 2.4～4.3 畝 | 0.6631<br><br>(30) | 平均値  | 1,159.00     | 251.25         |
|           |                    | 標準偏差 | 230.84       | 154.18         |
|           |                    | 変動係数 | 0.20         | 0.61           |
| 2.4 畝未満   | 0.8100<br><br>(12) | 平均値  | 819.98       | 97.73          |
|           |                    | 標準偏差 | 112.73       | 79.66          |
|           |                    | 変動係数 | 0.14         | 0.82           |

出典：筆者推定

## 5. おわりに

本研究では、経営関数モデルの推計により、北京市北東部近郊農業地域における畑作・野菜作・果樹作農家の経営効率性について数量的に検討した。

対象地域においては、土地分配政策や戸籍制度等の制限のもとで、農家は自由に生産に関する意思決定ができない状況にある。そのため効率的な経営行動をとることができず、非効率な行動パターンを選択せざるを得ない。また、都市化の進展により他産業への就職の機会が増えたことで、経営を取り巻く状況がさらに悪化したと考えられる。

経営関数モデルの推定結果により、経営効率性と経営規模の関係が明らかとなった。具体的には、経営規模が大きくなるに従い、効率性が低下する農家が多く存在することが明らかとなった。これは、経営規模が大きい農家ほど、資本の投入量は大きくなるが、単位面積当たりでは労働力及び経常財の投入不足が生じ、結果として効率性の低下を招いているものと考えられる。こうしたことから、農家行動の経営効率性を評価する視点として、今後は単位面積当たりの労働投入と経常財投入に注目していく必要があることが示唆された。

他方、本研究では農業生産に限定した農業経営の効率性を議論しているが、出稼ぎなどによる所得稼得機会を考慮した農家経営の効率性を議論する場合には、当然、得られる結論が異なると考えられる。つまり、本研究の分析モデルを農業部門・非農業部門への資源配分の合理性に関する経営意思決定モデルへと拡張することが残された重要な課題である。

## 付記

本稿は、呉剛が2010年1月に筑波大学大学院生命環境科学研究科生物資源科学専攻に提出した修士(学術)学位請求論文「中国北京市における都市近郊農業経営行動の効率性に関する研究—現地実態調査と経営関数分析による接近—」を再構成したものである。なお、畑作農業に関する実証分析については、呉・松下 [10] として部分的に公表した成果である。

## 注

- (1) 例えば、1978年と比較すると、農業・非農業人口比率は15:1から7:6へと推移しており、農業人口比率の低下が顕著である。(北京市統計局 [11])
- (2) 浅見ら [1]
- (3) ただし、対象地域では、このような土地分配政策や作付制限下にあっても、借地等によって経営規模を拡大し、しかも高度な技術を備えた上で効率的な経営を行っている農家の存在も観察された。
- (4) 教育水準や技術力が低いなど他産業の就業が容易でない労働力を保有する農家では、分配された農地の零細性と農地流動化が困難なことを背景として、単位面積当たりの労働投入が相対的に過剰となっている事例も観察された。
- (5) 中国では、農産物の買収価格(農家庭先価格)と農業資材価格(投入財価格)が国によって統一的に定められている。
- (6) 確率的フロンティアの適用によって農業生産の効率性を分析した研究成果のレビューについては、川崎 [8] が詳しい。

## 参考文献

- [1] 浅見淳之・張文宝・曹力群・張曉輝・辻井博・松田芳郎(2001):「中国の請負地配分に関する一考察」『京大学生物資源経済研究』第7巻, pp.83-100.
- [2] 大江靖雄(1990):「大規模畑作の土地利用と要素投入変化」『農業経済研究』第62巻第1号, pp.22-33.
- [3] Chen P. C., Yu M. M., Chang C. C., Hsu S. H. (2008): Total Factor Productivity Growth in China's Agricultural Sector, *China Economic Review*, 19(4), pp. 580-593.
- [4] Chen Z. and Song S. (2008): Efficiency and Technology Gap in China's Agriculture: A Regional Meta-frontier Analysis, *China Economic Review*, 19(2), pp. 287-296.
- [5] Coeli T. J. (2005): *An Introduction to Efficiency and Productivity Analysis*, Springer.
- [6] 石田浩・園左篤樹(2005):「中国都市近郊農村の農地収用と農外就労」『関西大学経済論集』第55巻第1号, pp.31-62.
- [7] Ito J. (2010): Inter-regional Difference of Agricultural Productivity in China: Distinction between Biochemical and Machinery Technology, *China Economic Review*, 21(3), pp.394-410.
- [8] 川崎賢太郎(2009):「耕地分散が米生産費及び要素投入に及ぼす影響」『農業経済研究』第81巻第1号, pp.14-24.
- [9] 孔祥旭(2003):「中国の都市周辺山村における農業構造改善方策と農家経済の実態」, 『林業経済研究』第49巻第1号, pp.61-68.
- [10] 呉剛・松下秀介(2011):「北京市北東部近郊農業地域における畑作農家の経営効率性分析」

『農業經營研究』第49卷第3号, pp.158-163.

- [11] 北京市統計局 (2008) : 『数說北京改革開放三十年』, 中国統計出版社.
- [12] Mao W. and Koo W. W. (1997) : Productivity Growth, Technological Progress, and Efficiency Change in Chinese Agriculture after Rural Economic Reforms: A DEA approach, *China Economic Review*, 8(2), pp. 157-174
- [13] Monchuk D. C., Zhuo C., Bonaparte Y. (2010) : Explaining Production Inefficiency in China's agriculture using data Envelopment Analysis and Semi-Parametric Bootstrapping, *China Economic Review*, 21(2), pp.346-354

## Farming Management Efficiency in Northeastern Beijing

By

Gang WU <sup>1)</sup> and Shusuke MATSUSHITA <sup>2)</sup>

1) Former Student in Graduate School of Life and Environmental Sciences, University of Tsukuba

2) Faculty of Life and Environmental Sciences, University of Tsukuba

This study evaluated farm management efficiency in northeastern Beijing from the perspectives of uncompetitive market conditions of both land and labor. Management function analysis was applied to data from a farm household survey.

Results revealed the following.

- 1) Lack of fertilizer and agrochemical inputs are the main causes of inefficiency of farm households in the target area. Lack of skilled labor is another important cause of inefficiency.
- 2) Scale expansion presents an important alternative for farm management development. Loosening regulations for both land and labor markets is necessary to accelerate farm households' scale expansion.
- 3) Achieving an efficient allocation of resources between agricultural and industrial sectors is important to combine farm households' scale expansion with the improvement of management efficiency.

Keywords:

Management efficiency, Stochastic frontier analysis, Management function, Institutional constraints, Immobility of land and labor